

## Застосування графіка Лоренца для вимірювання рівня концентрації сільськогосподарського виробництва

Проаналізовано наявні методичні підходи до визначення узагальненого рівня концентрації сільськогосподарського виробництва на основі графіка Лоренца. Запропоновано алгоритм розрахунку цього показника з урахуванням вимог точності та статистичної значущості результатів; проведено апробацію наведених методик.

**Ключові слова:** концентрація сільськогосподарського виробництва, коефіцієнт концентрації, графік Лоренца, функція Лоренца, асиметрія кумулятивного розподілу.

В умовах жорсткої конкурентної боротьби особливо актуальним є питання одночасного забезпечення продовольчої безпеки країни, сталого розвитку агропромислового комплексу та конкурентоспроможності вітчизняних сільгосптоваровиробників. Членство України у Світовій організації торгівлі передбачає відсутність державного протекціонізму, а тому досягнення конкурентних переваг сільськогосподарськими підприємствами має ґрунтуватися на формуванні оптимальних за розмірами господарств за умов раціональної спеціалізації та концентрації сільгоспвиробництва.

Процес концентрації приводить до укрупнення сільгоспідприємств. Критерієм концентрації виробництва є рівень усунування засобів виробництва [1, с. 64]. Міра концентрації виражається абсолютними показниками – розмірами сільськогосподарських підприємств, головними з яких є площа землекористування та обсяг виробництва валової продукції сільського господарства, та відносним показником – рівнем концентрації, що характеризує ступінь нерівномірності розподілу засобів та обсягів сільськогосподарського виробництва між сільгоспідприємствами регіону.

Зазвичай процеси концентрації сільгоспвиробництва в економічній статистиці досліджуються методами групувань, результатом чого є констатація впливу рівня концентрації на ефективність господарювання. Варто зазначити, що у науковій літературі наразі практично відсутні рекомендації щодо визначення узагальненого показника рівня концентрації сільгоспвиробництва. Одним із найбільш доцільних підходів з небагатьох наявних вважається метод побудови графіка Лоренца.

Серед науковців, які досліджували кількісне вимірювання рівнів спеціалізації та концентрації сільськогосподарського виробництва, слід назвати Д. Вермеля, Ю. Коваленка, М. Кушвіда, В. Месель-Веселяка, В. Мінакова, О. Онищенко, П. Пеннера. Безпосередньо вирішенням проблеми застосування графіка Лоренца для визначення міри концентрації займалися М. Браун, Г. Дж. Глассер, К. Джині, П. Діксон, Г. Елліс, П. Маслов, Т. Огвант, Б. Пасхавер, А. Сен та інші вчені.

Огляд останніх досліджень і публікацій показав, що, незважаючи на значну кількість реалізацій методу розрахунку коефіцієнта концентрації за кривою Лоренца, наразі відсутній уніфікований алгоритм, який би забезпечував повний економіко-статистичний аналіз рівня концентрації сільськогосподарського виробництва. Це зумовлює актуальність обраної теми дослідження.

Метою статті є узагальнення та апробація теоретико-методичних підходів до визначення рівня концентрації сільськогосподарського виробництва на основі побудови графіка Лоренца.

У 1905 р. М. Лоренц для визначення ступеня нерівності доходів населення запропонував метод побудови функції кумулятивного розподілу  $L(x)$  [2]. Ця функція математично може бути записана так:

$$x_j = \frac{j \cdot 100}{n}, \quad L(x_j) = \sum_{i=1}^j y_i, \quad j = 1, \dots, n, \quad (1)$$

де  $x$  – абсциса кривої Лоренца (у нашому випадку – кумулятивна частка за кількістю сільськогосподарських підприємств);  $y$  – питома вага досліджуваного показника у загальній сукупності, ранжована за неспадною ознакою ( $y_i \leq y_{i+1}$ );  $j$  – порядковий номер рівної частини досліджуваної сукупності (процентиль, дециль, квантиль тощо залежно від значення  $n$ );  $n$  – кількість одиниць вибірки;  $i$  – порядковий номер одиниці досліджуваної сукупності  $y$ .

Основні характеристики наведеної функції такі:

- функція  $L(x)$  є неперервною кусково-лінійною;

- у прямокутній системі координат вона є увігнутою вниз та розміщується під діагоналлю квадрата розміром  $100 \cdot 100$  од.;

- функція Лоренца завжди починається у точці початку відліку координат  $(0; 0)$  та закінчується у точці  $(100; 100)$ ;

- вона обмежена лінією абсолютної рівності розподілу  $y = x$  (далі – лінія рівності) та лініями абсолютної нерівності розподілу – віссю абсцис ( $y = 0$ ) і прямою  $x = 100$  (рис. 1, за даними річної статистичної звітності сільськогосподарських підприємств).

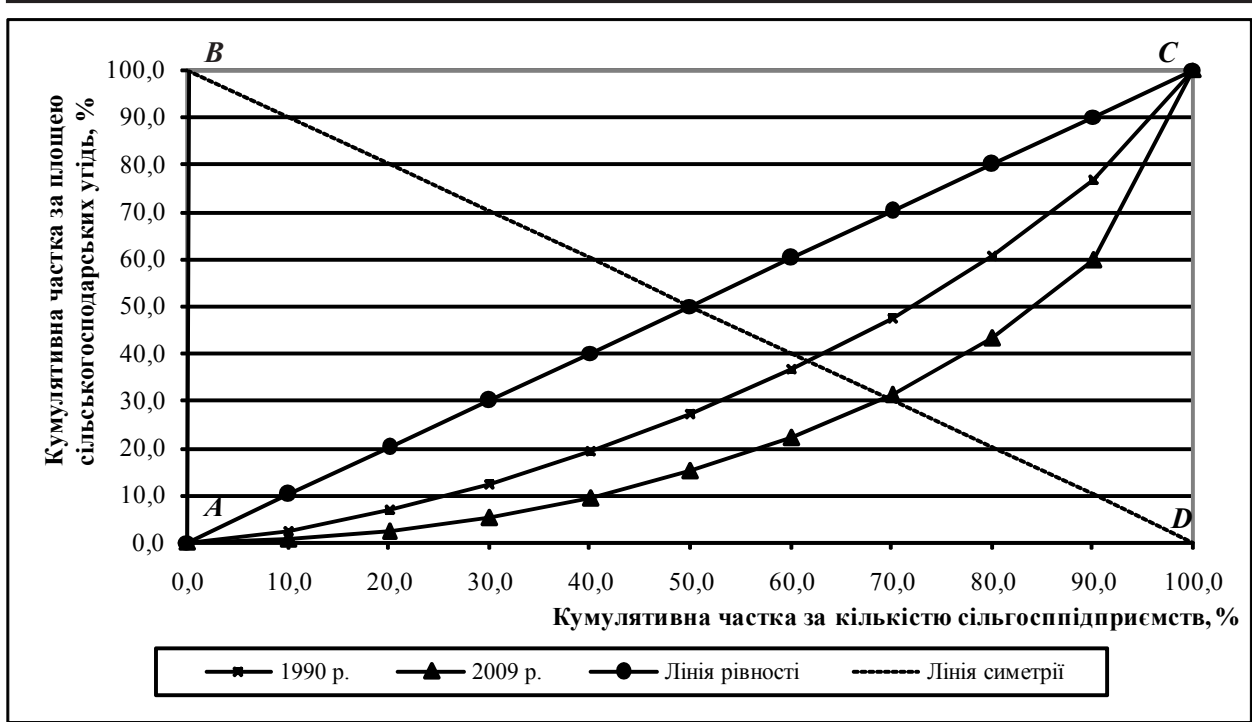


Рис. 1. Криві Лоренца концентрації площ сільськогосподарських угідь у сільгоспідприємствах України у 1990 р. та 2009 р.

Для побудови кривих Лоренца автором згруповано сільськогосподарські підприємства України, що мали у своєму складі сільгоспугіддя. Розраховані значення функції Лоренца за формулою (1) свідчать, що у 1990 р. перші 20% сільгоспідприємств займали 6,7% загальної площі сільгоспугідь, 50,0% – 27,1% і т. д. За 20 років досліджуваного періоду ситуація істотно змінилася. У 2009 р. сільськогосподарські підприємства другого дециля займали 2,1% сільськогосподарських угідь, п'ятого – 14,9%, що, відповідно, на 4,6 та 12,2 в. п. менше рівня 1990 р.

Зважаючи на характер аналізованих кривих Лоренца, зазначимо, що ступінь концентрації земельних ресурсів у 2009 р. порівняно з 1990 р. дещо підвищився (відповідна крива Лоренца є більш увігнутою та віддаленою від лінії рівності AC). Це пов'язано з загальною парцеляцією сільськогосподарських угідь та створенням двох “вузлів концентрації” – надмалих і малих сільськогосподарських підприємств, які представлені переважно у формі фермерських господарств та надвеликих вертикально інтегрованих формувань – агрохолдингів (на графіку це відображено зміщенням точок кривої Лоренца щодо лінії симетрії BD, що характеризує рівномірність їх розподілу на площині).

Аналогічні розрахунки й побудова кривих Лоренца для кумулятивного розподілу валової продукції сільського господарства між сільгоспідприємствами України свідчать, що у 1990 р.

сільгоспвиробництво було більш рівномірним та пропорційно розподіленим між різними за розмірами та виробничими напрямками господарствами (рис. 2, за даними річної статистичної звітності сільськогосподарських підприємств). У 2009 р. воно стало більш концентрованим та асиметричним (крива Лоренца більш випукла щодо лінії абсолютної рівності AC та тяжіє вліво відносно лінії симетрії BD). При цьому якщо на підприємства десятого дециля у 1990 р. припадало 27,2% виробленої валової продукції, то у 2009 р. – 61,6%, або на 34,4 в. п. більше. Це пояснюється порушенням раціональних норм спеціалізації й концентрації сільгоспвиробництва та загальними змінами у розмірах господарств, які відбулися за період проведення аграрної і земельної реформ в Україні.

Як бачимо, побудова графіка Лоренца є досить наочним способом представлення результатів. Далі постає необхідність у проведенні на його основі кількісної оцінки рівня концентрації сільгоспвиробництва. Оскільки крива Лоренца та лінія рівності утворюють замкнутий багатокутник (плоску фігуру), то найбільш доцільно проводити відповідні розрахунки за його площею та площею трикутника ABC. На думку П. Маслова, коефіцієнт концентрації обчислюється як відношення площі багатокутника, утвореного кривою Лоренца та лінією абсолютної рівності, до площі трикутника ABC [3, с. 289].

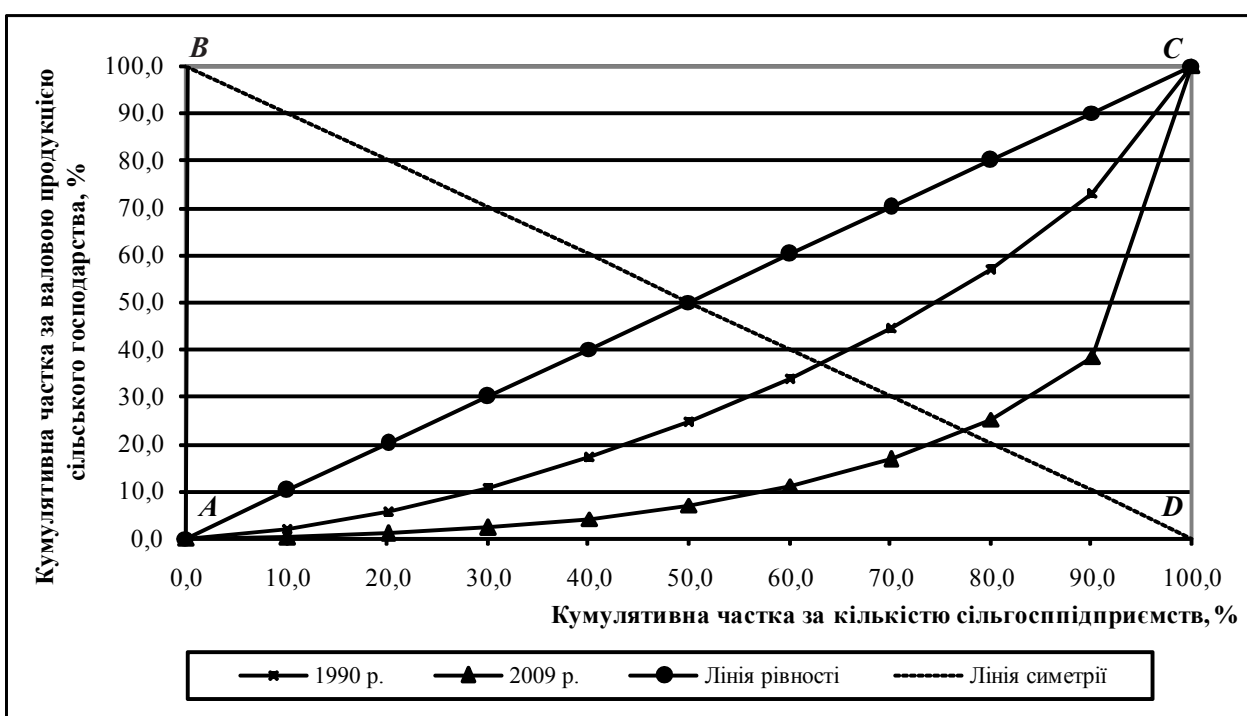


Рис. 2. Криві Лоренца концентрації виробництва валової продукції сільського господарства (у порівнянних цінах 2005 р.) в сільгоспдприємствах України у 1990 р. та 2009 р.

Оскільки  $L(x)$  є кусково-лінійною таблично заданою функцією, а загальна кількість одиниць сукупності  $(n + 1)$  на практиці не перевищує 10–15 од., то, строго кажучи, апроксимація даних є некоректно поставленою задачею. Але якщо сукупність точок кривої розбити на  $n$  рівних відрізків, через які провести прямі, то інтегруванням можна визначити площу кожного сегмента, обмеженого згори лінією абсолютної рівності, знизу – побудованою прямою, зліва та справа – вертикальними лініями, проведеними через абсциси точок початку й кінця відрізка (межами інтегрування). Сума площ цих сегментів буде дорівнювати шуканій загальній площі багатокутника, причому чим більшою буде кількість  $n$ , тим точнішим буде результат розрахунку.

У такому разі шукана площа багатокутника ( $S$ ) визначається так:

$$S = \sum_{i=1}^n S_i = \frac{1}{2} \left( \sum_{i=1}^n x_{i-1} L(x_i) - \sum_{i=1}^n x_i L(x_{i-1}) + x_0(L(x_0) - x_0) - x_n(L(x_n) - x_n) \right), \quad (2)$$

де  $x_i$  та  $L(x_i)$  – визначені за формулою (1).

З умов завдання функції Лоренца слідує, що третій і четвертий доданки у виразі (2) будуть завжди дорівнювати нулю, а отже, формула знаходження площі набуває вигляду:

$$S = \sum_{i=1}^n S_i = \frac{1}{2} \left( \sum_{i=1}^n x_{i-1} L(x_i) - \sum_{i=1}^n x_i L(x_{i-1}) \right). \quad (3)$$

Площа трикутника ABC (див. рис. 1, 2) є сталою величиною і дорівнює 5000 квадратних одиниць:  $S_{ABC} = 0,5(AB \cdot BC) = 0,5(100 \cdot 100) = 5000$ . Коефіцієнт концентрації ( $K$ ) при цьому буде виражатися як співвідношення:

$$K = S / S_{ABC} = S / 5000; K \in [0; 1]. \quad (4)$$

Назвемо площу фігури, обмеженої лінією рівності та кривою Лоренца, факторною площею. За умови абсолютної рівності розподілу  $K = 0$  (крива Лоренца збігається з лінією рівності), а у випадку абсолютної нерівності розподілу  $K = 1$  (факторна площа дорівнює площі трикутника ABC).

Існує і дещо інший підхід до розрахунку. Так, застосовуючи узагальнену формулу трапецій для обчислення визначеного інтеграла, можна розрахувати площу криволінійної трапеції (залишкова площа), обмеженої кривою Лоренца, віссю абсцис та прямою  $x = 100$ . У цьому разі після відповідних перетворень кінцева формула розрахунку коефіцієнта концентрації збігається з формулою М. Брауна [4]:

$$K = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - x_{i-1})(L(x_i) + L(x_{i-1}))}{100 \cdot 100}. \quad (5)$$

Протягом 1905–2010 рр. науковці з різних країн світу намагалися кількісно визначити коефіцієнт концентрації за кривою Лоренца, пропонуючи для цього різні методичні підходи, які б дозволяли проводити розрахунки без побудови функції кумулятивного розподілу  $L(x)$ , базуючись лише на вихідній множині даних щодо питомої ваги до-

сліджуваного фактора. Зокрема, К. Джині запропонував використовувати коефіцієнт Джині ( $G$ ), що не залежить від порядку розміщення елементів вихідної сукупності [5]:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2 \bar{y}}, \quad \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}. \quad (6)$$

Якщо ж вихідна сукупність проранжована у зростаючому порядку ( $y_i < y_{i+1}$ ), кожен  $y_i$  має свій ранг  $i$ , то формула (6) трансформується у формули А. Сена та П. Діксона [6, с. 31; 7, с. 1549]. Ці формули є тотожними, але відрізняються за методикою розрахунку. У цьому випадку ми розташували їх у порядку зменшення кількості розрахункових операцій.

У разі малої кількості розбиттів вихідної сукупності ( $n \leq 3$ ) та спрямованості функції кумулятивного розподілу до абсолютної нерівності розподілу (наприклад, уся площа сільгоспугідь належить одному підприємству), крива Лоренца не проходить через лінії абсолютної нерівності розподілу, а лише наближається до них, тим самим створює ситуацію, коли  $S_{ABC} - S_{фактора} \neq 0$ . На думку Г. Дж. Глассера, у зв'язку з цим коефіцієнти концентрації, розраховані за виразами (4), (6), формулами А. Сена та П. Діксона, є статистично зміщеними, а тому їх необхідно скоригувати на постійну величину  $n / (n - 1)$  [8, с. 651].

Деякий інший підхід до вирішення поставленої проблеми запропонував Б. Пасхавер [9]. Шляхом розбиття криволінійної трапеції, обмеженої кривою Лоренца та лініями абсолютної нерівності розподілу, на трикутники з послідовним підсумовуванням їх площ учений знаходив залишкову площу. Виходячи з попередніх співвідношень, шуканий коефіцієнт концентрації розраховується за формулою:

$$K = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n y_i (n - i)}{50(n - 1)}. \quad (7)$$

При цьому точність розрахунків є максимальною при мінімальному значенні  $n$ , а далі знижується зі зростанням значення нормуючого множника  $n / (n - 1)$ .

Оскільки коефіцієнт концентрації розраховується за емпіричними даними, то він є статистичною величиною, для якої доцільно визначити стандартну похибку та довірчі інтервали.

Вважаючи, що ( $y_i \leq y_{i+1}$ ), а функція  $L(x)$ , як уже зазначалося, має кусково-лінійний характер, Т. Огванг довів, що коефіцієнт концентрації (коефіцієнт Джині) може бути розрахований за формулою [9, с. 124]:

$$K = \frac{n^2 - 1}{6n} \cdot \frac{\beta}{\bar{y}}, \quad (8)$$

де  $\beta$  – коефіцієнт регресії лінійної функції:

$$\hat{y} = \alpha + \beta \cdot k + \varepsilon, \quad (9)$$

де  $\alpha$  – вільний член;  $k$  – ранг питомої ваги досліджуваного показника ( $y$ ) у загальній сукупності,  $k=1, \dots, n$ ;  $\varepsilon$  – сума незалежної та гомоскедастичної помилок.

Т. Огванг та Д. Джайлс довели, що при оцінці моделі (9) методом найменших квадратів стандартна похибка коефіцієнта концентрації збігається зі стандартною похибкою регресії ( $E(K)$ ) та може бути оцінена методами статистичного аналізу [10, с. 126–127; 11, с. 427].

Довірчий інтервал при цьому розраховується за формулою:

$$K \pm E(K) \cdot t(\alpha; n - 2), \quad (10)$$

де  $t(\alpha; n - 2)$  – табличне значення  $t$ -критерію Стьюдента за заданим рівнем довірчої ймовірності  $\alpha$  і  $(n - 2)$  ступенями свободи варіації.

Похідними показниками, що характеризують ступінь нерівномірності розподілу функції  $L(x)$ , є коефіцієнти асиметрії. Про нерівномірність розподілу функції Лоренца щодо осі симетрії  $y = 100 - x$  свідчить коефіцієнт асиметрії Лоренца ( $As(L)$ ), який був запропонований К. Дамгардом та Я. Вейнером [12, с. 1141]:

$$As(L) = \frac{m + \delta}{n + 1} + \frac{L(m) + \delta \cdot y_{m+1}}{L(n + 1)}, \quad (11)$$

$$\delta = \frac{\bar{y} - y_m}{y_{m+1} - y_m}, \quad \bar{y} = \frac{\sum_{i=0}^n y_i}{n + 1},$$

де  $m$  – кількість значень  $y_i$ , менших за середнє арифметичне значення ( $\bar{y}$ ).

Якщо  $As(L) > 1$ , точка симетрії кривої Лоренца знаходиться вище лінії симетрії (лінія BD на рис. 1, 2) і навпаки; якщо  $As(L) = 1$ , крива Лоренца є симетричною щодо осі симетрії.

Оскільки координати центра багатокутника є середньоарифметичними величинами, то показником нерівномірності розподілу, на нашу думку, можна вважати нормований коефіцієнт асиметрії ( $As$ ), який у статистичному аналізі визначається як відношення скоригованого на похибку третього центрального моменту до середньоквадратичного відхилення, піднесеного до куба [13, с. 76; 14, с. 149–150].

Якщо  $As < 0$ , то асиметрія є лівосторонньою (у варіаційному ряді переважають елементи, які менші за середнє значення) і навпаки, якщо  $As = 0$ , то варіаційний ряд є симетричним щодо середньоарифметичного значення.

Для практичної апробації наведених методик проаналізуємо дані, використані для побудови рис. 1, 2. За даними табл. 1, коефіцієнт концентрації площ сільгоспугідь у сільськогосподарських підприємствах України у 1990 р. становив 0,323 (за формулою Б. Пасхавера – 0,359) та за 20 років

досліджуваного періоду збільшився на 62,2%. Це свідчить про загальне підвищення рівня нерівномірності розподілу цього виду ресурсу між господарюючими суб'єктами. Перерозподіл ресурсів у пореформений період спричинив істотну різницю

у концентрації виробництва валової продукції сільськогосподарства (у порівнянних цінах 2005 р.), яка у 2009 р. порівняно з 1990 р. збільшилася на 88,8% та перевищує рівень зростання концентрації площ сільгоспугідь на 26,6 в. п.

Таблиця 1

**Показники рівня концентрації сільгоспвиробництва в Україні та нерівномірності її розподілу в 1990 р. і 2009 р.**

Показники	1990 р.	2009 р.	2009 р. до 1990 р., %
Концентрація площ сільськогосподарських угідь			
Коефіцієнт концентрації, визначений за формулою: – або (4), або формули М. Брауна, К. Джині, А. Сена, П. Діксона	0,323	0,524	162,2
• він же, нормований на $n / (n - 1)$	0,359	0,582	162,1
– Б. Й. Пасхавера	0,359	0,582	162,1
– Т. Огванга	0,323	0,524	162,2
Стандартна похибка $E(K)$	0,021	0,071	у 3,4 раза
95-відсотковий довірчий інтервал для коефіцієнта концентрації	0,323±0,048	0,524±0,164	х
Коефіцієнт асиметрії: – Лоренца	0,968	1,032	106,6
– нормований	0,833	1,539	184,7
Концентрація виробництва валової продукції сільського господарства			
Коефіцієнт концентрації, визначений за формулою: – або (4), або формули М. Брауна, К. Джині, А. Сена, П. Діксона	0,365	0,689	188,8
• він же, нормований на $n / (n - 1)$	0,406	0,766	188,7
– Б. Й. Пасхавера	0,406	0,766	188,7
– Т. Огванга	0,365	0,689	188,8
Стандартна похибка $E(K)$	0,032	0,144	у 4,5 раза
95-відсотковий довірчий інтервал для коефіцієнта концентрації	0,365±0,074	0,689±0,332	х
Коефіцієнт асиметрії: – Лоренца	0,983	0,398	40,5
– нормований	0,956	2,447	у 2,6 раза

Застосування для оцінювання формули (4) і коефіцієнта Джині, розрахованого за формулами М. Брауна, А. Сена, П. Діксона та Т. Огванга, дає ідентичні результати, а значення коефіцієнта концентрації за методикою Б. Пасхавера (9) відрізняється від попередніх, як і зазначалося, на нормуючий множник  $n / (n - 1)$ . Варто вказати, що значення коефіцієнтів концентрації сільгоспвиробництва, отримані за всіма методами, повністю потрапляють у 95-відсотковий довірчий інтервал, що підтверджує їх статистичну достовірність та значущість.

Наведені коефіцієнти асиметрії характеризують різні сторони нерівномірності розподілу функції Лоренца. Так, коефіцієнт асиметрії Лоренца показує, що у 1990 р. концентрація площ сільськогосподарських угідь у сільгоспідприємствах України мала незначну нижню асиметрію, у 2009 р. – верхню, що на графіку (див. рис. 1) позначено зміщенням точок кривої Лоренца щодо лінії симетрії ВД. При цьому абсолютна зміна асиметрії за досліджуваній період становила 0,064 од., а відносна – 6,6%.

Статистичний коефіцієнт асиметрії варіаційного ряду свідчить про досить істотний рівень лі-

восторонньої асиметрії щодо середнього у 1990 р. та правосторонньої – у 2009 р., яка за досліджуваний період підвищилася на 84,7%. Це одночасно показує зміни як рівня концентрації площ сільгоспугідь, так і її напрямів.

Аналогічні показники асиметрії кумулятивного розподілу виробництва валової продукції сільського господарства свідчать про ще більшу асиметричність у 2009 р. порівняно з 1990 р., що пояснюється як вищеназваними причинами, так і змінами у спеціалізації господарств, порушенням міжгалузевого балансу в сільському господарстві.

Проведений аналіз наведених методичних підходів до оцінки рівня та тенденції зміни концентрації сільгоспвиробництва, які базуються на функції Лоренца та побудові відповідного графіка, показав, що всі вони можуть бути застосовані на практиці.

Для аналізу рівня концентрації сільськогосподарського виробництва за зазначеними методами необхідно:

а) проранжувати вихідні дані за зростаючою ознакою;

б) розбити вихідну сукупність на  $n$  рівних частин (як правило за кількістю сільгоспідпри-

емств). Для зручності подальшого аналізу пропонуємо формувати децильні групи;

в) розрахувати значення функції кумулятивного розподілу  $L(x)$  та побудувати графік Лоренца;

г) обчислити коефіцієнт концентрації сільгоспвиробництва за найбільш зручною для дослідника формулою з множини наведених у статті;

д) визначити стандартну похибку і довірчі інтервали для коефіцієнта концентрації та розрахувати показники асиметрії розподілу.

Варто також зазначити, що перевагами підходу до визначення узагальненого показника рівня концентрації сільгоспвиробництва за методом побудови графіка Лоренца є відносна простота розрахунку; можливість порівнювати між собою та

в часі групи з різною кількістю одиниць вибірки; відсутність залежності коефіцієнтів концентрації сільгоспвиробництва від масштабів виробництва конкретних сільськогосподарських підприємств, що робить їх більш точними та статистично надійними.

Отже, об'єднання вищенаведених методик утворює цілісний алгоритм економіко-статистичного аналізу процесів концентрації сільськогосподарського виробництва який, з огляду на загальність використаного математичного апарату, може бути застосований на регіональному, зональному та національному рівнях, що уможливорює більш широке та повне дослідження цього процесу з урахуванням статистичної достовірності отриманих результатів.

#### Список використаних джерел

1. Шаталова Т. Ресурсы и оптимальные размеры производства / Т. Шаталова // АПК: экономика, управление. – 1998. – № 7. – С. 64–68.
2. Lorenz M. O. Methods for Measuring the Concentration of Wealth / M. O. Lorenz // Publications of the American Statistical Association. – 1905. – Vol. 9 (70). – P. 209–219.
3. Маслов П. П. Социология и статистика / Маслов П. П. – М. : Статистика, 1968. – 294 с.
4. Brown M. Using Gini-style Indices to Evaluate the Spatial Patterns of Health Practitioners: Theoretical Considerations and an Application Based on the Alberta Data / M. Brown // Social Science and Medicine. – 1994. – Vol. 38 (9). – P. 1243–1256.
5. Gini C. Indici di concentrazione e di dipendenza / C. Gini // Rivista di politica economica. – 1997. – Vol. 87 (8 / 9). – P. 771–791.
6. Sen A. On Economic Inequality / A. Sen ; [exp. ed. with a subst. annex by J. E. Foster, A. Sen]. – Oxford : Clarendon Press, 1973. – 280 p.
7. Bootstrapping the Gini Coefficient of Inequality / P. M. Dixon, J. Weiner, T. Mitchell-Olds, R. Woodley // Ecology. – 1987. – Vol. 68 (5). – P. 1548–1551.
8. Glasser G. J. Variance Formulas for the Mean Difference and Coefficient of Concentration / G. J. Glasser // Journal of the American Statistical Association. – 1962. – Vol. 57 (299). – P. 648–654.
9. Пасхавер Б. И. Использование графика Лоренца для измерения уровня концентрации / Б. И. Пасхавер // Вестник статистики. – 1970. – № 2. – С. 62–65.
10. Ogowang T. A Convenient Method of Computing the Gini Index and its Standard Error / T. Ogowang // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. – 2000. – Vol. 62 (1). – P. 123–129.
11. Giles D. E. A. Calculating a Standard Error for the Gini Coefficient: Some Further Results / D. E. A. Giles // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. – 2004. – Vol. 66 (3). – P. 425–433.
12. Damgaard C. Describing Inequality in Plant Size or Fecundity / C. Damgaard, J. Weiner // Ecology. – 2000. – Vol. 81 (4). – P. 1139–1142.
13. Афифи А. Статистический анализ: подход с использованием ЭВМ : [моногр.] / А. Афифи, С. Эйзен ; [пер. с англ.]. – М. : Мир, 1982. – 488 с.
14. Айвазян С. А. Прикладная статистика: основы моделирования и первичная обработка данных : [справ. изд.] / Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д. ; под ред. С. А. Айвазяна. – М. : Финансы и статистика, 1983. – 471 с.