

І.С. Благун (Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, м. Івано-Франківськ, Україна)

Л.І. Дмитришин (Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, м. Івано-Франківськ, Україна)

АНАЛІЗ І ОБГРУНТУВАННЯ ПОКАЗНИКІВ ВИМІРЮВАННЯ НЕРІВНОСТІ В РОЗПОДІЛІ ДОХОДІВ

У статті розглянуто й проаналізовано класичні показники нерівності за доходами та запропоновано модель розподілу, яка дозволяє покращити економіко-статистичні методи аналізу доходів населення в контексті обґрунтування відповідних показників диференціації доходів як за структурою, так і за часом.

Ключові слова: розподіл доходів населення, показники нерівності за доходами, індекс Джині, крива Лоренца, індекс Аткинсона, індекс Тейла, асиметричний розподіл Субботіна. **Форм. 3. Табл. 4. Рис. 1. Літ. 13.**

И.С. Благун (Прикарпатский национальный университет имени Василия Стефаника, Ивано-Франковск, Украина)

Л.И. Дмитришин (Прикарпатский национальный университет имени Василия Стефаника, Ивано-Франковск, Украина)

АНАЛИЗ И ОБОСНОВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ИЗМЕРЕНИЯ НЕРАВЕНСТВА В РАСПРЕДЕЛЕНИИ ДОХОДОВ

В статье рассмотрены и проанализированы классические показатели неравенства по доходам и предложена модель распределения, позволяющую улучшить экономико-статистические методы анализа доходов населения в контексте обоснования соответствующих показателей дифференциации доходов как по структуре, так и по времени.

Ключевые слова: распределение доходов населения, показатели неравенства по доходам, индекс Джини, кривая Лоренца, индекс Аткинсона, индекс Тейла, асимметричное распределение Субботина.

I.S. Blagun (Carpathian National University of Vasyl Stefanyk, Ivano-Frankivsk, Ukraine)

L.I. Dmytryshyn (Carpathian National University of Vasyl Stefanyk, Ivano-Frankivsk, Ukraine)

ANALYZING AND MEASURING THE INEQUALITY IN INCOME DISTRIBUTION

The article considers and analyzes the classical income inequality indicators and offers a distribution model which improves the economic and statistical methods of analysis for population income in the context of grounding the income differentiation indicators both by structure and time.

Keywords: population income distribution; income inequality indicators; Gini index; Lorenz curve; Atkinson index; Theil index; asymmetric Subbotin distribution.

Постановка проблеми. За останні десятиліття українська економіка розвивалася достатньо швидкими темпами, але одночасно з цим намітились негативні тенденції диференціації та поляризації доходів населення країни. Існуючі міжгрупові, галузеві, регіональні відмінності за рівнем доходів населення позначаються на економічному розвитку країни як єдиного економічного простору. У зв'язку з цим постає необхідність розробки комплексного

підходу до вимірювання диференціації та поляризації населення за допомогою показників нерівності за доходами.

Розрахунок ключових індикаторів нерівності базується на знанні закону розподілу населення за середньодушовими доходами чи витратами. До таких, зокрема, відносяться різноманітні статистичні показники рівня та глибини економічної нерівності – коефіцієнт Джині, децильний коефіцієнт диференціації, децильний коефіцієнт фондів, крива Лоренца.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проблемам дослідження нерівності розподілу населення за доходами присвячено праці вітчизняних і зарубіжних вчених [1; 2; 4–7; 10], в яких ці проблеми, як правило, розглядаються в контексті перелічених вище статистичних показників.

Невирішені частини проблеми. Аналіз наукових праць засвідчує певну недосконалість способів оцінки показників, які використовуються сьогодні офіційними статистичними службами, неефективність (в специфічних умовах полімодального устрою сучасної української економіки) моделей, розроблених на основі логнормального закону розподілу доходів населення.

Метою дослідження є аналіз та обґрунтування вибору показників вимірювання нерівності в розподілі доходів на основі застосування альтернативних законів розподілу.

Основні результати дослідження. Нерівність населення за доходами базується на різних концептуальних уявленнях, які втілюються в конкретних показниках. У даному дослідженні пропонується аналіз диференціації доходів населення провести з використанням системи показників, яка включає:

- показники центральної тенденції;
- структурні показники;
- показники варіації та розсіювання;
- спеціальні показники диференціації та поляризації за доходами.

До групи показників центральної тенденції відносяться різні середні величини, мода й медіана. Зазвичай при аналізі рядів розподілу використовується середня арифметична, однак, незважаючи на важливість даного показника, необхідно враховувати, що зростання доходів за певних умов може не знайти відображення в середньоарифметичній величині. І, навпаки, збільшення доходів може відбутися, коли в основної маси населення доходи залишаються незмінними, а зростання середньої відбувається за рахунок зсувів у верхніх групах населення (з великими доходами). Медіана, порівно із середньоарифметичною величиною, краще презентує всю сукупність якісно різних частин розподілу і характеризує той рівень доходу, який отримує 50% населення. Щодо модального значення, то іноді в розподілі доходів є більше ніж одна мода. У цьому випадку можна стверджувати, що розподіл доходів полімодальний, а, отже, не підпорядковується нормальному розподілу. Із групи показників центральної тенденції тільки мода володіє такою унікальною властивістю.

Для визначення структурних показників використовують метод групувань, за яким домогосподарства (населення) розподіляються в порядку зростання середньодушових показників доходів на квантилі та за інтервалами доходів. Квантилі розподілу ділять впорядковану (ранжовану за зростанням величини ознаки, за розміром середньодушових грошових доходів) генеральну

сукупність (домогосподарств або населення) на однакові за чисельністю групи. Як квантилі можуть використовуватися квартилі (чверті), квінтилі (п'яті), децилі (десяті), півдецилі (двадцяті) і перцентилі (соті). Для аналізу даних у даному дослідженні застосовано поділ генеральної сукупності на децилі (10 однакових груп) та квінтилі (5 однакових груп), який використовується офіційними статистичними джерелами України [3]. Оскільки формально децильний коефіцієнт фондів порівнює доходи груп рівної чисельності, то цей показник ще й відображає співвідношення середніх питомих доходів населення в найбільш високодохідній групі до середніх питомих доходів населення у найбільш низькодохідній групі. Відображаючи співвідношення питомих доходів крайніх груп населення, децильний коефіцієнт фондів є найбільш індикативним критерієм диференціації. Однак на практиці, незважаючи на уявну простоту розрахунків, довіра до точності розрахунків коефіцієнтів фондів дуже низька. Пояснюється цей феномен двома чинниками: низькою точністю вихідних даних і конструкцією самої формули. Дійсно, не існує ні методики, ні вихідної інформації для прямого визначення величини доходів у найбільш високодохідній групі (так званий «ефект цензурування» [1]). Тому чисельник визначається «доррахунком» доходів високодохідних груп з урахуванням експертних оцінок. Як завжди в таких випадках, точність розрахунку чисельника визначається кваліфікацією експертів, якістю й обсягом доступної їм непрямої інформації. З іншого боку, як зазначено в [3], з низькодохідної групи виключені маргінальні прошарки населення (безпритульні тощо), відповідно, має місце «ефект урізання» [1].

У практиці аналізу нерівності населення за доходами іноді використовують показники варіації (наприклад, порівняння максимальних і мінімальних рівнів доходів). Однак, на відміну від диференціації, варіація зумовлена впливом на ознаку суто випадкових чинників, причому зазвичай цей вплив є хаотичним і різноспрямованим. У результаті, за випадкової варіації, ймовірність відхилень в обидві сторони від середнього значення ознаки (тобто від середньої арифметичної) однакова (розподіл буде симетричним, що не відповідає дійсності). Більш інформативними є показники варіації щодо середнього рівня ознаки – середнє лінійне відхилення. Часто використовують також середнє лінійне відхилення логарифма доходу у дослідженнях розподілу доходів і при аналізі життєвого рівня населення.

Як показник розсіювання може бути використано також промедіанну міру нерівності, запропоновану в [2]. Даний показник визначається як сума середньоквадратичних значень відношення величини доходу до медіанного доходу за сукупності спостережень, що дозволяє, на думку автора [2], при аналізі динаміки доходів елімінувати вплив інфляції та визначати внесок у зміну нерівності кожної групи населення.

Група спеціальних показників диференціації та поляризації за доходами формується відповідно до постановки конкретних цілей дослідження (визначення добробуту населення, рівнів життя, якості, бідності тощо) та може включати відповідні таким цілям різноманітні показники диференціації, як за структурою, так і за часом. У даному дослідженні пропонується розглянути

найбільш вживані характеристики диференціації населення за доходами (індекси Джині, Аткінсона, Тейла, крива Лоренца).

На даний час з практичною метою широко використовується коефіцієнт концентрації доходів населення – індекс Джині [1–7]. Чим вищий цей коефіцієнт – тим більша нерівність (тобто вищий ступінь поляризації населення за рівнем доходів, тим ближчий індекс Джині до 1). При вирівнюванні доходів у суспільстві цей показник прямує до нуля.

Широко відомою є концепція рівності Лоренца, згідно з якою для кожного індивіда в сукупності повинна спостерігатися рівність його частки в сукупності населення і частки його доходу в сумарному доході сукупності. Невиконання цієї умови відбивається у відхиленні реальної кривої Лоренца від ідеальної прямої, що символізує повну рівність. Реальна крива Лоренца показує ступінь нерівномірності розподілу доходів між соціальними групами або, інакше кажучи, ступінь концентрації багатства. Нерівність розподілу тим більша, чим далі крива Лоренца знаходиться від діагоналі одиничного квадрата – прямої «абсолютної рівності».

Визначення індексу Аткінсона ґрунтується на функції корисності і відповідає основним аксіомам вимірювання нерівності [9], тому він може бути прийнятий як міра нерівності не тільки в розподілі доходів, але й багатства загалом. Проте часто недоліком даного індексу називають необхідність суб'єктивного вибору одного з параметрів, який відображає ставлення суспільства до нерівності. Тому зазвичай даний показник обчислюють, використовуючи значення даного параметра з певним лагом з метою відстеження змін індексу Аткінсона залежно від ставлення суспільства до нерівності [2].

У зарубіжній науці широко відомий індекс Тейла з одним або двома параметрами, що визначається поняттям інформаційної ентропії Шеннона [12]. На відміну від коефіцієнта Джині, індекс Тейла розкладається, тобто якщо населення розподілене на групи, то індекс Тейла всього населення можна записати у вигляді зваженої суми індексів Тейла кожної групи населення і показника соціальної нерівності між групами. Така властивість індексу Тейла дозволяє говорити про міру соціальної нерівності, яка визначається заданим групуванням населення, а також порівнювати різні методи групування [10]. Крім того, враховуючи наближено логарифмічно нормальний розподіл доходів, можна стверджувати, що індекс нерівності Тейла і промедіанна міра нерівності характеризують одне і теж – форму щільності розподілу доходів, а саме – дисперсію логарифма доходів [2].

Основною інформаційною базою комплексного дослідження рівня диференціації населення за доходами є дані вибіркового обстеження умов життя домогосподарств [3], які об'єктивно відображають вплив на життєвий рівень домогосподарств (сімей) багатьох процесів соціально-економічного розвитку України. Матеріали вибіркового обстеження поширені на генеральну сукупність (всі домогосподарства України) за допомогою процедури статистичного зважування. Для всебічного висвітлення стану матеріального добробуту домогосподарств, аналізу структури їхніх доходів, інших джерел існування до системи показників рівня життя домогосподарства в розрізі їхньої

дохідної частини включено: грошові доходи, негрошові доходи, загальні доходи, сукупні ресурси [3].

У запропонованому дослідженні для визначення показників нерівності за доходами обрано величину середньодушових грошових доходів. Вибір пояснюється такими чинниками: 1) доходи в грошовій формі займають найбільшу частку в структурі сукупних доходів (так, у 2011 р. на грошові доходи припадало 89,9%, негрошові – 7%, заощадження, позики, повернені борги – 3,1% [3]); 2) в сучасній Україні грошові доходи мають визначальний вплив на нерівність за сукупними доходами, отриманими в різних формах і з різних джерел; 3) умови функціонування в ринковій економіці значно підвищили роль доходу в грошовій формі як чинника, що визначає місце людини в системі нерівності і її соціальні перспективи; 4) в існуючих умовах гривня доходу, що отримується у негрошовій формі, є істотно дешевшою за гривню, отриману в грошовій формі (розплачуються з працівниками своєю продукцією саме ті підприємства, які не в змозі знайти для неї ринок збуту, і навряд чи можна вважати, що ця продукція, яку фактично не можна продати, є адекватною заміною заробітної плати); 5) що стосується грошової оцінки продукції, виробленої в домашньому господарстві, то ця об'ємна, складна робота взагалі повинна бути предметом окремого дослідження. Всі перелічені чинники є достатньою підставою для того, щоб вважати дохід у грошовій формі ключовим показником економічної нерівності. Дані про зміну грошових доходів домогосподарств наведено в табл. 1.

Таблиця 1. Диференціація грошових доходів домогосподарств України [3]

| Інтервал доходів, грн. | Розподіл домогосподарств (%) за рівнем середньодушових еквівалентних грошових доходів, грн. | | Грошові доходи домогосподарств залежно від розміру середньодушових еквівалентних грошових доходів, грн. | |
|------------------------|---|------------|---|------------|
| | IV кв. 2011 | I кв. 2012 | IV кв. 2011 | I кв. 2012 |
| до 480,0 | 0,4 | 2,2 | 750,13 | 854,27 |
| 480,1–840,0 | 1,7 | 8,6 | 1552,27 | 1710,01 |
| 840,1–1200,0 | 4,6 | 25,8 | 2156,27 | 2028,13 |
| 1200,1–1560,0 | 7,6 | 21,2 | 2625,84 | 2920,04 |
| 1560,1–1920,0 | 16,8 | 14,7 | 2263,89 | 3757,19 |
| 1920,1–2280,0 | 14,6 | 10,1 | 2829,29 | 4497,13 |
| 2280,1–2640,0 | 12,7 | 6,4 | 3314,77 | 5065,15 |
| 2640,1–3000,0 | 9,7 | 4 | 3722,63 | 5464,85 |
| 3000,1–3360,0 | 7,7 | 2,2 | 4228,83 | 6394,08 |
| 3360,1–3720,0 | 5,3 | 1,5 | 4494,36 | 6538,69 |
| понад 3720,0 | 18,9 | 3,3 | 5878,64 | 9154,75 |

На основі даних табл. 1 обчислено вище проаналізовані показники нерівності в розподілі за доходами домогосподарств (табл. 2).

Як видно з табл. 2, розглянуті показники нерівності в розподілі за доходами домогосподарств відображають неузгодженість в оцінці динаміки нерівності. Так, для аналізованого періоду середнє арифметичне, медіана, стандартне відхилення логарифму доходу, промедіанна міра нерівності, індекси Аткінсона, Тейла зростають, децильний коефіцієнт диференціації та індекс Джині знижуються. Всі інші показники в даному періоді мають незмінну динаміку.

Таблиця 2. Оцінки показників нерівності в розподілі за доходами домогосподарств, авторська розробка

| Показники | IV кв. 2011 | I кв. 2012 |
|--|-------------|------------|
| Середнє арифметичне | 3074,26 | 4398,57 |
| Медіана | 2829,29 | 4497,13 |
| Коефіцієнт варіації доходів | 0,473 | 0,560 |
| Стандартне відхилення логарифма доходу | 0,247 | 0,304 |
| Промедіанна міра нерівності | 0,297 | 0,488 |
| Децильний коефіцієнт диференціації* | 4,100 | 3,400 |
| Децильний коефіцієнт фондів* | 6,800 | 6,800 |
| Квінтильний коефіцієнт фондів* | 4,300 | 4,300 |
| Індекс Джині* | 0,283 | 0,277 |
| Індекс Аткинсона (0,5) | 0,056 | 0,080 |
| Індекс Аткинсона (0,8) | 0,093 | 0,133 |
| Індекс Аткинсона (1) | 0,118 | 0,169 |
| Ентропійний індекс Тейла | 0,107 | 0,151 |

* використано розрахунки, наведені в [3].

Варто зауважити, що спроби надати перевагу якомусь одному показнику нерівності безглузді: кожен показник представляє інтерес лише в рамках розширеної системи вимірювань, в якій рівень життя, нерівність, бідність, нормальна нерівність (за винятком бідності) і надлишкова нерівність, обумовлена бідністю, оцінюються злагоджено і спільно. Отримані розрахунки (табл. 2) показують, що порівняння результатів вимірювань нерівності, виконані за допомогою різних показників нерівності, мають лише відносну цінність і не дають підстав для визначення, які з показників кращі, які гірші, які більш правильні, а які — менше правильні. Вимірювання призводять до різних результатів, оскільки в показниках закладена різна ступінь «жорсткості» в оцінці нерівності і різна чутливість до нерівності в різних частинах розподілу доходів. Тому важливим є питання розробки такої моделі розподілу, яка б дозволила покращити економіко-статистичні методи аналізу доходів населення в контексті обґрунтування відповідних показників диференціації доходів як за структурою, так і за часом.

З цією метою, на противагу широко використовуваним моделям поєднання логнормального розподілу для основної частини населення і розподілу Парето для частини населення із більш високими доходами [7], в даному дослідженні пропонується застосувати модель асиметричного розподілу Субботіна [8]. Вибір пояснюється такими чинниками:

- моделювання в економіці останнім часом здійснюється в межах агент-орієнтованого підходу, за якого системи моделюються як сукупність автономних взаємодіючих агентів [11; 13]. Модель асиметричного розподілу Субботіна належить до класу випадкових моделей обміну, в яких «мікроекономічні рівняння поведінки» для кожного економічного агента можна досліджувати на різних рівнях ієрархії;

- розгляд саме асиметричної форми розподілу Субботіна дозволяє враховувати полімодальний характер розподілу за доходами, характерний для сучасних українських реалій;

- часова еволюція розподілу доходів і його форма, відображена асиметричним розподілом Субботіна, в стійкому стані включає в себе як окремі випадки, розподіли Гаусса та Лапласа [8].

Отже, асиметричний розподіл Субботіна записується у вигляді функції щільності розподілу [8]:

$$P(x_i) = \begin{cases} \frac{1}{A_l} e^{-\frac{1}{b_l} \left| \frac{x_i - m}{a_l} \right|^{b_l}} & \text{для } x_i \leq m, \\ \frac{1}{A_r} e^{-\frac{1}{b_r} \left| \frac{x_i - m}{a_r} \right|^{b_r}} & \text{для } x_i > m, \end{cases} \quad (1)$$

де x_i – грошові доходи домогосподарств в інтервалі доходів i ; m , a_l , b_l і a_r , b_r – параметри; $A_l = 2a_l b_l^{\frac{1}{b_l}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{b_l}\right)$; $A_r = 2a_r b_r^{\frac{1}{b_r}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{b_r}\right)$.

Функція (1) залежить від 5 параметрів: m , a_l , b_l і a_r , b_r відповідно для характеристики низько- та високодохідної груп домогосподарств. Причому як окремі випадки, можна розглядати: розподіл Гаусса при $b_l = b_r = 2$ та розподіл Лапласа при $b_l = b_r = 1$.

Кумулятивні значення розподілу домогосподарств за рівнем середньодушових грошових доходів ($Q(i)$) і кумулятивні значення грошових доходів домогосподарств ($x(i)$) на основі побудованої функції (1) визначаються за формулами (2) і (3) відповідно [13]:

$$Q(i) = \int_0^{x_i} P(x_i) dx_i; \quad (2)$$

$$x(i) = \frac{\int_0^{x_i} x_i P(x_i) dx_i}{\int_0^{\infty} x_i P(x_i) dx_i}. \quad (3)$$

Для емпіричних даних табл. 1 визначено параметри асиметричного розподілу Субботіна. На основі побудованої функції (1) обчислено кумулятивні значення розподілу домогосподарств за рівнем середньодушових грошових доходів (формула (2)) та кумулятивні значення грошових доходів домогосподарств (формула (3)). Для оцінки якості отриманого теоретичного розподілу обчислено критерії абсолютного середнього відхилення та коефіцієнт відповідності (визначається як мінімальна величина серед теоретичних та емпіричних значень). Емпіричні й теоретичні значення розподілу домогосподарств за рівнем середньодушових грошових доходів, а також оцінку якості отриманого теоретичного розподілу (на прикладі IV кв. 2011 р. – I кв. 2012 р.) наведено в табл. 3.

За розрахунками абсолютного середнього відхилення теоретичні значення розподілу домогосподарств за рівнем середньодушових грошових доходів за досліджувані періоди не виходять за межі 1%, що свідчить про точність прогнозування на основі функції асиметричного розподілу Субботіна по кожному доходному інтервалу і в середньому за всіма 11 дохідними інтервалами. Отримані значення коефіцієнтів відповідності (99,96% – IV кв. 2011 р. та 99,88% – I кв. 2012 р.) підтверджують високу якість методики прогнозування.

На основі обчислених кумулятивних значень розподілу домогосподарств за рівнем середньодушових грошових доходів (формула (2)) та кумулятивних

значень грошових доходів домогосподарств (формула (3)) побудовано криву Лоренца для періоду I кв. 2012 р. (рис. 1).

Таблиця 3. Емпіричні і теоретичні значення грошових доходів домогосподарств України, %, авторська розробка

| Теоретичні значення | Емпіричні значення | Абсолютне середнє відхилення | Коефіцієнт відповідності | Теоретичні значення | Емпіричні значення | Абсолютне середнє відхилення | Коефіцієнт відповідності |
|---------------------|--------------------|------------------------------|--------------------------|---------------------|--------------------|------------------------------|--------------------------|
| IV кв. 2011 року | | | | I кв. 2012 року | | | |
| 0,39 | 0,40 | 0,01 | 0,39 | 2,20 | 2,20 | 0,00 | 2,20 |
| 1,70 | 1,70 | 0,00 | 1,70 | 8,59 | 8,60 | 0,01 | 8,59 |
| 4,59 | 4,60 | 0,01 | 4,59 | 25,79 | 25,80 | 0,01 | 25,79 |
| 7,59 | 7,60 | 0,01 | 7,59 | 21,21 | 21,20 | 0,01 | 21,20 |
| 16,79 | 16,80 | 0,01 | 16,79 | 14,71 | 14,70 | 0,01 | 14,70 |
| 14,61 | 14,60 | 0,01 | 14,60 | 10,11 | 10,10 | 0,01 | 10,10 |
| 12,70 | 12,70 | 0,00 | 12,70 | 6,41 | 6,40 | 0,01 | 6,40 |
| 9,72 | 9,70 | 0,02 | 9,70 | 4,05 | 4,00 | 0,05 | 4,00 |
| 7,71 | 7,70 | 0,01 | 7,70 | 2,10 | 2,20 | 0,10 | 2,10 |
| 5,30 | 5,30 | 0,00 | 5,30 | 1,52 | 1,50 | 0,02 | 1,50 |
| 18,90 | 18,90 | 0,00 | 18,90 | 3,31 | 3,30 | 0,01 | 3,30 |
| Сума | | 0,08 | 99,96 | Сума | | 0,24 | 99,88 |

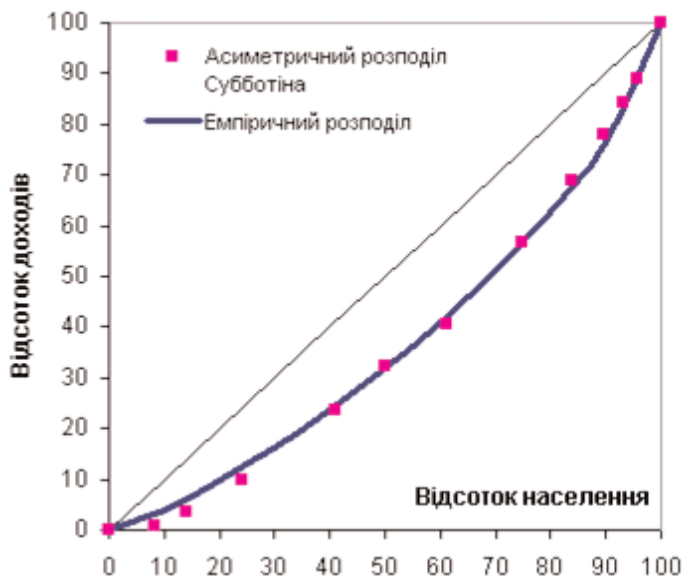


Рис. 1. Крива Лоренца для періоду I кв. 2012 р., авторська розробка

Як видно з рис. 1, кумулятивний розподіл чисельності домогосподарств і відповідних цій чисельності середньодушових грошових доходів за емпіричними даними (суцільна лінія) та даними, отриманими на основі асиметричного розподілу Субботіна (точки), практично збігаються. Тому проведене тестування моделі асиметричного розподілу Субботіна дозволило зробити висновок про те, що даний розподіл забезпечує найкращий опис доходів для всього діапазону даних. На його основі обчислено показники нерівності за доходами (табл. 4).

Таблиця 4. Теоретичні та емпіричні оцінки показників нерівності в розподілі за доходами домогосподарств, авторська розробка

| Показники | Емпіричні оцінки | | Теоретичні оцінки | | Абсолютне середнє відхилення, % | | Максимальне абсолютне середнє відхилення, % |
|--|------------------|------------|-------------------|------------|---------------------------------|------------|---|
| | IV кв. 2011 | I кв. 2012 | IV кв. 2011 | I кв. 2012 | IV кв. 2011 | I кв. 2012 | |
| Медіана | 2829 | 4497 | 2833 | 4510 | 339 | 1318 | 1318 |
| Коефіцієнт варіації доходів | 0,473 | 0,560 | 0,475 | 0,560 | 0,155 | 0,015 | 0,155 |
| Стандартне відхилення логарифма доходу | 0,247 | 0,304 | 0,250 | 0,303 | 0,264 | 0,055 | 0,264 |
| Промедіанна міра нерівності | 0,297 | 0,488 | 0,303 | 0,487 | 0,659 | 0,064 | 0,659 |
| Децильний коефіцієнт диференціації | 4,100 | 3,400 | 4,069 | 3,380 | 3,100 | 2,000 | 3,100 |
| Децильний коефіцієнт фондів | 6,800 | 6,800 | 6,660 | 7,102 | 14,000 | 30,200 | 30,200 |
| Квінтільний коефіцієнт фондів | 4,300 | 4,300 | 4,310 | 4,292 | 1,000 | 0,800 | 1,000 |
| Індекс Джині | 0,283 | 0,277 | 0,279 | 0,269 | 0,400 | 0,800 | 0,800 |
| Індекс Аткинсона (0,5) | 0,056 | 0,080 | 0,057 | 0,080 | 0,065 | 0,021 | 0,065 |
| Індекс Аткинсона (0,8) | 0,093 | 0,133 | 0,094 | 0,133 | 0,122 | 0,037 | 0,122 |
| Індекс Аткинсона (1) | 0,118 | 0,169 | 0,120 | 0,169 | 0,169 | 0,048 | 0,169 |
| Ентропійний індекс Тейла | 0,107 | 0,151 | 0,108 | 0,151 | 0,100 | 0,032 | 0,100 |

На основі порівняння теоретичних та емпіричних значень показників нерівності за доходами обчислено середні лінійні відхилення для досліджуваних періодів, а також визначено максимальні абсолютні відхилення за кожним із показників. Показники, для яких дане значення не перевищує 1% (в табл. 4 їх виділено жирним шрифтом), можна вважати такими, що адекватно характеризують нерівність за доходами в усьому діапазоні розподілу доходів. До них належать: коефіцієнт варіації доходів, стандартне відхилення логарифму доходу, промедіанна міра нерівності, індекси Джині, Аткинсона, Тейла.

Висновки. Таким чином, в статті розглянуто й проаналізовано класичні показники нерівності за доходами. З метою обґрунтування розглянутих показників диференціації доходів за структурою і часом побудовано й реалізовано модель асиметричного розподілу Субботіна, яка дозволила з проаналізованої вище сукупності статистичних показників відібрати ті, які адекватно характеризують нерівність в усьому діапазоні розподілу доходів.

1. Айвазян С.А., Колеников С.О. Уровень бедности и дифференциация населения России по расходам. – М.: РПЭИ, 2001. – 74 с.

2. Богомолова Т.Ю., Таплина В.С., Ростовцев П.С. Роль мобильности по доходам в изменении неравенства в распределении доходов: Учеб.-метод. пособие. – Новосибирск, 2001. – 73 с.

3. Витрати і ресурси домогосподарств України (за даними вибіркового обстеження умов життя домогосподарств України) // www.ukr.stat.gov.ua.

4. Гвелесіані А.Г. Диференціація грошових доходів населення: аналіз, прогноз та механізм регулювання: Монографія / Відп. ред. В.М. Новіков. – К., 2008. – 155 с.

5. Колмаков И.Б. Прогнозирование показателей дифференциации денежных доходов населения // Проблемы прогнозирования. – 2006. – №1. – С. 136–162.

6. Мандибура В.О. Рівень життя населення та механізми його регулювання: Автореф. дис... д-ра екон. наук / НАН України. Ін-т економіки. – К., 1999. – 36 с.

7. Соціальні трансформації: міжнародний і вітчизняний досвід: Монографія / В.М. Новіков, Н.П. Сігнікова, Л.А. Мусіна, В.В. Семенов; За ред. д.е.н., проф. В.М. Новікова. – К.: НАН України, Ін-т економіки НАН України, 2003. – 253с.
8. *Alfarano, S., Milakovic, M., Irle, A., Kauschke, J.* (2008). A Statistical Equilibrium Model of Competitive Firms // www.bwl.uni-kiel.de.
9. *Atkinson, A.B.* (1997). Bringing Income Distribution in From the Cold. *Economic Journal*, 107: 297–321.
10. *Cowell, F.A., Jenkins, S.P.* (1995). How much inequality can we explain? A methodology and an application to the United States. *Economic Journal*, 105(429): 421–430.
11. *Scafetta, N., West, B.J.* (2007). Probability distributions in conservative energy exchange models of multiple interacting agents // people.duke.edu.
12. *Theil, H.* (1967). *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
13. *Yakovenko, V.M.* (2009). Econophysics, statistical mechanics approach to. In: *Encyclopedia of Complexity and System Science*. Ed. R.A. Meyers. Springer, Berlin.

Стаття надійшла до редакції 5.12.2012.

КНИЖКОВИЙ СВІТ



СУЧАСНА ЕКОНОМІЧНА ТА ЮРИДИЧНА ОСВІТА
ПРЕСТИЖНИЙ ВИЩИЙ НАВЧАЛЬНИЙ ЗАКЛАД
НАЦІОНАЛЬНА АКАДЕМІЯ УПРАВЛІННЯ

Україна, 01011, м. Київ, вул. Панаса Мирного, 26
E-mail: book@nam.kiev.ua
тел./факс 288-94-98, 280-80-56



Транснаціональні корпорації: Навчальний посібник. – К.: Національна академія управління, 2008. – 240 с.
Ціна без доставки – 25 грн.

Автори: **О.В. Зав'ялова, В.Є. Сахаров.**

У навчальному посібнику викладено теоретичні основи виникнення, становлення та розвитку транснаціональних корпорацій, механізм їхнього функціонування та вплив на світову економіку. Розглянуто систему національного і міжнародного регулювання ТНК.

Посібник містить також ситуаційні вправи, що дозволяє закріпити теоретичні знання шляхом виконання практичних завдань та обговорення ситуаційних вправ.

Призначений для студентів та викладачів вузів. Посібник стане корисним всім, хто цікавиться проблемами транснаціоналізації світової економіки.