УДК 332.85

ВЗАИМОСВЯЗЬ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЦЕН НА ПЕРВИЧНОМ И ВТОРИЧНОМ РЫНКАХ ЖИЛЬЯ СВЕРДЛОВСКОЙ ОБЛАСТИ

Шаркунов Д. А.

Студент,

Уральский государственный университет путей сообщения,

Екатеринбург, Россия

Касымова Ю. Н.

Кандидат экономических наук, доцент кафедры «Экономика транспорта»,

Уральский государственный университет путей сообщения,

Екатеринбург, Россия

Аннотация. Цель исследования — оценить, улучшает ли учёт предыдущих изменений реальных цен одного сегмента краткосрочный прогноз другого на рынке жилья Свердловской области. Использованы квартальные индексы цен Росстата и региональный индекс потребительских цен за 2002–2026 гг. (98 наблюдений). Сопоставлены авторегрессионные модели с собственными лагами и с добавлением лагов другого рынка. Вневыборочная проверка охватила 26 последовательных прогнозов на квартал вперёд за 2020–2026 гг. и 24 пары моделей. Точность оценена по RMSE и MAE, статистическая значимость — тестом Кларка—Уэста. Выявлена положительная одновременная связь изменений реальных цен. Максимальное снижение RMSE для первичного рынка составило 4,99% и определялось в основном двумя кварталами 2022 г.; ни одно из 24 сравнений не подтвердило статистически значимого улучшения на уровне 5%. Для вторичного рынка минимальную RMSE обеспечил прогноз неизменного реального индекса. Лаговые изменения цен другого сегмента не подтвердили устойчивого дополнительного прогнозного эффекта.

Ключевые слова: цены на жильё, индекс цен на жильё, Свердловская область, первичный рынок, вторичный рынок, точность прогноза.

PRICE CO-MOVEMENT AND FORECASTING IN THE PRIMARY AND SECONDARY HOUSING MARKETS OF SVERDLOVSK OBLAST

Sharkunov D. A.
Student,
Ural State University of Railway Transport,
Yekaterinburg, Russia

Kasymova Yu. N.
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor, Department of Transport Economics,
Ural State University of Railway Transport,
Yekaterinburg, Russia

Abstract. The study examines whether lagged changes in real prices in one housing-market segment improve short-term forecasts for the other in Sverdlovsk Oblast. It uses quarterly Rosstat housing price indices and the regional consumer price index for 2002–2026 (98 observations). Autoregressive models with own lags are compared with models also including lags of the other segment. Out-of-sample evaluation covers 26 consecutive one-quarter-ahead forecasts in 2020–2026 and 24 model pairs. Forecast accuracy is assessed using RMSE and MAE; statistical significance is tested using the Clark–West procedure. Contemporaneous real price changes are positively related. The largest reduction in primary-market RMSE was 4.99%, mainly driven by two quarters of 2022; none of the 24 comparisons showed significant improvement at the 5% level. For the secondary market, an unchanged-real-price-index forecast gave the lowest RMSE. Lagged price changes in the other segment did not demonstrate consistent additional forecasting value.

Keywords: house prices, housing price index, Sverdlovsk Oblast, primary market, secondary market, forecast accuracy.

Введение

Рынок жилья Свердловской области объединяет первичный и вторичный сегменты, конкурирующие за общий платёжеспособный спрос. Динамика цен на новостройки связана с затратами застройщиков, условиями проектного финансирования и предложением новых объектов; на вторичном рынке существенны характеристики жилищного фонда и состав сделок [4; 8]. Общие условия спроса влияют на оба сегмента, однако различия в формировании предложения могут нарушать синхронность изменения цен.

Ростова и Степанова [7] рассматривают моделирование и прогнозирование показателей городских рынков жилья. Чэнь и соавторы [9] показали, что взаимосвязь рынков не всегда повышает точность прогноза. Поэтому для Свердловской области важно установить, дают ли прошлые изменения цен одного сегмента дополнительную информацию для прогноза другого.

Цель работы — оценить, повышает ли учёт лаговых изменений цен одного сегмента точность квартальных прогнозов реальных цен другого на рынке жилья Свердловской области. Оба направления связи проверяются вне обучающей выборки при одинаковых условиях сравнения моделей. Устойчивость результатов оценивается при разных порядках лагов, длине обучающей выборки и сезонных поправках, а также по вкладу отдельных кварталов в изменение ошибки прогноза.

Данные и методика

Для оценки использовались квартальные индексы цен Росстата на жильё Свердловской области, категория «все типы квартир» [6], и региональный индекс потребительских цен (ИПЦ) [5]. Период исследования — с 1 кв. 2002 г. по 2 кв. 2026 г., итого 98 наблюдений. Сцепленные индексы приведены к базе 1 кв. 2002 г. = 100. Реальный индекс равен отношению номинального индекса жилья к накопленному ИПЦ на конец квартала, умноженному на 100. Прогнозируемая переменная — квартальное изменение натурального логарифма реального индекса. Вневыборочный прогноз строится на один

квартал вперёд. После добавления очередного фактического наблюдения модели переоцениваются, поэтому при расчёте каждого прогноза используется только доступная к этому моменту часть ряда.

Для выбора формы модели проверены стационарность временных рядов и наличие коинтеграции между сегментами. На предпрогнозном периоде тесты Дики—Фуллера не отвергли единичный корень в уровнях логарифмов, но отвергли его в первых разностях; KPSS отверг стационарность уровней. Тест Йохансена [12] за 1 кв. 2003 г. — 4 кв. 2019 г. не выявил коинтеграции: статистика следа 5,107, p = 0,796. Два лага в уровнях выбраны критериями Акаике, Шварца и Хеннана—Куинна среди порядков 1–4; использована неограниченная константа. Это обосновывает использование квартальных изменений логарифмов цен вместо модели коррекции ошибок.

Для каждого рынка оценивается уравнение



(1)

где g — изменение логарифма реального индекса; j и k — прогнозируемый и другой рынок (j ≠ k); t — квартал; p — число лагов; a, φ и β — оцениваемые коэффициенты; u — ошибка. Базовая модель использует только собственные лаги, расширенная добавляет столько же лагов другого рынка.

Для каждого рынка построено 26 последовательных вневыборочных прогнозов за 1 кв. 2020 г. — 2 кв. 2026 г. Начальная обучающая выборка заканчивается 4 кв. 2019 г. Проверены лаги 1–4 и три варианта обучения: вся история с 2 кв. 2003 г. (первоначально 67 наблюдений); последние 40 кварталов; вся история с тремя сезонными индикаторами.

В качестве ориентира использован прогноз неизменного реального индекса. Точность оценена по корню из средней квадратичной ошибки (RMSE) и средней абсолютной ошибке (MAE); RMSE более чувствителен к крупным ошибкам [11]. Тест Кларка—Уэста [10] сопоставляет модель с собственными лагами с расширенной: одностороннее нормальное приближение, поправка на

гетероскедастичность и автокорреляцию, ядро Бартлетта, три лага. Все 24 пары моделей проверены на одинаковом прогнозном периоде. Прогнозы построены по текущей редакции статистических рядов без учёта их возможных пересмотров.

Результаты

В регрессии изменений первичного рынка на изменения вторичного за 1 кв. 2003 г. — 2 кв. 2026 г. коэффициент равен 0,819, $R^2 = 0,591$, $p < 0,001$. Для номинальных изменений коэффициент составляет 0,752, $R^2 = 0,540$, $p < 0,001$. Значимость оценена с робастными стандартными ошибками. Сохранение связи после дефлирования показывает, что она не сводится к общей динамике потребительских цен. Эти оценки характеризуют одновременную связь; прогноз строится по лаговым значениям (таблица 1).

Таблица 1 – Ошибки квартальных прогнозов при расширении обучающей выборки

Модель	Первичный рынок		Вторичный рынок	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Без изменения реального индекса	0,02851	0,02261	0,01976	0,01621
Собственная история, 1 лаг	0,02696	0,02028	0,02164	0,01660
Два рынка, 1 лаг	0,02669	0,02054	0,02171	0,01634
Собственная история, 4 лага	0,02615	0,01972	0,02126	0,01684
Два рынка, 4 лага	0,02485	0,01952	0,02158	0,01715

Примечание — Точность за 1 кв. 2020 г. — 2 кв. 2026 г.; единицы — изменение логарифма реального индекса. Все порядки лагов и режимы сравнения представлены на рисунке 1. Источник: расчёты авторов.

Для первичного рынка добавление четырёх лагов вторичного рынка на расширяющейся выборке снизило RMSE на 4,99%, а MAE — на 1,03%. На два первых квартала 2022 года пришлось 119,5% итогового уменьшения суммы квадратов ошибок: на остальных 24 кварталах эта сумма возросла (таблица 2). Без учёта этих двух кварталов RMSE расширенной модели на оставшихся 24 наблюдениях превышает показатель базовой модели на 1,42%. В 14 из 26

кварталов абсолютная ошибка прогноза уменьшилась. Преимущество по RMSE обусловлено уменьшением отдельных крупных ошибок.

Таблица 2 – Вклад отдельных кварталов в изменение ошибки прогноза новостроек

Период	Базовая модель	Расширенная модель	Разность
1 кв. 2022 г.	25,283	14,250	11,033
2 кв. 2022 г.	34,638	25,003	9,634
Остальные 24 квартала	117,886	121,262	−3,376
Все 26 кварталов	177,808	160,516	17,292

Примечание — Суммы квадратов ошибок умножены на 10^4. Базова содержит четыре собственных лага, расширенная — также четыре лага вторичного рынка; выборка расширяется. Разность равна сумме квадратов ошибок базовой модели минус соответствующая сумма расширенной. Положительное значение означает улучшение. Источник: расчёты авторов.

При четырёх лагах сезонные поправки сокращают снижение RMSE первичного рынка до 2,22%, а при обучении на последних 40 кварталах добавление лагов вторичного рынка увеличивает RMSE на 2,99% относительно модели с собственными лагами (рисунок 1). При расширении выборки p-значения Кларка—Уэста для трёх и четырёх лагов равны 0,0528 и 0,0535. Ни одно из 24 сравнений не выявило статистически значимого улучшения на уровне 5%.

Для вторичного рынка прогноз неизменного реального индекса имеет RMSE 0,019757, что ниже значений всех проверенных моделей. Часть крупных ошибок возникала при смене направления цен: в 3 кв. 2020 г., 2 кв. 2022 г. и 2 кв. 2023 г. обе модели с одним лагом и всей историей прогнозировали снижение при фактическом росте.

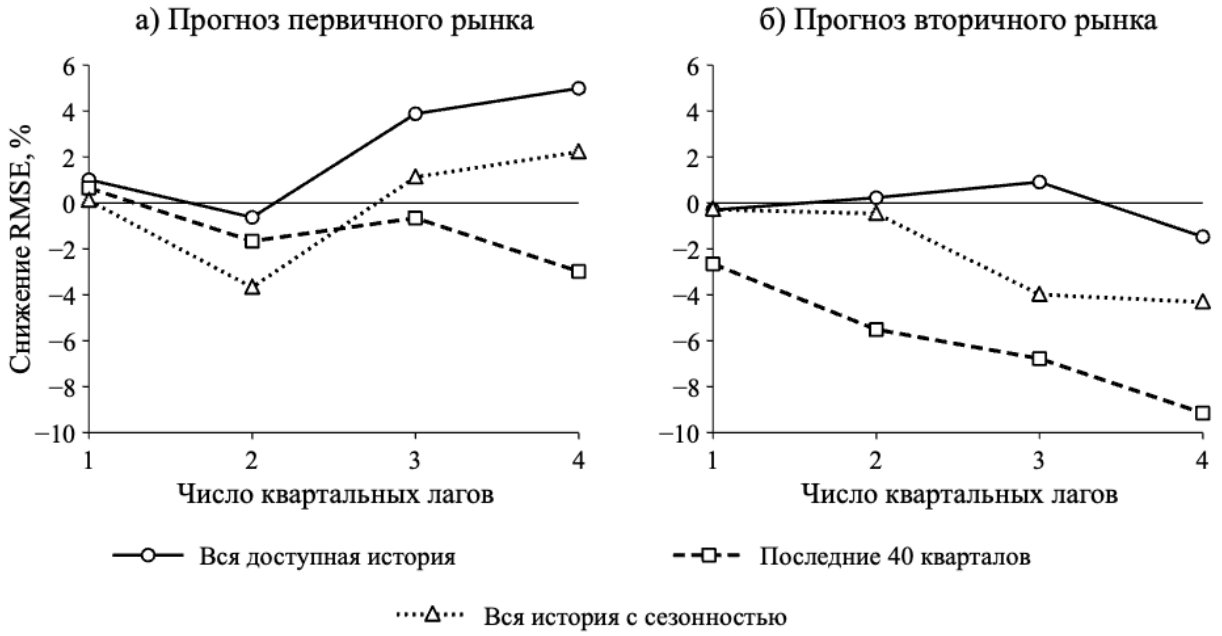


Рис. 1 — Изменение точности прогноза при добавлении истории другого рынка

Примечание — 100 × (1 − RMSE расширенной модели / RMSE базовой модели). Положительное значение — улучшение. Сравниваются модели с одинаковыми собственными лагами, выборками и сезонными поправками. Источник: расчёты авторов.

MAE модели вторичного рынка с двумя лагами обоих сегментов и сезонными поправками составляет 0,015842 против 0,016211 у прогноза неизменного реального индекса, но её RMSE выше. Сокращение истории до 40 кварталов не улучшило RMSE ни одной модели двух рынков относительно соответствующего варианта со всей историей.

Обсуждение результатов

Совместная динамика цен двух сегментов может отражать общую реакцию на изменения спроса. Завершение массовой льготной ипотеки в июле 2024 года сопровождалось сокращением выдач [2]; в декабре средневзвешенные ставки по выданным кредитам на долевое строительство и готовое жильё в России составляли 6,1 и 13,4% [1]. Жирнов и Хатунцев отмечают повышенный вклад факторов предложения в рост цен на Урале в 2022 году [4, с. 203]. При использовании счетов эскроу строительство финансируется кредитом или собственными средствами [3]. Различия в условиях кредитования и предложения могут влиять на ценовую динамику

сегментов, но устойчивого прогнозного преимущества не выявлено.

Заключение

Квартальные изменения реальных цен первичного и вторичного рынков Свердловской области положительно связаны: коэффициент регрессии составил 0,819 при $R^2 = 0,591$. Однако включение лагов другого сегмента не обеспечило устойчивого повышения точности прогноза. Для новостроек максимальное снижение RMSE на 4,99% определялось в основном двумя кварталами 2022 года и зависело от условий обучения. Для готового жилья прогноз неизменного реального индекса имел меньшую RMSE, чем все рассмотренные модели, хотя отдельные варианты улучшали MAE.

Ни одно из 24 сравнений не показало статистически значимого улучшения на уровне 5%. При выборе модели для регионального рынка жилья следует сравнивать её с прогнозом неизменного реального индекса и проверять вклад отдельных кварталов в итоговую ошибку.

Библиографический список:

1. Банк России. Обзор рынка ипотечного жилищного кредитования. Декабрь 2024 года. URL: https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/Indicator_mortgage/1224/ (дата обращения: 13.09.2026).

2. Банк России. Обзор рынка ипотечного жилищного кредитования. Июль 2024 года. URL: https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/mortgage/indicator_mortgage/0724/ (дата обращения: 13.09.2026).

3. Банк России. Финансирование долевого строительства. URL: https://www.cbr.ru/banking_sector/equity_const_financing/ (дата обращения: 13.09.2026).

4. Жирнов Г. А., Хатунцев С. В. Вклад факторов спроса и предложения в динамику цен на первичное жилье в России // Проблемы прогнозирования. 2025. № 2 (209). С. 192–205. DOI: 10.47711/0868-6351-209-192-205.

5. Росстат. Индексы потребительских цен на товары и услуги // ЕМИСС. URL: https://www.fedstat.ru/indicator/31074/ (дата обращения: 12.09.2026).

6. Росстат. Индексы цен на рынке жилья // ЕМИСС. URL: https://www.fedstat.ru/indicator/30925/ (дата обращения: 12.09.2026).

7. Ростова Е. П., Степанова Я. Д. Моделирование и прогнозирование динамики показателей рынка жилой недвижимости в городах Российской Федерации // Вестник Самарского университета. Экономика и управление. 2025. Т. 16, № 4. С. 32–41. DOI: 10.18287/2542-0461-2025-16-4-32-41.

8. Селезнева М. О., Каваленя Л. Н. Оценка разрыва цен между первичным и вторичным рынками жилья Российской Федерации: аналитическая записка. М.: Банк России, 2026. URL: https://library.cbr.ru/catalog/lib/books/1067881/ (дата обращения: 13.09.2026).

9. Chen Z., Milunovich G., Shi S., Wang B. Forecasting House Prices: The Role of Market Interconnectedness // Journal of Forecasting. 2026. Vol. 45, no. 4. Pp. 1847–1877. DOI: 10.1002/for.70121.

10. Clark T. E., West K. D. Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models // Journal of Econometrics. 2007. Vol. 138, no. 1. Pp. 291–311. DOI: 10.1016/j.jeconom.2006.05.023.

11. Hyndman R. J., Athanasopoulos G. Forecasting: Principles and Practice. 3rd ed. Melbourne: OTexts, 2021. URL: https://otexts.com/fpp3/ (дата обращения: 13.09.2026).

12. Johansen S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models // Econometrica. 1991. Vol. 59, no. 6. Pp. 1551–1580. DOI: 10.2307/2938278.