

УДК 528.44:332.3

Ю. ГУБАР, Ю. ХАВАР, Н. МОШОВСЬКА

Кафедра кадастру територій, Національний університет “Львівська політехніка”, вул. С. Бандери 12, Львів, 79013, Україна, тел. +38(032)2582631, ел. пошта: Yurii.P.Hubar@lpnu.ua

ІНСТРУМЕНТАРІЙ ДОСЛІДЖЕННЯ РИНКУ НЕРУХОМОСТІ ТА ВСТАНОВЛЕННЯ ЗАГАЛЬНИХ ТЕНДЕНЦІЙ ЙОГО РОЗВИТКУ

Мета. Аналіз інформації про угоди та об’єкти, стосовно яких ці угоди укладаються, дає змогу обчислити та проаналізувати типовий рівень цін, що склався на ринку для певної групи об’єктів. Значення статистичних показників допомагають сформувати загальне уявлення про обсяг ринку, інтенсивність ринкових процесів та їх зміну залежно від конкретних умов місця і часу. Ці показники створюють необхідну базу для виявлення взаємозв’язку між рівнем цін та характеристиками угод й об’єктів відповідно [Драпіковський О., Іванова І., Терещенко Н., 2015]. Порівняння може здійснюватися як за кількісними, так і за якісними ознаками угод та об’єктів, стосовно яких вони укладені. Для того, щоб порівняння було плідним, воно повинно задовольняти дві основні вимоги: порівнюватися можуть лише подібні об’єкти, між якими існує певна об’єктивна спільність; порівняння таких об’єктів повинно відбуватися за найважливішими, істотними ознаками [Фридман Дж., Ордузі Н., 1995]. Отже, мета дослідження – довести необхідність і важливість використання статистичних показників, що характеризують усю сукупність одиниць спостереження за мірами центральної тенденції та мінливості (варіації), в оціночній практиці. **Методика.** Для того, щоб обчислити та проаналізувати типовий рівень цін, що склався на ринку для певної групи об’єктів, як правило, використовують статистичні показники, що характеризують усю сукупність одиниць спостереження за мірами центральної тенденції та мінливості (варіації). Ці показники створюють необхідну базу для виявлення взаємозв’язку між рівнем цін та характеристиками угод й об’єктів відповідно. **Результати.** Оцінка нерухомості ґрунтується на двох принципах формальної логіки: принципі подібності – для порівняння будь-яких об’єктів необхідно показати, що вони мають спільні ознаки; принципі відмінності – для порівняння подібні об’єкти повинні мати ознаки, за якими їх можна розрізнити [Харрісон Г., 1994]. Для виконання дослідження окреслено ринок, якого стосуються угоди та об’єкти нерухомості, щодо яких ці угоди укладено, виділено об’єкт спостереження; встановлено індивідуальні якісні та кількісні ознаки одиниць спостереження, що об’єднують чи відрізняють їх від решти ринкових одиниць та систематизовано одиниці спостереження за значущими якісними та кількісними ознаками, тобто здійснено стратифікацію об’єктів нерухомості та виявлено взаємозв’язок між цими ознаками [Губар Ю., 2018]. **Наукова новизна та практична значущість.** Статистичні показники відображають центральні тенденції та мінливість цін, що склалися на ринку; закономірність їх розподілення та динаміки, встановлюють нехарактерні для ринку нерухомості ціни об’єктів. Обчислення показників динаміки цін дає можливість відстежити характерні зміни у цінах купівлі-продажу та оренди, а також з’ясувати вплив зміни факторних ознак на динаміку цін. Розрахунок показників варіації дає змогу визначити закономірності розподілення цін на об’єкти нерухомості та за рахунок вилучення із сукупності об’єктів нехарактерних високих або низьких цін підвищити міру однорідності цієї сукупності. Метод комбінаційного аналітичного групування дає можливість одночасно групувати одиниці сукупностей за декількома фіксованими ознаками.

Ключові слова: оцінка нерухомості; середні величини, показники варіації; рівень цін; динаміка цін; ринкова вартість; комбіноване аналітичне групування, дисперсія; середньоквадратичне відхилення.

Вступ

В оціночній діяльності поняття “середня величина” трактується як узагальнювальна кількісна характеристика сукупності одиниць спостережень за певною ознакою у конкретних умовах місця та часу. Застосування середніх величин найчастіше спрямоване на визначення типового рівня цін угод (купівлі-продажу, оренди, будівництва тощо), які укладені чи можуть бути укладені стосовно певної групи об’єктів. Визначення середніх величин дає змогу знівелювати індивідуальні відхилення у цінах об’єктів нерухомого

майна, їх необхідно встановлювати для достатньо великої якісної однорідної сукупності проданих (наданих в оренду) об’єктів нерухомості [Драпіковський О., 2015; Губар Ю., 2020].

Залежно від характеру та особливостей розподілу сукупності одиниць спостереження з метою розрахунку середніх значень цін купівлі-продажу (оренди) можна застосувати різні форми середніх величин, а саме для упорядкованих та неупорядкованих даних степеневі середні (середню арифметичну, середню квадратичну, середню гармонічну та середню геометричну) і

для упорядкованих даних (дані представлені ранжованим рядом), можна обчислити структурні (або розподільні) середні (медіана та мода).

Отже, середні величини можна поділити на два великих класи:

- степеневі середні, за допомогою яких оцінюють типовий рівень цін угод стосовно об'єктів нерухомості;
- структурні (розподільні) середні, за допомогою яких оцінюють розподіл об'єктів нерухомості за їх ціною [Фридман Дж., Ордузі Н., 1995].

Визначити, наскільки сукупність об'єктів нерухомості однорідна за ціною купівлі-продажу чи оренди, можна за допомогою показників варіації, що характеризують ступінь мінливості значення ціни у різних об'єктів сукупності. Такі показники ґрунтуються на зіставленні індивідуального значення ціни кожної із одиниць сукупності та середнього значення ціни в сукупності.

Аналіз ступеня залежності цін купівлі-продажу або оренди від певних характеристик об'єктів нерухомості дає змогу вирішити одне із ключових питань ринкової оцінки – питання подібності об'єктів, вибраних для порівняння. Від дотримання цієї вимоги залежатиме об'єктивність результатів оцінки. Для того, щоб об'єкти справді вважалися аналогами, необхідно, щоб усі їхні характеристики збігалися. Проте на практиці такого не спостерігається і оцінювач звертається до угод чи пропозицій стосовно об'єктів, що схожі між собою лише за окремими ознаками. Тому із множини характеристик необхідно виокремити такі, що найбільше впливають на ціни купівлі-продажу та оренди, тобто узагальнити інформацію про неповні аналоги так, щоб можна було здійснити оцінку нерухомості. Одним із методів вирішення такого завдання є метод комбінаційного аналітичного групування, що передбачає групування всіх одиниць сукупностей за декількома фіксованими ознаками одночасно [Youngman J. M., Malme J. H., 1994].

Мета

Значення статистичних показників допомагають скласти загальне уявлення про обсяг ринку, інтенсивність ринкових процесів та їх зміну залежно від конкретних умов місця і часу. Ці показники створюють необхідну базу для виявлення взаємозв'язку між рівнем цін та характеристиками угод й об'єктів відповідно [Драпиковський О., Іванова І., Терещенко Н., 2015]. Аналіз інформації про угоди та об'єкти, стосовно яких ці угоди укладають, дає можливість обчислити та проаналізувати типовий рівень цін, що склався на ринку для певної групи об'єктів [Фридман Дж., Ордузі Н., 1995]. Отже, мета дослідження – довести необхідність і важливість використання статистичних показників, що характеризують усю сукупність одиниць спостереження за мірами центральної тенденції та мінливості (варіації), в практиці оцінювання.

Методика

Метод середніх величин

Найчастіше використовують середні арифметичні величини, до яких зараховують:

1. Середню арифметичну просту (\bar{P}), що розраховують як суму цін, поділених на кількість одиниць у сукупності (групі) [Фридман Дж., Ордузі Н., 1995]:

$$\bar{P} = \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{n}, \quad (1)$$

де P_i – ціна i -ї одиниці сукупності (групи); n – загальна кількість одиниць.

Наприклад, за даними агенції нерухомості в житловому районі Сихів м. Львів продано десять трикімнатних квартир у дев'ятиповерхових житлових будинках (табл. 1).

Таблиця 1

Ціни продажу трикімнатних квартир у житловому районі Сихів у м. Львів

№	Місце розташування (назва вулиці)	Поверх	Загальна площа, м ²	Ціна пропозиції, дол. США	
				квартири	1 м ² загальної
1	Вернадського	2	78	58000	744
2	Кавалерідзе	5	81	62000	765
3	Вернадського	4	85	64000	753
4	Скрипника	1	80	60000	750
5	Антонича	8	79	58000	734
6	Вернадського	7	78	60000	769
7	Антонича	6	82	63000	768
8	Скрипника	4	80	61000	762
9	Кавалерідзе	5	86	65000	756
10	Лісна	9	88	65000	739

Проста середня арифметична ціна продажу квартири для цієї сукупності визначається так:

$$(58+62+64+60+58+60+63+61+65+65)/10=$$

$$=61,6 \text{ тис. дол.}$$

2. Середня арифметична зважена (\bar{p}) розраховується як сума добутоків ціни 1 м² загальної площі (1 м³ будівельного об'єму) в i -му об'єкті та загальної площі (будівельного об'єму) цього об'єкта, поділена на суму загальної площі (будівельних об'ємів) усіх об'єктів у сукупності (групі):

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^n P_i \cdot S_i}{\sum_{i=1}^n S_i}, \quad (2)$$

де P_i – ціна 1 м² загальної площі (1 м³ будівельного об'єму) в i -му об'єкті сукупності (групи); S_i – за-

льна площа (будівельний об'єм) i -го об'єкта сукупності (групи).

Зважена середня арифметична ціна пропозиції продажу квартири з сукупності, наведеної в табл. 1, у розрахунку на 1 м^2 загальної площі становитиме 753,92 дол. США:

$$\begin{aligned} & (744 \times 78 + 765 \times 81 + 753 \times 85 + 750 \times 80 + 734 \times 79 + \\ & + 769 \times 78 + 768 \times 82 + 762 \times 80 + 756 \times 86 + 739 \times 88) / \\ & (78 + 81 + 85 + 80 + 79 + 78 + 82 + 80 + 86 + 88) = \\ & = 615954 / 817 = 753,92 \text{ тис. дол.} \end{aligned}$$

Зазначимо, що в чисельнику такого дробу стоїть сума цін усіх об'єктів. Отже, зважену середню арифметичну ціну 1 м^2 загальної площі трикімнатних квартир, що пропонуються для продажу у житловому районі Сихів, можна отримати, поділивши суму цін об'єктів на суму їх площ.

Загалом середні арифметичні доцільно застосовувати, коли ціни продажу чи пропозиції об'єктів нерухомості у сукупності близькі за рівнем, тобто не набувають значень так званих викидів, за якими певний об'єкт суттєво відрізняється від решти об'єктів нерухомості.

Середню гармонійну (\bar{p}) розраховують на основі інформації про ціни об'єктів у сукупності (групі) та про ціни в розрахунку на одиницю вимірювання їх розміру [Фридман Дж., Ордузій Н., 1995]:

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{\sum_{i=1}^n \frac{P_i}{p_i}}, \quad (3)$$

де P_i – ціна i -го об'єкта сукупності (групи); p_i – ціна на i -го об'єкта сукупності (групи) в розрахунку на одиницю його розміру (загальна площа, будівельний об'єм тощо).

Формули (3) і (2) можна вважати тотожними, оскільки $P_i = p_i \cdot s_i$, і відповідно $P_i / p_i = s_i$, тому значення середньої гармонійної ціни 1 м^2 загальної площі трикімнатних квартир із сукупності, що розглядається, становитиме 753,98 дол.:

$$\begin{aligned} & (58000 + 62000 + 64000 + 60000 + 58000 + 60000 + \\ & + 63000 + 61000 + 65000 + 65000) / \\ & (78 + 81 + 85 + 80 + 79 + 78 + 82 + 80 + 86 + 88) = \\ & = 616000 / 817 = 753,98. \end{aligned}$$

Середню гармонійну (\bar{p}) також можна розраховувати із використанням інформації про питому вагу цін об'єктів у сумарній ціні їх сукупності [Фридман Дж., Ордузій Н., 1995]:

$$\bar{p} = \frac{100}{\sum_{i=1}^n \frac{c_i}{P_i}}, \quad (4)$$

де c_i – питома вага i -го об'єкта в сумі цін об'єктів сукупності (групи), %; P_i – ціна i -го об'єкта сукуп-

ності (групи) у розрахунку на одиницю його розміру (загальна площа, будівельний об'єм тощо).

Для виконання досліджень запишемо показники табл. 1 в іншому вигляді (табл. 2).

Таблиця 2

Відносні та абсолютні показники цін пропозиції трикімнатних квартир у житловому районі Сихів у м. Львів

№	Місце розташування	Ціна пропозиції, м^2	Ціна пропозиції квартири	
			дол.	%
1	Вернадського	744	58000	9,42
2	Кавалерідзе	765	62000	10,06
3	Вернадського	753	64000	10,39
4	Скрипника	750	60000	9,74
5	Антонича	734	58000	9,42
6	Вернадського	769	60000	9,74
7	Антонича	768	63000	10,23
8	Скрипника	762	61000	9,90
9	Кавалерідзе	756	65000	10,55
10	Лісна	739	65000	10,55
	Разом	–	616000	100,0

Тоді розрахунок середньогармонійної ціни пропозиції 1 м^2 загальної площі квартир матиме вигляд:

$$\begin{aligned} & 100 / (9,42 / 744 + 10,06 / 765 + 10,39 / 753 + \\ & + 9,74 / 750 + 9,42 / 734 + 9,74 / 769 + 10,23 / 768 + \\ & + 9,90 / 762 + 10,55 / 756 + 10,55 / 739) = 749,93. \end{aligned}$$

Зуважимо, що різні форми середніх величин можна обчислювати не тільки за значеннями сум, а й за значеннями добутків. Такі середні мають назву геометричних.

Середню геометричну (\bar{p}) розраховують як корінь n -го ступеня з добутку цін об'єктів [Фридман Дж., Ордузій Н., 1995]:

$$\bar{p} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n P_i}, \quad (5)$$

де P_i – ціна i -го об'єкта сукупності ($i = 1 \div n$).

Наприклад, середня геометрична ціна пропозиції продажу квартири із сукупності, наведеної в табл. 1, становитиме 61,55 тис. дол.:

$$\begin{aligned} & \sqrt[10]{58 \cdot 62 \cdot 64 \cdot 60 \cdot 58 \cdot 60 \cdot 63 \cdot 61 \cdot 65 \cdot 65} = \\ & = \sqrt[10]{780238271554560000} = 61,55. \end{aligned}$$

Однак середню геометричну найдоцільніше застосовувати для встановлення середніх величин відносних змін, таких як: темпи зростання (падіння) в рядах динаміки або в рядах розподілення.

Наприклад, індекс середніх цін пропозиції на квартири у Львові наведено у табл. 3.

Таблиця 3

**Індекс середніх цін пропозиції
на квартири у Львові**

№ з/п	Рік	Річне зростання (падіння) цін	№ з/п	Рік	Річне зростання (падіння) цін
1	2010	1,211	6	2015	0,814
2	2011	1,352	7	2016	0,991
3	2012	1,449	8	2017	1,115
4	2013	0,922	9	2018	1,213
5	2014	0,711	10	2019	1,478

Оскільки індекс цін – це відносна зміна його рівня за певний період (індекс динаміки), обчислювати середнє значення необхідно із використанням середньої геометричної:

$$\sqrt[10]{1.211 \cdot 1.352 \cdot 1.449 \cdot 0.922 \cdot 0.711 \cdot 0.814 \cdot 0.991 \cdot 1.115 \cdot 1.213 \cdot 1.478} = 1.096,$$

тобто за восьмирічний період (2010–2019 рр.) ціни на квартири в м. Львові щорічно зростали в середньому на 9,6 %. Однак розрахунок за середньою арифметичною дав би помилковий результат – 12,6 %.

Якщо послідовність ланцюгових індексів цін відноситься до різних за тривалістю періодів, то загальний середній темп зростання (падіння) за весь проміжок часу, що розглядається, визначають як середню геометричну зважену.

Так, десятирічний період, за який розглянуто динаміку цін пропозиції на квартири у м. Львів, умовно можна розділити на три етапи (табл. 4).

Таблиця 4

Динаміка цін пропозиції на квартири у м. Львів

Показники	Етапи		
	помірного зростання попиту	ажіотажного зростання попиту	обвального падіння попиту
Тривалість, місяць	48	24	48
Щомісячний темп зростання (падіння)	1,033	1,017	0,860

Тоді загальний середній темп зростання (падіння) цін пропозиції дорівнюватиме 1,021:

$$\sqrt[48+24+48]{1.033^{48} \cdot 1.017^{24} \cdot 0.860^{48}} = 0.957,$$

тобто за десять років (2010–2019 рр.) ціни на квартири у м. Львів щомісячно знижувалися у середньому на 4,3 %.

В практиці оцінювання часто виникають ситуації, коли необхідно розрахувати середнє значення змін у цінах, що набувають як позитивного, так і від'ємного значення. Для таких випадків доцільно застосовувати середню квадратичну:

$$\bar{p} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_i^2}{n}}, \quad (6)$$

де p_i – значення ознаки i -го об'єкта; n – кількість об'єктів сукупності (групи).

Основною сферою застосування середньої квадратичної є вимірювання варіації значень цін групи об'єктів.

Наведені вище види середніх величин дають уявлення про змінний узагальнювальний типовий рівень цін угод незалежно від особливостей розподілу сукупності за цією ознакою. Цей аспект враховують розподільні середні, до яких належать:

- медіана – значення ціни, що ділить упорядкований ряд значень цієї ознаки на дві рівні частини;
- мода – значення ціни, що найчастіше встановлюється під час укладання угод продажу об'єктів нерухомості.

Для сукупності квартир, наведеної в табл. 1, упорядкований ряд значень цін матиме такий вигляд:

58, 58, 60, 60, 61, 62, 63, 64, 65 та 65 тис.,

де медіаною будуть ціни 61 і 62 тис. дол. (або 61,5 тис. дол.) як такі, що займають центральне місце в упорядкованому ряді цін, а модою – ціни 60 і 65 тис. дол. як найпоширеніші.

На практиці медіану широко використовують замість середньої арифметичної, коли найменше та найбільше значення упорядкованого ряду є занадто малими та/або занадто великими порівняно з іншими значеннями цього ряду або коли розподіл значень істотно асиметричний. Фактично медіана відображає значення ціни, сума відхилень від якої є найменшою. Сфера застосування моди дещо обмежена, оскільки у деяких сукупностях об'єктів однакове значення ціни купівлі-продажу чи оренди трапляється рідко. У цьому випадку моди немає. Крім того, у деяких сукупностях об'єктів значень цін, що найчастіше зустрічаються, може бути декілька, тобто їх розподіл є полімодальним і у такому разі моду також не розраховують.

Для великих за кількістю одиниць сукупностей доцільно упорядкований ряд попередньо згрупувати за інтервалами їх цін, визначивши:

- медіанний інтервал, до якого входить одиниця, що є центральною у впорядкованому за ціною ряду одиниць сукупності;
- модальний інтервал, до якого потрапило найбільше одиниць сукупності.

Тоді за згрупованими даними значення медіани розраховують за формулою [Фридман Дж., Ордузі Н., 1995]:

$$M_e = x + h \cdot \frac{\sum_{i=1}^n f_i - S_{m-1}}{f_m}, \quad (7)$$

де x – нижня межа медіанного інтервалу; h – ширина медіанного інтервалу; $\sum_{i=1}^n f_i$ – кількість усіх одиниць сукупності; S_{m-1} – накопичена до медіанного інтервалу кількість одиниць сукупності; f_m – кількість одиниць сукупності в медіанному інтервалі.

А значення моди – за формулою:

$$M_o = x + h \cdot \frac{f_m - f_{m-1}}{(f_m - f_{m-1}) + (f_m - f_{m+1})}, \quad (8)$$

де x – нижня межа модального інтервалу; h – ширина модального інтервалу; f_m, f_{m-1}, f_{m+1} – кількість одиниць у сукупності у модальному, передмодальному та післямодальному інтервалах.

Наприклад, взявши до уваги усі пропозиції щодо продажу двокімнатних квартир у цегляних будинках у м. Київ на 1 січня 2020 р. (їх 595 одиниць), з них можна сформувати десять цінних груп (табл. 5).

Таблиця 5

Групування однотипних двокімнатних квартир м. Києва за цінами продажу

Номер цінної групи	Інтервал цін, тис. дол.	Кількість квартир, од.	Накопичена кількість квартир, од.
m	x	f	S
1	<40	12	12
2	41–50	92	104
3	51–60	139	243
4	61–70	104	347
5	71–80	85	432
6	81–90	55	487
7	91–100	47	534
8	101–110	32	566
9	111–120	21	587
10	>121	8	595
	Разом	595	

Медіанним інтервалом цін тут буде інтервал 61–70 тис. дол., оскільки 298-й (центральний) об'єкт у впорядкованому за ціною ряду квартир займатиме місце саме у цьому цінному інтервалі, а точне значення медіани дорівнюватиме 66,24 тис. дол.

$$M_e = 61 + 10 \cdot \frac{\frac{595}{2} - 243}{104} = 66.24.$$

Модальним інтервалом цін буде інтервал 51–60 тис. дол., оскільки до нього потрапило найбільше (139 од.) об'єктів, а точне значення моди становитиме 56,73 тис. дол.:

$$M_o = 51 + 10 \cdot \frac{139 - 92}{(139 - 92) + (139 - 104)} = 56.73.$$

Середнє арифметичне значення величини ціни продажу для сукупності двокімнатних квартир у цегляних будинках, що розглядається, на 1 січня 2020 р. становитиме 68,3 тис. дол.

Отже, значення середніх степеневих і середніх розподільних величин, що розраховують для сукупності одиниць нерухомості, можуть не збігатись. Це зумовлено характером розподілу одиниць за їх цінами. Коли у сукупності переважають одиниці з меншими значеннями ціни (як у нашій у сукупності, де більше дешевших квартир), тобто розподіл має правосторонню асиметрію і мода буде меншою від медіани, а та, своєю чергою, меншою від середньої арифметичної (рис. 1).

І навпаки, якщо у сукупності переважають одиниці з більшими значеннями ціни (розподіл із лівосторонньою асиметрією), то співвідношення між значеннями середньої арифметичної, медіани та моди буде протилежним: середня арифметична буде меншою за медіану, а медіана меншою за моду. Значення середньої арифметичної, медіани та моди збігатиметься лише у випадку нормального розподілу одиниць нерухомості за їх цінами.

Правомірність використання середніх величин прямо залежить від кількості та ступеня однорідності угод чи об'єктів нерухомості, об'єднаних у групу, для якої ці величини обчислюють.

Отже, у разі однорідної сукупності об'єктів вимоги до кількості одиниць спостереження під час розрахунку середньої величини зменшуються, а для неоднорідної або зростають, або взагалі розрахунок середньої величини стає некоректним, оскільки у випадку значних розбіжностей у характеристиках об'єктів нерухомості розраховані для них середні значення будуть величинами, що повністю не відповідають ринковій ситуації в регіоні.

Метод визначення показників варіації цін об'єктів нерухомості

Для аналізу варіації цін одиниць сукупності застосовують такі показники, як: середнє абсолютне відхилення, дисперсія, середньоквадратичне відхилення та коефіцієнт варіації (рис. 2) [Драпіковський О., 2015; Губар Ю., 2020].

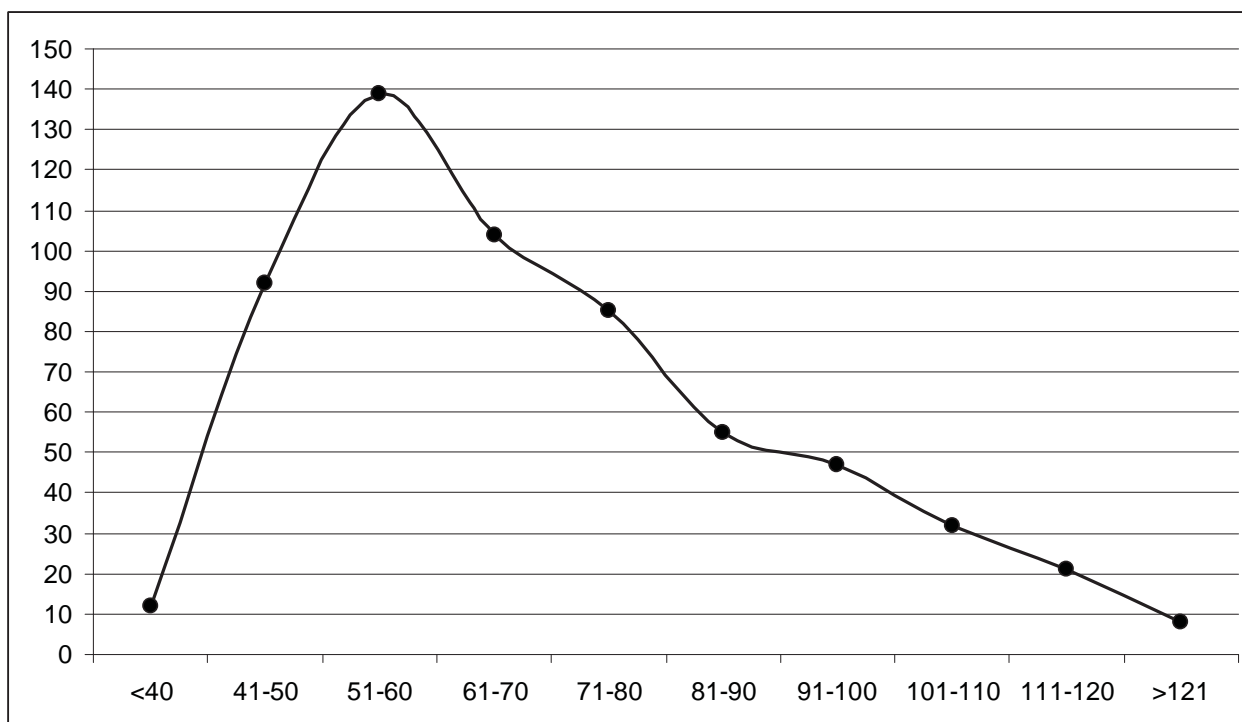


Рис. 1. Розподіл об'єктів за цінами із правосторонньою асиметрією

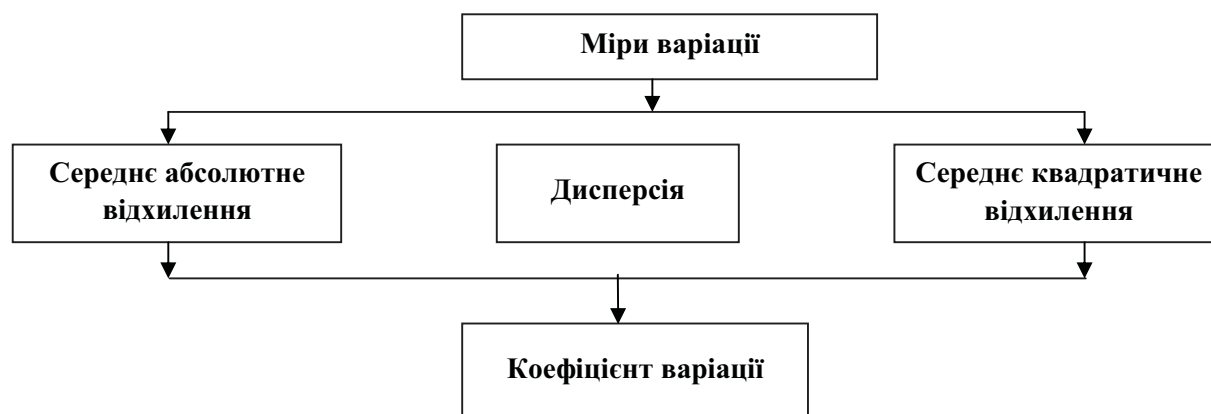


Рис. 2. Показники варіації

Кожний із цих показників виконує свою функцію:

1. Середнє абсолютне (або середнє лінійне) відхилення вказує, на скільки в середньому кожне значення ціни угоди відхиляється від середньої величини [Youngman J. M., Malme J. H., 1994]:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n |p_i - \bar{p}|}{n}, \quad (9)$$

де \bar{p} – середнє значення ціни угоди для сукупності одиниць нерухомості; p_i – індивідуальне значення ціни i -ї одиниці сукупності; n – кількість одиниць сукупності.

2. Дисперсія – середній квадрат відхилень від середнього рівня ціни [Youngman J. M., Malme J. H., 1994]:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2}{n}. \quad (10)$$

3. Середньоквадратичне відхилення – квадратний корінь із дисперсії, – є мірою надійності середньої величини [Youngman J. M., Malme J. H., 1994]:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2}{n}}. \quad (11)$$

Якщо виникає потреба порівняти міри однорідності різних сукупностей, то застосовують коефіцієнт варіації:

$$v = \frac{d}{\bar{p}} \times 100\% \quad \text{або} \quad v = \frac{\sigma}{\bar{p}} \times 100\%. \quad (12)$$

Значення коефіцієнта вказуватиме на ступінь однорідності сукупності одиниць спостереження (табл. 6).

Таблиця 6

Ступінь однорідності сукупності одиниць спостереження

Коефіцієнт варіації, %	Ступінь однорідності
менше ніж 17	абсолютно однорідна
17–35	достатньо однорідна
36–40	недостатньо однорідна
41–60	неоднорідна

Очевидно, що навіть у порівняно однорідні групи можуть потрапити об'єкти нерухомості з нехарактерно високими або низькими цінами, що є непоказовими з огляду на загальні тенденції та закономірності, тому під час організації спостереження за цінами виникає надважливе завдання. Це підвищення міри однорідності сукупностей об'єктів нерухомості за рахунок вилучення із них об'єктів із нехарактерними високими чи низькими цінами. Немає підстав стверджувати, що такі ціни є необ'єктивними, однак, безперечно, вони заважають виявити загальні закономірності.

Вирішити проблему вилучення таких об'єктів можна, скориставшись показниками варіації. Як правило, однорідній за цінами угод сукупності одиниць нерухомості притаманний нормальний розподіл, для якого характерна однакова кількість одиниць зі значенням ціни вище і нижче від середньої її величини, а з наближенням до середнього значення ціни зростає частота одиниць сукупності. Графічно крива нормального розподілу схожа на дзвін (рис. 3) [Перович Л., Губар Ю., 2016].

Отже, нормальний розподіл повинен відповідати двом вимогам:

- симетрії – однакової кількості одиниць нижче і вище від середньої величини;
- ексцесу – переважання у сукупності одиниць зі значенням ознаки, що наближається до середньої величини.

Перевірити відповідність розподілу на нормальність можна за допомогою спеціальних критеріїв математичної статистики, наприклад, за допомогою критерію Пірсона (χ^2) [Драпіковський О., 2015; Губар Ю., 2020] (рис. 3).

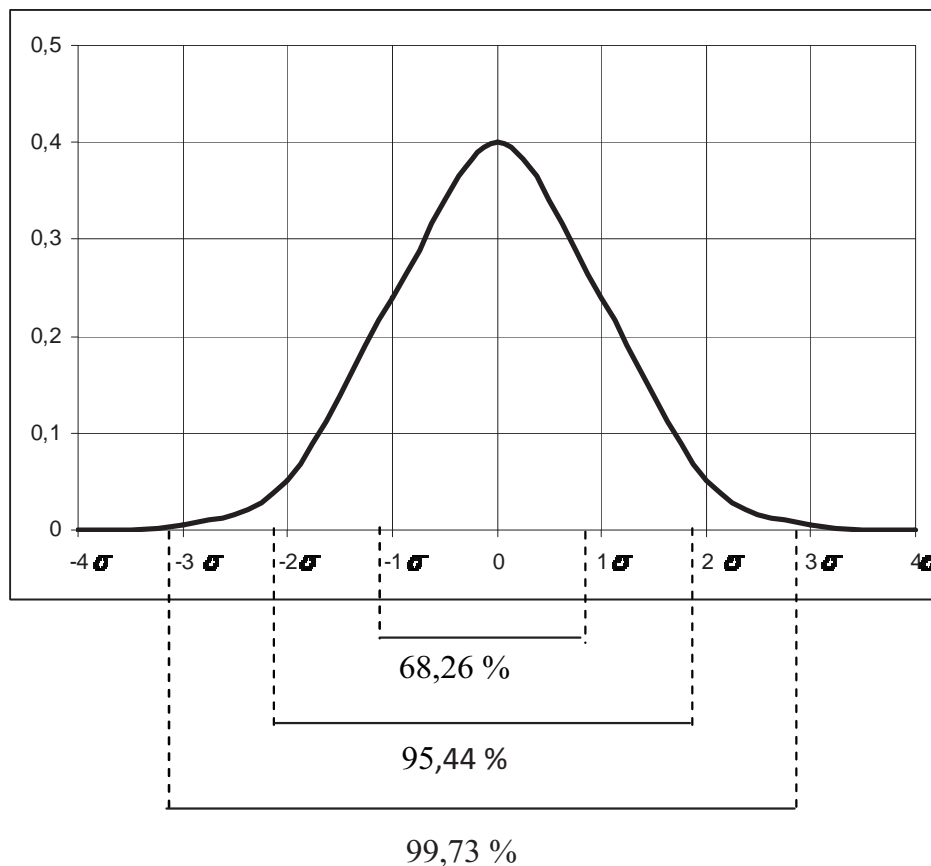


Рис. 3. Нормальний розподіл одиниць сукупності за певною ознакою

Якщо розподіл за цінами об'єктів нерухомості у сукупності (групі) близький до нормального, то вилучити об'єкти з нехарактерно низькими чи високими

цінами неважко. Теоретично відомо, яка частина одиниць сукупності з нормальним розподілом потрапляє із певною ймовірністю в інтервал, межами якого є

різниці між середньою ціною та середньоквадратичним відхиленням, що взяте відповідну кількість разів ($\bar{p} - k\sigma$; $\bar{p} + k\sigma$). Існує так зване “правило трьох сигм”, з якого випливає: якщо $M(p)$ – математичне очікування випадкової величини, що має нормальний розподіл, то ймовірність її попадання в інтервал ($M(p) - 3\sigma$; $M(p) + 3\sigma$) становить з точністю до четвертого знака 0,9973. Одним із видів статистичної оцінки математичного очікування є середня арифметична величина (\bar{p}). Середньоквадратичне відхилення також можна оцінити за емпіричними даними. Тоді у статистичному плані “правило трьох сигм” означає: якщо емпіричний розподіл відповідає нормальному, то в інтервал ($\bar{p} - 3\sigma$; $\bar{p} + 3\sigma$) в середньому потрапляє близько 99,73 % одиниць сукупності, тобто фактично вся сукупність. Відповідно до тих самих міркувань в інтервал ($\bar{p} - 2\sigma$; $\bar{p} + 2\sigma$) в середньому потрапляє 95,44 %, а в інтервал ($\bar{p} - \sigma$; $\bar{p} + \sigma$) – 68,26 % одиниць сукупності.

Отже, фактичний відсоток потрапляння може відзнятися від наведених значень, оскільки в реальності немає ідеально нормальних розподілів, однак, безумовно, після вилучення об’єктів із нехарактерними низькими й високими цінами істотно підвищуватиметься однорідність сукупності, що, своєю чергою, важливо для коректного використання методу середніх величин [Драпіковський О., Іванова І., Терещенко Н., 2015].

Середню ціну необхідно розраховувати двічі: спочатку за всіма об’єктами та після вилучення об’єктів із нехарактерними високими і низькими цінами за найтипівішою частиною об’єктів, що залишилися після фільтрації. Середня арифметична ціна, розрахована для типового діапазону цін ($\bar{p} - \sigma$; $\bar{p} + \sigma$), буде ближче до медіанної ціни і відповідно її значення буде найоб’єктивнішим, що повністю відповідає нормативно-правовим актам України.

Використовуючи наведені вище теоретичні викладки, подамо розмір орендної плати для 20 подібних об’єктів нерухомості за ступенем їх однорідності (табл. 7).

Обчислене значення коефіцієнта варіації свідчить, що орендна плата для цієї сукупності об’єктів нерухомості є абсолютно однорідною ($V = 5,86 < 17$).

Ступінь однорідності (варіації) дає змогу також оцінити рівень ризику отримання доходу від продажів чи надання в оренду об’єктів нерухомого майна. За результатами аналізу локального ринку нерухомості відомі орендні ставки (грн. за м² за місяць) для магазинів А і В за останні десять років (табл. 8). Необхідно встановити, який із них ризикованіше віддавати в оренду.

Таблиця 7

Розрахунок коефіцієнта варіації розміру орендної плати для подібних об’єктів нерухомості

№ з/п	Розмір орендної плати, грн. за м ²	$p_i - \bar{p}$	$(p_i - \bar{p})^2$
1	145	0	0
2	138	-7	49
3	159	14	196
4	140	-5	25
5	148	3	9
6	152	7	49
7	137	-8	64
8	130	-15	225
9	143	-2	4
10	135	-10	100
11	142	-3	9
12	151	6	36
13	146	1	1
14	155	10	100
15	138	-7	49
16	136	-9	81
17	140	-5	25
18	147	2	4
19	159	14	196
20	160	15	225
Сума	2901		1447
$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i}{n} = 145$		$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p})^2}{n} = 72,35$	
Середньоквадратичне відхилення (σ)		8,50	
Коефіцієнт варіації, % (V)		5,86	

Таблиця 8

Орендні ставки об’єктів дослідження

Роки	Магазин А	Магазин В
1	52	47
2	59	55
3	57	58
4	58	52
5	50	61
6	55	60
7	57	54
8	61	57
9	59	62
10	56	58

$$\text{Магазин А } \bar{p}_A = \frac{(52 + 59 + 57 + 58 + 50 + 55 + 57 + 61 + 59 + 56)}{10} = 56$$

$$\text{Магазин В } \bar{p}_B = \frac{(47 + 55 + 58 + 52 + 61 + 60 + 54 + 57 + 62 + 58)}{10} = 56$$

Отже, загалом обидва магазини протягом цього періоду платили в середньому однакові ставки оренди, однак за цим показником не варто робити остаточних висновків. Проте ступінь варіації цих ставок – дисперсія, середньоквадратичне відхилення та коефіцієнт варіації, – був різний (табл. 9)

Результати обчислень (табл. 9) свідчать про вищий рівень ризику отримання доходу від оренди для магазину В.

До показників динаміки цін належать індивідуальний індекс цін, індекс змінного складу, індекс фіксованого складу, що має поточно зважену та базисно зважену форми. Розрахунок таких показників дає змогу відстежувати характерні зміни у цінах купівлі продажу та оренди та визначати вплив зміни факторних ознак на динаміку цін.

Метод комбінаційного аналітичного групування

Розглянемо сукупність пропонованих для продажу квартир у дев'ятиповерхових будинках, побудованих на початку 90-х років ХХ ст. у певному житловому районі (табл. 10).

Таблиця 9

Розрахунок коефіцієнта варіації

Роки	Орендні ставки, грн./м ² (p_i)		$p_i - \bar{p}$		$(p_i - \bar{p})^2$	
	А	В	А	В	А	В
1	52	47	-4	-9	16	81
2	59	55	3	-1	9	1
3	57	58	1	2	1	4
4	58	52	2	-4	4	16
5	50	61	-6	5	36	25
6	55	60	-1	4	1	16
7	57	54	1	-2	1	4
8	61	57	5	1	25	1
9	59	62	3	6	9	36
10	56	58	0	2	0	4
Сума					102	188
σ^2					10,2	18,8
Середньоквадратичне відхилення (σ)					3,19	4,34
Коефіцієнт варіації, % (σ)					5,7	7,8

Таблиця 10

Ціни пропозиції продажу квартир у житловому районі Сихів на 1 січня 2020 року

№ з/п	Кількість кімнат	Матеріал стін	Загальна площа, м ²	Житлова площа, м ²	Площа кухні, м ²	Ціна пропозиції, дол. США
1	2	3	4	5	6	7
1	1	цегла	34,2	18,0	8,0	30000
2	1	панель	37,2	18,0	7,0	34000
3	1	цегла	32,6	18,9	9,5	35000
4	1	панель	36,4	19,7	9,2	27000
5	1	панель	37,2	19,7	9,0	32000
6	1	цегла	34,2	19,2	8,8	32000
7	1	цегла	35,5	17,0	8,0	33000
8	1	цегла	32,8	18,5	8,0	32000
9	1	панель	37,4	18,5	9,0	33000
10	1	цегла	35,2	17,7	9,5	33000
11	1	цегла	35,9	14,5	9,0	33000
12	1	панель	37,5	16,7	10,0	34000
13	1	панель	37,9	16,7	10,0	34000
14	1	цегла	33,7	18,3	9,0	35000
15	2	цегла	50,3	34,2	9,5	45000
16	2	панель	57,9	37,1	10,0	42000
17	2	панель	55,2	37,2	10,9	43000
18	2	панель	53,0	35,8	9,2	43000
19	2	цегла	53,4	34,5	10,0	45000
20	2	цегла	51,2	35,2	9,7	45000
21	2	цегла	55,8	34,9	10,0	45000

Продовження табл. 10

1	2	3	4	5	6	7
22	2	панель	59,3	37,1	10,0	50000
23	2	панель	57,8	37,9	11,0	50000
24	2	цегла	54,7	34,8	10,0	50000
25	2	панель	58,2	39,5	11,0	51000
26	3	панель	74,7	54,2	9,7	57000
27	3	панель	60,9	51,4	9,7	58000
28	2	цегла	47,8	32,9	12,3	55000
29	3	панель	60,0	52,8	12,5	55000
30	3	цегла	60,6	53,3	9,4	55000
31	3	панель	67,3	51,3	9,7	56000
32	3	панель	70,1	50,7	10,1	56000
33	2	панель	58,4	39,1	10,1	57000
34	2	цегла	55,8	36,5	9,5	58000
35	3	цегла	71,5	50,9	9,4	58000
36	2	цегла	55,8	36,6	9,5	59000
37	2	панель	59,8	39,2	11,0	54000
38	2	цегла	62,7	36,9	9,9	62000
39	2	цегла	60,1	32,7	10,2	62000
40	3	цегла	73,2	48,5	10,7	74000
41	3	панель	70,8	48,9	11,1	75000
42	2	цегла	56,3	36,2	9,8	64000
43	2	цегла	52,6	34,9	9,9	65000
44	3	панель	67,2	51,3	9,7	78000
45	2	цегла	54,1	33,8	10,3	52000

У цих квартир спільне місце розташування, проте вони різняться за:

- кількістю кімнат (одно-, дво- та трикімнатні квартири);
- матеріалом стін будинків (панель та цегла).

За цими характеристиками квартири можна об'єднати в шість груп, для кожної з яких обчислюють середні ціни 1 м² загальної площі квартир (табл. 11).

Таблиця 11

Середні ціни 1 м² загальної площі квартир, пропонувані для продажу в житловому районі Сихів м. Львів, дол.

Кількість кімнат у квартирі	Матеріал стін		У середньому
	панель	цегла	
1	867,01	960,87	913,94
2	785,13	920,31	852,72
3	611,59	887,96	749,78
У середньому	765,58	923,05	838,81

Замість абсолютних значень середніх цін можна застосувати коефіцієнти, що відображають міру відхилення ціни 1 м² загальної площі квартир з певною ознакою від базової середньої ціни у районі їх розташування.

Зіставлення середніх цін для будинків різних типів свідчить, що квартири в цегляних будинках загалом дорожчі, ніж квартири в панельних будинках (табл. 12).

Таблиця 12

Коефіцієнти, що коригують середню для району ціну 1 м² загальної площі квартири залежно від матеріалу стін будинків

Показники	У середньому в районі	Залежно від матеріалу стін	
		панель	цегла
абсолютні	838,81	765,58	923,05
відносні	1,000	0,913	1,100

Для обох типів будинків ціни квартир в розрахунок на 1 м² загальної площі зменшуються зі збільшен-

ням кількості кімнат (табл. 13). Тут діє не просто обернена залежність між ціною 1 м² та загальною площею квартири, а швидше той факт, що зі збільшенням кількості кімнат питома вага нежитлових приміщень у квартирах зменшується. Показник відношення загальної площі квартир, що розглядаються, до їх житлової площі для одно-, дво- та трикімнатних квартир становить відповідно 2,06; 1,47 та 1,31.

Загальні коефіцієнти, що коригують базову середню ціну 1 м² загальної площі квартир у районі залежно від типу будинку та кількості кімнат, можна обчислити, або помноживши часткові коефіцієнти, або зіставивши середні ціни в кожній із шести груп із базовою середньою ціною для району. Множення часткових коефіцієнтів наочно ілюструє процедуру конкретизації базової середньої ціни за вибраними ознаками. Не важливо, з якої ознаки починається ця процедура, проте принциповим є дотри-

мання ітераційності під час внесення коригувань: кожна наступна конкретизація деталізує раніше виконану конкретизацію (рис. 4).

Таблиця 13

**Коефіцієнти, що коригують середні ціни
1 м² загальної площі квартири
у різних типах будинків залежно
від кількості кімнат**

Тип будинку	Показники	У середньому	Залежно від кількості кімнат		
			1	2	3
панельний	абсолютні	765,58	867,01	785,13	611,59
	відносні	1,000	1,132	1,026	0,799
цегляний	абсолютні	923,05	960,87	920,31	887,96
	відносні	1,000	1,041	0,997	0,962



Рис. 4. Послідовність оцінювання середньої ціни пропозиції квартири залежно від типу будинку та кількості кімнат

Значення обчислених коефіцієнтів у нашому випадку вказують на ринкові переваги щодо матеріалу стін будинків та життєвого простору квартири (табл. 14).

Таблиця 14

**Коефіцієнти, що коригують середні ціни
1 м² загальної площі квартири залежно
від її характеристик**

Кількість кімнат у квартирі	Матеріал стін		У середньому
	панель	цегла	
1	1,034	1,145	1,102
2	0,937	1,097	1,031
3	0,729	1,058	0,915
У середньому	0,913	1,100	1,000

Очевидно, що у разі деталізації характеристики об'єктів кількість аналітичних групувань відповідатиме кількості ознак, за якими характеризуються одини-

ці спостереження. Теоретично така кількість ознак може бути як завгодно великою, що є безперечною перевагою методу комбінаційного аналітичного групування. Однак цей метод не дає змоги визначити вартість окремого об'єкта, а дає лише уявлення про типовий рівень цін для певної групи об'єктів. Крім того, обчислені за його допомогою значення коефіцієнтів потребують постійної актуалізації.

Наукова новизна та практична значущість

Статистичні показники відображають центральні тенденції та мінливість цін, що склалися на ринку; закономірність їх розподілення та динаміки, встановлюють нехарактерні для ринку нерухомості ціни об'єктів. Обчислення показників динаміки цін дає можливість відстежити характерні зміни у цінах купівлі-продажу та оренди, а також встановити вплив зміни факторних ознак на динаміку цін. Розрахунок показників варіації встановлює закономірності розподі-

лення цін на об'єкти нерухомості та за рахунок вилучення із сукупності об'єктів нехарактерних високих або низьких цін дає змогу підвищити міру однорідності цієї сукупності. Метод комбінаційного аналітичного групування дає можливість одночасно групувати одиниці сукупностей за декількома фіксованими ознаками.

Висновки

Статистичні показники дають змогу одержати загальну характеристику певного ринку купівлі-продажу та оренди. Вони відображають центральні тенденції та мінливість цін, що склалися на ринку; закономірність їх розподілення та динаміки, встановлюють нехарактерні для ринку ціни об'єктів нерухомості. Обчислення середніх значень сум угод надає інформацію щодо типового рівня цін об'єктів нерухомості загалом та у розрахунку на одиницю порівняння, що склався на певний момент чи період часу. А медіана та мода дозволяють врахувати загальний розподіл цін на цьому ринку. Обчислення значень показників варіації дає змогу виявити загальні закономірності розподілення цін та підвищити міру однорідності сукупності за рахунок вилучення з неї об'єктів із нехарактерними високими чи низькими цінами. Розглянуті статистичні показники можуть слугувати критеріями правомірності та ефективності тієї чи іншої структуризації досліджуваного ринку, зважаючи на те, що у результаті структуризації повинна максимізуватися дисперсія факторних ознак і мінімізуватися дисперсія результативної ознаки. Рівною мірою це стосується питання подібності об'єктів, вибраних для порівняння. До показників динаміки цін належать індивідуальний індекс цін, індекс змінного складу, індекс фіксованого складу, що має поточно зважену та базисно зважену форми. Обчислення цих значень дає можливість відстежити характерні зміни у цінах купівлі-продажу та оренди, а також встановити вплив зміни факторних ознак на динаміку цін. Загалом статистичні показники є важливим інструментом дослідження ринку та встановлення загальних тенденцій його розвитку.

Література

- Губар Ю. П. (2020). Геодезичне забезпечення та удосконалення методів і моделей оцінки нерухомості: монографія. Львів: Центр Європи, 326 с.
- Губар Ю., Хавар Ю., Сай В. (2018). Дослідження методу розрахунку ринкової вартості об'єкта оцінки як функції ціни продажу об'єктів порівняння та ваги ступеня їх подібності. *Сучасні досягнення геодезичної науки та виробництва*, № 1 (35), С. 121–127.
- Губар Ю. (2012). Розробка підходів і методів кадастрової оцінки нерухомості населених пунктів *Сучасні досягнення геодезичної науки та виробництва*, № 2 (24), С. 146–150.
- Губар Ю. (2015). Впровадження методики кластеризації для побудови економіко-математичних регресивних моделей оцінки нерухомості. *Геодезія, картографія та аерофотознімання*, № 82, С. 110–135.
- Губар Ю., Сай В., Хавар Ю. (2018). Особливості удосконалення методологічної бази масової оцінки нерухомості в структурі кадастру населених пунктів. *Нові технології в геодезії, землевпорядкуванні, лісовпорядкуванні та природокористуванні: матеріали Міжн. наук.-практ. конф., 4–6 жовтня 2018 р., Ужгород*, С. 171–176.
- Губар Ю. (2017). Аналіз доцільності застосування безпілотних літальних апаратів для масової оцінки нерухомості населених пунктів. *Геодезія, землеустрій, геоінформатика в Південному регіоні: сучасний стан та перспективи розвитку: матеріали II Всеукраїнської наукової конференції, 4–6 жовтня 2017 р., Одеса*, С. 131–135.
- Закон України “Про оцінку майна, майнових прав та професійну оціночну діяльність в Україні” від 2001, № 47, ст. 251.
- Кірічек Ю. О. (2016). Оцінка земель: навч. посіб. Дніпропетровськ: Літограф, 454 с.
- Драпіковський О. І., Іванова І. Б., Терещенко Н. О. (2016). Методи і моделі оцінювання нерухомого майна. навч. посіб. К.: ПАТ “Віпол”, 512 с.
- Дехтяренко Ю. Ф., Лихогруд М. Г., Манцевич Ю. М., Палеха Ю. М. (2002). Методичні основи грошової оцінки земель в Україні: підручник. Київ: Профі, 256 с.
- Міжнародні стандарти оцінки MCO-1. Ринкова вартість як база оцінки. Міжнародний комітет зі стандартів оцінки майна (IVSC), 2017.
- Національний стандарт № 1 “Загальні засади оцінки майна і майнових прав”: затверджений постановою Кабінету Міністрів України від 10.09.2003 р. № 1440.
- Національний стандарт № 2 “Оцінка нерухомого майна”: затверджений постановою Кабінету Міністрів України від 28.10.2004 р. № 1442.
- Організація оцінки нерухомості (1999) / під ред. Дж. К. Еккерта. Москва: ROO, 325 с.
- Драпіковський О. І., Іванова І. Б., Крумеліс Ю. В. (2015). Оцінка нерухомості. навч. посіб. Київ: ТОВ Сік Груп Україна, 424 с.
- Перович Л. М., Губар Ю. П. (2016). Оцінка нерухомості: навч. посіб. Друге вид. Львів: Національний університет “Львівська політехніка”, 303 с.

- Фридман Дж., Ордуэй Ник (1995). Анализ и оценка приносящей доход недвижимости. М.: Дело Лтд, 480 с.
- Харрисон Генри С. (1994). Оценка недвижимости / пер. с англ. М.: РИО Мособлупрполиграф-издат., 231 с.
- Colwell P., Cannaday R., Wu Ch. (1983). The analytical foundations of adjustment grid methods. *AREUEA Journal*. Vol. 11, No. 1, P. 11–29.
- Damodaran A. (2001). *The Dark Side of Valuation*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Des Rosiers F., Theriault M. (1996). Rental Amenities and the Stability of Hedonic Prices: A Comparative Analysis of Five Market Segments. *The Journal of Real Estate Research*. Vol. 12, No. 1, P. 17–36.
- Dilmore G. (1997). Appraising with Regression Analysis. A Pop Quiz. *Appraisal Journal*. October, P. 403–404.
- Dubin R., Pace R. J. C., Thibodeau T. G. (1999). Spatial Auto regression Techniques for Real Estate Data. *Journal of Real Estate Literature*, No. 7, P. 79–95.
- Epley D. R. (1997). A Note on the Optimal Selection and Weighting of Comparable Properties. *Journal of Real Estate Research*, 14:2, P. 175–181.
- French N., Byrne P. (1996). Concepts and models of value / Adair A., Downie M.-L., McGreal S. and Vos G. eds. *European Valuation Practice?* London: E & FN Spon, P. 15–30.
- Gilbertson B. (2002). Valuation or Appraisal: an Art or a Science? *Australian Property Journal*, February, P. 11–13.
- Gloudemans I. J. (1999). *Mass Appraisal of Real Property*. Chicago: International Association of Assessing Officers (IAAO).
- Kummerow M., Galfalvy H. (2002). Error Trade-offs in Regression Appraisal Methods // Wang K., Wolverton M. eds. *Real Estate Valuation Theory*. Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers, P. 105–132.
- Lancaster K. A. (1966). New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, Vol. 74, P. 132–157.
- Lentz G. H., Wang K. (1998). Residential Appraisal and the Lending Process: A Survey of Issues. *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, P. 11–39.
- Lessinger J. A. (1972). 'Final' Word on Multiple Regression and Appraisal. *Appraisal Journal*, July, P. 449–458.
- Lusht K. M., Pugh F. A Research Note on the Effects of Changing the Search Area for Comparable Sales // *The Real Estate Appraiser and Analyst*. 1981. Winter. P. 34–36.
- Lusht K. M. (1986). Real Estate Valuation and Appraisal (introduction to special edition). *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 14, No. 2, P. 175–178.
- Megbolugbe I. J., Johnson L. (1998). Guest Editors' Introduction and Summary (to special issue on residential appraisal and lending). *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, P. 1–9.
- Morton T. G. (1976). Narrow Versus Wide Stratification of Data in the Development of Regression Appraisal Models. *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, Vol. 4, No. 2, P. 7–18.
- Pace R. J. C. (1998). Appraisal Using Generalized Additive Models. *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, P. 77–99.
- Youngman J. M., Malme J. H. (1994). *An International Survey of Taxes on Land and Building*. Deventer – Boston: Kluwer Law and Taxation Publishers.
- The Appraisal of Real Estate (2013). 14th Edition. Chicago: Appraisal Institute, 847 p.

Yu. HUBAR, YU. KHAVAR, N. MOSHOVSKA

The Department of Cadastre of Territory of Lviv Polytechnic National University, 12, Bandery str., Lviv, 79013 Ukraine, tel. +38 (032) 2582631, e-mail Yurii.P.Hubar@lpnu.ua

INSTRUMENTS OF REAL ESTATE MARKET RESEARCH AND GENERAL DEVELOPMENT OF ITS DEVELOPMENT

Purpose. Analyzing the information about the transactions and the entities that are covered by these agreements allows you to calculate and analyze the typical price level that exists in the market for a particular group of entities. The values of statistics help to make an overall picture of the market volume, the intensity of market processes and their change depending on the specific conditions of the place and time. These indicators provide the necessary basis for identifying the relationship between price levels and the characteristics of transactions and assets, respectively [Drapikovskiy O., Ivanova I., Tereshchenko N., 2015]. Comparison can be made both in quantitative and qualitative terms of the transactions and the objects in respect of which they are concluded and in order for the comparison to be fruitful, it must satisfy two basic requirements: only such objects can be compared, between which there is a certain active

community; the comparison of such objects should be based on the most important, essential features [Friedman J., Orduz N., 1995]. Therefore, the purpose of the study is to prove the necessity and importance of using statistical indicators that characterize the totality of units of observation according to the measures of central tendency and variability (variations) in the evaluation practice. **Methodology.** Analyzing the information about the transactions and the entities that are covered by these agreements allows you to calculate and analyze the typical price level that has been reached in the market for a particular group of objects. To solve this problem, as a rule, use statistical indicators that characterize the totality of units of observation for the measures of central tendency and variability (variation). The values of statistics help to make an overall picture of the market volume, the intensity of market processes and their change depending on the specific conditions of the place and time. These indicators provide the necessary basis for identifying the relationship between price levels and the characteristics of transactions and facilities, respectively. **Results.** Real estate appraisal is based on two principles of formal logic: the principle of similarity – to compare any objects must show that they have common features; the principle of difference – for comparison, such objects should have features that can distinguish them [Harrison G., 1994]. In order to carry out the study, the market to which the transactions and the real estate to which they were concluded is outlined is identified; individual qualitative and quantitative characteristics of the observation units were established, integrating or differentiating them from the other market units, and systematic units of observation of significant qualitative and quantitative features, that is, stratification of real estate objects and correlation between these features were revealed [Hubar Yu., 2018]. **Scientific novelty and practical significance.** The statistics show the central trends and price volatility of the market; the regularity of their distribution and dynamics, set uncharacteristic for the real estate market object prices. The calculation of price dynamics gives an opportunity to trace the characteristic changes in the prices of sale and lease, as well as to determine the impact of changes in factor characteristics on the dynamics of prices. The calculation of variation indicators establishes regularities in the distribution of prices for real estate objects, and by eliminating uncharacteristic high or low prices from the set of objects allows to increase the degree of homogeneity of this population. The method of combinational analytic grouping allows you to simultaneously group units of sets on several fixed features.

Keywords: real estate appraisal; average values, variation indicators; price level; price dynamics; market value; combined analytical grouping, variance; standard deviation.

References

- Mizhnarodni standarty otsinky MSO-1 (2017). Rynkova vartist yak baza otsinky. [**International Standards on the Evaluation of IAS-1. Market value as a basis of valuation**] Mizhnarodnyi komitet zi standartiv otsinky maina (IVSC).
- Natsionalnyi standart No. 1 “Zahalni zasady otsinky maina i mainovykh prav” [**National Standard No. 1 “General Principles of Property and Property Valuation”**]: zatverdzhenyi postanovoiu Kabinetu Ministriv Ukrainy vid 10.09.2003 r. No. 1440.
- Natsionalnyi standart No. 2 “Otsinka nerukhomoho maina” [**National Standard No. 2 “Real Estate Valuation”**]: zatverdzhenyi postanovoiu Kabinetu Ministriv Ukrainy vid 28.10.2004 r. No. 1442.
- Kharryson H. S. (1994). Otsenka nedvyzhymosti: [**Real estate evaluation**] Uchebnoe posobyе / [Per. s anhl.]. M.: RYO Mosobluprpolymrafyzdata, 231 s.
- Orhanyzatsyya otsenky y nalohooblozhenyya nedvyzhymosti (1997) [**Organization evaluation and taxation of real estate**] / Pod red. Dzhozefa K. Эkkerta. M.: Rossyyskoe obshchestvo otsenshchykov, Akademyya otsenky, Star Ynter, T. 1, 382 s. T. 2, 442 s.
- Orhanyzatsyya otsenky nedvyzhymosti (1999) [**The organization of real estate evaluation**] / Pod obshch. red. Dzh. K. Эkkerta. M., ROO, 325 s.
- Kirichek Yu. O. (2016). Otsinka zemel' [**Land evaluation**]: navchal'nyy posibnyk. Dnipropetrovs'k: Litohraf, 454 s.
- Drapikovskiy O. I., Ivanova I. B., Krumelis Yu. V. (2015). Otsinka nerukhomosti [**Real estate valuation**]: navchalnyi posibnyk. Kyiv: TOV “Sik Hrup Ukraina”, 424 s.
- Hubar Yu. (2012). Rozrobka pidkhodiv i metodiv kadaastrovoi otsinky nerukhomosti naselenykh punktiv [**Development of approaches and methods of cadastral real estate evaluation of settlements**]. *Suchasni dosiahnennia heodezychnoi nauky ta vyrobnytstva*, No. II (24), 146–150.
- Hubar Yu. (2015). Vprovadzhennia metody klasteryzatsii dlia pobudovy ekonomiko-matematychnykh rehresyvnnykh modelei otsinky nerukhomosti [**Implementation of clustering methodology for construction of economic and mathematical regression models of real estate valuation**]. *Heodeziia, kartohrafiia ta aerofotoznimannia: Mizhvidomchy nauk.-tekh. zb.*, No. 82, S. 110–135.

- Hubar Yu., Sai V. M., Khavar Yu. (2018). Osoblyvosti udoskonalennia metodolohichnoi bazy masovoi otsinky nerukhomosti v strukturі kadastru naselenykh punktiv [**Peculiarities of improvement of the methodological base of mass estimation of real estate in the structure of the cadastre of settlements**]. *Novi tekhnolohii v heodezii, zemlevporiadkuvanni, lisovporiadkuvanni ta pryrodokorystuvanni: materialy IKh Mizhnarodnoi naukovo-praktychnoi konferentsii*, 4–6 zhovtnia 2018 r., Uzhhorod, С. 171–176.
- Hubar Yu. (2017). Analiz dotsilnosti zastosuvannia bezpilotnykh litalnykh aparativ dlia masovoi otsinky nerukhomosti naselenykh punktiv [**Analysis of the feasibility of using unmanned aerial vehicles for mass assessment of real estate in settlements**]. *Heodeziia, zemleustrii, heoinformatyka v Pivdennomu rehioni: suchasnyi stan ta perspektyvy rozvytku: materialy II Vseukrainskoi naukovoї konferentsii*, 4–6 zhovtnia 2017 r., Odesa, S. 131–135.
- Hubar Yu. (2019). Heodezychnе zabezpechennia ta udoskonalennia metodiv i modelei otsinky nerukhomosti [Geodesy substantiation and improvement of methods and models of real estate valuation]: Rukopys dysertatsii na zdobuttia naukovoho stupenia doktora tekhnichnykh nauk. – Lviv, 370 s.**
- Dekhtiarenko Yu., Lykhohrud M., Mantsevych Yu., Palekha Yu. (2002). *Metodychni osnovy hroshovoi otsinky zemel v Ukraini [Methodical bases of monetary valuation of lands in Ukraine]: pidruchnyk*. Kyiv: Profi, 256 s.
- Perovych L., Hubar Yu. (2016). Otsinka nerukhomosti [**Real estate valuation**]: navch. posib. Lviv: Natsionalnyi universytet “Lvivska politekhnika”, 303 s.
- Colwell P., Cannaday R., Wu Ch. (1983). The analytical foundations of adjustment grid methods. *AREUEA Journal*, Vol. 11, No. 1, P. 11–29.
- Damodaran A. (2001). *The Dark Side of Valuation*. Upper Saddle River. NJ: Prentice Hall.
- Des Rosiers F., Theriault M. (1996). Rental Amenities and the Stability of Hedonic Prices: A Comparative Analysis of Five Market Segments. *The Journal of Real Estate Research*, Vol. 12, No.1, P. 17–36.
- Dilmore G. (1997). Appraising with Regression Analysis. A Pop Quiz. *Appraisal Journal*, October, P. 403–404.
- Dubin R., Pace R. J. C., Thibodeau T. G. (1999). Spatial Auto regression Techniques for Real Estate Data. *Journal of Real Estate Literature*, No 7, P. 79–95.
- Epley D. R. (1997). A Note on the Optimal Selection and Weighting of Comparable Properties. *Journal of Real Estate Research*, 14:2, P. 175–181.
- French N., Byrne P. (1996). Concepts and models of value / Adair A., Downie M.-L., McGreal S. and Vos G. eds. *European Valuation Practice?* London: E & FN Spon, P. 15–30.
- Gilbertson B. (2002). Valuation or Appraisal: an Art or a Science? *Australian Property Journal*, February, P. 11–13.
- Gloudemans J. (1999). *Mass Appraisal of Real Property*. Chicago: International Association of Assessing Officers (IAAO).
- Lancaster K. A. (1966). New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, Vol. 74, P. 132–157.
- Lentz G. H., Wang K. (1998). Residential Appraisal and the Lending Process: A Survey of Issues. *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, P. 11–39.
- Lessinger J. A. (1972). 'Final' Word on Multiple Regression and Appraisal. *Appraisal Journal*, July, P. 449–458.
- Lusht K. M., Pugh F. (1981). A Research Note on the Effects of Changing the Search Area for Comparable Sales. *The Real Estate Appraiser and Analyst*, Winter, P. 34–36.
- Lusht K. M. (1986). Real Estate Valuation and Appraisal (introduction to special edition). *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. Vol. 14, No. 2, P. 175–178.
- Megbolugbe I. J., Johnson L. (1998). Guest Editors' Introduction and Summary (to special issue on residential appraisal and lending). *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, P. 1–9.
- Morton T. G. (1976). Narrow Versus Wide Stratification of Data in the Development of Regression Appraisal Models. *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, Vol. 4, No. 2, P. 7–18.
- Pace RJC. (1998). Appraisal Using Generalized Additive Models. *Journal of Real Estate Research*. Vol. 15, No. 1/2, P. 77–99.
- Youngman J. M., Malme J. H. (1994). *An International Survey of Taxes on Land and Building*. Deventer – Boston: Kluwer Law and Taxation Publishers.
- The Appraisal of Real Estate (2013). 14th Edition. Chicago: Appraisal Institute, 847 p.