



Сравнительный анализ моделей прогнозирования рыночной стоимости жилой недвижимости и влияние динамики рынка на кадастровую стоимость

А.А. Шалагин¹✉, С.А. Григорьев¹

¹ Московский государственный университет геодезии и картографии, Москва, Россия
✉ alexru17@yandex.ru

ЦИТИРОВАНИЕ Шалагин А.А., Григорьев С.А. Сравнительный анализ моделей прогнозирования рыночной стоимости жилой недвижимости и влияние динамики рынка на кадастровую стоимость // Известия вузов «Геодезия и аэрофотосъемка». 2025. Т. 69. № 3. С. 136–150. DOI:10.30533/GiA-2025-019.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА прогнозирование, рыночная стоимость, кадастровая стоимость, жилая недвижимость, эконометрические модели, стохастическая биномиальная модель

АННОТАЦИЯ В статье рассматривается прогнозирование рыночной стоимости жилой недвижимости с акцентом на однокомнатные квартиры в Выборгском районе города Санкт-Петербурга. Авторы сравнивают классические эконометрические модели прогнозирования, такие как ARIMA (*англ.* Autoregressive Integrated Moving Average) и VAR (*англ.* Vector Autoregression), с неклассическим методом прогнозирования, таким как стохастическая биномиальная модель. Результаты показывают, что эконометрическая модель MA (3) демонстрирует наименьшую абсолютную ошибку прогнозирования, что свидетельствует о возможном практическом применении данной модели. Особое внимание в исследовании уделяется связи между рыночной и кадастровой стоимостью недвижимости. Кадастровая стоимость зависит от рыночной с определенным временным лагом. Рыночная стоимость недвижимости более чувствительна к изменениям спроса и предложения, а также к внешним экономическим факторам, что приводит к расхождениям с государственной кадастровой оценкой. Результаты проведенного исследования подчеркивают важность для участников рынка недвижимости точного прогнозирования, которое позволяет лучше понимать динамику цен, а также сводить к минимуму временное расхождение между кадастровой и рыночной стоимостью.

1 Введение

Кадастровая стоимость недвижимости принципиально отличается от рыночной стоимости, хотя и определяется на основе рыночных данных. Кадастровая оценка проводится на основе данных массовой оценки с использованием статистических методов, учитывающих определенный набор ценообразующих факторов [1]. Однако эти факторы и методы могут не полностью отражать текущую конъюнктуру рынка, приводя к расхождению между кадастровой и рыночной стоимостью [2]. Рыночная оценка, в свою очередь, является индивидуальной, при которой используется более широкий перечень ценообразующих факторов. Рыночная стоимость, в отличие от кадастровой, более остро реагирует на изменения спроса, предложения, внешней экономической ситуации и другие факторы. Поэтому рыночная стоимость является более точным показателем реальной цены недвижимости [3].

Проблема прогнозирования стоимости недвижимости остается крайне актуальной, особенно в контексте значительного разрыва между рыночной и кадастровой стоимостью объектов недвижимости. Точное прогнозирование будущей рыночной стоимости необходимо для минимизации рисков и принятия обоснованных решений всеми участниками рынка. Это актуально не только для государственных органов и застройщиков, но и для обычных граждан и инвесторов. Граждане могут использовать прогнозы для оптимизации своих сделок купли-продажи, избегая переплат или недополучения прибыли. Для государства точное прогнозирование рыночной стоимости недвижимости является ключом к преодолению расхождения с кадастровой оценкой. Точное прогнозирование изменения рыночной стоимости недвижимости позволит:

- 1) разрабатывать более справедливые механизмы налогообложения, основанные на реальном состоянии рынка;
- 2) принимать взвешенные решения о государственном инвестировании в строительство, избегая перекосов и неэффективного распределения ресурсов;
- 3) своевременно корректировать кадастровую оценку, приближая ее к рыночной стоимости и обеспечивая прозрачность налогообложения.

Прогнозирование будущей рыночной стоимости позволит государству более точно планировать поступления в бюджет от налогов на недвижимость, минимизируя возможные дефициты или переизбытки.

Стоимость недвижимости складывается из множества факторов: качественных характеристик объекта (размер, площадь, этажность, материалы и пр.); имущественных прав (права собственности, ограничения и пр.); экономических показателей (доходность от сдачи в аренду, издержки содержания и пр.); характеристик окружающей среды (экология, транспортная инфраструктура и пр.); пространственного расположения объектов; динамики рынка [4]. Кроме того, на ценообразование могут влиять внешние факторы, такие как экономическая ситуация в стране, политическая стабильность, изменения в законодательстве и т. д. В данном исследовании основное внимание уделяется прогнозированию рыночной стоимости недвижимости, так как данные по ней более актуальны. Однако параллель между рыночной и кадастровой стоимостью будет сохранена, поскольку изменения рыночной стоимости в дальнейшем приводят к изменениям в кадастровой стоимости. Можно сказать, что кадастровая стоимость зависит от рыночной с определенным временным лагом [3].

Следует отметить, что методы и модели прогнозирования ценовой ситуации на рынке недвижимости постоянно развиваются, и с каждым годом появляется все больше исследований, посвященных данной теме [3–5]. Однако в подавляющем большинстве работ применяются модели, основанные на временных рядах. Главными недостатками данных моделей являются: влияние большого количества временных факторов; использование обобщенного показателя средневзвешенной рыночной стоимости для обширной области исследования; оторванность от пространственной привязки [4–5].

Будущую стоимость недвижимости не всегда можно спрогнозировать с помощью классических методов, таких как метод наименьших квадратов или эконометрические модели, основанные на временных рядах, например ARIMA (*англ.* Autoregressive Integrated Moving Average) или VAR (*англ.* Vector Autoregression). Нами проведен сравнительный анализ классических методов прогнозирования и неклассического метода, такого как стохастическая биномиальная модель.

Целью данного исследования является сравнительный анализ моделей прогнозирования рыночной стоимости жилой недвижимости и выявление временного отставания между рыночной и кадастровой стоимостью на примере однокомнатных квартир в Выборгском районе города Санкт-Петербурга. Для достижения поставленной цели работы необходимо решить следующие задачи:

- раскрыть сущность классических и неклассических методов прогнозирования;
- собрать необходимую для анализа информацию;
- построить прогнозы рыночной стоимости с помощью различных методов и оценить результаты;
- выявить временное отставание между рыночной и кадастровой стоимостью.

2 Материалы и методы

Перед описанием моделей прогнозирования рыночной стоимости жилой недвижимости, которые используются в данном исследовании, необходимо добавить, что данные модели строятся на основе средневзвешенных показателей рыночной стоимости, а значит, в данных моделях не учитываются физические характеристики объектов, имущественные права и т. д. Для учета данных факторов необходима разработка более сложных моделей прогнозирования, опирающихся не только на физические характеристики объектов и их местоположение, но и на динамику рынка. Подобные модели могут быть составлены, например, если в пространственно-авторегрессионных моделях будет учитываться фактор динамики рынка, что является непростой задачей. Вопрос разработки моделей прогнозирования рыночной стоимости, учитывающих как физические характеристики объектов, так и динамику рынка, является актуальным и требует более детального изучения. В данной работе описание подобных моделей не приведено, поскольку она посвящена моделям, основанным на прогнозировании временных рядов.

В предлагаемом исследовании под классическими методами прогнозирования понимаются методы, основанные на анализе временных рядов. Сюда можно отнести эконометрические модели ARIMA или VAR.

Модель ARIMA — это статистический метод прогнозирования временных рядов [6]. Он основывается на том, что прошлые значения временного ряда могут быть использованы для предсказания его будущих значений. Модель ARIMA — это расширение моделей типа ARMA (*англ.* Autoregressive Moving Average) на нестационарные временные ряды, которые могут стать стационарными после применения процедуры дифференцирования ряда.

Модель ARIMA (p, d, q) для ряда Y_t определяется как модель ARMA (p, q) для ряда разностей порядка d ряда Y_t . Модель ARMA (p, q) имеет следующий общий вид [7]:

$$1 \quad Y_t = \Theta_0 + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \omega_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \omega_q \varepsilon_{t-q},$$

где Y_t — значение временного ряда в момент времени t (зависимая переменная); $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ — уровни временного ряда в моменты времени $t-1, t-2, \dots, t-p$ соответственно (независимые переменные); $\Theta_0, \Theta_1, \dots, \Theta_p$ — оцениваемые коэффициенты для компоненты AR;

ε_t — гауссовский белый шум (случайное возмущение, описывающее влияние переменных, не учтенных в модели);

ε_{t-i} — значения остатков i временных периодов назад (независимые переменные);

$\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_q$ — оцениваемые коэффициенты для компоненты МА.

Модели скользящего среднего МА дают прогноз значений функции Y_t на основе линейной комбинации ограниченного числа q остатков, в то время как авторегрессионные модели AR дают прогноз значения Y_t на основании линейной функции аппроксимации ограниченного числа p прошлых значений Y_t [6].

Можно выделить следующие преимущества модели ARIMA: хорошо работает для прогнозирования временных рядов с линейными зависимостями; проста в реализации и интерпретации; широко используется в различных областях, таких как финансы, маркетинг, прогнозирование спроса и т. д. К недостаткам модели ARIMA можно отнести то, что она не подходит для прогнозирования нелинейных временных рядов; требует стационарности временного ряда; может быть нестабильной, если данные нестационарны.

Модель VAR — это многомерное расширение модели AR для временных рядов, использующее несколько взаимозависимых временных рядов [4]. В модели VAR предполагается, что каждое переменное в системе является функцией своих собственных прошлых значений и прошлых значений других переменных в системе [7]. Используя векторно-матричную форму записи, VAR-модель можно представить в следующем виде [7]:

$$2 \quad Y_t = a_0 + \sum_{m=1}^p A_m Y_{t-m} + \sum_{n=0}^q B_n X_{t-n} + \varepsilon_t,$$

где Y_t — вектор эндогенных переменных;

X_t — вектор экзогенных переменных (опционально);

p — максимальное количество лагов эндогенных переменных;

q — максимальное количество лагов экзогенных переменных;

A и B — матрицы коэффициентов;

ε_t — гауссовский белый шум (случайное возмущение, описывающее влияние переменных, не учтенных в модели).

С эконометрической точки зрения оценка подобного рода моделей обычно производится с помощью метода наименьших квадратов.

Можно выделить следующие преимущества модели VAR: многомерный подход, позволяющий изучать связи между несколькими временными рядами; возможность анализировать импульсные реакции и прогнозные ошибки; широкое применение в различных областях. К недостаткам модели VAR относится то, что она требует стационарности временных рядов; может быть сложной в реализации для больших систем; может быть неэффективной при наличии нелинейных зависимостей между временными рядами.

Важной проблемой, возникающей при оценке VAR-моделей, является большое количество коэффициентов, которое быстро растет с увеличением числа используемых в модели переменных — так называемая чрезмерная параметризация [8]. Это означает, что возможное количество переменных в VAR-моделях является ограниченным.

Рассмотрим один из некоторых неклассических методов прогнозирования, основанный на стохастическом моделировании. В данном исследовании под биномиальной моделью понимается случайный процесс $X(\omega, t)$, определенный на множестве

$$3 \quad V = \{t_0, t_0 + h, t_0 + 2h, \dots, t_0 + kh, \dots\},$$

где $h > 0$ [9].

При этом должны выполняться условия (4), (5):

$$4 \quad X(\omega, t) = x,$$

где x — некоторое заданное вещественное число,

5 ▶
$$X(\omega, t_0 + kh) = X(\omega, t_0 + h(k - 1))\varepsilon_k(\omega), k = 1, 2, \dots,$$

где случайные величины $\varepsilon_1(\omega), \varepsilon_2(\omega), \dots, \varepsilon_k(\omega), \dots$ независимы и принимают следующие значения [9]:

6 ▶
$$\varepsilon_k(\omega) = \begin{cases} u, & \text{с вероятностью } p, \\ d, & \text{с вероятностью } (1 - p), \end{cases} \quad u > 1; 0 < d < 1.$$

Если выполняются все ранее перечисленные условия, то для случайного процесса $X(\omega, t)$, являющегося биномиальной моделью, математическое ожидание можно найти по формуле (7) [9]:

7 ▶
$$M_x(t_0 + kh) = x[up + d(1 - p)]^k,$$

где x — некоторое заданное вещественное число;
 p — вероятность наступления события;
 u — коэффициент повышения;
 d — коэффициент понижения;
 k — количество периодов ($k = 0, 1, 2, \dots$).

Основное преимущество биномиальной модели заключается в ее простоте и опоре на рыночные данные без применения сложного математического аппарата или специализированного программного обеспечения. Главным недостатком биномиальной модели является то, что вероятность наступления благоприятного или неблагоприятного события носит стохастический характер, что требует особого внимания [10].

Рис. 1 ▼
 График изменения цены 1 м² для однокомнатных квартир в Выборгском районе г. Санкт-Петербурга

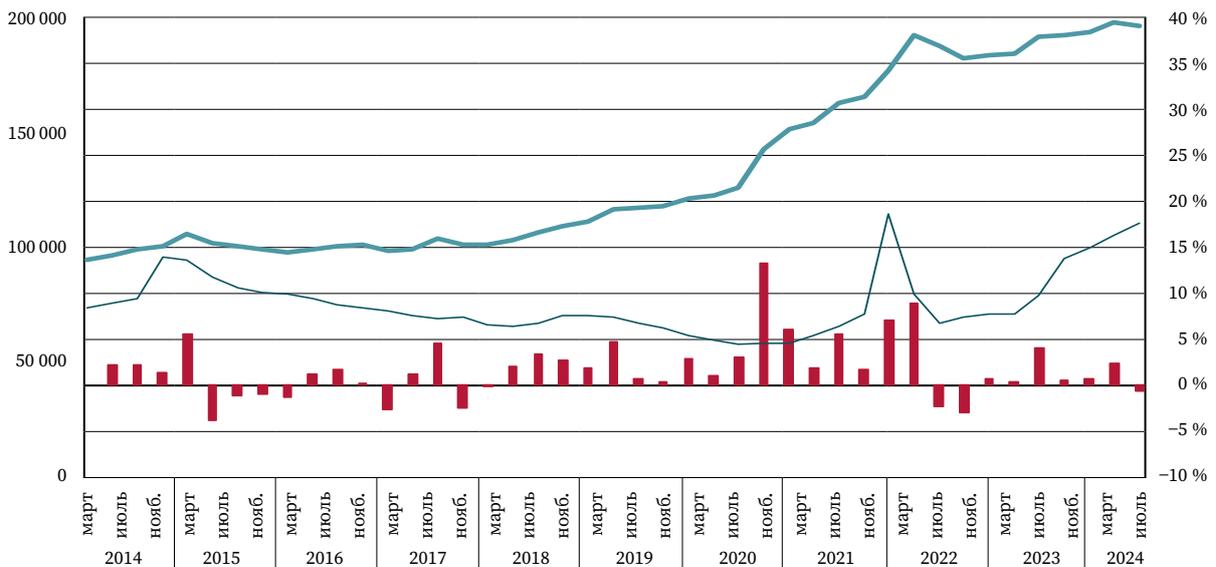
Fig. 1
 The schedule of price changes of 1 m² for one-room apartments in the Vyborgsky district of St. Petersburg

Условные обозначения
■ цепной темп роста, %
— цена 1 м²
— изменения максимальной процентной ставки по депозитам, % годовых

2.1 Данные для анализа

Перед практическим применением описанных ранее моделей проведем анализ ценовой ситуации на вторичном рынке жилья в Выборгском районе города Санкт-Петербурга. Все данные о ценовой ситуации для однокомнатных квартир получены с сайта Центра аналитики ГК «Бюллетень недвижимости»¹. На рис. 1 приведен график изменения средневзвешенной рыночной стоимости однокомнатных квартир в Выборгском районе с марта 2014 года по ноябрь 2024 года. Представленный на рис. 1 график показывает, что с 3-го квартала

Изменение рыночной стоимости однокомнатных квартир в Выборгском районе г. Санкт-Петербурга



1 Аналитика рынка недвижимости Санкт-Петербурга // Центр аналитики ГК «Бюллетень недвижимости»: официальный сайт. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://www.bn.ru/analytics/> (дата обращения: 14.11.2024).

2022 года рыночная стоимость однокомнатных квартир в Выборгском районе падала, однако с 1-го квартала 2023 года наблюдается тренд к увеличению рыночной стоимости. В ходе анализа данных также было обнаружено, что к концу 2023 года средняя рыночная стоимость однокомнатных квартир в Выборгском районе вернулась на уровень начала 2022 года и продолжает расти. При этом темп роста сильно замедлился по сравнению с прошлыми периодами.

На рис. 1 также дополнительно приведен график изменения максимальной ставки по депозитам (данные были получены с сайта Центра аналитики ГК «Бюллетень недвижимости»). При визуальном сравнении данных графиков можно заметить, что при уменьшении ставки по депозитам рыночная стоимость квартир начинает расти. Например, в ноябре 2020 года была отмечена самая низкая ставка по депозитам — 4,40 % годовых, ключевая ставка Банка России составляла 4,25 %², при этом в декабре 2020 года наблюдается резкое повышение средневзвешенной рыночной стоимости однокомнатных квартир на 13,16 %. Можно также увидеть и обратную картину: при повышении ставки по депозитам рыночная стоимость квартир начинает незначительно падать или переходить в состояние стагнации. Например, в 1-м квартале 2022 года наблюдается повышение ставки по депозитам, при этом только в 3-м квартале 2022 года происходит падение цены. Как только ставка по депозитам снижается, рыночная стоимость снова начинает расти.

Исходя из всего вышеперечисленного, можно предположить, что на рыночную стоимость недвижимости влияет такой экономический фактор, как максимальная ставка по депозитам. Необходимо отметить, что данное явление происходит с определенным временным лагом, т. е. при повышении или снижении ставки по депозитам рыночная стоимость может измениться только спустя некоторое время. Данное предположение будет проверено с помощью модели VAR.

2.2 Составление прогнозных моделей

Для рассмотрения практического применения описанных ранее моделей зададим границы прогнозирования. Поскольку наиболее интересным для анализа является 2024 год, при этом данные об изменении рыночной стоимости в Выборгском районе за первые три квартала этого года уже известны, построим прогноз на конец 4-го квартала 2024 года. Построение прогнозов и проверка построенных моделей ARIMA и VAR на статистическую значимость будут производиться в специализированной программе gretl.

Построим прогноз с помощью модели ARIMA. Сначала необходимо проверить временной ряд «средневзвешенная рыночная стоимость на стационарность». В программе данный ряд имеет название `price`. Воспользуемся ADF-тестом и тестом KPSS (нулевая гипотеза — единичный корень, ряд не стационарен; альтернативная гипотеза — стационарность ряда). В ходе проверки временного ряда на стационарность было обнаружено, что сам ряд и его первая разность не стационарны. С помощью ADF-теста и теста KPSS было проверено, что вторая разность ряда `price` стационарна. Дополнительный тест на автокорреляцию показал ее отсутствие, а значит, интегрирован ряд `price` 2-го порядка. Далее с помощью анализа коррелограммы и многочисленной проверки моделей была обнаружена оптимальная модель для прогнозирования — ARIMA (0; 2; 4), т. е. вся модель сводится к обычной модели со скользящим средним MA (3) для второй разности ряда `price`. Общее описание модели приведено на рис. 2.

В данной модели коэффициенты более статистически значимы (т. е. коэффициенты значимы согласно значениям P-вероятностей для меньшего уровня значимости), а также в пользу данной модели свидетельствуют значения информационных критериев Акайке, Шварца, Хеннана — Куинна, так как они меньше,

² Ключевая ставка Банка России // Банк России: официальный сайт. [Электронный ресурс]. Режим доступа: https://cbr.ru/hd_base/KeyRate (дата обращения: 14.11.2024).

Рис. 2 ➔

Модель MA (3) для второй разности ряда price

Fig. 2

The MA (3) model for the second difference of the price series

Оценок функции: 39
Оценок градиента: 16

Модель 1: ARIMA, использованы наблюдения 2014:3–2024:3 (T = 41)
Оценено с помощью AS 197 (точный метод МП)
Зависимая переменная: (1-L)^2 price
Стандартные ошибки рассчитаны на основе матрицы внешнего произведения

| | коэффициент | ст. ошибка | z | p-значение | |
|---------|-------------|------------|--------|------------|-----|
| theta_1 | -0,387487 | 0,151992 | -2,549 | 0,0108 | ** |
| theta_2 | -0,771796 | 0,142734 | -5,407 | 6,40e-08 | *** |
| theta_3 | 0,431151 | 0,155768 | 2,768 | 0,0056 | *** |

| | | | |
|------------------------|-----------|------------------------|----------|
| Среднее завис. перемен | -83,68293 | Ст. откл. завис. перем | 5767,681 |
| Среднее инноваций | -6,854184 | Ст. откл. инноваций | 4209,542 |
| R-квадрат | 0,988380 | Исправ. R-квадрат | 0,987769 |
| Лог. правдоподобие | -401,4710 | Крит. Акаике | 810,9420 |
| Крит. Шварца | 817,7963 | Крит. Хеннана-Куинна | 813,4380 |

обратите внимание на сокращенные обозначения статистики

| | Действ. часть | Мним. часть | Модуль | Частота |
|----------|---------------|-------------|--------|---------|
| МА | | | | |
| Корень 1 | 1,4306 | 0,3451 | 1,4716 | 0,0377 |
| Корень 2 | 1,4306 | -0,3451 | 1,4716 | -0,0377 |
| Корень 3 | -1,0710 | 0,0000 | 1,0710 | 0,5000 |

LM тест на наличие автокорреляции до порядка 6 -
Нулевая гипотеза: автокорреляция отсутствует
Тестовая статистика: Хи-квадрат (3) = 3,10485

чем в других моделях. Логарифм правдоподобия в данной модели больше, чем во всех остальных. В данной модели отсутствует автокорреляция. Корни характеристического уравнения по модулю больше 1. В табл. 1 приведены результаты построения прогноза рыночной стоимости для однокомнатных квартир в Выборгском районе города Санкт-Петербурга на 4-й квартал 2024 года с помощью модели MA (3).

Таблица 1 ➔

Результаты прогнозирования по модели MA (3)

Table 1

Forecasting results based on the MA (3) model

| Наблюдение | Price | Прогнозирование | Статистическая ошибка | 95%-ный доверительный интервал |
|------------|---------------|-----------------|-----------------------|--------------------------------|
| 2024:3 | 200 515 | 202 813 | не определено | |
| 2024:4 | не определено | 201 657 | 4209 | (193 406 – 209 907) |

Построим прогноз с помощью модели VAR. Первым делом проведем тест Грейнджера на наличие коинтеграции между рядами: price (цена) и deposit (ставка по депозитам). Как показал результат теста, между рядами price и deposit есть причинность по Грейнджеру, а значит, можно построить модель VAR. На рис. 3 представлены результаты внутреннего теста по выбору порядка лагов для модели VAR.

Рис. 3 ➔

Тест на выбор порядка лагов для модели VAR

Fig. 3

A test for choosing the lag order for the VAR model

VAR система, максимальный порядок лага 6

Звездочка указывает на наилучшие (минимальные) значения информационных критериев Акаике (AIC), Шварца (BIC) и Хеннана-Куинна (HQС).

| лаги | loglik | p(LR) | AIC | BIC | HQС |
|------|------------|---------|------------|------------|------------|
| 1 | -278,55222 | | 15,381201 | 15,642431 | 15,473297 |
| 2 | -264,92018 | 0,00002 | 14,860550* | 15,295933* | 15,014043* |
| 3 | -262,82293 | 0,38032 | 14,963402 | 15,572938 | 15,178292 |
| 4 | -258,85086 | 0,09365 | 14,964911 | 15,748601 | 15,241199 |
| 5 | -256,40323 | 0,29822 | 15,048823 | 16,006667 | 15,386508 |
| 6 | -252,07021 | 0,07001 | 15,030822 | 16,162818 | 15,429904 |

Согласно результатам теста, оптимальной является модель VAR (2) с порядком лагов 2. На рис. 4 и 5 приведены результаты построения модели VAR (2).

По результатам составления модели на рис. 4 можно увидеть, что на переменную price влияют ее собственные лаги, а также лаги переменной deposit.

По результатам составления модели на рис. 5 можно увидеть, что на переменную deposit влияют ее собственные лаги, но лаги переменной price не влияют.

Рис. 4 ➔

Уравнение влияния на переменную price собственных лагов и лагов переменной deposit

Fig. 4

The equation of the effect on the price change of the own lags and lags of the deposit variable

Уравнение 1: price

| | коэффициент | ст. ошибка | t-статистика | p-значение | |
|------------------------|-------------|------------------------|--------------|------------|-----|
| const | 5991,72 | 2487,94 | 2,408 | 0,0213 | ** |
| price_1 | 1,22276 | 0,120993 | 10,11 | 4,68e-012 | *** |
| price_2 | -0,213570 | 0,124766 | -1,712 | 0,0955 | * |
| Deposit_1 | 74829,0 | 24073,1 | 3,108 | 0,0037 | *** |
| Deposit_2 | -139257 | 25430,0 | -5,476 | 3,49e-06 | *** |
| Среднее завис. перемен | 137175,0 | Ст. откл. завис. перем | 38485,87 | | |
| Сумма кв. остатков | 4,58e+08 | Ст. ошибка модели | 3566,739 | | |
| R-квадрат | 0,992270 | Исправ. R-квадрат | 0,991411 | | |
| F(4, 36) | 1155,287 | P-значение (F) | 1,83e-37 | | |
| параметр rho | -0,178798 | Стат. Дарбина-Уотсона | 2,350629 | | |

обратите внимание на сокращенные обозначения статистики

F-тесты для нулевых ограничений:

| | | | |
|-----------------------|------------|--------|----------|
| Все лаги для price | F(2, 36) = | 2162,1 | [0,0000] |
| Все лаги для Deposit | F(2, 36) = | 15,258 | [0,0000] |
| Все переменные, лаг 2 | F(2, 36) = | 16,974 | [0,0000] |

Рис. 5 ➔

Уравнение влияния на переменную deposit собственных лагов и лагов переменной price

Fig. 5

The equation of the effect on the deposit change of the own lags and lags of the price variable

Уравнение 2: Deposit

| | коэффициент | ст. ошибка | t-статистика | p-значение | |
|------------------------|--------------|------------------------|--------------|------------|-----|
| const | 0,00125481 | 0,0168615 | 0,07442 | 0,9411 | |
| price_1 | -1,10536e-06 | 8,20005e-07 | -1,348 | 0,1861 | |
| price_2 | 1,31230e-06 | 8,45574e-07 | 1,552 | 0,1294 | |
| Deposit_1 | 0,752511 | 0,163150 | 4,612 | 4,88e-05 | *** |
| Deposit_2 | -0,0275700 | 0,172346 | -0,1600 | 0,8738 | |
| Среднее завис. перемен | 0,088305 | Ст. откл. завис. перем | 0,035250 | | |
| Сумма кв. остатков | 0,021036 | Ст. ошибка модели | 0,024173 | | |
| R-квадрат | 0,576764 | Исправ. R-квадрат | 0,529737 | | |
| F(4, 36) | 12,26471 | P-значение (F) | 2,16e-06 | | |
| параметр rho | 0,007942 | Стат. Дарбина-Уотсона | 1,959563 | | |

обратите внимание на сокращенные обозначения статистики

F-тесты для нулевых ограничений:

| | | | |
|-----------------------|------------|--------|----------|
| Все лаги для price | F(2, 36) = | 2,3217 | [0,1126] |
| Все лаги для Deposit | F(2, 36) = | 18,281 | [0,0000] |
| Все переменные, лаг 2 | F(2, 36) = | 1,2076 | [0,3107] |

Для установления адекватности модели были проверены ее единичные корни (рис. 6). Все обратные корни лежат внутри окружности, а значит, модель стационарна.

Дополнительно также был проведен тест на отсутствие автокорреляции. Автокорреляция в модели отсутствует. В табл. 2 приведены результаты построения прогноза рыночной стоимости для однокомнатных квартир в Выборгском районе города Санкт-Петербурга на 4-й квартал 2024 года с помощью модели VAR (2).

Таблица 2 ➔

Результаты прогнозирования по модели VAR (2)

Table 2

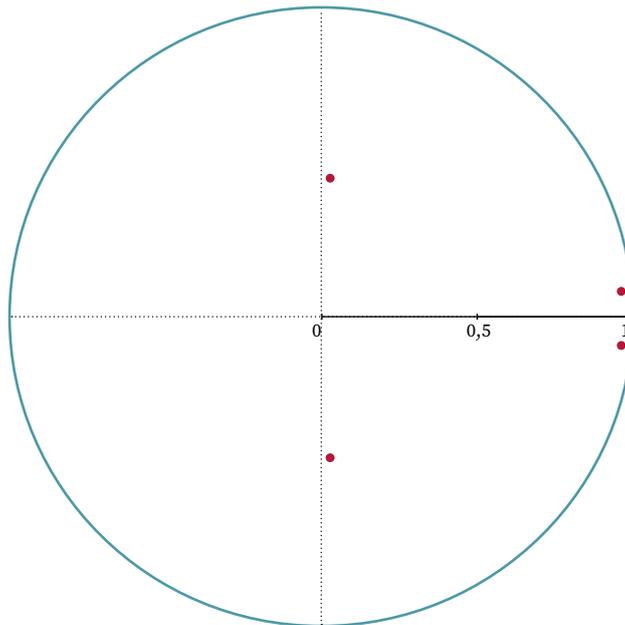
The results of forecasting using the VAR (2) model

| Наблюдение | Price | Прогнозирование | Статистическая ошибка | 95%-ный доверительный интервал |
|------------|---------------|-----------------|-----------------------|--------------------------------|
| 2024:4 | не определено | 198 755 | 3342 | 191 977 – 205 534 |

Рис. 6  Обратные корни VAR по отношению к единичной окружности

Обратные корни VAR по отношению к единичной окружности

Fig. 6
The inverse roots of VAR with respect to the unit circle



Построим прогноз с помощью биномиальной модели. Поскольку наиболее интересным периодом для анализа и прогнозирования цен на жилье является последний год от даты исследования, построим прогноз с помощью биномиальной модели с декабря 2023 года по декабрь 2024 года и сравним его с фактическими данными, а также с результатами других прогнозов.

По представленным данным рассчитаем среднеквартальный темп роста цены 1 кв. м в Выборгском районе для однокомнатных квартир. С конца 2018 по конец 2023 года он составляет

в 

$$\bar{T} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \times 100 = \sqrt[21-1]{\frac{196095}{111588}} \times 100 = 102,86\%$$

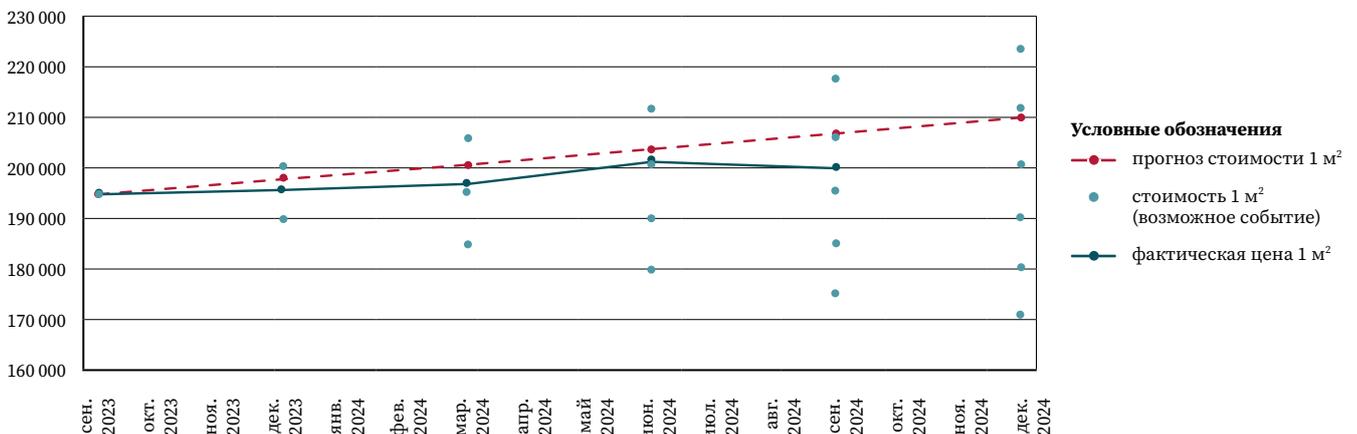
Согласно расчетам, в среднем ежеквартально цена 1 кв. м однокомнатных квартир в Выборгском районе возрастает на 2,86 %.

Зададим параметры биномиальной модели: стоимость недвижимости растет на 2,86 % в квартал ($u = 1,0286$), при неблагоприятных условиях рынка падает на 2,68 % в квартал ($d = 0,9732$); вероятность наступления благоприятного условия будет составлять 76,3 %, так как при ранее проведенном анализе рынка было выяснено, что из 38 рассмотренных периодов стоимость росла в 29 случаях. На рис. 7 изображены траектории изменения средневзвешенной рыночной стоимости 1 кв. м однокомнатных квартир в Выборгском районе, построенные при помощи биномиальной модели при заданных параметрах.

Рис. 7  Траектория биномиального процесса ($x = 195\ 208$; $u = 1,0286$; $d = 0,973$) для $k = 5$

Fig. 7
The trajectory of the binomial process ($x = 195\ 208$; $u = 1,0286$; $d = 0,973$) for $k = 5$

Прогноз изменения стоимости 1 м²



По формуле (7) определим математическое ожидание средневзвешенной рыночной стоимости 1 кв. м для однокомнатных квартир в Выборгском районе на декабрь 2024 года:

$$M_x(t_0 + kh) = 195208[1,0286 \times 0,763 + 0,973(1 - 0,763)]^5 = 210793 \text{ руб.}$$

Фактическое значение средневзвешенной рыночной стоимости 1 кв. м в июне 2024 года составляет 201 803 руб. Отклонение прогнозного значения от фактического составляет всего 1,2 %, что довольно незначительно. Такие результаты были достигнуты за счет того, что построение биномиальной модели происходит по данным, полученным при более детальном анализе рынка. Необходимо отметить, что в сентябре 2024 года наблюдается снижение фактической стоимости, при этом модель показывает детерминированный тренд роста цены. Данные результаты можно объяснить спецификой модели. Биномиальная модель рассчитывает средневзвешенное значение прогнозной величины, опираясь на вероятности наступления благоприятного или неблагоприятного события, при этом если вероятность наступления благоприятного выше, то модель будет стремиться строить прогноз с растущим трендом [9]. Однако вероятность наступления благоприятного или неблагоприятного события может носить стохастический характер, что требует особого внимания.

3 Результаты и обсуждение

Таблица 3 

Общие результаты прогнозирования

Table 3

General forecasting results

Проведем сравнительный анализ результатов прогнозирования средневзвешенной стоимости однокомнатных квартир в Выборгском районе города Санкт-Петербурга. В табл. 3 приведены сводные результаты по построению прогнозов. Для чистоты эксперимента модели MA (3) и VAR (2) рассчитывали прогноз от 1-го квартала 2024 года.

| Период | Фактическая стоимость | Модель MA (3) | | Модель VAR (2) | | Биномиальная модель | |
|------------------|-----------------------|-----------------------------|---------|-----------------------------|---------|-----------------------------|---------|
| | | прогноз, руб/м ² | Δ, руб. | прогноз, руб/м ² | Δ, руб. | прогноз, руб/м ² | Δ, руб. |
| Март 2024 г. | 197 284 | 194 828 | -2456 | 200 832 | 3548 | 201 299 | 4015 |
| Июнь 2024 г. | 201 803 | 202 425 | 622 | 197 422 | -4381 | 204 415 | 2612 |
| Сентябрь 2024 г. | 200 515 | 202 812 | 2297 | 202 044 | 1529 | 207 580 | 7065 |
| Декабрь 2024 г. | — | 201 656 | — | 198 755 | — | 210 793 | — |
| Среднее значение | — | — | 1792 | — | 3153 | — | 4564 |

По результатам, приведенным в табл. 3, можно сделать вывод, что наименьшая абсолютная ошибка прогнозирования у модели MA (3): за три прогнозных периода она составила 1792 руб. Несмотря на то что модель VAR (2) имеет меньшую стандартную ошибку прогноза, согласно табл. 2, за прогнозный период с 1-го по 3-й квартал 2024 года абсолютная ошибка прогнозирования составила 3153 руб. Можно также отметить, что обе эконометрические модели показывают снижение средневзвешенной рыночной стоимости 1 кв. м в декабре 2024 года. Биномиальная модель в данном исследовании показала наихудший результат прогнозирования. Хотя эконометрические модели не всегда могут показывать точные прогнозные значения, их способность отражать динамику изменения рынка недвижимости может быть использована в целях корректировки кадастровой стоимости и сокращения временного ценового разрыва между кадастровой и рыночной стоимостью.

В результате государственной кадастровой оценки (ГКО), проведенной в Санкт-Петербурге в 2023 году, эксперты обнаружили большой разрыв между

кадастровой и рыночной стоимостью за период с 2018 по 2022 год. В табл. 4 содержится сравнительный анализ значений рыночной и рассчитанной кадастровой стоимости квартир, располагающихся в многоквартирных домах, по типам домов³. Данные, приведенные в табл. 4, позволяют утверждать, что в целом рост кадастровой стоимости жилых помещений, которые не изменили свои характеристики (тип дома) относительно предыдущего тура кадастровой оценки, соответствует тенденции роста рыночных цен за 2018–2022 годы.

| Тип дома | Средняя удельная рыночная стоимость, тыс. руб/м ² | | Изменение | Средняя удельная кадастровая стоимость, тыс. руб/м ² | | Изменение |
|----------|--|----------------------------|-------------|---|---------------|-------------|
| | 4-й квартал 2017 г. | Сентябрь – октябрь 2022 г. | | На 01.01.2018 | На 01.01.2023 | |
| СФ_КР | 105,7 | 214 | +102% | 94,5 | 189,7 | +101% |
| КОНСТР | 85,0 | 169,8 | +100% | 85,5 | 166,1 | +94% |
| СФ | 104,0 | 205,9 | +98% | 88,0 | 185,1 | +110% |
| СТАЛ | 104,9 | 200,6 | +91% | 99,9 | 192,2 | +92% |
| ПАН_5эт | 80,6 | 149,8 | +86% | 80,1 | 149,2 | +86% |
| ПАН | 84,1 | 156,7 | +86% | 84,1 | 154,7 | +84% |
| КИРП_ТИП | 93,1 | 169,9 | +82% | 93,4 | 165,7 | +77% |
| НЕМ | 86,2 | 175,2 | +103% | 86,1 | 161,7 | +88% |
| КИРП_5эт | 87,3 | 157,2 | +80% | 88,1 | 160,8 | +83% |
| ИНД | 96,0 | 178,7 | +86% | 97,8 | 177,6 | +82% |
| МАЛЭТ | 89,2 | 165,3 | +85% | 102,5 | 178,3 | +74% |
| ПАН_совр | 95,4 | 176,3 | +85% | 93,0 | 182,4 | +96% |
| | Среднее значение: | | +90% | Среднее значение: | | +89% |
| ЭЛИТА | 277,7 | 426,3 | +54% | 203,1 | 418,4 | +106% |
| БИЗНЕС | 228,8 | 370 | +62% | 180,9 | 362,3 | +100% |

Таблица 4  Сравнительный анализ значений рыночной и рассчитанной кадастровой стоимости квартир, располагающихся в многоквартирных домах, по типам домов

Table 4 Comparative analysis of the values of the market and calculated cadastral value of apartments located in apartment buildings by type of houses

Существенные изменения кадастровой стоимости коснулись жилых помещений, располагающихся в многоквартирных домах, жилья повышенного качества, что связано с недооценкой их кадастровой стоимости при проведении ГКО 2018 года и выделением в ГКО 2023 года в отдельную оценочную группу, моделирование стоимости по которой учитывало существующий в настоящее время уровень цен на квартиры в жилье повышенного комфорта.

Как мы можем увидеть в табл. 4, разрыв между средней удельной кадастровой стоимостью на 2018 и на 2023 годы в среднем составляет 89 %. Это говорит о том, что кадастровая стоимость в среднем выросла на 89 % за 5 лет, т. е. рост кадастровой стоимости составляет в среднем 17,8 % в год. Данный разрыв между ценами очень большой. Поскольку кадастровая стоимость в рамках ГКО определяется периодически, но не ежегодно, можно сказать, что в период отсутствия актуальной информации о кадастровой стоимости и временного отставания от динамики рыночной стоимости в бюджете муниципалитетов возникает недополученная прибыль от налогов за недвижимость. Например, если в 2018 году средняя удельная кадастровая стоимость домов типа МАЛЭТ была равна 102,5 тыс. руб/м², то в 2023 году она уже составляла 178,3 тыс. руб/м², рост кадастровой стоимости за 5 лет +74 %, годовой рост в среднем 14,8 %. Предполагается, что в 2019 году

³ Отчет об определении кадастровой стоимости объектов недвижимости, расположенных на территории Санкт-Петербурга. Т. 4: Определение кадастровой стоимости помещений и машино-мест. СПб., 2023. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://ko.spb.ru/gko2023/v2/?ysclid=mcbtnxve92j63821436> (дата обращения: 21.11.2024).

кадастровая стоимость в данных домах выросла на 14,8 %, однако налог на недвижимость был определен на кадастровую стоимость 2018 года, а значит, муниципалитетом было недополучено 14,8 % налоговых отчислений от данного типа недвижимости. В последующие годы в условиях роста рынка недвижимости недополученная прибыль от налогов за недвижимость только увеличивалась. Этот временной разрыв между кадастровой и рыночной стоимостью недвижимости может быть нивелирован при своевременном проведении ГКО (в данном случае возникает необходимость в разработке универсального и быстрого метода оценки), а также при учете в моделях оценки при ГКО фактора роста рынка (в данном случае необходимо строить прогнозы изменения рыночной стоимости, чтобы понимать динамику рынка недвижимости). Вопрос совершенствования государственной кадастровой оценки является актуальным и требует дополнительных исследований как в части методологии проведения оценки, так и в части учета в моделях оценки фактора роста рынка недвижимости.

4 Выводы

В данной статье представлен сравнительный анализ различных моделей прогнозирования рыночной стоимости жилой недвижимости с акцентом на однокомнатные квартиры в Выборгском районе города Санкт-Петербурга. На основе проведенного исследования можно сделать несколько ключевых выводов.

Прогнозирование рыночной стоимости недвижимости является важной задачей, особенно в условиях значительного разрыва между кадастровой и рыночной стоимостью. Это расхождение может привести к неправильным оценкам и, как следствие, к финансовым потерям для участников рынка. Точное прогнозирование необходимо для минимизации рисков и принятия обоснованных решений.

Сравнительный анализ различных моделей прогнозирования, таких как ARIMA, VAR и биномиальная модель, показал, что итоговая эконометрическая модель MA (3) обладает наименьшей абсолютной ошибкой прогнозирования, что свидетельствует о ее высокой точности. Однако каждая модель имеет свои преимущества и недостатки, и выбор подходящей модели должен основываться на специфике данных и целей прогнозирования.

Важно отметить, что внешние экономические условия, такие как колебания депозитных ставок, могут оказывать значительное влияние на стоимость недвижимости, однако с определенным временным лагом. Важно учитывать временные лаги в реакции рынка на изменения этих факторов, что подчеркивает необходимость использования моделей, способных учитывать такие задержки.

В статье подчеркивается, что кадастровая стоимость недвижимости может не полностью отражать текущую конъюнктуру рынка, хотя и определяется на основе рыночных данных. Рыночная стоимость более чувствительна к изменениям спроса и предложения, а также к внешним экономическим факторам. Изменения рыночной стоимости в итоге влияют на кадастровую стоимость, но с определенным временным лагом. Это подчеркивает необходимость учета связи между этими двумя показателями при проведении ГКО. Временной разрыв между кадастровой и рыночной стоимостью недвижимости может быть устранен при нескольких условиях: 1) своевременном проведении ГКО, для целей которой требуется разработать универсальный и быстрый метод оценки; 2) учете в моделях при ГКО фактора роста рынка (необходимо строить прогнозы изменения рыночной стоимости, чтобы понимать динамику рынка недвижимости).

В заключение следует отметить важность комплексного подхода к прогнозированию рыночной стоимости недвижимости, который включает в себя как классические, так и неклассические методы построения прогнозов. Это позволит более точно учитывать динамику рынка и связь между рыночной и кадастровой стоимостью недвижимости, что является ключевым фактором для принятия обоснованных решений в условиях неопределенности.

- БИБЛИОГРАФИЯ**
1. Ласкин М.Б., Гадасина Л.В. Как определить кадастровую стоимость // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2018. № 3(198). С. 42–53. DOI:10.24411/2072-4098-2018-13001.
 2. Штань М.В. Конфликт между рыночной и кадастровой стоимостями // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2018. № 8(203). С. 34–49.
 3. Ласкин М.Б., Гадасина Л.В., Зайцева Е.А. Кадастровая стоимость как инструмент мониторинга рыночной стоимости недвижимости // Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика. 2021. Т. 37. № 1. С. 84–108. DOI:10.21638/spbu05.2021.104.
 4. Никитина Н.С. Анализ факторов, влияющих на динамику цен на жилую недвижимость в России // Финансы: теория и практика. 2023. Т. 27. № 1. С. 208–220. DOI:10.26794/2587-5671-2023-27-1-208-220.
 5. Kuchler T., Piazzesi M., Stroebel J. Housing market expectations // Handbook of economic expectations. Academic Press, 2023. P. 163–191. DOI:10.1016/B978-0-12-822927-9.00013-6.
 6. Трегуб А.В., Трегуб И.В. Методика построения модели ARIMA для прогнозирования динамики временных рядов // Лесной вестник. 2011. № 5. С. 179–183.
 7. Brooks C., Tsolacos S. Real estate modelling and forecasting. Cambridge University Press, 2010. 453 p. DOI:10.1017/CBO9780511814235.
 8. Ghysels E., Plazzi A., Valkanov R., et al. Forecasting real estate prices // Handbook of economic forecasting. North Holland, 2013. Vol. 2A. P. 509–580. DOI:10.1016/B978-0-444-53683-9.00009-8.
 9. Yilmaz B., Selcuk-Kestel A. A stochastic approach to model housing markets: The US housing market case // Numerical Algebra Control and Optimization. 2018. Vol. 8. No. 4. P. 481–492. DOI:10.3934/naco.2018030.
 10. Шалагин А.А., Тесаловский А.А. Применение стохастических методов для прогнозирования стоимости недвижимости // Московский экономический журнал. 2023. Т. 8. № 6. С. 624–639. DOI:10.55186/2413046X_2023_8_6_298.

АВТОРЫ Шалагин Алексей Александрович

ФГБОУ ВО «Московский государственный университет геодезии и картографии» (МИИГАиК), Москва, Россия
кафедра землеустройства и кадастров, факультет управления территориями
 0009-0006-6217-5094

Григорьев Сергей Александрович

ФГБОУ ВО «Московский государственный университет геодезии и картографии» (МИИГАиК), Москва, Россия
кафедра землеустройства и кадастров, факультет управления территориями
д-р техн. наук, профессор
 0000-0002-6591-9195

Поступила 26.11.2024. Принята к публикации 23.06.2025. Опубликовано 30.06.2025.



Comparative analysis of models for forecasting the market value of residential real estate and the impact of market dynamics on cadastral value

Alexey A. Shalagin¹✉, Sergey A. Grigoriev¹

¹ Moscow State University of Geodesy and Cartography, Moscow, Russia
✉ alexru17@yandex.ru

CITATION Shalagin AA, Grigoriev SA. Comparative analysis of models for forecasting the market value of residential real estate and the impact of market dynamics on cadastral value. *Izvestia vuzov. Geodesy and Aerophotosurveying*. 2025;69(3): 136–150. DOI:10.30533/GiA-2025-019.

KEYWORDS forecasting, market value, cadastral value, residential housing, econometric models, stochastic binomial model

ABSTRACT The article discusses the forecasting of the market value of residential real estate, with an emphasis on one-room apartments in the Vyborg district of St. Petersburg. The author compares classical econometric forecasting models such as ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average) and VAR (Vector Autoregression) with a non-classical forecasting method such as the stochastic binomial model. The results show that the econometric model MA (3) demonstrates the smallest absolute forecasting error, which indicates its possible practical application. Special attention is paid to the relationship between the market and cadastral value of real estate. The cadastral value depends on the market value with a certain time lag. The market value of real estate is more sensitive to changes in supply and demand, as well as to external economic factors, which leads to discrepancies with the results of the assessment of SCV. The results of the study emphasize the importance of accurate forecasting for real estate market participants, allowing them to better understand price dynamics and minimize the temporary discrepancy between cadastral and market value.

- REFERENCES**
1. Laskin MB, Gadasina LV. Kak opredelit' kadastruvuyu stoimost' [How to convert cadastral value]. *Property Relations in the Russian Federation*. 2018;3(198): 42–53. (In Russian). DOI:10.24411/2072-4098-2018-13001.
 2. Shtan' MV. Konflikt mezhdru rynochnoi i kadaastrovoi stoimostyami [Conflict between market and cadastral values]. *Property Relations in the Russian Federation*. 2018;8(203): 34–49. (In Russian).

3. Laskin MB, Gadasina LV, Zaitseva EA. Kadastrrovaya stoimost' kak instrument monitoringa rynochnoi stoimosti nedvizhimosti [The cadastral value as a tool for monitoring the real estate market value]. *St. Petersburg University Journal of Economic Studies*. 2021;37(1): 84–108. (In Russian). DOI:10.21638/spbu05.2021.104.
4. Nikitina NS. Analiz faktorov, vliyayushchikh na dinamiku tsen na zhiluyu nedvizhimost' v Rossii [Analysis of Factors Affecting the Dynamics of Residential Real Estate Prices in Russia]. *Finance: Theory and Practice*. 2023;27(1): 208–220. (In Russian). DOI:10.26794/2587-5671-2023-27-1-208-220.
5. Kuchler T, Piazzesi M, Stroebel J. Housing market expectations. *Handbook of economic expectations*. Academic Press; 2023: 163–191. DOI:10.1016/B978-0-12-822927-9.00013-6.
6. Tregub AV, Tregub IV. Metodika postroeniya modeli ARIMA dlya prognozirovaniya dinamiki vremennykh ryadov [The procedure of construction the arima model for forecasting the time series dynamics]. *Forestry bulletin*. 2011;5: 179–183. (In Russian).
7. Brooks C, Tsolacos S. *Real estate modelling and forecasting*. Cambridge university press; 2010: 453. DOI:10.1017/CBO9780511814235.
8. Ghysels E, Plazzi A, Valkanov R, et al. Forecasting real estate prices. *Handbook of economic forecasting*. North Holland; 2013;2A: 509–580. DOI:10.1016/B978-0-444-53683-9.00009-8.
9. Yilmaz B, Selcuk-Kestel A. A stochastic approach to model housing markets: The US housing market case. *Numerical Algebra Control and Optimization*. 2018;8(4): 481–492. DOI:10.3934/naco.2018030.
10. Shalagin AA, Tesalovskii AA. Primenenie stokhasticheskikh metodov dlya prognozirovaniya stoimosti nedvizhimosti [Application of stochastic methods to forecast the value of real estate]. *Moscow economic journal*. 2023;8(6): 624–639. (In Russian). DOI:10.55186/2413046X_2023_8_6_298.

AUTHORS Alexey A. Shalagin

Moscow State University of Geodesy and Cartography, Moscow, Russia
 Department of Land Management and Cadastres, Faculty of Territory Management
 0009-0006-6217-5094

Sergey A. Grigoriev

Moscow State University of Geodesy and Cartography, Moscow, Russia
 Department of Land Management and Cadastres, Faculty of Territory Management
 Dr. of Sci. (Engineering), Professor
 0000-0002-6591-9195

Submitted: November 26, 2024. Accepted: June 23, 2025. Published: June 30, 2025.