УДК 332.33:528.44

ДОСЛІДЖЕННЯ КІНЦЕВИХ РЕЗУЛЬТАТІВ КОРИГУВАННЯ ВАРТОСТІ ОБ'ЄКТІВ НЕРУХОМОСТІ В ПОРІВНЯЛЬНОМУ ПІДХОДІ

Ю. Губар
Національний університет "Львівська політехніка"

Ключові слова: порівняльний підхід, ринкова вартість, результати коригування, відсіювання похибок.

Постановка проблеми

Класичне визначення ринкової вартості об'єкта оцінки вказує на її статистичну природу. Отже, вартість як випадкова величина розраховується на основі значень цін об'єктів-аналогів після введення у них відповідних коефіцієнтів коригування. Необхідно методами статистичних досліджень встановити надійність отриманих остаточних результатів коригування вартості об'єктів нерухомості в порівняльному підході.

Зв'язок із важливими науковими і практичними завданнями

У теорії та практиці оцінки показником ринкової вартості, як правило, є математичне сподівання, яке отримують із розрахунку вибіркового середнього з оцінкою точності у вигляді меж довірчого інтервалу. Визначення ринкової вартості говорить про найімовірніше значення, що відповідає іншій статистичній величині – моді й тільки для симетричних одномодальних розподілів випадкових величин, яким і є нормальний розподіл, значення математичного очікування і моди збігаються [6]. Нормальний розподіл має декілька властивостей:

– властивість "нормалізації" розподілу випадкової величини у разі збільшення кількості факторів, які впливають на неї незалежно;

– властивість симетричності та одномодальності нормального розподілу, які виключають проблему невідповідності значень математичного сподівання і моди.

Аналіз останніх досліджень і публікацій, в яких започатковано розв'язання цієї проблеми

Гіпотезу про нормальність розподілу отриманих ринкових даних завжди необхідно перевіряти, щоб уможливити коректне застосування кореляційно-регресивних методів. Із літературних джерел [1–5] відомо, що наявність оптимальних властивостей методу найменших квадратів, який застосовують для побудови регресивних моделей, тісно пов'язана з нормальністю розподілу результуючого параметра ринкових цін та відсутністю грубих похибок.

Постановка завдання

Відсутність перевірки на нормальність розподілу вихідних даних в умовах невеликого обсягу вибірки ($n \le 25$) ставить під сумнів надійність підсумкових результатів розрахунку вартості та коректність отриманих оцінок точності. Метою дослідження є відсіювання грубих похибок вибірки та перевірка її на нормальність розподілу.

Невирішені частини загальної проблеми

Ринкова вартість має тенденцію відбивати результат взаємодії продавців та покупців, які діють на відкритому ринку за умови, що ті та інші добре проінформовані, а також мають певну мотивацію для здійснення угод з ділянкою землі. Отже, якщо ділянка експонується на ринку нерухомості протягом розумного періоду часу, результатом буде вірогідна ціна, яку можна вважати ринковою вартістю. Тобто знання принципів формування попиту та пропозиції створює основу для розуміння функціонування ринку нерухомості. Взаємодія чинників попиту та пропозиції визначає вартість об'єкта нерухомості. Пропозиція залежить від кількості об'єктів на ринку нерухомості, що, своєю чергою, залежить від політичної та економічної ситуації в країні. На попит впливають демографічні чинники, банківські ставки процента за кредитами, рівень доходу, розвиток сфери малого та середнього бізнесу, ціни на земельні ділянки, які можна розглядати як альтернативу для придбання [8–11].

Виклад основного матеріалу досліджень

Розрахунок вартості об'єкта оцінки повинен передувати дослідженню сукупності нормального розподілу вибірки ринкових даних, який розділено на два етапи, а саме:

– відсіювання грубих похибок (аномальних), тобто похибок, які різко виділяються, що може істотно погіршити статистичні оцінки результуючого значення вартості;

– безпосередньо перевірка на нормальність розподілу вибірки даних.

Відсіювання грубих похибок

Отримання результатів у вибірці, які дуже сильно відрізняються від інших, може бути пов'язано з прямою похибкою, що порушує однорідність вибірки. Розглянемо основні методи відсіювання грубих похибок з використанням критеріїв Смірнова–Грабса, Грабса і Тіт'єна–Мура. Загальним для цих методів є:

– дослідження вибірки, якщо $n > 3$;

– побудова варіаційного ряду $x_1 \le x_2 \le ... \le x_n$;

– розрахунок специфічних для кожного методу статистик, які порівнюють з відповідними критичними значеннями.

Критерій Смірнова–Грабса полягає у знаходженні максимального відносного відхилення:

$$SG = \frac{|x_i - \bar{x}|}{s_n}, \quad (1)$$

де x_i – крайній елемент вибірки (x_1 – мінімальний, x_n – максимальний); $\bar{x}$ – середнє арифметичне вибірки даних; s_n – середнє квадратичне відхилення (СКВ); n – об’єм вибірки.

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i \; ; \; s_n = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \; . \qquad (2)$$

Для невеликих вибірок ($n \le 25$) у формулу (1) необхідно ввести уточнювальний коефіцієнт, у результаті чого вона набуде вигляду:

– для мінімального значення вибірки $SG_1 = \frac{\bar{x} - x_1}{s}$;

– для максимального значення вибірки $SG_n = \frac{x_n - \bar{x}}{s}$,

де s – дисперсія емпіричного розподілу, тобто $s = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2$.

Отримані значення і SG_n порівнюють з критичними значеннями SG_{kr} і якщо $SC_{1,n} < SG_{kr}$, робиться висновок про відсутність грубих похибок у вибірці даних. Табличні значення SG_{kr} для рівнів значущості $\alpha = 0{,}10$ (10 %), $\alpha = 0{,}05$ (5 %) і $\alpha = 0{,}025$ (2,5 %) та $n \le 26$ наведено в [3–5]. Якщо:

– $SG_i \le SG_{kr10\%}$ – значення не порушує однорідність вибірки і не відсіюється;

– $SG_i > SG_{kr2,5\%}$ – значення істотно відхиляється від середнього арифметичного вибірки даних ($\bar{x}$);

– $SG_{kr10\%} < SG_i \le SG_{kr2,5\%}$ – необхідно виконати аналіз та прийняти рішення – відсіювати чи ні це значення.

У випадку нормального розподілу математичне сподівання і статистична надійність лежать між довірчим інтервалом:

$$\bar{x} \pm t_\alpha \cdot \frac{s_n}{\sqrt{n}} \, , \qquad (3)$$

де t_α – значення t-розподілу Стьюдента для рівня значущості α.

Критерій Грабса полягає у порівнянні сум квадратів відхилень від середнього вихідної та скороченої (без крайнього елемента) вибірок. Із вихідного варіаційного ряду (вибірки) отримують:

1. Середнє для вибірки без її останнього члена (x_n):

$$\bar{x}_1 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} x_i \; .$$

2. Середнє для вибірки без її першого члена (x_1):

$$\tilde{x}_1 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} x_i \; .$$

3. Визначають критерії Грабса G_1 (для мінімального значення ряду) та G_n (для максимального значення ряду):

$$G_1 = \frac{\sum_{i=2}^{n1} \left(x_i - \tilde{x}_1\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \; ; \quad G_n = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \left(x_i - \bar{x}_1\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \, . \qquad (4)$$

Якщо значення критеріїв Грабса G_1 і G_n будуть меншими, ніж їх критичні значення, тоді мінімальне і максимальне значення вибірки вважатимуться грубими похибками, тобто у випадку, якщо $G_{1,n} < G_{kr2,5\%}$, значення вибірки відсіюються, а якщо $G_{1,n} > G_{kr10\%}$ – значення вибірки залишаються.

Обидва критерії (Смірнова–Грабса і Грабса) застосовуються для перевірки на аномальність одиничних значень вибірки, однак у ситуаціях, коли вибірка містить групу близьких за значеннями аномальних спостережень, ці критерії не дають ніякого результату. В цьому випадку доцільно використовувати критерій Тіт’єна–Мура.

Отже, критерій Тіт’єна–Мура розраховують для:

– максимальних значень вибірки:

$$TM_{(k)} = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} \left(x_i - \bar{x}_k\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \; ; \; \bar{x}_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} x_i}{n-k} \, , \qquad (5)$$

де k – кількість максимальних значень, що підлягають дослідженню;

– мінімальних значень вибірки:

$$\tilde{TM}_{(k)} = \frac{\sum_{i=k+1}^{n} \left(x_i - \tilde{x}_k\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \; ; \; \tilde{x}_k = \frac{\sum_{i=k+1}^{n} x_i}{n-k} \, . \qquad (6)$$

Критичні значення статистик TM_{kr} для рівня значущості $\alpha = 0{,}05$ (5 %), $n \le 20$ і $k = 1{,}2{,}3$ наведено в [3–5].

Розглянемо практичне застосування вищенаведених теоретичних викладок на конкретному прикладі. Виконаємо дослідження отриманої нами в [7] експонентної апроксимації результатів кінцевого коригування вартості об’єктів-аналогів.

Використовуючи вищенаведені формули, виконаємо дослідження з використанням трьох критеріїв. Результати дослідження подано в табл 2.

Таблиця 1

Вихідна вибірка результатів кінцевого коригування вартості об’єктів-аналогів

Порядковий номер об’єкта-аналога	1	2	3	4	5	6	$\bar{x}$	s_n
Відкоригована вартість 1 м^2, грн./м^2	744,72	760,57	773,18	799,27	816,91	831,76	**787,74**	**33,83**
95 % довірчий інтервал (3.30) становить: $787{,}74 \pm 33{,}15$								

Таблиця 2

Перевірка для відсіювання грубих похибок вихідної вибірки ($n = 6$)

Критерій Смірнова-Грабса			Критерій Грабса			Критерій Тіт'єна–Мура
Граничні значення			Граничні значення			Граничні значення
$SG_{kr10\%}$	$SG_{kr5\%}$	$SG_{kr2,5\%}$	$G_{kr10\%}$	$G_{kr5\%}$	$G_{kr2,5\%}$	$TM_{kr5\%}$
1,894	***1,996***	***2,067***	***0,315***	***0,230***	***0,166***	***0,055***
Розраховані значення для мінімального 744,72			Розраховані значення для мінімального 744,72			Розраховані значення для пари мінімальних значень 744,72 і 760,57
1,393			**0,594**			**0,278**
Розраховані значення для максимального 831,76			Розраховані значення для максимального 831,76			Розраховані значення для пари максимальних значень 816,91 і 831,76
1,426			**0,612**			**0,332**

Аналізуючи табл. 2, можна стверджувати, що критерій Смірнова–Грабса визнає мінімальне значення 744,72 та максимальне значення 831,76 вибірки аномальними або нетиповими та рекомендує видалити їх із вибірки, хоча за двома іншими критеріми (Грабса та Тіт'єна–Мура) їх вважають типовими (отримані значення більші за критичні) і рекомендують залишити у вибірці для подальших досліджень. За даними вихідної вибірки середнє значення $\overline{x}$, яке моделює питому вартість об'єкта оцінки, з 95 % статистичною надійністю потрапляє у довірчий інтервал $787{,}74 \pm 33{,}15$, але після відсіювання мінімального та максимального значень довірчий інтервал набуде вигляду $787{,}48 \pm 35{,}29$. Отриманий довірчий інтервал говорить, що недоцільно вилучати із вибірки два крайні значення (оцінка вартості практично не змінюється, а похибка її визначення збільшується на 6 %). Отже, отримані результати за критерієм Смірнова–Грабса відхиляємо і приймаємо результати критеріїв Грабса та Тіт'єна–Мура, які стверджують, що у вихідній вибірці немає грубих похибок.

Перевірка на нормальність розподілу вибірки даних

За наявності великого обсягу ринкової інформації ($n > 50$) перевірка гіпотези нормальності здійснюється за допомогою критеріїв згоди, що полягають у порівнянні функцій густини емпіричного та теоретичного нормального розподілу. Застосування таких критеріїв полягає у розбитті даних вибірки на класи, побудові гістограми розподілу частот тощо. Найвідомішими є χ^2-критерій та критерій Колмогорова-Смірнова [1, 4, 5]. Вибірки малого обсягу не можуть надати достатньої кількості інформації для застосування цих критеріїв і тому виникає необхідність обмежитись використанням наближених критеріїв. Вони основані на використанні:

– коефіцієнта варіації;
– середнього абсолютного відхилення;
– розмаху відхилення;
– показника емпіричної асиметрії;
– показника емпіричного ексцесу.

Впевнений висновок про підтвердження гіпотези нормальності на основі даних малої вибірки можна зробити, тільки отримавши позитивні результати перевірки декількома критеріями цієї групи.

Перевірку гіпотези нормальності розпочинають з обчислення коефіцієнта варіації:

$$V\% = \frac{s_n}{\overline{x}} \cdot 100\ \%.$$

Якщо його значення перевищує 33 %, тоді гіпотеза про нормальність розподілу даних вибірки не підтверджується. Подальшу перевірку не виконують. Розрахуємо коефіцієнт варіації для вихідної вибірки $n = 6$ та вибірки без найменшого та найбільшого значень (очищена від грубих похибок за критерієм Смірнова–Грабса) $n = 4$ і перевіримо, чи підтверджується гіпотеза про нормальність розподілу вибірок.

$$V_1\% = \frac{s_n}{\overline{x}} \cdot 100\ \% = \frac{33{,}84}{787{,}74} \cdot 100\ \% = 4{,}2\ \%$$

$$\text{і}\quad V_2\% = \frac{25{,}39}{787{,}48} \cdot 100\ \% = 3{,}2\ \%.$$

Отже, отримане значення коефіцієнтів варіації 4,2 % і 3,2 % менше від допустимого значення 33 % і тому перевірку можна продовжувати для обох вибірок.

Для не дуже великих вибірок ($n < 120$) використовують показник середнього абсолютного відхилення (САВ), який визначають за формулою:

$$CAB = \frac{\sum_{i=1}^{n} |x_i - \overline{x}|}{n}.$$

Відомо, що для теоретичного нормального розподілу:

$$\frac{CAB}{\sigma} = \sqrt{\frac{2}{\pi}}, \tag{7}$$

де σ^2 – дисперсія теоретичного розподілу.

Для вибірки, яка має нормальний закон розподілу, повинна виконуватися рівність:

$$\left| \frac{CAB}{s_n} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| < \frac{0{,}4}{\sqrt{n}}. \tag{8}$$

Для вихідної вибірки $n = 6$ рівність набуде вигляду:

$$\left| \frac{169{,}47}{33{,}84} - 0{,}7979 \right| < \frac{0{,}4}{2{,}45},\ \text{або}\ 4{,}21 \not< 0{,}1632.$$

Для очищеної від грубих похибок вибірки $n = 4$ рівність набуде вигляду:

$$\left| \frac{20{,}61}{25{,}39} - 0{,}7979 \right| < \frac{0{,}4}{2},\ \text{або}\ 0{,}014 < 0{,}200.$$

Отже, гіпотеза про нормальність розподілу за критерієм середнього абсолютного відхилення для вихідної вибірки свідчить про порушення нормального розподілу, а для очищеної від грубих похибок вибірки із чотирьох елементів повністю узгоджується.

Перевірка за розмахом відхилення проводиться для вибірок з об'ємом $3 < n < 1000$. Розмах відхилення R розраховують як різницю між найбільшим та найменшим елементами у вибірці, тобто $R = x_n - x_1$. Розраховують критеріальне відношення R/s_n, яке зіставляють з критичними значеннями верхньої та нижньої меж для різних рівнів значущості. Якщо розраховане значення лежить у межах границь, гіпотезу про нормальність розподілу приймають, якщо воно менше від нижньої границі або більше від верхньої – гіпотезу відхиляють. Щоб впевнено прийняти рішення про нормальність розподілу даних вибірки, важливо, щоб умова знаходження всередині меж виконувалась на жорсткому 10 % рівні значущості.

Отже, виконаємо відповідні розрахунки для вибірок об'ємів 6 і 4 значень і результати представимо в табл. 3.

Таблиця 3

Перевірка гіпотези про нормальність розподілу за розмахом відхилення

Вибірка об'ємом $n = 6$	Вибірка об'ємом $n = 4$
Критеріальне відношення $R/s_n = 2{,}573$	Критеріальне відношення $R/s_n = 2{,}219$
Нижня межа критичної границі – **2,22**	Нижня межа критичної границі – **2,04**
Верхня межа критичної границі – **3,32**	Верхня межа критичної границі – **3,16**

Зіставлення за табличними даними показує, що умова знаходження в межах для двох вибірок виконується на 10 % рівні значущості й тому за критерієм розмаху відхилення гіпотезу про нормальність розподілу можна прийняти для обидвох вибірок.

Про близькість емпіричного розподілу до нормального можна стверджувати, використовуючи показники асиметрії A^* та ексцесу E^*, які дають змогу зробити якісні висновки про форму емпіричного розподілу. Для теоретичного нормального розподілу ці показники дорівнюють нулю. Величини асиметрії та ексцесу для будь-якої вибірки можна розрахувати за формулами:

$$A^* = \frac{n}{(n-1)\cdot(n-2)} \cdot \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s_v} \right)^3 ;$$

$$E^* = \left\{ \frac{n\cdot(n+1)}{(n-1)\cdot(n-2)\cdot(n-3)} \cdot \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s_v} \right)^4 \right\} - \frac{3\cdot(n-1)^2}{(n-2)\cdot(n-3)}, \quad (9)$$

де s_v – стандартне відхилення вибірки.

Наближена перевірка нормального закону розподілу полягає у порівнянні середніх квадратичних відхилень цих характеристик, які знаходять за виразами:

$$\sigma_{A^*} = \sqrt{\frac{6\cdot(n-1)}{((n+1)\cdot(n+3)}} ;$$

$$\sigma_{E^*} = \sqrt{\frac{24\cdot n\cdot(n-2)\cdot(n-3)}{(n-1)^2\cdot(n+3)\cdot(n+5)}} . \quad (10)$$

Для великих вибірок асиметрія вважається значною, якщо значення A^* за модулем перевищує 0,5. Виконання умов симетричності розподілу особливо важливе, оскільки в разі відсутності нормальності можна впевнено використовувати $\bar{x}$ як оцінку наймовірнішого значення випадкової величини, тобто величини ринкової вартості об'єкта оцінки. Позитивна асиметрія свідчить про відхилення розподілу в сторону додатних значень, а негативна – у бік від'ємних значень.

Показник ексцесу характеризує відносну крутизну розподілу порівняно із нормальним розподілом. Позитивний ексцес говорить про порівняно гостропіковий розподіл, а негативний ексцес – про порівняно згладжений розподіл.

Гіпотеза нормальності може бути прийнята, якщо одночасно виконуються дві умови:

$$\left|A^*\right| < 3\cdot\sigma_{A^*} \text{ та } \left|E^*\right| < 5\cdot\sigma_{E^*} . \quad (11)$$

За невиконання цих умов гіпотеза відхиляється.

Для вибірки із шести елементів $\left|A^*\right| = 0{,}61$; $\sigma_{A^*} = 0{,}69$ і $\left|E^* = 1{,}26\right|$; $\sigma_{E^*} = 0{,}84$, відповідно нерівності (9) виконуються одночасно. Для вибірки із чотирьох елементів отримаємо: $\left|A^*\right| = 0{,}19$; $\sigma_{A^*} = 0{,}72$ і $\left|E^* = 1{,}78\right|$; $\sigma_{E^*} = 0{,}58$ – обидві нерівності також виконуються. Отже, гіпотезу про нормальність розподілу можна прийняти за цими критеріями для обох вибірок.

Підсумовуючи вищевикладені дослідження, можна стверджувати, що вихідна вибірка із шести елементів може вважатися задовільною щодо нормальності розподілу, хоча за показником середнього абсолютного відхилення (САВ) свідчить про порушення нормального розподілу. Очищену від грубих похибок (за критерієм Смірнова–Грабса) вибірку із чотирьох елементів за використання наближених критеріїв повністю можна вважати такою, що відповідає нормальному закону розподілу.

Для визначення ринкової вартості 1 м^2 об'єкта оцінки, на наш погляд, необхідно отримати середнє значення із вибірки чотирьох елементів 760,57; 773,18; 799,27; 716,91 і помножити її на площу об'єкта. Отже, ринкова вартість об'єкта оцінки становитиме

$$Ц = 762{,}48 \cdot 855 = 651920{,}40 \; грн.$$

Висновки

Забезпечити коректність оцінок ринкової вартості в методі порівняльного аналізу можливо лише за дотримання таких основних вимог:

– використання середнього арифметичного значення як оцінки ринкової вартості коректне, коли значення моди та математичного сподівання збігаються. Розподіл вибірки при цьому повинен задовольнятися за вимогами симетричності;

– оцінка точності середнього значення у вигляді його довірчого інтервалу повинна формуватися на основі конкретного закону розподілу. Використовувати відомі співвідношення нормального розподілу допустимо в тому випадку, якщо за даними вибірки гіпотеза нормальності не виключається. Крім того, у зв’язку з високою чутливістю значень середнього до грубих похибок необхідно очистити від них вибірку;

– для оцінки ринкової вартості за допомогою більш розвинених порівняно з оцінкою середнього методів регресій необхідно забезпечити відсутність у вибірці грубих похибок та нормальність її розподілу.

Література

1. Александров В.В. Алгоритмы и программы структурного метода обработки данных / В.В. Александров, Н.Д. Горский. – Ленинград: Наука, 1983. – 208 с.
2. Берг А.И. Кибернетика – наука об оптимальном управлении / А.И. Берг. – Москва, Ленинград: Энергия, 1964. – 64 с.
3. Бочаров П.П. Теория вероятностей. Математическая статистика: учеб. пособие / П.П. Бочаров, А.В. Печинкин. – М., 1998. – 326 с.
4. Ермаков С.М. Математическая теория оптимального эксперимента / С.М. Ермаков, А.А. Жиглявский. – М., 1987. – 318 с.
5. Зазуляк П.М. Основи математичного опрацювання геодезичних вимірювань: навч. посіб. / П.М. Зазуляк, В.І. Гавриш, Е.М. Євсєєва, М.Д. Йосипчук. – Львів: Растр-7, 2007. – 408 с.
6. Перович Л.М. Оцінка нерухомості: навч. посіб. / Л.М. Перович, Ю.П. Губар. – Львів: Вид-во Нац. ун-ту “Львівська політехніка”, 2010. – 296 с.
7. Губар Ю.П. Визначення коефіцієнтів коригування за просторовими критеріями в порівняльному підході / Ю.П. Губар // Сучасні досягнення геодезичної науки та виробництва: зб. наук. пр. – Львів, 2013. – Вип. I (25). – С.240–243.
8. Методичні основи грошової оцінки земель в Україні: підручник / Ю.Ф. Дехтяренко, М.Г. Лихогруд, Ю.М. Манцевич, Ю.М. Палеха. – К.: Профі, 2002. – 256 с.
9. Драпіковський О. Практикум з оцінки міських земель / О. Драпіковський, І. Іванова. – К.: Українська академія державного управління, 1998. – 113 с.
10. Харрисон Г.С. Оценка недвижимости: учеб. пособие / пер. с англ. – М.: РИО Мособлупрполиграфиздата, 1994. – 231 с.
11. Перович Л.М. Оцінка нерухомості: навч. посіб. / Л.М. Перович, Ю.П. Губар. – Львів: Вид-во Нац. ун-ту “Львівська політехніка”, 2010. – 296 с.

Дослідження кінцевих результатів коригування вартості об’єктів нерухомості в порівняльному підході

Ю. Губар

Виконано дослідження остаточних результатів коригування вартості об’єктів нерухомості в порівняльному підході. Здійснено відсіювання грубих похибок вибірки та виконано перевірку на нормальність розподілу. Доведено, що гіпотезу про нормальність розподілу можна прийняти за цими критеріями для обидвох вибірок.

Исследование окончательных результатов корректировки стоимости объектов недвижимости в сравнительном подходе

Ю. Губар

Выполнено исследование окончательных результатов корректировки стоимости объектов недвижимости в сравнительном подходе. Отсеяно грубые погрешности выборки и проверено на нормальность распределения. Доказано, что гипотеза о нормальности распределения принимается для исходных данных.

Research final results of adjusting the value of real estate in a comparative approach

Y. Gubar

This article has explored the final results of value adjustments of real estate in a comparative approach. Done screenings gross errors of sampling and inspection performed on normality of distribution. Proved that the hypothesis of normality is accepted for the initial data.