



ЕКОНОМІКА ФІНАНСИ МЕНЕДЖМЕНТ

АКТУАЛЬНІ ПИТАННЯ НАУКИ І ПРАКТИКИ



1' 2015 (1)

**“ЕКОНОМІКА. ФІНАНСИ. МЕНЕДЖМЕНТ:
актуальні питання науки і практики”**

**“ECONOMY. FINANCES. MANAGEMENT:
actual issues of science and practical activity”**

Всесвітній науково-виробничий журнал

1'2015 (1)

ЗМІСТ

СТОРІНКА ГОЛОВНОГО РЕДАКТОРА

*Г. М. Калетнік СТРАТЕГІКО-ІНСТИТУЦІЙНІ ЗАСАДИ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАН-
НЯ ПОТЕНЦІАЛУ АГРАРНОГО СЕКТОРУ ЕКОНОМІКИ* 3

ТЕОРІЯ І ІСТОРІЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДУМКИ

*Ю. М. Лопатинський, В. В. Кіндзерський ІСТОРИЧНІ АСПЕКТИ СТАНОВЛЕННЯ ТА
РОЗВИТКУ МЕТОДОЛОГІЧНИХ ЗАСАД ДЕРЖАВНОГО РЕГУЛЮВАННЯ ЕКОНОМІКИ* 16

ДЕМОГРАФІЯ, ЕКОНОМІКА ПРАЦІ, СОЦІАЛЬНА ЕКОНОМІКА І ПОЛІТИКА

*М. А. Коротєєв, О. С. Колесов ФОРМУВАННЯ ЗАЙНЯТОСТІ ТРУДОВОГО
ПОТЕНЦІАЛУ В АГРАРНОМУ СЕКТОРІ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ* 27

*О. В. Шапін ФУНКЦІОНАЛЬНИЙ ПІДХІД ДО УПРАВЛІННЯ РОЗВИТКОМ СІЛЬСЬКИХ
НАСЕЛЕНИХ ПУНКТІВ УКРАЇНИ* 36

ІННОВАЦІЙНА ТА ІНВЕСТИЦІЙНА ДІЯЛЬНІСТЬ

*О. І. Шаманська, О. М. Тітаренко СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКА ДОРАДЧА ДІЯЛЬ-
НІСТЬ: СУТНІСТЬ ТА ОСОБЛИВОСТІ ЗДІЙСНЕННЯ* 44

МЕНЕДЖМЕНТ ТА МАРКЕТИНГ

*В. М. Бондаренко МАРКЕТИНГОВА СТРАТЕГІЯ ЯК СКЛАДОВА СТРАТЕГІЇ РОЗВИТКУ
РЕГІОНУ* 51

*О. В. Мазуренко ОРГАНІЗАЦІЯ ТА ІНФОРМАЦІЙНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ УПРАВЛІННЯ У
СВИНАРСЬКИХ ГОСПОДАРСТВАХ* 60

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ, МОДЕЛІ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ В ЕКОНОМІЦІ

*О. Д. Красівська, Д. А. Найко ВІЗНАЧЕННЯ ОДНОРІДНОСТІ ГРУП ПРИ
ДОСЛІДЖЕННІ ПРОЦЕСУ ФОРМУВАННЯ КОМУНІКАТИВНОЇ КОМПЕТЕНТНОСТІ
МАЙБУТНІХ МЕНЕДЖЕРІВ-АГРАРІЙВ* 70

ІНСТИТУЦІЙНІ ПРОБЛЕМИ ЕКОНОМІКИ, ФІНАНСІВ, МЕНЕДЖМЕНТУ ТА ПРАВА

*В. П. Рябоконь, О. Г. Шпикуляк, В. А. Пехов СОЦІАЛЬНИЙ КАПІТАЛ ЯК ІНСТИТУ-
ЦІЙНА ДЕТЕРМІНАНТА РОЗВИТКУ СІЛЬСЬКИХ ТЕРІТОРІЙ ТА АГРАРНОГО
ПІДПРИЄМНИЦТВА* 83

УДК 519.86:378.046

**ВИЗНАЧЕННЯ ОДНОРІДНОСТІ ГРУП ПРИ
ДОСЛІДЖЕННІ ПРОЦЕСУ ФОРМУВАННЯ
КОМУНІКАТИВНОЇ КОМПЕТЕНТНОСТІ
МАЙБУТНІХ МЕНЕДЖЕРІВ-АГРАРІЇВ**

О.Д. КРАЄВСЬКА, аспірант,
Вінницький національний
аграрний університет,
Д.А. НАЙКО, кандидат фізико-
математичних наук, доцент,
завідувач кафедри вищої
математики,
Вінницький національний
аграрний університет

Першим з авторів проведено педагогічне дослідження, яке полягає в здійсненні педагогічного експерименту з метою підтвердження або спростування певної дидактичної системи, що базується на педагогічних умовах, моделі та методиці формування комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв. В даній роботі визначається мета та описується структура проведеного педагогічного дослідження, здійснюється математична обробка результатів початкового етапу цього дослідження.

На початковому етапі даного експерименту одним із перших завдань є визначення фактичного рівня комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв. У цій (констатувальній) частині експерименту ми, використовуючи критерій узгодженості Пірсона, доводимо не випадковість експериментальних даних, визначаємо яка частина студентів має високий, середній та низький рівні комунікативної компетентності.

При формуванні контрольних та експериментальних груп, для забезпечення достеменності результатів експерименту одним з найважливіших моментів є однорідність цих груп. Ми показуємо методику перевірки однорідності експериментальних та контрольних груп, яка спирається зокрема на статистичний критерій Вілкокосона та поняття нормального розподілу випадкової величини.

Ключові слова: комунікативна компетентність, менеджери-аграрії, однорідність груп, контрольна група, експериментальна група, нормальній розподіл, критерій Пірсона, критерій Вілкокосона.

Табл. 1. Рис. 4. Літ. 6.

Постановка проблеми. Сьогодні існує необхідність проведення педагогічного дослідження, яке полягатиме у здійсненні педагогічного експерименту з метою підтвердження або спростування певної дидактичної системи, що базується на педагогічних умовах, моделі та методиці формування комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Піднята проблема є доволі специфічною за своїм змістом і науковим позиціонуванням, проте знаходить місце у працях цілого ряду дослідників, таких як: В. Гмурман [1], І. Канівська[2], І. Конет [3], П. Сеньо [4], Ю. Тюрин [5], А. Макаров [5], С. Айвазян [6], Я. Колде, проте нами пропонується власна методична розробка.

© О.Д. КРАЄВСЬКА, Д.А. НАЙКО, 2015

Формулювання цілей статті – визначення однорідності груп при дослідженні процесу формування комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграрійв.

Виклад основного матеріалу. У даній роботі ми описуємо початковий етап експерименту з математичною обробкою його результатів. Структура проведеного педагогічного дослідження є наступною:

Перший етап. Ознайомлення з проблемою дослідження, вивчення стану розробленості даної проблеми в педагогіці, психології, філософії, менеджменті, визначення актуальності проблеми для сучасної теорії та практики професійної освіти та професійної діяльності, виявлення соціального замовлення на формування комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграрійв в Україні та за кордоном.

Другий етап. Визначення мети, завдань, об'єкта та предмета дослідження. Розробка моделі експериментальної методики, а також визначення вибірки та її формування.

Третій етап. Визначення гіпотези дослідження, розробка методики дослідження та побудова його схеми (встановлення термінів і складових процедур педагогічного дослідження, визначення і підготовка його учасників).

Четвертий етап. Розробка концепції та структури експерименту (констатувальний, формувальний етапи). Визначення критеріїв, показників, рівнів формування комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграрійв. Складання анкет і їх апробація, складання методичних матеріалів. Організація комунікативної діяльності майбутніх менеджерів-аграрійв.

П'ятий етап. Проведення анкетування студентів. Проведення опитування з метою виявлення методичних труднощів у педагогічних працівників у процесі формування комунікативної компетентності. Вибір статистичних і математичних методів опрацювання результатів педагогічного дослідження. Опрацювання отриманих експериментальних даних, їх узагальнення та синтез, складання рекомендацій, формування висновків.

З метою отримання достовірних результатів дослідження слід дотримуватись таких вимог: при відбиранні методів обирати ті, які дозволяють перманентно спостерігати за об'єктом дослідження; при вибиранні кількості методів – орієнтуватись на можливість отримання достатнього об'єму фактичного матеріалу для виявлення закономірностей педагогічного процесу; з метою перевірки виявлених закономірностей – проводити паралельне аналогічне дослідження в іншому колективі; з метою подальшого використання результатів дослідження педагогами-новаторами та дослідниками – викладати отримані результати та методику у логічному і розгорнутому вигляді.

При дослідженні слід використовувати як традиційні, так і інноваційні методичні підходи.

Традиційні методики включають: анкетування, спостереження, бесіди, вивчення продуктів комунікативної діяльності майбутніх менеджерів-аграрійв, тренінги та ігри.

До інноваційних методичних підходів слід віднести: визначення рівня мотивації до формування комунікативної компетентності у майбутніх менеджерів-аграрійв; ознайомлення майбутніх менеджерів із сучасною структурою комунікативної компетентності та комунікативної діяльності даних фахівців; ознайомлення майбутніх менеджерів-аграрійв з усім переліком дисциплін, в ході вивчення яких відбувається формування їх комунікативної компетентності; виявлення найбільшого комунікативного потенціалу та ознайомлення з ним майбутніх менеджерів-аграрійв; залучення студентів до науково-дослідної роботи; оцінювання результатів різнопланової комунікативної діяльності; з метою забезпечення об'єктивності перевірки, остання повинна базуватись на індивідуальних завданнях, що дозволяють перевірити рівень комунікативної компетентності кожного окремо; перевірка має бути всебічною, тобто перевіряти увесь спектр комунікативних знань, умінь, навичок, об'єм комунікативного досвіду, що здобувається в процесі та на час здобуття професійної освіти

менеджерами-аграріями; перевірка комунікативної компетентності має бути активною, тобто передбачати розмірковування, аналіз, зіставлення понять та явищ з боку студентів; перевірка комунікативної компетентності має бути тривалою та систематичною, тобто передбачає багаторазове та періодичне проведення тестувань, анкетувань, спостереження впродовж усього періоду здобуття бакалаврського рівня вищої освіти (4 роки).

Для забезпечення однозначності та об'єктивності експериментальних даних педагогічний експеримент нами проводився впродовж тривалого часу. Формувальний етап експерименту проводився двічі та охоплював 4 контрольні та 4 експериментальні групи: 2 контрольні і 2 експериментальні групи 2009–2013 років навчання та 2 контрольні і 2 експериментальні групи 2010–2014 років навчання.

При формуванні контрольних та експериментальних груп, для забезпечення достеменності результатів експерименту, зазвичай за експериментальні обирають групи із дещо гіршими навчальними показниками, що визначаються оцінками. Проте одним з найважливіших моментів формування контрольних та експериментальних груп є їх однорідність.

В даній роботі ми показуємо методику перевірки однорідності експериментальних та контрольних груп.

Констатувальний експеримент. Одним із перших завдань нашого дослідження є визначення фактичного рівня комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв. Для реалізації даного завдання нами було: розроблено тестові завдання для констатувального експерименту; проведено контрольні зрази; здійснено математичну обробку та проведено аналіз отриманих даних.

Констатувальний етап педагогічного експерименту здійснювався у 2009 році. У ньому брали участь студенти 4-го курсу, які досягають першого (бакалаврського) рівня вищої освіти.

Діагностувати сформованість комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв доцільно саме на бакалаврському рівні, адже комунікативна компетентність є ключовою у формуванні здатності даного фахівця здійснювати професійну діяльність і саме передбачає наявність теоретичних знань та практичних умінь і навичок комунікації, які є серед достатніх та необхідних умов для успішного виконання професійних обов'язків за обраною спеціальністю.

Коротко опишемо отримання результатів при виявленні фактичного рівня комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв.

За розробленою нами методикою дослідженю підлягало 160 студентів. За отриманими балами рейтинг кожного студента визначався у процентному відношенні до максимально можливої суми балів.

Через X позначимо змінну випадкову величину, яка дорівнює рейтинговому рівню студента, x_i — її можливе значення, n_i — частота цього значення (кількість студентів, рейтингове значення яких дорівнює числу x_i), $n=160$ — обсяг даної вибірки. Тоді результати нашого дослідження можна подати у вигляді такого інтервального розподілу частот n_i :

X	0-10	10-20	20-30	30-40	40-50	50-60	60-70	70-80	80-90	90-100
n_i	0	4	13	27	33	36	21	15	8	3

$$\sum n_i = 160.$$

Логічним є обґрутування закономірного характеру даної вибірки. Іншими словами, покажемо, що експериментальні дані підпорядковані нормальному закону розподілу. Для цього ми скористаємося відомим статистичним критерієм узгодженості Пірсона [1].

Насамперед з даної вибірки знаходимо середнє значення $\bar{x}=51,56$ та середнє квадратичне відхилення $\sigma_x=17,75$. В розподілі частот кожен інтервал подаємо його серединним значенням, а також об'єднуємо групи значень вибірки з малими частотами. В результаті оцінювання отримуємо такий розподіл частот, де число інтервалів дорівнює 7, а довжина кожного інтервалу дорівнює $h=10$:

X	25	35	45	55	65	75	85
n_i	17	27	33	36	21	15	11

Результати всіх подальших обчислень ми подаємо в таблиці 1, з якої знаходимо теоретичні частоти n'_i та дослідне значення величини $\chi^2_{\text{досл}}$ (величини “хі-квадрат”). (Теоретичні частоти обчислюються за допомогою рівності:

$$n'_i = \frac{nh}{\sigma_x} \cdot \varphi(u_i) = \frac{160 \cdot 10}{17,75} \cdot \varphi(u_i) = 90,14 \cdot \varphi(u_i), \text{ де } \varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2}.$$

Таблиця 1

Перевірка гіпотези про нормальність розподілу

i	n_i	x_i	$u_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma_x}$	$\varphi(u_i)$	n'_i	$n_i - n'_i$	$(n_i - n'_i)^2$	$\frac{(n_i - n'_i)^2}{n'_i}$
1	17	25	-1,50	0,13	11,72	5,28	27,88	2,38
2	27	35	-0,93	0,26	23,44	3,56	12,67	0,54
3	33	45	-0,40	0,37	33,19	-0,19	0,04	0,001
4	36	55	0,19	0,39	35,29	0,71	0,50	0,01
5	21	65	0,76	0,30	26,94	-5,94	35,28	1,31
6	15	75	1,32	0,17	15,05	-0,05	0,002	0,0001
7	11	85	1,88	0,07	6,14	4,86	23,62	3,85
Σ	160							$\chi^2_{\text{досл}} = 8,09$

Отже, експериментальне значення величини χ^2 дорівнює 8,09.

Знайдемо число χ^2_{kp} , яке є критичною точкою випадкової величини χ^2 . Оскільки число груп (інтервалів) дорівнює 7, то число степенів вільності дорівнює $k=7-3=4$. За таблицею критичних точок розподілу χ^2 [див.1] за рівнем значущості $\alpha=0,05$ і числом ступенів вільності $k=4$ знаходимо критичну точку $\chi^2_{kp}(0,05; 4) = 9,5$ правосторонньої критичної області.

В силу того, що $\chi^2_{\text{досл}} = 8,09 < 9,5 = \chi^2_{kp}$, то немає підстав відхиляти гіпотезу про нормальність розподілу частот даної вибірки. Отже гіпотезу про нормальний розподіл вибірки приймаємо.

Підсумовуючи результати цього етапу, зазначаємо, що рівень даної групи студентів у цілому виявився низьким на межі середнього, оскільки рейтинг групи дорівнює $\bar{x}=51,58$ (середній рівень визначається інтервалом (55; 80)).

Крім того, з розподілу частот вибірки ми отримали той факт, що високий рівень мають 7% студентів, середній – 35%, низький – 58%.

Діагностика сформованості комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв. Нами було обрано експеримент як метод діагностики сформованості комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв, адже експеримент є методом вивчення, який полягає у викликанні явища, що вивчається у штучно створених умовах з метою дослідження та з'ясування процесу його розвитку [<http://uk.wikipedia.org/wiki/Експеримент>].

Вивчаючи комунікативну компетентність майбутніх менеджерів-аграріїв ми визначали її структуру: мотиваційно-ціннісний, когнітивно-стратегічний та діяльнісно-корегуючий компоненти, а також їх рівні: високий, середній та низький.

Для проведення діагностики рівня сформованості комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв студентів було поділено на експериментальні групи та контрольні групи. Метою даного діагностичного дослідження комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв було визначення фактичного рівня сформованості компонент даної компетентності: мотиваційно-ціннісної, когнітивно-стратегічної та діяльнісно-корегуючої.

Для досягнення зазначененої мети нами було розроблено авторську методику діагностування рівня сформованості складових комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв, що включала наступні компоненти:

- діагностування мотиваційно-ціннісної складової, що передбачало використання: 1) тесту на визначення рівня мотивації до ефективної комунікації як загальнолюдської цінності; 2) тесту на визначення рівня мотивації до ефективної професійної комунікації як професійної цінності; 3) тесту на визначення рівня мотивації до ефективної професійної іншомовної комунікації та визнання іншомовної комунікації загальнолюдською та професійною цінністю; 4) тесту на визначення рівня мотивації як здатності мотивувати інших до ефективної професійної та загальнолюдської комунікації; 5) анкети визначення рівня мотиваційно-ціннісної компоненти комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв;

- діагностування когнітивно-стратегічної складової, яке включало комплексний тест на визначення рівня когнітивно-стратегічної компоненти комунікативної компетентності майбутніх менеджерів-аграріїв;

- діагностування діяльнісно-корегуючої складової, що являє собою експертну оцінку рівня діяльнісно-корегуючої складової комунікативної компетентності.

На початку нашого діагностичного дослідження, з метою діагностування мотиваційно-ціннісної складової, ми визначали рівень сформованості мотиваційно-ціннісної складової комунікативної компетентності на кожному етапі формування мотивації майбутніх менеджерів-аграріїв до комунікативної діяльності. Тобто і на етапі формування мотивації до ефективної комунікації, як загальнолюдської цінності, і на етапі формування мотивації до ефективної професійної комунікації як професійної цінності, і на етапі формування мотивації до ефективної професійної іншомовної комунікації як загальнолюдської та професійної цінності, і на етапі формування мотивації як здатності мотивувати інших до ефективної професійної та загальнолюдської комунікації.

Перевірка однорідності експериментальних та контрольних груп. Відправним моментом при формуванні експериментальної та контрольної груп є однорідність цих груп. Перевірку на однорідність було проведено за допомогою одного із статистичних методів – критерію Вілкоксона [1].

Опишемо основні моменти цієї перевірки.

До проведення експерименту було залучено дві групи студентів вступу 2009 року з умовними номерами №1.09 та №2.09 і групи студентів вступу 2010 року з умовними номерами №1.10 та №2.10. Ми розглянули вибірки рейтингових оцінок, за якими студенти вступали до університету.

Для групи №1.09 обсягом $n_1 = 80$ така вибірка мала вигляд:

3, 372, 368, 366, 365, 360, 358, 358, 357, 357, 356, 353, 352, 350, 348, 347, 344, 342, 341, 339, 39, 338, 337, 336, 336, 335, 334, 334, 331, 329, 328, 327, 327, 326, 325, 324, 324, 324, 323, 322, 22, 321, 320, 319, 318, 316, 315, 314, 313, 312, 312, 311, 311, 310, 309, 308, 306, 305, 304, 303, 33, 301, 301, 301, 299, 295, 295, 294, 293, 291, 288, 287, 286, 286, 285, 282, 279, 271, 265, 263 (які з оцінок заокруглювались до цілої).

Середнє значення цієї вибірки дорівнює $\bar{x}_1 = 321,49$, вибіркове середнє квадратичне відхилення $\sigma_1 = 25,93$, $\Sigma x_1 = 25719$, $n_1 = 80$.

Для групи №2.09 теж обсягом $n_2 = 80$ вибірка мала вигляд:

371, 367, 366, 364, 361, 361, 359, 359, 358, 357, 356, 356, 353, 353, 349, 345, 345, 343, 342, 342, 341, 341, 340, 340, 338, 337, 336, 335, 335, 334, 333, 332, 330, 329, 328, 326, 323, 321, 319, 319, 318, 317, 315, 315, 314, 314, 313, 312, 312, 311, 311, 310, 310, 309, 308, 307, 306, 305, 303, 303, 302, 299, 298, 298, 297, 297, 297, 297, 296, 293, 293, 291, 290, 290, 289, 287, 286, 284, 282, 280, 277, 269, 264, 256.

Середнє значення цієї вибірки дорівнює $\bar{x}_2 = 320,23$, вибіркове середнє квадратичне відхилення $\sigma_2 = 26,92$, $\Sigma x_2 = 25618$, $n_2 = 80$.

Отже середні значення та середні квадратичні відхилення обох вибірок є відповідно досить близькими числами.

Ми висловлюємо основну гіпотезу: ці дві вибірки однорідні, тобто мають одинаковий розподіл.

Альтернативна гіпотеза: ці дві вибірки не є однорідними.

Для перевірки правильності основної гіпотези вибираємо рівень значущості $\alpha = 0,05$.

Для того, щоб на рівні значущості α перевірити нульову гіпотезу про однорідність двох незалежних вибірок об'ємів n_1 та n_2 ($n_1 \leq n_2$), діємо за таким правилом:

1) записуємо обидві вибірки у вигляді одного варіаційного ряду (у зростаючому порядку) і знаходимо для цього ряду величину $W_{\text{досл}}$ — суму порядкових номерів варіант першої вибірки (для якої обсяг n_1 не більший за обсяг n_2 другої вибірки);

2) з рівності: $\Phi(z_{kp}) = (1 - \alpha) / 2$

за таблицею значень функції Лапласа $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z e^{-t^2/2} dt$ знаходимо число z_{kp} ;

3) ліву критичну точку критичної області для величини W знаходимо з рівності:

$$w_{\text{ліва кр}}(Q, n_1, n_2) = \left[\frac{(n_1 + n_2 + 1) \cdot n_1 - 1}{2} - z_{kp} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \right],$$

де $Q = \alpha / 2$; $[a]$ — ціла частина числа a ;

3) за формулою $w_{\text{права кр}} = (n_1 + n_2 + 1)n_1 - w_{\text{ліва кр}}$ знаходимо праву критичну точку критичної області;

Якщо $W_{ліва\ kp} < W_{досл} < W_{права\ kp}$, то немає підстав відхиляти основну гіпотезу (величина $W_{досл}$ потрапляє в область прийняття основної гіпотези). Якщо ж $W_{досл} < W_{ліва\ kp}$ або $W_{досл} > W_{права\ kp}$, то основну гіпотезу відхиляємо (бо величина $W_{досл}$ потрапляє критичну область).

Для наших вибірок об'єднаний варіаційний ряд має вигляд:
 373, 369, 372, 368, 367, 366, 366, 365, 364, 361, 361, 360, 359, 359, 358, 358, 358, 357, 357, 35
 356, 356, 356, 353, 353, 353, 352, 350, 349, 348, 347, 345, 344, 343, 342, 342, 342, 341, 341, 34
 340, 340, 339, 339, 338, 338, 337, 337, 336, 336, 336, 335, 335, 335, 334, 334, 334, 333, 332, 33
 330, 329, 329, 328, 328, 327, 327, 326, 326, 325, 324, 324, 324, 323, 323, 323, 322, 322, 321, 321, 32
 319, 319, 319, 318, 318, 317, 316, 315, 315, 315, 314, 314, 314, 313, 313, 312, 312, 312, 312, 311, 31
 311, 311, 310, 310, 309, 309, 308, 308, 307, 307, 306, 306, 305, 305, 304, 304, 303, 303, 303, 303, 30
 301, 301, 299, 299, 298, 298, 297, 297, 297, 296, 295, 295, 294, 293, 293, 293, 291, 291, 290, 29
 289, 288, 287, 287, 286, 286, 286, 285, 284, 282, 282, 280, 277, 279, 279, 271, 269, 265, 264, 263, 256

Сума порядкових номерів варіант вибірки для групи №1.09 дорівнює 6520, а для групи №2.09 ця сума дорівнює 6360 (ми рахували від найменшого до найбільшого). Оскільки

в даній ситуації обсяги обох груп рівні, тобто $n_1 = n_2$, то можна взяти, наприклад,

$$W_{досл} = 6360.$$

З рівності
 $\Phi(z_{kp}) = (1 - \alpha) / 2 = (1 - 0,05) / 2 = 0,475$

за таблицею значень функції Лапласа знаходимо, що $z_{kp} = 1,96$.

Знаходимо межі критичної області для величини W (суми порядкових номерів варіант вибірок). Оскільки $n_1 = 80$, $n_2 = 80$, $w_{досл} = 6360$, $\alpha = 0,05$, то

$$\begin{aligned} w_{ліва\ kp}(Q, n_1, n_2) &= \left[\frac{(n_1 + n_2 + 1) \cdot n_1 - 1}{2} - z_{kp} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \right] = \\ &= \left[\frac{(80 + 80 + 1) \cdot 80 - 1}{2} - 1,96 \cdot \sqrt{\frac{80 \cdot 80 \cdot (80 + 80 + 1)}{12}} \right] = \\ &= [6439,5 - 574,34] = 5865, \end{aligned}$$

де $[a]$ – ціла частина числа a . Звідси отримуємо, що

$$w_{права\ kp} = (n_1 + n_2 + 1)n_1 - w_{ліва\ kp} = (80 + 80 + 1)80 - 5865 = 7015.$$

Оскільки

$$5865 < 6360 < 7015,$$

тобто $W_{ліва\ kp} < W_{досл} < W_{права\ kp}$, то основна гіпотеза про однорідність вибірок приймається. Іншими словами, групи №1.09 та №2.09 є однорідними.

З набору студентів 2010 року для продовження педагогічного експерименту нами було сформовано групу №1.10 обсягом $n_1 = 78$ чол. та групу №2.10 обсягом $n_2 = 74$ чол.

Вибірка рейтингових оцінок, за якими студенти вступали до університету для групи №1.10 обсягом $n_1 = 78$ мала вигляд:

707, 703, 702, 700, 699, 697, 691, 687, 687, 686, 684, 678, 673, 672, 672, 671, 670, 670, 668, 664, 662, 658, 657, 654, 649, 646, 646, 645, 645, 643, 641, 641, 640, 640, 639, 638, 638, 637, 637, 632, 631, 629, 629, 628, 626, 624, 623, 623, 622, 621, 620, 615, 614, 608, 608, 607, 606, 605, 603, 602, 601, 601, 599, 597, 597, 597, 596, 595, 584, 584, 582, 578, 572, 569, 568, 550, 548, 540.

Середнє значення цієї вибірки $\bar{x}_1 = 632,96$, вибіркове середнє квадратичне відхилення $\sigma_1 = 39,46$, $\Sigma x_1 = 49371$, $n_1 = 78$.

Для групи №2.10 обсягом $n_2 = 74$ відповідна вибірка мала вигляд:

720, 708, 707, 692, 689, 687, 684, 684, 683, 680, 679, 678, 675, 672, 670, 669, 668, 665, 660, 659, 656, 655, 652, 651, 650, 649, 648, 645, 645, 644, 644, 643, 642, 642, 641, 640, 640, 640, 639, 638, 638, 637, 634, 634, 633, 629, 629, 627, 625, 624, 624, 622, 620, 617, 616, 614, 612, 610, 606, 604, 603, 601, 600, 598, 597, 592, 587, 585, 583, 574, 570, 565, 547, 544, 544.

Середнє значення цієї вибірки $\bar{x}_2 = 637,12$, вибіркове середнє квадратичне відхилення $\sigma_2 = 36,74$, $n_2 = 74$, $\Sigma x_2 = 47147$.

Таким чином середні значення та середні квадратичні відхилення обох вибірок є відповідно приблизно рівними числами.

Перевірку однорідності цих двох вибірок ми проводимо також за критерієм Вілкоксона.

Для даних вибірок об'єднаний варіаційний ряд має вигляд:

720, 708, 707, 707, 703, 702, 700, 699, 697, 692, 691, 689, 687, 687, 686, 684, 684, 684, 683, 680, 679, 678, 678, 675, 673, 672, 672, 672, 671, 670, 670, 670, 669, 668, 668, 665, 664, 662, 660, 659, 658, 657, 656, 655, 654, 652, 651, 650, 649, 649, 648, 646, 646, 645, 645, 645, 645, 644, 644, 643, 643, 642, 642, 642, 641, 641, 641, 640, 640, 640, 639, 639, 638, 638, 638, 637, 637, 637, 634, 634, 633, 632, 631, 629, 629, 629, 629, 628, 627, 626, 625, 624, 624, 624, 623, 623, 622, 622, 621, 620, 620, 617, 616, 615, 614, 614, 612, 610, 608, 608, 607, 606, 606, 605, 604, 603, 603, 602, 601, 601, 601, 600, 599, 598, 597, 597, 597, 597, 596, 595, 595, 592, 587, 585, 584, 584, 583, 582, 578, 574, 572, 570, 569, 568, 565, 550, 548, 547, 544, 544, 540.

Сума порядкових номерів варіант вибірки для групи №1.10 дорівнює 5777, а для групи №2.10 ця сума дорівнює 5785. Оскільки в даній ситуації обсяги вибірок $74 = n_1 \leq n_2 = 78$, то слід взяти $w_{\text{досл}} = 5785$.

При $\alpha = 0,05$ з рівності

$$\Phi(z_{kp}) = (1 - \alpha) / 2 = (1 - 0,05) / 2 = 0,475$$

за таблицю значень функції Лапласа знаходимо, що $z_{kp} = 1,96$.

Знаходимо межі критичної області для величини W . Оскільки $n_1 = 74$, $n_2 = 78$, $w_{\text{досл}} = 5785$, $\alpha = 0,05$, то

$$w_{\text{ліва кр}}(Q, n_1, n_2) = \left[\frac{(n_1 + n_2 + 1) \cdot n_1 - 1}{2} - z_{kp} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \right] = \\ = \left[\frac{(74 + 78 + 1) \cdot 74 - 1}{2} - 1,96 \cdot \sqrt{\frac{74 \cdot 78 \cdot (74 + 78 + 1)}{12}} \right] =$$

$$= [5660,5 - 532,709] = 5128,$$

де $[a]$ – ціла частина числа a . Звідси отримуємо праву межу критичної області

$$W_{\text{права кр}} = (n_1 + n_2 + 1)n_1 - W_{\text{ліва кр}} = (75 + 78 + 1)74 - 5128 = \\ = 11322 - 5128 = 6194.$$

Оскільки $5128 < 5785 < 6194$, тобто $W_{\text{ліва кр}} < W_{\text{досл}} < W_{\text{права кр}}$, то основна гіпотеза про однорідність вибірок приймається. Тобто, групи №1.10 та №2.10 теж є однорідними.

При порівнянні рейтингових балів в експериментальній та контрольних групах цілком природно припустити, що розподіли частот цих балів в обох групах мають нормальній характер. Побудуємо гістограми розподілу частот в кожній з чотирьох груп, які розглядаються.

Спочатку поділимо отримані вибірки на інтервали однакової довжини, число яких обчислюється за наближеною формулою $k \approx 1 + 3,3221g n$, де n – обсяг вибірки. Наприклад, якщо $n = 80$, то $k \approx 7$.

Розподіл частот варіант вибірки групи №1.09 по інтервалах має вигляд:

інтервал	250-270	270-290	290-310	310-330	330-350	350-370	370-390
частота	2	8	17	24	16	11	2

Розподіл частот варіант вибірки групи №2.09 по інтервалах має вигляд:

інтервал	250-270	270-290	290-310	310-330	330-350	350-370	370-390
частота	3	9	19	18	17	14	1

Для групи №1.09 відповідна гістограма зображена на рисунку 1, а для групи №2.09 – на рисунку 2.

Згладжувальна пунктирна лінія наочно демонструє, що розподіли балів в експериментальній та контрольній групах досить близькі до нормального закону з майже одинаковими параметрами \bar{x} та σ .

Розподіл частот варіант вибірки групи №1.10 по інтервалах має вигляд:

540-560	560-580	580-600	600-620	620-640	640-660	660-680	680-700	700-720
3	4	9	12	18	11	10	8	3

Розподіл частот варіант вибірки групи №2.10 по інтервалах має вигляд:

540-560	560-580	580-600	600-620	620-640	640-660	660-680	680-700	700-720
2	3	7	10	14	19	9	6	3

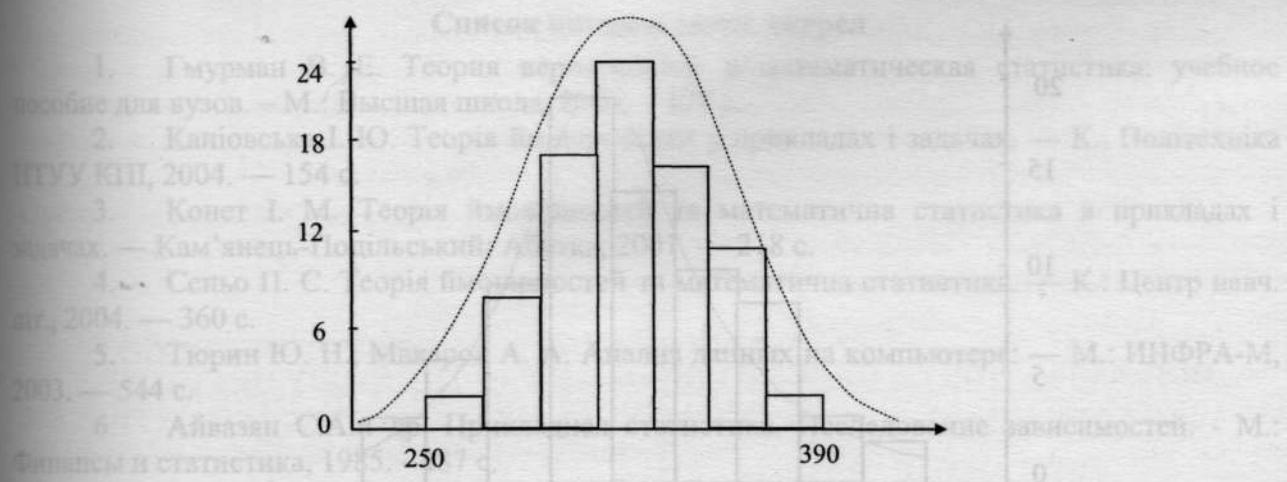


Рис.1.

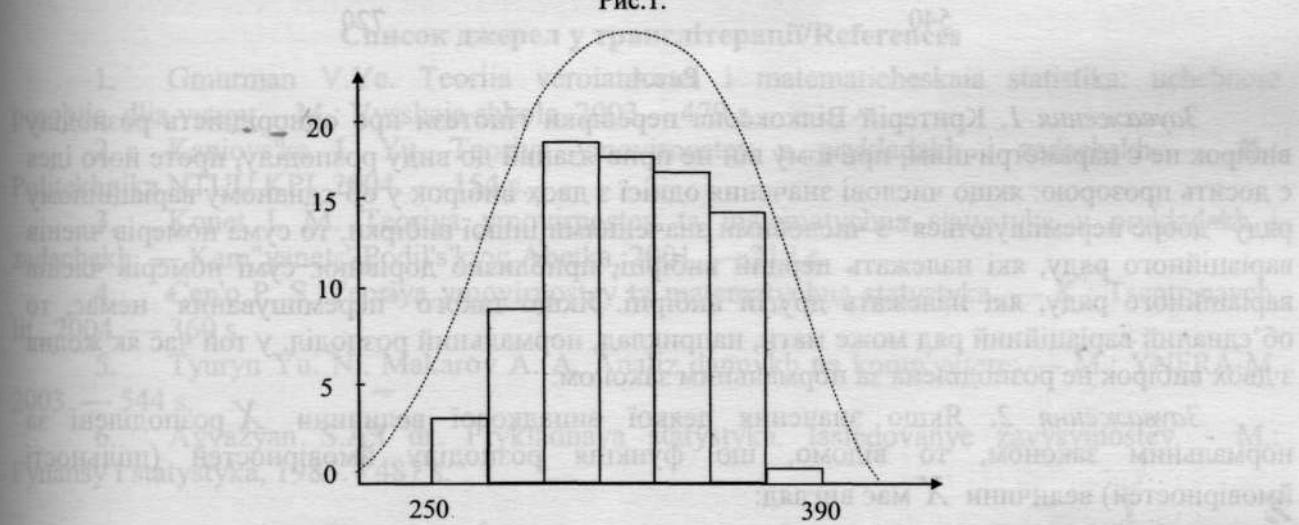


Рис.2.

Для групи №1.10 гістограма частот зображена на рис.3, а для групи №2.10 – на рис.4. Як бачимо, розподіли рейтингових оцінок у групах №1.10 та №2.10 теж близькі до певного нормальногорозподілу.

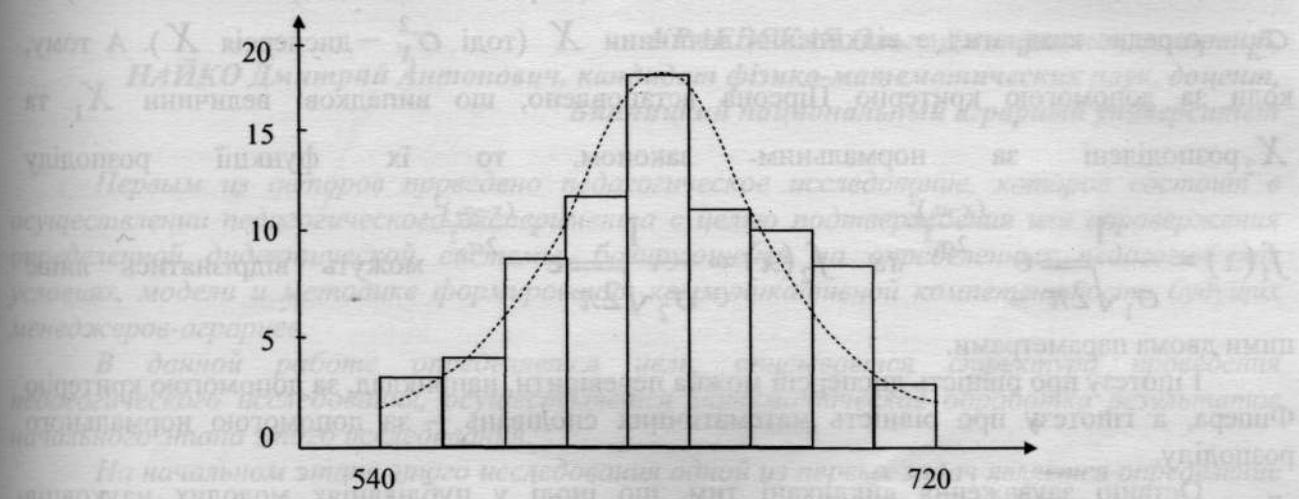


Рис.3.

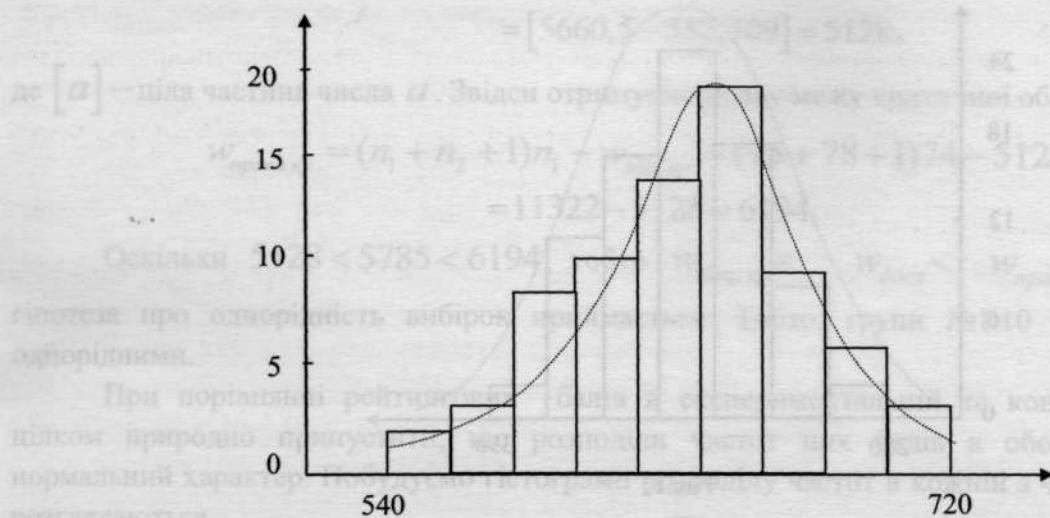


Рис.4.

Зauważenie 1. Критерій Вілкоксона перевірки гіпотези про однорідність розподілу вибірок не є параметричним, причому він не прив'язаний до виду розподілу, проте його ідея є досить прозорою: якщо числові значення однієї з двох вибірок у об'єднаному варіаційному ряду “добре перемішуються” з числовими значеннями іншої вибірки, то сума номерів членів варіаційного ряду, які належать першій вибірці, приблизно дорівнює сумі номерів членів варіаційного ряду, які належать другій вибірці. Якщо такого “перемішування” немає, то об'єднаний варіаційний ряд може мати, наприклад, нормальний розподіл, у той час як жодна з двох вибірок не розподілена за нормальним законом.

Зauważenie 2. Якщо значення деякої випадкової величини X розподілені за нормальним законом, то відомо, що функція розподілу ймовірностей (щільності ймовірностей) величини X має вигляд:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

У запису цієї функції є всього лише два параметри, які можуть змінюватись (тобто визначати її). Це μ – математичне сподівання (“середнє” значення) величини X , та σ_X – середнє квадратичне відхилення величини X (тоді σ_X^2 – дисперсія X). А тому, коли за допомогою критерію Пірсона встановлено, що випадкові величини X_1 та X_2 розподілені за нормальним законом, то їх функції розподілу

$$f_1(x) = \frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \text{ та } f_2(x) = \frac{1}{\sigma_2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$$

можуть відрізнятись лише

цими двома параметрами.

Гіпотезу про рівність дисперсій можна перевірити, наприклад, за допомогою критерію Фішера, а гіпотезу про рівність математичних сподівань – за допомогою нормального розподілу.

Останні зауваження викликані тим, що іноді у публікаціях молодих науковців процедура перевірки не випадковості вибіркових значень є непрозорою або навіть помилковою.

Список використаних джерел

- Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика: учебное пособие для вузов. – М.: Высшая школа, 2003. – 479 с.
- Каніовська І. Ю. Теорія ймовірностей у прикладах і задачах. — К.: Політехніка НТУУ КПІ, 2004. — 154 с.
- Конет І. М. Теорія ймовірностей та математична статистика в прикладах і задачах. — Кам'янець-Подільський: Абетка, 2001. — 218 с.
- Сеньо П. С. Теорія ймовірностей та математична статистика. — К.: Центр навч. літ., 2004. — 360 с.
- Тюрин Ю. Н., Макаров А. А. Анализ данных на компьютере: — М.: ИНФРА-М, 2003. — 544 с.
- Айвазян С.А.и др. Прикладная статистика. Исследование зависимостей. - М.: Финансы и статистика, 1985. - 487 с.

Список джерел у транслітерації/References

- Gmurman V.Ye. Teoriia veroiatnostei i matematicheskaiia statistika: uchebnoie posobiie dlja vuzov. – M.: Vysshaia shkola, 2003. – 479 s.
- Kaniov's'ka I. Yu. Teoriya umovirnostey u prykladakh i zadachakh. — K.: Politekhnika NTUU KPI, 2004. — 154 s.
- Konet I. M. Teoriya umovirnostey ta matematichna statystyka v prykladakh i zadachakh. — Kam"yanets'-Podil's'kyy: Abetka, 2001. — 218 s.
- Cen'o P. S. Teoriya umovirnostey ta matematichna statystyka. — K.: Tsentr navch. lit., 2004. — 360 s.
- Tyuryn Yu. N., Makarov A. A. Analiz dannykh na komp'yutere: — M.: YNFRA-M, 2003. — 544 s.
- Ayvazyan S.A.i dr. Prykladnaya statystyka. Issledovanye zavysymostey. - M.: Fynansy i statystyka, 1985. - 487 s.

АННОТАЦИЯ

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОДНОРОДНОСТИ ГРУПП ПРИ ИССЛЕДОВАНИИ ПРОЦЕССА ФОРМИРОВАНИЯ КОММУНИКАТИВНОЙ КОМПЕТЕНТНОСТИ БУДУЩИХ МЕНЕДЖЕРОВ-АГРАРИЕВ

**КРАЕВСКАЯ Ольга Дмитриевна, аспирант,
НАЙКО Дмитрий Антонович, кандидат физико-математических наук, доцент,
Винницкий национальный аграрный университет**

Первым из авторов проведено педагогическое исследование, которое состоит в осуществлении педагогического эксперимента с целью подтверждения или опровержения определенной дидактической системы, базирующейся на определенных педагогических условиях, модели и методике формирования коммуникативной компетентности будущих менеджеров-аграриев.

В данной работе определяется цель, описывается структура проведения педагогического исследования, осуществляется математическая обработка результатов начального этапа этого исследования.

На начальном этапе этого исследования одной из первых задач является определение фактического уровня коммуникативной компетентности будущих менеджеров-аграриев. В этой (констатирующей) части эксперимента мы, используя критерий согласия Пирсона, доказываем не случайность экспериментальных данных, определяем части студентов, имеющих высокий, средний и низкий уровни коммуникативной компетентности.

При формировании контрольных и экспериментальных групп, для обеспечения достоверности результатов эксперимента, одним из важнейших моментов является однородность этих групп. Мы показываем методику проверки однородности экспериментальных и контрольных групп, с использованием, в частности, статистического критерия Вилкоксона и нормального распределения случайной величины.

Ключевые слова: коммуникативная компетентность, менеджеры-аграрии, однородность групп, контрольная группа, экспериментальная группа, нормальное распределение, критерий Пирсона, критерий Вилкоксона.

ANNOTATION

DETERMINATION OF GROUPS' UNIFORMITY IN THE STUDY OF FUTURE MANAGERS-AGRARIANS' COMMUNICATIVE COMPETENCE FORMATION PROCESS

KRAIEVSKA Olha, post graduate

NAIKO Dmytro, Ph.D. in Physics and Mathematics, Associate Professor,
Vinnytsia National Agrarian University

The first author has carried out the pedagogical research which implies a pedagogical experiment in order to confirm or refute a specific didactic system based on pedagogical condition, model and methods of future managers-agrarians' communicative competence formation.

In this paper the objective is defined and the structure of the carried out pedagogical research is described, mathematical processing of the results of the initial phase of the study is carried out.

At the initial stage of the experiment, one of the first tasks is to determine the actual level of future managers-agrarians' communicative competence. In this (ascertain) part of the experiment we, using Pearson coordination criterion, prove non-randomness of experimental data; we determine what part of students have high, medium and low level of communicative competence.

In forming the control and experimental groups for ensuring the validity of experimental results one of the most important things is homogeneity of these groups. We demonstrate the technique of checking the homogeneity of the experimental and control groups which is based on statistical Wilcoxon criterion and the concept of normal distribution of a random variable.

Keywords: communicative competence, managers-agrarians, groups homogeneity, control group, experimental group, normal distribution, Pearson Criterion, Wilcoxon Criterion.

Інформація про авторів

КРАЄВСЬКА Ольга Дмитрівна – аспірант, Вінницький національний аграрний університет (21008, м. Вінниця, вул. Сонячна, 3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

НАЙКО Дмитро Антонович - кандидат фізико-математичних наук, доцент, завідувач кафедри вищої математики, Вінницький національний аграрний університет (21008, м. Вінниця, вул. Сонячна, 3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

КРАЕВСКАЯ Ольга Дмитриевна - аспирант, Винницкий национальный аграрный университет (21008, г. Винница, ул. Солнечная, 3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

НАЙКО Дмитрий Антонович - кандидат физико-математических наук, доцент, заведующий кафедрой высшей математики, Винницкий национальный аграрный университет (21008, г. Винница, ул. Солнечная, 3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

KRAIEVSKA Olha - post graduate, Vinnytsia National Agrarian University (21008, Vinnytsia, Sonyachna Str.3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

NAIKO Dmytro - Candidate in Physics and Mathematics, associate professor, Head of Department of Higher Mathematics, Vinnytsia National Agrarian University (21008, Vinnytsia, Sonyachna Str.3, e-mail: dmnaiko@ukr.net)

Стаття надійшла до редакції 25 лютого 2015 року