

В. М. Марковець, А. Ф. Соколова

МОДЕЛЮВАННЯ ЦІНОУТВОРЕННЯ НА РИНКУ НЕРУХОМОСТІ В ПЕРІОД КРИЗИ

Стаття узагальнює аргументи та контраргументи в межах наукової дискусії з питання ціноутворення на ринку нерухомості в Україні в період кризи. Основною метою проведеного дослідження є моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи. Систематизація літературних джерел та підходів до вирішення проблеми моделювання ціноутворення нерухомості в умовах кризи засвідчили, що ринок нерухомості в сучасних умовах досить коливається і залежить від багатьох факторів. Цей ринок є доволі динамічним і постійно розвивається. Водночас питання ціноутворення на ринку нерухомості значно залежить від системи чинників, зокрема, динаміки ринку, розміщення об'єкта нерухомості, курсу валюти, розвитку навколишньої інфраструктури, стадії будівництва, надійності забудовника тощо. Визначено вплив цих чинників на процес моделювання ціноутворення на ринку нерухомості в Україні. Актуальність цієї наукової проблеми зумовлена тим, що макроекономічна нестабільність в Україні в умовах інфляції та девальвації негативно впливає на загальну економічну ситуацію, а отже, призводить до динамічної негативної зміни вартості нерухомості, тому важливим є визначення особливостей моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи. Дослідження питання моделювання ціноутворення нерухомості в умовах кризи в статті здійснено в такій логічній послідовності: визначення сучасного стану розвитку ринку нерухомості в Україні, обґрунтування факторів та їх впливу на моделювання ціноутворення нерухомості в умовах кризи. У рамках дослідження моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи використано загальнонаукові методи: аналізу, синтезу, індукції, дедукції, узагальнення, систематизації, математичного аналізу, статистичного аналізу, періодом дослідження обрано 2010–2018 рр. Об'єктом дослідження є оцінка моделей при оцінюванні ринку нерухомості в Україні. Предметом дослідження є ціноутворення на ринку нерухомості в умовах кризи. Практична цінність роботи обумовлена тим, що її результати можуть бути використані для підвищення якості та ефективності оцінної діяльності під час оцінювання майна (на прикладі ринку житлової нерухомості) в Україні. В подальшому актуальним буде дослідження особливостей використання економіко-математичних моделей для оптимізації моделювання ціноутворення на ринку нерухомості України.

Ключові слова: ціна, ціноутворення, нерухомість, криза, модель.

Вступ. В сучасних умовах ринок нерухомості досить коливається і залежить від багатьох факторів. Цей ринок є доволі динамічним і таким, що постійно розвивається. В той же час питання ціноутворення на ринку нерухомості значно залежить від системи чинників, зокрема, динаміки ринку, розміщення об'єкта нерухомості, курсу валюти, розвитку навколишньої інфраструктури, стадії будівництва, надійності забудовника тощо. Макроекономічна нестабільність в Україні в умовах інфляції та девальвації негативно впливає на загальну економічну ситуацію, а отже, призводить до динамічної негативної зміни вартості нерухомості, тому важливим є визначення особливостей моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи. Це і зумовлює актуальність обраної теми.

Постановка проблеми, аналіз останніх досліджень. Мета роботи – моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи.

Завдання роботи:

- визначити сучасний стан розвитку ринку нерухомості в Україні;
- обґрунтувати фактори та їх вплив на моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи.

Питання моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи досліджувала значна кількість науковців, зокрема: К. В. Загребельна, А. М. Іванченко, М. В. Кірносова, М. М. Білаш, К. В. Павлов, Ю. В. Поздняков, Ю. П. Садовенко, Д. А. Присяжнюк, Л. А. Різва, Н. Шпик та інші [1–9].

Методологія. В рамках дослідження моделювання ціноутворення на нерухомість в умовах кризи використано загальнонаукові методи: аналізу, синтезу, індукції, дедукції, узагальнення, систематизації, математичного аналізу, статистичного аналізу.

Результати дослідження (викладення основного матеріалу з обґрунтуванням наукових результатів). Нині ринок нерухомості є одним із найбільш стабільних за динамікою та перспективних за показником капіталізації ринків в Україні.

Більшість сучасних авторів розглядають дохідний та витратний методи оцінювання на ринку нерухомості України, в той же час на ринку України провідними факторами ціноутворення є курс валюти, розташування об'єкта нерухомості та привабливість об'єкта для забудовника, інвестора і кінцевого покупця [1–9].

Обсяг введеного в експлуатацію житла в багатоквартирних будинках в Україні торік знизився на 25,3 %. Так закінчилася кількарічна тенденція наявності на ринку вагомих тимчасових чинників: надлишкового попиту з боку внутрішньо переміщених осіб у 2014–2015 рр. та ажіотажної пропозиції у 2016–2017 рр., зумовленої зміною регуляторного середовища. У Києві спад був навіть більшим: 28,6 %. Корекція пропозиції нових помешкань була прогнозованою. Вона свідчить, що ринок повертається до норми, яку визначає макроекономічна ситуація в Україні [11].

Водночас у 2018 р. в Україні обсяг житла, на будівництво якого було отримано дозволи, збільшився на 13,2 %. У столиці цей показник дещо знизився порівняно з рекордним рівнем 2017 р. Висновок: зниження темпів введення в експлуатацію нового житла є тимчасовим, й загрози його перетворення на тривалий спад поки немає. Зростає середня поверховість будинків у виданих дозволах. Ця тенденція помітно пришвидшилася у 2017–2018 рр. Тож, імовірно, тривалість циклу будівництва збільшуватиметься. Це почасти пояснює торішній спад показника введення в експлуатацію та може зумовлювати високу пропозицію нового житла в найближчі роки.

За даними нотаріусів, торік кількість угод купівлі-продажу житла збільшилася на 8,3 %, а в I кварталі 2019 р. – на 5,0 %. Зростання попиту зупинило кількарічну тенденцію зниження цін на житло в доларовому еквіваленті: на кінець березня на первинному ринку вони залишилися на минулорічному рівні (у гривні збільшилися на 3,5 %), а на вторинному – зросли на 3,5 %. Жвавіший попит зумовлений переважно зростанням доходів населення. Адже, за оцінками учасників ринку, кредити банків фінансують менше 7–8 % угод первинного продажу житла, на вторинному ринку ця частка ще нижча. Цей сегмент потроху розвивається: за I квартал 2019 р. було видано 583 млн грн (+5,4 %) нових іпотечних кредитів фізичним особам [11–12].

Для моделювання ціноутворення на нерухомість України обрано такі параметри моделювання:

- результативний показник – ціна на нерухомість;
- факторний показник – курс валюти; загальна площа прийнятої в експлуатацію житлової нерухомості; середній рівень доходу населення;
- тип моделі – багатофакторна регресійна модель;
- обсяг вибірки – дані за дев'ять років.

Дані для моделювання ціноутворення на нерухомість в Україні наведено в таблиці 1.

Таблиця 1 – Дані для моделювання ціноутворення на нерухомість в Україні

| | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Прийняття в експлуатацію загальної площі, тис. м ² (фактор X1) | 8604 | 8685 | 9770 | 9949 | 9741 | 11044 | 9367 | 10206 | 8689 |
| Сукупні ресурси в середньому за місяць у розрахунку на одне домогосподарство, грн. (фактор X2) | 3481,0 | 3853,9 | 4144,5 | 4470,5 | 4563,3 | 5231,7 | 6238,8 | 8165,2 | 9904,1 |
| Курс валюти, грн. за 1 дол. США (фактор X3) | 7,96 | 8,08 | 8,10 | 8,29 | 15,77 | 24,00 | 27,60 | 28,18 | 28,15 |
| Середня ціна за 1 м ² (м. Київ), грн. (результативна ознака) | 14175 | 13641 | 13598 | 13596 | 22226 | 30148 | 29401 | 33953 | 29134 |

Джерело: складено за [11–13]

Вектор оцінки коефіцієнтів регресії:

$$Y(X) = \begin{vmatrix} 26,022 & -0,00254 & -0,001 & 0,227 & 199872 & -3903,593 \\ -0,00254 & 0 & 0 & -2,1E-5 & 1933079638 & -13,94 \\ -0,001 & 0 & 0 & -2,5E-5 & 1227407295,1 & -9,701 \\ 0,227 & -2,1E-5 & -2,5E-5 & 0,00658 & 4108348,18 & 920,419 \end{vmatrix}$$

Рівняння регресії (оцінка рівняння регресії):

$$Y = -3903,5925 - 13,9397X_1 - 9,7006X_2 + 920,4194X_3.$$

Кількість спостережень $n = 9$. Кількість незалежних змінних у моделі дорівнює 3, а кількість регресорів з урахуванням одиничного вектора дорівнює кількості невідомих коефіцієнтів. З урахуванням ознаки Y розмірність матриці стає рівною 5. Матриця, незалежних змінних X має розмірність (9×5) .

Знайдемо парні коефіцієнти кореляції:

$$r_{xy} = \frac{\bar{x} * \bar{y} - \bar{x} * \bar{y}}{s(x) * s(y)};$$

$$r_{x_1y} = 0,393;$$

$$r_{x_2y} = 0,779;$$

$$r_{x_3y} = 0,981;$$

$$r_{x_1x_2} = -0,0099;$$

$$r_{x_1x_3} = 0,27;$$

$$r_{x_2x_3} = 0,845;$$

$$r_{y_{x_1/x_2}} = 0,64.$$

Формула для розрахунку значення статистики Фаррара–Глоубера:

$$\chi^2 = -[n - 1(2m + 5) / 6] \ln(\det [R]) = -[9 - 1 - (2 * 3 + 5) / 6] \ln(0,00392) = 34,18,$$

де $m = 3$ – кількість факторів, $n = 9$ – кількість спостережень, $\det [R]$ – визначник матриці парних коефіцієнтів кореляції R .

Порівнюємо його з табличним значенням при $\nu = m / 2 (m - 1) = 3$ ступенях свободи і рівні значущості α . Якщо $\chi^2 > \chi_{\text{табл.2}}$, то у векторі факторів наявна мультиколінеарність.

$$\chi_{\text{табл.2}}(3; 0,05) = 7,81473.$$

Перевіримо змінні на мультиколінеарності за другого виду статистичних критеріїв (критерій Фішера).

Визначаємо зворотну матрицю $D = R^{-1}$ (таблиця 2).

Таблиця 2 – Дані для визначення рівня критерію Фішера

| | | | |
|----------|---------|---------|----------|
| 53,3502 | -6,3615 | 3,908 | -53,9191 |
| -6,3615 | 2,1302 | 0,6742 | 5,0956 |
| 3,908 | 0,6742 | 4,7244 | -8,0066 |
| -53,9191 | 5,0956 | -8,0066 | 59,2813 |

Визначимо F -критерій Фішера:

$$F_k = (dkk - 1) * \frac{n-m}{m-1},$$

де dkk – діагональні елементи матриці.

Розраховані значення критеріїв порівнюються з табличними при $\nu_1 = n - m$ і $\nu_2 = m - 1$ ступенях свободи і рівні значущості α . Якщо $F_k > F_{\text{табл.}}$, то k -та змінна мультиколінеарна з іншими:

$$\nu_1 = 9 - 3 = 6; \nu_2 = 3 - 1 = 2. F_{\text{табл.}}(6;2) = 8.89;$$

$$F_1 = (53,35 - 1) * \frac{9 - 3}{3 - 1} = 122,15.$$

Оскільки $F_1 > F_{\text{табл.}}$, то змінна мультиколінеарна з іншими.

$$F_2 = (2,13 - 1) * \frac{9 - 3}{3 - 1} = 2,64.$$

Оскільки $F_2 \leq F_{\text{табл.}}$, то змінна x_1 немультіколінеарна з іншими.

$$F_3 = (4,724 - 1) * \frac{9 - 3}{3 - 1} = 8,69.$$

Оскільки $F_3 \leq F_{\text{табл.}}$, то змінна x_2 немультіколінеарна з іншими.

$$F_4 = (59,281 - 1) * \frac{9 - 3}{3 - 1} = 135,99.$$

Оскільки $F_4 > F_{\text{табл.}}$, то змінна x_3 мультиколінеарна з іншими.

Для наших даних (беремо з матриці парних коефіцієнтів кореляції):

$$0,393 = \beta_1 - 0,0099\beta_2 + 0,27\beta_3;$$

$$0,779 = -0,0099\beta_1 + \beta_2 + 0,845\beta_3;$$

$$0,981 = 0,27\beta_1 + 0,845\beta_2 + \beta_3.$$

Цю систему лінійних рівнянь розв'язуємо методом Гаусса: $\beta_1 = 0,119$; $\beta_2 = -0,0733$; $\beta_3 = 1,011$.

Стандартизована форма рівняння регресії має вигляд:

$$ty = 0,119x_1 - 0,0733x_2 + 1,011x_3.$$

Середня помилка апроксимації:

$$A = \frac{88,938}{9} * 100 \% = 988,2 \%$$

Оцінка дисперсії дорівнює

$$se^2 = (Y - Y(X)) T(Y - Y(X)) = 355125191224,38.$$

Так, для нашого прикладу безпосередній вплив фактора x_1 на результат Y у рівнянні регресії вимірюється β_1 і становить 0,119; непрямий (опосередкований) вплив цього фактора на результат визначається як

$$r_{x_1x_2}\beta_2 = -0,0099 * (-0,0733) = 0,000725.$$

F-статистика. Критерій Фішера:

$$R^2 = 1 - \frac{355125191224,38}{586918896} = -604,07;$$

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} * \frac{n - m - 1}{m} = \frac{-604,07}{1 - (-604,07)} * \frac{9 - 3 - 1}{3} = -1,664.$$

Табличне значення при ступенях свободи $k_1 = 3$ і $k_2 = n - m - 1 = 9 - 3 - 1 = 5$, $F_{kp}(3; 5) = 5,41$.

Оскільки фактичне значення $F < F_{kp}$, то коефіцієнт детермінації статистично значущий і рівняння регресії статистично ненадійно (спільна незначущість коефіцієнтів при факторах x_i підтверджується).

Порівняємо спостережуване значення частинного *F*-критерію з критичним: $F_{x_3} < 5,79$, отже, фактор x_3 недоцільно включати в модель після введення факторів x_j .

В результаті розрахунків було отримано рівняння множинної регресії: $Y = -3903,5925 - 13,9397X_1 - 9,7006X_2 + 920,4194X_3$.

Можлива економічна інтерпретація параметрів моделі: збільшення X_1 на 1 м² загальної площі введення нерухомості в експлуатацію приводить до зменшення ціни на 1 м² житла в м. Київ в середньому на 13,94 грн.; збільшення середнього місячного доходу населення на 1 грн. приводить до зменшення вартості житла в м. Київ в середньому на 9,701 грн.; збільшення курсу валют (гривні до долара США) на 1 грн. призводить до збільшення ціни житла в м. Київ в середньому на 920,419 грн. За максимальним коефіцієнтом $\beta_3 = 1,011$ робимо висновок, що найбільший вплив на результат Y

робить фактор X_3 (курсу валюти). Ці взаємозалежності отримано шляхом побудови моделі, проте на практиці поки що ціни тільки зростають зі зростанням купівельної спроможності населення. Це свідчить про те, що практика не завжди збігається з теорією. Статистична значущість рівняння перевірена за допомогою коефіцієнта детермінації і критерію Фішера. Встановлено, що в досліджуваній ситуації -60406,69 % загальної варіабельності Y пояснюється зміною факторів X_j . Встановлено також, що параметри моделі статистично значущі (таблиця 3).

Таблиця 3 – Рівень рангової кореляції Спірмена

| X | $ e_i $ | ранг X, d_x | ранг $ e_i , d_y$ |
|-------|------------|---------------|-------------------|
| 8689 | 224325,307 | 3 | 8 |
| 10206 | 233394,895 | 8 | 9 |
| 9367 | 198994,143 | 4 | 6 |
| 11044 | 216662,085 | 9 | 7 |
| 9741 | 191667,842 | 5 | 4 |
| 9949 | 191921,823 | 7 | 5 |
| 9770 | 186441,109 | 6 | 3 |
| 8685 | 168558,954 | 2 | 2 |
| 8604 | 164456,945 | 1 | 1 |

Суми по стовпчиках матриці рівні між собою і дорівнюють контрольній сумі, отже, матриця складена правильно (таблиця 4).

Таблиця 4 – Матриця рангів

| ранг X, d_x | ранг $ e_i , d_y$ | $(d_x - d_y)^2$ |
|---------------|-------------------|-----------------|
| 3 | 8 | 25 |
| 8 | 9 | 1 |
| 4 | 6 | 4 |
| 9 | 7 | 4 |
| 5 | 4 | 1 |
| 7 | 5 | 4 |
| 6 | 3 | 9 |
| 2 | 2 | 0 |
| 1 | 1 | 0 |
| 45 | 45 | 48 |

За формулою обчислимо коефіцієнт рангової кореляції Спірмена:

$$r = 1 - 6 * \frac{\sum d^2}{n^3 - n} = 1 - 6 * \frac{48}{9^3 - 9} = 0,6.$$

Зв'язок між ознакою $|ei|$ і фактором X помірний і прямий.

Значущість коефіцієнта рангової кореляції Спірмена. Для того щоб при рівні значущості α перевірити нульову гіпотезу про рівність нулю генерального коефіцієнта рангової кореляції Спірмена при конкуруючій гіпотезі $H_1: r \neq 0$, треба обчислити критичну точку

$$T_{kr} = t(\alpha, k) * \sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}},$$

де n – обсяг вибірки; r – вибірковий коефіцієнт рангової кореляції Спірмена; $t(\alpha, k)$ – критична точка двосторонньої критичної області, яку знаходять за таблицею критичних точок розподілу Стюдента, за рівнем значущості α і кількістю ступенів свободи $k = n - 2$.

Якщо $|r| < T_{kr}$, немає підстав відкинути нульову гіпотезу. Ранговий кореляційний зв'язок між якісними ознаками не значущий. Якщо $|r| > T_{kr}$, нульову гіпотезу відкидають. Між якісними ознаками існує значущий ранговий кореляційний зв'язок.

За таблицею Стюдента знаходимо $t(\alpha / 2, k) = (0,05 / 2; 7) = 2,365$.

$$T_{kr} = 2,365 * \sqrt{\frac{1 - 0,6^2}{9 - 2}} = 0,72.$$

Оскільки $T_{kr} > r$, то приймаємо гіпотезу про рівність 0 коефіцієнта рангової кореляції Спірмена. Інакше кажучи, коефіцієнт рангової кореляції статистично незначущий, і ранговий кореляційний зв'язок між оцінками двох тестів незначущий.

Перевіримо гіпотезу H_0 : гетероскедастичність відсутня.

Оскільки $2,365 > 0,72$, то гіпотеза про відсутність гетероскедастичності приймається.

В цьому випадку мається на увазі, що стандартне відхилення $\sigma_i = \sigma(\epsilon_i)$ пропорційно значенню x_i змінної X в цьому спостереженні, тобто $\sigma_{2i} = \sigma_{2x_{2i}}$, $i = 1, 2, \dots, n$.

Тест Голдфелда–Кванда полягає в наступному:

1. Всі n спостережень упорядковуються за величиною X .
2. Вся впорядкована вибірка після цього розбивається на три підвибірки розмірностей k , $(n - 2k)$, k .
3. Оцінюються окремі регресії для першої підвибірки (k перших спостережень) і для третьої підвибірки (k останніх спостережень).
4. Для порівняння відповідних дисперсій будується відповідна F -статистика:

$$F = S_3 / S_1.$$

Побудована F -статистика має розподіл Фішера з кількістю ступенів свободи $\nu_1 = \nu_2 = (n - c - 2m) / 2$.

5. Якщо $F > F_{kr}$, то гіпотеза про відсутність гетероскедастичності відхиляється.

Цей же тест може використовуватися при припущенні про зворотну пропорційність між σ_i і значеннями пояснювальної змінної. При цьому статистика Фішера має вигляд:

$$F = S_1 / S_3.$$

1. Впорядкуємо все значення за величиною X .
 2. Знаходимо розмір підвибірки $k = (9 - 2) / 2 = 4$,
- де $c = 4n / 15 = 4 * 9 / 15 = 2$.

Система рівнянь МНК:

$$\begin{aligned} a_0n + a_1\sum x &= \sum y; \\ a_0\sum x + a_1\sum x^2 &= \sum y \cdot x. \end{aligned}$$

Для наших даних система рівнянь має вигляд

$$\begin{aligned} 4a_0 + 35345a_1 &= 86351. \\ 35345a_0 + 312697451a_1 &= 768978278. \end{aligned}$$

З першого рівняння виведемо a_0 і підставимо в друге рівняння. Отримуємо $a_0 = 15,67$, $a_1 = -116913,53$ (таблиця 5).

Таблиця 5 – Параметри рівняння за методом найменшого квадрата

| x | y | x^2 | y^2 | $x \cdot y$ | $y(x)$ | $(y - y(x))^2$ |
|-------|-------|-----------|------------|-------------|-----------|----------------|
| 8604 | 14175 | 74028816 | 200930625 | 121961700 | 17947,414 | 14231104,13 |
| 8685 | 13641 | 75429225 | 186076881 | 118472085 | 19217,025 | 31092054,606 |
| 8689 | 29134 | 75498721 | 848789956 | 253145326 | 19279,722 | 97106798,004 |
| 9367 | 29401 | 87740689 | 864418801 | 275399167 | 29906,84 | 255873,708 |
| 35345 | 86351 | 312697451 | 2100216263 | 768978278 | 86351 | 142685830,449 |

Маємо $S1 = 142685830,45$.

Оцінимо регресію для третьої підвибірки.

Знаходимо параметри рівняння методом найменших квадратів.

Система рівнянь МНК:

$$a_0n + a_1\sum x = \sum y.$$

$$a_0\sum x + a_1\sum x^2 = \sum y \cdot x.$$

Для наших даних система рівнянь має вигляд

$$4a_0 + 40969a_1 = 91295.$$

$$40969a_0 + 420567873a_1 = 947597894.$$

З першого рівняння виведемо a_0 і підставимо в друге рівняння.

Отримуємо $a_0 = 13,15$, $a_1 = -111840,18$ (таблиця 6).

Таблиця 6 – Розрахунок автокореляції

| x | y | x^2 | y^2 | $x \cdot y$ | $y(x)$ | $(y - y(x))^2$ |
|-------|-------|-----------|------------|-------------|-----------|----------------|
| 9770 | 13598 | 95452900 | 184905604 | 132852460 | 16614,661 | 9100244,067 |
| 9949 | 13596 | 98982601 | 184851216 | 135266604 | 18968,133 | 28859808,47 |
| 10206 | 33953 | 104162436 | 1152806209 | 346524318 | 22347,139 | 134696006,043 |
| 11044 | 30148 | 121969936 | 908901904 | 332954512 | 33365,067 | 10349521,295 |
| 40969 | 91295 | 420567873 | 2431464933 | 947597894 | 91295 | 183005579,875 |

Маємо $S3 = 183005579,88$.

Кількість ступенів свободи $v_1 = v_2 = (n - c - 2m) / 2 = (9 - 2 - 2 * 1) / 2 = 2,5$.

$$F_{kp}(2,5, 2,5) = 10,1.$$

Будуємо F -статистику:

$$F = 183005579,88 / 142685830,45 = 1,28.$$

Оскільки $F < F_{kp} = 10,1$, то гіпотеза про відсутність гетероскедастичності приймається.

Коефіцієнт автокореляції. Якщо коефіцієнт автокореляції $rei < 0,5$, то є підстави стверджувати, що автокореляція відсутня.

Для визначення ступеня автокореляції обчислимо коефіцієнт автокореляції і перевіримо його значущість за допомогою критерію стандартної помилки. Стандартна помилка коефіцієнта кореляції розраховується за формулою

$$SeY = \frac{1}{\sqrt{n}}.$$

Коефіцієнти автокореляції випадкових даних повинні мати вибірковий розподіл, що наближається до нормального, з нульовим математичним очікуванням і середнім квадратичним відхиленням, яке дорівнює

$$SeY = \frac{1}{\sqrt{9}} = 0,333.$$

Якщо коефіцієнт автокореляції першого порядку r_1 знаходиться в інтервалі

$$-2,571 * 0,333 < r_1 < 2,571 * 0,333,$$

то можна вважати, що дані не показують наявності автокореляції першого порядку.

Використовуючи розрахункову таблицю, отримуємо:

Властивість незалежності залишків не виконується. Наявна автокореляція.

Критерій Дарбіна–Уотсона. Цей критерій є найбільш відомим для виявлення автокореляції.

При статистичному аналізі рівняння регресії на початковому етапі часто перевіряють здійснюєть однієї передумови: умови статистичної незалежності відхилень між собою. При цьому перевіряється некорельованість сусідніх величин e_i (таблиця 7).

Таблиця 7 – Критерій Дарбіна–Уотсона

| y | $y(x)$ | $e_i = y - y(x)$ | e^2 | $(e_i - e_{i-1})^2$ |
|-------|-------------|------------------|-----------------|---------------------|
| 29134 | -195191,307 | 224325,307 | 50321843507,34 | |
| 33953 | -199441,895 | 233394,895 | 54473176894,491 | 82257415,99 |
| 29401 | -169593,143 | 198994,143 | 39598668997,333 | 1183411712,361 |
| 30148 | -186514,085 | 216662,085 | 46942459047,788 | 312156167,817 |
| 22226 | -169441,842 | 191667,842 | 36736561477,609 | 624712203,21 |
| 13596 | -178325,823 | 191921,823 | 36833986194,483 | 64506,653 |
| 13598 | -172843,109 | 186441,109 | 34760287195,173 | 30038225,343 |
| 13641 | -154917,954 | 168558,954 | 28412121135,947 | 319771456,934 |
| 14175 | -150281,945 | 164456,945 | 27046086774,218 | 16826481,401 |
| | | | 355125191224,38 | 2569238169,71 |

Для аналізу корельованості відхилень використовують статистику Дарбіна–Уотсона:

$$DW = \frac{\sum(e_i - e_{i-1})^2}{\sum e_i^2};$$

$$DW = \frac{2569238169,71}{3552591224,38} = 0,00723.$$

Критичні значення d_1 і d_2 визначаються на основі спеціальних таблиць для необхідного рівня значущості α , кількості спостережень $n = 9$ і кількості пояснювальних змінних $m = 3$.

Автокореляція відсутня, якщо виконується така умова:

$$d_1 < DW \text{ і } d_2 < DW < 4 - d_2.$$

Не звертаючись до таблиць, можна користуватися приблизним правилом і вважати, що автокореляція залишків відсутня, якщо $1,5 < DW < 2,5$. Оскільки $1,5 > 0,00723 < 2,5$, то автокореляція залишків наявна.

Для надійнішого виведення доцільно звертатися до табличних значень.

За таблицею Дарбіна–Уотсона для $n = 9$ і $k = 3$ (рівень значущості – 5 %) знаходимо: $d1 = 0,82$; $d2 = 1,75$.

Оскільки $0,82 > 0,00723$ і $1,75 > 0,00723 < 4 - 1,75$, то автокореляція залишків наявна.

Перевірка нормальності розподілу залишкової компоненти.

Розрахункове значення RS -критерію одне:

$$RS = \frac{\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}}{Se},$$

де $\varepsilon_{\max} = 233394,8947$ – максимальне значення залишків, $\varepsilon_{\min} = 1000$ – мінімальний рівень ряду залишків.

Se – середньоквадратичне відхилення (таблиця 8).

Таблиця 8 – Визначення RS -критерію

| y | $y(x)$ | $ei = y - y(x)$ | e^2 |
|-------|--------------|-----------------|-----------------|
| 29134 | -195191,3073 | 224325,3073 | 50321843495,239 |
| 33953 | -199441,8947 | 233394,8947 | 54473176872,024 |
| 29401 | -169593,1431 | 198994,1431 | 39598668988,103 |
| 30148 | -186514,0849 | 216662,0849 | 46942459033,215 |
| 22226 | -169441,8415 | 191667,8415 | 36736561465,269 |
| 13596 | -178325,8231 | 191921,8231 | 36833986182,028 |
| 13598 | -172843,1092 | 186441,1092 | 34760287199,726 |
| 13641 | -154917,9545 | 168558,9545 | 28412121142,133 |
| 14175 | -150281,945 | 164456,945 | 27046086758,733 |
| | | | 355125191136,47 |

Незміщена оцінка середньоквадратичного відхилення:

$$Se = \sqrt{\frac{\sum e^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{355125191136,47}{9-1}} = 210690,885;$$

$$RS = \frac{233394,90 - 1000}{210690,89} = 1,103.$$

Розрахункове значення RS -критерію не влучає в інтервал (2,7 – 3,7), отже, властивість нормального розподілу не виконується. Таким чином, модель не адекватна за нормальністю розподілу залишкової компоненти.

Особливість розрахованої моделі – динамічна девальвація національної валюти в 2014 – 2016 рр., будівельний бум у 2015 р., зростання доходів населення майже втричі в національній валюті за дев'ять років.

Висновки з дослідження і перспективи подальших розробок за цим напрямом. Визначено фактори впливу на рівень цін на нерухомість в Україні, узагальнено ключові тренди розвитку ринку нерухомості, обґрунтовано використання математичного апарату для виявлення впливу на коригування цін на нерухоме майно. В подальшому актуальним буде дослідження особливостей використання економіко-математичних моделей для оптимізації моделювання ціноутворення на ринку нерухомості України.

Список використаної літератури

1. Грабовецький Б. Є. Основи економічного прогнозування: навч. посіб. Вінниця: ВФ ТАНГ, 2000. URL: <http://buklib.net/books/31035/>
2. Загребельна К. В. Динаміка кон'юнктури ринку нерухомості в Україні. *Економіка та держава*. 2018. № 11. С. 102–106.
3. Іванченко А. М. Вдосконалення типологічних параметрів об'єктів нерухомості. *Вісник Національного університету водного господарства та природокористування. Економічні науки*. 2017. Вип. 4. С. 134–140.
4. Кірносова М. В., Білаш М. М. Дослідження тенденцій розвитку маркетингових комунікацій на ринку нерухомості. *Молодий вчений*. 2018. № 10 (2). С. 803–806.
5. Клопов І. О., Вакулєнко Т. С. Когнітивне моделювання політики ціноутворення на ринку житлової нерухомості. *Глобальні та національні проблеми економіки*. Миколаїв: Миколаїв. нац. ун-т ім. В. О. Сухомлинського. 2015. № 5. С. 242–429.
6. Павлов К. В. Теоретичний генезис конкурентних відносин на ринку житлової нерухомості: регіональний аспект. *Бізнес-навігатор*. 2017. Вип. 4-2. С. 63–66.
7. Поздняков Ю. В., Садovenко Ю. П. Визначення похибки незалежної оцінки вартості нерухомості на підставі цін продажу. *Вчені записки Таврійського національного університету імені В. І. Вернадського. Серія: Економіка і управління*. 2018. Т. 29 (68). № 6. С. 151–156.
8. Присяжнюк Д. А. Вплив дизайну на ринкову вартість нерухомості: аналіз сучасних трендів та особливості реалізації проектів. *Вісник Харківської державної академії дизайну і мистецтв*. 2016. № 1. С. 52–57.
9. Різва Л. А. Трансформаційна динаміка кількісних та якісних параметрів ринку нерухомості України. *Бізнес Інформ*. 2018. № 9. С. 127–131.
10. Шпик Н. Аналіз ринку нерухомості в Україні та Європі. *Вісник Львівського національного аграрного університету. Серія: Архітектура і сільськогосподарське будівництво*. 2018. № 19. С. 204–207.
11. Офіційний сайт НБУ. URL: <https://bank.gov.ua/>
12. Офіційний сайт Державної служби статистики України. URL: <http://www.ukrstat.gov.ua/>
13. Ціни на нерухомість в м. Київ. URL: <http://domik.ua/nedvizhimost/dinamika-cen.html>

References

1. Grabovetsky, B. E. (2000). Fundamentals of economic forecasting: textbook. Vinnytsia: VF TANG. URL: <http://buklib.net/books/31035/>
2. Zagrebel'na, K. V. (2018). Dynamics of the real estate market in Ukraine. *Ekonomika ta derzhava*, no. 11, pp. 102–106 [in Ukrainian].
3. Ivanchenko, A. M. (2017). Improvement of typological parameters of real estate objects. *Visnyk Natsionalnoho universytetu vodnoho hospodarstva ta pryrodokorystuvannia. Ekonomichni nauky*, iss. 4, pp. 134–140 [in Ukrainian].
4. Kirnosova, M. V., Bilash, M. M. (2018). Investigation of the tendencies of the development of marketing communications in the real estate market. *Molodyi vchenyi*, no. 10 (2), pp. 803–806 [in Ukrainian].
5. Klopov, I. O., Vakulenko, T. S. (2015). Cognitive modeling of pricing policy in the residential real estate market. *Hlobalni ta natsionalni problemy ekonomiky*. Mykolaiv: Mykolaiv. nats. un-t im. V. O. Sukhomlyns'koho, no. 5, pp. 242–429 [in Ukrainian].
6. Pavlov, K. V. (2017). Theoretical genesis of competitive relations in the residential real estate market: a regional aspect. *Biznes-navihator*, iss. 4-2, pp. 63–66 [in Ukrainian].
7. Pozdnyakov, Yu. V., Sadovenko Yu. P. (2018). Determination of the error of independent valuation of real estate on the basis of sale prices. *Vcheni zapysky Tavriiskoho natsionalnoho universytetu imeni V. I. Vernadskoho. Serii: Ekonomika i upravlinnia*, vol. 29 (68), no. 6, pp. 151–156 [in Ukrainian].
8. Prisyazhnyuk, D. A. (2016). The influence of design on the market value of real estate: an analysis of current trends and features of project implementation. *Visnyk Kharkivskoi derzhavnoi akademii dyzainu i mystetstv*, no. 1, pp. 52–57 [in Ukrainian].
9. Rizva, L. A. (2018). Transformational dynamics of quantitative and qualitative parameters of the real estate market of Ukraine. *Biznes Inform*, no. 9, pp. 127–131 [in Ukrainian].
10. Shpik, N. (2018). Analysis of the real estate market in Ukraine and Europe. *Visnyk Lvivskoho natsionalnoho ahrarnoho universytetu. Serii: Arkhitektura i silskohospodarske budivnytstvo*, no. 19, pp. 204–207 [in Ukrainian].
11. Official site of the NBU. Available at: <https://bank.gov.ua/>
12. Official site of the State Statistics Service of Ukraine. Available at: <http://www.ukrstat.gov.ua/>
13. Kiev real estate prices. Available at: <http://domik.ua/nedvizhimost/dinamika-cen.html>

V. M. Markovets, A. F. Sokolova

SIMULATION OF PRICING IN THE REAL ESTATE MARKET DURING THE CRISIS

The article summarizes the arguments and counterarguments within the scientific discussion on pricing in the real estate market in Ukraine during the crisis. The main purpose of the study is to simulate real estate pricing during the crisis. The systematization of literary sources and approaches to solving the problem of simulation of pricing in the real estate market during the crisis has shown that the real estate market in modern conditions fluctuates and depends on many factors. This market is quite dynamic and constantly evolving. At the same time, the issue of pricing in the real estate market significantly depends on a system of factors, in particular, market dynamics, location of real estate, exchange rate, development of environmental infrastructure, construction stage, reliability of the developer, etc. The influence of these factors on the process of simulation of pricing in the real estate market in Ukraine is determined. The urgency of this scientific problem is due to the fact that macroeconomic instability in Ukraine in the face of inflation and devaluation has a negative impact on the overall economic situation and, consequently, leads to a dynamic negative change in real estate value, so it is important to determine the features of simulation of the real estate pricing in a crisis. The study of simulation of the real estate pricing during the crisis in the article is carried out in the following logical sequence: determination of the current state of the real estate market in Ukraine, substantiation of factors and their impact on real estate pricing simulation in a crisis. As part of the study of the simulation of the real estate pricing in a crisis, we have used the following general scientific methods: analysis, synthesis, induction, deduction, generalization, systematization, mathematical analysis, statistical analysis, and have chosen 2010–2018 as the study period. The evaluation of models when evaluating the real estate market in Ukraine is the object of the study. Pricing in the real estate market in the crisis is the subject of the study. The practical value of the work is due to the fact that its results can be used to improve the quality and efficiency of valuation activities during property valuation (on the example of the residential real estate market) in Ukraine. In the future, it will be relevant to study the features of the use of economic and mathematical models to optimize the simulation of pricing in the real estate market of Ukraine.

Keywords: price, pricing, real estate, crisis, model.

Стаття надійшла до редакції 15.03.2020

DOI 10.24025/2306-4420.0.57.2020.206473

Марковець В. М., к.н. з держ. упр., заступник начальника відділу планування кар'єри, розвитку та оцінювання персоналу Управління персоналу Державної міграційної служби України, м. Київ
e-mail: markovets.alla@gmail.com

Markovets V. M., Ph. D. in public administration, deputy head of the department of career planning, development and personnel evaluation of the personnel department of the State Migration Service of Ukraine, Kyiv

Соколова А. Ф., студентка 2-го курсу факультету менеджменту та маркетингу, кафедра математичного моделювання економічних систем, Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»
e-mail: 18alla@ukr.net

Sokolova A. F., 2nd year student of the faculty of management and marketing, department of mathematical modeling of economic systems, National Technical University of Ukraine "Kyiv Polytechnic Institute named after Igor Sikorsky"