

УДК 330.105: 519.865: 517.938

Педченко Г.П.,  
к.е.н., доцент,

Таврійський державний агротехнологічний університет

## СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ВПЛИВУ ФАКТОРІВ ПОПИТУ НА ОСВІТНІ ПОСЛУГИ АГРАРНИХ ВНЗ

**Анотація.** У статті запропоновано лінійну багатофакторну модель впливу на попит на освітні послуги аграрних ВНЗ граничних цінових та асортиментних чинників. Оцінено щільність зв'язку між змінними та адекватність моделі.

**Ключові слова:** попит на освітні послуги, аграрні ВНЗ, лінійна багатофакторна регресія, щільність зв'язку, адекватність моделі.

**Summary.** In the article the row of factors of influence on educational services demand particularly price factors, including cost of services, standard of living, its solvency, social, including prestige and demand specialty, demographic and geographic factors, the intensity of activities agricultural universities, including the diversification of educational services, marketing activities and its educational, scientific and social relevance, and other factors are considered. Indexes, which can be used as a criterion which will characterize demand on agrarian universities educational services are defined. The linear multivariable model of influence of maximum price and assortment factors to agrarian universities educational services demand is offered. The relationship between the variables is estimated in particular sample coefficients of correlation between factors so as between factor and effective signs are determined, also the multiple coefficient of correlation are calculated. The linear multivariable model adequacy and opportunity to use it to determine the relationship between the signs are appraised by means of coefficient of determination, standard error of the proportion, standard error of estimate and F test.

**Keywords:** educational services demand, agrarian universities, linear multivariable regression, relationship, model adequacy.

**Постановка проблеми.** В умовах нестабільного зовнішнього середовища та складної демографічної ситуації в Україні для зниження невизначеності в діяльності вищих навчальних закладів особливу актуальність придбаває вивчення попиту і факторів, що його формують.

Нині посилюється конкуренція між аграрними вищими навчальними закладами, у зв'язку із скороченням бюджетних місць, стійкою тенденцією зниження потенційного контингенту студентів, розширення міжрегіональних ринків послуг вищої освіти. Оцінка обсягу і структури попиту на освітні послуги, дозволяє визначити відповідну ринкову пропозицію і збудувати стратегію поведінки ВНЗ.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Різноманітні і не існуючі раніше чинники зовнішнього середовища змінили поведінку споживачів освітніх послуг, тому фактори, що впливають на попит на освітні послуги ВНЗ стали предметом активних економічних досліджень

До факторів впливу на попит на освітні послуги вчені відносять цінові фактори, зокрема вартість послуги, рівень життя насе-

лення, його платоспроможності; соціальні, серед яких престижність та затребуваність спеціальності, демографічні, географічні фактори, інтенсивність різних видів діяльності ВНЗ, в тому числі розширення асортименту освітніх послуг, маркетингові заходи, його освітня, наукова та суспільна значимість та інші фактори. [2, 4, 6, 7]. При цьому автори зазначають, що кількісно виміряти деякі чинники практично неможливо.

На думку деяких дослідників попит на освітні послуги виражається числом поданих заяв [1, 3, 6]. Проте сучасна можливість подачі заяв одночасно в декілька ВНЗ змушують нас шукати інші показники попиту. Крім того, в об'єктивний час розглянутого спостереження жоден з аграрних ВНЗ не досяг ліцензійного об'єму, тобто усі охочі мали шанс скористатися їх освітньою послугою, але по різних причинах не стали цього робити, що наводить на думку про пошук альтернативного показника попиту на відповідні освітні послуги.

**Метою даної статті** є побудова адекватної багатофакторної моделі впливу на попит на освітні послуги аграрних вищих навчальних закладів України.

**Виклад основного матеріалу.** З огляду на все вищесказане, ми схильні до використання кількості студентів, що поступили в аграрні ВНЗ, як показника попиту на їх освітні послуги. Крім того, вважаємо за доцільне включити в модель впливу на попит на освітні послуги аграрних ВНЗ граничні цінові та асортиментні чинники. Таким чином, вказана модель включатиме:

$y$  - кількість студентів, що поступили до ВНЗ, осіб;

$x_1$  - максимальна вартість навчання бакалаврів заочної форми, грн.;

$x_2$  - мінімальна вартість навчання бакалаврів заочної форми, грн.;

$x_3$  - максимальна вартість навчання бакалаврів денної форми, грн.;

$x_4$  - мінімальна вартість навчання бакалаврів денної форми, грн.;

$x_5$  - кількість держбюджетних місць;

$x_6$  - кількість спеціальностей (асортимент) (табл. 1).

Таблиця 1

## Вихідні дані для аналізу по аграрних ВНЗ України\*

№	НазваВНЗ	$y$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$
1	Білоцерківський НАУ	1314	4950	3000	7300	4400	622	12
2	Вінницький НАУ	1391	3300	3100	10000	6500	528	16
3	НАЕУ (м. Житомир)	1194	5200	2700	8000	5000	479	13
4	Дніпропетровський ДАУ	1143	4500	3500	6500	5000	477	12
5	Луганський НАУ	1588	10457	10457	15817	15817	727	15
6	Львівський НУВМБ	737	4628	3020	6171	4027	436	8
7	Львівський НАУ	1284	3930	2610	6960	4305	682	14
8	Миколаївський ДАУ	948	4100	2400	6300	3200	487	10
9	Одеський ДАУ	812	3775	3225	8500	6450	354	8
10	Подільський ДАТУ	868	3500	2000	8000	6500	487	15
11	Полтавська ДАА	1194	3100	2400	6940	5800	354	9
12	Сумський НАУ	1829	6600	3000	8000	4500	728	19
13	Таврійський ДАТУ	940	4350	2700	6300	5150	615	11
14	Уманський НУС	465	4300	3300	6400	4800	335	11
15	Харківська ДЗВА	522	5000	4000	6000	5000	360	6
16	Харківський НТУСГ	920	5000	4400	6100	5535	578	11
17	Херсонський ДАУ	519	5000	3000	6000	4000	356	11
18	НУБіП України	2620	6075	3750	14500	7500	2129	28
19	ПФ НУБіП«Кримський АТУ»	716	6350	3520	7950	4690	503	11
20	Бережанський АТІ НУБіП	403	5000	5000	8300	7050	165	6
21	Ніжинський АТІ НУБіП	186	5900	5900	9400	9400	134	4

Джерело: Статистичний звіт за формою 2-3 НК станом на січень 2013р. [http://www.smcae.kiev.ua/infusions/articles/readarticle.php?article\\_id=590](http://www.smcae.kiev.ua/infusions/articles/readarticle.php?article_id=590)

\* До вибірки не включено Харківський НАУ по причині відсутності даних про вартість навчання у вказаному джерелі.

Парні коефіцієнти кореляції характеризують взаємозв'язок між двома вибраними змінними на тлі дії інших показників. Розрахунок парних коефіцієнтів кореляції між результативною та факторними ознаками показав, що:

- між мінімальною вартістю навчання бакалаврів заочної форми та кількістю поступаючих зв'язок відсутній ( $r_{yx_2} = 0,036$ );

- максимальна вартість навчання бакалаврів заочної форми і мінімальна вартість навчання бакалаврів денної форми слабо впливають на попит на аграрні освітні послуги ( $r_{yx_1} = 0,275$ ,  $r_{yx_4} = 0,187$ );

максимальна вартість навчання бакалаврів денної форми має середній вплив на результативну ознаку ( $r_{yx_3} = 0,593$ );

існує щільний зв'язок між попитом на освітні послуги аграрних ВНЗ та кількістю держбюджетних місць, а також асортиментом послуг ( $gx_5 = 0,862$ ,  $gx_6 = 0,904$ ).

Також здійснюємо розрахунок парних коефіцієнтів кореляції незалежних змінних, на основі якого можна зробити наступні висновки:

- щільний зв'язок спостерігається між мінімальними та максимальними цінами по різних формах навчання ( $gx_1x_2 = 0,838$ ,  $gx_3x_4 = 0,187$ ), між максимальною ціною навчання на заочній формі та мінімальною вартістю навчання на денній формі ( $gx_1x_4 = 0,703$ ), між мінімальними цінами по обом формам навчання ( $gx_2x_4 = 0,901$ ), а також між кількістю держбюджетних місць та числом спеціальностей у вишах ( $gx_5x_6 = 0,884$ );

- наявний середній зв'язок між максимальними цінами за навчання бакалаврів різних форм ( $gx_1x_3 = 0,667$ ), між мінімальною вартістю навчання по заочній формі та мак-

симальною - по денній формі ( $gx_2x_3 = 0,674$ ), а також між максимальною ціною за навчання бакалаврів денної форми та кількістю держбюджетних місць та числом спеціальностей ( $gx_3x_5 = 0,587$ ,  $gx_3x_6 = 0,561$ );

- слабкий зв'язок виявлено між максимальною ціною за навчання бакалаврів заочної форми та кількістю держбюджетних місць та числом спеціальностей ( $gx_1x_5 = 0,268$ ,  $gx_1x_6 = 0,236$ ) та між мінімальною вартістю навчання по денній формі та цими двома факторами ( $gx_1x_5 = 0,14$ ,  $gx_1x_6 = 0,118$ );

- між максимальною ціною за навчання бакалаврів заочної форми та кількістю держбюджетних місць та числом спеціальностей зв'язок відсутній ( $gx_4x_5 = 0,027$ ,  $gx_4x_6 = -0,049$ ).

Параметри моделі, визначені за статистичною функцією ЛИНЕЙН табличного редактора Excel, дозволяють отримати наступну лінійну багатofакторну модель:

$$y = -120,34 + 0,002x_1 - 0,008x_2 + 0,017x_3 + 0,006x_4 + 0,35x_5 + 67,3x_6.$$

Згідно одержаного рівняння множинної регресії, при збільшенні максимальної вартості заочної форми навчання бакалавра на 1 тис. грн. кількість поступивши зростає в середньому на 2 особи, а при зменшенні її мінімальної вартості – на 8 осіб, відповідне збільшення цінового максимуму на денній формі збільшує їх кількість на 17 осіб, мінімуму – майже на 6 осіб; кожні додаткові 100 держбюджетних місць збільшують попит в майже на 35 осіб, а кожна додаткова спеціальність - в середньому на 67,3 особи.

Далі необхідно встановити адекватність отриманої лінійної багатofакторної моделі. Якість моделі може оцінюватися за допомогою коефіцієнта детермінації, середньої похибки апроксимації, стандартної похибки регресії, а також F-тесту.

Для знаходження загальної, факторної та залишкової дисперсії та середньої похибки апроксимації скористаємося вихідними даними. Теоретичні рівні ряду ( $\tilde{Y}$ ) визначаються за рівнянням регресії. Середній рівень результативної ознаки становить 1028,24 особи.

Загальну суму квадратів визначимо за формулою:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = 6048865,81$$

Факторну суму квадратів визначимо за формулою:

$$\sum_{i=1}^n (\tilde{Y}_i - \bar{y})^2 = 5087852,60$$

Залишкову суму квадратів визначимо за формулою:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{Y}_i)^2 = 961013,21$$

Виходячи з того, що обсяг вибірки  $n=21$ , а число факторних ознак  $m=6$ , визначимо число ступенів свободи:

- число ступенів свободи загальної суми квадратів:  $n-1=20$

- число ступенів свободи факторної суми квадратів:  $m=6$

- число ступенів свободи залишкової суми квадратів:  $n-m-1=14$

Дисперсії визначаємо діленням сум квадратів на відповідні значення ступенів свободи. Таким чином, отримаємо загальну диспе-

рсію, яка дорівнює 302443,29, факторну дисперсію - 847975,43 та залишкову дисперсію - 68643,8.

Обчислення значення коефіцієнта детермінації відбувається за формулою:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{961013,21}{6048865,81} = 0,841$$

Тобто, попит на освітні послуги аграрних ВНЗ на 84,1% залежать від факторних ознак, включених у модель, а на 15,9% від всіх інших чинників.

Множинний коефіцієнт кореляції дорівнює  $R=0,917$ , що свідчить про щільний зв'язок між вказаними факторами та результативною ознакою.

Середню похибку апроксимації визначаємо за формулою:

$$A = \frac{1}{n} \cdot \sum A_i \cdot 100 = \frac{1}{21} \cdot 5,08 \cdot 100 = 24,185$$

Отже, в середньому теоретичні значення  $\tilde{Y}_i$  відхиляються від фактичних  $y_i$  на 24,185%. Одержане значення перевищує 12-15%, що свідчить про суттєвість середнього відхилення розрахункових даних від фактичних, по яких побудована модель, із-за недостатньо високої типовості лінійної регресії, яка проявляється у присутності одиниць з високою індивідуальною помилкою. Якщо видалити ВНЗ з гранично високою помилкою, тоді якість лінійної моделі помітно підвищиться.

Визначимо стандартну похибку регресії (SEE), яка вимірює величину (квадрата) помилки, що доводиться на один ступінь свободи моделі, :

$$SEE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{Y}_i)^2}{n-k-1}} = \sqrt{\frac{961013,21}{21-6-1}} = 261,9996$$

Стандартна похибка регресії використовується як основна величина для вимірювання якості оцінювання моделі (чим вона менша, тим краще)

Далі проведемо F-тест оцінювання якості рівняння регресії, який полягає в перевірці гіпотези  $H_0$  про статистичну незначущість рівняння регресії. Для цього виконується порівняння фактичного F і критичного значення  $F_{табл}(\alpha; k_1; k_2)$  за таблицею критичних точок розподілу Фішера-Снедекора при рівні значимості  $\alpha$  і ступенях вільності  $k_1$  та  $k_2$ .

Будуємо статистику:

$F = \text{факторна дисперсія} / \text{залишкова дисперсія}$

$$F = 5087852,6 / 961013,21 = 12,35$$

Необхідно знайти квантиль розподілу Фішера-Снедекора зі ступенями вільності  $k_1=m=6$  та  $k_2=n-m-1=14$  при рівні значимості 0,01. Для розрахунку його значення користуємося функцією ФРАСПОБР (0,01;6;14):

$$F\text{-квантиль} = 4,46$$

Таким чином, робимо наступні висновки щодо прийняття гіпотези:

$F \geq F\text{-квантиль}$ , тобто гіпотеза  $H_0 : D_{фактор} = D_{остат}$  відхиляється та приймається альтернативна гіпотеза, отже, рівняння лінійної регресії є значимим в цілому.

**Висновки.3** імовірністю 0,99% можна сказати, що одержана багатфакторна модель адекватна і її можна використовувати для визначення зв'язку між ознаками, що вивчаються.

#### Література.

1. Зверева Н.В. Развитие маркетинговых исследований в высшей школе / Н.В. Зверева // Управление персоналом. 2007 - №8. - С.93-94.
2. Кайдашова А.К. Методика оценки зависимости потребительского спроса на услуги высшей школы от различных факторов / А.К. Кайдашова // Маркетинг и маркетинговые исследования. -2010. - № 4. - С. 338-349.
3. Каширина И.Б., Мыслик В.Г. Экономико-математическая модель прогнозирования спроса на образовательные услуги / И.Б.Каширина, В.Г.Мыслик // Моделирование систем. - 2002. - №2(4). - С.46-53
4. Огаренко Т.Ю. Аналіз особливостей попиту на освітні послуги з метою прогнозування / Т.Ю. Огаренко // Вища школа: наук.-практ. видання. - К., 2009. - № 10. - с. 86-98.
5. Опря А. Т. Статистика (модульний варіант з програмованою формою контролю знань). Навч. посіб. - К.: Центр учбової літератури, 2012. - 448 с.
6. Семенюк С.Б. Оцінка кон'юнктури ринку послуг вищої освіти в Україні: стан і проблеми / С.Б. Семенюк // Економіка розвитку, 2007. - №1(41). - С.116-117.
7. Цой М.Е., Щеколдин В.Ю. Факторный анализ рынка образовательных услуг / М.Е. Цой, В.Ю. Щеколдин // Маркетинг. - 2010. - №5. - С.97-105.