



УДК 339.13.017

DOI: <http://dx.doi.org/10.21686/2500-3925-2026-2-45-60>

В.Д.Крещенский, К.А.Мурашев, М.Б.Ласкин

Санкт-Петербургский государственный университет,
Санкт-Петербург, Россия

Методика расчета количественных корректировок в задачах оценки недвижимого имущества

Целью исследования является разработка методики расчета корректировок от объектов сравнения к объекту оценки, основанная на данных о завершённых сделках. Корректировки цен объектов аналогов используются в методе количественных корректировок. По мнению авторов, данный метод является устаревающим и постепенно будет вытесняться современными методами анализа данных. Однако, на сегодняшний день, он наиболее популярен среди независимых оценщиков в силу своей простоты и устоявшейся традиции. Таким образом, существует необходимость предоставления оценщикам инструментов, позволяющих сочетать традиционные и современные методы проведения расчётов. Одним из способов определения количественных корректировок является метод парных продаж (сравнений). При парных сравнениях предполагается поиск объектов, отличающихся значением одного признака. Недостатком такого метода является сложность поиска таких объектов и отсутствие априорной информации о причинах отличия цен. Наблюдаемое отличие свойств не означает автоматического влияния на цены. При работе с небольшими выборками, можно столкнуться с наблюдаемым и даже статистически значимым эффектом «влияния» того или иного признака на цену объекта, так как небольшие выборки не обеспечивают устойчивость результатов статистических выводов в рамках частотного подхода, являющегося традиционным для оценщиков. Следует не забывать о правиле “correlation does not imply causation”. Чаще всего, проблема учёта ложных связей исчезает по мере роста объёма анализируемой выборки. Таким образом, проблема обеспечения учёта только тех отличий свойств объектов на рынке которые реально влияют на цены может быть решена, в первую очередь, за счёт повышения количества анализируемых данных. Длительное время в отечественной теории и практике оценки рассматриваются, в основном, цены предложений, доступные из рекламных объявлений в листингах. Получаемые на их основе результаты, включая коэффициенты которые могут быть использованы в качестве корректировок, всегда имеют элементы субъективности, так как в ценах предложений отражаются только ожидания продавцов. Поэтому приходится

изучать условия на передаваемые имущественные права, условия возможной сделки, «рыночность» сделки и т.п. С открытием данных Росреестра о совершённых и зарегистрированных сделках появляются новые возможности анализа данных, в т.ч. для расчета корректировок, хотя бы по тем ценообразующим факторам, которые заносятся в базу Росреестра при регистрации сделок.

Материалы и методы. В статье использованы открытые данные Росреестра о совершённых и зарегистрированных сделках. Основным методом исследования — техника А/В тестирования, хорошо зарекомендовавшая себя в цифровом маркетинге. Рассматриваемый в настоящей работе метод расчета корректировок является, по существу, переносом А/В тестирования в теорию и практику оценки недвижимого имущества. Расчёты выполнялись в среде статистического пакета R. Предварительная обработка данных и построение карт были выполнены на языке Python. Была использована картографическая основа OpenStreetMap.

Результаты. Предложена методика расчета корректировок от объектов сравнения к объекту оценки по ценообразующим факторам, включенным в базу данных Росреестра. Методика основана на открытых данных, отличается простой воспроизводимостью и доведена до программного решения. Следует отметить что результатом статьи является именно методика, а не конкретные числовые значения корректировок. Все расчёты должны выполняться самим оценщиком на данных, соответствующих конкретной задаче.

Заключение. Открытые данные Росреестра могут и должны использоваться в задачах оценки недвижимого имущества. Они позволяют решить ряд оценочных задач, ранее недоступных или трудно разрешимых в силу отсутствия данных о совершённых сделках. Этот пробел в теории и практике оценки постепенно заполняется с введением открытого доступа к данным сделок.

Ключевые слова: метод корректировок, скидка на торг, А/В тестирование, статистические критерии в оценке недвижимости, t-критерий Стьюдента, тест Вилкоксона-Манна-Уитни.

Valery D. Kreshchensky, Kirill A. Murashev, Mikhail B. Laskin

Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia

Methodology for Calculating Quantitative Adjustments in Real Estate Valuation Tasks

The purpose of the study is to develop a methodology for calculating adjustments from the objects of comparison to the object of assessment, based on data on completed transactions. Price adjustments of similar objects are used in the quantity adjustment method. According to the authors, this method is outdated and will gradually be replaced by modern methods of data analysis. However, today it is most popular among independent appraisers due to its simplicity and established tradition. Thus, there is a need to provide evaluators with tools that allow combining traditional and modern calculation methods. One of the ways to determine quantitative adjustments is the method of paired sales (comparisons). Pairwise comparisons are supposed to search for objects that differ in the value of one characteristic. The

disadvantage of this method is the difficulty of finding such objects and the lack of a priori information about the reasons for the difference in prices. The observed difference in properties do not automatically affect prices. When working with small samples, one can encounter the observed and even statistically significant effect of the “influence” of a particular feature on the price of an object, since small samples do not ensure the stability of the results of statistical conclusions within the frequency approach, which is traditional for appraisers. Remember the rule “correlation does not imply causation”. Most often, the problem of accounting for false connections disappears as the volume of the analyzed sample grows. Thus, the problem of ensuring that only those differences in the properties of objects on

the market that actually affect prices are taken into account can be solved, first of all, by increasing the amount of analyzed data. For a long time in the domestic theory and practice of evaluation, mainly offer prices available from advertisements in listings are considered. The results obtained on their basis, including coefficients that can be used as adjustments, always have elements of subjectivity, since only the expectations of sellers are reflected in the prices of proposals. Therefore, we have to study the conditions for the transferred property rights, the conditions of a possible transaction, the "marketability" of the transaction, etc. With the opening of Rosreestr data on completed and registered transactions, new opportunities for data analysis appear, including for calculating adjustments, at least for those pricing factors that are entered into the Rosreestr database when registering transactions.

Materials and methods. The article uses open data of Rosreestr on completed and registered transactions. The main research method is the A/B testing technique, which has proven itself in digital marketing. The method of calculating adjustments, discussed herein, is essentially a transfer of A/B testing to the theory and practice of real estate valuation. Calculations were performed in the statistical package

environment R. Data preprocessing and mapping were performed in Python. The OpenStreetMap mapping framework was used.

Results. A methodology for calculating adjustments from comparison objects to the object of assessment by pricing factors included in the Rosreestr database is proposed. The technique is based on open data, is easy to reproduce and is brought to the software solution. It should be noted that the result of the article is precisely the method, and not the specific numerical values of the adjustments. The appraiser in person using data relevant to the specific task must perform all calculations.

Conclusion. Open data of Rosreestr can and should be used in real estate valuation tasks. They allow you to solve a number of evaluation problems that were previously inaccessible or difficult to resolve due to the lack of data on transactions. This gap in valuation theory and practice is gradually being filled with the introduction of open access to transaction data.

Keywords: adjustment method, discount on bargaining, A/B testing, statistical criteria in real estate valuation, Student's t-test, Wilcoxon-Mann-Whitney test.

Введение

Метод парных продаж в оценке недвижимого имущества является устоявшимся и часто применяемым методом сравнительного подхода (см. [1], [2], [3], [4]). Под парной продажей имеется в виду продажа двух объектов, отличающихся значением только одного признака. Сторонники метода парных продаж предполагают, что разница в цене объясняется исключительно разницей в значении этого признака (см. [5]). Имеется в виду цена предложения, так как цены сделок длительное время оставались недоступными для исследователей. Существенными недостатками этого метода являются как минимум три обстоятельства. Первое – на рынке недвижимого имущества крайне редко встречаются объекты, «отличающиеся лишь по одному параметру» ([5]). Второе – на протяжении многих лет в распоряжении оценщиков находились только цены предложений из открытых источников данных, таких, как рекламные ресурсы ЦИАН, Авито, Яндекс-недвижимость и другие. Третье – предположение о том, что разница в цене объясняется именно отличием в рассматриваемом признаке, а не следствием влияния иных, в т.ч. латентных переменных

и случайной составляющей – является не более чем допущением метода парных продаж. Существование данного допущения является необходимым условием применения метода. Однако, обоснованность такого допущения всегда находится под вопросом, что ставит под сомнение получаемые с его помощью результаты. Первое обстоятельство делает практически невозможным применение метода парных продаж в том виде, в котором он описывается в базовых учебниках по оценке недвижимости. Второе обстоятельство порождает необходимость предварительных исследований, связанных с условиями возможных сделок, моделирования поведения продавца/покупателя и отражения результатов таких исследований в корректировках цен предложений по, так называемой, первой группе корректировок (см. [6]). Существенным препятствием в расчетах корректировок по первой группе является наличие значительной случайной составляющей, в которой отражается неопределенность в поведении потенциальных участников сделок. В основном продавцов, так как цены предложений, попадающие в открытую печать, формируют именно они, самостоятельно или с помощью риелторов. Ожидания продавцов в ценах предложений никак не

отражаются и оценщикам приходится их моделировать, что и отражается в корректировках первой группы. Третье обстоятельство требует увеличения размера анализируемой выборки с ростом которой асимптотически проявляется истинная картина ценообразования. В 2025 году, Федеральная служба государственной регистрации, кадастра и картографии (Росреестр) открыла данные о совершенных сделках по всем субъектам Российской Федерации. Это событие способно изменить подход к многим расчетным методикам, в том числе к расчету корректировок в упомянутом методе, который логичнее назвать методом парных сравнений. Основным преимуществом раскрытых данных является то, что сделки уже совершены и зарегистрированы, т.е. в результате оформления сделки стороны (продавец и покупатель) установили цену продажи, сделка зарегистрирована, оплачена. Для целей оценки, при работе с такими данными, не имеют никакого значения условия, в которых совершалась сделка (в т.ч. ипотека, кредиты, займы). Таким образом, при работе с данными Росреестра корректировки по первой группе становятся, как минимум, неактуальными. Следует отметить, что в ценах сделки отражены как желания продав-

ца, так и согласие покупателя на указанную цену. Случаи преднамеренно завышенных цен сделок в базе Росреестра маловероятны, но могут встречаться аномально высокие цены уникальных объектов недвижимости, как отдельного сектора рынка. Иначе следует относиться к низким ценам в данных Росреестра. Не секрет, что стороны пока ещё могут использовать такие схемы расчёта, при которых в регистрационные документы попадают заниженные цены. Как будет показано ниже, в больших выборках из базы Росреестра все заниженные цены видны и, при определенных усилиях, могут быть обоснованно удалены из выборки.

С публикацией указанных материалов открываются возможности для расчёта корректировок методом парных сравнений для всех регионов и сегментов рынка, основанные на открытых данных. База Росреестра, безусловно, пока не содержит того широкого спектра ценообразующих признаков в готовом виде, который хотели бы видеть оценщики. Для получения значений иных признаков, требуется проведение дополнительной аналитики включая геоанализ и совмещение данных из нескольких баз. Но по тем факторам, которые заносятся в базу Росреестра при регистрации сделок, расчёт корректировок возможен без поиска дополнительных данных и их анализа. Такой расчёт выполняется достаточно просто и может быть воспроизведен любым практикующим оценщиком. Настоящая статья посвящена разработке соответствующей методики.

Модели, методы и необходимые сведения

Прежде всего, следует отметить, что даже в данных Росреестра почти невозможно найти два объекта «явля-

ющихся точной копией друг друга за исключением одного параметра» (см. [5]). Поэтому сравнивать мы будем две выборки. База Росреестра позволяет выбрать множества объектов, относящиеся к одному периоду времени, одной локации, с набором одинаковых или близких свойств и отличающиеся только по одному, интересующему нас свойству. Сравнение выборок, которые будут показаны ниже, следует технике A/B – тестирования. Термин A/B – тестирование (см. [7]) хорошо известен специалистам по data science, цифровому маркетингу. По существу, это совокупность известных статистических тестов (см. справочник по тестам [8]). В основном, при A/B – тестировании применяются тесты на равенство средних, на равенство дисперсий, на соответствие нормальному закону распределения, на однородность выборок (в т.ч. на гипотезу сдвига). В работе [9] подробно изложен такой подход к оценке скидки на торг. Отличие заключается в том, что в [9] мы используем не только данные Росреестра, но и данные рекламных источников, сравнивая цены предложений и цены сделок. В настоящей статье данные из рекламных источников не требуются, а расчёт корректировок имеет особенности, требующие отдельного обсуждения.

В расчётах мы используем статистический пакет R, свободно распространяемую программную среду с открытым кодом для статистической обработки данных. Система хранения и распространения пакетов R – CRAN (Comprehensive R Archive Network) <https://cran.r-project.org/>. Для оценщиков еще не знакомых с R мы рекомендуем [10], [11], [12]. Книга Р.Кабакова ([12]) больше подойдет для оценщиков, имеющих навыки программирования.

Постановка задачи

База Росреестра содержит ограниченный перечень свойств, значения которых фиксируются при регистрации сделок:

- **okato** – код ОКАТО,
- **region_code** – код региона,
- **district** – районы, муниципальные округа,
- **city** – городские поселения,
- **quarter_cad_number** – номер кадастрового квартала,
- **street** – название улицы,
- **realestate_type_code** – тип недвижимости,
- **wall_material_code** – материал стен,
- **year_build** – год постройки,
- **floor** – этаж объекта,
- **purpose_code** – назначение объекта,
- **area** – площадь объекта,
- **period_start_date** – дата внесения в базу,
- **deal_price** – цена сделки,
- **doc_type** – тип документа, по которому регистрировалась сделка.

К этим полям мы добавляем еще одно – **price_per_sqm**, которое является результатом деления **deal_price** на **area**. Указанное действие можно выполнить в исходном датасете или в скрипте, написанном для расчетов. Этим данным достаточно, чтобы, в совокупности с данными публичной кадастровой карты, идентифицировать сегмент недвижимости, его локацию, подобрать приблизительно сходные объекты недвижимости для анализа ценообразования, построения расчётных моделей, а также расчёта корректировок.

Предположим, что нам удалось выделить две выборки объектов, приблизительно одинаковых, по всем свойствам, кроме одного. Введем обозначения: V_1 – удельная цена сделки в первой выборке, V_2 – удельная цена сделки во второй выборке. Для определенности будем считать, что в целом, вторая выборка содержит более дорогие объекты.

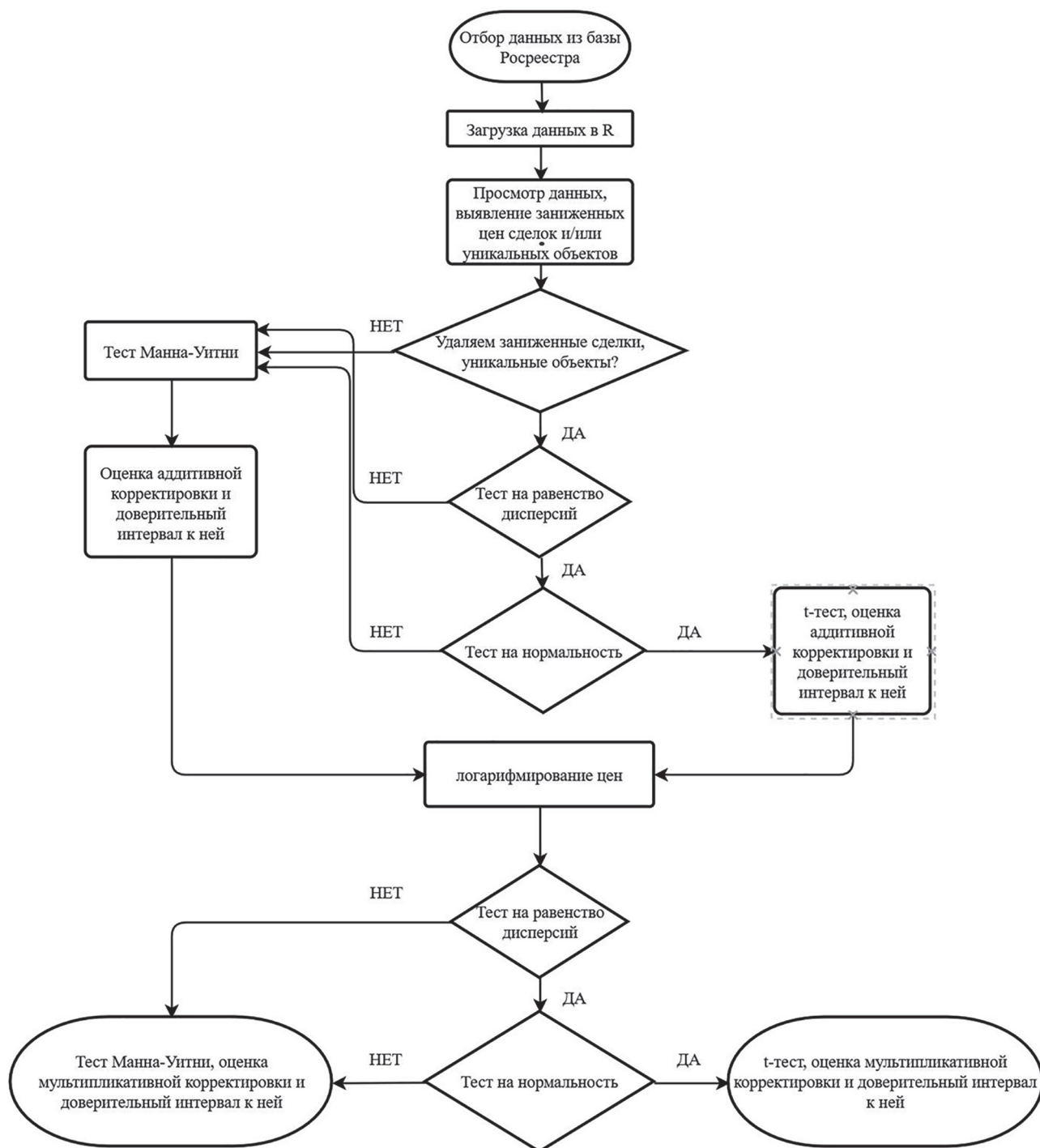


Рис. 1. Общая последовательность действий оценщика по исследованию размера коррективы в выбранном сегменте и локации недвижимости.

Fig. 1. General sequence of actions of the appraiser to study the size of the adjustment in the selected segment and location of the property

Нам нужно оценить размер коррективы на разницу в значениях одного свойства, которое отличает эти выборки. В дальнейшем, при расчете рыночной стоимости объекта оценки (далее ОО), эта коррективка может быть использована, если в качестве объектов сравнения (далее ОС) берутся

объекты из этих двух выборок. Все данные отбираются из базы Росреестра со всеми полями. Таким образом, мы получаем две выборки, предполагая однородность объектов в каждой выборке. По крайней мере настолько, насколько это возможно, учитывая существующий на сегодня

набор переменных в базе данных. Задача заключается в том, чтобы определить насколько заметно отличаются выборки, похожи ли их распределения, на сколько надо сдвинуть выборки относительно друг друга, чтобы можно было сделать вывод о принадлежности систематически сдвинутой вы-

борки (для определенности сдвигать будем цены V_2), к той же генеральной совокупности, что и цены V_1 . Для этой цели могут быть использованы статистические тесты, такие как t-критерий и тест Манна-Уитни. Общая последовательность действий оценщика по исследованию такой корректировки в выбранном сегменте и локации недвижимости показана на блок-схеме на рис. 1.

t-критерий Стьюдента требует проверки на нормальность и проверки на равенство дисперсий. Фактически это означает, что мы сравниваем две примерно нормальные выборки с примерно равной дисперсией, которые отличаются только средним значением (сдвигом). Поэтому, в нашей задаче t-критерий фактически является тестом на значимость расхождения средних, а также медиан и мод, так как у нормального распределения все эти числовые характеристики совпадают. Тест Манна-Уитни не требует знания закона распределения. В этом тесте обе выборки смешиваются и ранжируются по возрастанию. Затем подсчитывается количество инверсий (см.[13]), на основании количества инверсий первой и второй выборок, рассчитывается U-статистика критерия Манна-Уитни, которая с ростом объема выборок стремится к нормальному распределению, при условии справедливости нулевой гипотезы. Нулевая гипотеза теста – «сдвига нет». Иная формулировка нулевой гипотезы «вероятность того что значение случайного наблюдения из выборки V_1 больше значения случайного наблюдения из выборки V_2 равна вероятности того что значение случайного наблюдения из выборки V_1 меньше значения случайного наблюдения из выборки V_2 ». Таким образом, тест позволяет оценить имеются ли между выборками статистически значимые отличия.

Материалы

Для формирования приведенных ниже примеров данные отобраны из базы сделок Росреестра по региону 78 – г. Санкт-Петербург. Тип: «помещение», вид «жилое», дата регистрации сделки – второе полугодие 2025 года. Таким образом, проводится анализ рынка квартир. Рассмотрим два примера. В первом примере мы рассмотрим оценку корректировки на материалы стен (поле **wall_material_code**). Во втором примере мы рассматриваем вопрос о том, насколько могут отличаться цены на квартиры в домах с разными датами постройки (поле **year_build**).

Пример 1. Расчет корректировки на материалы стен здания. Сформированы две выборки. Локация объектов в выборках – Калининский район г. Санкт-Петербурга, район станции метро «Академическая» и ж/д станции «Ручьи», кадастровые кварталы 78:10:0005203, 78:10:0005209,

78:10:0005211, 78:10:0005212, 78:10:0005217, 78:10:0005218, 78:10:0005224, 78:10:0005225, 78:10:0522301, время постройки домов с 1964 по 1972 год. Указанное время является периодом массовой застройки района жилыми крупнопанельными и кирпичными домами. Требуется получить ответ на вопрос: если в качестве ОС для некоторого ОО выбираются квартиры как в кирпичных, так и в крупнопанельных домах, то требуется ли корректировка на материалы стен, и если требуется, то какая?

Всего в базе Росреестра в указанном временном интервале, в указанной локации (см. рис. 2) содержатся данные о 112 зарегистрированных сделках в крупнопанельных домах и 65 сделках в кирпичных зданиях.

Посмотрим, имеются ли выбросы. С этой целью, с помощью библиотечной функции `boxplot()` построим диаграммы `Box Plot` («ящик с усами») для



Рис. 2. Кадастровые кварталы, в которых Росреестром во второй половине 2025 года зарегистрированы 112 сделок в крупнопанельных домах и 65 сделок в кирпичных домах 1964–1972 гг. постройки.

В квартале 78:10:0005209 зарегистрированных сделок в крупнопанельных домах нет.

Fig. 2. Cadastral quarters in which the Rosreestr registered 112 transactions in large-panel houses and 65 transactions in brick houses, built between 1964 and 1972 in the second half of 2025. In the quarter 78:10:0005209 there are no registered transactions in large-panel buildings.

исходных выборок удельных цен и их логарифмов, см. рисунок 3.

На рисунке 3 видно, что выбросы в ценах (и в логарифмах) есть, в основном в области низких цен. Для крупнопанельных домов выбросы находятся ниже 50 тыс. руб. за кв. м., для кирпичных домов ниже 130 тыс. руб. за кв. м., медианные цены при этом составляют 147.064 тыс. руб. за кв. м. для крупнопанельных домов и 181.477 тыс. руб. за кв. м. для кирпичных. Посмотрим на распределения цен и их логарифмов (см. рисунок 4).

Рисунок 4 показывает, что все четыре распределения не нормальны. Проверки с помощью статистических тестов на нормальность отрицательные, нет необходимости приводить их в тексте статьи. Применим (см. рисунок 1) тест Манна-Уитни к изучаемым выборкам до удаления выбросов. Тест Манна-Уитни реализован в статистическом пакете R в библиотечной функции `wilcox.test()`. Результат показан на рисунке 5. В силу монотонности логарифмического преобразования и непараметрического характера теста, результаты расчёта статистики W и её p -value, очевидно, одинаковы для значений в естественной шкале и шкале логарифмов.

В скриншоте на рисунке 5 переменная PP отвечает ранее введенной переменной V_1 — удельные цены сделок в крупнопанельном доме, VS отвечает

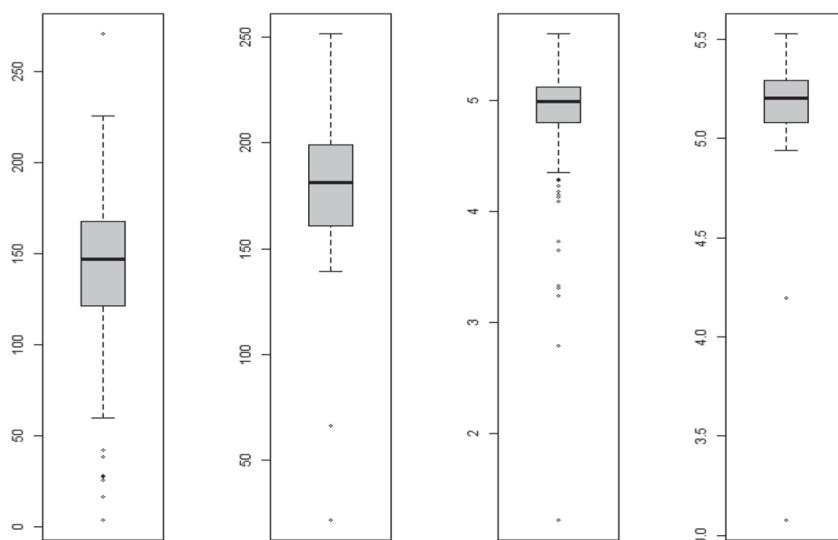


Рис. 3. Box Plot графики слева направо: удельные цены сделок в крупнопанельных домах, удельные цены сделок в кирпичных домах, логарифмы удельных цен в крупнопанельных домах, логарифмы удельных цен в кирпичных домах

Fig. 3. Box Plot graphs from left to right: unit prices of transactions in large-panel buildings, unit prices of transactions in brick buildings, logarithms of unit prices in large-panel buildings, logarithms of unit prices in brick buildings.

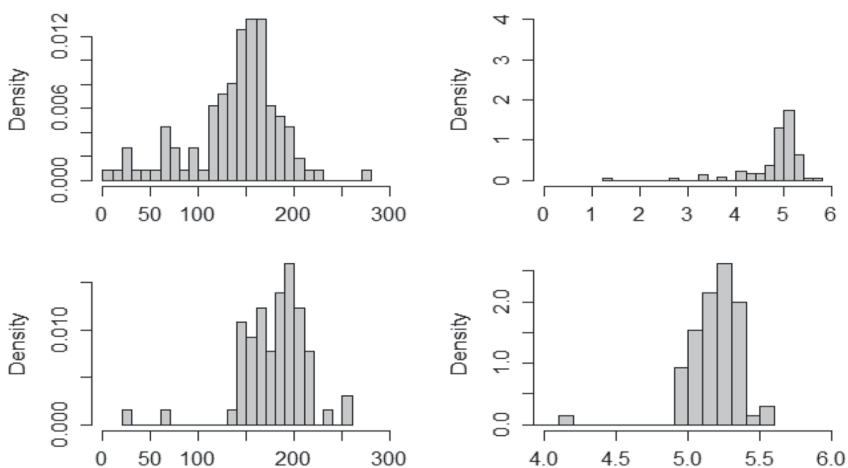


Рис. 4. Эмпирические распределения удельных цен сделок и их логарифмов: сверху для крупнопанельных домов, внизу для кирпичных домов.

Fig. 4. Empirical distributions of unit prices of transactions and their logarithms: above — for large-panel buildings, below — for brick buildings.

```
> wilcox.test(PP,VS,paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf.int = PI)
wilcoxon rank sum test with continuity correction

data: PP and VS
W = 1540, p-value = 1.67e-10
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -46.55451 -25.60663
sample estimates:
difference in location
 -36.17601

> wilcox.test(log(PP),log(VS),paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf
wilcoxon rank sum test with continuity correction

data: log(PP) and log(VS)
W = 1540, p-value = 1.67e-10
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2812456 -0.1555212
sample estimates:
difference in location
 -0.2173514
```

Рис.5. Скриншоты результатов теста Манна-Уитни: слева — для сравнения удельных цен сделок, справа — для сравнения их логарифмов

Fig. 5. Screenshots of the results of the Mann-Whitney test: on the left — to compare the unit prices of transactions, on the right — to compare their logarithms.

ранее введенной переменной V_2 – удельные цены сделок в кирпичном доме. Результат тестирования: сдвиг выборок относительно друг друга **36.176** руб. на 1 кв.м. в абсолютном выражении и **0.217** сдвиг логарифмов. Из первого показателя мы получаем оценку для аддитивной корректировки. Из второго – коэффициент мультипликатор, на который надо умножить вторую выборку, чтобы тест Манна-Уитни дал положительный результат на однородность выборок.

Как получить коэффициент – мультипликатор? Введем обозначение Δ – величина сдвига в логарифмах, тогда $\ln(V_1) = \ln(V_2) - \Delta$ или $V_1 = V_2 \cdot e^{-\Delta}$. Мультипликатор, который является корректировкой на материал стен от кирпичного здания к крупнопанельному $e^{-\Delta}$. Если $\Delta = 0.217$, то мультипликатор $e^{-\Delta} = 0.805$. В процентном выражении корректировка составит **19,5%** вниз. От крупнопанельного дома к кирпичному: $e^{\Delta} = 1.2423$, в процентном выражении **24.23%** вверх. Таким образом если оценивается ОО в крупнопанельном доме, а ОС находится в кирпичном доме, то следует применить корректировку удельной цены **-19.5%** (уменьшить цену ОС в кирпичном доме), если оцениваемый объект находится в кирпичном доме, а объект сравнения в крупнопанельном, то следует применить корректировку **+24.23%** (увеличить цену ОС в крупнопанельном доме). Кроме того, результаты тестирования на рисунке 4 дают нам 95% доверительные интервалы для аддитивной корректировки **[25.606; 46.555]** (руб. на 1 кв.м.) и для сдвига логарифмов удельных цен сделок **[-0.2812; -0.1555]**, что в процентном выражении дает интервал **[14.4%; 24.6%]** для корректировки от ОС в кирпичном доме к ОО в крупнопанельном доме и **[16.8%; 32.5%]** в противопо-

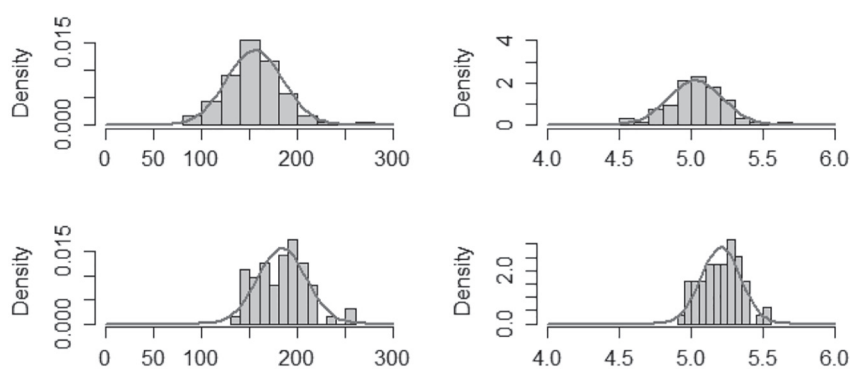


Рис. 6. Эмпирические распределения удельных цен сделок и их логарифмов после удаления выбросов и заниженных цен: сверху для крупнопанельных домов, внизу для кирпичных домов. Линиями показаны кривые плотности нормального распределения.

Fig. 6. Empirical distributions of unit prices of transactions and their logarithms after removal of outliers and underestimated prices: above – for large-panel buildings, below – for brick buildings. The lines show the density curves of the normal distribution.

ложном случае, от крупнопанельного дома к кирпичному. Указанные оценки корректировок получены на первичных данных, без удаления выбросов. Посмотрим насколько будет отличаться оценка корректировки на материал стен, если выбросы удалить.

Рисунки 3 и 4 указывают на наличие заниженных цен сделок в базе Росреестра. Росреестр – регистрирующий орган, заниженные цены сделок могут появляться в базе данных в случаях, когда стороны по сделке указывают в договорах не полную сумму сделки. Нет необходимости изучать каждую сделку, поскольку рисунки 3 и 4 показывают в какой области сосредоточены самые повторяемые цены. Могут быть рассмотрены разные варианты отсека заниженных цен. Кроме того, поскольку при регистрации сделок не должны встречаться случаи преднамеренного завышения цен (платежи уже выполнены), очень высокие цены могут свидетельствовать об уникальных свойствах объекта, которые имеют значения для такого объекта, но не оказывают существенного влияния на рынок в изучаемом сегменте. Такие объекты могут быть исключены из выборки.

В данном примере была применена следующая система отсека: определена медиана распределения логарифмов цен (исходя из ожиданий нормальности распределений логарифмов удельных цен, см.[14],[15],[16]), определено расстояние от медианы до максимального значения в логарифмах. Нижняя граница отсека определяется исходя из предположения о симметрии, как медиана минус расстояние между медианой и максимальным значением логарифмов удельных цен сделок. Следует отметить, что медианы в распределениях на рисунке 4 значительно сдвинута влево из-за большого количества заниженных цен. Поэтому описанная процедура отсека может выполняться несколько раз до тех пор, пока количество элементов в выборке перестанет сокращаться. Правая часть распределения при этом сохраняется, а левая сокращается за счет удаления заниженных цен. После удаления выбросов в выборке V_1 осталось 95 элементов, в выборке V_2 осталось 63 элемента. На рисунке 6 показаны эмпирические распределения удельных цен сделок и их логарифмов после удаления выбросов и заниженных цен.

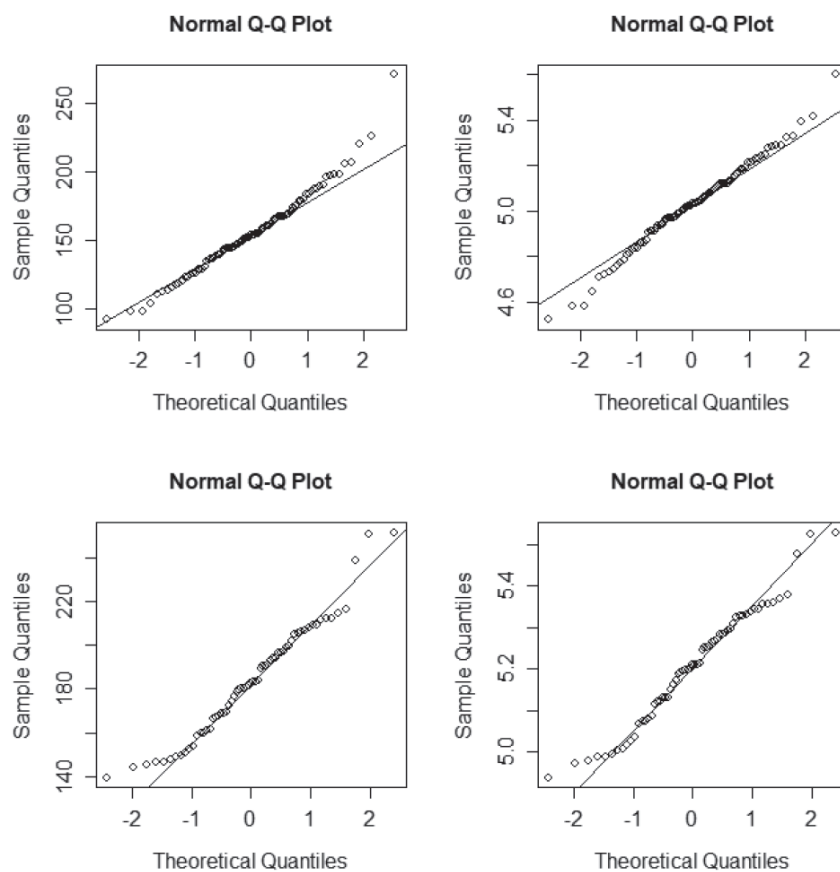


Рис. 7. Q-Q plot графики: сверху для цен и логарифмов цен крупнопанельных домов, внизу для цен и логарифмов цен кирпичных домов.

Fig. 7. Q-Q plot graphs: above – for prices and logarithms of prices of large-panel buildings, below – for prices and logarithms of prices of brick buildings.

Таблица 1/ Table 1

	параметры		p-value теста Шапиро-Уилка	p-value теста Андерсена-Дарлинга	p-value теста Колмогорова-Смирнова
	μ	σ			
V_1	154.896	29.494	0.0433<0.05	0.3086	0.7311
V_2	183.527	25.603	0.0749	0.2932	0.9623
$\ln(V_1)$	5,025	0,1893	0.7795	0.5959	0.7408
$\ln(V_2)$	5.202	0.1385	0.2091	0.2851	0.951

Посмотрим насколько полученные распределения близки к нормальным на графиках Q-Q plot (рис. 7).

Среди библиотечных функций в R имеется ряд тестов для проверки эмпирических распределений на нормальность. Рассмотрим три: тест Шапиро-Уилка – функция `shapiro.test()`, тест Андерсена-Дарлинга – функция `ad.test()` из библиотеки `nortest`, тест Колмогорова-Смирнова – функция `ks.test()`. Тест Колмогорова-Смирнова параметрический, остальные –

непараметрические. В табл. 1 показаны результаты тестирования выборок на нормальность.

Графики на рис. 7 говорят о том, что в середине диапазона значений цен и их логарифмов распределения достаточно близки к нормальному, но имеются отклонения на «хвостах» распределений. Это обстоятельство часто видно при применении теста Андерсена-Дарлинга, он чувствителен к расхождениям на «хвостах», однако в данном случае формально расхождение не вы-

явлено. Тест Шапиро-Уилка рекомендуется для малых выборок, он отличается чувствительностью к объему выборки, в данном случае тест показывает на небольшое отклонение выборки V_1 от нормального. Рисунок 6 указывает на визуальное соответствие нормальному распределению выборки V_1 . F-тест Фишера (тест на равенство дисперсий) для выборок V_1 и V_2 дает значение $p\text{-value} = 0.2433$ для цен сделок и $p\text{-value} = 0.0099$ для логарифмов цен сделок. Основания для применения t-теста Стьюдента почти достигнуты, но их все равно недостаточно: для выборок V_1 и V_2 мы не получили результат в тесте Шапиро-Уилка, для выборок $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2)$ не получен приемлемый результат теста на равенство дисперсий. Желаящие оставить без внимания эти обстоятельства могут самостоятельно оценить размер корректировки, который может быть получен с применением t-теста, результат будет отличаться от теста Манна-Уитни незначительно. Мы ограничимся повторным использованием теста Манна-Уитни на однородность усеченных выборок. Результаты показаны на рисунке 8.

Результат тестирования: сдвиг выборок относительно друг друга **29.211** руб. на 1 кв.м. в абсолютном выражении и 0.174 – сдвиг логарифмов. Из первого показателя мы получаем оценку для аддитивной корректировки. Из второго – коэффициент мультипликатор, на который надо умножить вторую выборку, чтобы тест Манна-Уитни дал положительный результат на однородность выборок. Выше введено обозначение Δ – величина сдвига в логарифмах; $\ln(V_1) = \ln(V_2) - \Delta$, $V_1 = V_2 \cdot e^{-\Delta}$. Мультипликатор, который является корректировкой на материал стен от кирпичного здания к крупнопанельному $e^{-\Delta}$. Если $\Delta = 0.0174$, то мультипликатор $e^{-\Delta} = 0.84$, в процентном

```
> wilcox.test(PP,VS,paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf.int = TRUE > wilcox.test(log(PP),log(VS),paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf

Wilcoxon rank sum test with continuity correction

data: PP and VS
W = 1330, p-value = 3.594e-09
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-38.18749 -20.36510
sample estimates:
difference in location
-29.21124

Wilcoxon rank sum test with continuity correction

data: log(PP) and log(VS)
W = 1330, p-value = 3.594e-09
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-0.2284816 -0.1216378
sample estimates:
difference in location
-0.1737063
```

Рис.8. Результаты теста Манна-Уитни на однородность усеченных выборок.
 Fig. 8. Results of the Mann-Whitney test for homogeneity of truncated samples.

выражении оценка корректировки равна **16%**, в обратную сторону $e^\Delta = 1.19$, в процентном выражении **19%**. Таким образом если ОО в крупнопанельном доме, а ОС находится в кирпичном доме, то следует применить корректировку удельной цены **-16%** (уменьшить цену объекта в кирпичном доме), если оцениваемый объект находится в кирпичном доме, а объект сравнения в крупнопанельном, то следует применить корректировку **+19%** (увеличить цену объекта сравнения в крупнопанельном доме). Кроме того, результаты тестирования на рис. 8 дают нам 95% доверительные интервалы для аддитивной корректировки **[20.365; 38.187]** (руб. на 1 кв. м.) и для сдвига логарифмов удельных цен сделок **[-0.122;-0.2285]**, что в процентном выражении дает интервал **[11.5%,20.4%]** для корректировки от ОС в кирпичном доме к ОО в крупнопанельном доме и **[13%,25.7%]** в противоположном случае, от крупнопанельного дома к кирпичному. Сравнительные характеристики корректировки до удаления выбросов и после приведены в таблице 2.

В результате тестирования, размах доверительных интервалов после отсечения выбросов и заниженных цен снизился. По нашему мнению, окончательным ответом о корректировке на материал стен в выбранном секторе недвижимости, выбранной локации,

Таблица 2 /Table 2

	левая граница 95 % доверительного интервала	оценка корректировки	правая граница 95 % доверительного интервала
Аддитивная корректировка до отсечения	25,606	36,176	46,555
Мультипликативная корректировка до отсечения, в % крупный блок/кирпич	14,40%	19,50%	24,60%
Мультипликативная корректировка, до отсечения в % кирпич/крупный блок	16,80%	24,23%	32,50%
Аддитивная корректировка после отсечения	20,365	29,211	38,187
Мультипликативная корректировка после отсечения, в % крупный блок/кирпич	11,50%	16,00%	20,40%
Мультипликативная корректировка после отсечения, в % кирпич/крупный блок	13,00%	19,00%	25,70%

во втором полугодии 2025 года составил **-16%** для преобразования цен ОС в кирпичных домах к ОО в крупнопанельном доме и **+19%** в противном случае. Границы доверительных интервалов являются дополнительной информацией для оценщика, но мы не рекомен-

дуем отклоняться от полученного точечного значения корректировки. Покажем почему. Обратим внимание на формулу $\ln(V_1) = \ln(V_2) - \Delta$. Возьмем произвольное значение Δ и, меняя его, будем наблюдать, как меняется значение p-value в тесте Манна-Уитни при те-

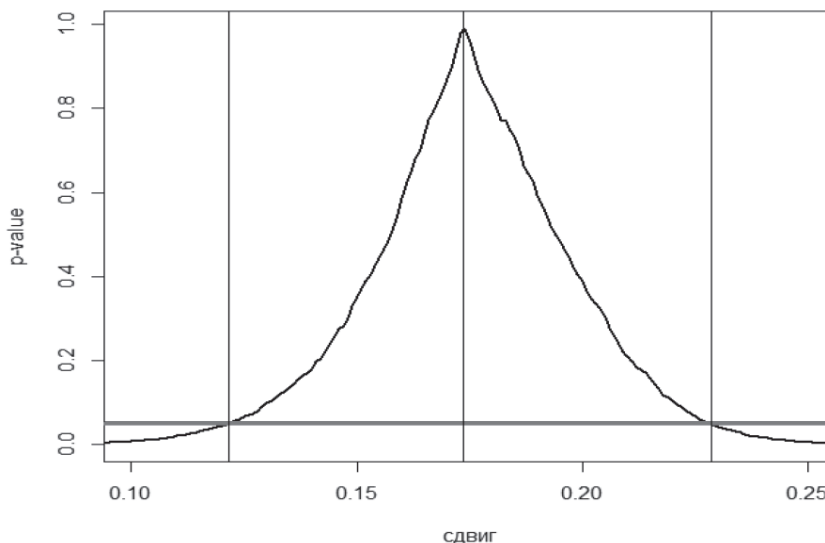


Рис. 9. По горизонтали – размер сдвига $|\Delta|$. По вертикали – значение p-value теста Манна-Уитни на однородность выборок $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2) - |\Delta|$. Красная линия – 5% уровень значимости.

Fig. 9. Horizontal axis – shift size $|\Delta|$. Vertical axis – p-value of the Mann-Whitney test for homogeneity of samples $\ln(V_1)$ and $\ln(V_2) - |\Delta|$. Red line – 5% significance level.

стировании выборок $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2)$ на однородность, результат показан на рис. 9.

Естественно, как и ранее, максимум находится в точке 0.174, p-value в ней равен 0.99. Интервал, в котором p-value > 0.05 [0.122, 0.2285]. Это дает точечную оценку корректировки 16% и интервал от 11,5% до 20,4%. При этом сдвиг именно на 16% дает наилучший результат теста Манна-Уитни на однородность выборок.

А/А тестирование, разбиение на кадастровые кварталы.

Обычно, под А/А тестированием понимается процедура, аналогичная А/В тестированию, но выполняемая на подвыборках одного из тестируемых множеств. Основная цель – выявить, есть ли в исходных множествах подвыборки, существенно отличающиеся друг от друга. В нашем случае обе выборки (как для крупнопанельных домов, так и для кирпичных) могут представлять собой смесь распределений. Если при А/А тестировании будут выявлены существенные различия между выборками, взятыми из одного исходного множества, то перед А/В тестированием выборку лучше разделить на страты. В противном случае, можем переходить к тестам на отличие средних или тестам на однородность выборок, с помощью которых мы и определяем размер корректировки.

После отсечения выбросов и заниженных цен, мы разделили выборки $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2)$ на две, примерно одинаковые по размеру, подвыборки каждая и для полученных пар провели серии тестов на однородность выборок, по 1000 повторений. В серии испытаний по 1000 повторений на случайных разбиениях выборок $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2)$, записывалось значение p-value теста Манна-Уитни. Для выборки $\ln(V_1)$ в 950 случаях из 1000, а для выборки и $\ln(V_2)$ в 944 случаях из 1000 p-value оказалось больше критическо-

Таблица 3 /Table 3

	номер кадастрового квартала								
	78:10:0005203	78:10:0005209	78:10:0005211	78:10:0005212	78:10:0005217	78:10:0005218	78:10:0005224	78:10:0005225	78:10:0522301
крупноблочные дома	2	0	15	24	36	13	6	7	9
кирпичные дома	3	31	9	1	10	9	0	2	0

Таблица 4 /Table 4

	номер кадастрового квартала	Объем выборки до отсечения	Объем выборки после отсечения	размер корректировки в процентах
кирпичные дома	78:10:0005211	9	9	14,7%
крупноблочные дома	78:10:0005211	15	11	17,2%
кирпичные дома	78:10:0005217	10	10	15,2%
крупноблочные дома	78:10:0005217	36	33	17,9%
кирпичные дома	78:10:0005218	9	7	18,8%
крупноблочные дома	78:10:0005218	13	10	23,1%

го уровня 0.05, т.е. в подавляющем большинстве случаев тест показывал, что существенно-го сдвига между выборками нет – выборки однородны. В этом случае, с помощью формальных статистических методов выявить разные элементы смеси не удастся. В целом, это указывает на то, что поведение участников рынка не чувствительно к материалу стен и не чувствительно к отличиям внутри сегмента домов определённой конструкции.

Однако, в оценке недвижимости имеются естественные признаки, по которым такую стратификацию можно провести. В выборках содержатся однотипные объекты, приблизительно в одной локации, цены сделок относятся к второй половине 2025 г. Одним из признаков, по которому можно надеяться на разделение смеси является номер кадастрового квартала. В исходных датасетах собраны данные по 9 кадастровым кварталам: 78:10:0005203, 78:10:0005209, 78:10:0005211, 78:10:0005212, 78:10:0005217, 78:10:0005218, 78:10:0005224, 78:10:0005225, 78:10:0522301. Объем данных по каждому кварталу показан в таблице 3.

Только в трех кварталах 78:10:0005211, 78:10:0005217, 78:10:0005218 можно провести

аналогичную оценку корректировок, в остальных кварталах для этого недостаточно данных. Результаты показаны в таблице 4.

Полученный размер корректировок, применительно к указанным 3 кварталам, попадает в доверительные интервалы корректировок, рассчитанных ранее (табл. 2). Для кварталов 78:10:0005211, 78:10:0005217, 78:10:0005218 можно применить корректировки по табл. 4 при условии того, что ОО и ОС находятся в одном кадастровом квартале. По табл. 2 применяем корректировки в противном случае.

Пример 2. Оценка поправки на год постройки. Обычно год постройки или возраст объекта учитывается при расчете физического износа в затратном подходе. В этом случае, особенно для исторических зданий, все равно возникают сложности. Например, сначала необходимо оценить затраты на возмещение. Старых технологий и материалов уже нет. Применение новых материалов и технологий порождают другую стоимость замещения, другой срок службы. Физический износ, при применении новых технологий и материалов будет отличаться от срока службы старых зданий и не обязательно в лучшую сторону.

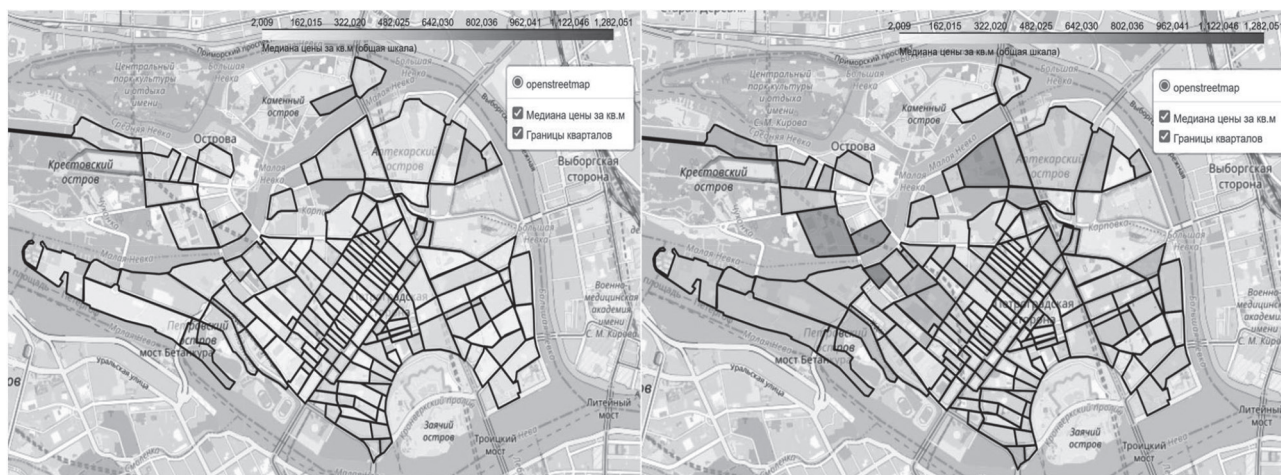


Рис. 10. Схема расположения кадастровых кварталов, в которых были зафиксированы сделки во второй половине 2025 года. Слева в домах постройки до 1969 года, справа в домах постройки после 1998 года

Fig. 10. Layout of cadastral quarters where transactions were recorded in the second half of 2025. On the left are the houses built before 1969, on the right are the houses built after 1998

Поэтому подобранный пример является нетипичным с точки зрения существующей практики оценки. Но мы его приводим для того, чтобы показать что подобные поправки тоже возможны и могут представлять интерес с точки зрения анализа состояния рынка. В этом примере мы собирались только показать иной подход к отсечению заниженных цен из базы Росреестра и к удалению из выборки возможных уникальных объектов. Однако он оказался еще и способом сравнения двух выборок, которые следует признать разными секторами рынка. Следует отметить, что рассматриваемый пример может служить отправной точкой для темы сегментации рынков и выявления изолированных сегментов рынков объективными математическими методами, лишёнными недостатков, доминирующих на сегодняшний день «суденческих» методов. Демонстрируемый пример даёт инструменты для изоляции одних типов объектов от других позволяющие исключить применение объектов в качестве аналогов в условиях, когда они объективно относятся к другому сегменту.

Итак, сформированы выборки всех объектов, по которым в базу Росреестра внесены

данные о совершенных сделках во второй половине 2025 года в Петроградском районе г. Санкт-Петербурга (см. рис. 10).

Требуется получить ответ на вопрос: если в качестве объектов сравнения для некоторого объекта оценки выбираются квартиры в современных домах и в домах предыдущих лет, то можно ли построить корректировку на год постройки и какая она должна быть?

Петроградский район г. Санкт-Петербурга имеет несколько особенностей. До 1861 года существовал запрет на каменное строительство, поэтому каменных домов постройки до 1903 года в районе немного.

Активное строительство началось с 1903 года с введением в эксплуатацию Троицкого моста через Неву. Затем с 1917 по 1929 год в районе почти ничего не строилось. В советский период строительство на острове велось с 1930 по 1969 год. В период с 1970 по 1998 год в районе строительство практически не велось. Активное строительство жилых комплексов началось с 2000 года. Сегодня это самый дорогой район города, где в основном строится жилье бизнес и премиум класса. Первоначальное разбиение базы Росреестра по сделкам второй половины 2025 года на указанные интервалы

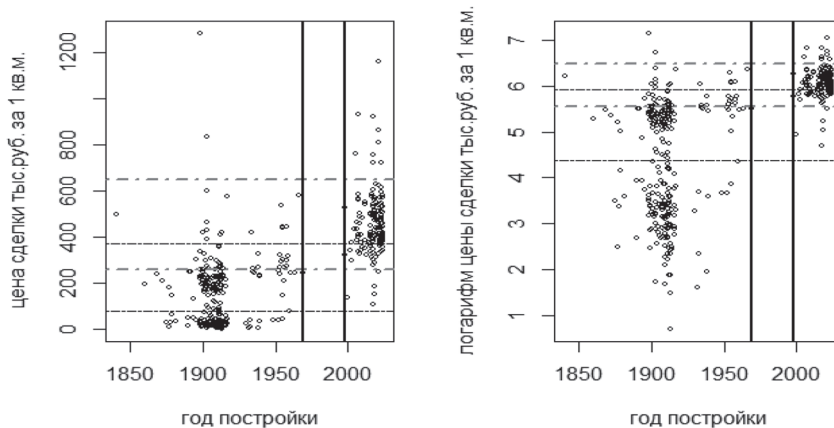


Рис. 11. Диаграммы: год постройки – удельная цена сделки (слева), справа – по вертикали логарифм цены сделки

Fig. 11. Charts: year of construction – unit price of transaction (left), vertical (right) – logarithm of the transaction price

времени постройки показало, что такое количество подвыборок не несет в себе никакой существенной информации, см. рис. 11.

На рис. 11 хорошо видно, что сделок в домах постройки 1970–1998 годов (две вертикальные линии) во второй половине 2025 года зарегистрировано не было. Кроме того, никакого заметного различия в ценах сделок в домах постройки 1841–1969 гг. нет. Поэтому были сформированы только две выборки: сделки в домах постройки 1841–1969 гг. (обозначение V_1) и сделки в домах постройки с 1970 года по 2025 год (обозначение V_2). Посмотрим на Box Plot графики, чтобы определить есть ли в выборках выбросы (рис. 12).

Выбросы в выборках есть. Теперь посмотрим на гистограммы распределений цен и их логарифмов (рис. 13).

Как видно из рис. 11, 12, 13 в выборках содержатся как уникальные объекты с высокими ценами, так и заниженные цены, не соответствующие состоянию рынка на конец 2025 года. В множестве цен сделок для домов постройки до 1969 года можно видеть два почти разделяющихся подмножества высоких и низких цен. Из них 113 объектов с ценой ниже 50 тыс. руб. за кв. м., 19 объектов с ценой от 50 тыс. руб. за кв. м. до 100 тыс. руб. за кв. м.

Дома все кирпичные. В домах постройки до 1970 года значительная доля сделок могла быть с заниженными ценами в документах, т.к. срок владения 5 лет и более в таких домах встречается чаще, чем в новых, что хорошо видно на рис. 13.

Аномально высокие цены в старом фонде, как правило, встречаются у уникальных объектов. Они оказывают малое влияние на медианы распределений цен. Небольшое количество выбросов вверх и вниз в выборке объектов, построенных после 1998 года

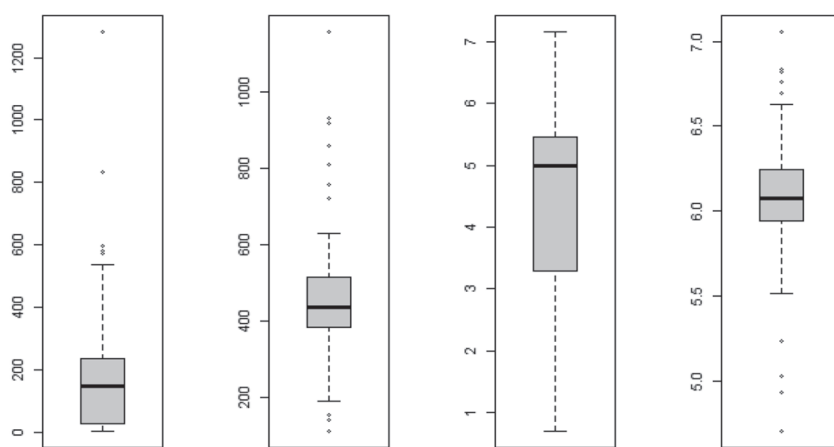


Рис. 12. Box Plot графики слева направо: удельные цены сделок в домах постройки до 1969 года, удельные цены сделок в домах постройки после 1998 года, логарифмы удельных цен в домах постройки до 1969 года, логарифмы удельных цен в домах постройки после 1998 года.

Fig. 12. Box Plot graphs from left to right: unit prices of transactions in buildings before 1969, unit prices of transactions in buildings after 1998, logarithms of unit prices in buildings before 1969, logarithms of unit prices in buildings after 1998.

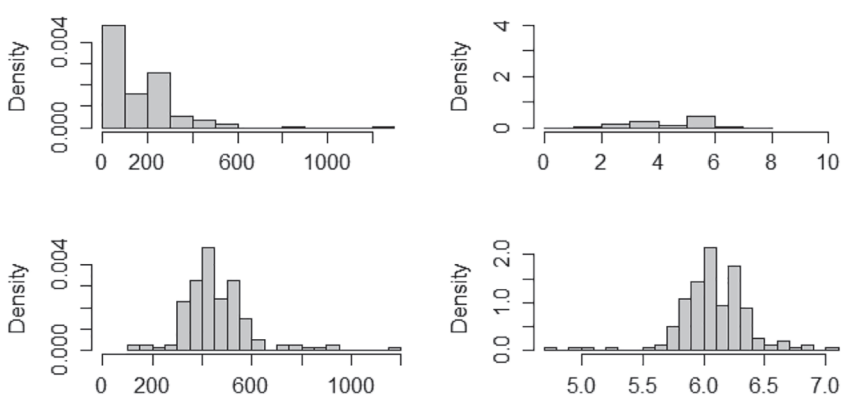


Рис. 13. Эмпирические распределения удельных цен сделок и их логарифмов: сверху для домов постройки до 1969 года, внизу для домов постройки после 1998 года

Fig. 13. Empirical distributions of unit prices of transactions and their logarithms: above – for houses built before 1969, below – for houses built after 1998

убираются обычными статистическими приемами. Линии отсечения в выборках показаны на рисунке 11 пунктирными линиями. После отсечения в выборках осталось 124 и 142 объекта. На рис. 14 показаны эмпирические распределения цен и их логарифмов после отсечения, на рис. 15 графики Q-Q plot после отсечения.

После отсечения выбросов и заниженных цен получены более симметричные выборки, достаточно хорошо соответствующие нормальному распределению в середине ин-

тервалов и отклоняющиеся от него на «хвостах».

Рис. 15, указывает на то, что тесты на нормальность могут быть неудовлетворительными. В табл. 5 показаны результаты тестирования всех распределений на нормальность.

Результаты тестирования выборок на нормальность не дают оснований для применения t-критерия Стьюдента на равенство средних. Применяем тест Манна-Уитни. Результаты показаны на рис. 16.

Результат тестирования: сдвиг выборок относитель-

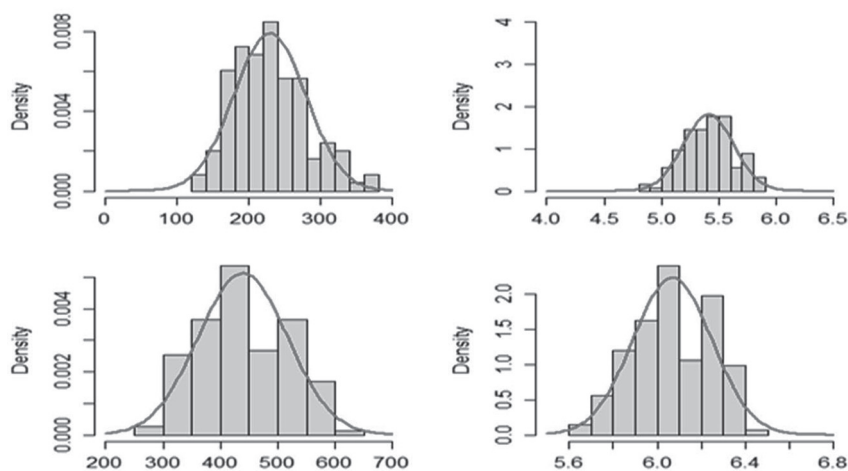


Рис. 14. Эмпирические распределения цен и их логарифмов после отсеечения

Fig. 14. Empirical distributions of prices and their logarithms after pruning

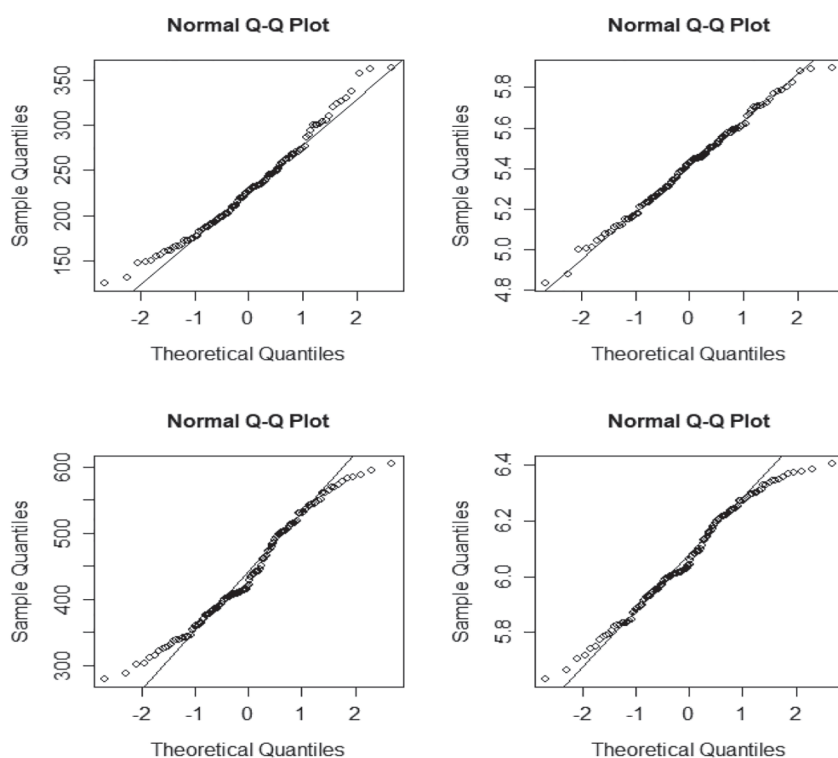


Рис.15. Графики Q-Q plot после отсеечения.

Fig. 15. Q-Q plot graphs after pruning.

Таблица 4 / Table 4

	параметры		p-value теста Шапиро-Уилка	p-value теста Андерсена-Дарлинга	p-value теста Колмогорова-Смирнова
	μ	σ			
Удельные цены сделок в зданиях постройки до 1969 года	228.882	50.394	0.0428<0.05	0.0973	0.8494
Удельные цены сделок в зданиях постройки после 1998 года	439.058	77.726	0.0070<0.05	0.0023<0.06	0.0820
Логарифмы удельных цен сделок в зданиях постройки до 1969 года	5.409	0.22	0.8811	0.9587	0.9961
Логарифмы удельных цен сделок в зданиях постройки после 1998 года	6.069	0.179	0.0216<0.05	0.0232 <0.05	0.3675

но друг друга **207.018** руб. на 1 кв.м. в абсолютном выражении и **0.661** – сдвиг логарифмов. Мультипликатор, который является корректировкой на переход от одной группы объектов к другой $e^{-\Delta} = e^{-0.661} = 0.516$. Чтобы скорректировать вторую группу объектов к первой надо умножить цены второй группы на 0.561 или вычесть 43,9%. В обратную сторону $e^{0.661} = 1.937$, в процентном выражении **93,7%**. На столько надо увеличить цены первой группы, чтобы перейти ко второй. Исходя из результатов, показанных на рисунке 16, могут быть рассчитаны и 95% доверительные интервалы. В первой группе находятся объекты в домах постройки до 1969 года. Во второй – объекты в домах нового строительства после 1998 года. В выбранной локации – это, фактически, два разных сектора рынка жилой недвижимости. Результаты тестирования указывают на значительную ценовую разницу между этими секторами, оценка построена только на данных Росреестра о ценах сделок во второй половине 2025 г. Таким образом, с помощью статистических методов, показано существование как минимум двух отдельных сегментов рынка квартир в Петроградском районе по признаку года постройки. Применение объектов из сегмента, к которому не относится объект оценки, требует внесения слишком большой корректировки. В практике оценочной деятельности не принято брать ОС из таких разных секторов. Но для анализа состояния рынка это достаточно полезная информация. Она может служить, например, для верификации результатов массовой оценки (например, кадастровой). Не секрет, что при кадастровой оценке часто строятся модели множественной линейной регрессии без глубокого изучения сегментации рынка. Сравнение групп может по-

```
> wilcox.test(PP,VS,paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf.int = TRUE)
```

Wilcoxon rank sum test with continuity correction

```
data: PP and VS
W = 142, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -224.4738 -189.4201
sample estimates:
difference in location
 -207.0177
```

```
> wilcox.test(log(PP),log(VS),paired=FALSE,conf.level = 0.95,conf.int = TRUE)
```

Wilcoxon rank sum test with continuity correction

```
data: log(PP) and log(VS)
W = 142, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.7128883 -0.6076925
sample estimates:
difference in location
 -0.6608535
```

Рис. 16. Тест Манна-Уитни на однородность выборок V_1 и V_2 (слева) и $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2)$ (справа).

Fig. 16. Mann-Whitney sample uniformity test V_1 and V_2 (left) and $\ln(V_1)$ and $\ln(V_2)$ (right).

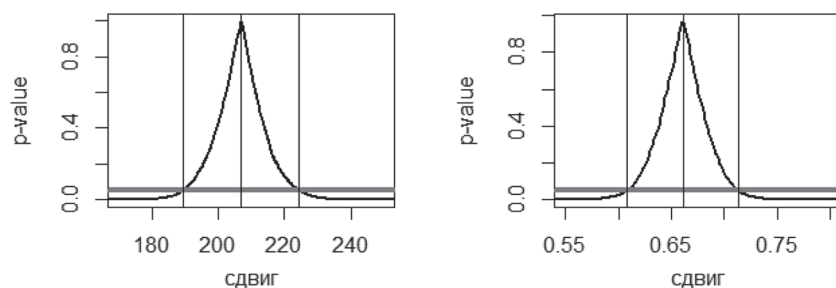


Рис. 17. По горизонтали – размер сдвига $|\Delta|$. По вертикали – значение p-value теста Манна-Уитни на однородность выборок V_1 и $V_1 - |\Delta|$ (слева) и $\ln(V_1)$ и $\ln(V_2) - |\Delta|$ (справа). Красная линия – 5% уровень значимости.

Fig. 17. Horizontal – the size of the shift $|\Delta|$. Vertically – Mann-Whitney p-value test for sample uniformity V_1 and $V_1 - |\Delta|$ (left) and $\ln(V_1)$ and $\ln(V_2) - |\Delta|$ (right). Red line – 5% significance level.

мочь в проведении сегментации рынка, в большей степени соответствующего реальному уровню цен на дату оценки, и расчету кадастровой стоимости в соответствии с принципом: равные налоги с объектов равной рыночной стоимости.

На рисунке 17 еще раз показано преимущество точеч-

ной оценки корректировки над интервальной.

Заключение и выводы.

1. До 2025 года в практике оценки, использовались данные рекламных ресурсов, содержащие цены предложений и отражающие только настро-

ения продавцов, т.к. данные о сделках были недоступны. Раскрытые Росреестром данные, о заключенных и зарегистрированных сделках, являются источником ценной информации для практических оценочных задач. На основании данных Росреестра в автоматическом режиме может быть рассчитан ряд корректировок, включая скидку на торг. Такие корректировки основаны на реальных, открытых данных и являются альтернативой привычным экспертным опросам.

2. Предложенная в статье методика сравнения групп может служить для анализа секторов рынка, сравнения уровня цен в различных секторах, для верификации результатов массовой оценки недвижимого имущества, устранения несоответствий при расчете кадастровой стоимости.

Литература

1. Озеров Е. С. Экономический анализ и оценка недвижимости. СПб.: Издательство «МКС», 2007.
2. Грибовский С. В. Оценка стоимости недвижимости. М.: Маросейка, 2009.
3. Пупенцова С. В. Модели и инструменты в экономической оценке инвестиций. СПб.: Издательство «МКС», 2007.
4. Оценка недвижимости. 11-е изд. / пер. с англ; под общ. ред. И.Л. Артеменкова. М.: ООО «Российское общество оценщиков», 2007. 944 с.
5. Баринов Н.П., Аббасов М.Э. Метод парных продаж. Еще раз о границах применимости // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2014. № 12(159). С. 6–14.

6. Грибовский С.В. Применение численного метода для расчета корректировок цен объектов-аналогов в рамках сравнительного подхода // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2023. № 4(259). С. 7–22.
7. Lukas Mathis. A/B Testing // Designed for Use. Pragmatic Bookshelf, 2011. 344 с.
8. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика. М.: Физматлит, 2012. 816 с.
9. Крещенский В.Д., Мурашев К.А., Ласкин М.Б. Методика оценки скидки на торг // Политематический научный журнал КубГАУ. 2025. № 214(10). С. 1–19.
10. Зарядов И.С. Введение в статистический пакет R. Часть 1. М.: Российский университет дружбы народов, 2010. 207 с.
11. Зарядов И.С. Введение в статистический

пакет R. М.: Российский университет дружбы народов, 2010. 141 с.

12. Кабаков Р. И. R в действии. Анализ и визуализация данных в программе R. М.: ДМК Пресс, 2014. 588 с.

13. Mann H. B., Whitney D. R. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other // *Annals of Mathematical Statistics*. 1947. № 18. С. 50–60.

14. Aitchinson J., Brown J.A.C. The Lognormal distribution with special references to its uses in economics. Cambridge: At the University Press, 1963. 772–1778.

References

1. Ozerov Ye. S. *Ekonomicheskiy analiz i otsenka nedvizhimosti = Economic Analysis and Valuation of Real Estate*. Saint Petersburg: MKS Publishing House; 2007. (In Russ.)

2. Gribovskiy S. V. *Otsenka stoimosti nedvizhimosti = Real Estate Valuation*. Moscow: Maroseyka; 2009. (In Russ.)

3. Pupentsova S. V. *Modeli i instrumenty v ekonomicheskoy otsenke investitsiy = Models and Tools in the Economic Valuation of Investments*. Saint Petersburg: MKS Publishing House; 2007. (In Russ.)

4. *Otsenka nedvizhimosti. 11-ye izd. = Real Estate Valuation. 11th ed. / tr. from Eng;* Ed. I. L. Artemenkov. Moscow: Russian Society of Appraisers; 2007. 944 p. (In Russ.)

5. Barinov N.P., Abbasov M.E. Paired Sales Method. Revisiting the Limits of Applicability. *Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii = Property Relations in the Russian Federation*. 2014; 12(159): 6-14. (In Russ.)

6. Gribovskiy S.V. Application of a Numerical Method for Calculating Price Adjustments of Analogous Objects within the Framework of a Comparative Approach *Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii = Property Relations in the Russian Federation*. 2023; 4(259): 7-22. (In Russ.)

7. Lukas Mathis. *A/B Testing. Designed for Use*. Pragmatic Bookshelf; 2011. 344 p.

8. Kobzar' A. I. *Prikladnaya matematicheskaya statistika = Applied Mathematical Statistics*. Moscow: Fizmatlit; 2012. 816 p. (In Russ.)

9. Kreshchenskiy V.D., Murashev K.A., Laskin M.B. *Methodology for Assessing Bargaining*

15. Ohnishi T., Mizuno T., Shimizu C., Watanabe T. On the Evolution of the House Price Distribution. Columbia Business School. Center of Japanese Economy and Business, Working Paper Series. 2011. № 296. С. 1–20.

16. Rusakov O., Laskin M., Jaksumbaeva O., Ivakina A. «Pricing in real estate market as a stochastic limit. Lognormal approximation» // 2015 Second International Conference on Mathematics and Computers in Sciences and in Industry. Malta, 2015. DOI: 10.1109/MCSI.2015.48.

17. Wilcoxon F. Individual Comparisons by Ranking Methods // *Biometrics Bulletin* 1. 1945. С. 80–83.

Discounts. *Politematicheskii nauchnyy zhurnal KubGAU = Polythematic Scientific Journal of KubSAU*. 2025; 214(10): 1-19. (In Russ.)

10. Zaryadov I.S. *Vvedeniye v statisticheskiy paket R. Chast' 1 = Introduction to the R Statistical Package. Part 1*. Moscow: Peoples' Friendship University of Russia, 2010. 207 p. (In Russ.)

11. Zaryadov I.S. *Vvedeniye v statisticheskiy paket R = Introduction to the R Statistical Package*. Moscow: Peoples' Friendship University of Russia; 2010. 141 p. (In Russ.)

12. Kabakov R. I. R v deystvii. Analiz i vizualizatsiya dannykh v programme R = R in Action. Data Analysis and Visualization in R. Moscow: DMK Press; 2014. 588 p. (In Russ.)

13. Mann H. B., Whitney D. R. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Annals of Mathematical Statistics*. 1947; 18: 50-60.

14. Aitchinson J., Brown J.A.C. The Lognormal distribution with special references to its uses in economics. Cambridge: At the University Press; 1963: 772–1778.

15. Ohnishi T., Mizuno T., Shimizu C., Watanabe T. On the Evolution of the House Price Distribution. Columbia Business School. Center of Japanese Economy and Business, Working Paper Series. 2011; 296: 1-20.

16. Rusakov O., Laskin M., Jaksumbaeva O., Ivakina A. «Pricing in real estate market as a stochastic limit. Lognormal approximation». 2015 Second International Conference on Mathematics and Computers in Sciences and in Industry. Malta; 2015. DOI: 10.1109/MCSI.2015.48.

17. Wilcoxon F. Individual Comparisons by Ranking Methods. *Biometrics Bulletin* 1. 1945: 80-83.

Сведения об авторах

Валерий Дмитриевич Крещенский

Аспирант, кафедра информационных систем в экономике

Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия
Эл. почта: valerokr@gmail.com

Мурашев Кирилл Александрович

Соискатель

Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия
Эл. почта: kirill.murashev@gmail.com

Михаил Борисович Ласкин

Д.э.н., профессор, главный научный сотрудник

Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия
Эл. почта: laskin.m@iias.spb.su

Information about the authors

Valery D. Kreshchensky

Postgraduate Student, Department of Information Systems in Economics

Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia
E-mail: valerokr@gmail.com

Kirill A. Murashev

The applicant

Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia
E-mail: kirill.murashev@gmail.com

Mikhail B. Laskin

Dr. Sci. (Economics), Professor, Chief Researcher

Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia
E-mail: laskin.m@iias.spb.su