

АВТОМАТИЗАЦІЯ

УДК 651.92:001.817

Р.О. Бакарджиєв, доц., канд. техн. наук*Таврійський агротехнологічний університет***А.О. Комаров***Київський національний університет ім. Т. Шевченка*

Особливості оцінки результатів регресійного аналізу

На конкретних прикладах представлено оцінку результатів регресійного аналізу активного повнофакторного експерименту. Із застосуванням статистичних функцій MS Excel проілюстрована оцінка адекватності математичної моделі другого порядку з вибракуваними статистично незначущими коефіцієнтами, визначено працездатність математичної моделі, відповідності різниці (залишків) нулю і нормальному розподілу та їхня автокореляція.

Наведені способи дають змогу швидко з високою точністю визначити всі оціночні параметри отриманого рівняння регресії, його придатність для використання як математичної моделі.

регресійний аналіз, математична модель, адекватність, нормальний статистичний розподіл**Р.А. Бакарджиев, доц., канд. техн. наук***Таврический агротехнологический университет***А.А. Комаров***Киевский национальный университет им. Т. Шевченко***Особенности оценка результатов регрессионного анализа**

На конкретных примерах представлена оценка результатов регрессионного анализа активного полнофакторного эксперимента. С применением статистических функций MS Excel проиллюстрирована оценка адекватности математической модели второго порядка с выбракуванными статистически незначимыми коэффициентами, определены работоспособности функции, соответствие разницы (остатков) нулю и нормальному распределению, их автокорреляция.

Приведенные способы позволяют быстро с высокой точностью определить все оценочные параметры полученного уравнения регрессии, его пригодность в качестве использования как математической модели.

регрессионный анализ, математическая модель, адекватность, нормальное статистическое распределение

Постановка проблеми. Регресійний аналіз, як і дискримінантний аналіз, факторний, кластерний та інші, відноситься до методів математичного статистичного моделювання. Моделлю в даному випадку є рівняння регресії, параметри (коефіцієнти) якого й розраховуються в ході регресійного аналізу.

Мета регресійного аналізу – пошук таких комбінацій незалежних ознак, які “найкраще” (у певному статистичному сенсі з більш високим значенням коефіцієнта детермінації R^2 , меншим значенням дисперсії похибок і т. ін.), прогнозують значення залежної ознаки.

Про перевірку відповідності отриманої функції відгуку експериментальним даним визначається:

- значущість коефіцієнтів рівняння регресії за критерієм Стьюдента;
- адекватність математичної моделі за критерієм Фішера;
- оцінка працездатності отриманої функції за коефіцієнтом детермінації на основі визначення коефіцієнту лінійної кореляції Пірсона [1];
- оцінка відповідності нулю різниці (залишків) між фактичним і прогнозованим значенням залежної змінної;

- оцінка відповідності залишків нормальному розподілу;
- оцінка автокореляції залишків.

Всі перелічені операції можуть бути виконані пакетом прикладних програм Statistica але без урахування умов значущості коефіцієнтів рівняння регресії (див. табл. 2–5).

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Широке розповсюдження персональних електронно–обчислюваних машин з математичним програмним забезпеченням призвело до того, що при обробці і аналізі багатofакторних експериментів багато дослідників розраховують параметри рівнянь регресії за загальновідомими статистичними формулами, наводячи їх навіть у текстовому матеріалі [2]. При цьому у ряді випадків не застосовується навіть оцінку достовірності коефіцієнтів парних поєднань і квадратичних залежностей [3].

У інших випадках за достовірність оцінки рівняння регресії приймають оціночні дані отримані при використанні спеціальних статистичних пакетів, які не враховують статистичну неістотність коефіцієнтів функції відгуку [4].

Постановка завдання. Метою статті є подання особливостей подальшої оцінки рівняння регресії, отриманого ППП Statistica при регресійному аналізі функції відгуку другого порядку за багатofакторним активним експериментом з повторенням та подальша оцінка її статистичної достовірності з урахуванням значущості коефіцієнтів.

Виклад основного матеріалу. Для ілюстрації особливостей подальшої оцінки рівняння регресії нами взята функція відгуку активного експерименту при визначенні залежності щільності ρ (кг/м³) паливних брикетів від довжини часток соломи l (мм), умісту δ (%) зв'язуючої речовини і кута α (град) конусності матриці (табл. 1), отримана за трирівневою матрицею оптимального плану Бокса другого порядку для трьох факторів [5]. Дослідження виконані з трикратною повторністю — мінімальною кількістю, яка забезпечує 95 % надійність досліду. Таким чином експеримент характеризуються кількістю факторів $n = 3$, повторністю $m = 3$ і повторенням $N = 14$.

Таблиця 1 – Результати дослідження щільності паливних брикетів

№ п.п.	Фактори			Щільність брикету ρ , кг/м ³			
	Довжина часток l , мм	Уміст зв'язуючого δ , %	Конусність матриці α , град	Повторності			Середнє $Y_{\text{ср}}$
				Y_1	Y_2	Y_3	
1	20	0.0	2	596.5	788.9	672.6	686
2	40	0.0	2	740.5	489.4	576.1	602
3	20	9.0	2	516.4	768.6	605.0	630
4	40	9.0	2	683.2	444.4	525.4	551
5	20	0.0	6	559.3	846.2	658.4	688
6	40	0.0	6	734.5	501.7	584.9	607
7	20	9.0	6	510.5	784.9	603.6	633
8	40	9.0	6	674.0	460.3	536.7	557
9	20	4.5	4	527.0	784.5	617.5	643
10	40	4.5	4	692.5	457.7	538.8	563
11	30	0.0	4	501.6	771.3	593.1	622
12	30	9.0	4	718.2	452.4	539.4	570
13	30	4.5	2	473.2	763.3	566.5	601
14	30	4.5	6	774.4	472.7	567.9	605

Обробку даних табл. 1 за допомогою ППП Statistica можна виконати двома способами — як за повтореннями, так і за середніми значеннями. У обох випадках використовується розширена матриця плану експериментів у розкодованому вигляді.

У результаті розрахунків, отриманих за повтореннями, маємо табл. 2 з характеристикою рівняння регресії.

За її даними бачимо, що всі коефіцієнти функції відгуку, отриманої за повтореннями, неістотні на прийнятому рівні значущості $\alpha = 0.05$, а сама математична модель на цьому ж рівні неадекватна.

Таблиця 2 – Сумарна характеристика рівняння регресії, отриманого за повтореннями

Результаты множественной регрессии: Брикет						
Результаты множ. регрессии						
Зав.перем.: Щільність брик		Множест. R = .36475749	F = .5456584			
Число набл.: 42		R2= .13304803	сс = 9,32			
		скоррект. R2= -.11078221	p = .829971			
		Стандартная ошибка оценки: 121.77877144				
Своб.член: 898.27500000		Ст.ошибка: 411.0597	t(32) = 2.1853	p = .0363		
Regression Summary for Dependent Variable: Щільність брикета ρ , кг/м ³ (Брикет)						
R= .36502066 R ² = .13324008 Adjusted R ² = ----						
F(9,32)=.54657 p<.82928 Std.Error of estimate: 121,68						
N=42	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(32)	p-level
Intercept			898,2750	410,7179	2,187085	0,036159
Довжина частки l, мм	-0,833446	2,039053	-11,2500	27,5235	-0,408741	0,685452
Уміст зв'язуючого δ , %	-0,295595	0,952570	-8,8667	28,5732	-0,310314	0,758335
Конусність матриці α , градуснс	-0,348195	1,458174	-23,5000	98,4135	-0,238788	0,812792
l x δ	0,030433	0,604702	0,0278	0,5519	0,050328	0,960174
l x α	0,020641	0,683548	0,0375	1,2419	0,030197	0,976098
δ x α	0,004460	0,443143	0,0278	2,7597	0,010066	0,992032
l x l	0,518783	1,998200	0,1162	0,4478	0,259625	0,796816
δ x δ	0,070933	0,686725	0,2284	2,2112	0,103292	0,918376
α x α	0,347553	1,338673	2,9063	11,1940	0,259625	0,796816

Проте, при розрахунку за середніми значеннями функції отримується адекватне рівняння регресії з переважною більшістю значущих коефіцієнтів (табл. 3), хоч самі значення коефіцієнтів рівнянь регресії для обох способів співпадають.

Таблиця 3 – Сумарна характеристика залежної змінної (рівняння регресії), отриманої за середніми значеннями повторень

Результаты множественной регрессии: Брикет						
Результаты множ. регрессии						
Зав.перем.: Щільність брик		Множест. R = .99999176	F = 26973.84			
Число набл.: 14		R2= .99998352	сс = 9,4			
		скоррект. R2= .99994645	p = .000000			
		Стандартная ошибка оценки: .316227766				
Своб.член: 898.27500000		Ст.ошибка: 1.848817	t(4) = 485.86	p = .0000		
Итоги регрессии для зависимой переменной: Щільність брикета ρ , кг/м ³ (Брикет)						
R= .99999176 R ² = .99998352 Скоррект. R ² = .99994645						
F(9,4)=26974. p<.00000 Станд. ошибка оценки: .31623						
N=14	БЕТА	Стд. Ош. БЕТА	B	Стд. Ош. В	t(4)	p-уров.
Св.член			898.2750	1.848817	485.8647	0.000000
Довжина частки l, мм	-2.28326	0.025145	-11.2500	0.123895	-90.8026	0.000000
Уміст зв'язуючого δ , %	-0.80980	0.011747	-8.8667	0.128620	-68.9367	0.000000
Конусність матриці α , град	-0.95390	0.017982	-23.5000	0.443001	-53.0473	0.000001
l x δ	0.08337	0.007457	0.0278	0.002485	11.1803	0.000364
l x α	0.05655	0.008429	0.0375	0.005590	6.7082	0.002570
δ x α	0.01222	0.005465	0.0278	0.012423	2.2361	0.089009
l x l	1.42123	0.024642	0.1162	0.002016	57.6762	0.000001
δ x δ	0.19432	0.008469	0.2284	0.009953	22.9464	0.000021
α x α	0.95214	0.016508	2.9063	0.050389	57.6762	0.000001

Статистично неістотним на прийнятому рівні значущості є лише коефіцієнт при поєднанні факторів умісту зв'язуючої речовини і кута конусності матриці, тобто $\delta \times \alpha$.

Відмінність в результатах оцінки отриманих рівнянь регресії полягає в тому, що

для регресійного аналізу ППП Statistica вимагає представлення експериментальних даних однією колонкою і при розрахунку, на відміну від дисперсійного аналізу, не визначає в ній цикли повторення. Це призводить до зростання дисперсії похибки досліду, яка стоїть у знаменнику формули критерію Фішера. Зростання пояснюється тим, що сума квадратів відхилень даних від середнього зростає у квадратичній залежності, а їхня кількість лінійно.

У колонці В табл. 3 представлено вільний член і коефіцієнти рівняння регресії (у вигляді функції відгуку другого порядку) — математичної моделі, яка за умови статистичної значущості її коефіцієнтів має вигляд

$$\rho = 898.2750 - 11.25 \cdot \lambda - 8.8667\delta - 23.5\alpha + 0.0278 \cdot \lambda\delta + 0.0375 \cdot \lambda\alpha + 0.1162 \cdot \lambda^2 + 0.2284\delta^2 + 2.9063\alpha^2. \quad (1)$$

Для порівняння експериментальних значень і значень, розрахованих за рівнянням регресії представимо таблицю передбачуваних значень і залишків (табл. 4).

Таблиця 4 – Передбачувані значення і залишки

Набл. No.	Предсказанные значения и остатки (Брикеты)								
	Зависимая перемен.: Щільність брикета ρ , кг/м ³								
	Наблюд. Значение	Предск. Значение	Остатки	Станд. предск.	Станд. Остатки	Стд. Ош. предск.	Махалан. расст.	Удален. остатки	Кука расст.
1	686.0000	685.9000	0.099976	1.72664	0.31615	0.282843	9.471429	0.49988	0.199902
2	602.0000	601.9000	0.099976	-0.21719	0.31615	0.282843	9.471429	0.49988	0.199902
3	630.0000	630.1000	-0.099976	0.43538	-0.31615	0.282843	9.471429	-0.49988	0.199902
4	551.0000	551.1000	-0.099976	-1.39275	-0.31615	0.282843	9.471429	-0.49988	0.199902
5	688.0000	687.9000	0.099976	1.77292	0.31615	0.282843	9.471429	0.49988	0.199902
6	607.0000	606.9000	0.099976	-0.10149	0.31615	0.282843	9.471429	0.49988	0.199902
7	633.0000	633.1000	-0.099976	0.50480	-0.31615	0.282843	9.471429	-0.49988	0.199902
8	557.0000	557.1000	-0.099976	-1.25390	-0.31615	0.282843	9.471429	-0.49988	0.199902
9	643.0000	643.0000	0.000000	0.73389	0.00000	0.244949	6.871428	0.00000	0.000000
10	563.0000	563.0000	0.000000	-1.11737	0.00000	0.244949	6.871428	0.00000	0.000000
11	622.0000	622.4000	-0.400024	0.25719	-1.26499	0.244949	6.871428	-1.00006	0.600073
12	570.0000	569.6000	0.400024	-0.96464	1.26499	0.244949	6.871428	1.00006	0.600073
13	601.0000	601.0000	0.000000	-0.23802	0.00000	0.244949	6.871428	0.00000	0.000000
14	605.0000	605.0000	0.000000	-0.14546	0.00000	0.244949	6.871428	0.00000	0.000000
Минимум	551.0000	551.1000	-0.400024	-1.39275	-1.26499	0.244949	6.871428	-1.00006	0.000000
Максим.	688.0000	687.9000	0.400024	1.77292	1.26499	0.282843	9.471429	1.00006	0.600073
Среднее	611.2857	611.2857	0.000000	0.00000	0.00000	0.266603	8.357143	0.00000	0.199955
Медиана	606.0000	605.9500	0.000000	-0.12347	0.00000	0.282843	9.471429	0.00000	0.199902

Наявність автокореляції перевіряється за допомогою d -критерію Дарбіна–Уотсона, результати оцінки якого подано в табл. 5. За її даними про автокореляцію однозначного висновку дійти не можна, проте ми припускаємо існування автокореляції залишків. Про це свідчить і коефіцієнт серіальної кореляції, величина якого відповідає наявності слабкої кореляції).

Проте слід звернути увагу, що наведена в табл. 3 оцінка адекватності математичної моделі за критерієм Фішера і інші показники стосуються моделі з усіма знайденими коефіцієнтами рівняння регресії, тобто і для статистично неістотних.

Для оцінки адекватності математичної моделі при виключенні з неї статистично незначущих коефіцієнтів в MS Excel створимо табл. 6. У її верхній частині в колонки А3:А12 і В3:В12 відповідно занесені головик і колонка В табл. 3. Дані колонок С, D, E, F і G (рядки 3–16) узяті з табл. 1.

Таблиця 5 – Статичний аналіз Дарбіна–Уотсона		
	Дарбина-Уотсона d (Брукет) и сериальная корреляция остатков	
	Дарбина-Уотсон d	Сериал. Корр.
Оценка	2.725134	-0.375061

Колонка N3:N16 представляє собою значення розраховані за рівнянням регресії (1) для відповідних рядків колонок D, E і F.

У колонку J, яка використовується для визначення нормальності розподілу залишку, заноситься абсолютна різниця між поточним значенням колонки I3:I16, в якій подано подані різниці ϵ_i (залишки) даних між відповідними рядками колонок G і H, та середнього значення колонки I3:I16.

Таблиця 6 – Зведена характеристика рівняння регресії з вилученим незначущим коефіцієнтом, отриманого за середніми значеннями повторень

№	A	B	C	D E F			G H		I	J	K	L	
				Фактори	Функція відгуку Y		Залишок	Абсолютна різниця із середнім					Квадрат залишку
	Розкодвані коефіцієнти рівняння	№ п.п.	f	d	a	Експерим.			Розрах.				
3	ln=	898,2750	1	20	0	2	686,0	685,90	0,10	0,40	0,010		
4	l=	-11,2500	2	40	0	2	602,0	601,90	0,10	0,40	0,010	0,000	
5	d=	-8,8667	3	20	9	2	630,0	629,60	0,40	0,10	0,160	0,090	
6	a=	-23,5000	4	40	9	2	551,0	550,60	0,40	0,10	0,160	0,000	
7	lxa=	0,0278	5	20	0	6	688,0	687,90	0,10	0,40	0,010	0,090	
8	lxd=	0,0375	6	40	0	6	607,0	606,90	0,10	0,40	0,010	0,000	
9	dxa=		7	20	9	6	633,0	631,60	1,40	0,90	1,960	1,690	
10	l²=	0,1162	8	40	9	6	557,0	555,60	1,40	0,90	1,960	0,000	
11	d²=	0,2284	9	20	4,5	4	643,0	642,50	0,50	0,00	0,250	0,810	
12	a²=	2,9063	10	40	4,5	4	563,0	562,50	0,50	0,00	0,250	0,000	
13			11	30	0	4	622,0	622,40	-0,40	0,90	0,160	0,810	
14			12	30	9	4	570,0	568,60	1,40	0,90	1,960	3,240	
15			13	30	4,5	2	601,0	600,75	0,25	0,25	0,062	1,323	
16			14	30	4,5	6	605,0	604,25	0,75	0,25	0,562	0,250	
17	Максимум						688,00	687,90	1,40	Розрах. значення $d_{\alpha} = 1,103$			
18	Верхній довірчий інтервал								0,821	Нижня межа $d_{\beta} = 1,820$			
19	Середнє						611,29	610,79	0,500	Верхня межа $4-d_{\beta} = 2,180$			
20	Нижній довірчий інтервал								0,179	Результат нормальності			
21	Мінімум						551,00	550,60	0,400	0,066			
22	Медіана						606,00	605,58	0,400	Нормальн.			
23	Ступінь вільності неадекватності						5						
24	Ступінь вільності дослідів						8						
25	Дисперсія неадекватності						0,310						
26	Дисперсія похибки дослідів						1867,451						
27	Розрахунковий критерій Fф						3769,70						
28	Довірчий рівень значущості α						0,050						
29	Табличний критерій Fф						6,757						
30	Розрахунковий рівень значущості						5,1061E-09						
31	Коефіцієнт кореляції Пірсона						0,99993131						
32	Показник детермінації						0,99986263						

$J3=ABS(CP3HA4(\$I\$3:\$I\$16)-I3)$
 $H3=B3+B4*D3+B5*E3+B6*F3+B7*D3*E3+B8*D3*F3+B9*F3*E3+B10*D3*D3+B11*E3*E3+B12*F3*F3$
 $K17=СУММ(K3:K16)/СУММ(J3:J16)$ $G30=1-F.P.AСП(G27;G24;G\$23;ИСТИНА)$
 $I18=I19+ДОВЕРИТ.СТЮДЕНТ(G\$28;СТАНДОТКЛОН.В(I3:I16);СЧЁТ(I3:I16))$
 $I20=I19-ДОВЕРИТ.СТЮДЕНТ(G\$28;СТАНДОТКЛОН.В(I3:I16);СЧЁТ(I3:I16))$
 $G23=СЧЁТ(D3:D16)-СЧЁТ(B3:B12)$ $G31=КОРРЕЛ(H3:H16;G3:G16)$ $G32=G31^2$
 $G27=G26*G23/(G25*G24)$ $G29=F.OБP.ПX(G28/2;G24;G23)$
 $L20=0,4/(СЧЁТ(I3:I16))^0,5-ABS((CP3HA4(J3:J16))/СТАНДОТКЛОН.В(I3:I16)-0,7979)$
 $L21=ЕСЛИ(L20>0;"Нормальн."; "Н")$

Далі у колонці K2: K16 подані різниці ϵ_i (залишки) даних між відповідними рядками колонок G і H та квадрати залишків $(\epsilon_i - \epsilon_{i-1})^2$. У колонку L4:L16, яка застосовується для розрахунку критерію Дабріна–Уотсона, заносяться різниці залишків, тобто різниці між даними попереднього і поточного рядка колонки K.

У нижній частині табл. 4 у рядки 17, 19, 21 і 22 колонок G, H і I відповідно заносяться максимальне, середнє і мінімальне значення та медіана, розраховані за статистичними функціями пакету аналізу MS Excel МАКС, СРЗНАЧ, МИН та МЕДИАНА. Таким чином колонки G і H відповідають двом першим колонкам табл. 4.

За наведеними вище умовами нульове значення залишків повинно знаходитися у довірчому інтервалі $\bar{d} \pm \Delta_{(x)}$. Для перевірки цієї умови у чарунках I16 і I20 розміщуються відповідно величини верхньої і нижньої довірчих меж, тобто довірчі

межі $\bar{d} \pm \Delta_{(x)}$ середнього арифметичного залишків \bar{d} , де $\Delta_{(x)}$ – величина відхилення, яка знаходиться за допомогою статистичної функції пакету аналізу MS Excel СРЗНАЧ і СТАНДОТКЛОН.В. Так як в довірчій межі нульове значення залишку не входить (табл. 6), відповідність різниці нулю не виконується.

У рядки з 23 по 32 колонки G заносяться ступінь вільності неадекватності моделі, визначена як $v_M = N - k - 1$, де k – кількість коефіцієнтів рівняння регресії (1) без вільного члена; ступінь вільності дослідів $v_d = k - 1$; дисперсія неадекватності моделі s_M^2 , розрахована за даними залишку, тобто ДИСП.В(Н3:Н16); дисперсія похибки дослідів s_d^2 , розрахована за експериментальними даними, визначається ДИСП.В(G3:G16);

розрахунковий критерій F_ϕ , який представляє собою вираз $F_\phi = \frac{s_d^2}{v_d} : \frac{v_M}{s_M^2}$, таблично розраховується як G26*G23/(G25*G24).

Прийнявши у чарунці G27 довірчий рівень значущості $\alpha = 0.05$, чарункою нижче за виразом F.ОБР.ПХ для α , v_d і v_M знаходимо F_T .

Отриманих результатів достатньо для оцінки адекватності, проте за аналогією з табл. 2 і табл. 3 знаходимо за 1-F.РАСП для F_ϕ , v_d і v_M .

У нижній чарунках таблиці функцією КОРРЕЛ визначено коефіцієнт кореляції Пірсона для вибірок експериментальних і розрахункових і показник детермінації, як квадрат цього значення.

У чарунку L17 занесене розрахункове значення критерію d_ϕ Дарбіна–Уотсона [6], який визначає автокореляцію залишків і розраховується за формулою

$$d_\phi = \frac{\sum_{i=2}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} . \quad (2)$$

Нижче під цією чарункою містяться табличні значення меж довірчого інтервалу відсутності автокореляції залишків, тобто нижнє значення d_U і верхнє $4 - d_U$.

У нашому разі ця умова не виконується, тобто маємо наявну кореляцію.

Це може відбуватися через похибки у вихідних даних або у вимірі значень результативної ознаки, модель не включає фактор, який істотно впливає на результати дослідження чи не враховує другорядні чинники чи фазові коливання факторів.

Хоч за міжнародним стандартом ISO 3479–97 відповідність вибірки нормальному статистичному розподілу виконується за критерієм Шапіро–Уїлка, використовуємо спрощену перевірку виконання умови:

$$\left| \frac{|\Delta|}{s} - 0.7979 \right| - \frac{0.4}{\sqrt{N}} < 0, \quad (3)$$

де $|\Delta|$ – середнє абсолютне відхилення, яке визначається за виразом

$$|\Delta| = \frac{\sum_{i=1}^N |x_i - \bar{x}|}{N} . \quad (4)$$

Розрахунок за формулою (3) заноситься в чарунку L20, а в чарунку L21 – логічну функцію ЕСЛИ, яка видає оцінку нормальності розподілу залишків.

Працездатність математичної моделі визначається за умови $r^2 > 0.75$, де r – коефіцієнт кореляції Пірсона між експериментальним (G3:G16) і розрахунковим (H3:H16) значенням, який обчислюється в чарунці G31 за статистичною функцією Excel КОРРЕЛ. У чарунці G32 подається значення коефіцієнту детермінації $D = r^2$.

Більш докладно ці розрахунки наведені на полі табл. 6, де представлено зведена характеристика рівняння регресії з вилученим коефіцієнтом.

Запропонована розрахункова таблиця також може бути використана для оцінки двофакторної моделі та лінійних дво– і три факторних моделей. При цьому обов'язково прибирати вихідні дані і розрахункові формули з незадіяних рядків.

Для порівняння відповідності запропонованого розрахунку в табл. 7 викладено зведену характеристику рівняння регресії, отриманого за розрахунками значеннями повторень. Як видно, її дані повністю співпадають з результатами, наведеними у табл. 3.

Таблиця 7 – Зведена характеристика рівняння регресії з усіма знайденими коефіцієнтами

Максимум	688,00	687,90	0,40	Розрах. значення $d_{\Phi} = 2,725$	
Верхній довірчий інтервал			0,101	Нижня межа $d_U = 1,820$	
Середнє	611,29	611,29	0,000	Верхня межа $4-d_U = 2,180$	
Нижній довірчий інтервал			-0,101	Результат	-0,039
Мінімум	551,00	551,10	-0,100	нормальності	Hi
Медіана	606,00	605,95	0,000		
Ступінь вільності неадекватності	4				
Ступінь вільності дослідів	9				
Дисперсія неадекватності	0,031				
Дисперсія похибки дослідів	1867,451				
Розрахунковий критерій F_{Φ}	26974,29				
Довірчий рівень значущості α	0,050				
Табличний критерій F_{Φ}	8,905				
Розрахунковий рівень значущості	3,3593E-09				
Коефіцієнт кореляції Пірсона	0,99999176				
Показник детермінації	0,99998352				

Інтерпретація отриманих результатів не є темою даної роботи, тому не наводиться.

Висновки. На конкретних прикладах проілюстровано методи оцінки математичної моделі другого порядку з вилученням статистично неістотних складових, отриманої пакетом прикладних програм Statistica у результаті регресійного аналізу активного трифакторного експерименту.

Із застосуванням статистичних функцій табличного процесора Microsoft Excel виконана комплексна оцінка адекватності математичної моделі, відповідності їх нормальному розподілу, визначено її працездатність, відповідність нулю різниці (залишків) та їхня автокореляція.

Запропонована розрахункова таблиця дає змогу швидко з високою точністю визначити всі оціночні параметри отриманого рівняння регресії, які характеризують його придатність до використання у якості математичної моделі.

Вона також може бути використана для оцінки двофакторної моделі другого порядку та лінійних дво– і три факторних моделей.

Список літератури

1. Бахан Н. И. Планирование эксперимента при исследованиях по механизации и автоматизации сельского хозяйства (учебн. пособ. для сельхозвузов) / Н. И. Бахан, А. М. Дмитриев, И. С. Нагорский – Горки. – 1986. – 80 с.
2. Михайлов С. В. Передумови визначення процесу попередньої очистки зерна методом планування експерименту / С. В. Михайлов, В. С. Дудка, А. С. Сінніков, С. С. Бойко // Праці / таврійський державний агротехнологічний університет. – Вип. 10. Т. 4. – Мелітополь: ТДАТУ, 2010. – 186 с.

3. Кисельов О. В. Використання пакету програм Statist для аналізу результатів багатофакторного активного експерименту / О. В. Кисельов, Є. Є. Антонов, Р. О. Бакарджиев // Механізація, екологізація та конвертація біосировини у тваринництві: Зб. наук. праць. – Запоріжжя: – ІМТ НААН, 2011. – Вип. 1(7). – С. 243–253.
4. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов / В. Боровиков. – [2-е изд.]. (+CD). – СПб.: Питер, 2003. – 688 с.: ил.
5. Бакарджиев Р. А. Обоснование конструктивных параметров и режимов работы пресс-брикетировщика для утилизации растительных материалов: дисс...канд. техн. наук: спец. 05.20.01 / Бакарджиев Роман Александрович / Мелитополь, 1997. – 168 с.
6. Елисеєва І. І. Економетрика: учебник / И. И. Елисеєва, С. В. Курьшева, Т. В. Костеева и др.; под ред. И. И. Елисеєвой. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 2007. – 576 с.: ил.

Roman Bakardzhyev

Tavria State Agrotechnical University

Andrew Komarov

Taras Shevchenko National University of Kyiv

Features of evaluation of results regression analysis

Abstract: In an example, evaluation of the results of regression analysis of active fullfactor experiment. With the use of MS Excel statistical functions illustrated assessment of the adequacy of the mathematical model of the second order of rejected statistically insignificant coefficients defined performance mathematical model according difference (residual) with zero and normal distribution and their autocorrelation.

These methods allow you to quickly accurately identify all evaluation parameters obtained regression equation, its suitability for use as a mathematical model.

regression analysis, mathematical model adequacy, normal statistical distribution

Одержано 12.03.15

УДК 629.7.07

О.В. Артеменко, доц., канд. техн. наук

Кировоградская летная академия Национального авиационного университета

Моделирование задачи выбора запасного аэродрома на базе искусственной нейронной сети

В статье рассмотрена задача выбора запасного аэродрома в процессе предполетной подготовки. Проанализированы факторы, влияющие на выбор запасного аэродрома, описана работа модуля автоматизированного выбора запасного аэродрома, а также представлена нейросетевая модель выбора запасного аэродрома

предполетная подготовка, запасной аэродром, нейросетевая модель выбора запасного аэродрома

О.В. Артеменко, доц., канд. техн. наук

Кіровоградська льотна академія Національного авіаційного університету

Моделирование задачи выбора запасного аэродрома на базе штучной нейронной сети

В статті розглянута задача вибору запасного аеродрому в процесі передпольотної підготовки. Проаналізовані фактори, які впливають на вибір запасного аеродрому, описана робота модуля автоматизованого вибору запасного аеродрому, а також приведена нейросіткова модель вибору запасного аеродрому

передпольотна підготовка, запасний аеродром, нейросіткова модель вибору запасного аеродрому

© О.В. Артеменко, 2015