Математичне моделювання та обчислювальні методи

УДК 519.25
DOI: 10.31471/2304-7399-2022-17(64)-75-95

УДОСКОНАЛЕНА МЕТОДИКА ОБРОБКИ РЕЗУЛЬТАТІВ ФАКТОРНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ

В. М. Мойсишин, А. П. Івасютин, В. Р. Процюк, І. І. Возний
Івано-Франківський національний технічний університет нафти і газу;
76019, м. Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15;
тел. +380(342) 72-71-31, e-mail: math@nung.edu.ua

У процесі обробки результатів експериментальних досліджень будь-яких, зокрема і технічних, процесів виникає необхідність встановлення кореляційного зв'язку між незалежною і залежною змінними. Під час аналізу експериментальних даних такий зв'язок встановлюється шляхом використання певних комп'ютерних програм.

Авторами запропонована програма App.1 для обчислення параметрів десяти емпіричних рівнянь регресії за методом найменших квадратів, яка розроблена в програмному середовищі Visual Studio на мові програмування «C#» (Сі Шарп) за допомогою фреймворку «Windows Form Application» з використанням операційних систем Windows. Ця програма може використовуватись при обробці результатів досліджень, проведених як за класичним так і за факторним (раціональним) планом.

При аналізі даних експериментів, проведених за факторним планом, за допомогою цієї програми визначають параметри частинних емпіричних залежностей досліджуваного фактора Y від незалежних зовнішніх чинників.

Базовим варіантом методики створення емпіричної багатофакторної моделі множинної нелінійної кореляції за даними, одержаними методом раціонального планування експерименту, є варіант запропонований в роботі «Методика обробки результатів факторного експерименту». Автори доповнили цю методику визначенням параметрів частинних емпіричних залежностей за прологарифмованими експериментальними даними, для усереднення яких по кожному незалежному чиннику використовують середнє геометричне. Запропоновано за ан-

тилогарифмами усереднених значень визначати параметри частинних емпіричних залежностей, які використовуються для створення багатофакторної моделі.

Ключові слова: *факторний експеримент, емпірична кореляційна залежність, багатофакторна модель множинної нелінійної кореляції, емпіричний коефіцієнт кореляції, емпіричне рівняння регресії, апроксимація.*

1. Вступ

Метою математичної обробки результатів досліджень, проведених за факторним (раціональним) планом, є встановлення виду багатофакторної моделі множинної кореляції, яку подано добутком частинних емпіричних залежностей [3]. Ці залежності містять дві змінні величини, одна з яких є незалежною змінною x і представляє собою значення рівнів одного із зовнішніх чинників, а залежна змінна y – це усереднені значення досліджуваного фактора, які відповідають цим рівням.

Подання цієї залежності деякою функцією називається регресією. Задачею регресії є визначення її параметрів. Функція $y = f(x)$ із значеннями регресійних параметрів називається рівнянням регресії або рівнянням математичної моделі. Таке рівняння одержане за дискретними експериментальними даними називається емпіричним. Якщо функція, яка визначається емпіричним рівнянням регресії, не проходить через значення залежної змінної величини y_i, то процес наближення цих значень до значень рівняння регресії називається апроксимацією.

Відомі наступні методи апроксимації при визначенні коефіцієнтів емпіричних рівнянь регресії: метод вибраних точок, метод середніх та метод найменших квадратів.

При використанні ЕОМ основним методом визначення коефіцієнтів є метод найменших квадратів [4], який базується на мінімізації суми квадратів відхилень між значеннями y_i та $y_i(x_i)$.

2. Програма підбору коефіцієнтів апроксимуючих (згладжуючих) частинних емпіричних рівнянь регресії та визначення емпіричного значення коефіцієнта кореляції

Визначення параметрів рівняння регресії за методом найменших квадратів розглянемо на прикладі лінійної залежності виду $Y = AX + B$. Аналітично ця умова записується у вигляді

$$F = \sum_{i=1}^{n} \left[y_i - y_i(x_i) \right]^2 \to \min. \tag{1}$$

Для прогнозованого рівняння регресії $Y = AX + B$ рівняння (1) буде мати вигляд

$$F = \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - Ax_i - B \right)^2 \to min. \tag{2}$$

Знайдемо похідні по *A* та *B* від функції *F* і прирівняємо їх до нуля:

$$\frac{dF}{dB} = 2\sum_{i=1}^{n} (y_i - Ax_i - B) = 0, \tag{3}$$

$$\frac{dF}{dA} = 2\sum_{i=1}^{n} (y_i - Ax_i - B) \cdot x_i = 0. \tag{4}$$

Із рівняння (3)

$$\sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} (Ax_i + B). \tag{5}$$

Із рівняння (4)

$$\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i = \sum_{i=1}^{n} (Ax_i^2 + B \cdot x_i). \tag{6}$$

Із рівнянь (5), (6) знаходимо невідомі параметри *A* та *B* рівняння регресії

$$A = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}, \tag{7}$$

$$B = \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} y_i - A \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i). \tag{8}$$

Аналогічно одержимо формули визначення параметрів *A* та *B* для ще дев'яти рівнянь регресії і подамо ці формули в табл. 1.

Основними характеристиками, за якими визначається зв'язок між величинами *y* і *x*, є кореляційний момент μ_{xy} і коефіцієнт кореляції ρ. В більшості випадків при обробці експериментальних даних закон розподілу двомірної випадкової величини (*X*, *Y*) невідомий. В цьому випадку для оцінки зв'язку між величинами *y* та *x* використовують точкові оцінки μ_{xy} і ρ, які називаються емпіричним кореляційним моментом K_{xy} та емпіричним коефіцієнтом кореляції r і визначаються за формулами

$$K_{xy} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}), \tag{9}$$

$$r = \frac{K_{xy}}{S_x \cdot S_y} = \frac{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2} \cdot \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2}}, \tag{10}$$

де $\overline{x}, \overline{y}$ – вибіркові середні, S_x, S_y – середні квадратичні відхилення вибірок випадкових величин *X* та *Y*.

Згідно [1], якщо графік регресії криволінійний, то оцінка щільності зв'язку між величинами Y і X характеризується емпіричним коефіцієнтом кореляції $r_{кк}$ який визначається за формулою

$$r_{kk} = \frac{\sigma_{y.f}}{\sigma_{y.e}} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(y_{y.f.i} - \bar{y}_E)^2 / n}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(y_{y.e.i} - \bar{y}_E)^2 / n}}. \tag{11}$$

де $\sigma_{y.f}$ – середнє квадратичне відхилення між значеннями рівняння регресії і середнім значенням експериментальних значень $\bar{y}_E$; $\sigma_{y.e}$ – середнє квадратичне відхилення між експериментальними значеннями y_i і середнім цих значень $\bar{y}_E$.

Залежності для визначення емпіричних значень r, знайдених з використанням формули (10), наведені в табл. 1.

Основна похибка при використанні запропонованих рівнянь регресії визначається за формулою

$$\sigma_0 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(y_{y.f.i} - y_{y.e.i})^2}{n-1}}. \tag{12}$$

За аналог пропонованої програми вибрано програму «Визначення виду емпіричної залежності методом найменших квадратів» (Режим доступу: https://uk.wikipedia.org/wiki/ Метод_найменших_квадратів). Її було розроблено для операційної системи MS-DOC. Скріншот програми зображено на рис.1.

Операційна програма MS-DOC не підтримується сучасними конструкціями комп'ютерів, є застарілою і тому виникла необхідність в розробці програми визначання коефіцієнтів рівнянь регресії, адаптованої до операційних систем Windows.

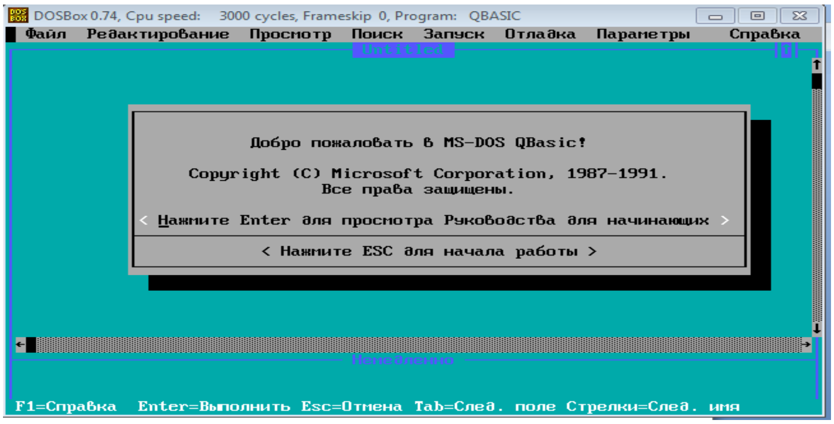

Рис. 1. Скріншот титульної сторінки програми для операційної системи MS-DOC

Таблиця 1. Формули для визначення параметрів A і B та квадрата емпіричного коефіцієнта кореляції r^2

№ п/п	Вид залежності	A	B	r^2
1	$Y = A \cdot X + B$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$	$\frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i - A \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i)$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i\right]^2}{\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum x_i)^2\right] \cdot \left[\sum y_i^2 - \frac{1}{n}(\sum y_i)^2\right]}$
2	$Y = \dfrac{X}{A \cdot X + B}$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} \frac{x_i^2}{y_i} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{y_i}}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$	$\frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i / y_i - A \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i)$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} x_i^2 \big/ y_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{y_i}\right]^2}{\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum x_i)^2\right] \cdot \left[\sum \left(\frac{x_i}{y_i}\right)^2 - \frac{1}{n}(\sum \frac{x_i}{y_i})^2\right]}$
3	$Y = \dfrac{1}{AX + B}$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{y_i} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{y_i}}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$	$\frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} 1 / y_i - A \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i)$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} x_i \big/ y_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{y_i}\right]^2}{\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum x_i)^2\right] \cdot \left[\sum (\frac{1}{y_i})^2 - \frac{1}{n}(\sum \frac{1}{y_i})^2\right]}$
4	$Y = A \cdot X^B$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} \ln x_i \cdot \ln y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} \ln x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln y_i}{\sum_{i=1}^{n} (\ln x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln x_i)^2}$	$\exp\left[\frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln y_i - B \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln x_i)\right]$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} \ln x_i \cdot \ln y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} \ln x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln y_i\right]^2}{\left[\sum_{i=1}^{n} (\ln x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln x_i)^2\right] \cdot \left[\sum (\ln y_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum \ln y_i)^2\right]}$
5	$Y = A + B \cdot ln X$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \ln x_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} \ln x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i}{\sum_{i=1}^{n} (\ln x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln x_i)^2}$	$\frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i - B \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln x_i)$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \ln x_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} \ln x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i\right]^2}{\left[\sum_{i=1}^{n} (\ln x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln x_i)^2\right] \cdot \left[\sum (y_i^2)^2 - \frac{1}{n}(\sum y_i)^2\right]}$

Продовження таблиці 1.

№ п/п	Вид залежності	A	B	r^2
6	$Y = A \cdot B^X$	$\lg A = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 \cdot \sum_{i=1}^{n} \lg y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i \cdot \lg y_i)}{n \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$ $A = 10^{\lg A}$	$\lg B = \dfrac{n \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \lg y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \lg y_i}{n \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$ $B = 10^{\lg B}$	Обчислюється значення коефіцієнта $r_{кк}$
7	$Y = \dfrac{A}{X} + B$	$\dfrac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot y_i - B \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i)$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i \cdot x_i\right]^2}{\left[\sum x_i^2 - \frac{1}{n}(\sum x_i)^2\right] \cdot \left[\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot y_i - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot y_i)^2\right]}$
8	$Y = A + B\sqrt{X}$	$\dfrac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i - B \cdot \sum_{i=1}^{n} \sqrt{x_i})$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \sqrt{x_i} - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \sqrt{x_i})}{\sum_{i=1}^{n} x_i - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \sqrt{x_i})^2}$	Обчислюється значення коефіцієнта $r_{кк}$
9	$Y = A + B \lg X$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \sum_{i=1}^{n} (\lg x_i)^2 - \sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \lg x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \lg x_i}{n \cdot \sum_{1=4}^{n} (\lg x_i)^2 - (\sum_{i=1}^{n} \lg x_i)^2}$	$\dfrac{n \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \lg x_i - \sum_{i=1}^{n} y_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \lg x_i}{n \cdot \sum_{1=1}^{n} (\lg x_i)^2 - (\sum_{i=1}^{n} \lg x_i)^2}$	Обчислюється значення коефіцієнта $r_{кк}$
10	$Y = A \cdot e^{BX}$	$\exp\left[\dfrac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} \ln y_i - B \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i)\right]$	$\dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \ln y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln y_i}{\sum_{i=1}^{n} (x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$	$\dfrac{\left[\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \ln y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{1=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} \ln y_i\right]^2}{\left[\sum_{i=1}^{n} (x_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} x_i)^2\right] \cdot \left[\sum (\ln y_i)^2 - \frac{1}{n}(\sum \ln y_i)^2\right]}$

Примітка. При відсутності формули для визначення емпіричного значення коефіцієнта r кореляційний зв'язок між величинами Y і X оцінювати за значенням коефіцієнта $r_{кк}$.

Така програма для обчислення параметрів десяти емпіричних рівнянь регресії за методом найменших квадратів була розроблена в програмному середовищі Visual Studio на мові програмування «C#» (Сі Шарп) за допомогою фреймворку «Windows Form Application», що дає можливість створювати програми для операційних систем Windows. Програма одержала назву App.1.

Запропонована програма, окрім визначення коефіцієнтів рівнянь регресії, визначає також емпіричні значення коефіцієнта кореляції r за формулою (10) і коефіцієнта $r_{кк}$ кореляції для нелінійної (криволінійної) залежності за методикою наведеною в [1].

Порядок роботи з програмою App.1 наведено на рис. 2 – 6.

1. Відкрити App.1 застосунок (Exe файл).

2. У вікні Form 1 ввести кількість експериментальних точок $(n = 4 - 7)$ для підбору рівнянь регресії.

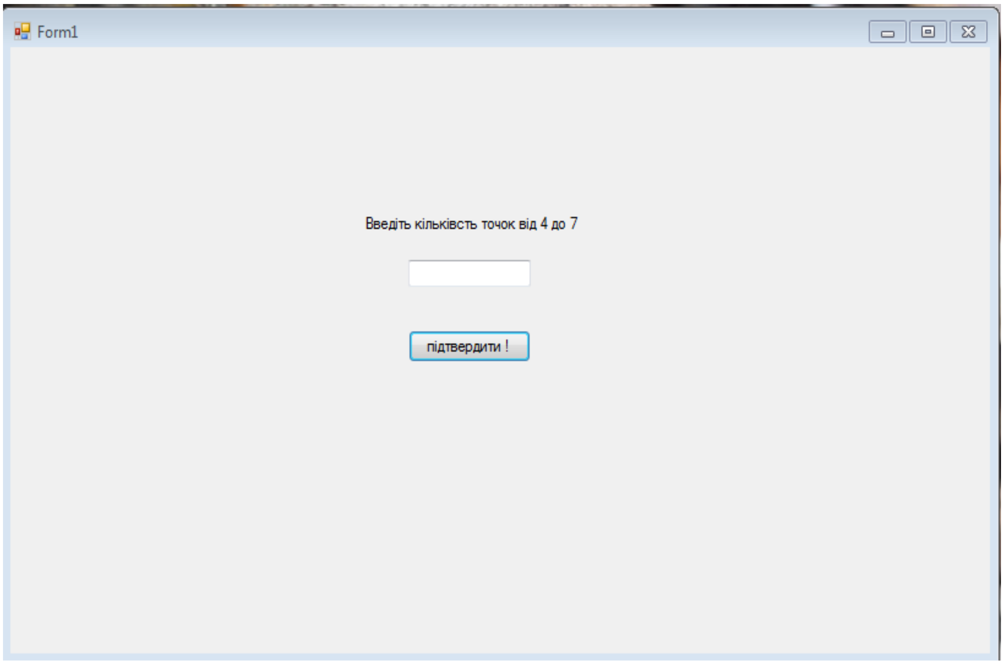

Рис. 2. Вікно введення кількості експериментальних точок

3. У наступному вікні потрібно ввести вхідні дані (дробова частина відділена від цілої комою) для обчислення значень параметрів.

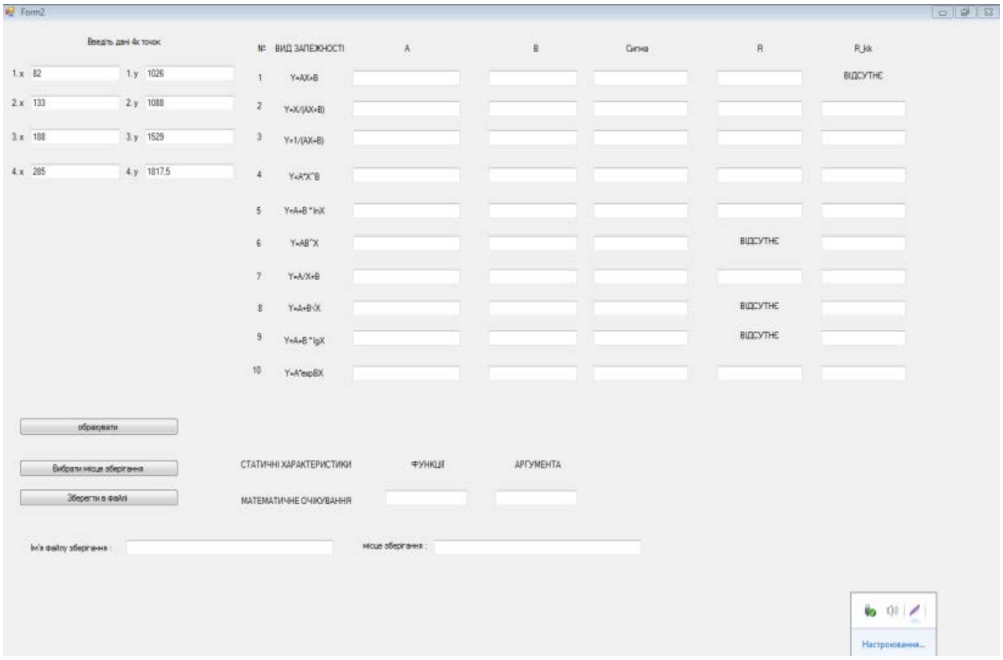

Рис. 3. Вікно введення вхідних даних

4. Натиснути кнопку Обрахувати.

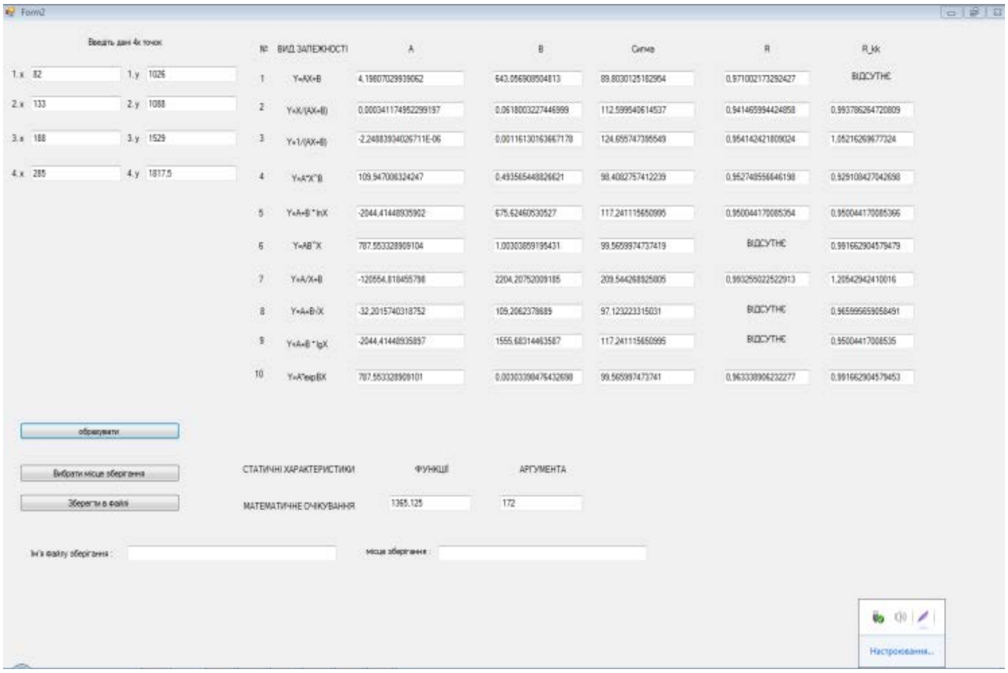

Рис. 4. Вікно з результатами обчислень параметрів рівнянь регресії

5. Натиснути кнопку Вибрати місце зберігання в форматі txt (блокнот).

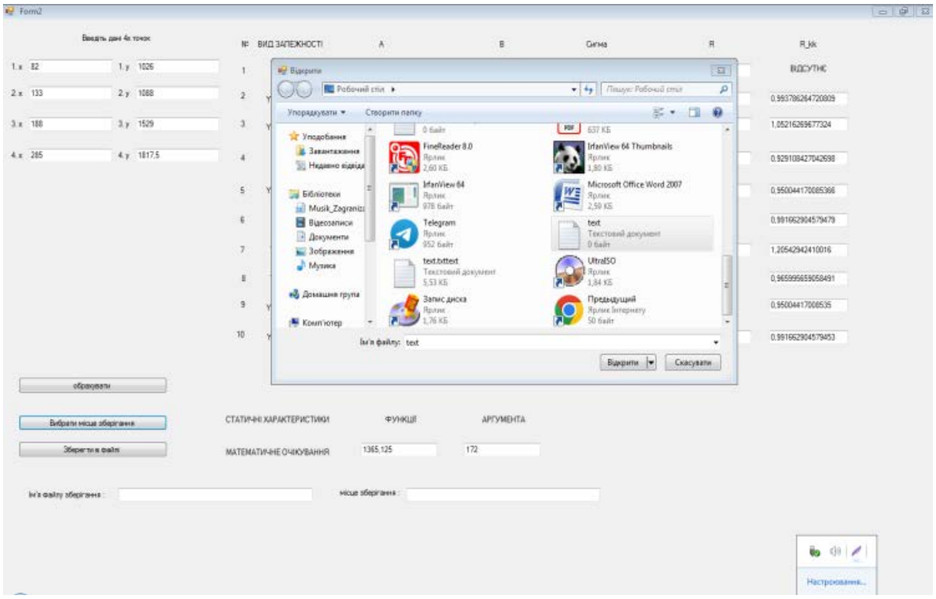

Рис. 5. Вікно з вибором місця зберігання результатів обчислень в форматі txt (блокнот)

6. Після вибору місця зберігання натиснути кнопку Зберегти в файлі.

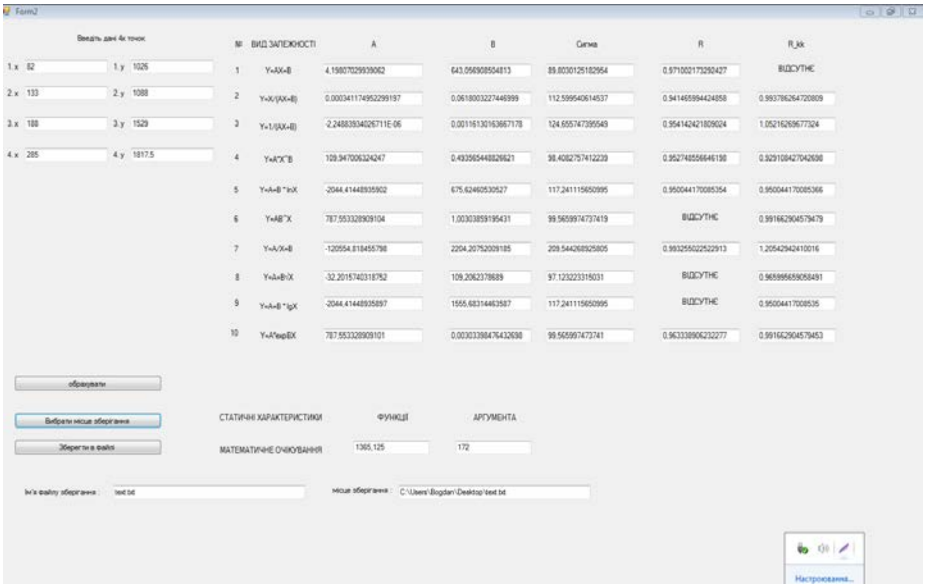

Рис. 6. Вікно з місцем зберігання результатів обчислень

Програму App.1 доцільно використовувати для монотонно зростаючих або монотонно спадних значеннях досліджуваного параметра *Y* (функції). Якщо за експериментальними значеннями спостерігається локальний максимум або мінімум, то для апроксимації цих значень доцільно використовувати поліноми другого або третього порядку.

3. Методика створення багатофакторної емпіричної моделі множинної нелінійної кореляції

Базовим варіантом методики створення багатофакторної емпіричної моделі множинної нелінійної кореляції є варіант, наведений в [3].

Застосування ж запропонованого нами варіанту для аналізу експериментальних даних планового експерименту дозволяє вносити корективи, які покращують ефективність його використання. Він може включати три етапи.

Перший етап. Для підбору параметрів частинних залежностей (коли експериментальні дані монотонно зростають або монотонно спадають) використовувати запропоновану програму App.1. За наявності локальних максимумів або мінімумів доцільно використовувати поліноми другого або третього порядків.

Апроксимація вважається задовільною, якщо виконуються дві умови:

1) $\sigma_0 < 0{,}1\overline{Y}$, де σ_0 – середнє квадратичне відхилення значень частинної емпіричної залежності від експериментальних значень; $\overline{Y}$ – середнє значення функції за експериментальними значеннями, віднесеними до одного зовнішнього незалежного чинника, за постійних значень інших незалежних чинників планованого експерименту. Значення $\overline{Y}$ є постійним і не залежить від вибраного зовнішнього чинника.

2) Ймовірність кореляційного зв’язку між досліджуваним параметром Y та вхідним змінним незалежним чинником визначається за нерівністю $T_{сп} > t_{кр}$, де $T_{сп}$ – спостережне значення критерію Стьюдента, $t_{кр}(\alpha, к)$ – критична точка розподілу Стюдента, α – рівень значущості (зона ухвалення рішення двостороння), $к = n - 2$ – число степенів вільності, n – об’єм вибірки. Ймовірність кореляційного зв’язку, яка визначається за формулою $P = 1 - \alpha$, задовільна при $\alpha > 0{,}1$.

У випадку виконання умов апроксимації подальше уточнення параметрів частинної емпіричної залежності між параметрами чинника і функцією моделі не потрібне.

Другий етап. У випадку невиконання умов апроксимації частинної емпіричної залежності між параметрами будь-якого чинника і функцією моделі пропонується проводити підбір параметрів частинної емпіричної залежності не за середнім арифметичним експериментальних даних, віднесеним до одного незалежного зовнішнього чинника, а за середнім геометричним [2]. Для цього потрібно знайти логарифми даних, усереднити їх за постійними значеннями незалежного зовнішнього чинника і за антилогарифмами визначити параметри залежності.

Третій етап. У випадку невиконання умов апроксимації частинної емпіричної залежності за прологарифмованими даними використати метод Протодьяконова для послідовної нейтралізації, починаючи від найбільш потужного із незалежних зовнішніх чинників, з використанням середнього геометричного скорегованих експериментальних даних планованого досліду.

Приклад використання методики створення багатофакторної емпіричної моделі множинної нелінійної кореляції.

В табл. 2 наведено результати планового факторного експерименту для чотирьох зовнішніх незалежних чинників *A*, *B*, *C*, *D* проведеного за греко-латинськоим квадратом 4×4.

Таблиця 2. Матриця планованого факторного експерименту 4×4 із експериментальними значеннями досліджуваного параметра *Y*

№досл.	*A*	*B*	*C*	*D*	*Y*
1	82	10	0,1	400	16,53
2	82	15	40	2500	14,43
3	82	20	70	800	18,53
4	82	25	90	1700	25,34
5	133	10	90	800	12,49
6	133	15	70	1700	16,84
7	133	20	40	400	16,67
8	133	25	0,1	2500	23,47
9	188	10	40	1700	10,4
10	188	15	0,1	800	14,32
11	188	20	90	2500	18,48
12	188	25	70	400	22,44
13	285	10	70	2500	10,26
14	285	15	90	400	14,44
15	285	20	0,1	1700	20,37
16	285	25	40	800	19,74

Таблиця 3. Результати експерименту, усереднені за значеннями параметрів *A* і *B*

A / B	82	133	188	285	Сума	Середнє
10	16,53	12,49	12,98	10,26	52,26	13,06
15	14,43	16,84	14,32	14,44	60,03	15,01
20	18,53	16,67	18,48	20,37	74,05	18,51
25	23,76	23,47	22,44	24,14	93,81	23,45
Сума	73,25	69,47	68,22	69,21	280,15	70,03
Середнє	18,3	17,4	17,1	17,3	70,525	17,510

Таблиця 4. Результати експерименту, усереднені за значеннями параметрів *C* і *D*

C \ D	400	800	1700	2500	Сума	Середнє
0,1	16,53	14,32	20,37	23,47	74,69	18,7
40	16,67	24,14	12,98	14,43	68,22	17,1
70	22,44	18,53	16,84	10,26	68,07	17,0
90	14,44	12,49	23,76	18,48	69,17	17,2
Сума	70,08	69,48	73,95	66,64	280,15	75
Середнє	17,5	17,4	18,5	16,7	70,1	17,5

Підбір параметрів частинних емпіричних залежностей $Y = f(A)$, $Y = f(B)$, $Y = f(C)$ і $Y = f(D)$ проводимо за даними табл. 5.

Таблиця 5. Середні арифметичні значення експериментальних даних, віднесені до одного зовнішнього чинника

A	82	133	188	285
Середнє арифметичне	18,3	17,4	17,1	17,3
B	10	15	20	25
Середнє арифметичне	13,06≈13,1	15,01≈15	18,51≈18,5	23,45≈23,5
C	0,1	40	70	90
Середнє арифметичне	18,7	17,1	17	17,2
D	400	800	1700	2500
Середнє арифметичне	17,5	17,4	18,5	16,7

У табл. 6 наведено частинні емпіричні залежності $Y = f(A)$, $Y = f(B)$, $Y = f(C)$ та результати перевірки умов задовільної апроксимації цими залежностями, параметри яких визначені з використанням програми App.1 за даними табл. 5, а також відношення максимального значення фактора *Y* до його мінімального.

За даними табл. 5 залежність $Y = f(D)$ містить локальний максимум 18,5, який більший 1,11 рази за мінімальне значення 16,7. Для такого варіанту програму App.1 не використовуємо, а проводимо апроксимацію даних поліномом другого порядку.

Таблиця 6. Результати підбору частинних емпіричних залежностей та перевірка умов задовільної апроксимації експериментальних даних

Змінний фактор	Частинні емпіричні залежності	Вибіркове значення коефіцієнта кореляції	Перевірка умови $\sigma_0 < 0,1\overline{Y_i}$	$\frac{Y_{max}}{Y_{min}}$
A	$Y = 78,98614 / A + 16,92364$	0,9997 1>P>0,999	0,3<1,75	1,07
B	$Y = 1 / -0,002268 \cdot B + 0,099643$	0,9964 0,998>P>0,99	0,17<1,75	1,79
C	$Y = 18,1030139 \cdot C^{-0,0136748}$	0,9856 0,99>P>0,98	0,13<1,75	1,1
D	$Y = 16,133604 + 0,0031524 \cdot D - -1,15254 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$	0,8428 0,9>P>0,8	0,4<1,75	1,11

Примітка. В таблиці $P = 1 - \alpha$ – ймовірність існування кореляційної залежності між змінними факторами та величиною *Y*, σ_0 – величина основної похибки при апроксимації експериментальних даних відповідними емпіричними залежностями.

Згідно одержаних результатів ймовірність існування частинних емпіричних залежностей між Y та зовнішніми незалежними змінними факторами (чинниками), а саме *A*, *B* і *C*, більша за 0,9 і ці залежності описуються гладкими «розумними» кривими [2]. Умова існування таких залежностей $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ також виконується. Для чинника *D* умова $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ виконується, (0,4<1,75), але ймовірність її існування менша за 0,9, тобто результат апроксимації незадовільний.

Прологарифмуємо експериментальні дані, наведені в табл. 4, і за середніми геометричними значеннями визначимо їх антилогарифми (див. табл.7).

Таблиця 7. Прологарифмовані результати експерименту усереднені за значеннями параметрів *C* і *D*

D / *C*	400	800	1700	2500	Сума	Середнє	Антилогарифм
0,1	1,2183	1,1559	1,30899	1,3705	5,05369	1,26342	18,34
40	1,2219	1,3827	1,11327	1,15927	4,87714	1,21928	16,57
70	1,3510	1,2679	1,22634	1,01115	4,85639	1,21409	16,37
90	1,1596	1,0966	1,37585	1,26670	4,89875	1,22469	16,78
Сума	4,9508	4,9031	5,024454	4,80763	19,68598	4,921496	68,06
Середнє	1,2377	1,2258	1,25611	1,201907	5,132795	1,23037	17,015
Антилогарифм	17,29	16,82	18,03	15,92	68,06	17,015	

Підбір залежності $Y = f(D)$ поліномом другого порядку за антилогарифмами табл. 7: 17,29; 17,82; 18,03; 15,92.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦІЇ АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ СПОДІВАННЯ 17,015 1350

ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ	*A*	*B*	*C*	σ_0	r_{kk}
$Y = A + BX + CX^2$	15,9355	0,0028633	-1,11607·10^{-6}	0,534	0,8106

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{СП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0,8106\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0,8106^2}} = 1,96 > T_{КР} = 1,89 \to P = 0,8.$$

Для залежності $Y = 15,9355 + 0,0028633 \cdot D - 1,11607 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$ умова $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ виконується (0,5<1,7), але ймовірність її існування менша за 0,9, тобто результат апроксимації незадовільний.

За табл. 6 найбільш впливовим чинником на вихідний параметр є чинник *B*, при збільшенні якого з 10 до 25 значення *Y* збільшилась в 1,9 раза.

Величина *Y* за середнім значенням $B = 17,5$ і формулою рівняння регресії $Y = 1/-0,002268 \cdot B + 0,099643$ становить $Y_{B.CP} = 16,68.$

Скореговані значення $Y_{CK.1.i}$, одержані при нейтралізації чинника *B* за методом Протодьяконова, визначаються за формулою $Y_{CK.1.i} = Y_i + (Y_{B.CP} - Y_{B.i})$, де $Y_{B.i}$ – значення вихідного параметра за рівнянням регресії залежності $Y = f(B)$.

Приклад визначення скоригованих значень $E_{T.CK.1.i}$ наведено за результатами першого досліду.

$Y_{B.1} = 1/-0,002268 \cdot B_1 + 0,099643 = 1/-0,002268 \cdot 10 + 0,099643 = 12,99;$

$Y_{CK.1.1} = Y_1 + [Y_{B.CP} - Y_{B.1})] = 16,53 + (16,68 - 12,99) = 20,22.$

Скореговані значення $Y_{CK.1.i}$ наведено в табл. 8.

Таблиця 8. Скореговані експериментальні дані при нейтралізації чинника *B* за методикою Протодьяконова

№досл.	*A*	*B*	*D*	*C*	$E_{т.i}$	B≈const, $Y_{CK.1.i} = Y_i +$ $+(Y_{B.CP} - Y_{B.i})$	$Y_{CK.1.i}$
1	82	10	400	0,1	16,53	16,53+3,69	20,22
2	82	15	2500	40	14,43	14,43+1,44	15,87
3	82	20	800	70	18,53	18,53-1,74	16,79
4	82	25	1700	90	23,76	23,76-6,61	17,15
5	133	10	800	90	12,49	12,49+3,69	16,18
6	133	15	1700	70	16,84	16,84+1,44	18,28
7	133	20	400	40	16,67	16,67-1,74	14,93

Продовження таблиці 8.

8	133	25	2500	0,1	23,47	23,47-6,61	16,86
9	188	10	1700	40	12,98	12,98+3,69	16,67
10	188	15	800	0,1	14,32	14,32+1,44	15,76
11	188	20	2500	90	18,48	18,48-1,74	16,74
12	188	25	400	70	22,44	22,44-6,61	15,83
13	285	10	2500	70	10,26	10,26+3,69	13,95
14	285	15	400	90	14,44	14,44+1,44	15,88
15	285	20	1700	0,1	20,37	20,37-1,74	18,63
16	285	25	800	40	24,14	24,14-6,61	17,53

Таблиця 9. Усереднення скорегованих значень $Y_{CK.1.i}$ за чинниками C і D

D / C	400	800	1700	2500	Сума	Середнє
0,1	20,22	15,76	18,63	16,86	71,47	17,87
40	14,93	17,53	16,67	15,87	65	16,25
70	15,83	16,79	18,28	13,95	64,85	16,21
90	15,88	16,18	17,15	16,74	65,95	16,49
Сума	66,86	66,26	70,73	63,42	267,27	66,82
Середнє	16,7	16,6	17,7	15,9	66,82	16,705

Підбір залежності $Y = f(D)$ поліномом другого порядку за скорегованими даними $Y_{CK.1.i}$ табл.9: 16,7; 16,6; 17,7; 15,9.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦІЇ АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ СПОДІВАННЯ 16,705 1350
ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ A B C σ_0 r_{kk}
$Y = A + BX + CX^2$ 15,33336 0,0031524 -1,15254·10^{-6} 0,4 0,8613

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{CП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0,8613\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0,8613^2}} = 2,4 > T_{KP} = 1,89 \rightarrow P = 0,8.$$

Для залежності $Y = 15,33336 + 0,0031524 \cdot D - 1,15254 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$ умова $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ виконується (0,4<1,67), але ймовірність її існування менша за 0,9, тобто результат апроксимації незадовільний.

Прологарифмуємо скореговані експериментальні дані $Y_{CK.1.i}$, наведені в табл.9, і за середніми геометричними значеннями визначимо їх антилогарифми (див. табл.10).

Таблиця 10. Прологарифмовані скореговані за методом Протодьяконова результати експерименту $E_{Т.СК.1.i.Л}$ і усереднені за значеннями параметрів C і D

D \ C	400	800	1700	2500	Сума	Середнє геометричне	Антилогарифм
0,1	1,3058	1,1976	1,2702	1,2269	5,0005	1,2501	17,79
40	1,1741	1,2438	1,2219	1,2006	4,8404	1,2101	16,22
70	1,1995	1,2250	1,2620	1,1446	4,8311	1,2078	16,14
90	1,2008	1,2090	1,2343	1,2238	4,8678	1,2170	16,48
Сума	4,8802	4,8754	4,9884	4,7959	19,5399	4,885	66,63
Середнє геометричне	1,2200	1,2188	1,2471	1,1990	4,885	1,2212	16,66
Антилогарифм	16,6	16,55	17,66	15,81	66,62	16,66	

Підбір залежності $Y = f(D)$ поліномом другого порядку за скорегованими даними $Y_{СК.1.i.Л}$ табл.9: 16,6; 16,55; 17,66; 15,81.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦІЇ АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ СПОДІВАННЯ 16,66 1350
ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ A B C σ_0 r_{kk}
$Y = A + BX + CX^2$ 14,98949 0,0036474 -1,31326·10^{-6} 0,36 0,8991

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{СП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0,8991\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0,8991^2}} = 2,905 > T_{КР} = 1,89 \rightarrow P = 0,8.$$

Для залежності $Y = 14,98949 + 0,0036474 \cdot D - 1,31326 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$ умова $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ виконується (0,36<1,67), але ймовірність її існування менша за 0,9, тобто результат апроксимації незадовільний.

За табл. 6 з двох чинників A і C найбільш впливовим є чинник C, при збільшенні якого з 0,1 до 70, вихідний параметр зменшився в 1,1 раза. Для чинника A, при збільшенні якого з 82 до 285, цей параметр збільшився в 1,07 раза.

За усередненими скорегованими значеннями $Y_{СК.1.i}$ для чинника C, за програмою App.1 визначаємо параметри залежності $Y_{СК.1} = f(C)$.

Підбір залежності $Y_{СК.1} = f(C)$. за скорегованими даними $Y_{СК.1..i}$ табл. 9: 17,87; 16,25; 16,21; 16,49.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦІЇ АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ СПОДІВАННЯ 16,705 50,025
ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ A B C σ_0 r_{kk}

4 $Y = A\beta^{B}$ 17,2853 -0,0138 0,1832 0,97005 0,97036

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{СП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0,97036\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0,97036^2}} = 5,68 > T_{КР} = 4,3 \rightarrow P = 0,95.$$

Величина Y за середнім значенням C=50,025 і формулою $Y_C = 17,28531 \cdot C^{-0,0138}$ становить $Y_{C.CP} = 16,38$.

Скореговані значення $Y_{CK.2.i}$, одержані при нейтралізації чинника С за методом Протодьяконова, визначаються за формулою $Y_{CK.2.i} = Y_{CK.1.i} + (Y_{C.CP} - Y_{C.i})$ де $Y_{C.i}$ – значення вихідного параметра за рівнянням регресії залежності $Y = f(C)$.

Приклад визначення скоригованих значень $Y_{CK.2.i}$ наведено за результатами першого досліду.

$Y_{C.1} = 17,28531 \cdot C_1^{-0,0138} = 17,28531 \cdot 0,1^{-0,0138} = 17,84;$

$Y_{CK.2.i} = Y_{CK.1.i} + (Y_{C.CP} - Y_{C.i}) = 20,22 + (16,38 - 17,84) = 18,76.$

Скореговані значення $Y_{CK.2.i}$ наведено в табл. 11.

Таблиця 11. Скореговані експериментальні дані при нейтралізації чинників *B* і *C* за методикою Протодьяконова

№досл.	*A*	*B*	*D*	C	$Y_{CK.1.i}$	B≈const, C≈const, $Y_{CK.2.i} = Y_{CK.1.i} +$ $+(Y_{C.CP} - Y_{C.i})$	$Y_{CK.2.i}$
1	82	10	400	0,1	20,22	20,22-1,46	18,76
2	82	15	2500	40	15,87	15,87-0,05	15,82
3	82	20	800	70	16,79	16,79+0,08	16,87
4	82	25	1700	90	17,15	17,15+0,14	17,29
5	133	10	800	90	16,18	16,18+0,14	16,32
6	133	15	1700	70	18,28	18,28+0,08	18,36
7	133	20	400	40	14,93	14,93-0,05	14,88
8	133	25	2500	0,1	16,86	16,86-1,46	15,4
9	188	10	1700	40	16,67	16,67-0,05	16,62
10	188	15	800	0,1	15,76	15,76-1,46	14,3
11	188	20	2500	90	16,74	16,74+0,14	16,88
12	188	25	400	70	15,83	15,83+0,08	15,91
13	285	10	2500	70	13,95	13,95+0,08	14,03
14	285	15	400	90	15,88	15,88+0,14	16,02
15	285	20	1700	0,1	18,63	18,63-1,46	17,17
16	285	25	800	40	17,53	17,53-0,05	17,48

Таблиця 12. Усереднення скорегованих значень $Y_{СК.2.i}$ за чинниками C і D

D / C	400	800	1700	2500	Сума	Середнє
0,1	18,76	14,3	17,17	15,4	65,63	16,41
40	14,88	17,48	16,62	15,82	64,8	16,2
70	15,91	16,87	18,36	14,03	65,17	16,29
90	16,02	16,32	17,29	16,88	66,51	16,63
Сума	65,57	64,97	69,44	62,13	262,11	65,52
Середнє	16,39	16,24	17,36	15,53	65,52	16,38

Підбір залежності $Y = f(D)$ поліномом другого порядку за скорегованими даними $Y_{СК.2.i}$ табл.9: 16,39; 16,24; 17,36; 15,53.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦІЇ АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ СПОДІВАННЯ 16,38 1350
ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ A B C σ_0 r_{kk}
$Y = A + BX + CX^2$ 15,33336 0,0031524 -1,15254·10ˉ 0,4 0,8613

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{СП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0{,}8613\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0{,}8613^2}} = 2{,}4 > T_{КР} = 1{,}89 \to P = 0{,}8.$$

Для залежності $Y = 15{,}33336 + 0{,}0031524 \cdot D - 1{,}15254 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$ умова $\sigma_0 < 0{,}1\overline{Y}$ виконується (0,4<1,64), але ймовірність її існування менша за 0,9, тобто результат апроксимації незадовільний.

Прологарифмуємо скореговані експериментальні дані $Y_{СК.2.i}$, наведені в табл.12, і за середніми геометричними значеннями визначимо їх антилогарифми (див. табл.13).

Таблиця 13. Прологарифмовані скореговані за методом Протодьяконова результати експерименту $Y_{СК.2.i.Л}$ і усереднені за значеннями параметрів C і D

D / C	400	800	1700	2500	Сума	Середнє геометричне	Антилогарифм
0,1	1,27	1,16	1,23	1,19	4,85	1,2125	16,3
40	1,17	1,25	1,22	1,2	4,84	1,21	16,2
70	1,20	1,23	1,29	1,15	4,87	1,2175	16,5
90	1,20	1,22	1,24	1,23	4,89	1,2225	16,7
Сума	4,84	4,86	4,98	4,77	19,45	4,8625	65,7
Середнє геометричне	1,21	1,215	1,245	1,1925	4,8625	1,215625	16,45
Антилогарифм	16,2	16,4	17,6	15,6	65,8	16,45	

Підбір залежності $Y = f(D)$ поліномом другого порядку за скорегованими даними $Y_{СК.2.i}$ табл.9: 16,2; 16,4; 17,6; 15,6.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ			ФУНКЦІЇ		АРГУМЕНТА
МАТЕМАТИЧНЕ ОЧІКУВАННЯ			16,45		1350
ВИД ЗАЛЕЖНОСТІ	A	B	C	σ_0	r_{kk}
$Y = A + BX + CX^2$	14,5368	0,0040	-1,44317·10^-6^	0,36	0,9211

Ймовірність існування рівняння регресії

$$T_{СП} = \frac{r_B\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_B^2}} = \frac{0,9211\sqrt{4-2}}{\sqrt{1-0,9211^2}} = 3,35 > T_{КР} = 1,92 \to P = 0,9.$$

Для залежності $Y = 14,5368 + 0,00407 \cdot D - 1,44317 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$ умова $\sigma_0 < 0,1\overline{Y}$ виконується (0,36<1,64), а ймовірність її існування більша за 0,9, тобто результат апроксимації задовільний.

Значення частинних емпіричних залежностей $Y = f(A)$, $Y = f(B)$, $Y = f(C)$ і $Y = f(D)$ наведено в табл. 14.

Таблиця 14. Експериментальні і скореговані прологарифмовані значення досліджуваного параметра Y і значення, підібрані за рівняннями регресій частинних емпіричних залежностей

A	82	133	188	285
Експериментальні значення Y	18,3	17,4	17,1	17,3
$Y = 78,98614 / A + 16,92364$	17,89	17,52	17,34	17,20
B	10	15	20	25
Експериментальні значення Y	13,1	15,0	18,5	23,4
$Y = 1 / -0,002268 \cdot B + 0,099643$	12,99	15,24	18,42	23,29
C	0,1	40	70	90
Експериментальні значення Y	18,7	17,1	17,0	17,2
$Y = 18,1030139 \cdot C^{-0,0136748}$	18,68	17,21	17,08	17,02
D	400	800	1700	2500
Скореговані прологарифмовані значення $Y_{СК.2.i.Л}$	16,2	16,4	17,6	15,6
$Y_{СК.2.Л} = 14,5368 + 0,00407 \cdot D - 1,44317 \cdot 10^{-6} \cdot D^2$	15,9	16,9	17,3	15,7

Згідно табл. 14 емпірична багатофакторна модель множинної нелінійної кореляції за змінними незалежними чинниками експерименту буде мати вигляд

$$Y = B_{СР} \cdot f(A) \cdot f(B) \cdot f(C) \cdot f(D) = B_{СР} \cdot (78,98614 / A + 16,92364) \times$$
$$\times (1 / -0,002268 \cdot B + 0,099643) \times (14,5368 + 0,00407 \cdot D - 1,44317 \cdot 10^{-6} \cdot D^2) \times \quad (13)$$
$$\times (18,1030139 \cdot C^{-0,0136748}).$$

Значення B_{CP} визначається за формулою

$$B_{CP}=\frac{\sum_{i=1}^{16}B_i}{16}. \qquad (14)$$

Значення коефіцієнта B_i для кожного досліду факторного експерименту визначається за формулою

$$B_i=\frac{Y_i}{f(A_i)\cdot f(B_i)\cdot f(C_i)\cdot f(D_i)}. \qquad (15)$$

де Y_i – експериментальні значення вихідного параметра за даними табл. 14, яка відповідає *i*-тому досліду; $f(A)\cdot f(B)\cdot f(C)\cdot f(D)$ – добуток частинних емпіричних залежностей змінних факторів, значення яких відповідають умовам *i*-того досліду.

Висновки

1. За розробленою програмою App.1 для десяти емпіричних рівнянь регресії методом найменших квадратів можна визначати коефіцієнти рівнянь і величину основної похибки апроксимації експериментальних даних цими рівняннями. Одночасно обчислюється емпіричне значення коефіцієнта кореляції за двома методиками, за якими визначається ймовірність існування вибраного емпіричного рівняння регресії.

2. При використанні базового варіанту методики створення емпіричної багатофакторної моделі множинної нелінійної кореляції за даними, одержаними методом раціонального планування експерименту, виникла необхідність у розширенні області його застосування. Для експериментальних даних, за якими не можна підібрати гладку «розумну» криву, запропоновано визначати параметри частинних емпіричних залежностей за прологарифмованими експериментальними даними, для усереднення яких по кожному незалежному чиннику використовують середнє геометричне. Для апроксимації даних планованого експерименту частинними емпіричними залежностями в цьому випадку використовують антилогарифми середніх геометричних значень логарифмів експериментальних або скорегованих даних.

Література

1. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике. – М.: Высшая школа, 1975.
2. Протодьяконов М.М. Методика рационального планирования эксперимента. – М., 1970.
3. Мойсишин В.М Методика обробки результатів факторного експерименту / В.М. Мойсишин, М. В. Лисканич, Р. А. Жовнірук, В.І.Векерик, Ю.Л.Гаврилів // Прикарпатський вісник НТШ. Число. – 2020. – №1(59). – С.44-65.

4. Кормен, Томас Г. Вступ до алгоритмів: Переклад з англійської третього видання: [укр.]=Introduction to Algorithms: Third Edition: [пер. з англ.] / Томас Г. Кормен, Чарльз Е. Лейзерсон, Рональд Л. Рівест, Кліфорд Стайн. – К.: К.І.С., 2019. – 1288 с.

Стаття надійшла до редакційної колегії 08.11.2022 р.

IMPROVED RESULTS PROCESSING METHODOLOGY FACTORIAL EXPERIMENT

V. M. Moisyshyn, A. P. Ivasiutyn, V. R. Protsiuk, I. I. Voznyi
Ivano-Frankivsk National Technical University of Oil and Gas;
15, Carpathian st., Ivano-Frankivsk, 76019;
tel. +380 (342) 72-71-31, e-mail: math@nung.edu.ua

In the process of processing the results of experimental studies of any, in particular, technical processes, there is a necessity to establish a correlation between independent and dependent variables. During the analysis of experimental data, such a connection is established by using certain computer programs.

The authors proposed the App program. 1 to calculate the parameters of ten empirical regression equations using the method of least squares, which is developed in the Visual Studio programming environment in the C# (Ci Sharp) programming language using the “Windows Form Application” framework using Windows operating systems. This program can be used in processing the results of studies conducted both according to the classical, and factorial (rational) plans.

Making analysis data of experiments, conducted according to the factor plan with the help of this program the parameters of partial empirical dependencies of the studied factor Y on independent external factors are determined.

The basic version of the method of creating an empirical multifactorial model of multiple nonlinear correlations based on the data obtained by the method of rational planning of the experiment is the version proposed in the work "Methodology of processing the results of a factorial experiment". The authors supplemented this method by determining the parameters of partial empirical dependencies based on logarithmic experimental data for averaging of which the geometric mean is used for each independent factor. It is proposed to determine the parameters of partial empirical dependencies, which are used to create a multifactorial model, based on the antilogarithms of the averaged values.

Keywords: *factorial experiment, empirical correlation dependence, multivariate model of multiple nonlinear correlations, empirical correlation coefficient, empirical regression equation, approximation.*