УДК 339.13.017

DOI 10.23968/1999-5571-2019-16-6-331-343

© М. Б. Ласкин, ст. научн. сотрудник
(Санкт-Петербургский институт информатики
и автоматизации Российской академии наук)

E-mail: laskinmb@yahoo.com

© А. Ю. Талавирия, аспирант
(Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»)

E-mail: a.talavirya@yandex.ru

© П. А. Черкесова, студентка
(Санкт-Петербургский государственный университет)

E-mail: polinacherkes@gmail.com

© М. B. Laskin, senior researcher

(St. Petersburg Institute for Informatics
and Automation of the Russian Academy of Sciences)

E-mail: laskinmb@yahoo.com

© A. Yu. Talavirya, post-graduate student
(Higher School of Economics
National Research University)

E-mail: a.talavirya@yandex.ru

© P. A. Cherkesova, undergraduate
(Saint Petersburg State University)

E-mail: polinacherkes@gmail.com

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИЗМЕНЕНИЙ СТОИМОСТИ НЕДВИЖИМОСТИ В ЗОНЕ ВВЕДЕННОЙ В ЭКСПЛУАТАЦИЮ ПЛАТНОЙ ДОРОГИ

STATISTICAL ANALYSIS OF REAL ESTATE VALUE CHANGES IN THE AREA OF COMMISSIONED TOLL ROAD

Исследуется влияние Западного скоростного диаметра (ЗСД) на рыночную стоимость жилой недвижимости в Приморском районе Санкт-Петербурга. Используются данные кадастровой оценки жилой недвижимости Санкт-Петербурга до и после введения в эксплуатацию ЗСД. Основной метод исследования — изучение двумерных и условных распределений кадастровых стоимостей, что позволяет оценить темпы роста в различных кластерах объектов. Полученные численные результаты показали умеренное удорожание масс-маркета за трехлетний период, опережающее темп роста по городу в целом. В премиум-сегменте произошли значительные изменения с темпами роста, доходящими до 89,5 % за три года. На земельных участках, транспортная доступность которых значительно улучшается при введении платных дорог, более предпочтительным с инвестиционной точки зрения является возведение домов премиум-сегмента. Транспортная доступность и наличие встроенного паркинга приобретают решающее значение. Рост рыночной стоимости для объектов масс-маркета в зоне транспортных развязок современных инфраструктурных проектов мог быть выше, однако платежеспособный спрос населения в этом секторе, по-видимому, недостаточен для динамичных изменений рынка.

Ключевые слова: платные дороги, транспортная инфраструктура, кадастровая и рыночная стоимость, логарифмически нормальный закон распределения цен.

This article examines the influence of the Western high-speed diameter (WHSD) on the market value of residential real estate in the Primorsky district of St. Petersburg. The data of cadastral valuation of residential real estate of St. Petersburg before and after the commissioning of WHSD were used for the study. The main research method is the study of two-dimensional and conditional distributions of cadastral values, which allows assessing the growth rate in various clusters of real estate. The obtained numerical results showed a moderate rise in the price of the mass market outpacing the growth rate of the city as a whole. There have been significant changes in the premium segment, with growth rates reaching 89.5 % for the three year period. As it has been found out, on land plots, transport accessibility of which is significantly improved with the introduction of toll roads, the construction of houses of the premium segment is more preferable from an investment point of view. Transport accessibility and availability of built-in Parking become crucial. The growth of market value for mass-market objects in the area of transport interchanges of modern infrastructure projects could be higher, but the effective demand of the population in this sector, apparently, is not sufficient for dynamic market changes.

Keywords: toll roads, transport infrastructure, cadastral and market value, logarithmically normal law of price distribution.

Социально-экономические аспекты развития современных мегаполисов неразрывно связаны с постоянно меняющейся транспортной инфраструктурой. Новые транспортные магистрали и развязки могут оказывать на них как положительное, так и отрицательное влияние. Возможные отрицательные последствия, такие как, например, возможность отчуждения частных территорий, ухудшение качества жилья из-за зашумленности, изменения экологической обстановки могут влиять на снижение рыночной стоимости жилой недвижимости. Напротив, тщательно продуманные инженерные решения могут влиять на повышение привлекательности частей города для современных мобильных групп населения и на рост рыночной стоимости жилой недвижимости. При большом объеме рыночных данных и данных кадастрового учета анализ изменений рыночной стоимости жилой недвижимости требует применения статистических методов исследования больших данных по территориям, на которых такие изменения уже состоялись.

Предмет исследования актуален прежде всего для платных дорог. Стоимость проекта скоростной автомагистрали значительно выше строительства типовой дороги улично-дорожной сети ввиду сложности размещения на территории городской инфраструктуры в условиях плотности существующей застройки. Такая дорога размещается на верхних (мостовые конструкции, эстакады) или на нижних (тоннели) уровнях по отношению к существующей сети дорог и городских построек и часто требует участия негосударственных инвестиций от организаций, которые осуществляют возврат вложенных средств за счет взимания платы в течение определенного времени. Платные трассы имеют лучшее качество дорожного полотна, технологическую оснащенность и могут обеспечить наибольшую скорость и комфортное передвижение в черте города по сравнению с бесплатными городскими дорогами. После запуска Западного скоростного диаметра в Санкт-Петербурге (ЗСД) платный проезд по дороге в городе стал эффективным способом перемещения для жителей, имеющих транспортные средства, и больше не вызывает негативного отношения.

Гипотезу исследования, проведенного в данной статье, можно сформулировать таким образом:

в зоне действующей транспортной развязки на стадии завершения строительства и ввода платной автомобильной дороги в эксплуатацию происходит изменение стоимости жилой недвижимости, которое представляет интерес для анализа.

Стоит отметить, что традиционные методы оценки часто оказываются не эффективны, так как они в основном рассчитаны на малый объем выборки при анализе рыночной стоимости жилой недвижимости. Для рассмотрения описанной задачи мы работаем с массивами «больших» данных (не устоявшийся, но популярный термин Bigdata мы понимаем в узком смысле — в смысле данных, объем которых не позволяет эффективно применять хорошо разработанные тесты для проверки статистических гипотез). В приведенном исследовании данные обрабатываются статистическими методами.

В последнее время применение новых нетрадиционных подходов к анализу информации на рынке недвижимости получает все большее распространение. Это связано с появлением соответствующего программного обеспечения для работы со значительными объемами и многообразием структурированных и неструктурированных «больших» данных. Это может быть подтверждено выпуском ряда отечественных и зарубежных статей.

Российское оценочное сообщество придерживается классических подходов к оценке стоимости недвижимости, но многие зарубежные авторы уже предлагают методы, отличающиеся от стандартных. Например, метод гедонистического ценообразования, суть которого состоит в обнаружении статистической зависимости между средней (медианной) стоимостью жилой недвижимости, внутренними (площадь, количество комнат, тип дома и т. д.) и внешними ценообразующими факторами (близость к метро, расстояние до центра города и т. д.). Статистическая зависимость обычно оценивается с помощью линейных, логарифмических или частично-логарифмических моделей [1–6].

Мы полагаем, что в основе отчета о кадастровой стоимости Санкт-Петербургского ГУ «Кадастровая оценка» 2018 года лежит та же идеология¹.

¹ Санкт-Петербургское государственное бюджетное учреждение «Городское управление кадастровой оценки». Отчет об определении кадастровой стоимости объектов недвижимости на территории Санкт-Петербурга № 1/2018, 2018. URL: <http://www.ko.spb.ru/interim-reports>

В ряде работ используются нерегрессионные модели оценки жилой недвижимости. В [7, 8] используется метод нейронных сетей для прогнозирования стоимости жилых объектов, в других работах применяются методы машинного обучения: в [9] — случайный лес, в [10] — метод опорных векторов, в [11] сравниваются результаты применения таких методов, как деревья решений, наивный байесовский классификатор, adaboost и другие. Такие методы предполагают большой объем выборки данных.

В основе других подходов лежит использование метода индекса цен. В [12] рассмотрен индекс цен на жилье Case-Shiller. В [13–15] — индекс повторной продажи, который прогнозирует изменение стоимости перепроданных объектов на основе разницы во времени и изменения его характеристик в промежутке времени между первоначальной и последующей перепродажей. В [16–19] применен гибридный метод, который соединяет в себе гедонистический подход и подход повторной продажи. Все вышеуказанные индексы являются «медианными».

Также есть ряд работ, посвященный такому явлению, как цены-пузыри. В соответствующих исследованиях пузырь определяется как ситуация, когда из-за спекуляций рыночная цена объекта недвижимости начинает существенно отклоняться от его базовой стоимости. В работах [21–24] в качестве основного подхода для данного явления применяются разные варианты методов авторегрессии к усредненным ценам.

В настоящей статье применяется подход, который был предложен в недавно вышедшей публикации [25]. Он опирается на стохастическую модель ценообразования, которая предполагает совместное нормальное распределение логарифмов цен. Теоретические обоснования для использования этой модели были приведены ранее в статьях [3–5]. В данном случае этот подход применен к двумерному совместному распределению кадастровых стоимостей 2015 и 2018 года (далее обозначаются V_{2015} и V_{2018} соответственно).

Использование этого подхода в данном исследовании мы считаем допустимым и оправданным по нижеследующим причинам.

- База данных, содержащая кадастровые стоимости, рассматривается как выборка, ограниченная конкретным числом объектов, которые

прошли кадастровый учет в 2015 году², и содержит большие данные.

- Определение кадастровой стоимости³ (в соответствии с законом) СПбГУ «Кадастровая оценка» (далее ГУ) строится на следующих принципах: кадастровая стоимость определялась как рыночная, к рыночным данным применялся только сравнительный подход, использовалась линейная регрессия для логарифмов цен с учётом ценообразующих факторов. Подробнее в отчете об оценке (том 1 «Отчета», с. 111, п. 4.9.5, с.107, 138.). В Приложении 9 к отчету указано, что допускается логарифмическая нормальность распределения цен (Приложение 9, с. 2).

Необходимо проверить статистическую гипотезу о совместной нормальности логарифмов цен. Однако традиционные тесты на нормальность не могут дать результата на выборках объемом более 1000, так как существенно зависят от объема выборки⁴. Принятие гипотезы о совместной нормальности логарифмов означает, что линейной регрессией с наилучшими оценками параметров в смысле несмещенности, эффективности и состоятельности будет уравнение линии главной оси эллипсов рассеяния. Для небольших выборок мы будем применять традиционные методы регрессионного анализа.

Рассмотрим двумерную случайную величину на конкретном примере — кадастровая стоимость 1 кв. м отдельных квартир в Санкт-Петербурге в 2015 и в 2018 годах. На рис. 1 представлена соответствующая точечная диаграмма распределения кадастровых стоимостей. Объем выборки 2 025 757 объектов.

На рисунке видно, что:

- полученная совокупность точек распадается на несколько кластеров (на рисунке показано

² Официальный сайт Администрации Санкт-Петербурга. Приказ Комитета имущественных отношений Санкт-Петербурга от 27.08.2015 № 59-п «Об утверждении результатов определения кадастровой стоимости помещений площадью менее 3000 кв. м на территории Санкт-Петербурга». URL: [http://gov.spb.ru/gov/otrasl/kio/documents/inve-dokumenty/4434/\(дата обращения: 05.06.2019\)](http://gov.spb.ru/gov/otrasl/kio/documents/inve-dokumenty/4434/(дата обращения: 05.06.2019)).

³ Федеральный стандарт оценки «Определение кадастровой стоимости объектов недвижимости (ФСО № 4)» (утв. Приказом Министерства экономического развития РФ от 22 октября 2010 г. № 508). <https://base.garant.ru/14152457/>; Федеральный закон от 3 июля 2016 г. № 237-ФЗ «О государственной кадастровой оценке». <https://base.garant.ru/71433956/>

⁴ Одним из подходов к решению проблемы больших выборок может быть прием, предложенный в работе [28].

разбиение на 5 кластеров методами иерархического кластерного анализа, но возможно и более глубокое разбиение);

- облака рассеяния в логарифмической области имеют эллиптический вид, что является основанием для проверки гипотезы о совместной нормальности логарифмов.

Нас будет интересовать Приморский район города, так как он оказался в зоне влияния ЗСД после его запуска в 2016 году. Из общей совокупности точек, установкой фильтра по району легко выделяется нужное множество (рис. 2).

Наиболее массовым является «желтый» кластер — в нем сосредоточены объекты массовой жилой застройки современного и советского периодов. Красным цветом отмечен кластер, в котором оказались все деревянные дома Санкт-Петербурга. Они значительно подешевели независимо от локации и нас интересовать не будут. Зеленым отмечен кластер значительно подорожавших объектов — в нем оказались объекты современного строительства, отнесенные кадастровым управлением к типам домов «бизнес» и «элита». Небольшое количество объектов в правом верхнем углу диаграммы — объекты класса «бизнес», имеющие локацию вне интересующей нас зоны. Изменение рыночной стоимости с 01.01.2015 по 01.01.2018 (кадастровой стоимости, определенной как рыночная) в Приморском районе показывает диаграмма на рис. 3.

Как известно, плотность двумерного нормального распределения с нулевым вектором средних при $x, y \in R$:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{x^2}{\sigma_x^2} - 2\rho\frac{xy}{\sigma_x\sigma_y} + \frac{y^2}{\sigma_y^2}\right)\right],$$

где σ_x^2, σ_y^2 — дисперсии случайных величин X и Y соответственно; ρ — коэффициент корреляции компонент вектора X и Y .

Условная плотность вектора, имеющего совместную плотность $\rho(x, y)$,

$$\rho_{X|Y=y}(x) = \rho(x|y) = \frac{\rho(x,y)}{\int_{-\infty}^{+\infty} \rho(x,y) dx} = \frac{\rho(x,y)}{\rho(y)}.$$

Тогда условная плотность двумерного нормального вектора

$$f(X|y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_x \sqrt{1-\rho^2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{x}{\sigma_x} - \rho\frac{y}{\sigma_y}\right)^2\right].$$

Откуда видно, что при каждом y случайная величина X нормальна с параметрами

Рис. 1. Соотношение кадастровых стоимостей 1 кв. м жилой недвижимости в 2015 и 2018 годах в Санкт-Петербурге: слева — в руб. за 1 кв. м; справа — в логарифмах от кадастровой стоимости 1 кв. м в тыс. руб.

Рис. 2. Соотношение кадастровых стоимостей 1 кв. м жилой недвижимости в 2015 и 2018 годах в Приморском районе Санкт-Петербурга: слева — в руб. за 1 кв. м; справа — в логарифмах от кадастровой стоимости 1 кв. м в тыс. руб.

$$E(X|Y=y) = \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y} y, \quad D(X|Y=y) = \sigma_x^2 (1 - \rho^2).$$

Рассмотрим двумерную случайную величину (V_{2015} — кадастровая стоимость 2015 года; V_{2018} — кадастровая стоимость 2018 года). Пусть V_{2015} , V_{2018} имеют логарифмически нормальные распределения с параметрами μ_{2015} , σ_{2015} , μ_{2018} , σ_{2018} и коэффициентом корреляции ρ .

Пусть $X = \ln V_{2018} - \mu_{2018}$, $Y = \ln V_{2015} - \mu_{2015}$.

Условная плотность $\ln V_{2018}$ при условии $\ln V_{2015} = \ln v_{2015}$:

$$f(\ln V_{2018} | \ln V_{2015} = \ln v_{2015}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_{2018} \sqrt{1 - \rho^2}} \times \exp \left[-\frac{1}{2(1 - \rho^2)} \times \left(\frac{\ln V_{2018} - \mu_{2018}}{\sigma_{2018}} - \rho \frac{\ln v_{2015} - \mu_{2015}}{\sigma_{2015}} \right)^2 \right],$$

т. е. $\ln V_{2018}$ (при условии $\ln V_{2015} = \ln v_{2015}$) нормально с параметрами

Рис. 3. Изменение кадастровых стоимостей 1 кв. м жилой недвижимости в 2015 и 2018 годах в Приморском районе Санкт-Петербурга: по горизонтали — кадастровая стоимость 2015 года; по вертикали — отношение кадастровой стоимости 2018 года к кадастровой стоимости 2015 года; слева — весь район; справа — часть района в зоне транспортной доступности от съезда с ЗСД на Богатырском проспекте

$$E(\ln V_{2018} | \ln V_{2015} = \ln v_{2015}) = \\ = \mu_{2015} + \rho \frac{\sigma_{2015}}{\sigma_{2018}} (\ln V_{2015} - \mu_{2015});$$

$$D(\ln V_{2018} | \ln V_{2015} = \ln v_{2015}) = \sigma_{2018}^2 (1 - \rho^2)$$

и V_{2018} распределено логарифмически нормально с теми же параметрами.

Уравнение главной оси эллипсов рассеяния:

$$\ln(V_{2018}) = \rho \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}} \ln(V_{2015}) + \\ + \mu_{2018} - \mu_{2015} \cdot \rho \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}} \quad (*)$$

при потенцировании дает уравнение зависимости медианных значений случайной величины V_{2018} при заданном значении $V_{2015} = v$. Условная медиана имеет вид степенной функции

$$\text{Median}(V_{2018} | V_{2015} = v) = A_{\text{median}} v^{\rho \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}}},$$

где

$$A_{\text{median}} = \exp\left(\mu_{2018} - \rho \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}} \mu_{2015}\right).$$

Так как все условные распределения асимметричны, остается свобода выбора по каким значениям оценивать изменения: по условным модальным, медианным значениям (среднее геометрическое) или по условным математическим ожиданиям (среднее арифметическое).

Ниже сравнение будет проведено по медианным значениям, так как в одном из кластеров (масс-маркет) мы выберем в качестве рабочей

гипотезу о совместном нормальном распределении логарифмов, а в двух других кластерах («элита» и «бизнес»), в которых для обоснования вида распределения недостаточно данных, будет построена линейная регрессия. При потенцировании линейной регрессии логарифмов также получится степенная функция, отвечающая медианным значениям зависимой переменной, но так как в этом случае вид распределения неизвестен ничего нельзя сказать ни об условной моде, ни об условном математическом ожидании зависимой переменной.

Для исследования выбраны объекты в Приморском районе, находящиеся в зоне прямой транспортной доступности от съезда с ЗСД (Комендантский аэродром, озеро Долгое, Коломяги), не включены в выборку объекты, находящиеся в зоне между набережной Большой Невки и железнодорожной линией Санкт-Петербург–Сестрорецк. Общий объем выборки 66 116 объектов (рис. 4).

В нижнем кластере (желтом) находятся квартиры в домах массовой современной и советской застройки (масс-маркет); в верхнем (зеленом) кластере — объекты, отнесенные кадастровым управлением к типам домов «бизнес» и «элита». Эллиптический характер облака рассеяния в «желтом» кластере дает основания для выдвижения гипотезы о совместной нормальности логарифмов и построении линейного тренда как

Рис. 4. Соотношение кадастровых стоимостей 1 кв. м жилой недвижимости в 2015 и 2018 годах в Приморском районе Санкт-Петербурга в зоне прямой транспортной доступности от съезда с ЗСД: слева — в руб. за 1 кв. м; справа — в логарифмах от кадастровой стоимости 1 кв. м в тыс. руб.

главной оси эллипсов рассеяния. В «зеленом» кластере для выдвижения аналогичной гипотезы данных недостаточно, поэтому для него мы будем строить линейные тренды методами регрессионного анализа (отдельно для типов домов «элита» и «бизнес»).

Построим линейные тренды для множеств объектов «масс-маркет», «бизнес», «элита».

«Желтый» кластер (масс-маркет)

Удаление крайних значений из выборки. В случае одномерных величин принято удалять крайние значения (минимум и/или максимум). В двумерном случае удаление крайних значений означает удаление некоторого количества минимальных и максимальных значений вдоль любой прямой, проходящей через точку с координатами средних значений переменных. Другими словами, надо подобрать некоторый эллипс, точки вне которого удаляются из выборки.

В рассматриваемом случае средствами статистического пакета R подобран эллипс, включающий в себя 92,23 % объема выборки (в выборке осталось 60 983 элемента). Проверка статистической гипотезы о соответствии выбранному виду распределения в случае двумерной выборки большого размера имеет две трудности. Первая: нет библиотечных тестов для проверки двумерной нормальности. В этом случае мы действуем следующим образом. Рассматриваем облако рассеяния в логарифмической плоскости. Переносим начало координат в точку с координатами средних значений компонент случайного вектора. Тестируем каждую компоненту на нормальность, поворачиваем облако рассеяния на малый

угол, тестируем компоненты и так далее до достижения угла поворота в π (или $\pi/2$). В качестве теста для одномерных распределений мы применяли тест Колмогорова – Смирнова, подобный прием был впервые показан в работах [26, 27]. Вторая трудность: все известные тесты (библиотечные в том числе) не работают при размерах выборки выше примерно 1000, так как статистики тестов существенно зависят от объема выборки. Мы случайным образом выбираем малые подвыборки из изучаемой и применяем подобный «круговой» тест к каждой подвыборке, наблюдая за поведением кривых, показывающих зависимость p-value от угла поворота. Результат такого тестирования для 100-кратного повторения для подвыборок по 100 элементов показан на рис. 6.

Незначительное количество пересечений линий уровня позволяет оставить в качестве рабочей гипотезу о совместно нормальном распределении величин V_{2015} , V_{2018} в выбранном секторе жилой недвижимости (массовая застройка части Приморского района, находящаяся в прямой транспортной доступности от съезда с ЗСД).

Для полученного множества точек V_{2015} , V_{2018} (рис. 4, 5) получены следующие значения параметров: $\mu_{2015} = 4,574$, $\sigma_{2015} = 0,0998$, $\mu_{2018} = 4,609$, $\sigma_{2018} = 0,0999$, $\rho = 0,864$. Подставляя значения в формулу (*), получаем

$$\begin{aligned} \ln(V_{2018}) &= 0,864 \frac{0,0999}{0,0998} \ln(V_{2015}) + \\ &+ 4,609 - 4,574 \cdot 0,864 \frac{0,0999}{0,0998} = \\ &= 0,865 \cdot \ln(V_{2015}) + 0,6531. \end{aligned}$$

Рис. 5. Удаление крайних значений из двумерной выборки

Рис. 6. Результат тестирования двумерной выборки большого размера на совместную нормальность. Линии p-value 100-кратных повторений тестирования двумерных выборок по 100 случайно отобранным элементам. Пунктиром отмечен критический уровень в 5 %

Таким образом,

$$V_{2018} = e^{0,6531} \cdot V_{2015}^{0,865} = 1,9215 \cdot V_{2015}^{0,865}.$$

Это формула зависимости медианных значений величины V_{2018} от фиксированных значений V_{2015} .

«Зеленый» кластер. Типы домов «элита» и «бизнес»

Так как в этом кластере недостаточно данных для выяснения вида двумерного распределения, а также видно (см. рис. 4) некоторое «расслоение» объектов множества, выделяем в отдельные множества типы домов. Результаты показаны на рис. 7.

Для построения линейного тренда мы используем библиотечную функцию «lm» (модель линейной регрессии) статистического пакета R.

Для типа домов «бизнес» получаем

$$\ln(V_{2018}) = 0,67817 \cdot \ln(V_{2015}) + 1,97324$$

$$\text{и } V_{2018} = e^{1,97324} \cdot V_{2015}^{0,67817} = 7,194 \cdot V_{2015}^{0,67817}.$$

Для типа домов «элита» получаем:

$$\ln(V_{2018}) = 0,76546 \cdot \ln(V_{2015}) + 1,66723$$

$$\text{и } V_{2018} = e^{1,66723} \cdot V_{2015}^{0,76546} = 5,2975 \cdot V_{2015}^{0,76546}.$$

Это тоже медианные значения величины V_{2018} при заданных значениях V_{2015} . Все три результата теперь можно сравнить. Для оценки изменений

Рис. 7. Рассеяние логарифмов кадастровых стоимостей в 2015 и 2018 годах: слева — для типа дома «бизнес»; справа — для типа дома «элита»


```
> summary(fit)
Call:
lm(formula = log(KV2018/1000) ~ log(KV2015/1000), data = data1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.063070 -0.025405 -0.000925  0.013301  0.084404

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.97324    0.05515   35.78  <2e-16 ***
log(KV2015/1000) 0.67817    0.01198   56.62  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02686 on 371 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8963,    Adjusted R-squared:  0.896
F-statistic: 3206 on 1 and 371 DF,  p-value: < 2.2e-16

> summary(fit)
Call:
lm(formula = log(KV2018/1000) ~ log(KV2015/1000), data = data1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.096893 -0.009166 -0.002044  0.009957  0.045240

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.66723    0.26475   6.297 8.25e-07 ***
log(KV2015/1000) 0.76546    0.05766  13.276 1.33e-13 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0258 on 28 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8629,    Adjusted R-squared:  0.858
F-statistic: 176.2 on 1 and 28 DF,  p-value: 1.325e-13
```

Рис. 8. Результаты работы библиотечной функции «lm» статистического пакета R: слева — для типа домов «бизнес»; справа — для типа домов «элита»

стоимости введем коэффициент удорожания: так как $V_{2018} = A_{median} V_{2015}^{\rho_{2018/2015}}$, то коэффициент удорожания равен (рис. 9)

$$K = \frac{1}{V_{2015}} V_{2018} = A_{median} V_{2015}^{\rho_{2018/2015} - 1}.$$

Темпы роста можно перевести в проценты годовых по формуле сложных процентов. Результат показан на рис. 10.

Сравнение проведено по модальным значениям. Если бы сравнение проводилось по условным математическим ожиданиям (средним арифметическим), то процентные ставки были бы выше, если по модальным значениям, то процентные ставки оказались бы ниже. В данном случае такие возможности отсутствуют, так для классов

«бизнес» и «элита» вид закона распределения не установлен.

Полученные в ходе исследования результаты доказывают, что с введением в эксплуатацию платной дороги произошли изменения рынка жилой недвижимости в районе развязки дороги. Для среднего класса населения, у которого есть постоянная потребность в перемещении по городу, привлекательность данного района повысилась.

По данным портала «Бюллетень Недвижимости»⁵, за период с августа 2015 по январь 2018 года в Санкт-Петербурге не наблюдалось

⁵ Портал про недвижимость в Петербурге. Цены на недвижимость в Санкт-Петербурге. Запрос динамики цен от 07.06.2019, начальная дата: 01.08.2015, конечная дата: 01.01.2018. URL: <https://www.bn.ru/graphs/index.php?singlegraph=main> (дата обращения: 07.06.2019).

Рис. 9. Темпы роста медианных значений кадастровой стоимости за 3 года (с 2015 по 2018): слева по горизонтали — кадастровая стоимость 2015 года; по вертикали — кадастровая стоимость 2018 года; справа по горизонтали — кадастровая стоимость 2015 года; по вертикали — коэффициент удорожания

Рис. 10. Темпы роста медианных значений кадастровой стоимости за 3 года (с 2015 по 2018) в % годовых: по горизонтали — кадастровая стоимость 2015 года; по вертикали — % годовых

активного повышения стоимости предложения на объекты жилой недвижимости. Динамика цен за анализируемый период представлена на рис. 11.

Приведенные на рис. 11 индексы являются индикаторами среднего уровня цен предложения в целом на рынке жилой недвижимости Санкт-Петербурга и указывают на практически полное отсутствие изменений (+0,56 %) на рынке

строящегося жилья и тенденцию незначительного увеличения цен предложений (+4,35 %) на вторичном рынке жилой недвижимости. Сравнение с полученными в результате исследования результатами (до 10 %) может указывать на влияние введенного в эксплуатацию ЗСД. Однако это влияние, по нашему мнению, в других макроэкономических условиях могло быть больше — в настоящее время недостаточен платежеспособ-

Рис. 11. Динамика изменений цены на недвижимость в Санкт-Петербурге за период с 01.08.2015 по 01.01.2018

ный спрос. Об этом свидетельствует результат по объектам, имеющим собственные подземные паркинги и которые находятся непосредственно в зоне развязки ЗСД, — рост кадастровой стоимости (фактически оцененной как рыночной) за трехлетний период от 50 до 75 % у объектов бизнес-класса и от 69 до 89,5 % у домов класса «элиты». Отсутствие общей динамики роста цен городского жилья за анализируемый период (рис. 11, меньше 5 % за три года) дает основания полагать, что рост кадастровой стоимости (оцененной как рыночной) объектов жилой недвижимости в Приморском районе в первую очередь связан с повышением транспортной доступности в результате введения в эксплуатацию ЗСД в 2016 году.

В заключение стоит сказать — подобные методы исследования на основе анализа больших данных имеют высокую степень достоверности и могут служить источником не только ретроспективного анализа рынка жилой недвижимости при изменениях городской инфраструктуры, но и источником прогноза поведения рынка и дальнейших изменений в уровне цен.

Библиографический список

1. Anselin L., Lozano-Gracia N. Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics*. 2008, Vol. 34, Issue 1, pp. 5–34.
2. Benson E. D., Hansen J. L., Schwartz Jr. A. L. & Smersh G. T. Pricing Residential Amenities: The Value of a View // *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 1998. Vol. 16, Issue 1, pp. 55–73.
3. Debrezion G., Pels E., Rietveld P. The impact of rail transport on real estate prices: an empirical analysis of the Dutch housing market. *UrbanStud*. 2011. Vol. 48, Issue 5, pp. 997–1015.
4. Jim C. Y., Chen W. Y. Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning*. 2006. Vol. 78, Issue 4, pp. 422–434.
5. Rivas R., Patil D., Hristidis V., Barr J. R., Srinivasan N. The impact of colleges and hospitals to local real estate markets // *Journal of Big Data*. 2019. Vol. 6, Issue 1.
6. Wena H., Zhanga Y. & Zhang L. Assessing amenity effects of urban landscapes on housing price in Hangzhou, China. *Urban Forestry & Urban Greening*. 2015. Vol. 14, pp. 1017–1026.
7. Peterson S. & Flanagan A. B. Neural Network Hedonic Pricing Models in Mass Real Estate Appraisal // *Journal of real estate research* 2009. Vol. 31, Issue 2, pp. 147–164.
8. Rafiei M. H., Adeli H. Novel Machine-Learning Model for Estimating Construction Costs Considering Economic Variables and Indexes // *Journal of construction engineering and management*. 2018. Value 144, Issue 12, Article number 04018106.
9. Antipov E. A., Pokryshevskaya E. B. Mass appraisal of residential apartments: An application of Random forest for valuation and a CART-based approach for model diagnostics. *Expert Systems with Applications*. 2012. Vol. 39, pp. 1772–1778.
10. Kontrimas V., Verikas A. The mass appraisal of the real estate by computational intelligence. *Applied Soft Computing* 11. 2011, pp. 443–448.
11. Park B., Baem J. K. Using machine learning algorithms for housing price prediction: The case of Fairfax County, Virginia housing data. *Expert Systems with Applications* 42. 2015, pp. 2928–2934.
12. Case K. E., Shiller R. J. Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities. *New England Economic Review*. 1987, pp. 45–56.
13. Englund P., Quigley J. M., Redfearn C. L. The choice of methodology for computing housing price indexes: comparison of temporal aggregation and sample definition. *Journal of real estate finance and economics*. 1999. Vol. 19, Issue 2, pp. 91–112.
14. Epley D. Assumptions and restrictions on the use of repeat sales to estimate residential price appreciation // *Journal of Real Estate Literature*. 2016. Vol. 24, Issue 2, pp. 275–286.
15. Malpezzi S. Hedonic pricing models: A selective and applied review. In: O'Sullivan T, Gibb K, editors. *Housing economics and public policy: Essays in honor of Duncan MacLennan*. Oxford, UK: Blackwell Science. 2002, pp. 67–89.
16. Case B., Quigley J. M. The dynamics of real estate prices. *The Review of Economics and Statistics*. 1991. Vol. 73, Issue 1, pp. 50–58.
17. Englund P., Quigley J. M., Redfearn C. L. Improved price indexes for real estate: Measuring the course of Swedish housing prices // *Journal of Urban Economics*. 1998. Vol. 44, Issue 2, pp. 171–196.
18. Jones C. House price measurement: The hybrid hedonic repeat-sales method. *The Economic Record*. 2010. Vol. 86, Issue 272, pp. 95–97.
19. Wang F., Zheng X. The comparison of the hedonic, repeat sales, and hybrid models: Evidence from the Chinese paintings. *Cogent Economics & Finance*. 2018. Vol. 6, pp. 1–19.

20. Brunnermeier M. K. *Bubbles*. In The New Palgrave Dictionary of Economics. L.E. Blume and S.N. Durlauf, eds. New York: Palgrave Macmillan. 2009.
21. Fabozzi F. J. & Xiao K. The Timeline Estimation of Bubbles: The Case of Real Estate. *Real Estate Economics*. 2019. Vol. 47, Issue 2, pp. 564–594.
22. Fernandez-Kranz D., Hon M. T. A cross-section analysis of the income elasticity of housing demand in Spain: Is there a realestatebubble? *Journal of real estate finance and economics*. 2006. Vol. 32, Issue 4, pp. 449–470.
23. Phillips P.C.B., Shi S.-P. & Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance. *International Economic Review*. 2015a. Vol. 56, Issue 4, pp. 1043–1078.
24. Phillips P.C.B., Shi S.-P. & Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real Time Detectors. *International Economic Review*. 2015b. Vol. 56, Issue 4, pp. 1079–1134.
25. Ласкин М. Б., Гадасина Л. В. Как определить кадастровую стоимость // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2018. № 3. С. 42–53.
26. Русаков О. В., Ласкин М. Б., Джаксумбаева О. И., Стабровская К. Ю. Определение скидки на торг по статистическим данным // Вестник гражданских инженеров. 2016. № 2. С. 268–284.
27. Ласкин М. Б. Корректировка рыночной стоимости по ценообразующему фактору «площадь объекта» // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2017. № 8(191), С. 86–99.
28. Лемешко Б. Ю., Лемешко С. Б., Семенова М. А. К вопросу статистического анализа больших данных // Вестник Томского государственного университета. Серия «Управление, вычислительная техника и информатика». 2018. № 44. С. 40–49. DOI: 10.17223/19988605/44/5
1. Anselin L., Lozano-Gracia N. Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics*, 2008, vol. 34, iss. 1, pp. 5–34.
2. Benson, E. D., Hansen, J. L., Schwartz Jr. A. L., & Smersh G. T. Pricing Residential Amenities: The Value of a View. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1998, vol. 16, iss. 1, pp. 55–73.
3. Debrezion G., Pels E., Rietveld P. The impact of rail transport on real estate prices: an empirical analysis of the Dutch housing market. *Urban Stud.*, 2011, vol. 48, iss. 5, pp. 997–1015.
4. Jim C. Y., Chen W. Y. Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning* 2006, vol. 78, iss. 4, pp. 422–434.
5. Rivas R., Patil D., Hristidis V., Barr J. R., Srinivasan N. The impact of colleges and hospitals to local real estate markets. *Journal of Big Data*, 2019, vol. 6, iss. 1.
6. Wena H., Zhanga Y., & Zhang L. Assessing amenity effects of urban landscapes on housing price in Hangzhou, China. *Urban Forestry & Urban Greening*, 2015, vol. 14, pp. 1017–1026.
7. Peterson, S., & Flanagan, A. B. Neural Network Hedonic Pricing Models in Mass Real Estate Appraisal. *Journal of real estate research*, 2009, vol. 31, iss. 2, pp. 147–164.
8. Rafiei M. H., Adeli H. Novel Machine-Learning Model for Estimating Construction Costs Considering Economic Variables and Indexes. *Journal of construction engineering and management*, 2018, vol. 144, iss. 12, Article number 04018106.
9. Antipov E. A., Pokryshevskaya E. B. Mass appraisal of residential apartments: An application of Random forest for valuation and a CART-based approach for model diagnostics. *Expert Systems with Applications*, 2012, vol. 39, pp. 1772–1778.
10. Kontrimas V., Verikas A. The mass appraisal of the real estate by computational intelligence. *Applied Soft Computing*, 2011, no. 11, pp. 443–448.
11. Park B., Baem J. K. Using machine learning algorithms for housing price prediction: The case of Fairfax County, Virginia housing data. *Expert Systems with Applications*, 2015, no. 42, pp. 2928–2934.
12. Case K. E., Shiller R. J. Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities. *New England Economic Review*, 1987, pp. 45–56.
13. Englund P., Quigley J. M., Redfearn C. L. The choice of methodology for computing housing price indexes: comparison of temporal aggregation and sample definition. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1999, vol. 19, iss. 2, pp. 91–112.
14. Epley D. Assumptions and restrictions on the use of repeat sales to estimate residential price appreciation. *Journal of Real Estate Literature*, 2016, vol. 24, iss. 2, pp. 275–286.
15. Malpezzi S. *Hedonic pricing models: A selective and applied review*. In: O'Sullivan T, Gibb K, editors. *Housing economics and public policy. Essays in honor of Duncan MacLennan*. Oxford, UK: Blackwell Science, 2002, pp. 67–89.
16. Case B., Quigley J. M. The dynamics of real estate prices. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, vol. 73, iss. 1, pp. 50–58.
17. Englund P., Quigley J. M., Redfearn C. L. Improved price indexes for real estate: Measuring the course of Swedish housing prices. *Journal of Urban Economics*, 1998, vol. 44, iss. 2, pp. 171–196.
18. Jones C. House price measurement: The hybrid hedonic repeat-sales method. *The Economic Record*, 2010, vol. 86, iss. 272, pp. 95–97.

References

19. Wang F., Zheng X. The comparison of the hedonic, repeat sales, and hybrid models: Evidence from the Chinese paintings. *Cogent Economics & Finance*, 2018, vol. 6, pp. 1–19.
20. Brunnermeier M. K. *Bubbles*. In: The New Palgrave Dictionary of Economics. L. E. Blume and S. N. Durlauf, eds. New York, Palgrave MacmillanPubl., 2009.
21. Fabozzi F. J., Xiao K. The Timeline Estimation of Bubbles: The Case of Real Estate. *Real Estate Economics*, 2019, vol. 47, iss. 2, pp. 564–594.
22. Fernandez-Kranz D., Hon M. T. A cross-section analysis of the income elasticity of housing demand in Spain: Is there a real estate bubble? *Journal of real estate finance and economics*, 2006, vol. 32, iss. 4, pp. 449–470.
23. Phillips P.C.B., Shi S. P. & Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance. *International Economic Review*, 2015a, vol. 56, issue 4, pp. 1043–1078.
24. Phillips P.C.B., Shi S. P., & Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real Time Detectors. *International Economic Review*. 2015b, vol. 56, iss. 4, pp. 1079–1134.
25. Laskin M. B., Gadasina L. V. *Kak opredelit' kadastruvuyu stoimost'* [How to determine the cadastral value]. *Imushchestvennye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii – Property relations in the Russian Federation*, 2018, no. 3, pp. 42–53.
26. Rusakov O. V., Laskin M. B., Dzhaksumbaeva O. I., Stabrovskaya K. Yu. *Opredelenie skidki na torg po statisticheskim dannym* [Determination of the discount at the tender according to the statistics]. *Vestnik grazhdanskikh inzhenerov – Bulletin of Civil Engineers*, 2016, no. 2, pp. 268–284.
27. Laskin M. B. *Korrektirovka rynochnoy stoimosti po tsenoobrazuyushchemu faktoru «ploshchad' obekta»* [Correction of market value on the price-forming factor “object area”]. *Imushchestvennye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii – Property relations in the Russian Federation*, 2017, no. 8(191), pp. 86–99.
28. Lemesenko B. Yu., Lemesenko S. B., Semenova M. A. *K voprosu statisticheskogo analiza bol'shikh dannykh* [On the issue of statistical analysis of big data]. *Vestnik Tomskogo Gosudarstvennogo universiteta, ser. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika i informatika – Bulletin of Tomsk State University, ser. Management, computer engineering and Informatics*, 2018, no. 44, pp. 40–49. DOI: 10.17223/19988605/44/5