

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ БІОРЕСУРСІВ І
ПРИРОДОКОРИСТУВАННЯ УКРАЇНИ
ФАКУЛЬТЕТ КОНСТРУЮВАННЯ ТА ДИЗАЙНУ



ЗБІРНИК ТЕЗ ДОПОВІДЕЙ
міжнародної науково-практичної онлайн конференції
«Сучасні проблеми та перспективи розвитку
машинобудування України»,
присвяченої 20-й річниці з дня створення
факультету конструювання та дизайну
Національного університету біоресурсів і
природокористування України

23-24 вересня 2021 року

м. Київ

МЕТОДИКА РОЗРАХУНКОВОГО ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІЧНОЇ ВЗАЄМОДІЇ ЛАНОК МАЛОТОННАЖНОГО АВТОПОЇЗДА

Колеснік І.В., к.т.н., асист.

Колеснік Ю.І., аспір.

Петров Р.М., аспір.

Державний біотехнологічний університет, м. Харків

Козлов Ю.Ю., інженер I категорії

Харківська філія УкрНДІПВТ ім. Л. Погорілого, м. Харків

E-mail: julianakolesnik26@gmail.com

Ефективним засобом дослідження динамічної взаємодії ланок малотоннажного автопоїзда, що дозволяє з максимальною повнотою врахувати вплив великого числа факторів на вихідні характеристики об'єкта проходження, є методи теорії експерименту (планування експерименту) [1]. Вони успішно використовуються при вирішенні різноманітних завдань, в тому числі для отримання формульних залежностей (регресійних моделей), з огляду на них вплив не тільки окремих факторів, а й їхніх взаємодій, а також для визначення оптимальних значень параметрів. Методи теорії експерименту застосовні до будь-яких простим і складним системам, що володіє властивостями керованості і необхідним ступенем відтворюваності результату. Широкі можливості для дослідження забезпечує поєднання методів планування експерименту з моделюванням динамічного взаємодії ланок малотоннажного автопоїзда на ЕОМ.

Особливу увагу було приділено вивченню спільної дії різних факторів, оскільки саме воно може надати визначальний вплив на взаємодію ланок малотоннажного авто поїзда, як складної динамічної системи. В якості оціночних показників (функцій відгуку) були використані: максимальне значення зусилля в зчпному пристрої автопоїзда P_{km} і його середнє квадратичне відхилення - σ_p . Для по будови поверхні відгуку використовувався ортогональний центральний кому позиційний план другого порядку, відомий також, як план Боксу - Хантера [2]. Побудова матриці планування для планів такого виду заключається в тому, що до ядра плану додається одна точка в центрі плану з координатами $(0, 0, \dots, 0)$ і $2k$ "зіркових" точок з координатами $(\pm \alpha, 0, \dots, 0), \dots, (0, 0, \dots, \pm \alpha)$. Як ядро плану виступатиме повний факторний експеримент виду 2^3 при трьох факторному

експерименті і 25 при п'яти факторному. Оскільки кількість факторів $n \leq 5$ і необхідну кількість розрахунків невелика необхідність використання дробового факторного експерименту відсутній. Про ний кількість точок плану при використанні композиційного планування визначається за формулою:

$$N = 2^k + 2k + n_0, \text{ при } k \leq 5 \quad (1)$$

де k – число чинників, а n_0 - кількість дослідів в центрі плану. При $k = 3$, загальна кількість точок плану складе $N = 15$, а при $k = 5$, $N = 43$.

Для приведення центрального композиційно плану до ортогональному, не обходимо вибрати значення зоряного плеча α , яке при $n_0=1$ і $k=3$, дорівнюватиме $\alpha = 1,215$ і $\alpha = 1,595$ при $k = 5$, відповідно. Далі проводиться наступні перетворення квадратичних стовпців матриці планування x_j^2 :

$$x_j' = x_j^2 - \bar{x}_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^N x_{ij}^2}{N} \quad (2)$$

Таким чином, матриця планування для ортогонального центрального композиційного плану другого порядку для трьохфакторного експерименту ($n_0 = 1$ і $k = 3$) буде мати вигляд (табл. 1).

Таблиця 1 – Ортогональний центральний композиційний план другого порядку

x0	x1	x2	x3	x1x2	x1x3	x2x3	(x1') ²	(x2') ²	(x3') ²	y
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y1
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y2
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y3
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y4
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y5
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y6
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y7
1	1	1	1	1	1	1	0,2698	0,2698	0,2698	y8
1	1,215	0	0	0	0	0	0,7461	0,7302	0,7302	y9
1	1,215	0	0	0	0	0	0,7461	0,7302	0,7302	y10
1	0	1,215	0	0	0	0	0,7302	0,7461	0,7302	y11
1	0	1,215	0	0	0	0	0,7302	0,7461	0,7302	y12
1	0	0	1,215	0	0	0	0,7302	0,7302	0,7461	y13
1	0	0	1,215	0	0	0	0,7302	0,7302	0,7461	y14
1	0	0	0	0	0	0	0,7302	0,7302	0,7302	y15

Для п'ятифакторної моделі матриця планування вибудовується аналогічно, змінюються тільки значення «зоряного плеча» і загальна кількість дослідів.

Завдяки ортогональності матриці планування всі коефіцієнти визначаються незалежно один від одного за формулою:

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^N x_{ij} y_i}{\sum_{i=1}^N x_{ij}^2}. \quad (3)$$

Дисперсії коефіцієнтів рівні:

$$s_{b_j}^2 = \frac{S_{\text{воспр}}^2}{\sum_{i=1}^N x_{ij}^2}. \quad (4)$$

В результаті розрахунків по матриці з перетвореними стовпцями отримано рівняння регресії матиме вигляд:

$$\hat{y} = b_0' + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k + b_{12} x_1 x_2 + \dots + b_{(k-1)k} x_k + b_{11} (x_1^2 - \overline{x_1^2}) + \dots + b_{kk} (x_k^2 - \overline{x_k^2}). \quad (5)$$

Для переходу до звичайного запису, визначається b_0 за формулою:

$$b_0 = b_0' - b_{11} \overline{x_1^2} - \dots - b_{kk} \overline{x_k^2} \quad (6)$$

Дисперсія відтворюваності визначається за додатковими дослідом, поставленим в центрі плану:

$$s_{\text{воспр}}^2 = \frac{\sum_{u=1}^{n_0} (y_u^0 - \overline{y^0})^2}{(n_0 - 1)}; \quad \overline{y^0} = \frac{\sum_{u=1}^{n_0} y_u^0}{n_0}.$$

Число ступенів свободи дисперсії відтворюваності одно:

$$f_{\text{воспр}} = (n_0 - 1).$$

Залишкову дисперсію визначають за формулою:

$$s_{\text{ост}}^2 = \frac{\sum_{u=1}^{n_0} (y_i - \hat{y}_i)^2}{N - 1}. \quad (7)$$

Число ступенів свободи залишкової дисперсії одно:

$$f_{\text{ост}} = N - 1,$$

де 1 – число значущих коефіцієнтів в отриманому рівнянні регресії. Значимість коефіцієнтів регресії перевіряється за критерієм Стьюдента:

$$t_j = b_j / s_{b_j}. \quad (8)$$

Коефіцієнт вважається значущим, якщо $t_i < t_p(f_{\text{воспр}})$, де $f_{\text{воспр}}$ – число ступенів свободи дисперсії відтворюваності. Якщо незначним виявляється один з коефіцієнтів при квадратичному взаємодії, то значення b_0 перераховується згідно (8), з відповідними змінами.

Самі коефіцієнти рівняння регресії, одержувані за допомогою ортогональних центральних композиційних планів другого порядку, визначаються з різною точністю.

$$s_{b_0} = s_{\text{воспр}} / \sqrt{N},$$

$$s_{b_j} = s_{\text{воспр}} / \sqrt{2^k + 2\alpha^2}, \quad j = 1, 2, \dots, k \text{ при } k < 5, \text{ ядро } 2^k,$$

$$s_{b_{uj}} = s_{\text{воспр}} / \sqrt{2^k} \text{ при } k < 5, \text{ ядро } 2^k,$$

$$u, j = 1, 2, \dots, k,$$

$$u \neq j, \quad (9)$$

$$s_{b_{jj}} = \frac{s_{\text{воспр}}}{\sqrt{2^k(1 - \bar{x}_j^2)^2 + 2(\alpha^2 - \bar{x}_j^2)^2 + (n_0 + 2k - 2)(\bar{x}_j^2)^2}} \text{ при } k < 5, \text{ ядро } 2^k,$$

$$j = 1, 2, \dots, k.$$

Адекватність рівняння регресії перевіряють за критерієм Фішера, склавши відношення дисперсій:

$$F = s_{\text{ад}}^2 / s_{\text{воспр}}^2, \quad (10)$$

де $s_{\text{ад}}^2$ – дисперсія адекватності, що визначається зі співвідношення:

$$s_{\text{ад}}^2 = \frac{s_{\text{ост}}^2 f_{\text{ост}} - s_{\text{воспр}}^2 f_{\text{воспр}}}{f_{\text{ад}}},$$

де $f_{\text{ад}}$ – число ступенів свободи дисперсії адекватності;

$$f_{\text{ад}} = f_{\text{ост}} - f_{\text{воспр}}.$$

Рівняння регресії адекватно, якщо F-відношення менше табличного значення для обраного рівня значимості ($p = 0,05$) і чисел ступенів свободи дисперсії адекватності і дисперсії відтворюваності:

$$F < F_{1-p}(f_{\text{ад}}, f_{\text{воспр}}).$$

Список використаних джерел:

1. Жуков, А. В. О влиянии неровностей дорог на продольное взаимодействие звеньев автопоезда / А. В. Жуков // Автомобильная промышленность. – 1970. № 9. – с 19–21.

2. Ахназарова С.Л., Кафаров В.В. Методы оптимизации эксперимента в химической технологии: Учеб. пособие для вузов. 2е изд. М.: Высш. шк., 1985. С. 327

