

Морозов Ю. В., д.т.н., доцент (Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне,
yu.v.morozov@nuwm.edu.ua)

ПЕРЕВІРКА ТА ТЕСТУВАННЯ КОМП'ЮТЕРНОЇ ПРОГРАМИ ДЛЯ ОБЧИСЛЕННЯ КОЕФІЦІЄНТІВ ЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ НОРМАЛІЗОВАНОЇ РЕГРЕСІЇ

Для вирішення завдань оптимізації складних багатопараметрових технічних систем можливе використання квазілінійних моделей, що базується на лінійних рівняннях нормалізованої регресії. Врахування нелінійності взаємозв'язків між вхідними параметрами та вихідними показниками аналізованих систем проводиться шляхом складання лінійних рівнянь щодо ймовірнісних значень, а не безпосередньо спостережуваних.

Особливістю методу обробки вхідної інформації є попередня її заміна спочатку на рангові, а потім на ймовірнісні змінні. Реально виконувати ці операції можна з допомогою розрахунків на комп'ютерних програмах, написаних на сучасних кодах.

Розглянута логіка реалізується в програмі, написаній у коді VBStudio. Процес перевірки та тестування цієї програми проводився шляхом порівняння результатів тестового розрахунку, опублікованого у науковій літературі, із сучасним розрахунком.

Результати комп'ютерного розрахунку за вказаною методикою добре збігаються з контрольними результатами без використання комп'ютерних технологій і мають дещо кращі показники кореляційного зв'язку.

Повний коефіцієнт множинної кореляції перевірконого розрахунку дорівнює 0,84758 при 0,84, відповідно, у контрольного розрахунку. Середня квадратична помилка коефіцієнта множинної кореляції становить 0,032492 при 0,034 у контрольного розрахунку. Причиною цього є краща точність комп'ютерних розрахунків та відсутність деяких несуттєвих помилок, знайдених у тестовому розрахунку.

В цілому, розглянута комп'ютерна методика може бути успішно використана для обчислення коефіцієнтів лінійних рівнянь нормалізованої регресії. Розв'язання систем таких рівнянь для кількох

показників методами лінійної алгебри дозволяє ставити та вирішувати завдання оптимізації та прогнозування.

Ключові слова: програма; розрахунок; квантиль; нормальний розподіл; регресія; лінійне рівняння.

В статті розглянуті деякі питання щодо реалізації програмним способом і перевірці контрольними розрахунками методики обробки статистичної інформації при нормалізації та вирівнюванні кореляційних зв'язків між параметрами і показниками в складних багато параметрових технічних системах.

В цілому базова методика вперше була запропонована в роботі [1] для обробки даних метеорологічних спостережень. Для конкретного розрахунку її автором був вибраний прямокутний масив вихідних даних розмірністю 4×25 :

Таблиця 1

Числові значення вихідного масиву *ishod*

Номер досліджу	Показник (0) та параметри (1, 2 та 3), що спостерігаються, <i>i</i>			
<i>j</i>	0	1	2	3
0	0,76	2,17	6,88	1,81
1	1,21	8,17	2,42	2,61
2	1,05	3,27	1,56	6,08
3	0,57	2,62	4,38	0,16
4	0,34	2,89	1,49	0,86
5	0,41	2,55	2,29	2,01
6	0,48	2,60	2,62	3,01
7	2,62	8,68	1,79	1,77
8	0,54	2,21	1,77	3,18
9	1,49	3,86	3,78	0,92
10	1,56	4,31	4,83	2,32
11	0,86	3,25	3,60	4,19
12	0,47	2,27	3,11	1,16
13	1,82	5,07	10,02	1,32
14	0,94	4,29	1,80	4,99
15	1,03	3,37	3,03	1,07
16	6,05	8,38	4,10	5,11
17	0,65	4,10	5,11	1,04

продовження табл. 1

18	0,4101	3,88	1,78	0,54
19	1,39	8,66	2,88	2,16
20	0,55	3,41	2,91	1,96
21	1,13	6,25	2,43	1,84
22	3,99	6,19	7,35	4,12
23	0,43	2,28	3,01	1,50
24	1,30	5,50	4,18	4,72

У табл. 2 наведено опис метеорологічного показника та відповідних параметрів.

Таблиця 2

Числові значення вихідного інформаційного масиву *Descrip*

Номер досліджу	Описи показника та параметрів, що спостерігаються, i			
j	0	1	2	3
0	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
1	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
2	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
3	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
4	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
5	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
6	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
7	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
8	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
9	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
10	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень

продовження табл. 2

11	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
12	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
13	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
14	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
15	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
16	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
17	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
18	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
19	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
20	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
21	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
22	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
23	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень
24	Стік за грудень	Опади за грудень	Опади за листопад	Опади за жовтень

Позначення, які нижче використовуються:

$x_{jN_j} \rightarrow$ спостережувані значення кожної вихідної змінної;

$m_{ji} \rightarrow$ порядкові (рангові) номери значень, що спостерігаються;

$P_{ji} \rightarrow$ емпіричні ймовірності неперевикнення;

$u_{ji} = F[p_{ji}] \rightarrow$ квантилі нормального розподілу.

Об'єктивний чисельний метод вирівнювання і нормалізації багатофакторних кореляційних зв'язків засновано на двох функціона-

льних багатофакторних перетвореннях $l + 1$ значень вхідних змінних величин або факторів $x_1, x_2, \dots, x_l, \equiv x_0 \equiv y$, що безпосередньо спостерігаються.

Перше перетворення полягає в заміні N_j значень кожної j -тої вхідної змінної, що спостерігаються,

$$x_{j1}, x_{j1}, \dots, x_{jN_j}, j = 0, 1, 2, \dots, l \quad (1)$$

їх емпіричними ймовірностями неперевикнення

$$p_{j1}, p_{j1}, \dots, p_{jN_j}, j = 0, 1, 2, \dots, l. \quad (2)$$

Вони визначаються за формулою

$$p_{ji} = p_j(x_{ji}) = \frac{m - a}{N + b} \approx \frac{m(x_{ji}) - 0,25}{N_j + 0,5}, m(x_{ji}) = 1, 2, \dots, N_j, \quad (3)$$

$$\text{де } a = \frac{N + 1 - \sqrt{N(N + 1)}}{2} \approx 0,25, b = \sqrt{N(N + 1)} - N \approx 0,5,$$

m_{ji} – порядкові (рангові) номери значень, що спостерігаються, x_{ji} після розташування членів ряду $x_{j1}, x_{j1}, \dots, x_{jN_j}, j$, в зростаючому порядку.

Друге перетворення полягає в заміні емпіричних ймовірностей неперевикнення p_{j1} відповідними їм квантилями $u_{ji} = F[p_{ji}]$ нормального розподілу

$$u_{j1}, u_{j1}, \dots, u_{jN_j}, j = 0, 1, 2, \dots, l. \quad (4)$$

Відповідні їм квантілі нормального нормованого розподілу $u_p = F[p_m]$ заданої ймовірності неперевикнення, зазвичай визначаються як зворотна функція з рівняння

$$p_m = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u_p} e^{-\frac{u^2}{2}} du = \Phi(u_m).$$

При $m \leq \frac{N}{2}$ квантілі $u_m = F[p_m]$ негативні, при $m > \frac{N}{2}$ – позитивні.

Тому середнє значення квантилів $\bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N u_m$ при будь-якому обсязі вибірки N дорівнює нулю. Дисперсія квантилів

$\sigma_u^2 = \sigma_u^2(N) = \frac{1}{N-1} \sum_{m=1}^N u_m^2$ і середнє квадратичне відхилення $\sigma_u = \sigma_u(N) = \sqrt{\sigma_u^2(N)}$ залежать від обсягу вибірки N .

У даній роботі квантилі нормального розподілу обчислюються за допомогою спеціалізованого модуля *NDTRI()* [4], що включається як компонент в розрахункову програму обробки спостережуваних значень всіх вихідних змінних.

Можливий код для обчислення ймовірностей неперевикнення $p_{jN_j} \rightarrow PE$ та квантилів нормального розподілу в залежності від рангового номеру $u_m \rightarrow AX(I)$ та їх дисперсії квантилів $\sigma_u^2 = \sigma_u^2(N) = \frac{1}{N-1} \sum_{m=1}^N u_m^2 \rightarrow D$.

```
Dim I, N As Integer
Dim DecN As Decimal = Convert.ToDecimal(N)
D = 0
S1 = Math.Sqrt(DecN * (DecN + 1.0))
A1 = 0.5 * ((DecN + 1) - S1)
B1 = S1 - DecN
For I = 1 To N
    Decl = Convert.ToDecimal(I)
    PE = (Decl - A1) / (DecN + B1)
    Dim xtemp = NDTRI(PE, XE, DENS, IER)
    AX(I) = xtemp
    D = D + xtemp * xtemp
Next
```

Тут функція *NDTRI()* використовується для обчислення значень квантилів нормального розподілу.

Для визначення рангових номерів спостережених значень за основу приймається вихідний двомірний масив *ishod(j-1, i-1)* та перетворюється в масив зі зміненою індексацією *x0(j, i)*.

```
Dim I, J, N, L As Integer
For I = 1 To L
```

```

For J = 1 To N
    X0(J, I) = ishod(J - 1, I - 1)
Next
Next

```

Далі використовується наступний код для визначення елементів рангового $u(j, i)$ та ймовірнісного масивів $x_N(j, i)$ тієї ж розмірності.

```

For I = 1 To L
For J = 1 To N
For K = J To N
If (X0(J, I) - X0(K, I)) < 0 Then
U(K, I) = U(K, I) + 1
U(J, Else
I) = U(J, I) + 1
EndIf
Next
    XN(J, I) = AX(U(J, I))
Next
Next

```

Можливий код для обчислення ймовірностей неперевикнення $p_{jN_j} \rightarrow PE$ та квантилів нормального розподілу $u_m \rightarrow AX(I)$.

```

Dim I, J, N, L As Integer
Dim DecN As Decimal = Convert.ToDecimal(N)
D = 0
S1 = Math.Sqrt(DecN * (DecN + 1.0))
A1 = 0.5 * ((DecN + 1) - S1)
B1 = S1 - DecN
For I = 1 To N
    Decl = Convert.ToDecimal(I)
    PE = (Decl - A1) / (DecN + B1)
    Dim xtemp = NDTRI(PE, XE, DENS, IER)
    AX(I) = xtemp
    D = D + xtemp * xtemp
Next

```

В результаті двох вищезазначених перетворень замість вихід-

ного масиву $x_0(j, i)$ отримаємо аналогічний йому по розмірності ймовірнісний масив квантилів $x_N(j, i)$

Таблиця 3
Числові значення ймовірнісного масиву квантилів $x_N(j, i)$

Номер досліджу	Ймовірнісні аналоги показника та параметрів i , що спостерігаються			
j	0	1	2	3
0	-0,197550	-1,891285	1,238636	-0,197550
1	0,403557	1,049435	-0,512858	0,403557
2	0,197550	-0,298932	-1,487012	1,891285
3	-0,403557	-0,628709	0,753720	-1,891285
4	-1,891285	-0,512858	-1,891285	-1,238636
5	-1,487012	-0,891812	-0,628709	0,098243
6	-0,753720	-0,753720	-0,298932	0,512858
7	1,238636	1,891285	-0,891812	-0,298932
8	-0,628709	1,487012	-1,238636	0,628709
9	0,753720	0,000001	0,403557	-1,049435
10	0,891812	0,403557	0,891812	0,298932
11	-0,098243	-0,403557	0,298932	0,891812
12	-0,891812	-1,238636	0,197550	-0,628709
13	1,049435	0,512859	1,891285	-0,512858
14	0,000001	0,298932	-0,753720	1,238636
15	0,098243	-0,197550	0,098243	-0,753720
16	1,891285	1,238636	0,512858	1,487012
17	-0,298932	0,197550	1,049435	-0,891812
18	-1,238636	0,098243	-1,049435	-1,487012
19	0,628709	1,487012	-0,197550	0,197550
20	-0,512858	-0,098243	-0,098243	0,000001
21	0,298932	0,891812	-0,403557	-0,098243
22	1,487012	0,753720	1,487012	0,753720
23	0,753720	-1,049435	0,000001	-0,403557
24	0,512858	0,628709	0,628709	1,049435

Метою подальшого дослідження в даній роботі є розгляд кореляційних зв'язків між вихідними змінними величинами

$$x_1, x_2, \dots, x_i, x_{i+1} \equiv x_0 \equiv y_0, \quad (5)$$

де $x_{i+1} \equiv x_0 \equiv y_0$ – шукана функція від L аргументів $x_1, x_2, \dots, x_i$.

При дослідженні кореляційних зв'язків виникають три основні питання:

- 1 – з'ясування форми зв'язку;
- 2 – з'ясування міри тісноти зв'язку;
- 3 – визначення законів (функцій) розподілу ймовірностей можливих значень розглянутих змінних.

$$\text{Емпіричний коефіцієнт коваріації} \rightarrow \mu_{0j}(N) = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^N u_{0i} u_{1i}.$$

$$\text{Коефіцієнт нормалізованої кореляції} \rightarrow r_{0i}(N) = \frac{\mu_{0j}(N)}{\sigma_u^2(N)}.$$

Можливий код для обчислення емпіричних коефіцієнтів кореляції $\mu_{0j}(N) \rightarrow \text{SUM}$ та коефіцієнтів нормалізованої кореляції $r_{0i}(N) \rightarrow R(M, K)$.

Коефіцієнт нормалізованої кореляції

For K = 1 To L

For M = 1 To L

SUM = 0.0

For J = 1 To N

SUM = SUM + XN(J, K) * XN(J, M)

Next

R(M, K) = SUM / ((DecN - 1.0) * D)

Next

Next

Симетрична матриця коефіцієнтів кореляції ($r_{ik} = r_{ki}, r_{ii} = 1$).

$$\|r_{ik}\| = \begin{vmatrix} 1 & r_{01} & r_{02} & r_{02} \\ r_{10} & 1 & r_{12} & r_{13} \\ r_{20} & r_{21} & 1 & r_{23} \\ r_{30} & r_{10} & r_{32} & 1 \end{vmatrix}. \quad (6)$$

Таблиця 4

Числові значення симетричної матриці масиву коефіцієнтів
кореляції $r(i,k)$

Перший індекс матриці	Другий індекс симетричної матриці k			
i	0	1	2	3
0	1,000000	0,703253	0,490651	0,410270
1	0,703253	1,000000	0,061989	0,197947
2	0,490651	0,061989	1,000000	-0,088300
3	0,410270	0,197947	-0,088300	1,000000

Використовуючи табл. 4, складемо систему трьох лінійних нормальних рівнянь для трьох параметрів і одного показника:

$$\begin{aligned}\alpha_{01} + r_{12}\alpha_{02} + r_{13}\alpha_{03} &= r_{01}, \\ r_{21}\alpha_{01} + \alpha_{02} + r_{13}\alpha_{03} &= r_{02}, \\ r_{31}\alpha_{01} + r_{32}\alpha_{02} + \alpha_{03} &= r_{03}.\end{aligned}\quad (7)$$

Тут і далі по тексту курсивом додатково наведено для порівняння відповідні значення результатів розрахунків з роботи [1].

Рішення цієї системи $\alpha_{01} = 0,585266$, $(0,57)$; $\alpha_{02} = 0,528664$, $(0,56)$; та $\alpha_{03} = 0,430494$, $(0,38)$ – коефіцієнти регресії, що входять в шукане рівняння нормалізованої регресії.

$$u_0(x_0) = 0,585266u_1(x_1) + 0,528664u_2(x_2) + 0,430494u_3(x_3). \quad (8)$$

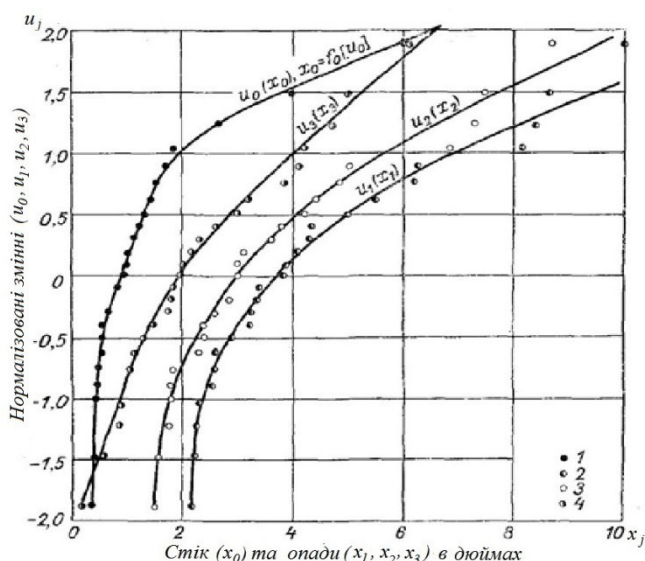


Рис. 1. Криві зв'язку $u_j = u_j(x_j)$, або $x_j = f_j[u_j]$ між вхідними (x_j) і нормалізованими (u_j) змінними $(j = 0, 1, 2, 3)$.

- 1 – $u_{0i} = F[p_0(x_{0i})]$,
- 2 – $u_{1i} = F[p_1(x_{1i})]$,
- 3 – $u_{2i} = F[p_0(x_{2i})]$,
- 4 – $u_{3i} = F[p_3(x_{3i})]$

Користуючись лінією зв'язку $x_0 = f_0[u_0]$, отримаємо рівняння криволінійної регресії для величини стоку x_0 в залежності від опадів x_1, x_2, x_3 за грудень, листопад та жовтень.

$$x_0 = f_0[0,585266u_1(x_1) + 0,528664u_2(x_2) + 0,430494u_3(x_3)]. \quad (9)$$

При цьому нормалізовані величини $u_1(x_1)$, $u_2(x_2)$, $u_3(x_3)$ визначаються по кривим зв'язку (рис. 1) для будь-яких заданих величин опадів x_1, x_2, x_3 .

У розглянутому прикладі представлені на рис. 1 криві зв'язку $u_j = u_j(x_j)$ істотно відрізняються від прямих ліній. Тому рівняння криволінійної регресії, отримане в результаті нормалізації вихідних змінних, має істотну перевагу перед рівнянням лінійної регресії.

Для рівнянь регресії (8) і (9) знаходимо повний коефіцієнт множинної кореляції за формулою

$$R_0^2 = r_{01}\alpha_{01} + r_{02}\alpha_{02} + r_{03}\alpha_{03} = 0,703253 \cdot 0,585266 + 0,490651 \cdot 0,528664 + 0,410269 \cdot 0,430494 = 0,847579; (0,84). \quad R_0 = \sqrt{0,847579} = 0,920652; (0,92).$$

Звідси визначаємо частки вкладу в рівняннях регресії (8) і (9) опадів x_1, x_2, x_3 за грудень, листопад і жовтень:

$$\delta(x_1) = \frac{r_{01}\alpha_{01}}{R_0^2} = \frac{0,703253 \cdot 0,585266}{0,847579} = 0,485596 = 48,6\%, (0,475);$$

$$\delta(x_2) = \frac{r_{02}\alpha_{02}}{R_0^2} = \frac{0,490651 \cdot 0,528664}{0,847579} = 0,306029 = 30,6\%, (0,360);$$

$$\delta(x_3) = \frac{r_{03}\alpha_{03}}{R_0^2} = \frac{0,410269 \cdot 0,430494}{0,847579} = 0,208375 = 20,8\%, (0,165).$$

Знаходимо середні квадратичні помилки повного коефіцієнта кореляції (R_0) та його квадрата (R_0^2):

$$\sigma_{R_0} = \frac{1 - R_0^2}{\sqrt{N - l}} = \frac{1 - 0,847579}{\sqrt{25 - 3}} = 0,0324920, (0,034);$$

$$\frac{\sigma_{R_0}}{R_0} = \frac{0,0324920}{0,920652} = 0,0352923, (0,037);$$

$$\frac{\sigma_{R_0^2}}{R_0^2} = 2 \frac{\sigma_{R_0}}{R_0} + \left(\frac{\sigma_{R_0}}{R_0} \right)^2 = 2 \cdot 0,0352923 + (0,0352923)^2 = 0,0718302; (0,075).$$

Подвоєна відносна середня квадратична помилка повного коефіцієнта кореляції

$$\delta(x_j) > 2 \frac{\sigma_{R_0^2}}{R_0^2} = 2 \cdot 0,0718301 = 0,143660, (0,15) \text{ при } j = 1, 2, 3.$$

Всі три аргументи x_1, x_2, x_3 ефективні, оскільки частки вкладу кожного з них перевищують подвоєну відносну середню квадратичну помилку квадрата повного коефіцієнта кореляції.

Наведене вище дозволяє сформулювати **ВИСНОВКИ**:

Результати комп'ютерного розрахунку по наведеній методиці добре збігаються з результатами, наведеними в роботі [1].

Розрахунки в роботі [1] провадилися без використання комп'ютерних технологій.

У роботі [1] надані не всі результати проміжних розрахунків, а тільки частина. В наведених результатах проміжних розрахунків зафіксовано декілька помилок логічного характеру, які суттєво не вплинули на кінцеві результати.

Повний коефіцієнт множинної кореляції у комп'ютерному розрахунку трохи більший, що означає більшу тісноту зв'язку показника і параметрів. Середні квадратичні помилки менші за рахунок більшої точності комп'ютерного розрахунку.

Таким чином, запропонована програма протестована, перевірена і може бути використана для обробки розрахунково-статистичної інформації за допомогою нормалізації і вирівнювання кореляційних зв'язків між параметрами і показниками складних систем.

1. Алексеев Г. А. Об'єктивні методи вирівнювання і нормалізації кореляційних зв'язків. Л. : Гидрометеиздат. 1971. С. 64–70. **2.** Морозов Ю. В. Метод раціонального вибору і розрахунку конструктивних параметрів паливної апаратури дизелів. Рівне : УДАВГ, 1997. С. 40–46. **3.** Морозов Ю. В. Лінійні рівняння нормалізованої регресії для оптимізації показників паливної апаратури дизеля. *Інноваційні технології розвитку машинобудування та ефективного функціонування транспортних систем* : всеукраїнська науково-технічна інтернет-конференція, 28–29 листопада 2019 року м. Рівне : тези доповідей. Рівне : НУВГП. **4.** Морозов Ю. В. Обчислення квантилів нормального розподілу для лінійних рівнянь нормалізованої регресії. *Інноваційні технології розвитку машинобудування та ефективного функціонування транспортних систем* : третя Всеукраїнська науково-технічна інтернет-конференція, 10–11 листопада 2021 року м. Рівне : тези доповідей.

REFERENCES:

1. Aleksieiev H. A. Obiektivni metody vyrivniuvannia i normalizatsii koreliatsii-nykh zviazkiv. L. : Hydrometeoyzdat. 1971. S. 64–70. 2. Morozov Yu. V. Metod ratsionalnoho vyboru i rozrakhunku konstruktyvnykh parametriv palyvnoi aparatury dyzeliv. Rivne : UDAVH, 1997. S. 40–46. 3. Morozov Yu. V. Liniini rivniannia normalizovanoi rehresii dlia optymizatsii pokaznykiv palyvnoi aparatury dyzelia. *Innovatsiini tekhnolohii rozvytku mashynobuduvannia ta efektyvnoho funktsionuvannia transportnykh system* : vseukrainska naukovo-tekhnichna internet-konferentsiia, 28–29 lystopada 2019 roku m. Rivne : tezy dopovidei. Rivne : NUVHP. 4. Morozov Yu. V. Obchyslennia kvantyliv normalnoho rozpodilu dlia liniinykh rivnian normalizovanoi rehresii. *Innovatsiini tekhnolohii rozvytku mashynobuduvannia ta efektyvnoho funktsionuvannia transportnykh system* : tretia Vseukrainska naukovo-tekhnichna internet-konferentsiia, 10–11 lystopada 2021 roku m. Rivne : tezy dopovidei.

Morozov Yu. V., Doctor of of Engineering, Associate Professor
(National University of Water and Environmental Engineering, Rivne)

VERIFICATION AND TESTING OF A COMPUTER PROGRAM FOR CALCULATING THE COEFFICIENTS OF LINEAR EQUATIONS OF NORMALIZED REGRESSION

To solve optimization problems for complex multi-parameter technical systems, it is possible to use quasilinear models based on linear normalized regression equations. The nonlinearity of the relationship between the input parameters and the initial indicators of the systems under consideration is taken into account by drawing up linear equations with respect to probabilistic values, and not directly observable ones. A feature of the method of processing input information is its preliminary replacement, first by rank and then by probabilistic variables. In reality, these operations can be performed using calculations on computer programs written in modern codes. The logic implemented in a program written in VBStudio code is considered. The process of checking and testing this program was carried out by comparing the results of the test calculation published in the scientific literature with the modern calculation. The results of the computer calculation according to the indicated method are in

good agreement with the control results without the use of computer technologies and have slightly better indicators of the correlation. The full multiple correlation coefficient of the verification calculation is 0.84758 at 0.84, respectively, for the control calculation. The mean square error of the multiple correlation coefficient is 0.032492 at 0.034 for the control calculation. The reason for this is the best accuracy of computer calculations and the absence of some insignificant errors found in the test calculation. In general, the considered computer technique can be successfully used to calculate the coefficients of linear equations of normalized regression. The solution of systems of such equations for several indicators by methods of linear algebra makes it possible to formulate and solve problems of optimization and forecasting.

Keywords: program; calculation; quantile; normal distribution; regression; linear equation.

Морозов Ю. В., д.т.н., доцент (Национальный университет водного хозяйства и природопользования, г. Ровно)

ПРОВЕРКА И ТЕСТИРОВАНИЕ КОМПЬЮТЕРНОЙ ПРОГРАММЫ ДЛЯ ВЫЧИСЛЕНИЯ КОЭФИЦИЕНТОВ ЛИНЕЙНЫХ УРАВНЕНИЙ НОРМАЛИЗОВАННОЙ РЕГРЕССИИ

Для решения задач оптимизации сложных многопараметровых технических систем возможно использование квазилинейных моделей, основанное на линейных уравнениях нормализованной регрессии. Учет нелинейности взаимосвязей между входными параметрами и исходными показателями рассматриваемых систем производится путем составления линейных уравнений относительно вероятностных значений, а не непосредственно наблюдаемых.

Особенностью метода обработки входной информации является предварительная её замена сначала ранговыми, а затем вероятностными переменными. Реально производить эти операции можно с помощью расчетов на компьютерных программах, написанных на современных кодах.

Рассмотрена логика, реализуемая в программе, написанной в коде VBStudio. Процесс проверки и тестирования этой программы

производился путем сравнения результатов тестового расчета, опубликованного в научной литературе, с современным расчетом.

Результаты компьютерного расчета по указанной методике хорошо совпадают с контрольными результатами без использования компьютерных технологий и имеют несколько лучшие показатели корреляционной связи.

Полный коэффициент множественной корреляции проверочного расчета равен 0,84758 при 0,84, соответственно, у контрольного расчёта. Средняя квадратичная ошибка коэффициента множественной корреляции составляет 0,032492 при 0,034 у контрольного расчёта. Причиной этого является лучшая точность компьютерных расчетов и отсутствие некоторых несущественных ошибок, найденных в тестовом расчете. В целом рассмотренная компьютерная методика может быть успешно использована для вычисления коэффициентов линейных уравнений нормализованной регрессии. Решение систем таких уравнений для нескольких показателей методами линейной алгебры позволяет ставить и решать задачи оптимизации и прогнозирования.

Ключевые слова: программа; расчет; квантиль; нормальное распределение; регрессия; линейное уравнение.
