

УДК 339.13.017

DOI: <http://dx.doi.org/10.21686/2500-3925-2018-3-14-22>М.Б. Ласкин¹, С.В. Пупенцова²¹ Санкт-Петербургский государственный университет,
Санкт-Петербург, Россия² Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого,
Санкт-Петербург, Россия

Определение темпов инфляции в инвестиционно-строительном секторе экономики

Цель исследования: показать сложность и неоднородность инфляционных процессов, распадающихся на инфляционные процессы отраслевых экономик, провести сравнительный анализ цен с использованием двумерных распределений, показать отличие инфляционной составляющей в инвестиционно-строительном секторе экономики от показателей инфляции, применяемых в повседневной практике оценки недвижимого имущества, предложить метод расчета уровня инфляции, который практикующие оценщики могли бы применять самостоятельно, основываясь на текущих рыночных данных.

Материалы и методы: В качестве методов выполненного исследования использовались системный и сравнительный анализ, метод аналогий, контентный анализ. Основное внимание уделяется применению многомерного статистического анализа, использованию модели логарифмически нормальных распределений, как распределений, достаточно адекватно отражающих ассиметричные эмпирические распределения цен и удобных с вычислительной точки зрения и выводу расчетных формул, вытекающих из соответствующей гипотезы. В качестве статистического материала были использованы последние, опубликованные на момент написания статьи данные Росстата по динамике цен на различные группы товаров, а также данные одной из строительных организаций г. Санкт-Петербурга. Исследование разделено на следующие этапы: расчет уровня инфляции цен товаров продуктовой группы, опирающийся на гипотезу о совместно логарифмически нормальном распределении цен референтной группы товаров в базовом году и в году сравнения, а также на гипотезу о логарифмически нормальном распределении весов потребительской корзины, сопоставление результата с официальными данными, затем аналогичный

расчет темпов инфляции при оценке объектов в инвестиционно-строительном секторе экономики.

Результаты: В статье предложен метод определения ставки инфляции при оценке рыночной стоимости доходным подходом на основе статистического анализа рыночных данных. Метод позволяет установить расчетный уровень инфляции, приемлемый для строительной отрасли и задач оценки недвижимого имущества доходным подходом.

Заключение: Показано, что при оценке недвижимого имущества, необходимо более тщательное исследование секторальных темпов инфляции, так как вынужденное использование при оценке недвижимости данных по темпам инфляции в потребительском секторе экономики не всегда корректно. Затрагиваются и общие вопросы оценки уровня инфляции и коэффициентов дефляторов по рыночным данным, на основе двумерных распределений случайных величин. Современные методы обработки больших данных, технические возможности, большое количество программных продуктов, представленных на рынке, перспективы цифровой экономики ставят задачу создания обширных и доступных оценщикам и аналитикам баз данных, снабженных аналитическим инструментарием. Задача это сложная, так как носители достоверной информации (такие как торговые сети, например) зачастую избегают публичности. В этой связи возникает задача координации усилий научного сообщества и бизнеса, для решения общих современных задач и вызовов.

Ключевые слова: инфляция, уровень инфляции, дефлятор, стохастическая модель ценообразования, логарифмически нормальный закон распределения

Mikhail B. Laskin¹, S.V.Pupentsova²¹ Saint-Petersburg Institute of Informatics Russian Academy of Science (SPIIRAS), Saint-Petersburg, Russia² Peter the Great Saint-Petersburg Polytechnic University, Saint-Petersburg, Russia

Inflation rate determination in investment and construction sector of the economy

The aim of the study: to show the complexity and heterogeneity of inflation processes, which break down into inflation processes of sectoral economies, to conduct a comparative analysis of prices using two-dimensional distributions, to show the difference between the inflationary component in the investment and construction sector of the economy from inflation indicators, used in everyday real estate valuation practice, to propose a method for calculating the level of inflation that appraisers could use independently, based on current market data.

The system and comparative analysis, method of analogies, the content analysis were used as methods of the research. The main attention is paid to the use of multidimensional statistical analysis, the use of the logarithmically normal distribution model as distributions that adequately reflect the asymmetric empirical distribution of prices and convenient from a computational point of view, and the conclusion of the calculation formulas derived from the corresponding hypothesis. The latest data, published by

Rosstat on the dynamics of prices for different groups of goods, as well as data from one of the construction companies of Saint Petersburg were used as statistical materials. The study is divided into the following stages: calculation of the inflation rate for the product group, based on the hypothesis of jointly logarithmically normal distribution of prices of the reference group of goods in the base year and in the year of comparison, as well as the hypothesis of logarithmically normal distribution of the weights of the consumer basket, comparison of the result with the official data, then a similar calculation of the inflation rate in the evaluation of objects in the investment and construction sector of the economy.

Results: the authors propose a method of determining the rate of inflation in the evaluation of market value income approach based on statistical analysis of the market data. The method allows setting the estimated inflation rate, acceptable for the construction industry and the tasks of assessing the real estate income approach.

Conclusion: In the evaluation of the real estate, it is necessary to study more thoroughly the sectoral inflation rates, since the forced use in the evaluation of the real estate data on inflation in the consumer sector is not always correct. General questions of the inflation rate estimation and deflator coefficients by the market data based on two-dimensional distributions of random variables are raised. Modern methods of big data processing, technical capabilities, a large number of software products on the market, the prospects of the digital economy pose the task

of creating extensive and accessible to appraisers and analysts databases, equipped with analytical tools. The goal is difficult, because the carriers of reliable information (such as retail chains, for example) often avoid publicity. In this regard, there is a task to coordinate the efforts of the scientific community and business to solve common modern problems and challenges.

Keywords: inflation, inflation rate, deflator, the stochastic pricing model, lognormal distribution

Введение

Определение стоимости любого актива без анализа темпов инфляции невозможно. В работах [1–9] отмечается, что влияние инфляции усиливается для проектов инвестиций в реальные активы с длительным периодом прогнозирования. Темпы инфляции или «процентный прирост общего уровня цен» [10], является важнейшим инструментом ценообразования в современных условиях. Учет инфляции при оценке недвижимости необходим при построении денежных потоков и расчете ставки дисконтирования, при определении прибыли предпринимателя (девелопера), при индексации стоимости строительно-монтажных работ [9, 11].

Открытость прогноза и текущих данных по базовой инфляции на официальных сайтах Федеральной службы государственной статистики (Росстата) [12], Центрального банка Российской Федерации [13] и Министерства экономического развития Российской Федерации [14], приводит к массовому применению данного показателя при оценке недвижимости и оценке эффективности инвестиций в реальные активы. Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России приведен в [6], где автор отмечает, что «с начала 2015 года базовый индекс инфляции, рассчитанный по методологии Росстата, дает завышенную оценку годовой инфляции» [6]. Рекомендации [1] использовать «официальные сведения по достаточно

большой «корзине» при учете инфляции, безусловно, справедливы, при расчете общего уровня инфляции в экономике в целом. Однако, как будет видно ниже, в различных секторах экономики инфляция может быть разной, и совсем не обязана совпадать с индексами потребительских цен. В данной работе будет показано отличие официальной ставки инфляции, рассчитанной по потребительской корзине, от ставки инфляции, которую следовало бы применить при оценке стоимости недвижимого имущества, при расчетах строительных инвестиционных проектов и, вообще, в строительной отрасли. Денежные средства, реинvestированные в строительство и рынок недвижимости подвержены инфляции, отличной от рынка потребительских товаров, поэтому мы сосредоточимся только на необходимости более внимательной оценки уровня инфляции, так как, очевидно, что в различных отраслях экономики уровень инфляции разный. Официальные данные по темпам инфляции в 2015 г.:

– по данным Росстата [12] и Центрального банка РФ [13] инфляция по Российской Федерации составила 12,9%, %, инфляция на непродовольственные товары – 13,7%;

– по данным Росстата прирост цен производителей на строительную продукцию по Российской Федерации составил 4,1% [12];

– по данным ООО «Ко-Инвест» (табл. 2.1, [15]) прирост цен строительно-монтажных работ (СМР) для Российской Федерации составил 1,1%(рас-

считан как процентный прирост индексов СМР для Российской Федерации по данным 4 квартала 2015 и 2014 гг.); региональный прирост цен СМР в Санкт-Петербурге составил 5,0%, а в Москве за 2015 год цены упали за год на 3,1% (табл. 2.1, [15]);

– по данным Минстрой России прирост цен для строительства для Российской Федерации, составил 5,7% (рассчитан как процентный прирост средних индексов строительства административных зданий ТЕР-2001 за 4 квартал 2015 [16] и 2014 [17]); прирост цен СМР в Санкт-Петербурге составил 5,8%, а в Москве цены выросли за год на 1,8% (индексов строительства административных зданий ТЕР-2001 за 4 квартал 2015 [16] и 2014 [17]).

Аналитик (оценщик), очевидно, поставлен перед не простым выбором даже при использовании официальных данных.

В качестве периода для анализа выбран 2015 год, так как более поздняя информация по анализируемому направлению на дату написания данной работы еще не опубликована на сайте Федеральной службы государственной статистики. Темпы инфляции, отраженные в строительных индексах, повсеместно применяются в инвестиционно-строительном секторе экономики для определения сметной стоимости строительства в текущих ценах. Вызванное инфляцией «удорожание стоимости строительства по отношению к базовому уровню используется для расчетов за выполненные строительно-монтажные рабо-

ты между заказчиком и подрядчиком организации» [18]. В отдельных регионах индексы «оказались инструментом административного воздействия на строительный рынок, особенно по объектам бюджетного финансирования» [18]. Как правило, в строительной отрасли индексы дифференцируются по наиболее распространенным видам работ или проектным решениям частей зданий и сооружений (пример расчета приведен в гл. IX, табл. 2–4 [18], [19]). Для укрупненных экономических расчетов по оценке эффективности инвестиций в реальные активы могут разрабатываться индексы по отраслям (пример отраслевых индексов приведен в [18]).

В подтверждение актуальности выбранной темы отметим, что «отказ от индексации строительно-монтажных работ возможен только при официальном ежегодном обновлении всей сметно-нормативной базы и данных о стоимости строительных ресурсов. В российских условиях даже ежегодный пересчет и переиздание сметно-нормативной базы представляется пока нереальным по экономическим и этическим соображениям: пользователям придется ежегодно приобретать дорогостоящие нормативы. Негативное отношение к индексам среди отдельных специалистов и организаций вызвано не самим фактом их существования, а тем, как эти индексы разрабатываются и применяются» [18].

Расчет базовой инфляции цен товаров продуктовой группы

Мы рассматриваем изменение цены за 1 год на конкретный вид товара как реализацию двумерной случайной величины. Первая координата такой случайной величины – цена единицы какого либо товара в базовом периоде, выраженная в денежных единицах. Несмотря на то, что множество всех товаров счётно и дискретно, разнообразие всех товаров так велико, что приближение случайной величины «цена единицы товара» непрерывной случайной величиной, распределенной на положительной полуоси представляется, достаточно обоснованным. Вторая координата – коэффициент повышения цены единицы товара базового периода за один год. Тогда многообразие цен всех товаров с их коэффициентами повышения представляет собой некоторую генеральную совокупность, относительно которой предстоит сделать выводы на основе статистического анализа доступных выборок. В качестве такой выборки возьмем справочник «Цены в России – 2016 г.», опубликованный на официальном сайте Росстата [12] (более поздняя информация по ценам еще не опубликована). Сначала рассмотрим повышение цен на продукты. На представленной ниже диаграмме представлены распределения цен в базовом периоде (на конец 2014 г.) и на конец 2015 г.

Как оказалось, указанные распределения удовлет-

ворительно приближаются логнормальными. Проверка проводилась тестом Колмогорова-Смирнова (КС-тест), для 2014 г. получено значение вероятности ошибки при отклонении нулевой гипотезы $p\text{-value} = 0,758$, для 2015 г. $p\text{-value} = 0,819$.

Так как полученные значения выше 0,05, оснований отвергнуть гипотезу о логарифмически нормальном распределении цен на 5% уровне значимости нет. Получены значения параметров для выборки 2014 года среднего значения цен товаров продуктовой группы $\mu_1 = 4,93529719$, стандартного отклонения $\sigma_1 = 1,11925997$, и для выборки 2015 г.: $\mu_2 = 5,10213865$, $\sigma_2 = 1,14518031$. Коэффициент корреляции между ценами товаров продуктовой группы в 2014 и 2015 г. $\rho = 0,9895011$.

Так как коэффициент корреляции близок к единице, велик соблазн остановиться на линейной модели (линейной зависимости цен 2015 года от цен 2014 года). Угол наклона линейной функции в этом случае указал бы на уровень инфляции в 15,3%, как это видно из приведенного ниже рисунка. Дополнительным аргументом могло бы служить значение $R^2 = 0,979$ близкое к 1, что в практике оценки часто является достаточным основанием для принятия модели (в данном случае линейной).

Но при более детальном рассмотрении этого рисунка следует отметить, что в области высоких цен абсолютный разброс от прямой линии уве-

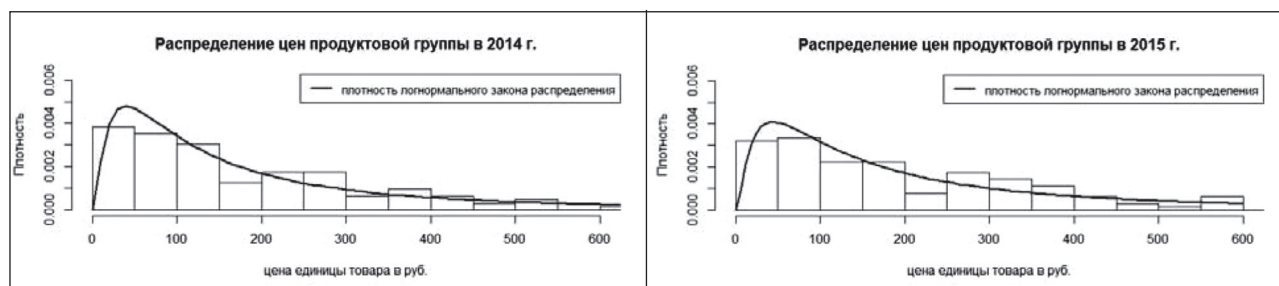


Рис. 1. Распределения цен товаров продуктовой группы в 2014 г. и 2015 г.

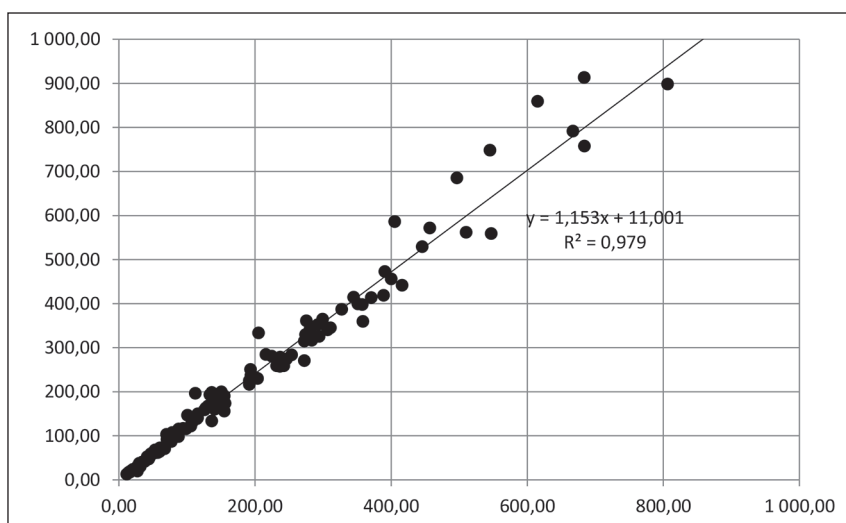


Рис. 2. Соотношение цен товаров продуктовой группы в 2014 и 2015 г.

личивается, а в области низких цен уменьшается, при этом значительная часть точек в области низких цен лежит ниже аппроксимирующей прямой. Иная картина будет наблюдаться для относительного разброса. Для того, чтобы увидеть эту особенность рассмотрим другую двумерную случайную величину, а именно пару: цена 2014 год – годовой коэффициент повышения (Рис.3).

Эллиптический вид облака рассеяния в логарифмической плоскости обычно указывает на гипотезу о совместной нормальности, в данном случае логарифмов случайных величин. На правой диаграмме видно, что после удаления не-

большого количества выбросов можно добиться эллиптического вида облака рассеяния. Учитывая, что это означало бы исключения из рассмотрения некоторых видов товаров (что само по себе, возможно, не лишено смысла), мы проверили круговым тестом Колмогорова-Смирнова [20] совместное распределение логарифмов (цены базового года и коэффициента удорожания) на нормальность. Результаты кругового теста Колмогорова-Смирнова (КС-теста) приведены на рис. 4. Даже без исключения из выборки резко отстоящих точек, результат кругового КС-теста получился приемлемым.

Основной идеей кругового КС-теста является поворот облака рассеяния (в данном случае на правой диаграмме рис.3) на малый угол и проверка на нормальность по каждой из координатных осей. Поэтому важно, чтобы линия значений p -value (см. рис.4) находилась выше критического значения (доверительного уровня, в данном случае 5%) при любом угле поворота. Что, как мы видим, выполняется (минимальное значение p -value = 0,09989). Тогда можно приблизить облако рассеяния пары «цена – коэффициент повышения» (левая диаграмма рис. 3) теоретической двумерной совместно логарифмически нормальной поверхностью. Такая поверхность показана на рис. 5.

Рассмотрим двумерную случайную величину (V_B, K) (V_B – цена в базовом году, K – годовой коэффициент удорожания). Пусть V_B, K имеют логарифмически нормальные распределения, с параметрами μ_1, σ_1 (для цены в базовом году) и μ_2, σ_2 (для коэффициента удорожания) соответственно. Справедливо следующее утверждение, ранее доказанное в [20], [21], [22]:

Если случайные величины V_B, K имеют совместное логарифмически нормальное распределение, то при фикс-

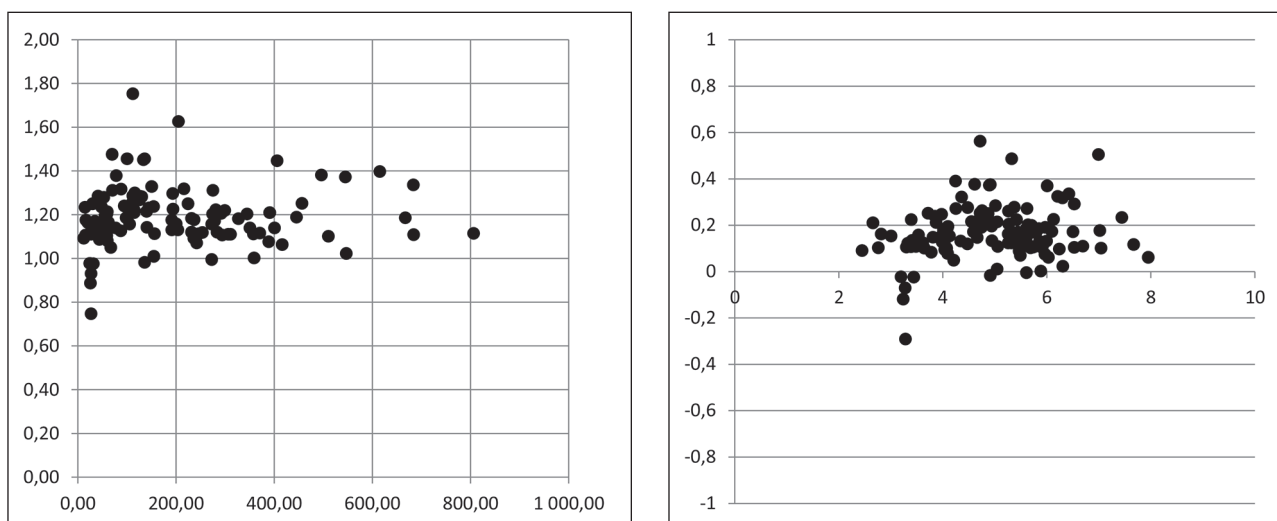


Рис. 3. Облака рассеяния случайной величины цена 2014 г. – годовой коэффициент повышения (слева), справа логарифм цены 2014 года – логарифм коэффициента повышения

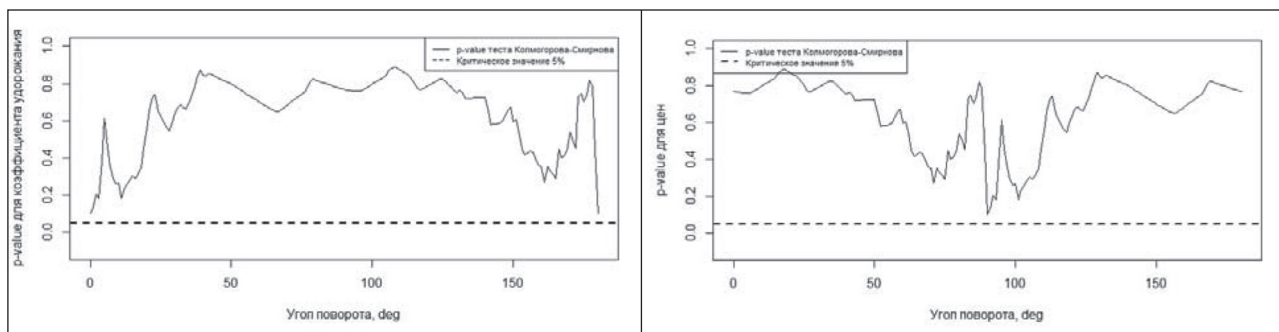


Рис. 4. Результаты кругового теста Колмогорова-Смирнова на совместную нормальность логарифмов цены базового года и коэффициента удорожания

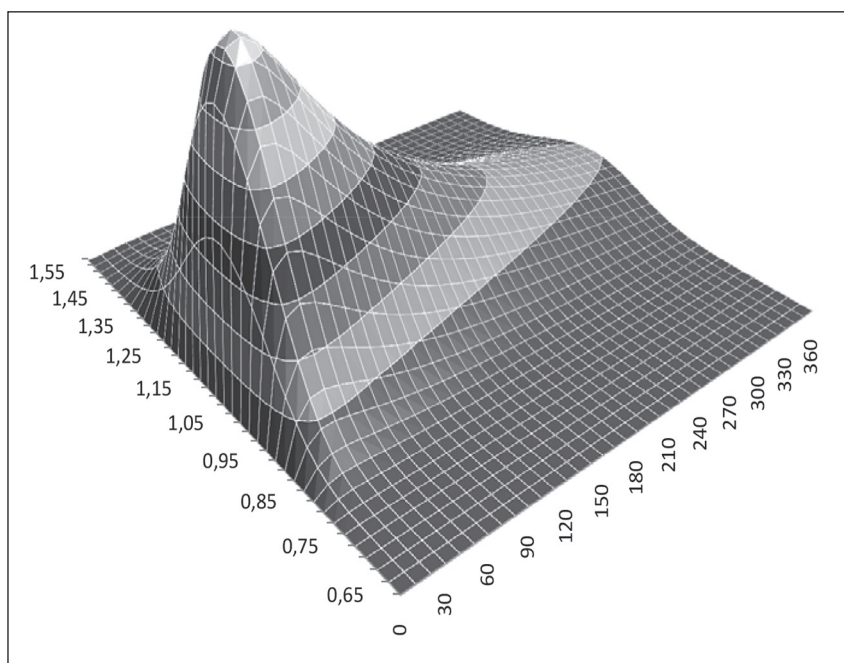


Рис. 5. Аппроксимирующая двумерная совместно логарифмически нормальная поверхность для пары цена в базовом периоде – коэффициент удорожания, трехмерное изображение, по вертикали – плотность

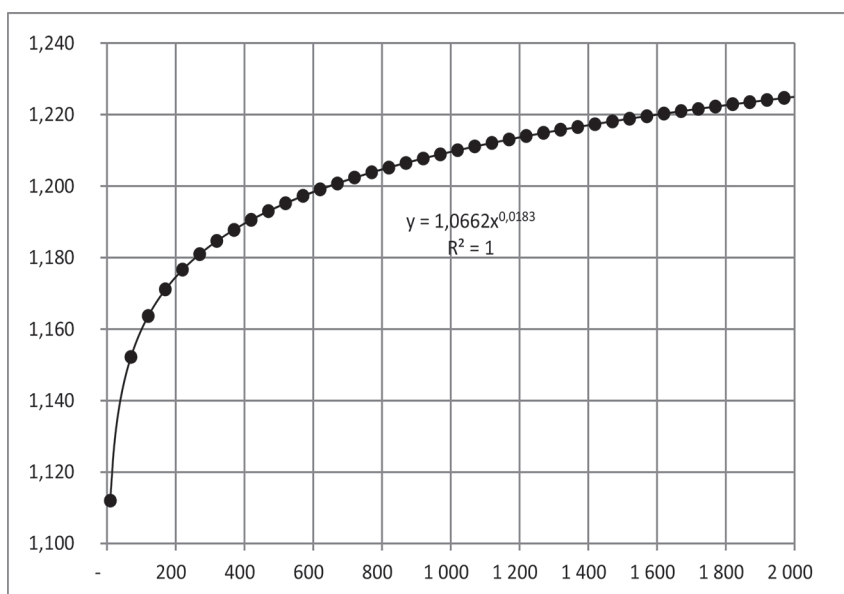


Рис. 6. Зависимость наиболее вероятного коэффициента удорожания от цены в базовом 2014 г. на товары продуктовой группы

сированном $V_B = v$ наиболее вероятный коэффициент удорожания K_M равен:

$$K_M = Mode(K | V_B = v) = \exp\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\ln(v) - \mu_2) - \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right) \quad (1)$$

где ρ – коэффициент корреляции.

Формула (1) дает ключ к пониманию того, как при имеющемся массиве данных по ценам можно оценить коэффициент удорожания, соответствующий состоянию рынка.

Из формулы (1) легко увидеть, что зависимость наиболее вероятного коэффициента удорожания от цены в базовом периоде имеет вид степенной функции:

$$K_M = Mode(K | V_B = v) = Av^{\rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}}, \quad A = \exp\left(\mu_1 - \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \mu_2 - \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right). \quad (2)$$

Эта функция, при известных $\mu_1, \sigma_1, \mu_2, \sigma_2, \rho$, легко может быть построена.

При построении аппроксимирующей поверхности (рис. 5) были получены следующие значения: $\mu_1 = 4,935297193, \sigma_1 = 0,166841455, \mu_2 = 1,123764055, \sigma_2 = 0,114167758, \rho = 0,179793382$. Зависимость наиболее вероятного коэффициента удорожания от цены в базовом периоде показана на рис. 6.

На рис. 6 видно, что удорожание товаров продуктовой группы, выраженное в терми-

нах наиболее вероятных значений для разных цен товаров в базовом периоде неодинаково. Оно начинается от уровня 11,2% для дешевых товаров и постоянно растет по мере роста цены, превышая 22% для товаров, цена которых в базовом периоде была выше 1600 руб. за единицу. Так как уровень инфляции не может быть определен по одной фиксированной цене товара, то на положительной полуоси необходимо задать некоторую функцию потребления (корзину), приписывающую каждому числу некоторую меру, соответствующую процентной доли этого товара в структуре потребления по всей зоне действия национальной валюты. Именно такая идея заложена в индексы Ласпейерса (отношение взвешенных средних цен по корзине базисного периода), Пааше, (отношение взвешенных средних цен по корзине текущего периода), Фишера (среднее геометрическое индексов Ласпейерса и Пааше). Тогда, инфляция I может быть рассчитана по формуле

$$I = A \int_0^{+\infty} v^{\frac{\rho \sigma_1}{\sigma_2}} p(v) dv \quad (3)$$

где $p(v)$ – плотность, описывающая корзину потребления (каждой цене v ставится в соответствие доля цены в общей корзине потребления). Несложно увидеть, что интеграл в формуле (3) есть ни что иное, как начальный момент порядка $\rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ некоторого распределения (корзины) с плотностью $p(v)$. Если теперь предположить, что $p(v)$ также является плотностью логарифмически нормального распределения с параметрами α, β , то формула (3) примет вид

$$I = A \int_0^{+\infty} v^{\frac{\rho \sigma_1}{\sigma_2}} p(v) dv = A e^{\frac{\rho \sigma_1}{\sigma_2} \alpha + \frac{1}{2} \rho^2 \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \beta^2} \quad (4)$$

Распределения цен (рис. 1) имеют, как правило, ярко выраженную левую асимметрию,

и, что важно, достаточно большую дисперсию, которая приводит к существенной разнице между арифметическим средним (оценка математического ожидания), геометрическим средним (оценка медианы) и оценкой наиболее вероятного значения. Если иметь в виду, что наибольшая концентрация цен (вокруг точки максимума распределений – см. рис. 1.) соответствует и наиболее массово потребляемым товарам, то, очевидно, что средние взвешенные оценки (индексы) могут значительно отклоняться от наиболее вероятных значений (соответствующих наиболее массовым и общепотребительным товарам и их ценам). В условиях быстро растущего рынка, при благоприятных макроэкономических условиях эта разница может нивелироваться динамичными позитивными изменениями за короткие промежутки времени. В современных условиях эта разница может приводить к искажению реальных макроэкономических показателей. Со статистической точки зрения, современных возможностей использования компьютерной техники, специализированного программного обеспечения, технологий работы с большими базами данных, определение уровня инфляции по сплошному набору всех товаров и услуг не представляет технической сложности. Сложно определить веса каждого из товаров и услуг в общей структуре потребления. Хорошие данные о потребительской корзине, безусловно, имеют торговые сети. Несомненно, в недалеком будущем, появятся исследования, основанные на их данных. Но пока эта информация недоступна для исследователей, поэтому, для примера, можно посчитать инфляцию по минимальному набору продуктов питания, указанному в методологических пояснениях к [12] (так как в них указаны

нормы потребления).

Прямое применение весов, указанных в [12] дает результат – 8,3%. Применение формулы (4) дает результат 9,6%. Напомним, официально объявленная инфляция по РФ за 2015 год – 12,9% [12, 13]. Разница возникает из-за разных наборов товаров и весов. Таким образом, веса (доли) товаров в структуре потребления играют очень существенную роль в определении уровня инфляции.

Учитывая все сказанное, было бы некорректно при оценке недвижимого имущества, оценке инвестиционных проектов, в строительстве применять уровень инфляции по официально объявленному курсу и, вообще, по любому индексу, определенному по потребительской корзине. Реинвестируемые в строительство и недвижимость деньги подвержены иному уровню инфляции, чем затраты на товары потребления.

Расчет инфляции по ценам на строительные товары

Мы провели аналогичные расчеты по ценам на строительные товары, источник данных тот же: справочник Росстата «Цены в России 2016». На рис.7 показана зависимость наиболее вероятного годового коэффициента удорожания для строительных товаров к базе 2014 года.

Параметры двумерного совместно логарифмически нормального распределения цен строительных товаров и коэффициента их удорожания за 2015 год, на основании которых была построена степенная функция, показанная на рис. 7:

$$\begin{aligned} \mu_1 &= -0,00473, \sigma_1 = 0,13757, \\ \mu_2 &= 1,37079, \sigma_2 = 0,13757, \\ \rho &= 0,32659. \end{aligned}$$

С точки зрения текущей практики, для расчетов в оценочной деятельности (недвижимое имущество) представляется вполне обоснованным

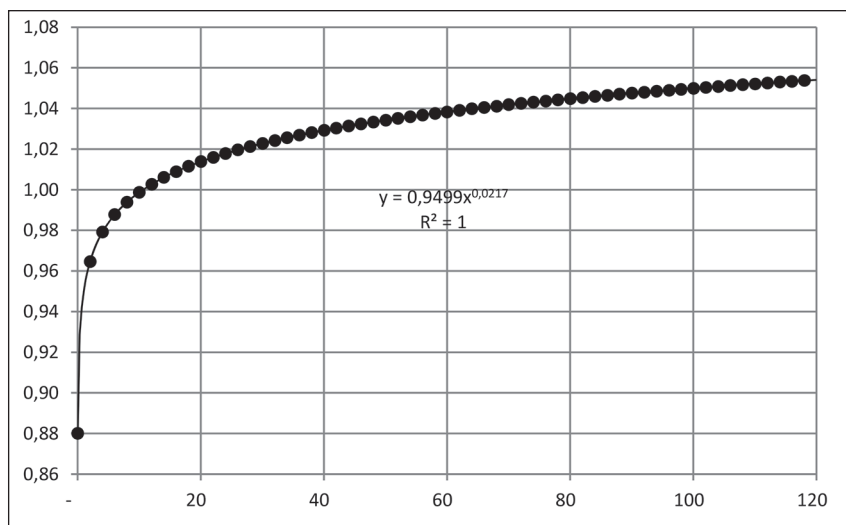


Рис. 7. Зависимость наиболее вероятного годового коэффициента превышения для строительных товаров к базе 2014 года

(в соответствующем периоде) применение ставки уровня инфляции около 6% (максимальное значение при стоимости единицы товара около 120 тыс. руб. за единицу). Следует обратить внимание, что в отличие от рассмотренного выше примера продуктового сектора (удорожание всех товаров в диапазоне 11,2% до 22%), в наблюдаемом диапазоне цен строительных товаров годовое удорожание находится в пределах от -12% до +5,6%, т.е. в 2015 году некоторые строительные товары даже дешевели. Так как при строительстве зданий используются материалы разной стоимости в разных объемах, то необходимо выбрать «аналог корзины», в виде весовой функции, опре-

деленной на положительной полуоси, отражающей пропорции использования строительных материалов разной стоимости при строительстве объекта. Конструирование такой «корзины» представляет определенные трудности, т.к. она, очевидно, будет разной для разных типов зданий, технологий строительства и т.п. Мы, в качестве примера, воспользовались данными одной из строительных компаний Санкт-Петербурга, предоставившей информацию по ряду однотипных зданий, на условиях анонимности. Эмпирическое распределение весов строительных материалов, использованных при строительстве (отношение общей стоимости материала к общей

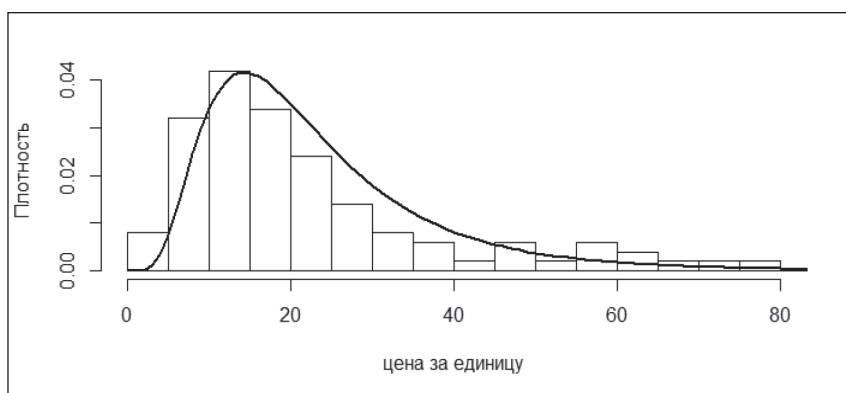


Рис. 8 Эмпирическое распределение весов строительных товаров (пример) и его приближение кривой плотности логарифмически нормального распределения

стоимости всех материальных затрат) и его приближение теоретической кривой представлены на рис. 8.

Расчет параметров логарифмически нормального распределения весов по представленным данным составил: $\alpha = 2,9855$, $\beta = 0,689$. Результат КС-теста $p\text{-value} = 0,3004$, при 5% уровне значимости, не дает оснований отвергнуть гипотезу о логарифмически нормальном распределении «корзины». Применение формулы 4 дает результат:

$$I = A e^{\frac{\sigma_1}{\sigma_2} \alpha + \frac{1}{2} \rho^2 \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \beta^2} = 1,0137, \text{ т.е.}$$

инфляция строительного сектора, рассчитанная на основании двумерного анализа цен в базовом периоде и коэффициента удорожания, составила в 2015 году 1,37%. Как и ожидалось, уровень инфляции в строительном секторе значительно ниже официального значения Росстата [12]. Примененный способ расчета весов соответствует рекомендациям [18], где указано, что вес рассчитывается «на основе анализа типовых, наиболее часто встречаемых конструктивно-технологических решений». Список ценообразующих ресурсов из типовых смет приведен в табл.4 [18, стр. 280–285]. Обычно расчет индексов в строительстве «осуществляется, как правило региональными центрами по ценообразованию, межведомственными комиссиями, службами органов управления строительного комплекса» [18].

Выводы

1. При оценке стоимости недвижимого имущества, при расчетах строительных инвестиционных проектов и, вообще, в строительной отрасли лучше отказаться от применения официальной ставки инфляции, рассчитанной по потребительской корзине.

2. При расчете инвестиционных проектов в строительстве, при оценке недвижимого

имущества следует ориентироваться на инфляционные ожидания отрасли и проводить самостоятельный анализ.

3. Уровень инфляции может быть оценён как начальный

момент порядка $\rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ некоторого распределения (корзины) с плотностью $p(v)$, скорректированный на коэффициент A (формула 2). Коэффициент

A и величина $\rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$ полностью определяются параметрами двумерного распределения цен в базовом периоде и годового коэффициента повышения цены.

Литература

1. Методические рекомендации по оценке эффективности инвестиционных проектов: (Вторая редакция). М-во экон. РФ, М-во фин. РФ, ГК по стр-ву, архит. и жил. политике; рук. авт. кол.: Коссов В. В., Лившиц В. Н., Шахназаров А. Г. М.: Экономика, 2000. 421 с.
2. Грибовский С. В. Оценка доходной недвижимости. СПб.: Питер, 2001. 336 с.
3. Домадаран А. Инвестиционная оценка. Инструменты и техника оценки любых активов. М.: Альпина Бизнес Букс, 2004. 1342 с.
4. Никитская Е.Ф. Инвестирование в бизнес: проблемы оценки в условиях инфляции // Статистика и Экономика. 2012. № 3. С. 56–61.
5. Озеров Е.С., Пупенцова С.В. Управление стоимостью и инвестиционным потенциалом недвижимости. СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2015. 600 с.
6. Сапова А.К. Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России // Статистика и Экономика. 2016. № 5. С. 63–71.
7. Marques C. Neves P., Sarmento L. Evaluating core inflation indicators // Economic modelling. 2003. № 20. P. 765–775.
8. Mayer B. Venkatu G. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle // Federal Reserve Bank of Atlanta. 2014. № 3. P. 27.
9. Озеров Е.С., Пупенцова С.В. Преодоление недостатков нормативно-методического обеспечения оценочной деятельности // Вопросы оценки. 2016. № 2 (84). С. 13–19
10. Самуэльсон П.А., Нордкауз В.Д. Экономика. Москва, 1999.
11. Озеров Е.С., Пупенцова С.В. Моделирование процесса ценообразования в сделках с коммерческой недвижимостью // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2015. № 12 (171). С. 29–37
12. Цены в России 2016. Федеральная служба государственной статистики. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b16_17/Main.htm (дата обращения: 12.01.2017)
13. Статистика на официальном сайте Центрального банка РФ URL: <http://www.cbr.ru/statistics/> (дата обращения: 12.01.2017)
14. Аналитические обзоры на официальном сайте Министерства экономического развития РФ. URL: <http://economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/monitoring> (дата обращения: 12.01.2017)
15. Индексы цен в строительстве. Межрегиональный информационно-аналитический

References

1. Metodicheskiye rekomendatsii po otsenke effektivnosti investitsionnykh proyektov: (Vtoraya redaktsiya) / M-vo ekon. RF, M-vo fin. RF, GK po str-vu, arkh. i zhil. politike; ruk. avt. kol.: Kossov V. V., Livshits V. N., SHakhnazarov A. G. Moscow: Ekonomika, 2000. 421 p. (In Russ.)
2. Gribovskiy P. V. Otsenka dokhodnoy nedvizhimosti. Saint Petersburg: Piter, 2001. 336 p. (In Russ.)
3. Domadaran A. Investitsionnaya otsenka. Instrumenty i tekhnika otsenki lyubykh aktivov. Moscow: Al'pina Biznes Buks, 2004. 1342 p. (In Russ.)
4. Nikitskaya E.F. Investirovaniye v biznes: problemy otsenki v usloviyakh inflyatsii. Statistika i Ekonomika. 2012. No. 3. P. 56–61. (In Russ.)
5. Ozerov E.S., Pupentsova S.V. Upravleniye stoimost'yu i investitsionnym potentsialom nedvizhimosti. SPb.: Izd-vo Politekhn. un-ta, 2015. 600 p. (In Russ.)
6. Sapova A.K. Sravnitel'nyy analiz pokazateley bazovoy inflyatsii dlya Rossii. Statistika i Ekonomika. 2016. No. 5. P. 63–71. (In Russ.)
7. Marques C. Neves P., Sarmento L. Evaluating core inflation indicators. Economic modelling. 2003. No. 20. P. 765–775.
8. Mayer B. Venkatu G. Trimmed-Mean Inflation Statistics: Just Hit the One in the Middle. Federal Reserve Bank of Atlanta. 2014. No. 3. P. 27.
9. Ozerov E.S., Pupentsova S.V. Preodoleniye nedostatkov normativno-metodicheskogo obespecheniya otsenochnoy deyatelnosti. Voprosy otsenki. 2016. No. 2 (84). P. 13–19. (In Russ.)
10. Samuel'son P.A., Nordkhauz V.D. Ekonomika. Moscow, 1999. (In Russ.)
11. Ozerov E.S., Pupentsova S.V. Modelirovaniye protsesssa tsenoobrazovaniya v sdelkakh s kommercheskoy nedvizhimost'yu. Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii. 2015. No. 12 (171). P. 29–37. (In Russ.)
12. TSeny v Rossii 2016. Federal'naya sluzhba gosudarstvennoy statistiki. URL: http://www.gks.ru/bgd/regl/b16_17/Main.htm (accessed: 12.01.2017) (In Russ.)
13. Statistika na ofitsial'nom sayte TSentral'no-go banka RF URL: <http://www.cbr.ru/statistics/> (accessed: 12.01.2017) (In Russ.)
14. Analiticheskiye obzory na ofitsial'nom sayte Ministerstva ekonomicheskogo razvitiya RF. URL: <http://economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/monitoring> (accessed: 12.01.2017) (In Russ.)
15. Indeksy tsen v stroitel'stve. Mezhhregional'nyy informatsionno-analiticheskiy byulleten'.

бюллетень. М.: ООО «КО-ИНВЕСТ», 2016. № 94. С. 174

16. Индексы изменения сметной стоимости на 4 квартал 2015 год. Минстрой России. Письмо No. 40538-ЕС/05 от 14.12.2015 г. URL: <https://smetnoedelo.ru/indeksy/indeksy-izmeneniya-smetnoy-stoimosti-na-4-kvartal-2015-god.html> (дата обращения: 12.01.2017)

17. Индексы изменения сметной стоимости на 4 квартал 2014 год // Минстрой России. Письмо No. 25374-ЮР/08 от 13.11.2014 URL: <https://smetnoedelo.ru/indeksy/indeksy-izmeneniya-smetnoy-stoimosti-na-4-kvartal-2014-god.html> (дата обращения: 12.01.2017)

18. Составление смет в строительстве на основе сметно-нормативной базы 2001 года / Под ред. П.В. Горячкина. М.: изд-во РЦЭС, 2003. 560 с.

19. Дидковский В.М. Новые разработки по системе индексов цен в строительстве // Индексы цен в строительстве. 2005. № 51. С. 7–18. URL: <http://www.coinvest.ru/doc/doc.php?ID=133&> (дата обращения: 12.01.2017)

20. Русаков О.В., Ласкин М.Б., Джаксумбаева О.И., Стабровская К.Ю. Определение скидки на торг по статистическим данным // Вестник гражданских инженеров. 2016. № 2.

21. Ласкин М.Б. Корректировка рыночной стоимости по ценообразующему фактору «площадь объекта» // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2017. № 8(191). С. 86–99.

22. Rusakov O.V., Laskin M.B., Jaksumbaeva O.I. Pricing in the real estate market as a stochastic limit. Log normal approximation // International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences. 2016. T. 10. С. 229–236.

Moscow: ООО «КО-ИНВЕСТ», 2016. No. 94. P. 174. (In Russ.)

16. Indeksy izmeneniya smetnoy stoimosti na 4 kvartal 2015 god. Minstroy Rossii. Pis'mo No. 40538-ES/05 ot 14.12.2015 g. URL: <https://smetnoedelo.ru/indeksy/indeksy-izmeneniya-smetnoy-stoimosti-na-4-kvartal-2015-god.html> (accessed: 12.01.2017) (In Russ.)

17. Indeksy izmeneniya smetnoy stoimosti na 4 kvartal 2014 god. Minstroy Rossii. Pis'mo No. 25374-YUR/08 ot 13.11.2014 URL: <https://smetnoedelo.ru/indeksy/indeksy-izmeneniya-smetnoy-stoimosti-na-4-kvartal-2014-god.html> (accessed: 12.01.2017) (In Russ.)

18. Sostavleniye smet v stroitel'stve na osnove smetno-normativnoy bazy 2001 goda. Ed. P.V. Goryachkina. Moscow: izd-vo RTS·ES, 2003. 560 p. (In Russ.)

19. Didkovskiy V.M. Novyye razrabotki po sisteme indeksov tsen v stroitel'stva. Indeksy tsen v stroitel'stve. 2005. No. 51. P. 7–18. URL: <http://www.coinvest.ru/doc/doc.php?ID=133> (In Russ.)

20. Rusakov O.V., Laskin M.B., Dzhaksumbayeva O.I., Stabrovskaya K.YU. Opredeleniye skidki na torg po statisticheskim dannym. Vestnik grazhdanskikh inzhenerov. 2016. No. 2. (In Russ.)

21. Laskin M.B. Korrektirovka rynochnoy stoimosti po tsenoobrazuyushchemu faktoru «ploshchad' ob'yekta». Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii. 2017. No. 8(191). P. 86–99. (In Russ.)

22. Rusakov O.V., Laskin M.B., Jaksumbaeva O.I. Pricing in the real estate market as a stochastic limit. Log normal approximation. International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences. 2016. Vol. 10. P. 229–236.

Сведения об авторах

Михаил Борисович Ласкин

К.ф.-м.н., старший научный сотрудник,
доцент

СПИИРАН, НИУ ВШЭ, СПбГУ,

Санкт-Петербург, Россия

Эл. почта: laskinmb@yahoo.com

Светлана Валентиновна Пупенцова

К.э.н., доцент

СПбПУ, Санкт-Петербург, Россия

Эл. почта: pupentsova_sv@spbstu.ru

Information about the authors

Mikhail B. Laskin

Cand. Sci. (Phys. – Math.), Senior Researcher,
Associate Professor

SPIIRAS, NRU HSE, SPBU, Saint Petersburg,

Russia

E-mail: laskinmb@yahoo.com

Svetlana V. Pupentsova

Cand. Sci. (Economics), Associate Professor

SPbPU, Saint Petersburg, Russia

E-mail: pupentsova_sv@spbstu.ru