

*Мельничук В.С., кандидат фізико-математичних наук,
доцент, доцент кафедри вищої математики
та інформаційних технологій
Одеського інституту фінансів
Українського державного університету
фінансів та міжнародної торгівлі*

МОДЕЛЮВАННЯ ЦІНОУТВОРЕННЯ ГОТЕЛЬНОГО ПІДПРИЄМНИЦТВА

Анотація. В роботі проведено аналіз залежності між середньою ціною номерного фонду малих готелів м. Одеси та ряду факторів, які впливають на ціноутворення. Вихідні дані утворені в результаті анкетування підприємств та споживачів. Вибіркова сукупність досліджувалась в повному обсязі та по частинах (кластеризація). Побудовано лінійні економетричні моделі для вибірки в повному обсязі та для кожного кластера окремо. В усіх випадках виконано дослідження на наявність гетероскедастичності, мультиколінеарності та автокореляції залишків. Перевірено характер розподілу залишків в усіх чотирьох моделях. Проведено порівняльний аналіз результатів. Використовувалися математичні методи (кореляційно-регресійний аналіз) та інструментарій комп'ютерних програм Microsoft Office Excel, Statistica, статистична інформація, а також дані анкетування підприємств і споживачів.

Ключові слова: ціноутворення, готельний бізнес, економіко-математичне моделювання, кластеризація.

Постановка проблеми. Однією з найголовніших проблем готельних підприємств України є необґрунтована цінова політика малих готелів, як одного з найбільш чисельних сегментів готельного ринку. При встановленні тарифів на основні готельні послуги оминають увагу такі фактори, як наявність додаткових послуг, категорія готелю, середня площа номерного фонду, сприйняття готелю споживачем та інші. Як відомо, від цінової політики готелю залежать його конкурентоспроможність та фінансова стійкість, а у разі необґрунтованої цінової політики складаються умови для майбутнього банкрутства готельного підприємства.

На сьогодні не існує точних методів розрахунку тарифів на основні послуги готельного підприємства, які б повною мірою сприяли підвищенню конкурентоспроможності готелю, фінансовій стійкості та рентабельності операційної діяльності.

Мета дослідження полягає у визначенні форми та структури залежності ціни готельного номера від різноманітних економічних та неекономічних показників.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Теоретичну і методологічну базу дослідження склали праці вчених у галузі загальнонаукових методів пізнання, а також праці вітчизняних вчених, таких як Єгупової І.М. [1], Герасименко В.Г. [2], Тимофеева В.М. [3], Маначинської Ю. А. [4,5]. Так, на думку Єгупової І.М. [1], складність процесу ціноутворення в ринковій економіці полягає в тому, що ціна, з одного боку, є категорією кон'юнктурною, а з іншого – ціна є категорією вартісною, і в цій своїй якості повинна забезпечувати окупність усіх поточних витрат підприємства і отримання цільового прибутку. Тимофеев В.М. [3] розглядає витратний метод, заснований на собівартості (витратах), сюди входять “витрати плюс”. Недоліком витратного методу є відірваність цін і тарифів, розрахованих на його основі, від тих, що склалися на ринку. Проте, у вказаних дослідженнях не враховано сумісного впливу різних чинників кон'юнктурного та вартісного характеру.

Виклад основного матеріалу. Виходячи з вищенаведених систем ціноутворення на ринку

готельних послуг можна припустити, що на рівень середньої ціни номерного фонду малих готелів м. Одеси впливають такі фактори, як:

- x_1 – категорія готелю;
- x_2 – термін існування готелю на ринку;
- x_3 – кількість номерів;
- x_4 – середня ціна 1м² нерухомості у районі, де збудовано готель;
- x_5 – наявність додаткових послуг;
- x_6 – середня площа номера готелю;
- x_7 – сприйняття готелю споживачем;
- x_8 – віддаленість від моря.

Числові значення вибраних факторів склали статистична інформація й дані анкетування підприємств та споживачів у кількості 91 виміру (підприємства). В теорії явні і приховані взаємозв'язки між результативними та факторними показниками визначаються за допомогою детермінованих та стохастичних моделей, а величина їх впливу є основою для прийняття управлінських рішень, планів та прогнозів щодо подальшого розвитку ринкової ситуації. При побудові економіко-математичної моделі доцільно враховувати економічний факторний аналіз, під яким розуміють поступовий перехід від початкової факторної системи (результативного показника) до кінцевої факторної системи (або навпаки), розгляд сукупності прямих, кількісно-вимірюваних факторів впливу на зміну результативного показника [3].

Застосування економіко-математичної моделі дає можливість адекватно відобразити економічні процеси, проте вона не є дзеркальним відображенням реальної дійсності, а повинна відображати найбільш істотні, характерні риси, властивості ринку готельних послуг.

Для перевірки наявності та щільності зв'язку між вказаними ознаками обраних спостережень обчислимо коефіцієнти кореляції між ними [6]. Виявилось, що кореляційний зв'язок між усіма показниками є досить різним. Але навіть при поверхневому аналізі стає зрозумілим, що утворена вибіркова сукупність абсолютних показників діяльності підприємств не є кількісно однорідною, оскільки коефіцієнт варіації майже кожного з показників набагато більший 33,3% [7, с. 32–33].

А в загальній сукупності спостережень галузі одразу виділяється великий розрив між мінімальним та максимальним значенням окремих фінансових показників діяльності підприємств, що унеможливує виявлення їх однозначного впливу на результативність діяльності даних підприємств.

В якості вихідної гіпотези використаємо припущення про лінійний характер залежності Y від $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8$, тобто

$$H_0: Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + a_4X_4 + a_5X_5 + a_6X_6 + a_7X_7 + a_8X_8 + \varepsilon \quad (1)$$

При аналізі багаторазових результатів виявилось, що значущими факторами є x_5, x_6, x_7 . Побудована модель має вигляд:

$$Y = -800,162 + 11,68X_5 + 11,886X_6 + 120,077X_7 + \varepsilon \quad (2)$$

Знаки коефіцієнтів регресії a_5, a_6, a_7 повністю відповідають економічним уявленням про напрям руху впливу факторів (наявність додаткових послуг, середня площа номера готелю, сприйняття готелю споживачем) на Y (рівень середньої ціни номерного фонду малих готелів м. Одеси). Так, рівень середньої ціни номерного фонду буде пропорційно зростати за умови збільшення наявності додаткових послуг, середньої площі номеру готелю, сприйняття готелю споживачем.

У регресійній моделі коефіцієнт множинної кореляції $R=0,86$ досить великий, що говорить про дуже тісний кореляційний зв'язок.

Стандартна (середня квадратична) помилка $S_Y = SEE$ регресії досить мала $S_Y = 152,39$ при $\min|Y_i| = 100$ та $\max|Y_i| = 3200$.

Хоча це і є абсолютна міра точності побудованої моделі, але вона залежить від одиниць виміру ендогенної змінної Y . Безрозмірний відносний показник – коефіцієнт детермінації R^2 , навпаки близький до одиниці, що свідчить про високу точність побудованої моделі.

Оскільки розмір вибіркової сукупності відносно малий ($m=91$), то доцільно розглянути нор-

мований коефіцієнт детермінації $AdjR^2$. Він виявляється меншим, ніж звичайні коефіцієнти детермінації, але не набагато. Значущість F-критерія менше за рівень значущості $\alpha=0,01$. Тому з достовірністю практично рівною 99% можна гарантувати статистичну надійність моделі в цілому. Аналізуючи економетричну модель для кожної змінної x_5, x_6, x_7 встановлюємо, що р-значущість t-критерія менша 0,025. Тому з достовірністю 97,5% можна гарантувати статистичну надійність коефіцієнтів регресії економетричної моделі [6].

Залишки моделі мають нормальний закон розподілу.

В побудованій моделі статистика Дарбіна-Уотсона має невелике значення (1,63) при достатньо незначному значенні серійної кореляції (0,13). Це вказує на практичну відсутність залежності спостережень, що підтверджує високу адекватність побудованої економетричної моделі.

Для дослідження наявності або відсутності мультиколінеарності в побудованій моделі використано метод Фаррара-Глобера [6].

Згідно з цим алгоритмом побудуємо матрицю парних коефіцієнтів кореляції між незалежними змінними моделі (табл.1).

Таблиця 1

Парні коефіцієнти кореляції між незалежними змінними

Змінні	X5	X6	X7
X5	1,000000	0,012918	-0,195162
X6	0,012918	1,000000	-0,157519
X7	-0,195162	-0,157519	1,000000

Звідси можна отримати $\chi^2 = 0,782271$.

Критичне значення критерія $\chi^2_{кр(a;k)} = 7,814728$. При цьому $a = 0,05$, а $k = 3$.

Порівняння обчисленого та критичного значень приводить до нерівності $\chi^2_{(\alpha;k)} > \chi^2$, що вказує на відсутність мультиколінеарності.

З метою подальшого вдосконалення результатів та усунення неоднорідності вибіркової сукупності виконаємо кластеризацію вихідних даних. Сучасний рівень розвитку методів багатовимірної аналізу та наявність потужних обчислювальних машин дозволяють здійснити класифікацію об'єктів з урахуванням усіх суттєвих структурно-типологічних ознак та характеру розподілу цих об'єктів [8, 9].

Відсутність апріорної інформації про характер розподілу об'єктів всередині кожної групи припускає побудову багатовимірної класифікації на основі методів кластерного аналізу.

Результати класифікації залежать від масштабу значень показників, оскільки він впливає на відстань між об'єктами. Для усунення такої неоднорідності вихідних даних, значення показників стандартизують [10, с. 17].

В роботі використано різні методи кластеризації [11] з метою визначення стійкого розподілу вихідної сукупності спостережень, а також для більшої об'єктивності результатів.

Через відсутність апріорної інформації про можливий характер розподілу спостережень та число можливих угруповань у вихідній множині спостережень, до стандартизованих ознак спочатку застосовано агломеративно-ієрархічні методи.

Критерієм агломерації обрано метод Уорда, як найбільш універсальний. Мірою близькості використовувалась евклідова відстань. В результаті було зроблено висновок про розподіл вихідної сукупності спостережень на три об'єднання (кластери).

З метою усунення суб'єктивного впливу на висновки процесу кластеризації виконаємо таку ж процедуру, але з використанням інших мір відстаней. Застосуємо у методі Уорда супремум-норму Чебишова, яка дозволяє виключити вплив окремих великих різниць (викидів). Робимо висновок про розподіл на ті ж самі три кластери, що і в попередньому утворенні.

Для підтвердження отриманих результатів використаємо ще одну міру відстаней: лінійну або міських кварталів. Результати аналогічні попереднім, хоча і є відмінності в порядку розта-

шування спостережень всередині груп від їх розташування в попередніх двох випадках. Загалом це можна розглядати як несуттєву зміну в розподілі вихідної множини об'єктів – спостережень на три кластера. Очевидно деякі спостереження знаходяться на межі двох кластерів.

Для більш об'єктивного та всебічного дослідження до стандартизованих ознак використаємо неієрархічний ітеративний метод еталонного типу – метод k-середніх. Цей метод був запропонований Дж. В. Мак-Куїном в 1967 році [12].

З урахуванням отриманих раніше результатів задамо кількість кластерів рівною 3. Щоб побудувати вихідні центри цих кластерів, використаємо режим сортування евклідових відстаней та наступним вибором спостережень з постійними інтервалами.

Вкажемо стандартну кількість ітерацій 10. В дійсності для виконання процедури знадобилось всього три ітерації.

Результати обчислень вказують на те, що відстань між кластерами 1 та 3 складає 2,37, а кластер 2 знаходиться осторонь на відстанях 1,45 та 0,98 від кластерів 1 та 3 відповідно.

При цьому значення міжгрупових значно більші від внутрішньогрупових дисперсій для всіх ознак. Це свідчить про досить віддалене розташування кластера № 1 від кластерів № 2 та № 3. Статистичні характеристики: середні значення, середні квадратичні відхилення та дисперсії – також вказують на відносну “близкість” 2-го та 3-го кластерів.

Внутрішній склад усіх трьох кластерів співпадає з розподілом, який було отримано при кластеризації методом Уорда з використанням відстаней Евкліда та Чебишова.

Використовуючи модуль множинної регресії до кожного з кластерів, одержано результати (рівень значущості):

$$\text{кластер №1: } Y_1 = -3623,30 + 55,62 \cdot X_5 + 17,72 \cdot X_6 + 30,38 \cdot X_7; \quad (3)$$

$$\text{кластер №2: } Y_2 = -190,99 + 13,99 \cdot X_5 + 9,54 \cdot X_6 + 23,74 \cdot X_7; \quad (4)$$

$$\text{кластер №3: } Y_3 = 80,39 + 3,83 \cdot X_5 + 0,57 \cdot X_6 + 47,93 \cdot X_7. \quad (5)$$

Оскільки в область визначення Y не входить нульове значення за умови $X_5=X_6=X_7=0$, то виявлені коефіцієнти a_0 свідчать про відсутність в a_0 економічного змісту Y .

Знаки коефіцієнтів регресії a_5, a_6, a_7 повністю відповідають економічним уявленням про напрям руху впливу факторів.

В усіх регресійних моделях коефіцієнти множинної кореляції R досить великі, що говорить про дуже тісний кореляційний зв'язок, який характеризує залежність в цих моделях.

Стандартні (середні квадратичні) помилки $S_Y = \text{SSE}$ всіх трьох регресій досить малі, що вказує на високу точність побудованих моделей.

Для першого кластера маємо $S_Y = 1577,134$ при $\min|Y_i| = 1267$ та $\max|Y_i| = 3200$.

Для другого кластера маємо $S_Y = 513,5084$ при $\min|Y_i| = 460$ та $\max|Y_i| = 1440$.

Для третього кластера маємо $S_Y = 174,5441$ при $\min|Y_i| = 100$ та $\max|Y_i| = 940$.

Оскільки розміри утворених кластерів малі (13, 35 та 43), то доцільно розглянути нормовані коефіцієнти детермінації $\text{Adj}R^2$. Вони виявляються меншими, ніж звичайні коефіцієнти детермінації, але не набагато.

Для всіх трьох моделей значущість F-критерія менше за рівень значущості $\alpha = 0,01$. Тому з достовірністю практично рівною 99% можна гарантувати статистичну надійність трьох моделей в цілому. Аналізуючи кожну економетричну модель окремо, для кожної змінної x_5, x_6, x_7 встановлюємо, що р-значущість t-критерія менша 0,025. Тому з достовірністю 97,5% можна гарантувати статистичну надійність коефіцієнтів регресії в усіх трьох економетричних моделях [6].

Для перевірки якості побудованих моделей виконаємо аналіз залишків послідовно для кожної з трьох моделей. Статистика Дарбіна-Уотсона характеризує присутність або відсутність серійної кореляції між залишками для сусідніх спостережень [13, с.161]. Присутність серійної

кореляції може доводити залежність вихідних спостережень, в той час, коли критерії значущості множинної регресії припускають випадковість вибірових значень з генеральної сукупності.

В усіх трьох моделях статистика Дарбіна-Уотсона має невеликі значення (1,60; 1,25; 1,36) при достатньо незначних значеннях серійної кореляції (-0,01; 0,05; 0,08). Це вказує на практичну відсутність залежності спостережень, що підтверджує високу адекватність побудованих економетричних моделей.

В усіх трьох випадках залишки розподілені за нормальним законом.

Для дослідження наявності або відсутності мультиколінеарності в побудованих моделях 3, 4 та 5 використано метод Фаррара-Глобера [6, с. 42].

Для кожної матриці обчислимо визначники та значення критерія χ^2 (табл. 2).

Таблиця 2

Значення визначників та критерія χ^2 для кластерних моделей

Модель	Значення визначника	Значення χ^2
$Y_1 = -3623,30 + 55,62 \cdot X_5 + 17,72 \cdot X_6 + 30,38 \cdot X_7$	0,937727	0,782271
$Y_2 = -190,99 + 13,99 \cdot X_5 + 9,54 \cdot X_6 + 23,74 \cdot X_7$	0,534286	1,984942
$Y_3 = 80,39 + 3,83 \cdot X_5 + 0,57 \cdot X_6 + 47,93 \cdot X_7$	0,965513	0,74287

Критичне значення критерія $\chi^2_{кр} = 7,82$.

Порівняння обчислених значень та критичного приводить до нерівності $\chi^2_{(\alpha;k)} > \chi^2$ для всіх трьох моделей, що вказує на відсутність в них мультиколінеарності.

Висновки. На рівень середньої ціни номерного фонду малих готелів Одеси впливають такі фактори, як наявність додаткових послуг; середня площа номера готелю; сприйняття готелю споживачем: фактори категорії готелю; термін існування готелю на ринку; кількість номерів; середня ціна 1м2 нерухомості у районі, де збудовано готель; віддаленість від моря виявляються незначущими. В майбутніх дослідженнях ціноутворення на них можна не звертати увагу.

Кластеризація вихідної вибіркової сукупності суттєво не змінила структуру побудованої економетричної моделі. Вона дозволила точніше визначити коефіцієнти регресії. В майбутніх дослідженнях доцільно побудувати функцію визначення належності довільного готелю до відповідного кластера та вивчити проблему прогнозування ціни номерного фонду малих готелів.

Список використаної літератури

1. Єгупова І.М. Класифікація витрат готельного підприємства в контексті формування тарифів на послуги проживання / І.М.Єгупова/ Проблеми формування систем управління в умовах глобалізації: теорія, методологія, практика: Матеріали міжнар. наук.-практ. конф., Черкаси, 2013.
2. Ринки туристичних послуг: стан і тенденції розвитку [Текст] : монографія / В. Г. Герасименко, С. С. Галасюк, С. Г. Нездоймінов [та ін.] ; за заг. ред. В. Г. Герасименка – Одеса : Астропринт, 2013. – 303 с.
3. Тимофеев В.М. Теоретико-методичні підходи щодо ціноутворення / В. М. Тимофеев, Н. Ю. Мардус // Інноваційна економіка: Всеукраїнський науково-виробничий журнал. – 2013. – № 1. – С. 180–182.
4. Маначинська Ю. А. Статистична оцінка ринку готельних послуг України / Ю. А. Маначинська // Вісник Чернівецького торговельно-економічного інституту. – 2014. – Вип. II. Економічні науки. – С. 87-94.
5. Маначинська Ю.А. Генезис обліку результативності готельного бізнесу із врахуванням змін на загальнодержавному рівні управління / Ю. А. Маначинская // Науковий журнал

«Економічний часопис-XXI». – 2014. – Вип. №1-2 (2). – С. 64–67.

6. Лондар С.Л. Економетрія засобами MS Excel: Навч. посіб. для студ. вищ. навч. закл. / С.Л. Лондар, Р.В. Юринець. – К.: Вид-во Європ. ун-ту, 2004. – 242 с.

7. Янковой А.Г. Основы эконометрического моделирования / А.Г.Янковой. – Одесса, 2006. – 133 с.

8. Калинина В. Н. Введение в многомерный статистический анализ: учеб. пособ. / В. Н.Калинина, В. И. Соловьев – М.: ГУУ, 2003. – 66 с.

9. Сошникова Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике / Л.А. Сошникова, В.Н. Тамашевич, Г.М.Уебе; под ред. В.Н.Тамашевича. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

10. Янковой А.Г. Многомерный анализ в системе STATISTICA. – Одесса: Оптимум, 2001. – Вып 1. – 216 с.

11. Электронный учебник по статистике StatSoft, Inc. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.statsoft.ru/home/textbook/default.htm>.

12. MacQueen J. Some methods for classification and analysis of multivariate observations, in Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. – Berkeley: U. California Press, 1967. – Vol. 1. – P. 281–297.

13. Халафян А.А. STATISTICA 6. Статистический анализ данных. Учебник. – 3-е изд. – М.: ООО “Бином-Пресс”, 2008. – 512 с.

*Melnychuk V.S., k.f.-m.n., associate professor,
associate professor of departments
of higher mathematics and information technologies
of the Odessa Institute of Finance
of Ukraine State University of Finance and International Trade*

DESIGN OF PRICING OF HOTEL ENTERPRISE

Abstract. *The analysis of dependence is in-process conducted between the middle cost of containing a number fund of small hotels of Odesa and row of factors that influence on pricing. A weekend is given formed as a result of questionnaire of enterprises and consumers. A selective aggregate was investigated in full and for to parts (clusterization). Linear економетричні models are built for a selection in full and for every cluster separately. In all cases research is executed in the presence of гетероскедастичності, to the multicollinearity and autocorrelation of bits and pieces. Character of distribution of bits and pieces is tested in all four models. The comparative analysis of results is conducted. Mathematical methods (cross-correlation-regressive analysis) and tool of the computer programs of Microsoft Office Excel were used, Statistica, statistical information, and also these questionnaires of enterprises and consumers.*

Keywords: *pricing, hotel business, ekonomiko mathematical design, clusterization.*

References

1. Yehupova I.M. Classes cost hotel company in the context of tariffs for accommodation / I.M.Yehupova / Problems of formation control systems in the context of globalization: theory, methodology, practice materials mizhnar. scientific-practic. Conf., Cherkasy, 2013.

2. Tourism market: state and development trends [Text]: monograph / V.G. Gerasimenko, S.S. Galasyuk, S.G. Nezdoyminov [et al.]; by the Society. ed. V.G. Gerasimenko – Odessa: Astroprint, 2013. – 303 p.

3. Timofeev V.M. Theoretical and methodological approaches to pricing / V.M. Timofeev, N.Y. Mardus // Innovative Economy: Ukrainian scientific-production journal. – 2013. – № 1. – S. 180–182.

4. Manachinsky Y.A. Statistical evaluation of the hotel services Ukraine / Y.A. Manachinsky //

Bulletin of Chernivtsi Trade and Economic Institute. – 2014. – Vol. II. Economics. – P. 87–94.

5. Manachinsky Y.A. Genesis account of the impact of the hotel business in view of changes at the national level management / Y.A. Manachinsky // Scientific journal “Economic Journal XXI”. – 2014. – Vol. №1-2 (2). – P. 64–67.

6. Londar S.L. Econometrics means MS Excel: teach. /S.L. Londar, R.V. Yurynets. – K. : Izd Europe. University Press, 2004. – 242 p.

7. Yankovoy A.G. Basics of econometric modeling. – Odessa, 2006. – 133 p.

8. Kalinina V.N. introduction to multivariate statistical analysis: Textbook / Kalinina N.V., Soloviev V.I. – M. : SUM, 2003. – 66 p.

9. Soshnikov L.A. Multivariate statistical analysis of the economy / Soshnikov L.A., Tamashevich V.N., Uebe G.M.; Ed. V.N.Tamashevicha. – M. : UNITY-DANA, 1999. – 598 p.

10. Yankovoy A.G. Multivariate analysis system STATISTICA. – Odessa: Optimum, 2001. – Issue 1 – 216 c.

11. The electronic textbook on statistics StatSoft, Inc. [Electron resource]. – Access to the tutorial: <http://www.statsoft.ru/home/textbook/default.htm>.

12. MacQueen J. Some methods for classification and analysis of multivariate observations, in Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. – Berkeley: U. California Press, 1967. – Vol. 1. – P. 281–297.

13. Khalafyan A.A. STATISTICA 6. Statistical analysis of the data. Textbook. – 3rd ed. – M. : ООО «Bean-Press», 2008. – 512 p.

*Мельничук В.С., кандидат физико-математических наук,
доцент, доцент кафедры высшей математики
и информационных технологий
Одесского института финансов
Украинского государственного университета
финансов и международной торговли*

МОДЕЛИРОВАНИЕ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ ГОСТИНИЧНОГО ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСТВА

***Аннотация.** В работе проведен анализ зависимости между средней ценой номерного фонда малых гостиниц г. Одессы и ряда факторов, которые влияют на ценообразование. Выходные данные созданы в результате анкетирования предприятий и потребителей. Выборочная совокупность исследовалась в полном объеме и по частям (кластеризация). Построены линейные эконометрические модели для выборки в полном объеме и для каждого кластера отдельно. Во всех случаях выполнено исследование на наличие гетероскедастичности, мультиколлинеарности и автокорреляции остатков. Проверен характер распределения остатков во всех четырех моделях. Выполнен сравнительный анализ результатов. Использовались математические методы (корреляционно-регрессионный анализ) и инструментарий компьютерных программ Microsoft Office Excel, Statistica, статистическая информация, а также данные анкетирования предприятий и потребителей.*

***Ключевые слова:** ценообразование, гостиничный бизнес, экономико-математическое моделирование, кластеризация.*