



УДК 339.13.017

DOI: <http://dx.doi.org/10.21686/2500-3925-2024-4-4-11>В.Д. Крещенский¹, Д.М. Шариева¹, М.Б. Ласкин²¹ Санкт-Петербургский государственный университет,
Санкт-Петербург, Россия² Санкт-Петербургский Федеральный Исследовательский Центр РАН,
Санкт-Петербург, Россия

Модель выделения доли земельной составляющей из оценки рыночной стоимости единых объектов недвижимости

Целью исследования является построение математической модели и соответствующей методики, позволяющей по имеющимся эмпирическим наблюдениям (рыночным данным), в сравнительном подходе, построить оценку рыночной стоимости единого объекта недвижимости и выделить в её составе долю стоимости, приходящуюся на земельный участок. Подобные задачи возникают из-за необходимости раздельного учета объектов налогообложения: земли и расположенного на ней недвижимого имущества. Актуальность исследования определяется введением института кадастровой оценки в Российской Федерации. Законодательство предусматривает периодичность кадастровой оценки в четыре года, в городах федерального значения может быть установлен срок очередной оценки — два года, по решению субъекта федерации. Следует отметить, что при определении кадастровой стоимости методами массовой оценки, методические рекомендации Росреестра по существу говорят об определении кадастровой стоимости как рыночной.

Материалы и методы. Рассматривается модель многомерного логарифмически нормального закона распределения. Такая модель является теоретической предпосылкой для построения мультипликативных моделей (т.е. аддитивных для логарифмов цен и некоторых ценообразующих факторов). Используются данные из открытых российских интернет-ресурсов о продажах единых объектов недвижимости (домов) и свободных земельных участков

в Ленинградской области, выставившихся на продажу в 2023 году. Объемы выборок по домам — 2759 записей, по свободным земельным участкам — 1023 записи. Авторами предложен метод оценки доли земельной составляющей в оценке рыночной стоимости единых объектов недвижимости, опирающийся на мультипликативные модели рыночной стоимости.

Результаты. В работе наглядно показана причина по которой мультипликативная модель (линейная модель в логарифмах цен и некоторых факторов) дает лучшие результаты, чем мультипликативная. Показан способ построения таблиц кадастровой стоимости при изменяющихся значениях ценообразующих факторов.

Заключение. В работе показано, что доля земельной составляющей в оценке кадастровой стоимости не является константой, она в значительной степени зависит от значений ценообразующих факторов, в первую очередь таких, как площадь земельного участка, площадь находящихся на нем зданий и сооружений, местоположение объекта. Указанные три фактора могут составлять некоторую базовую кадастровую стоимость (определяемую как рыночная), которая может корректироваться с учетом индивидуальных особенностей объекта.

Ключевые слова: многомерное логарифмически нормальное распределение, единые объекты недвижимости, мультипликативная модель.

Valery D. Kreshchensky¹, Daria M. Sharieva¹, Mikhail B. Laskin²¹ Saint Petersburg State University, Saint Petersburg, Russia² Saint Petersburg Federal Research Center of the Russian Academy of Sciences, Saint Petersburg, Russia

Model for Allocating the Share of the Land Component from the Assessment of the Market Value of Single Real Estate Objects

The objective of the study is to develop a mathematical model and corresponding methodology that allows, based on available empirical observations (market data), in a comparative approach, to create an assessment of the market value of a single real estate object and to allocate in its composition the share of the value attributable to the land plot. Such tasks arise due to the need for separate accounting of taxable objects: land and real estate located on it. The relevance of the study is determined by the introduction of the institute of cadastral valuation in the Russian Federation. The legislation provides for the frequency of cadastral valuation every four years, in cities of federal significance, the term of the next valuation can be set at two years, by decision of the subject of the federation. It should be noted that when determining the cadastral value by mass appraisal methods, the methodological recommendations of Rosreestr essentially speak of determining the cadastral value as a market value.

Materials and methods. A model of a multivariate logarithmic normal distribution law is considered. Such a model is a theoretical prerequisite for developing multiplicative models (i.e. additive for the logarithms of prices and some price-forming factors). The data from open Russian Internet resources on sales of single real estate objects (houses) and vacant land plots in the Leningrad region, put up for

sale in 2023, are used. The sample sizes for houses are 2759 records, for vacant land plots - 1023 records. The authors propose a method for estimating the share of the land component in the assessment of the market value of single real estate objects, based on multiplicative models of market value.

Results. The paper clearly shows the reason why the multiplicative model (linear model in the logarithms of prices and some factors) gives better results than the multiplicative one. A method for creating cadastral value tables with changing values of price-forming factors is shown.

Conclusion. The paper shows that the share of the land component in the assessment of the cadastral value is not a constant, it largely depends on the values of price-forming factors, primarily such as the area of the land plot, the area of the buildings and structures located on it, the location of the object. The three factors mentioned above can form a certain basic cadastral value (defined as market value), which can be adjusted taking into account the individual characteristics of the object.

Keywords: multivariate log-normal distribution, single real estate objects, multiplicative model.

В оценке недвижимого имущества часто возникает задача оценки единых объектов недвижимости (далее ЕОН). Под ЕОН понимается объект, в состав которого входит земельный участок и расположенные на нем здания, сооружения (далее улучшения). При этом ЕОН оценивается как отдельный объект. В то же время, по различным причинам, требуется выделить из оценки стоимости ЕОН оценочную стоимость земельного участка. О причинах возникновения таких задач и связанных с ними проблемах см. [1]. В настоящей статье рассматривается модель и метод, позволяющие построить оценку рыночной стоимости ЕОН сравнительным подходом и выделить в её составе долю рыночной стоимости земельного участка. Основные теоретические положения предлагаемого метода изложены в [2].

Модель. Введем обозначения:

V – цена предложения за ЕОН,

SB – площадь улучшений в составе ЕОН,

SP – площадь земельного участка в составе ЕОН,

R – расстояние до ближайшего значимого центра деловой активности,

$K = \frac{SB}{SP}$ – коэффициент плотности застройки земельного участка,

$U = \frac{V}{SP}$ – цена предложения за ЕОН на единицу площади земельного участка.

Рассмотрим модель совместного логарифмически нормального распределения компонент случайного вектора (U, K, R) . Компоненты случайного вектора (U, K, R) распределены на положительной полуоси. Пусть $W = \ln(U)$, $Y = \ln(K)$, $Z = \ln(R)$ (тогда $U = e^W$, $K = e^Y$, $R = e^Z$). Предположим, что трехмерный случайный вектор (W, Y, Z) нормален. Введем обозначения вектора средних (μ_W, μ_Y, μ_Z) и ковариационной матрицы

$$CV = \begin{pmatrix} \sigma_W^2 & \rho_{WY}\sigma_W\sigma_Y & \rho_{WZ}\sigma_W\sigma_Z \\ \rho_{YW}\sigma_W\sigma_Y & \sigma_Y^2 & \rho_{YZ}\sigma_Y\sigma_Z \\ \rho_{ZW}\sigma_W\sigma_Z & \rho_{ZY}\sigma_Y\sigma_Z & \sigma_Z^2 \end{pmatrix}.$$

или в блочном виде:

$$CV = \begin{pmatrix} \sigma_W^2 & cov(W, \bar{Y}) \\ cov(W, \bar{Y})^T & COV \end{pmatrix},$$

где

$$COV = \begin{pmatrix} \sigma_Y^2 & \rho_{YZ}\sigma_Y\sigma_Z \\ \rho_{ZY}\sigma_Y\sigma_Z & \sigma_Z^2 \end{pmatrix};$$

$$\bar{Y} = (Y, Z); cov(W, \bar{Y}) = (\rho_{WY}\sigma_W\sigma_Y, \rho_{WZ}\sigma_W\sigma_Z);$$

$\sigma_W^2, \sigma_Y^2, \sigma_Z^2$ – дисперсии случайных величин W, Y, Z ;

$\rho_{WY} = \rho_{YW}, \rho_{WZ} = \rho_{ZW}, \rho_{YZ} = \rho_{ZY}$ – коэффициенты корреляции.

Постановка задачи.

Пусть заданы значения площади улучшений $SB = sb$, площади земельного участка $SP = sp$, $R = r$ – расстояние до ближайшего значимого центра деловой активности. Требуется вывести формулу функциональной зависимости оценки рыночной стоимости ЕОН от размера земельного участка, коэффициента плотности застройки и расстояния до ближайшего значимого центра деловой активности, а также выделить долю рыночной стоимости земельного участка в стоимости ЕОН.

Метод оценки рыночной стоимости ЕОН и доли земельной составляющей в оценке стоимости ЕОН.

Аналогично работам [2], [3] можно показать, что в модели совместного логарифмически нормального распределения компонент вектора (U, K, R) оценка рыночной стоимости ЕОН на единицу площади земельного участка по условной медиане рассчитывается по формуле:

$$\begin{aligned} Median(U | K = k, R = r) &= \\ &= e^{\mu_W + (COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y}))^T \cdot (\ln(k) - \mu_Y, \ln(r) - \mu_Z)}, \end{aligned} \quad (1)$$

оценка рыночной стоимости по условному математическому ожиданию рассчитывается по формуле:

$$\begin{aligned} E(U | K = k, R = r) &= \\ &= Median(V | K = k, R = r) \cdot e^{\frac{1}{2}\sigma_W^2 - \frac{1}{2}(COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y}))^T \cdot cov(W, \bar{Y})} \end{aligned}$$

оценка рыночной стоимости по условной моде рассчитывается по формуле:

$$\begin{aligned} Mode(U | K = k, R = r) &= \\ &= Median(V | K = k, R = r) \cdot e^{-\sigma_W^2 + (COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y}))^T \cdot cov(W, \bar{Y})} \end{aligned}$$

Таким образом, оценка рыночной стоимости по математическому ожиданию по сравнению с оценкой по медиане имеет повышающий коэффициент

$$e^{\frac{1}{2}\sigma_W^2 - \frac{1}{2}(COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y}))^T \cdot cov(W, \bar{Y})} \quad (2)$$

оценка рыночной стоимости по моде по сравнению с оценкой по медиане имеет понижающий коэффициент

$$e^{-\sigma_W^2 + (COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y}))^T \cdot cov(W, \bar{Y})}. \quad (3)$$

При рассмотрении модели трехмерного логарифмического нормального распределения цен и площадей, обоснованной оценкой рыночной стоимости является оценка по моде. Во-первых, моды трехмерного распределения, всех условных двумерных распределений, условных одномерных распределений обладают свойством единственности, все остальные оценки (по математическому ожиданию, по медиане) таким свойством не обладают: существуют оценки, бо-

лее вероятные, чем оценка по математическому ожиданию или по медиане. Во-вторых, именно модальная оценка полностью соответствует определению рыночной стоимости по Ф3-135 [4]. С другой стороны, дискуссия в оценочном сообществе на эту тему продолжается, поэтому дальнейшее изложение в настоящей статье будет проводится для медианной оценки (для получения оценок по среднему математическому ожиданию и по моде можно применить коэффициенты (2),(3)).

Формула (1) легко линеаризуется логарифмированием, в результате получаем зависимость $W = \ln(U)$ от $y = \ln(k)$, $z = \ln(r)$

$$\ln(U) = \mu_w + \left(COV^{-1} \cdot cov(W, \bar{Y})^T, (\ln(k) - \mu_y, \ln(r) - \mu_z) \right). \quad (4)$$

При условии, что вектор (W, Y, Z) нормален, уравнение (4) является уравнением плоскости в трёхмерном пространстве разбивающей эллиптическое множество наблюдаемых точек на два подмножества (50/50%) и обеспечивающей нормальность ошибок. Из нормальности ошибок следуют и более слабые условия теоремы Гаусса-Маркова (нулевое математическое ожидание, гомоскедастичность). Уравнение (4) может быть, с учетом переобозначения констант, сведено к виду

$$\ln(U) = a + \alpha \cdot \ln(k) + \beta \cdot \ln(r). \quad (5)$$

Таким образом, в условиях применения модели трехмерного логарифмически нормального распределения, зависимость рыночной стоимости (оцененной по медиане) от площади улучшений sb и площади земельного участка sp следует искать в виде:

$$U = e^a \cdot k^\alpha \cdot r^\beta = A \cdot k^\alpha \cdot r^\beta \quad (6)$$

$$\text{и } V = A \cdot k^\alpha \cdot r^\beta \cdot sp = A \cdot sb^\alpha \cdot r^\beta \cdot sp^{1-\alpha}, \quad (7)$$

где a, α, β – константы их уравнения регрессии (5) и $A = e^a$.

Следует отметить, что формула (7) относится к построению оценки рыночной стоимости ЕОН (у объекта есть площадь земельного участка и площадь улучшений). Свободные и условно свободные земельные участки относятся к другому типу недвижимости, у них коэффициент плотности застройки равен нулю. Если земельный участок свободен, то может быть набрана соответствующая статистика по объектам сравнения. Условно свободный участок может иметь объекты сравнения тоже только среди свободных участков, выбрать для этих целей в качестве объектов сравнения ЕОН не получится, так как известна только цена ЕОН. Подобные модели рассматриваются в оценочной литературе, см., например, [5].

Аналогично, рассматривая модель трехмерного логарифмически нормального распределе-

ния цен (их обозначим как V^*), площадей свободных земельных участков $SP = sp$, расстояния $R = r$ до ближайшего значимого центра деловой активности, можно получить зависимость между оценкой рыночной стоимости свободного земельного участка (она же стоимость условно свободного земельного участка), площадью земельного участка sp и расстояния r в виде:

$$V^* = A^* \cdot sp^{\alpha^*} \cdot r^{\gamma^*}. \quad (8)$$

Учитывая, что формула (7) отражает оценку рыночной стоимости единого объекта недвижимости (включая, в том числе, и синергетический эффект комбинации площади земельного участка и площади улучшений), а формула (8) – оценку рыночной стоимости свободного (или условно свободного) земельного участка, получаем долю рыночной стоимости условно свободного земельного участка в оценке стоимости единого объекта недвижимости:

$$\frac{V^*}{V} = \frac{A^* \cdot sp^{\alpha^*} \cdot r^{\gamma^*}}{A \cdot sb^\alpha \cdot r^\beta \cdot sp^{1-\alpha}} = \frac{A^*}{A} \cdot sp^{(\alpha^* + \alpha - 1)} \cdot sb^{-\alpha} \cdot r^{\gamma^* - \beta}. \quad (9)$$

Замечание.

Модель трехмерного логарифмического распределения распространяется на всю область определения переменных U, K, R (от 0 до $+\infty$). В действительности, мы наблюдаем значение цен, площадей земельных участков, площадей улучшений в некотором ограниченном пространстве. Поэтому представляется корректным построение оценок в границах наблюдаемых значений ценообразующих факторов. Не следует распространять оценки на значения переменных, выходящих за пределы наблюдаемых диапазонов (см., например [5]).

Пример.

Данные для примера взяты из открытых интернет ресурсов. С сайтов агентств недвижимости отобраны два множества объектов: первый – жилые дома с земельными участками расположенные в Ленинградской области и выставившиеся на продажу в 2023 году, второй – свободные земельные участки в этом же периоде времени и в этом же регионе. Корректировка на время не проводилась. При продаже ЕОН, цена устанавливается за весь объект, без указания отдельных стоимостей земельного участка и улучшений. Время экспозиции сопоставимо с периодом исследования цен предложений. Общий объем выборки: ЕОН – 2759 записей, свободные земельные участки – 1023 записи. Все расчеты и рисунки выполнены в статистическом пакете R.

Методология исследования заключается в следующем:

- отбор, подготовка и преобразование данных для ЕОН,
- подбор коэффициентов множественной линейной регрессии для ЕОН

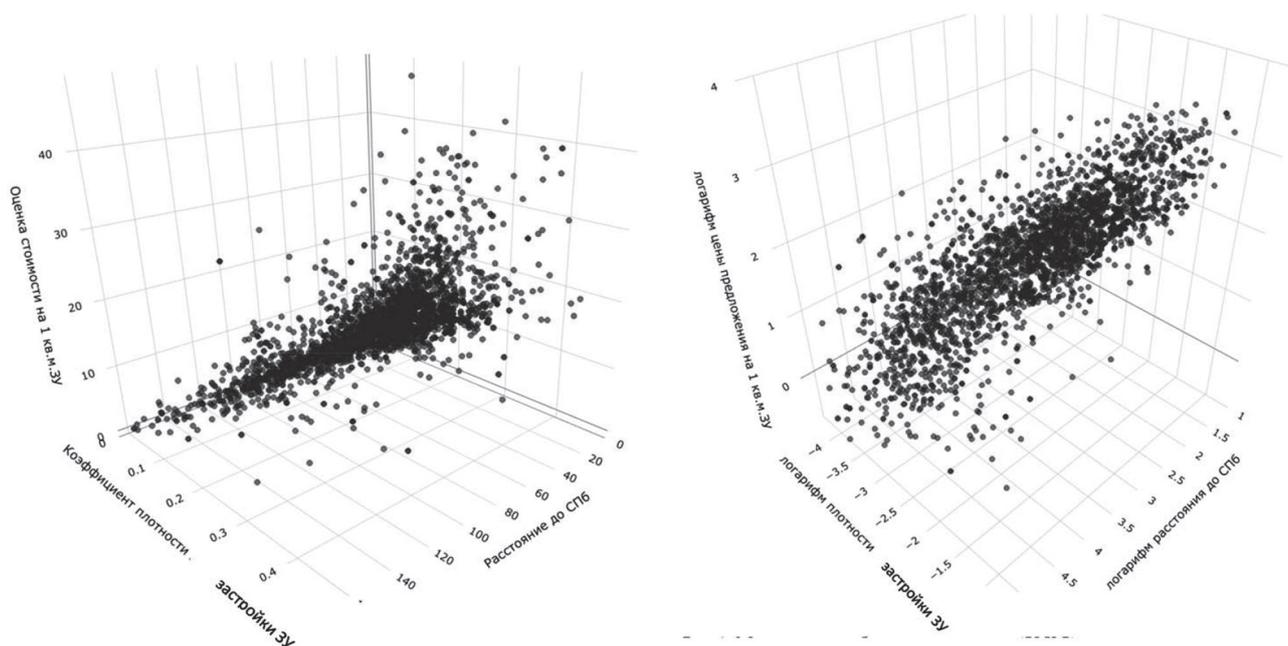


Рис.1. Множество наблюдаемых точек (U, K, R) в исходных размерностях (слева). U – в тыс.руб./1 кв.м. ЗУ, K – коэффициент плотности застройки ЗУ, R – расстояние до Санкт-Петербурга в км. И множество наблюдаемых точек (W, Y, Z) – в логарифмах (справа).

Fig. 1. The set of observed points (U, K, R) in the original dimensions (on the left). U – in thousand rubles/1 sq. m. of land plot, K – coefficient of land plot development density, R – distance to St. Petersburg in km. And the set of observed points (W, Y, Z) – in logarithms (on the right).

– построение модели для расчета оценки рыночной стоимости ЕОН

– отбор, подготовка и преобразование данных для свободных земельных участков,

– подбор коэффициентов множественной линейной регрессии для свободных земельных участков

– построение модели для расчета оценки рыночной стоимости свободных земельных участков

– построение модели оценки доли условно свободного земельного участка в оценке стоимости ЕОН.

Общая структура данных для ЕОН. На рисунке 1 показано множество наблюдаемых точек (U, K, R) в исходных размерностях и множество наблюдаемых точек (W, Y, Z) – в логарифмах.

Левый рисунок показывает, что зависимость удельной цены предложения U (на 1 кв.м. земельного участка) от коэффициента плотности застройки K и расстояния до Санкт-Петербурга R носит нелинейный характер. Эллиптический характер облака рассеяния в логарифмических координатах на правом рисунке является основанием для поиска линейной зависимости между величинами W, Y, Z . Уравнение линейной зависимости W от Y и Z является уравнением плоскости (построенном по методу наименьших квадратов), разбивающей эллиптическое множество точек на правом рисунке на два множества с, возможно, нормальными ошибками. Формула (5) имеет вид:

$$\ln(U) = a + \alpha \cdot \ln(k) + \beta \cdot \ln(r). \quad (10)$$

Таким образом для построения интересующей нас модели мы будем искать уравнение множественной линейной регрессии для переменных $\ln(U), \ln(k), \ln(r)$.

Линейная регрессия вида (10) может быть получена применением стандартной функции $lm()$ статистического пакета R. Результат показан на рисунке 2.

Как видно из рисунка 2 модель обладает удовлетворительными показателями качества, но имеет относительно невысокое значение R^2 . Это указывает на существование не учтенных в модели факторов, влияющих на отклонение на-

```
Call:
lm(formula = log(W) ~ log(K) + log(R))

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.6117 -0.2932 -0.0079  0.2988  2.2432

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  4.57686    0.04110   111.35 <2e-16 ***
log(K)       0.77462    0.01624    47.69 <2e-16 ***
log(R)      -0.26380    0.01287   -20.50 <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.5173 on 2746 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6364,    Adjusted R-squared:  0.6362
F-statistic: 2403 on 2 and 2746 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

Рис.2. Скриншот результата подбора линейной модели в логарифмах по формуле (10).

Fig.2. Screenshot of the result of fitting a linear model in logarithms using formula (10).

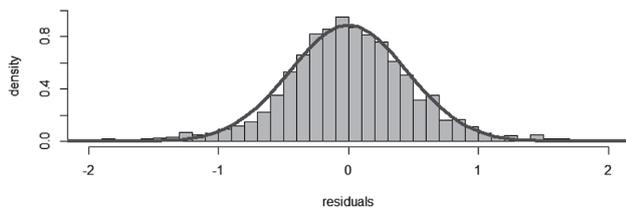


Рис. 3. Распределение ошибок линейной модели (10) с коэффициентами, показанными на рисунке 2. Линия – плотность нормального распределения с средним 0 и стандартным отклонением 0,45.

Fig. 3. Distribution of errors of the linear model (10) with the coefficients shown in Figure 2. The line is the density of the normal distribution with a mean of 0 and a standard deviation of 0,45.

```
> ks.test(RES, "pnorm", mean=0, sd=0.45)

Asymptotic one-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: RES
D = 0.019603, p-value = 0.2414
alternative hypothesis: two-sided
```

Рис.4. Скриншот результата теста Колмогорова-Смирнова на нормальность ошибок модели.
Fig.4. Screenshot of the Kolmogorov-Smirnov test result for the normality of model errors.

блюдений от модели. В совокупности эти факторы вместе со случайной составляющей дают нормально распределенную ошибку, как это видно на рисунке 3.

По условиям теоремы Гаусса-Маркова нормальность ошибок не требуется, но в данном случае распределение ошибок хорошо приближается плотностью нормального за-

кона. Причем качество подобранной модели распределения ошибок может быть улучшено за счет подбора параметра $sd = 0,45$. Результат теста Колмогорова-Смирнова показан на рисунке 4.

Получили зависимость вида:

$$\ln(U) = 4,57 + 0,77 \cdot \ln(k) - 0,26 \cdot \ln(r)$$

или, что то же:

$$U = e^{4,57} \cdot k^{0,77} \cdot r^{-0,26} = 96,54 \cdot k^{0,77} \cdot r^{-0,26}. \quad (12)$$

Окончательно

$$V = 96,54 \cdot k^{0,77} \cdot r^{-0,26} \cdot sp = 96,54 \cdot sb^{0,77} \cdot sp^{0,23} \cdot r^{-0,26} \quad (13)$$

Теперь рассмотрим множество объектов сравнения – свободных земельных участков, с разрешенным видом использования под ИЖС (индивидуальное жилое строительство), также извлеченных из открытых интернет ресурсов. Общий объем выборки 1023 свободных ЗУ (ИЖС). На рисунке 5 показано множество наблюдаемых точек (V, SP, R) в исходных размерностях и множество наблюдаемых точек (W, Y, Z) – в логарифмах.

Аналогично, с помощью функции $lm()$ может быть получена линейная регрессия для цены и площади земельного участка по данным о свободных земельных участках и оценка рыночной стоимости свободного земельного участка в виде

$$\ln(V) = a^* + \alpha^* \cdot \ln(sp) + \gamma \cdot \ln(r) \quad (14)$$

и
$$V^* = A^* \cdot sp^{\alpha^*} \cdot r^{\gamma}. \quad (15)$$

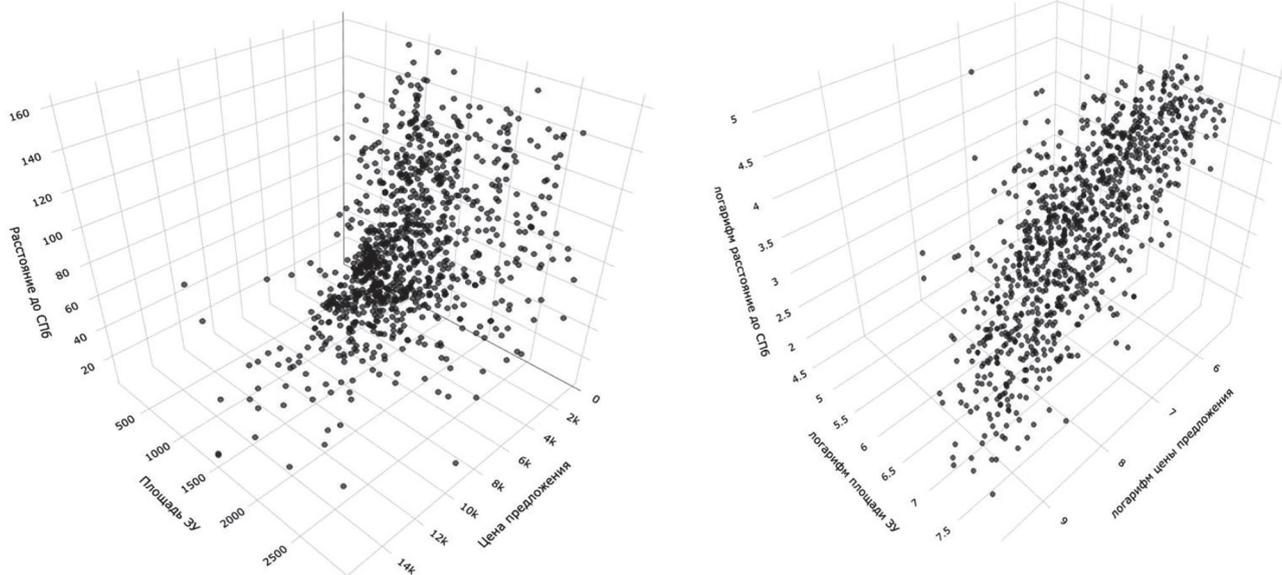


Рис.5. Множество наблюдаемых точек (V, SP, R) в исходных размерностях (слева). V – в тыс.руб. за ЗУ, SB – площадь ЗУ, R – расстояние до Санкт-Петербурга в км. И множество наблюдаемых точек (W, Y, Z) – в логарифмах (справа).

Fig.5. The set of observed points (V, SP, R) in the original dimensions (on the left). V – in thousands rubles per land plot, SB – land plot area, R – distance to St. Petersburg in km. And the set of observed points (W, Y, Z) – in logarithms (on the right).

```
Call:
lm(formula = log(Price) ~ log(SP) + log(R))

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.32988 -0.49875 -0.00391  0.46531  2.65127

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  5.84347    0.37672   15.51  <2e-16 ***
log(SP)      0.56682    0.05569   10.18  <2e-16 ***
log(R)      -0.62910    0.02709  -23.22  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.7151 on 1020 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3502, Adjusted R-squared:  0.3489
F-statistic: 274.9 on 2 and 1020 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Рис.6. Скриншот результат подбора линейной модели в логарифмах по формуле (14).

Fig. 6. Screenshot of the result of fitting a linear model in logarithms using formula (14).

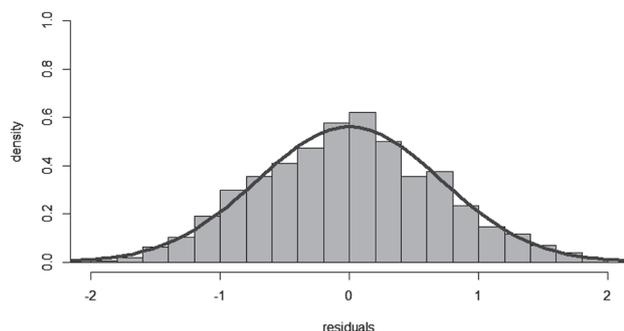


Рис.7. Распределение ошибок линейной модели (15) с коэффициентами, показанными на рисунке 6. Линия – плотность нормального распределения с средним 0 и стандартным отклонением 0,69.

Fig.7. Distribution of errors of the linear model (15) with the coefficients shown in Figure 6. The line is the density of the normal distribution with a mean of 0 and a standard deviation of 0,69.

```
> ks.test(RES, "pnorm", mean=0, sd=0.69)

Asymptotic one-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: RES
D = 0.018418, p-value = 0.8784
alternative hypothesis: two-sided
```

Рис.8. Скриншот результата теста Колмогорова-Смирнова на нормальность ошибок модели.

Fig.8. Screenshot of the Kolmogorov-Smirnov test result for the normality of model errors.

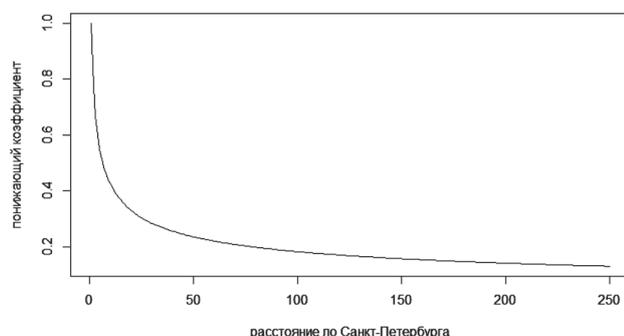


Рис. 9. График значений понижающего коэффициента $f(r) = r^{-0,37}$.

Fig. 9. Graph of values of the decreasing coefficient $f(r) = r^{-0,37}$.

Качество подобранной модели распределения ошибок может быть улучшено за счет подбора параметра $sd = 0,69$. Результат теста Колмогорова-Смирнова показан на рисунке 8.

Медианная оценка рыночной стоимости свободного земельного участка:

$$V^* = e^{5,84} \cdot sp^{0,57} \cdot r^{-0,63} = 383,78 \cdot sp^{0,57} \cdot r^{-0,63}. \quad (16)$$

Формула (9) дает оценку стоимости земельного участка (как условно свободного) в оценке стоимости ЕОН:

$$\begin{aligned} \frac{V^*}{V} &= \frac{A^*}{A} \cdot sp^{(\alpha^* + \alpha - 1)} \cdot sb^{-\alpha} \cdot r^{\gamma - \beta} = \\ &= \frac{383,78}{96,54} \cdot sp^{(0,57 + 0,77 - 1)} \cdot sb^{-0,77} \cdot r^{-0,63 + 0,26} \\ \frac{V^*}{V} &= 3,975 \cdot sp^{0,34} \cdot sb^{-0,77} \cdot r^{-0,37} \end{aligned}$$

Коэффициент $r^{-0,37}$ – убывающая функция, корректировка оценки рыночной стоимости (без учета скидки на торг) на местоположение. Под местоположением понимается удаленность объекта от г. Санкт-Петербурга. График функции $f(r) = r^{-0,37}$ показан на рисунке 9.

Например, при $r = 30$ (км. до Санкт-Петербурга) $f(30) = 30^{-0,37} = 0,284$ при $r = 100$ (км. до Санкт-Петербурга) $f(100) = 100^{-0,37} = 0,182$.

Ошибки модели.

Формула (5) для ЕОН может быть преобразована в формулу

$$\ln(V) = a + \alpha \cdot \ln(sb) + (1 - \alpha) \cdot \ln(sp) + \beta \cdot \ln(r) \quad (17)$$

Аналогичная ей формула для условно свободных земельных участков

$$\ln(V^*) = a^* + \alpha^* \cdot \ln(sp) + \gamma \cdot \ln(r) \quad (18)$$

Формулы (17) и (18) записаны без знака математического ожидания, однако мы находим коэффициенты линейных моделей методом наименьших квадратов исходя из имеющихся эмпирических данных. Таким образом, следовало бы в левых частях равенств (17) и (18) добавить знак математического ожидания, или записать эти формулы в виде

$$\ln(V) = a + \alpha \cdot \ln(sb) + (1 - \alpha) \cdot \ln(sp) + \beta \cdot \ln(r) + \varepsilon_{\text{ЕОН}} \quad (19)$$

$$\ln(V^*) = a^* + \alpha^* \cdot \ln(sp) + \gamma \cdot \ln(r) + \varepsilon_{3\gamma} \quad (20)$$

где $\varepsilon_{\text{ЕОН}}$ – ошибки модели для ЕОН, $\varepsilon_{3\gamma}$ – ошибки модели для свободных земельных участков. Тогда формула (9) для оценки доли условно свободного земельного участка в оценке рыночной стоимости ЕОН примет вид

$$\begin{aligned} \frac{V^*}{V} &= \frac{A^* \cdot sp^{\alpha^*} \cdot r^{\gamma}}{A \cdot sb^{\alpha} \cdot r^{\beta} \cdot sp^{1-\alpha}} \cdot \frac{e^{\varepsilon_{\text{ЕОН}}}}{e^{\varepsilon_{3\gamma}}} = \\ &= \frac{A^* \cdot sp^{\alpha^*} \cdot r^{\gamma}}{A \cdot sb^{\alpha} \cdot r^{\beta} \cdot sp^{1-\alpha}} \cdot e^{\varepsilon_{\text{ЕОН}} - \varepsilon_{3\gamma}} \end{aligned} \quad (21)$$

При заданных значениях переменных sp , sb , r первый множитель в формуле (21) является константой, а второй $e^{\varepsilon_{\text{ЕОН}} - \varepsilon_{\text{ЗУ}}}$ – случайной величиной. Если $\varepsilon_{\text{ЕОН}}$, $\varepsilon_{\text{ЗУ}}$ распределены нормально с нулевым средним и стандартными отклонениями $\varepsilon_{\text{ЕОН}}$, $\varepsilon_{\text{ЗУ}}$, то и $(\varepsilon_{\text{ЕОН}} - \varepsilon_{\text{ЗУ}})$ (распределено нормально с нулевым средним и стандартным отклонением $\sqrt{\sigma_{\text{ЕОН}}^2 + \sigma_{\text{ЗУ}}^2 + 2 \cdot \rho \cdot \sigma_{\text{ЕОН}} \cdot \sigma_{\text{ЗУ}}}$, где ρ – коэффициент корреляции случайных величин $\varepsilon_{\text{ЕОН}}$, $\varepsilon_{\text{ЗУ}}$. В этом случае, случайная величина $\frac{V^*}{V}$ распределена логарифмически нормально с параметрами

$$\left(0, \sqrt{\sigma_{\text{ЕОН}}^2 + \sigma_{\text{ЗУ}}^2 + 2 \cdot \rho \cdot \sigma_{\text{ЕОН}} \cdot \sigma_{\text{ЗУ}}}\right).$$

В приведенных выше примерах получены значения $\sigma_{\text{ЕОН}} = 0,45$ (рисунок 2), $\sigma_{\text{ЗУ}} = 0,69$. Коэффициент корреляции ρ , по имеющимся выборкам установить не удастся. Поскольку величина $e^{-\sigma^2}$ распределена логарифмически нормально со средним, определяемым по формуле (9) и дисперсией σ^2 , её наиболее вероятное значение может быть получено корректировкой результата формулы (9) на понижающий мультипликатор $e^{-\sigma^2}$.

Кадастровая стоимость устанавливается, среди прочего, для исчисления имущественных налогов. В соответствии с [7], при определении кадастровой стоимости методами массовой оценки, кадастровая стоимость определяется как рыночная. Ставки налогов на имущество и земельного налога устанавливаются нормативными правовыми актами представительных органов муниципальных образований (налог на имущество организаций – субъектами федерации). Ставки земельного налога, как правило, ниже ставок налога на имущество. Таким образом, при выделении из оценки рыночной стоимости ЕОН доли, приходящейся на землю, увеличение доли кадастровой стоимости, приходящейся на земельный участок отвечает интересам налогоплательщика, уменьшение доли, приходящейся на земельный участок – отвечает интересам муниципальных образований и субъектов федерации.

При некоррелированных ошибках моделей для ЕОН и для земельных участков $\sigma^2 = 0,68$. В качестве примера рассчитаем оценку доли земельного участка при $\sigma^2 = 0,68$ как наиболее вероятное значение величины $\frac{V^*}{V}$. Расчетная формула принимает вид

$$\text{Mode}\left(\frac{V^*}{V}\right) = \frac{A^* \cdot sp^\alpha \cdot r^\gamma}{A \cdot sb^\alpha \cdot r^\beta \cdot sp^{1-\alpha}} \cdot e^{-0,68}.$$

Наибольшее количество объектов сравнения находится на расстоянии от 5 до 30 км. от Санкт-Петербурга. Для примера возьмем расстояние до Санкт-Петербурга $r = 30$ (км.)

$$\begin{aligned} \text{Mode}\left(\frac{V^*}{V}\right) &= \frac{A^* \cdot sp^\alpha \cdot r^\gamma}{A \cdot sb^\alpha \cdot r^\beta \cdot sp^{1-\alpha}} \cdot e^{-0,68} = \\ &= 3,975 \cdot sp^{0,34} \cdot sb^{-0,77} \cdot 0,284 \cdot 0,51 = \\ &= 0,576 \cdot sp^{0,34} \cdot sb^{-0,77} \end{aligned} \quad (22)$$

Формула 22 дает возможность для любых значений sp и sb построить таблицу оценок доли земельного участка в рыночной стоимости ЕОН, находящихся на расстоянии 30 км. от Санкт-Петербурга. Пример показан в таблице 1.

Таблица 1 (Table 1)

Оценки доли земельной составляющей в рыночной стоимости ЕОН для различных значений величин sb и sp .

Estimates of the share of the land component in the market value of a Single Real Estate Object for different values of sb and sp .

		площадь земельного участка в кв.м.						
		400	600	1000	1200	1800	2000	2800
площадь улучшений в кв.м.	50	22%	25%	30%	32%	36%	38%	42%
	90	14%	16%	19%	20%	23%	24%	27%
	110	12%	14%	16%	17%	20%	20%	23%
	150	9%	11%	13%	14%	16%	16%	18%
	170	8%	10%	12%	12%	14%	15%	16%
	210	7%	8%	10%	10%	12%	12%	14%
	250	6%	7%	9%	9%	10%	11%	12%

Формула (22) не учитывает влияния на оценки других ценообразующих факторов. Формула (22) дает только некоторую базу, которая может быть использована, например, при кадастровой оценке, в условиях проведения массовой оценки и отсутствия данных о значимых факторах в открытых информационных источниках. Кроме того, существует арсенал устоявшихся оценочных методик, позволяющих провести дополнительные корректировки базовых оценок рыночной стоимости ЕОН, свободного земельного участка и доли условно свободного земельного участка в составе ЕОН.

Выводы.

Рисунки 1 и 5 свидетельствуют о наличии достаточных оснований для выбора мультипликативной модели в рассматриваемом секторе рынка недвижимости.

Доля земельной составляющей в оценке рыночной стоимости ЕОН не является константой, она зависит от площади земельного участка, площади улучшений, местоположения. Возможно и влияние других ценообразующих факторов.

Оценка доли земельной составляющей в зависимости от площадей улучшений и земельного участка, местоположения может служить некоторой базой, к которой могут применяться методы корректировок, направленные на учет индивидуальных особенностей объекта.

Снижение доли земельной составляющей в оценке кадастровой стоимости ЕОН, при действующих ставках налогообложения, отвечает интересам бюджета, повышение доли земельной составляющей – отвечает интересам налогоплательщика.

Литература

1. Кузнецов Д., Мягков В. Земля — отдельно, здание — отдельно. Как решить задачу разверстки рыночной стоимости залогового объекта // Банковское кредитование. 2023. № 6(112).

2. Ласкин М.Б. Многомерное логарифмически нормальное распределение в оценке недвижимого имущества // Бизнес-информатика. 2020. Т. 14. № 2. С. 48–63. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.2.48.63.

3. Ласкин М.Б. Нетрадиционные экономико-математические модели в задачах оценки недвижимого имущества. СПб: Донской издательский дом, 2022. 260 с.

4. Федеральный закон «Об оценочной деятельности в Российской Федерации» от 29.07.1998 № 135-ФЗ [Электрон. ресурс]. Режим доступа: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_19586/.

5. Okoruwa, A. Ason «Regression analysis of property productivity index and value» The Free Library // The Appraisal Institute, Appraisal Journal, March 22, 2017. [Электрон. ресурс]. Режим доступа: [https://www.thefreelibrary.com/Regression+analysis+of+property+productivity+index+and+val ue.-a0499598732](https://www.thefreelibrary.com/Regression+analysis+of+property+productivity+index+and+value.-a0499598732).

6. Баринов Н.П. Применение регрессионного анализа в задачах индивидуальной и массовой оценки объектов недвижимости // Вопросы оценки. 2022. № 1(106). С. 34–46.

7. Методические указания о государственной кадастровой оценке», Приказ Росреестра от 04.08.2021 № П/0336 (Зарегистрировано в Минюсте России 17.12.2021 N 66421) [Электрон. ресурс]. Режим доступа: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_403900/.

References

1. Kuznetsov D., Myagkov V. Land - separately, building - separately. How to solve the problem of apportioning the market value of a collateral object. Bankovskoye kreditovaniye = Bank lending. 2023; 6(112). (In Russ.)

2. Laskin M.B. Multivariate lognormal distribution in real estate valuation. Biznes-informatika = Business Informatics. 2020; 14; 2: 48–63. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.2.48.63. (In Russ.)

3. Laskin M.B. Netraditsionnyye ekonomiko-matematicheskiye modeli v zadachakh otsenki nedvizhimogo imushchestva = Non-traditional economic and mathematical models in problems of real estate valuation. Saint Petersburg: Donskoy Publishing House; 2022. 260 p. (In Russ.)

4. Federal Law “On Valuation Activities in the Russian Federation” dated July 29, 1998 N 135-FZ

[Internet]. Available from: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_19586/. (In Russ.)

5. Okoruwa, A. Ason “Regression analysis of property productivity index and value” The Free Library. The Appraisal Institute, Appraisal Journal, March 22, 2017. [Internet]. Available from: <https://www.thefreelibrary.com/Regression+analysis+of+property+productivity+index+and+value.-a0499598732>.

6. Barinov N.P. Application of regression analysis in tasks of individual and mass valuation of real estate. Voprosy otsenki = Questions of assessment. 2022; 1(106): 34-46. (In Russ.)

7. Guidelines on state cadastral valuation”, Order of Rosreestr dated 04.08.2021 N P/0336 (Registered with the Ministry of Justice of Russia on 17.12.2021 N 66421) [Internet]. Available from: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_403900/. (In Russ.)

Сведения об авторах**Валерий Дмитриевич Крещенский**

Аспирант, кафедра Информационных систем в экономике

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

Дария Маратовна Шариева

Студентка бакалавриата, кафедра Информационных систем в экономике
Санкт-Петербургский государственный университет, Санкт-Петербург, Россия
Эл. почта: st088878@student.spbu.ru

Михаил Борисович Ласкин

Д.э.н., к.ф.-м.н., главный научный сотрудник
Санкт-Петербургский Федеральный Исследовательский Центр РАН,
Санкт-Петербург, Россия
Эл. почта: laskin.m@iias.spb.su

Information about the authors**Valery Dmitrievich Kreshchensky**

Postgraduate student, Department of Information Systems in Economics

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

Daria Maratovna Sharieva

Undergraduate student, Department of Information Systems in Economics
Saint Petersburg State University,
Saint Petersburg, Russia
E-mail: st088878@student.spbu.ru

Mikhail Borisovich Laskin

Dr. Sci. (Economics), Chief Researcher
Saint Petersburg Federal Research Center of the Russian Academy of Sciences,
Saint Petersburg, Russia
E-mail: laskin.m@iias.spb.su