



Краснікова Л.І., канд. екон. наук,

Поворозник Б.О.

Національний Університет "Киево-Могилянська академія"

МЕТОД "ІНДЕКСУ АКТИВІВ" ЯК АЛЬТЕРНАТИВНИЙ ПІДХІД ДО ВИМІРЮВАННЯ ДОБРОБУТУ В УКРАЇНІ

Роботу присвячено оцінці добробуту в Україні, що базується на концепції "інфраструктурної" бідності та методу "індексу активів". Метою даної роботи є побудова уніфікованого одновимірного еквіваленту багатовимірного вектору активів, так званого "індексу активів", що дає змогу проводити ранжування домогосподарств за рівнем добробуту. Подана методологія побудови індексу на основі аналізу головних складових та наводяться отримані результати: індекси чисельності та криві Лоренца.

Сьогодні бідність є серйозною проблемою в Україні, яка ще пам'ятає своє відносно економічне процвітання за часів Радянського Союзу. Без сумніву, ступінь бідності змінюється з року в рік, але завжди є серйозною темою для досліджень. Актуальність та важливість вирішення проблеми бідності підтверджується тим, що вона стосується життя мільйонів українців. Аналіз бідності в Україні, проведений Світовим Банком у 2005 р. свідчить, що 19% населення країни перебувають за межею бідності [1].

Успішне подолання бідності повною мірою залежить від вдалого виявлення та точної оцінки бідності. Різні аспекти проблеми оцінки рівня життя досліджувались відомими українськими вченими – Лібановою Е.М, Мандибурою В.О, Пирожковим С.І. та ін. [2–6]. Заслуговує на увагу національна методика оцінки людського розвитку, розроблена за участю Лібанової Е.М та Пирожкова С.І., що дозволяє урахувати найбільш актуальні на даному етапі аспекти людського розвитку країни та її регіонів і забезпечує гнучкість та адаптивність індексу людського розвитку до змін загальної соціально-економічної ситуації, що особливо важливо для країн із перехідною економікою [див. 3].

Адекватна програма з подолання бідності вимагає точної ідентифікації категорії людей, які знаходяться за межею бідності, та належної оцінки ступеня їхньої бідності. Як правило, аналіз бідності та нерівності ґрунтується на даних по витратах та доходах населення. Такий підхід ґрунтується на дуже вузькому визначенні функцій корисності – як функціональної залежності від грошей.



Окрім цього існує загальна практика, коли для вимірювання бідності в розвинених країнах використовується рівень доходу, а в країнах, що розвиваються, – обсяг витрат на споживання. У той же час дослідники приділяють відносно мало уваги володінню товарами тривалого вжитку (активами) домашніми господарствами та нерівністю розподілу тих чи інших активів між домашніми господарствами.

Зан та Штіфель (Sahn and Stifel) вважають, що вагоме зниження рівня бідності значною мірою залежить від здатності домашніх господарств акумулювати продуктивні активи, а отже – нерівність розподілу доходів буде зменшена, якщо знизиться нерівність розподілу активів, котрі сприяють збільшенню доходів, тобто їхніх генераторів [7]. Таким чином, виникає необхідність зміщення процесу оцінки добробуту від повністю монетарної основи до такої, що базується на володінні активами. Крім того, існує багато недоліків, пов'язаних з використанням даних по витратах на споживання: вибір належних цінових дефляторів, точна інформація про ціни на всі спожиті товари, труднощі, пов'язані зі збором даних по орендним ставкам на житло.

Вказане вище настановує на використання альтернативного методу оцінки добробуту, базованого на вимірюванні активів, використання концепції "прав на володіння" (entitlements), розробленої Сеном (Sen) [8]. Вона визначається множиною альтернативних наборів товарів споживання, якими володіє та може накопичувати у суспільстві кожен індивід. Таким чином, ми переходимо від монетарної ідеї вимірювання добробуту до ідеї "інфраструктурної" бідності, базованої на володінні певним набором активів. Слід зазначити – в країнах, що розвиваються, процес збору даних по володінню активами є набагато простішим та дешевшим, ніж збір інформації про доходи та витрати. Використання даних про володіння товарами тривалого вжитку та характеристики житла дає змогу не зупинятись на проблемах, пов'язаних із дефляцією валют. Таким чином ми можемо використовувати метод активів в ролі альтернативи існуючим традиційним мірам бідності. Ця методика визначає соціально-економічний статус домашнього господарства в термінах володіння активами, а не в термінах доходів чи витрат. Обстеження умов існування домогосподарств містять різноманітні запитання щодо володіння тими чи іншими товарами тривалого вжитку (активами), про матеріали використані в будівництві житла та демографічну інформацію стосовно розміру та складу цих



господарств. Отже, ми маємо справу з "багатовимірною" інформацією щодо власності на певні активи кожного господарства з вибірки.

Метою нашої роботи є побудова уніфікованого одновимірного еквіваленту багатовимірного вектора активів, що називався би "індексом активів" [9]. Таким чином це дасть змогу провадити ранжування добробуту поміж домашніми господарствами, так як це набагато складніше робити в одновимірному просторі. У випадку, коли у відповідність кожному господарству поставлений багатовимірний вектор активів, існують різні методи ранжування домашніх господарств за рівнем добробуту, але всі вони зводяться до зниження розмірності. Найпростіший спосіб – це встановити однакову вагу для володіння кожним активом, і потім просто просумувати їх для кожного домашнього господарства, таким чином ранжуючи господарства відповідно до суми ваг. Але цей спосіб має багато недоліків. Наприклад, він припускає, що володіння радіоприймачем має такий самий вплив на рівень добробуту господарства як наявність центрального газового постачання.

Інше можливе вирішення проблеми зменшення розмірності полягає в тому, щоб задавати власні ваги для кожного з активів, як наприклад, ціни на товари. Такий метод провокує різноманітні труднощі, пов'язані з доступністю інформації про ціни на активи, особливо якщо це стосується орендних ставок на житло та матеріалів, використаних у його будівництві. Як альтернативу можна використовувати статистичний метод аналізу головних компонент для визначення ваги кожного з активів. Згідно з цим методом кожному активу ставиться у відповідність певна вага, згенерована за допомогою аналізу головних компонент. Цей аналіз використовується для дослідження залежностей між набором змінних, що корелюють між собою та трансформації оригінальної множини цих змінних в нову множину [10]. Нова трансформована множина як правило є одновимірною та містить змінні, що не корелюють між собою та мають назву головних компонент. Їх аналіз орієнтований на змінні, тобто він доречний в тих випадках, коли змінні мають однаково направлений вплив, коли немає залежних та незалежних змінних як в багатовимірному аналізі. Перевагою даного методу є зменшення розмірності без значної втрати інформації. Новоутворені змінні (головні компоненти) є лінійними комбінаціями від початкових. Декілька досліджень було спрямовано на те, щоб виявити якою мірою індекс активів є хорошим наближенням для



витрат на споживання. Філмер та Пріше (Filmer and Pritchett) запропонували метод оцінки впливу економічного статусу на рівень освіти без наявності даних про доходи та споживання [11]. Вони побудували індекс, оснований на показниках ваг активів домашніх господарств, з використанням аналізу головних компонент. Дослідники показали, що існує не тільки відповідність між класифікацією домашніх господарств, основою на даних про витрати на споживання та тією, що базується на даних про володіння активами, але й те, що індекс активів є кращим наближенням рівня добробуту для прогнозування рівня освіти, ніж витрати на споживання.

Методологія. Нехай $X^T = [X_1, \dots, X_p]$ – це p -вимірний випадковий вектор (p -розмірність даних про активи для кожного господарства), з математичним сподіванням μ та коваріаційною матрицею Σ . Нашим головним завданням є знаходження такої нової множини змінних Y_1, \dots, Y_p , що не корелюються між собою та такі, величини чийх варіацій спадають від першої до останньої [10]. Кожен Y_j (j – та головна компонента) є лінійною комбінацією від X -ів:

$$Y_j = a_{1j}X_1 + a_{2j}X_2 + \dots + a_{pj}X_p = a_j^T X, \quad (1.1)$$

де $a_j^T = a_{1j}, \dots, a_{pj}$ є вектором констант. Важливою є умова нормалізації, що забезпечує ортогональність всього перетворення вимірному просторі:

$$a_j^T a_j = \sum_{k=1}^p a_{kj}^2 = 1. \quad (1.2)$$

Першу головну компоненту Y_1 ми отримуємо із величини a_1 , що Y_1 має найбільшу можливу варіацію для всіх комбінацій рівняння (1.1). Отже ми вибираємо a_1 такою, що вона максимізує варіацію $a_1^T X$, за умови що $a_1^T a_1 = 1$. Другу головну ми знаходимо, вибираючи величину a_2 такою, що тепер уже Y_2 має найбільшу можливу варіацію для всіх комбінацій рівняння (1.1) які не корелюються з Y_1 . Аналогічно ми знаходимо Y_3, \dots, Y_p , що не корелюються між собою та мають варіації у спадному порядку.

Аналіз головних компонент несе у собі необхідність знаходження власних чисел та власних векторів коваріаційної матриці. Якщо ми розглянемо j -ту головну компоненту (ГК),



$$Y_j = a_{1j}X_1 + a_{2j}X_2 + \dots + a_{pj}X_p, \quad (1.3)$$

то варіацією Y_j є j -те власне число, тобто $Var(Y_j) = \lambda_j$. Важливою властивістю ГК є те, що суми варіацій початкових змінних та їхніх головних компонент є однаковими:

$$\sum_{i=1}^p Var(X_i) = \sum_{i=1}^p Var(Y_i) = \sum_{i=1}^p \lambda_i. \quad (1.4)$$

Для кореляційної матриці всі діагональні елементи дорівнюють одиниці. Таким чином сума діагональних елементів (сума дисперсій стандартизованих змінних) буде дорівнювати p , а сума власних чисел кореляційної матриці P також буде дорівнювати p . Отже пропорція від загальної варіації врахована j -тою компонентою є просто λ_j / p .

Побудова головних компонент для методу активів. Ми застосуємо метод активів, використовуючи дані з обстеження умов життя домогосподарств, що було здійснене в 2004 р. Державним комітетом статистики України. Для аналізу ми вибрали 20 змінних "першої необхідності" – таких як тип житла, його загальна площа, тип опалення та газифікації, наявність водопроводу та каналізації і т. ін. Табл. 1 показує описову статистику вибраних змінних в ролі потенційних компонент "індексу активів". У ній відображено середнє значення, стандартне відхилення, мінімальне та максимальне значення змінних-активів. Наприклад, змінна "тип житла" описує різні види власності на житло та може приймати п'ять можливих значень: окрема квартира, комунальна квартира, індивідуальний будинок, частина індивідуального будинку або гуртожиток. Більшість змінних мають два значення: "1" – якщо домашнє господарство володіє даним активом (змінною), та "0" – у протилежному випадку. Ми вибрали ці змінні тому що розглядаємо їх в ролі "активів" першої необхідності, що є важливим для концепції "інфраструктурної бідності".

Кожному активу з наведеної вище таблиці ставиться у відповідність вага, яку ми визначаємо за допомогою аналізу головних компонент. Також "фіктивна змінна" (dummy variable) зі значеннями "0" та "1" була включена для міської або сільської місцевості, тому що вона несе в собі певну частину "місцевої" варіації. Ми маємо 20 змінних, а отже оперуємо в 20-вимірному просторі який неможливо уявити простою візуалізацією. Як уже було раніше зазначено, аналіз головних компонент дає змогу змен-



Метод "Індексу активів" як альтернативний підхід...

шити кількість змінних (а отже і розмірність) без значної втрати інформації [12]. Такий ефект досягається завдяки створенню меншої кількості змінних (у нашому випадку однієї змінної), що пояснюють більшу частину варіації в первинних змінних, та на підставі яких можна судити про соціально-економічний статус (рівень добробуту) домашніх господарств.

Таблиця 1

Володіння активами та характеристики домогосподарств

Змінна (a_{ij})	Середнє значення x_i	Стандартне відхилення s_i	Найменше значення	Найбільше значення
Тип житла	2,164901	1,073243	1	5
Загальна площа житла, кв. м	57,12868	22,21393	0	238
Житлова площа, кв. м	38,46227	16,55547	7	180
Кількість кімнат	2,52488	0,986123	1	9
Період, коли було збудоване житло	3,277796	1,422996	1	6
Період, коли проводився останній капремонт	5,231354	1,411328	1	6
Центральне опалення	0,3926164	0,4883588	0	1
Індивідуальне опалення	0,3108614	0,462871	0	1
Водогін	0,5959337	0,4907367	0	1
Каналізація	0,5708935	0,4949751	0	1
Гаряча вода	0,2767255	0,4474035	0	1
Газова колонка	0,1362226	0,3430431	0	1
Центральне газопостачання	0,6036383	0,4891674	0	1
Балонний газ	0,2664526	0,4421273	0	1
Електроплита підлогова	0,0281434	0,1653913	0	1
Ванна або душ	0,518138	0,4996976	0	1
Телефон	0,4208668	0,4937246	0	1
Земельна ділянка	0,6685928	0,4707443	0	1
Кількість ділянок	1,09267	0,9856498	0	3
Сільська місцевість	0,6406635	0,4798317	0	1

Джерело: складено авторами за даними обстеження умов життя домогосподарств (Держкомстат, 2004).

Отже, із 20-ти змінних (див. табл. 1) обчислюємо головні компоненти (Y_j), беручи такі a_{ij} з (1.1) для яких Y_j мають найбільшу можливу варіацію. Розв'язання задачі максимізації за допомогою методу множників Лагранжа приводить нас до



обчислення власних чисел та відповідних власних векторів коваріаційної матриці вектору активів. У табл. 2 показано результати наших перших обчислень – власні числа, що дорівнюють варіаціям відповідних головних компонент, проранжовані в спадному порядку відповідно до значень останніх. Також у табл. 2. продемонстровано частку варіації, яку пояснює кожна головна компонента. Перша головна компонента є лінійним індексом від змінних, що містить в собі найбільше інформації, характерної для всіх активів. У табл. 2 ми бачимо, що перша головна компонента (Y_1) відповідає найбільшому власному числу ($\lambda = 8,54658$) та пояснює майже 41% варіації від первинних змінних (активів у 20-вимірному просторі). Друга головна компонента відповідає другому найбільшому власному числу ($\lambda = 2,85644$) та пояснює тільки 13% варіації. Далі ми спостерігаємо спад у частках поясненої дисперсії – п'ята головна компонента пояснює тільки 5%. Ми розглядаємо тільки першу головну компоненту, зважаючи на різкий спад в пропорції описаної варіації. Відповідний власний вектор є вектором ваг ($\bar{a}_1 = (a_1, \dots, a_{21})$). Вектор \bar{a} вибраний таким чином, що Y_1 має найбільшу можливу варіацію, а також визначає ваги незалежних змінних (активів), що формують головну компоненту. Наявність відповідних ваг для кожного активу дає нам змогу обчислити індекс активів для кожного домогосподарства з вибірки. Дана формула використовується для обчислення індексу активів (A_i) для i -го домогосподарства:

$$A_i = a_1(x_{i1} - x_1) / s_1 + \dots + a_N(x_{iN} - x_N) / s_N, \quad (1.5)$$

де a_1 – вага для першого активу, x_{i1} – значення першого активу для i -го домогосподарства, а x_1 та s_1 – це середнє та стандартне відхилення для першої змінної (активу) для всіх домогосподарств. Формула показує роль характеристик активів у формуванні індексу активів, що відображає рівень добробуту домогосподарств.

Табл. 3 показує результати по компонентах, що формують індекс активів: середні значення незалежних змінних, стандартні відхилення, власні вектори (ваги) та значення у випадку володіння (або ні) тим чи іншим активом. Для змінних, що приймають тільки значення "0" або "1", ваги активів мають просту інтерпретацію. Крок від "0" до "1" (у випадку якщо домашнє господарство не володіє, або володіє активом) змінює індекс на a_1 / s_1 .



Таблиця 2

Загальна варіація, що описується кожною компонентою

Компонента	Власне число	Різниця	Пропорція варіації	Кумулятивна пропорція
Y_j	λ			
1	8,54658	5,69014	0,4070	0,4070
2	2,85644	0,99853	0,1360	0,5430
3	1,85792	0,76578	0,0885	0,6315
4	1,09213	0,05894	0,0520	0,6835
5	1,03319	0,08979	0,0492	0,7327
...
20	0,04259	0,04259	0,0020	1,0000
21	0,00000	0,000000	0,0000	1,0000

Джерело: розрахунок проведений авторами за даними обстеження умов життя домогосподарств (Держкомстат, 2004).

Таблиця 3

Вплив факторів та підсумкова статистика для змінних, задіяних в обчисленні першої головної компоненти

Змінні	Середнє x_i	Стандартне відхилення s_i	Власний вектор \bar{a}	Власний вектор / Стандартне відхилення	Вплив при наявності активу	Вплив при відсутності активу
1	2	3	4	5	6	7
Тип житла*	2,164901	1,073243	-0,58616	-0,55	-	-
Загальна площа житла, кв. м	57,12868	22,21393	-0,12521	-0,0056	*	*
Житлова площа, кв. м	38,46227	16,55547	-0,14053	-0,0084	*	*
Кількість кімнат	2,52488	0,986123	-0,11863	-0,12	*	*
Період, коли було збудовано житло*	3,277796	1,422996	0,14122	0,099	-	-
Період, коли востаннє проводився капремонт*	5,231354	1,411328	0,11738	0,0831	-	-
Центральне опалення	0,3926164	0,4883588	0,30922	0,633	0,384	- 0,249
Індивідуальне опалення	0,3108614	0,462871	-0,13495	-0,2826	- 0,195	0,088
Водогін	0,5959337	0,4907367	0,27914	0,5685	0,229	- 0,339
Каналізація	0,5708935	0,4949751	0,28811	0,5819	0,250	- 0,332
Гаряча вода	0,2767255	0,4474035	0,25320	0,5654	0,409	- 0,156
Газова колонка (бойлер)	0,1362226	0,3430431	0,07877	0,2296	0,199	- 0,031
Центральне газопостачання	0,6036383	0,4891674	0,19895	0,4067	0,161	- 0,246
Балонний газ	0,2664526	0,4421273	-0,19892	-0,4499	- 0,329	0,120



Продовження табл. 3

Змінні	Середнє x_i	Стандартне відхилення s_i	Власний вектор \bar{a}	Власний вектор / Стандартне відхилення	Вплив при наяв- ності активу	Вплив при відсут- ності активу
1	2	3	4	5	6	7
Електроплита підлогова	0,0281434	0,1653913	0,06491	0,3926	0,382	- 0,011
Ванна або душ	0,518138	0,4996976	0,29268	0,5857	0,283	- 0,303
Телефон	0,4208668	0,4937246	0,15998	0,3240	0,188	- 0,136
Земельна ділянка	0,6685928	0,4707443	-0,27288	-0,5797	- 0,192	0,387
Кількість зе- мельних ділянок	1,09267	0,9856498	-0,26841	-0,2723	*	*
Сільська місцевість	0,3593365	0,4798317	-0,24245	-0,5053	- 0,323	0,181

* Складова "індексу активів", що пояснюється змінною "тип житла" обчислюється таким чином: вага активу* (тип житла – середнє) / стандартне відхилення.

Аналогічно проводиться обчислення складових індексу для змінних "кількість земельних ділянок", "загальна і житлова площа", "кількість кімнат", "період, коли було збудоване житло" та "період, коли востаннє проводився капремонт".

Джерело: розрахунок проведений авторами за даними обстеження умов життя домогосподарств (Держкомстат, 2004).

Наприклад, домашнє господарство, яке володіє телефонним апаратом, отримує індекс активів більшим на 0,324, ніж індекс домашнього господарства без телефону. А той факт, що домашнє господарство знаходиться в сільській місцевості знижує індекс активів на 0,323. Стовпчики 6 та 7 у табл. 3 відображають зміни в індексі активів, що обумовлені володінням кожного з активів. Наявність доступу до гарячої води збільшує індекс активів на 0,409, та в результаті різниця у величині індексу становить 0,56 між тими, що мають доступ і тими, що не мають. Використання балонного газу знижує індекс на 0,329. Різниця у величині індексу між тими домашніми господарствами, котрі вживають балонний газ та тими, що не користуються ним, становить майже 0,450. Значення елементів даних стовпчиків показують знак (направленість) та величину впливу володіння тими чи іншими активами на величину індексу активів. Система опалення, каналізація, гаряче водопостачання та централізоване газопостачання є найбільш впливовими активами у формуванні індексу активів. Коли показники просумовані для кожного домашнього господарства, індекси активів були обчислені за формулою (1.9), домашні господарства проранжовані відповідно до величини індексу, ми отримуємо вибірковий розподіл індексів активів домашніх господарств у спадному порядку.



Ми розділили впорядковану вибірку домашніх господарств на квінтилі (quintiles). Табл. 4 показує границі квінтилів для індексу активів. Визначити межу бідності в монетарних одиницях неможливо, тому, для того, щоб надалі мати змогу характеризувати бідних і розрізнити їх з-поміж інших верств населення, край необхідно запровадити певний профіль бідності. Крім того, в науковій літературі не існує загальної згоди щодо меж бідності, виражених у немонетарних одиницях (меж для "інфраструктурної" бідності). Беручи до уваги літературу, присвячену відносним мірам бідності, ми задали межу бідності як верхню границю нижнього 40% квінтиля розподілу індексів активів домашніх господарств [див. 12, 13]. У результаті величина індексу (-1,78) була вибрана в ролі межі бідності (див. табл. 4).

Таблиця 4

Квінтилі індексу активів

Змінна	Спостереження	Квінтилі	Сентилі	95% Довірчий інтервал	
				Нижня межа	Верхня межа
Індекс Активів	9345	20	-2,870701	-2,898994	-2,83758
		40	-1,779024	-1,854437	-1,684997
		60	1,649112	1,338771	1,869132
		80	3,64617	3,611118	3,671555

Джерело: розрахунок проведений авторами за даними обстеження умов життя домогосподарств (Держкомстат, 2004).

Потім, на основі встановленої межі бідності, використовуючи фіктивні змінні для сільської та міської місцевості (urban and rural dummies), ми побудували криві Лоренца, обчислили коефіцієнти Джині і індекс чисельності (headcount index) окремо для сільської і міської місцевості та загалом по Україні. У табл. 5 показано розподіл індексу чисельності на сільські і міські регіони. Слід зазначити, що дана таблиця відображає рівні "інфраструктурної" бідності, що може концептуально різнитися від традиційних монетарних мір. Отже, найбіднішими областями в Україні є Чернігівська (61% домогосподарств за межею бідності), Чернівецька (66%), Хмельницька (58), Тернопільська (58%), Рівненська (61%), Івано-Франківська (53%), Волинська (56%) та Вінницька (65%). Найнижчий рівень бідності спостерігається в більш урбанізованих й індустріально розвинутих східних областях: Донецька (17%), Дніпропетровська (20%), Запорізька (33%), Луганська (32%) та Харківська (29%). Також табл. 5 показує рівні "інфраструктурної" бідності окремо для сільської та міської місцевості. Аналіз бідності в сільських регіонах свідчить про значну частину надзвичайно бідних



областей: Чернівецька і Одеська (96%), Черкаська (92%), Львівська (95%), Вінницька (95%), Волинська (90%) та Миколаївська (92%).

Таблиця 5

Індекс чисельності, %

Область	Сільська місцевість	Міська місцевість	Україна (загалом)
АР Крим	53	10	28
Вінницька	95	26	65
Волинська	90	25	56
Дніпропетровська	75	5	20
Донецька	72	9	17
Житомирська	88	23	53
Закарпатська	64	6	42
Запорізька	85	12	33
Івано-Франківська	77	24	53
Київська	81	11	45
Кіровоградська	77	35	51
Луганська	87	24	32
Львівська	95	5	38
Миколаївська	92	18	48
Одеська	96	15	49
Полтавська	80	10	46
Рівненська	89	32	61
Сумська	80	26	46
Тернопільська	86	20	58
Харківська	75	17	29
Херсонська	68	17	36
Хмельницька	91	25	58
Черкаська	92	17	57
Чернівецька	96	19	66
Чернігівська	89	30	61
м. Київ	n/a	2 %	n/a

Джерело: розрахунок проведений авторами за даними обстеження умов життя домогосподарств (Держкомстат, 2004).

Ранжування відповідно до величини індексу активів показує, що сільські домогосподарства є менш заможними, ніж про це свідчать традиційні міри добробуту [див. 7]. Значна прірва між сільськими та міськими домогосподарствами відображає розбалансування у промисловому секторі, що супроводжується активністю у сферах будівництві та надання послуг. Така невідповідність має пояснення. Так як багато змінних-активів залежать від наявності доступу до інфраструктури (каналізація, газопостачання, гаряча вода й т. ін.), міські домашні господарства мають більшу ймовірність опинитися серед заможніших, що пояснюється кращим розвитком міської інфраструктури. Як приклад розглянемо геогра-



фічну структуру інфраструктурної бідності: більш урбанізована і індустріально розвинена Східна частина має нижчий рівень бідності, ніж у менш розвиненій Західній. Також на основі отриманих даних можна зробити висновок про те, що стандартні міри бідності (базовані на даних про доходи або витрати на споживання) недооцінюють різницю між сільськими і міськими домашніми господарствами, не беручи до уваги різниць цін на витрати та послуги, породжені інфраструктурними активами. Це свідчить про те, що навіть якщо домашнє господарство може мати високий рівень витрат, рівень його добробуту не завжди буде вищим за добробут домашнього господарства, яке витрачає значно менше грошей. Це все пояснюється тим, що значна частина витрат може йти на активи, які відсутні у домашньому господарстві. Наприклад, домогосподарство, яке не володіє власним житлом, змушене його орендувати, тим самим витрачаючи більше грошей.

Висновки

Проведене оцінювання рівня добробуту та нерівності розподілу ресурсів серед населення України дає змогу зробити ряд важливих висновків щодо величини бідності та характеру нерівності у сільській, міській місцевості та в цілому по Україні. Метод аналізу головних компонент, використаний для побудови індексів активів, дозволяє визначити ступінь важливості активів, задіяних у формуванні профілю бідності домогосподарства, який залежить від значення ваг для прав на володіння кожним з них. Отримані результати дають змогу застосовувати інструменти неофіційної перевірки засобів на існування, використовуючи альтернативну міру добробуту, з метою уникнення можливих проблем з великою часткою незадекларованих доходів.

Беручи до уваги урядові програми соціального захисту та дані проведеного аналізу бідності, слід наголосити на тому, що заходи з подолання бідності повинні більше концентруватись на боротьбі з нерівністю розподілу добробуту серед населення та підвищенні здатності індивідів акумулювати продуктивні активи. Таким чином, нерівність розподілу доходів буде зменшена, якщо знизиться нерівність розподілу активів, що сприяють збільшенню доходів. Потрібно витрачати більше ресурсів на розвиток інфраструктури, таким чином зменшуючи рівень "інфраструктурної" бідності та забезпечуючи індивідів активами, що генерують можливі доходи.

Слід зазначити, що отримані результати можуть бути використані в дослідженнях впливу рівня добробуту на такі важливі со-



ціальні показники, як рівень освіти, народжуваності, та смертності. Також, потрібно дослідити яким чином рівень добробуту, окремо виражений в термінах рівнів доходів, витрат та "індексу активів" впливає на вищезазначені показники. Це дасть змогу перевірити чи можна оцінювати залежність між добробутом та різноманітними соціальними показниками без наявності даних про витрати та доходи населення. Необхідно також ще додатково перевірити надійність отриманих "індексів активів", через аналіз на стійкість та внутрішню когерентність.

Література

1. *World Bank, Ukraine: Poverty Assessment (PULSE), Report.* World Bank, 2005. – P. 111.
2. *Лібанова Е.М.* Бідність зайнятого населення (феномен України) // Зайнятість та ринок праці. – К., 1998. – Вип. 6.
3. *Людський розвиток в Україні: 2003 рік / Щорічна науково-аналітична доповідь; за ред. Лібанової Е.М.* – К.: Ін-т демографії та соціальних досліджень НАН України, Держкомстат України, 2004. – 194 с.
4. *Мандибура В.О.* Рівень життя населення України та проблеми реформування механізмів його регулювання. – К.: Парламентське видавництво, 1998.
5. *Лібанова Е.М.* Трансформаційні процеси, соціальна стратифікація і перспективи становлення середнього класу // Економіка і прогнозування. – 2002. – № 2. – С. 34–60.
6. *Пирожков С.І. Власюк О.О.* Індекс людського розвитку: досвід України. – К., 1995. – 84 с. – К–2 [312(C2)].
7. *Sahn, E. D., and Stifel D. C.* Exploring alternative measures of welfare in the absence of expenditure data / under revision for the Review of Income and Wealth.
8. *Sen, A.K.* Development: Which way now? // *The Economic Journal.* – 1983. – Vol. 83.
9. *Gwatkin, D.R., S. Rutstein, K. Johnson.* Socio – Economic Differences in Health, Nutrition, and Population/ HNP/Poverty Thematic Group, World Bank, 2000.
10. *Chartfield, C. and A.J. Collins.* Introduction to Multivariate Data Analysis. – London: Chapman and Hall, 1980.
11. *Filmer D. and L.H, Prichett.* Estimating wealth effects without expenditure data – or tears: an application to educational enrolments in India // *Demography.* – 2001. – Vol. 38(1).
12. *Baschieri Angela, Craig Hutton.* Creating a Poverty Map for Azerbaijan. Programmatic Poverty Assessment / University of Southampton. – 2004. – P. 69.
13. *Blackwood, D. L. and Lynch, R.G.* The Measurement of Inequality and Poverty: A Policy Maker's Guide to the Literature // *World Development.* – 1994. – Vol. 22, No. 4, pp. 567–578.