

УДК 332.642

5.2.2. Математические, статистические и инструментальные методы в экономике

МЕТОДИКА ОЦЕНКИ СКИДКИ НА ТОРГ

Крещенский Валерий Дмитриевич
Аспирант
РИНЦ-SCIENCE INDEX SPIN-код: 3328-5003
valerokr@gmail.com
*Санкт-Петербургский Государственный
Университет, г. Санкт-Петербург, Россия*

Мурашев Кирилл Александрович
Соискатель
РИНЦ-SCIENCE INDEX SPIN-код: 4599-1546
kirill.murashev@gmail.com
*Санкт-Петербургский Государственный
Университет, г. Санкт-Петербург, Россия*

Ласкин Михаил Борисович
д.э.н., главный научный сотрудник, профессор
РИНЦ-SCIENCE INDEX SPIN-код: 3457-6998
laskin.m@iias.spb.su
*Санкт-Петербургский ФИЦ РАН,
Санкт-Петербургский Государственный
Университет, г. Санкт-Петербург, Россия*

Традиционно, в отечественной оценочной практике скидка на торг определяется путем экспертных опросов среди специалистов оценщиков и риелторов. Такой подход, безусловно, является субъективным, основан на ощущениях экспертов, а не на данных. До недавнего времени в свободном доступе необходимые данные отсутствовали. В 2025 году Росреестр начал размещение в открытом доступе данных о ценах совершенных и зарегистрированных сделок. Количество полей в этих данных пока ограничено, но достаточно для решения ряда оценочных задач, которые ранее не могли быть решены по объективным причинам. В настоящей статье предлагается методика расчета скидки на торг в задачах оценки недвижимого имущества. Оценка скидки на торг может быть получена путем сравнительного анализа выборок цен предложений из открытых источников и цен зарегистрированных сделок из базы Росреестра. Предлагаемая методика позволяет получить оценки скидки на торг по всем секторам рынка недвижимости и всем локациям изучаемых объектов недвижимости. Предлагаемая методика является, по существу, переносом в оценку недвижимости совокупности статистических тестов, давно применяющихся в цифровом маркетинге и известных как техника A/B тестирования

UDC 332.642

5.2.2. Mathematical, statistical and instrumental methods in economics

THE METHODOLOGY FOR EVALUATING A TRADE DISCOUNT

Kreshensky Valery Dmitrievich
Post-graduate student
RSCI-SCIENCE INDEX SPIN-code: 3328-5003
valerokr@gmail.com
St. Petersburg University, St. Petersburg, Russia

Murashev Kirill Alexandrovich
researcher
RSCI-SCIENCE INDEX SPIN-code: 4599-1546
kirill.murashev@gmail.com
St. Petersburg University, St. Petersburg, Russia

Laskin Mikhail Borisovich
Dr.Sci.Econ., Chief Scientific Officer, professor
RSCI-SCIENCE INDEX SPIN-code: 3457-6998
laskin.m@iias.spb.su
*Federal Research Center of the Russian Academy of
Sciences, St. Petersburg University, St. Petersburg,
Russia*

Traditionally, in domestic valuation practice, the size of the discount from the offer price is determined by expert surveys among appraisers and realtors. This approach is not based on data and reflects the subjective feelings of experts. Until recently, transaction price data was not freely available. In 2025, Rosreestr for the first time published publicly available data on prices of completed and registered transactions. The Rosreestr database contains only those factors that are necessary when registering transactions. They are sufficient to solve a number of evaluation problems that early could not be solved for objective reasons. Present article proposes a methodology for calculating the discount from offer price in real estate valuation. An estimate of the discount from offer price can be estimated by comparing samples of bid prices from open sources and prices of registered transactions from the Rosreestr database. The proposed methodology makes it possible to estimate of the discount from offer for all sectors of the real estate market and all locations of the studied real estate objects. The proposed methodology is essentially a transfer of A/B testing techniques to real estate valuation

Ключевые слова: СКИДКА НА ТОРГ, А/В ТЕСТИРОВАНИЕ, СТАТИСТИЧЕСКИЕ КРИТЕРИИ В ОЦЕНКЕ НЕДВИЖИМОСТИ, Т-КРИТЕРИЙ СТЬЮДЕНТА, ТЕСТ ВИЛКОКСОНА-МАННА-УИТНИ

Keywords: TRADE DISCOUNT, A/B TESTING, STATISTICAL CRITERIA AT REAL ESTATE APPRAISING, STUDENT'S T-TEST, WILCOXON-MANN-WHITNEY TEST

<http://dx.doi.org/10.21515/1990-4665-214-054>

Введение. Определение скидки на торг в задачах оценки недвижимого имущества всегда составляет определенную трудность и является предметом постоянных дискуссий в оценочном сообществе. По сложившейся традиции скидка на торг определяется с помощью экспертных опросов. В качестве экспертных мнений предлагается выбрать либо риелторов (см. [1]), либо других оценщиков (см.[2],[3]). Недостатком такого подхода является субъективный характер получаемых оценок. Поэтому некоторые авторы предлагают определять скидку исходя из «анализа основных экономических показателей, характеризующих состояние сегмента рынка, к которому относится объект оценки» (см.[4],[5]). Автор статьи [6] указывает, как на возможное решение проблемы, «сопоставление цен (группы цен) состоявшихся сделок с ценами (группой цен) предложений в отношении сопоставимых объектов, относимых к одному сегменту рынка». Авторы статей [4],[5],[6] отмечают отсутствие данных как основную проблему такого подхода, поскольку статьи опубликованы до 2025 года. В 2025 году Федеральная служба государственной регистрации, кадастра и картографии (Росреестр) начала публиковать данные о ценах регистрируемых сделок. Данные размещены на официальном сайте Росреестра в разделе «Открытая служба», подраздел «Государственные дата-сеты», дата-сет «Данные о ценах регистрируемых сделок (по отчуждению) с объектами недвижимости в разрезе территориальной принадлежности». Как сообщает Росреестр, «указанный дата-сет является общедоступным, находится в открытом доступе и может быть использован заинтересованными ведомствами и организациями, в

<http://ej.kubagro.ru/2025/10/pdf/54.pdf>

том числе, при разработке сервисов с применением технологий искусственного интеллекта» (мы цитируем официальный ответ Росреестра на наш запрос). С публикацией указанных материалов открываются возможности для расчета скидок на торг для всех регионов и сегментов рынка, основанные не на экспертных опросах, а на открытых данных. Настоящая статья посвящена разработке соответствующей методики для оценщиков.

Модели, методы и необходимые сведения.

Прежде всего, следует отметить, что парные (двумерные) выборки, в которых отражались бы цены предложения и сделки для одного и того же объекта, остаются недоступными. Такая статистика не ведется, за исключением, возможно, некоторых агентств недвижимости, которые в открытом доступе данные не размещают. Нам же нужна методика, доступная любому оценщику на открытых данных. Поэтому мы не рассматриваем парные выборки. В остальном, изложенная ниже методика является переносом в оценку недвижимости техники А/В – тестирования. А/В – тестирование (см.[7]) давно и успешно применяется в цифровом маркетинге, хорошо известно специалистам по data science и представляет собой совокупность известных статистических тестов (справочник по статистическим тестам, см. [8]). Нам понадобятся тесты на равенство средних, на равенство дисперсий, на соответствие нормальному закону распределения, на значимость различия медиан. Расчеты будут проведены в среде статистического пакета R. R - свободно распространяемая программная среда с открытым кодом для статистической обработки данных и работы с графикой. Система хранения и распространения пакетов R – CRAN (Comprehensive R Archive Network) <https://cran.r-project.org/>. В качестве литературы мы рекомендуем книги [9],[10] - для первичного знакомства, [11] – для оценщиков, имеющих навыки программирования.

Введем обозначения: V_{bid} – цена предложения, V_{deal} – цена сделки. Предположим, что нужно оценить размер скидки на торг для некоторого объекта оценки (далее ОО), для которого еще не известны ни цена предложения, ни цена сделки. Известен только набор его ценообразующих факторов (ЦОФ). Отберем данные по объектам сравнения (далее ОС) из открытых источников предложений о продаже таких объектов, с такими же или близкими значениями доступных ЦОФ. Аналогично, отберем данные по ОС из базы Росреестра со значениями доступных ЦОФ. Данных вида (V_{bid}, V_{deal}) , в которых были бы отражены цены предложения и цены сделки для одного и того же объекта в одном периоде времени (до полугода), мы, скорее всего, не найдем. Полученные выборки значений цен предложений для ОС V_{bid} и цен сделок для других ОС V_{deal} не являются парными, количество записей в выборках может отличаться. Однако, и в той и в другой выборке содержатся ОС, которые отобраны по принципу близости значений ЦОФ (насколько это возможно, исходя из структур использованных баз данных) к ОО. Таким образом, мы получаем две выборки, в предположении об однородности объектов в выборках. По крайней мере настолько однородных, насколько это возможно, учитывая наборы факторов баз данных. Задача заключается в том, чтобы определить насколько заметно отличаются эти выборки, похожи ли их распределения, на сколько надо сдвинуть выборки относительно друг друга, чтобы можно было сделать вывод о принадлежности скорректированной выборки (для определенности корректировать будем цены предложений V_{bid}), к той же генеральной совокупности, что и цены сделок V_{deal} . База Росреестра содержит ограниченный перечень ЦОФ, 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. Этих данных, однако, достаточно, чтобы, в совокупности с данными публичной кадастровой карты, идентифицировать сегмент недвижимости и его локацию. Общая последовательность действий оценщика по исследованию скидки на торг в выбранном сегменте и локации недвижимости показана на блок-схеме на рисунке 1.

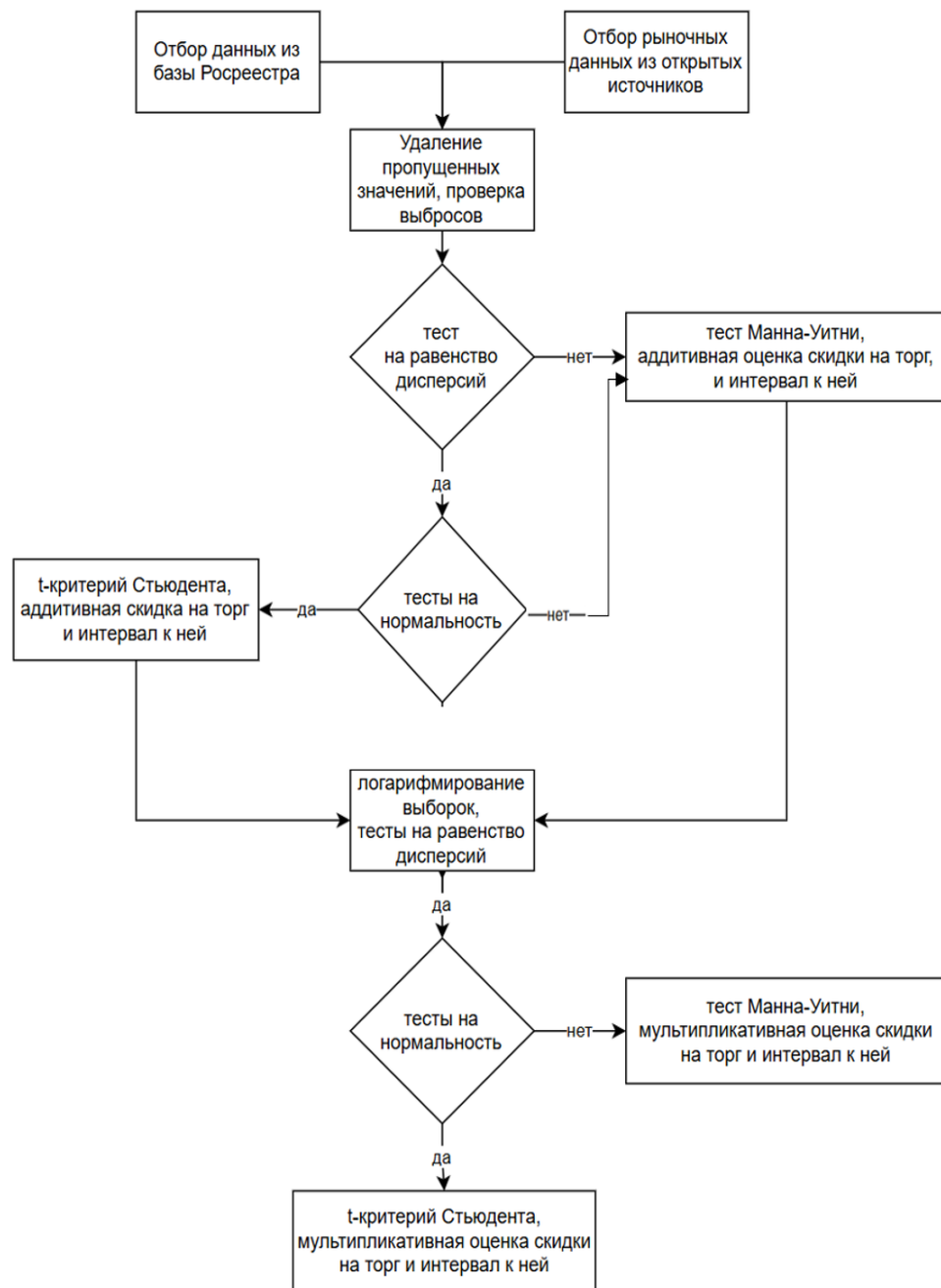


Рис.1. Блок-схема последовательности действий по построению оценки скидки на торг в выбранном секторе недвижимости и выбранной локации ОО.

Прежде чем мы перейдем к рассмотрению примера, сделаем еще три замечания.

1. Цены на рынке недвижимости часто распределены логарифмически нормально (см. [12],[13],[14]). Такой вид распределения объясняет почему

мультипликативные модели множественной линейной регрессии в оценке недвижимости почти всегда лучше аддитивных.

2. Сравнивая выборки цен предложений V_{bid} и цен сделок V_{deal} в исходных величинах мы получим аддитивную оценку скидки на торг, сравнивая выборки цен в логарифмах мы получим мультипликативную оценку скидки на торг как в виде мультипликатора, так и в процентном выражении.

3. Предположим, что V_{bid} – логарифмически нормально с параметрами $(\mu_{bid}, \sigma_{bid}^2)$, а V_{deal} – логарифмически нормально с параметрами $(\mu_{deal}, \sigma_{deal}^2)$. Это означает, что величины $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$ нормальны с указанными параметрами. Если оказалось, что $\sigma_{bid}^2 = \sigma_{deal}^2$ это еще не означает, что дисперсии V_{bid} и V_{deal} тоже равны, так как в этом случае величины V_{bid} и V_{deal} имеют дисперсии вида $(e^{\sigma_{bid}^2} - 1) \cdot e^{2 \cdot \mu_{bid} + \sigma_{bid}^2}$ и $(e^{\sigma_{deal}^2} - 1) \cdot e^{2 \cdot \mu_{deal} + \sigma_{deal}^2}$. Если средние логарифмов не равны, то и равенства дисперсий тоже не будет. Это обстоятельство объясняет, почему в блок-схеме на рисунке 1 после логарифмирования сохраняется тест на равенство дисперсий.

Рассмотрим пример. Для примера выбран сектор жилой недвижимости. Локация: г. Санкт-Петербург, кадастровые кварталы 78:10:0005203, 78:10:0005211, 78:10:0005212, 78:10:0005217, 78:10:0005218, 78:10:0005224, 78:10:0005225, 78:10:0522301. Это кварталы массового жилого строительства 60-70-х годов советского периода в Калининском районе г. Санкт-Петербурга между станцией метро «Академическая» и железнодорожной станцией «Ручьи» (см. рисунок 2).

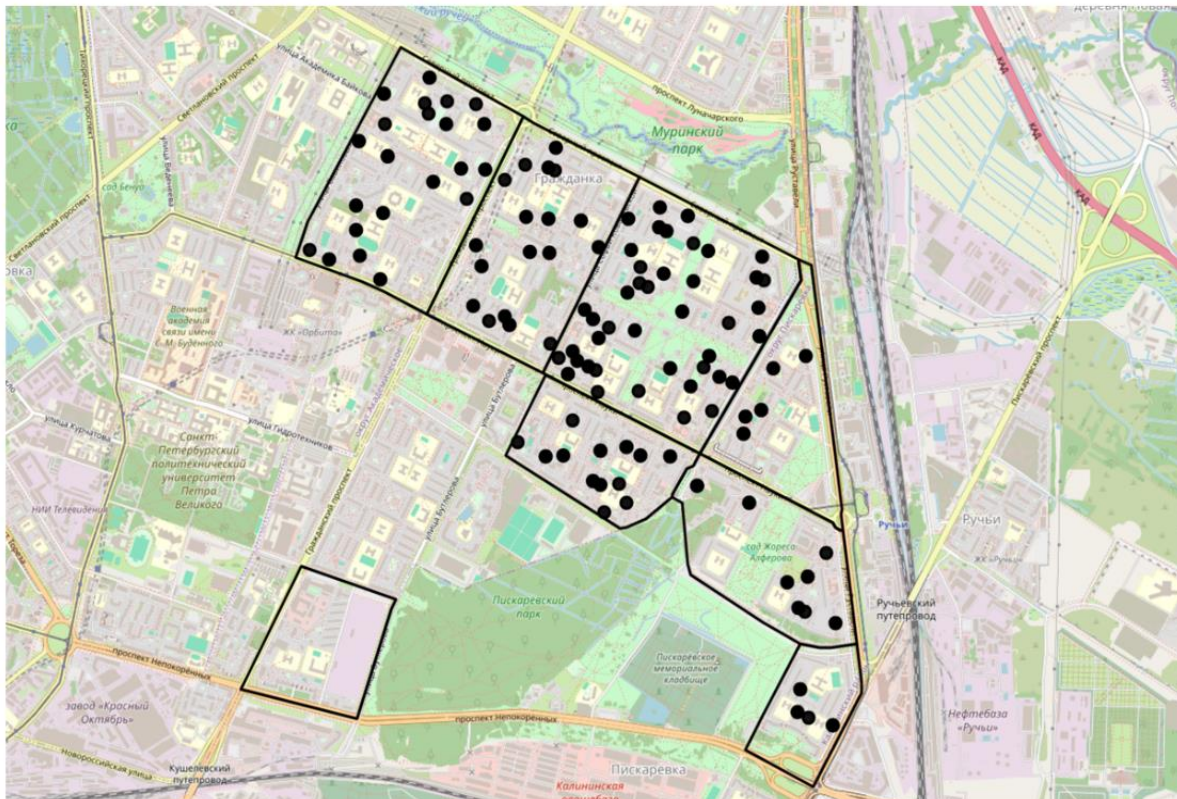


Рис.2 Локализация объектов, отобранных из баз Росреестра, ЦИАН, Авито, Яндекс Недвижимость. Калининский район г. Санкт-Петербурга, район станции метро «Академическая» и ж/д станции «Ручьи». Черные линии – границы кварталов, в которых в Росреестре имеются записи о зарегистрированных сделках во втором полугодии 2025 г. Точками отмечены объекты, выставленные на продажу по данным ЦИАН, Авито, Яндекс Недвижимость по состоянию на 01.12.2025 г. Только крупнопанельные дома 1964-1972 г.г. постройки.

Период отличался массовой типовой застройкой, как крупнопанельными, так и кирпичными домами. Были отобраны только крупнопанельные дома, в которых Росреестром, во втором полугодии 2025 года, зарегистрированы и внесены в базу сделки купли-продажи. Таких объектов оказалось в выборке 112. Исходя из условий отбора данных из Росреестра, из баз ЦИАН, Авито, Яндекс Недвижимость, были выбраны соответствующие предложения о продажах, только в крупнопанельных домах, в Калининском районе, в соответствующей локации. В этой выборке оказалась 291 запись, данные отобраны по состоянию на 03.12.2025. Квартиры в домах советского периода, в Калининском районе, всегда отличались малым разбросом цен. К тому же мы ожидали получить

незначительную корректировку на торг, т.к. это относительно недорогой сектор жилья. Как оказалось, по результатам исследования, даже в таком секторе ожидания продавцов значительно завышены и отличаются от цен реальных сделок.

Исходные данные и программный код, использованный для отбора данных приведены в репозитории¹ в целях соблюдения принципа полной прослеживаемости от исходных данных до результата.

Удаление выбросов

На рисунке 3 представлены распределения цен предложений V_{bid} и цен зарегистрированных сделок V_{deal} в пересчете на 1 кв.м. в тысячах рублей.

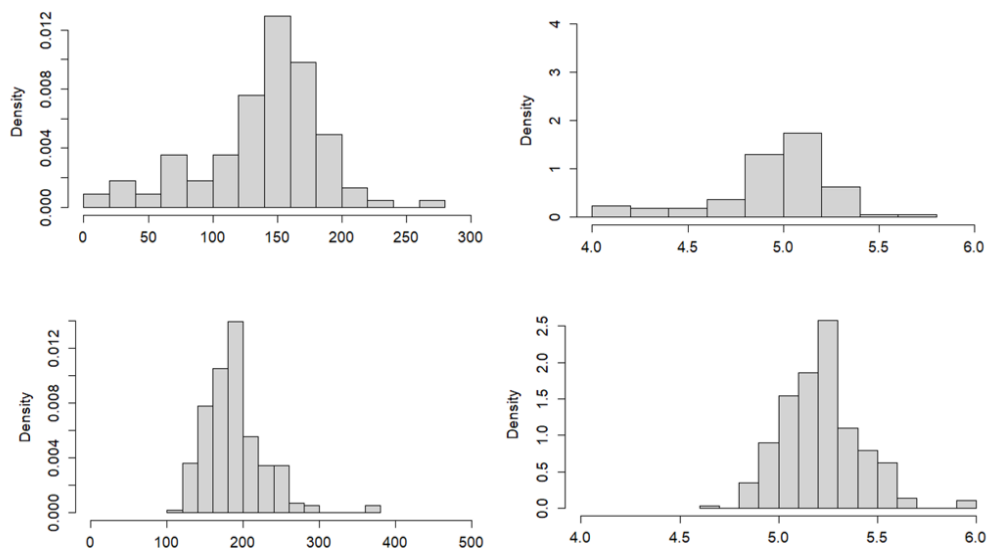


Рис.3 Распределения цен зарегистрированных сделок V_{deal} (слева, сверху) и цен предложений V_{bid} (слева внизу), логарифмов V_{deal} (справа, сверху) и логарифмов V_{bid} (справа, внизу). На горизонтальной оси слева - цена за 1 кв.м. в тысячах рублей.

На рисунке 3 можно видеть, что распределения цен предложений и цен сделок ассиметричны и, возможно, имеют выбросы. Наличие выбросов помогают выявить диаграммы boxplot (ящик с усами, библиотечная функция пакета R `boxplot()`), см. рис 4.

¹ https://github.com/Kirill-Murashev/spbu_papers_maps

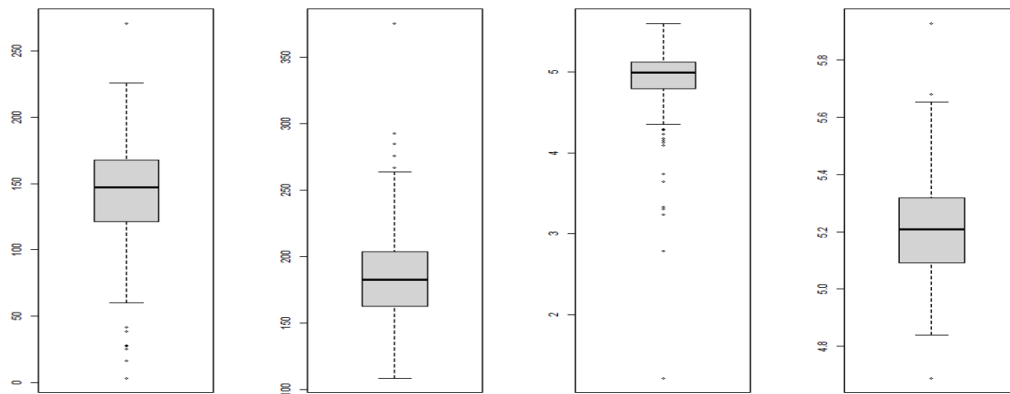


Рис.4 Диаграммы boxplot для выборок (слева направо) V_{deal} , V_{bid} , логарифмов V_{deal} , логарифмов V_{bid} .

Диаграммы на рисунке 4 говорят о том, что выбросы в выборках есть.

Основные числовые характеристики выборок приведены в таблице 1.

Таблица 1

| | числовые характеристики выборок | | | | | | | | нижняя граница отсечения | верхняя граница отсечения |
|-----------------|---------------------------------|------------|----------|----------|----------|-------------|-----------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | <i>min</i> | <i>max</i> | Q1 (25%) | Q2 (50%) | Q3 (75%) | <i>mean</i> | <i>sd</i> | межквартильный размах Q3-Q1 | | |
| V_{deal} | 3.378 | 270.701 | 121.97 | 147.064 | 167.487 | 139.160 | 47.160 | 45.517 | 53.695 | 235.762 |
| V_{bid} | 108.775 | 375.276 | 162.472 | 182.692 | 203.876 | 188.041 | 38.936 | 41.404 | 100.366 | 265.982 |
| $\ln(V_{deal})$ | 1.217 | 5.601 | 4.804 | 4.991 | 5.121 | 4.830 | 0.582 | 0.317 | 4.329 | 5.597 |
| $\ln(V_{bid})$ | 4.690 | 5.928 | 5.091 | 5.208 | 5.318 | 5.217 | 0.193 | 0.227 | 4.751 | 5.659 |

Из выборок удалены все значения, для которых логарифмы не попадают в интервал $[Q1 - 1.5 \cdot (Q3 - Q1); Q3 + 1.5 \cdot (Q3 - Q1)]$. В рассматриваемом случае этого обычного статистического приема недостаточно. Следует помнить, что в базу Росреестра могут попадать сделки, цены которых сторонами по договору занижены. Именно они образуют левый «хвост» эмпирического распределения цен сделок (см. рис.3, вверху). Аналогично, в базах цен предложений могут быть неадекватно завышенные цены. В нашем случае, завышенные цены предложений отсекаются как выбросы. Заниженные цены сделок даже при отсечении выбросов, все еще остаются в выборке. Дополнительно к выявленным выбросам из выборки цен сделок удалены все цены ниже 80 тыс.руб./кв.м. как несоответствующие текущему состоянию вторичного рынка квартир в указанной локации.

Объем выборок после удаления выбросов: цены сделок V_{deal} – 94 записи, цены предложений V_{bid} – 285.

Тестирование на нормальность.

На рисунке 5 представлены распределения цен предложений V_{bid} и цен зарегистрированных сделок V_{deal} в пересчете на 1 кв.м. в тысячах рублей после удаления выбросов.

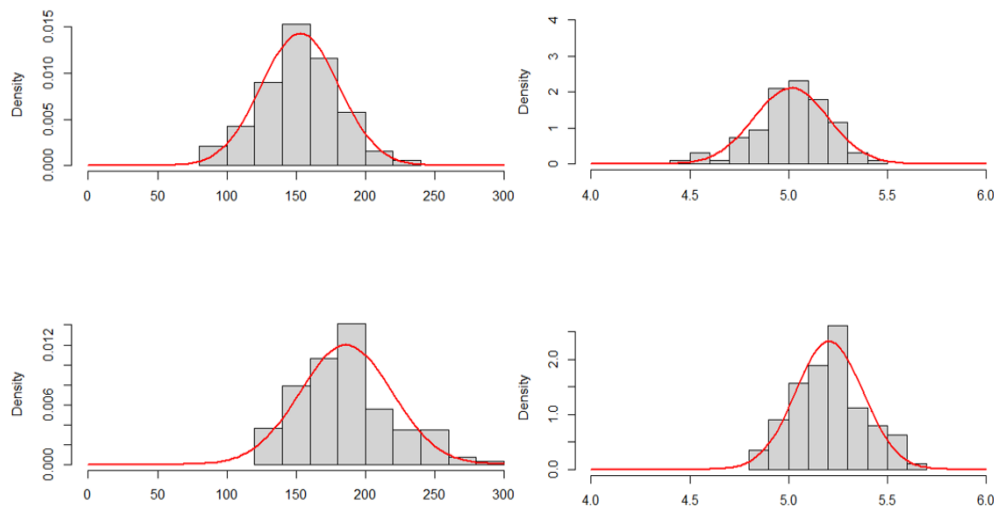


Рис.5 Распределения цен зарегистрированных сделок V_{deal} (слева,верху) и цен предложений V_{bid} (слева,внизу), логарифмов V_{deal} (справа,верху) и логарифмов V_{bid} (справа,внизу) после удаления выбросов. На горизонтальной оси слева - цена за 1 кв.м. в тысячах рублей. Красные линии – плотности модельных нормальных распределений.

В статистическом пакете R имеется ряд библиотечных функций для проверки эмпирических распределений на нормальность. Среди них можно выделить тест Шапиро-Уилка - функция `shapiro.test()`, тест Андерсена-Дарлинга - функция `ad.test()` из библиотеки `nortest`, тест Колмогорова-Смирнова - функция `ks.test()`. Тесты Шапиро-Уилка и Андерсена-Дарлинга непараметрические, тест Колмогорова-Смирнова – параметрический, т.е. требует указания параметров закона распределения при тестировании. Результаты тестирования выборок на нормальность показаны в таблице 2.

Таблица 2.

| | параметры | | p-value теста Шапиро-Уилка | p-value теста Андерсена- Дарлинга | p-value теста Колмогорова- Смирнова |
|-----------------|-----------|----------|-------------------------------|---|---|
| | μ | σ | | | |
| V_{deal} | 152.934 | 27.881 | 0.9812 | 0.9309 | 0.9782 |
| V_{bid} | 185.988 | 33.242 | 3.884e-06<0.05 | 1.769e-06<0.05 | 0.0203 |
| $\ln(V_{deal})$ | 5,013 | 0,189 | 0.1785 | 0.2259 | 0.5235 |
| $\ln(V_{bid})$ | 5.210 | 0.175 | 0.01096<0.05 | 0.02486 <0.05 | 0.3557 |

В блок-схеме на рисунке 1 показано, что тесты на нормальность, в совокупности с тестами на равенство дисперсий, нам нужны для применения t-критерия Стьюдента на равенство средних. Нулевой гипотезой в тестах Шапиро-Уилка, Андерсена-Дарлинга и Колмогорова-Смирнова является гипотеза «случайная величина распределена нормально». Поэтому на уровне значимости $\alpha = 5\%$ (уровень надежности 95%), при $p\text{-value} > 0.05$ у нас нет оснований отклонить гипотезу о нормальности. В противном случае нулевая гипотеза отвергается в пользу альтернативной – «распределение не нормально».

Выбор критерия для сравнения выборок.

Применение t-критерия Стьюдента для сравнения средних возможно для нормальных распределений. Величина V_{bid} не прошла тестирование на нормальность, все три теста не дают нам оснований принять нулевую гипотезу «величина V_{bid} распределена нормально». Тест Колмогорова-Смирнова для величины $\ln(V_{bid})$ не дает нам оснований отклонить гипотезу о нормальности, два других теста показывают результаты в пользу отклонения нулевой гипотезы и принятия альтернативной – распределение не нормально. Это означает, что для величин V_{bid} и V_{deal} и для их логарифмов для определения величины сдвига следует применить тест Манна-Уитни (см.[15],[16]). В статистическом пакете R этот тест реализован вместе с тестом Вилкоксона в библиотечной функции *wilcox.test()*. При сравнении не парных выборок в служебной записи следует указать *paired=FALSE*. Для получения точечной и интервальной оценки сдвига следует указать *conf.level = 0.95, conf.int = TRUE*.

Следует отметить, что использованные тесты на нормальность обладают разной чувствительностью к различным параметрам проверяемых выборок. Так, тест Шапиро-Уилка чувствителен к объему выборки более 50 элементов. Тест Андерсена-Дарлинга чувствителен к отклонениям на «хвостах» распределений. В нашем случае, выборка $\ln(V_{bid})$ содержит 285 элементов. На рисунке 6 показан Q-Q plot – график для $\ln(V_{bid})$, на котором можно видеть, что следование изучаемой величины квантилям нормального закона в середине интервала значений достаточно близкое, расхождение заметно на «хвостах» распределений и тест Андерсена-Дарлинга их заметил.

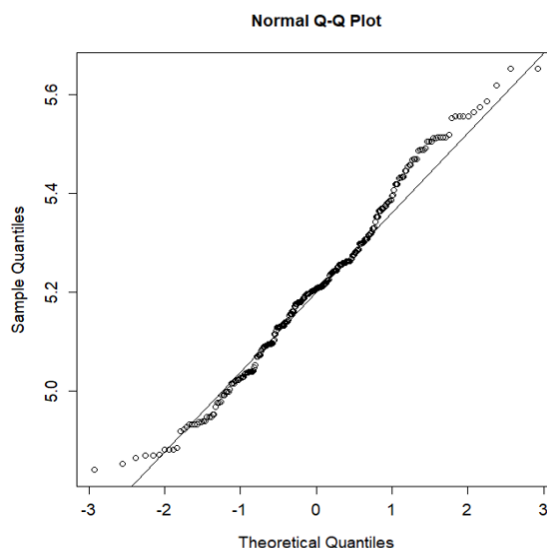


Рис. 6 Q-Q plot – график для $\ln(V_{bid})$.

Таким образом, сначала мы построим оценку разницы между ценами предложений и ценами сделок, опираясь на тест Манна-Уитни (сдвиг медиан). Затем, принимая в качестве рабочей гипотезу о нормальности $\ln(V_{bid})$, построим оценку разницы средних, используя t-критерий, результаты сравним.

Оценка разницы медиан.

Нулевой гипотезой теста Манна-Уитни является гипотеза «сдвиг равен нулю», т.е. если $p\text{-value} > 0.05$, на 5% уровне значимости сдвиг медиан

выборки незначимо отличается от нуля, в противном случае сдвиг значим и тест оценит не только сдвиг, но и доверительный интервал к нему. На рисунке 7 показан результат тестирования выборок V_{bid} и V_{deal} на сдвиг медиан (в программном коде PP обозначение для V_{deal} , VS для V_{bid})

```
> 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 = 6154, p-value = 1.351e-15
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -37.99385 -23.92482
sample estimates:
difference in location
 -30.76852
```

Рис. 7 Результат тестирования выборок V_{bid} и V_{deal} на сдвиг медиан.

Сдвиг между медианами - 30.769, 95% доверительный интервал [-37.994, -23.925] (в тыс. руб. за 1 кв.м.). Полученный результат может служить аддитивной оценкой скидки на торг. Представляется, что мультипликативная оценка предпочтительнее с точки зрения её интерпретации. Для этого применим тест Манна-Уитни к выборкам $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$. Результат показан на рисунке 8.

```
> 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 = 6154, p-value = 1.351e-15
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2282664 -0.1434168
sample estimates:
difference in location
 -0.1852479
```

Рис. 8 Результат тестирования выборок $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$ на сдвиг медиан.

Сдвиг равен - 0.185, 95% доверительный интервал к нему [- 0.228, - 0.143]. Введем обозначение Δ - величина сдвига в логарифмах, тогда $\ln(V_{deal}) = \ln(V_{bid}) + \Delta$ или $V_{deal} = V_{bid} \cdot e^{\Delta}$. Мультипликатор, который следует применить к ценам предложений, чтобы получить оценку для цены сделки

равен e^{Δ} . Величина e^{Δ} при $\Delta < 0$ находится в интервале $[0,1]$. Если $\Delta = -0.185$, то мультипликатор от цены предложения к цене сделки $e^{-0.185} = 0.831$. В процентном выражении **оценка скидки от цены предложения к цене сделки 16,9%**, 95% доверительный интервал к ней **[13,3% , 20,4%]**.

Проверим как будут отличаться результаты оценки скидки на торг, если принять гипотезу о нормальности выборок $\ln(V_{deal}), \ln(V_{bid})$ и применить t-критерий. Для его применения нормальности недостаточно, необходимо еще проверить гипотезу о равенстве дисперсий. Для этого применим критерий Фишера. Критерий Фишера реализован в статистическом пакете R в библиотечной функции `var.test()`. Результат показан на рисунке 9.

```
> var.test(log(PP), log(VS))

      F test to compare two variances

data:  log(PP) and log(VS)
F = 1.1745, num df = 94, denom df = 285, p-value = 0.3194
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.8551765 1.6587712
sample estimates:
ratio of variances
      1.174494
```

Рис. 9 Результат тестирования выборок $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$ на равенство дисперсий.

Нулевая гипотеза F-теста «отношение дисперсий равно единице». Так как $p\text{-value} = 0.3194$ (>0.05) оснований отклонить нулевую гипотезу нет. Применяем t-тест к выборкам $\ln(V_{deal}), \ln(V_{bid})$. Результат показан на рисунке 10.

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

      Welch Two Sample t-test

data:  log(PP) and log(VS)
t = -8.9291, df = 150.71, p-value = 1.383e-15
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2412399 -0.1538211
sample estimates:
mean of x mean of y
 5.012638  5.210168
```

Рис. 10 Результат тестирования выборок $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$ на равенство средних.

Результат тестирования: средние не равны. Сдвиг равен $\Delta = 5,012638 - 5,210168 = -0.198$, мультипликатор $e^{-0.198} = 0.82$. В процентном выражении **оценка скидки от цены предложения к цене сделки 18%**. К ней получен 95% доверительный интервал [14,3%, 21,4%]. Полученный результат мало отличается от оценки на основе критерия Манна-Уитни. Напомним, что при построении оценки с помощью t-критерия, мы пренебрегли результатом теста Андерсена-Дарлинга, который отклонил гипотезу о нормальном распределении логарифмов цен предложений из за расхождений на «хвостах» распределений. Это означает, что дальнейшее удаление крайних значений в выборках практически не изменит точечную оценку сдвига (скидки), но может сократить размах доверительного интервала. Оценщик на основании своего профессионального суждения, может выбрать один из вариантов или использовать оба, выбрав, например, пересечение полученных интервалов как интервальную оценку и точку внутри интервала как точечную оценку. Внутри интервала существует точка, которая лучше всего подходит для оценки скидки на торг. Она – единственна. Обратим внимание на формулу $\ln(V_{deal}) = \ln(V_{bid}) + \Delta$. Возьмем произвольное значение Δ и, меняя его, будем наблюдать, как меняется значение p-value в тесте Манна-Уитни при тестировании выборок $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal})$ на разницу медиан, результат показан на рисунке 11.

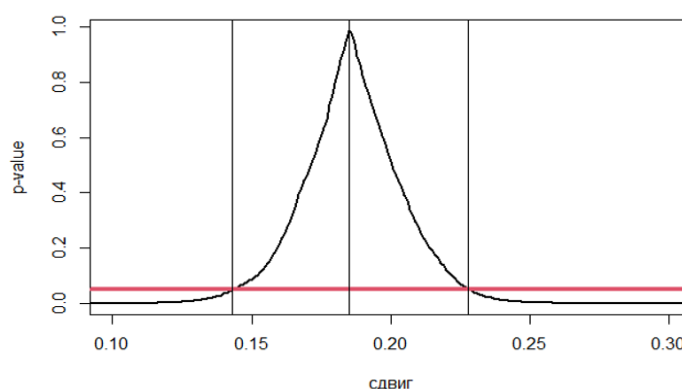


Рис. 11 По горизонтали – размер сдвига $|\Delta|$. По вертикали – значение p-value теста Манна-Уитни на равенство медиан выборок $\ln(V_{bid})$ и $\ln(V_{deal}) - |\Delta|$. Красная линия – 5% уровень значимости.

Естественно, как и ранее, максимум находится в точке 0.185, p-value в ней равен 0.986. Интервал, в котором $p\text{-value} > 0.05$ [0.143, 0.228]. Тогда в качестве оценки скидки от цены предложения к цене сделки выбираем $1 - e^{-0.185} = 1 - 0.831 = 0.169$ или в процентах 16.9%. Для границ интервала получаем $1 - e^{-0.143} = 1 - 0.867 = 0.133$ (13.3%) и $1 - e^{-0.228} = 1 - 0.796 = 0.204$ (20.4%). Рисунок 11 показывает, что для мультипликативной оценки скидки на торг следует брать именно тот размер сдвига, на который указывает тест Манна-Уитни или, t-критерий, если прошло соответствующее тестирование на нормальность и на равенство дисперсий.

Выводы.

1. Данные базы Росреестра представляют собой значительный по объему источник ценной информации, который может и должен быть использован для решения широкого круга оценочных задач.
2. В статье предложена методика определения сдвига между выборками цен предложений и цен сделок (и их логарифмами). Оценка сдвига является содержательной информацией для оценщиков при определении скидки на торг. Эта оценка основана на данных и технике A/B-тестирования, которая в оценке недвижимого имущества пока остается без внимания. Это реальная альтернатива экспертным опросам.
3. Следует обратить внимание насколько отличаются оценки скидки на торг, основанные на данных, от экспертных оценок и публикаций в периодической печати по недвижимости.

ЛИТЕРАТУРА

1. Марчук А.А. Использование экспертного метода при определении размера скидки на торг, Вопросы оценки. 2007. № 1. С. 26-29.
2. Лейфер Л.А., Кашникова З.А. Определение рыночной стоимости недвижимости на основе коллективных экспертных оценок, Имущественные отношения в Российской Федерации. 2012. № 2 (125). С. 20-28.

3. Друзин Р.В. О корректировке на торг при применении метода аналогов продаж при оценке недвижимости региона, В сборнике: Анализ, Моделирование, Управление, Развитие социально-экономических систем (АМУР-2019). XIII Всероссийская с международным участием школа-симпозиум : сборник научных трудов. 2019. С. 137-138.
4. Ермолаева Е.А., Корольков Н.Н. Определение размера скидки на торг исходя из анализа состояния сегмента рынка недвижимости, в котором находится объект оценки, Имущественные отношения в Российской Федерации. 2025. № 1 (280). С. 8-13.
5. Ермолаева Е.А., Корольков Н.Н. Определение скидки на торг по результатам анализа рынка недвижимости, Вопросы оценки. 2024. № 4 (116). С. 2-5.
6. Шогин В.А. О скидке на торг, Вопросы оценки. 2024. № 3 (115). С. 61-63.
7. Lukas Mathis. A/B Testing // Designed for Use. — Pragmatic Bookshelf, 2011. — 344 p. — ISBN 978-1-934356-75-3.
8. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика. — М.: Физматлит, 2012 — 816 с. — ISBN 978-5-9221-1375-5.
9. Зарядов И.С. Введение в статистический пакет R. Часть 1, М.: Российский университет дружбы народов, 2010. — 207 с.
10. Зарядов И.С. Введение в статистический пакет R. Часть 2, М.: Российский университет дружбы народов, 2010. — 141 с.
11. Роберт И. Кабаков R в действии. Анализ и визуализация данных в программе R. М.: ДМК Пресс, 2014. — 588 с. — ISBN 978-5-97060-077-1.
12. Aitchinson J., Brown J.A.C. The Lognormal distribution with special references to its uses in economics, 1963, Cambridge: At the University Press. 772–1778.
13. Ohnishi T., Mizuno T., Shimizu C., Watanabe T. (2011) On the Evolution of the House Price Distribution. Columbia Business School. Center of Japanese Economy and Business, Working Paper Series, no 296. pp.1-20.
14. 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
15. 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. — P. 50—60.
16. Wilcoxon F. Individual Comparisons by Ranking Methods. // Biometrics Bulletin 1. — 1945. — P. 80—83.

REFERENCES

1. Marchuk A.A. Ispol'zovanie jekspertnogo metoda pri opredelenii razmera skidki na torg, Voprosy ocenki. 2007. № 1. S. 26-29.
2. Lejfer L.A., Kashnikova Z.A. Opredelenie rynochnoj stoimosti nedvizhimosti na osnove kollektivnyh jekspertnyh ocenok, Imushhestvennye otnoshenija v Rossijskoj Federacii. 2012. № 2 (125). S. 20-28.
3. Druzin R.V. O korrekcirovke na torg pri primenenii metoda analogov prodazh pri ocenke nedvizhimosti regiona, V sbornike: Analiz, Modelirovanie, Upravlenie, Razvitie social'no-jekonomicheskikh sistem (AMUR-2019). XIII Vserossijskaja s mezhdunarodnym uchastiem shkola-simpozium : sbornik nauchnyh trudov. 2019. S. 137-138.
4. Ermolaeva E.A., Korol'kov N.N. Opredelenie razmera skidki na torg ishodja iz analiza sostojanija segmenta rynka nedvizhimosti, v kotorom nahoditsja ob#ekt ocenki,

Imushhestvennyye otnoshenija v Rossijskoj Federacii. 2025. № 1 (280). S. 8-13.

5. Ermolaeva E.A., Korol'kov N.N. Opredelenie skidki na torg po rezul'tatam analiza rynka nedvizhimosti, Voprosy ocenki. 2024. № 4 (116). S. 2-5.

6. Shogin V.A. O skidke na torg, Voprosy ocenki. 2024. № 3 (115). S. 61-63.

7. Lukas Mathis. A/B Testing // Designed for Use. — Pragmatic Bookshelf, 2011. — 344 p. — ISBN 978-1-934356-75-3.

8. Kobzar' A. I. Prikladnaja matematicheskaja statistika. — M.: Fizmatlit, 2012 — 816 s. — ISBN 978-5-9221-1375-5.

9. Zarjadov I.S. Vvedenie v statisticheskij paket R. Chast' 1, M.: Rossijskij universitet družby narodov, 2010. — 207 s.

10. Zarjadov I.S. Vvedenie v statisticheskij paket R. Chast' 2, M.: Rossijskij universitet družby narodov, 2010. — 141 s.

11. Robert I. Kabakov R v dejstvii. Analiz i vizualizacija dannyh v programme R. M.: DMK Press, 2014. — 588 s. — ISBN 978-5-97060-077-1.

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

13. Ohnishi T., Mizuno T., Shimizu C., Watanabe T. (2011) On the Evolution of the House Price Distribution. Columbia Business School. Center of Japanese Economy and Business, Working Paper Series, no 296. pp.1-20.

14. 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

15. 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. — P. 50—60.

16. Wilcoxon F. Individual Comparisons by Ranking Methods. // Biometrics Bulletin 1. — 1945. — P. 80—83.