



УДК 629.3.032

## РЕГРЕСІЙНА МОДЕЛЬ ДЛЯ ОЦІНКИ ПАЛИВНОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ ПНЕВМОКОЛІСНОГО РУШІЯ В ТЯГОВОМУ РЕЖИМІ

Г.О. Аржаєв<sup>1</sup>, А.В. Василенко<sup>2</sup>, М.М. Балака<sup>3</sup>

<sup>1</sup>викладач вищої категорії, викладач-методист спецдисциплін «Машинобудування та матеріалообробка», Миколаївський будівельний коледж Київського національного університету будівництва і архітектури, м. Миколаїв, Україна

<sup>2</sup>кандидат технічних наук, доцент кафедри автоматизації технологічних процесів і виробництв, Воронежський державний архітектурно-будівельний університет, м. Воронеж, Росія, e-mail: [madf\\_vgasu@mail.ru](mailto:madf_vgasu@mail.ru)

<sup>3</sup>асистент кафедри будівельних машин, Київський національний університет будівництва і архітектури, м. Київ, Україна, e-mail: [maxim.balaka@gmail.com](mailto:maxim.balaka@gmail.com)

**Анотація.** Розроблено багатофакторну регресійну модель, що встановлює взаємозв'язок між величиною мінімальної питомої витрати палива колісного рушія в тяговому режимі і основними параметрами великогабаритних шин при прямолінійному русі.

*Ключові слова:* великогабаритна пневматична шина, колісний рушій, мінімальна питома витрата палива, регресійна модель, матриця, критерій Фішера.

## REGRESSION MODEL OF FUEL EFFICIENCY ESTIMATE OF RUBBER-TYRED DRIVER IN TRACTION MODE

Gennady Arzhaev<sup>1</sup>, Andrew Vasilenko<sup>2</sup>, Maxim Balaka<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Lecturer of Highest Category, Lecturer-methodologist of Special Disciplines "Mechanical Engineering and Materials Processing", Mykolaiv Building College of Kyiv National University of Construction and Architecture, Mykolaiv, Ukraine

<sup>2</sup>Candidate of Technical Science, Associate Professor of Technological Processes and Production Automation Department, Voronezh State University of Architecture and Civil Engineering, Voronezh, Russia, e-mail: [madf\\_vgasu@mail.ru](mailto:madf_vgasu@mail.ru)

<sup>3</sup>Assistant of Building Machinery Department, Kyiv National University of Construction and Architecture, Kyiv, Ukraine, e-mail: [maxim.balaka@gmail.com](mailto:maxim.balaka@gmail.com)

**Abstract.** The multifactor regression model is developed. It establishes interrelation between the value of the minimal specific fuel consumption wheel propeller in traction mode and the main parameters of large-size tyres in rectilinear motion.

*Keywords:* large-size pneumatic tyre, wheel propeller, minimal specific fuel consumption, regression model, matrix, Fisher's test.

**Вступ.** Пневматичні шини для самохідних транспортно-технологічних засобів (автомобілів високої прохідності, землерийно-транспортних машин,



тягачів тощо) є трудомісткою продукцією високої одиничної вартості. Від досконалості пневматичної шини як важливого конструктивного елементу ходового обладнання залежать експлуатаційні та техніко-економічні показники вказаних машин, тому надзвичайно важливо, щоб експлуатація шин здійснювалася в належних умовах [1]. При вирішенні задач вибору оптимальних параметрів призначення і порівняння варіантів проекрованої шини виникає питання про оцінку не тільки конструктивних параметрів самої шини, але й оцінку очікуваних значень експлуатаційних якостей колісного рушія машини. До числа таких параметрів слід віднести величину мінімальної питомої витрати палива  $g_{Tmin}$  [2, 3]. Особливе значення цей показник набуває для колісних машин підвищеної одиничної потужності й вантажо-підйомності, що обладнані великогабаритними пневматичними шинами.

**Мета роботи.** Розробити регресійну модель для оцінки паливної ефективності пневмоколісного рушія, яка б встановлювала взаємозв'язок між величиною мінімальної питомої витрати палива рушія в тяговому режимі і основними параметрами великогабаритних шин при прямолінійному русі.

**Матеріал та результати досліджень.** У роботі пропонується проводити порівняння варіантів конструктивних параметрів шин за відносною величиною  $g_{Tmin} / g_{Tбаз}$ , де  $g_{Tбаз}$  – величина мінімальної питомої витрати палива для базової моделі шин, що отримана при стендових випробуваннях і для якої відома величина мінімальної питомої витрати палива на реальній машині. В результаті випробувань на стенді окремого колісного рушія з шинами діагональної конструкції при прямолінійному русі на щільному ґрунті були отримані тягові характеристики [4, 5]. Аналіз характеристик дозволив визначити значення мінімальної питомої витрати палива двигуном стенда  $g_{Tmin}$  для пневматичних шин розміром 20.5-25, 21.00-33, 27.00-33 і 37.5-39.

Для аналізу результатів випробувань колісного рушія, що проводилися в порівнянних ґрунтових умовах при однакових значеннях колової швидкості колісного рушія, використовуємо методи математичної статистики.

Для встановлення взаємозв'язку між величиною мінімальної питомої витрати палива  $g_{Tmin}$  окремого колісного рушія, працюючого в тяговому режимі на стенді, та основними конструктивними і експлуатаційними характеристиками шини розглядаємо багатofакторну регресійну модель [6].

На основі попереднього аналізу параметрів і конструктивних особливостей досліджених шин у якості вхідних факторів для побудови моделі  $g_{Tmin}$  обрано такі параметри: внутрішній тиск повітря в шині –  $p_w$ , МПа; зовнішній діаметр –  $D_0$ , м; коефіцієнт насиченості рисунка протектора –  $k_H$ , %; відносну висоту профілю шини –  $H/B$  і опір коченню на щільному ґрунті –  $f_B$ .

В якості вихідного параметра використовується величина  $g_{Tmin}$ , яка отримана на основі результатів стендових випробувань окремого колісно-



го рушія з пневматичними шинами різних розмірів на щільному ґрунті.

Виходячи з припущення, що помилки визначення вибраних параметрів мають нормальний закон розподілу, для отримання рівнянь множинної регресії використовуємо методики, описані в роботах [6...9].

В результаті аналізу лінійної регресійної моделі  $g_{Tmin}$  встановлено, що вплив одного з параметрів – коефіцієнта опору коченню колеса з пневматичною шиною у вільному режимі –  $f_B$  на вихідну величину  $g_{Tmin}$  малозначимий. Тому цей параметр був виключений з подальшого розгляду.

Після відсіву малозначимого фактора модель має наступний вигляд

$$g_{Tmin} = b_0 + b_1 p_w + b_2 / D_0 + b_3 k_H + b_4 H/B, \quad (1)$$

де  $b_0, b_1, b_2, b_3, b_4$  – частинні коефіцієнти рівняння регресії.

Вихідні дані для розрахунку параметрів регресійної моделі наведено в табл. 1. Значення параметрів наведені в натуральному і нормованому вигляді. Нормування параметрів здійснювалося з метою зручності подальшого регресійного аналізу з використанням матричної форми запису рівнянь.

Таблиця 1 – Вихідні дані для розрахунку параметрів регресійної моделі

Внутрішній тиск повітря в шині $p_w$		Обернений зовнішній діаметр $1/D_0$		Коеф. насиченості протектора $k_H$		Відносна висота профілю $H/B$		Питома витрата палива $g_{Tmin}$ (вимір.)		Питома витрата палива $\hat{g}_{Tmin}$ (розрах.)	
МПа	$X_1$	$m^{-1}$	$X_2$	%	$X_3$	—	$X_4$	$\frac{кг}{кВт\cdot год}$	$Y$	$\frac{кг}{кВт\cdot год}$	$\hat{Y}$
0,350	0,137	0,671	1,321	40,8	-2,210	0,974	0,888	2,08	0,579	2,00	0,304
0,350	0,137	0,671	1,321	50,5	-0,472	0,817	-1,190	1,98	0,219	1,99	0,281
0,275	-0,469	0,671	1,321	50,5	-0,472	0,817	-1,190	1,89	-0,104	1,94	0,068
0,200	-1,080	0,515	-0,081	59,1	1,070	0,966	0,782	2,21	1,047	2,06	0,503
0,400	0,542	0,515	-0,081	59,1	1,070	0,966	0,782	2,17	0,903	2,22	1,074
0,600	2,160	0,515	-0,081	59,1	1,070	0,966	0,782	2,31	1,406	2,37	1,641
0,200	-1,080	0,448	-0,683	51,7	-0,257	0,960	0,703	1,71	-0,752	1,71	-0,732
0,350	0,137	0,448	-0,683	51,7	-0,257	0,960	0,703	1,77	-0,536	1,83	-0,304
0,200	-1,080	0,392	-1,186	54,4	0,228	0,821	-1,130	1,50	-1,507	1,44	-1,720
0,400	0,542	0,392	-1,186	54,4	0,228	0,821	-1,130	1,57	-1,255	1,59	-1,150

Для нормування кожного з параметрів використовуємо вирази:

$$X_{ji} = (x_{ji} - \tilde{x}_j) / Sx_j; \quad (2)$$

$$Y_i = (y_i - \tilde{y}) / Sy, \quad (3)$$

де  $X_{ji}, Y_i$  – нормовані значення  $i$ -го параметра;  $x_{ji}, y_i$  – натуральні значення  $i$ -го параметра;  $i = 1, 2, \dots, n$  – кількість факторів;  $j = 1, 2, \dots, k$  – кількість паралельних вимірювань  $i$ -го параметра;  $Sx_j, Sy$  – вибіркові дисперсії факторів.

Значення  $Sx_j, Sy$  визначаємо за відомими співвідношеннями [6]:





$$Sx_j = \sqrt{\sum (x_{ji} - \bar{x})^2}; \quad Sy = \sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2 / (k-1)},$$

де  $k$  – кількість вимірювань  $i$ -го параметра.

На основі аналізу та оцінки похибок вимірювань вибраних вхідних і вихідних параметрів, що отримані в попередніх експериментах [4, 5], була прийнята гіпотеза про рівноточність вимірів, іншими словами однорідність дисперсії помилок. Тому після нормування вихідного статистичного матеріалу отримуємо дві матриці: матрицю  $\|X\|$  – вектор незалежних змінних, і матрицю  $\|Y\|$  – вектор спостережень функції відгуку:

$$\|X\| = \begin{pmatrix} 0,137 & 1,321 & -2,210 & 0,888 \\ 0,137 & 1,321 & -0,472 & -1,190 \\ -0,469 & 1,321 & -0,472 & -1,190 \\ -1,080 & -0,081 & 1,070 & 0,782 \\ 0,542 & -0,081 & 1,070 & 0,782 \\ 2,160 & -0,081 & 1,070 & 0,782 \\ -1,080 & -0,683 & -0,257 & 0,703 \\ 0,137 & -0,683 & -0,257 & 0,703 \\ -1,080 & -1,186 & 0,228 & -1,130 \\ 0,542 & -1,186 & 0,228 & -1,130 \end{pmatrix}, \quad \|Y\| = \begin{pmatrix} 0,579 \\ 0,219 \\ -0,104 \\ 1,047 \\ 0,903 \\ 1,406 \\ -0,752 \\ -0,536 \\ -1,507 \\ -1,255 \end{pmatrix}.$$

Знаходження параметрів моделі (1) зводиться до визначення частинних коефіцієнтів  $b_j$  рівняння регресії в нормальній формі

$$\hat{Y} = b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 X_4, \quad (4)$$

де  $\hat{Y}$  – розрахункове значення функції відгуку ( $\hat{g}_{Tmin}$ );  $X_1, X_2, X_3, X_4$  – незалежні змінні, що відповідають параметрам  $\rho_w, 1/D_0, k_H, H/B$ .

Слід зауважити, що прийнята система нормування змінних дозволяє виключити звичайну в таких випадках операцію додавання фіктивної змінної  $X_0 = 1$  з коефіцієнтом  $b_0$  до вихідного рівняння (4).

В матричній формі рівняння (4) записуємо наступним чином

$$\|X\| \cdot \|b\| = \|Y\|, \quad (5)$$

де  $\|X\|$  – матриця незалежних змінних;  $\|b\|$  – матриця-стовпець частинних коефіцієнтів регресії;  $\|Y\|$  – матриця-стовпець вектора спостереження.

Розв'язуючи рівняння (5), визначаємо матрицю  $\|b\|$  за виразом

$$\|b\| = \|X^t X\|^{-1} \cdot \|X^t Y\|, \quad (6)$$

де  $\|X^t X\|^{-1}$  – симетрична (інформаційна) матриця, обернена до добутку зліва транспонованої матриці  $\|X^t\|$  на вихідну матрицю  $\|X\|$ ;  $\|X^t Y\|$  – матриця, що



отримана множенням зліва транспонованої матриці  $\|X^t\|$  на матрицю  $\|Y\|$ .

Перемноження матриць з вихідного матеріалу надає для  $\|X^t X\|$  і  $\|X^t Y\|$  наступні числові значення:

$$\|X^t X\| = \begin{vmatrix} 9,0000 & 0,8932 & 1,7090 & 1,7300 \\ 0,8932 & 9,0000 & -4,6160 & 0,0392 \\ 1,7090 & -4,6160 & 9,0000 & 0,7945 \\ 1,7300 & 0,0392 & 0,7945 & 9,0000 \end{vmatrix}, \quad \|X^t Y\| = \begin{vmatrix} 4,2400 \\ 5,0280 \\ 1,9580 \\ 5,2170 \end{vmatrix}.$$

Слід відмітити особливість отриманої інформаційної матриці  $\|X^t X\|$  – матриця не є діагональною на відміну від інформаційних матриць, отриманих при використанні методів планування експерименту [6]. Це свідчить про те, що вихідний базис векторів незалежних змінних не є ортогональним, тобто змінні не є взаємозалежними. Дана обставина пов'язана з неможливістю підбору досліджуваних зразків для випробувань – пневматичних шин з параметрами, що задовольняють умові їх ортогональності, оскільки можливості вибору пневматичних шин з потрібними параметрами обмежувалися наявністю реально існуючих зразків шин.

В результаті чисельної реалізації розв'язку рівняння (6) отримуємо

$$\|b\| = \begin{vmatrix} 9,0000 & 0,8932 & 1,7090 & 1,7300 \\ 0,8932 & 9,0000 & -4,6160 & 0,0392 \\ 1,7090 & -4,6160 & 9,0000 & 0,7945 \\ 1,7300 & 0,0392 & 0,7945 & 9,0000 \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} 4,2400 \\ 5,0280 \\ 1,9580 \\ 5,2170 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0,3513 \\ 0,7906 \\ 0,5441 \\ 0,4664 \end{vmatrix}.$$

Перевірка правильності звернення інформаційної матриці, шляхом її множення на вихідну, дає матрицю, що відрізняється від одиничної на величину похибки обчислень,  $\varepsilon \leq 0,0003$ :

$$\|X^t X\| \cdot \|X^t X\|^{-1} = \|I\| \approx \begin{vmatrix} 1,00030 & 0,00010 & -0,00004 & 0,00004 \\ 0,00010 & 1,00000 & -0,00020 & -0,00009 \\ -0,00004 & -0,00020 & 1,00030 & -0,00010 \\ 0,00004 & -0,00009 & -0,00010 & 1,00020 \end{vmatrix}.$$

Отже, регресійне рівняння моделі в нормальній формі має вигляд

$$\hat{Y} = 0,3513X_1 + 0,7906X_2 + 0,5441X_3 + 0,4664X_4. \quad (7)$$

Для оцінки взаємного впливу окремих змінних моделі (1) використовуємо матрицю кореляцій  $\|R\|$  [7].

Матриця кореляцій  $\|R\|$  може бути отримана з інформаційної матриці  $\|X^t X\|$  за виразом



$$\|R\| = (n - 1)^{-1} \cdot \|X^t X\|, \quad (8)$$

де  $n$  – кількість рядків матриці  $\|X\|$ .

Чисельна реалізація виразу (8) дає наступну матрицю

$$\|R\| = \begin{vmatrix} 1,0000 & 0,0990 & 0,1900 & 0,1920 \\ 0,0990 & 1,0000 & -0,5130 & 0,0044 \\ 0,1900 & -0,5130 & 1,0000 & 0,0883 \\ 0,1920 & 0,0044 & 0,0883 & 1,0000 \end{vmatrix}.$$

Недіагональні члени матриці  $\|R\|$  представляють собою значення вибірових коефіцієнтів парної кореляції між окремими змінними.

Найбільше значення коефіцієнта парної кореляції  $r_{23} = -0,5130$  спостерігається між змінними  $X_2$  і  $X_3$  (в натуральному масштабі відповідно  $1/D_0$  і  $k_H$ ) що пов'язано з особливостями зразків, вибраних для проведення випробувань. Серед досліджених зразків знаходилися шини розміром 21.00-33 моделі ВФ-166, що мають різну ступінь насиченості рисунка протектора і які відносяться за типом рисунку до різних класів. Це призвело до формального збільшення тісноти зв'язку між параметрами  $k_H$  і  $1/D_0$ . Крім того, слід відмітити досить значиму кореляцію і між парами змінних  $X_1X_3$  і  $X_1X_4$ .

Найбільш ефективним способом перевірки гіпотези значення коефіцієнтів  $b_j$  рівняння регресії (7) є аналіз матриці коефіцієнтів коваріацій [7], яка визначається за виразом

$$\|M\| = \|X^t X\| / S^2(y), \quad (9)$$

де  $\|M\|$  – матриця коефіцієнтів коваріацій;  $\|X^t X\|$  – інформаційна матриця;  $S^2(y)$  – вибіркова дисперсія відтворюваності функції відгуку (помилки).

Однак для аналізу отриманої моделі подібна методика є неефективною, оскільки існує досить значимий зв'язок між параметрами  $X_1, X_3$ , і  $X_1, X_4$ . Тому подальший аналіз якості отриманої моделі проводимо методами дисперсійного аналізу [6...9]. З урахуванням викладеного, для узагальненої оцінки повноти зв'язку отриманої багатофакторної моделі використовуємо коефіцієнт детермінації  $R$ . У разі подання дослідних і теоретичних значень функції відгуку у вигляді матриць-стовпців  $\|Y\|$  і  $\|\hat{Y}\|$  скалярну величину коефіцієнта детермінації отримуємо за виразом

$$R = \frac{Y^t \hat{Y}}{\sqrt{(Y^t Y) \cdot (\hat{Y}^t \hat{Y})}} = \frac{8,783}{\sqrt{8,981 \cdot 9,184}} = 0,967 > 0,5, \quad (10)$$

що свідчить про високий ступінь взаємозв'язку між дослідними і теоретичними значеннями функції відгуку.

Для перевірки адекватності моделі застосовуємо критерій Фішера:





$$F_0 = S_{ЗАЛ}^2(y) / S^2(y) < F_T, \quad (11)$$

де  $S_{ЗАЛ}^2(y)$  – величина залишкової дисперсії рівняння регресії;  $F_T$  – табличне значення критерію Фішера.

Критерій Фішера або  $F$ -тест, що застосовується для випадкових вибірок з нормальним розподілом, дозволяє перевірити гіпотезу належності двох випадкових вибірок з вказаними дисперсіями до однієї і тієї ж генеральної сукупності. В даному випадку, для затвердження гіпотези про адекватність отриманої моделі необхідно, щоб величина  $F_0 < F_T$ .

Величину залишкової дисперсії рівняння регресії  $S_{ЗАЛ}^2(y)$  визначимо як

$$S_{ЗАЛ}^2(y) = \sum_1^n (y_i - \hat{y})^2 / (n - k), \quad (12)$$

де  $n$  – кількість паралельних вимірювань;  $k$  – кількість додаткових зв'язків випадкової вибірки [8].

Підстановка числових значень у вираз (12) при  $n = 10$  і  $k = 4$  дає величину залишкової дисперсії  $S_{ЗАЛ}^2(y) = 0,552$  (кг/кВт·год)<sup>2</sup>.

Величину  $S^2(y)$  отримано на основі результатів паралельних вимірювань функції відгуку, що складає  $S^2(y) = 0,076$  (кг/кВт·год)<sup>2</sup> (див. табл. 1).

Підстановка значень у вираз (11) дає величину  $F_0 = 0,552 / 0,076 = 7,26$ . Табличне значення критерію Фішера  $F_T$  для рівня значимості  $\alpha = 0,95$ , ступенів свободи більшої дисперсії  $f_1 = 6$  і меншої дисперсії  $f_2 = 3$ , становить  $F_T = 8,9 > F_0 = 7,26$ . Гіпотеза про адекватність цієї моделі не відкидається.

Перейшовши від нормального вигляду рівняння регресії (7) до виразу в натуральному масштабі, отримаємо наступне рівняння регресії:

$$\hat{g}_{Tmin} = -2,73 + 0,7893p_w + 1,973 / D_0 + 0,0271k_H + 1,711H/B, \quad (13)$$

де  $\hat{g}_{Tmin}$  – мінімальна питома витрата палива окремого пневмоколісного рушія при стендових випробуваннях, кг/кВт·год.

Використовуючи вираз (13), отримано теоретичні значення мінімальної питомої витрати палива в нормальній і натуральній формі (див. табл. 1).

Для перевірки якості отриманої моделі визначалася величина середньої відносної помилки апроксимації за виразом

$$\varepsilon_{сер} = \frac{\sum |(g_{Tmin} - \hat{g}_{Tmin})|}{n \cdot (g_{Tmin})_{max}}, \quad (14)$$

числове значення якої  $\varepsilon_{сер} = 2,4\%$  можна визнати цілком задовільним.

З використанням виразу (13) отримано частинні залежності мінімальної питомої витрати палива окремого пневмоколісного рушія  $\hat{g}_{Tmin}$  при стендових випробуваннях від внутрішнього тиску повітря в шині  $p_w$ , зовнішнього діаметру шини  $D_0$ , коефіцієнта насиченості рисунка протектора  $k_H$  і від-



носної висоти профілю шини  $H/B$ , які наведено на рис. 1.

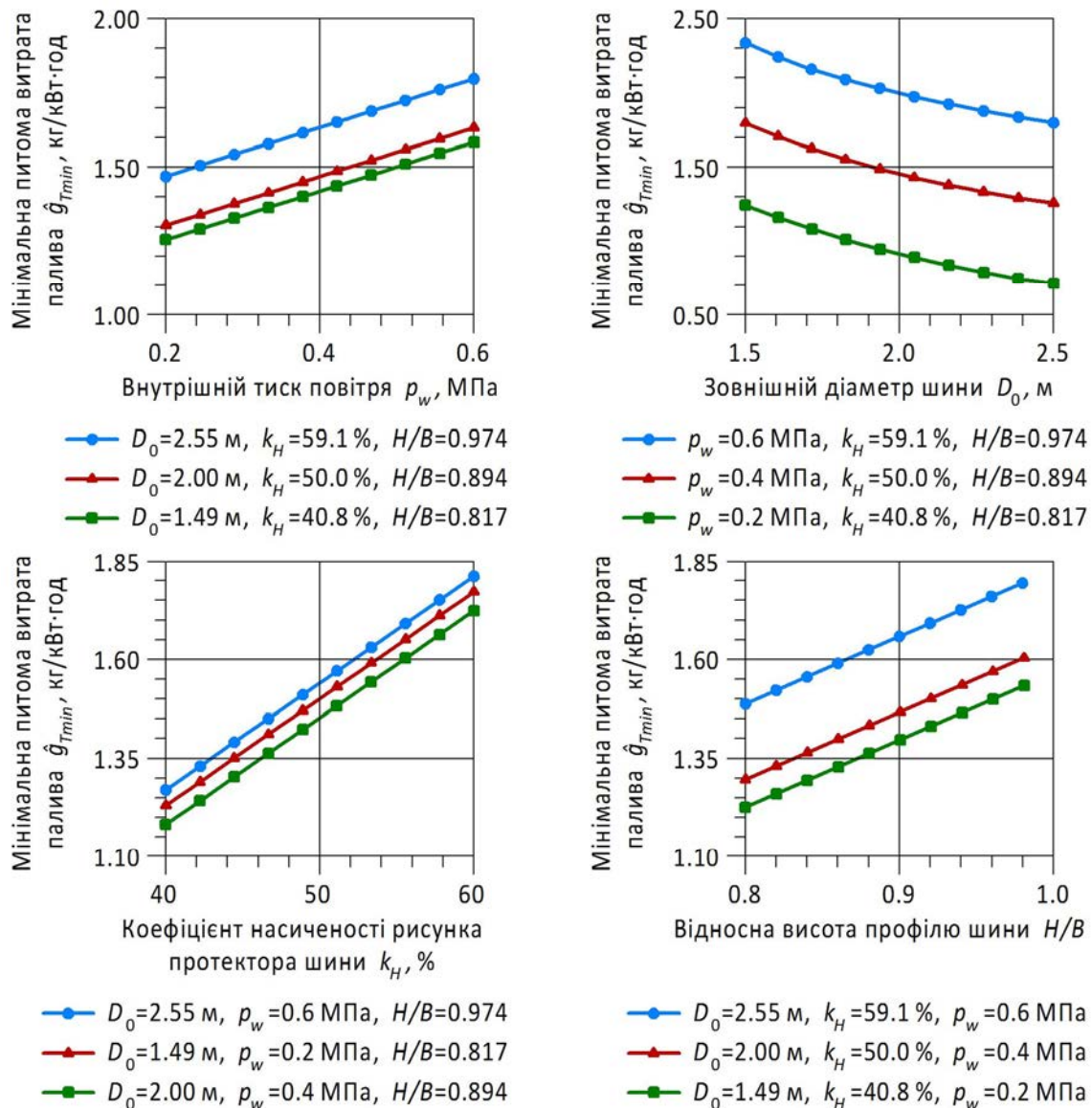


Рисунок 1 – Залежності мінімальної питомої витрати палива  $\hat{g}_{Tmin}$  пневмоколісного рушія при стендових випробуваннях

Аналіз отриманих залежностей дозволяє зробити висновок про те, що на величину мінімальної питомої витрати палива пневмоколісного рушія  $\hat{g}_{Tmin}$  в дослідженому діапазоні зміни чинників найбільше впливають зовнішній діаметр шини  $D_0$  і коефіцієнт насиченості рисунка протектора  $k_H$ . При цьому збільшення зовнішнього діаметра шини  $D_0$  від 1,5 до 2,5 м приводить до зниження  $\hat{g}_{Tmin}$  на 70...73 %, а збільшення коефіцієнта насиченості рисунка протектора  $k_H$  від 40 до 60 % – до збільшення  $\hat{g}_{Tmin}$  на 42...44 %.

Такий вплив зовнішнього діаметра шини на величину  $\hat{g}_{Tmin}$  пов'язано зі значним збільшенням індексу вантажопідйомності, що, в свою чергу, є





причиною збільшення максимального значення тягової потужності, зростання якої відбувається приблизно пропорційно квадрату діаметра.

Зміни внутрішнього тиску повітря в шині  $p_w$  та відносної висоти профілю протектора шини  $H/V$  позначаються в меншій степені та приводять до збільшення величини  $\hat{g}_{Tmin}$  в середньому на 20...25 %.

**Висновки.** Розроблено багатофакторну регресійну модель, що встановлює взаємозв'язок між величиною мінімальної питомої витрати палива колісного рушія в тяговому режимі і основними параметрами великогабаритних пневматичних шин при прямолінійному русі на щільному ґрунті.

Застосування регресійної моделі при проектуванні великогабаритних шин або оптимізації параметрів ходового пристрою самохідних колісних транспортно-технологічних засобів дозволяє істотно скоротити терміни при виборі та обґрунтуванні конструктивних параметрів.

### ЛІТЕРАТУРА

1. Балака М. М. Тенденції розвитку колісних землерійно-транспортних машин / М. М. Балака // Наукова конференція молодих вчених, аспірантів і студентів, 6 – 8 листоп. 2012 р. : Тези доп. – К. : Київ. нац. ун-т буд-ва і архіт., 2012. – Ч. 1. – С. 83 – 84.
2. Машини для земляних робіт / [Хмара Л. А., Кравець С. В., Нічке В. В. та ін.] ; під заг. ред. Л. А. Хмари і С. В. Кравця. – Рівне-Дніпропетровськ-Харків, 2010. – 557 с.
3. Ульянов Н. А. Колесные движители строительных и дорожных машин / Н. А. Ульянов. – М. : Машиностроение, 1982. – 279 с.
4. Експериментальні дослідження роботи колеса з пневматичною шиною на опорній поверхні, що деформується / М. М. Балака, Л. Є. Пелевін, Г. О. Аржаєв [та ін.] // Науковий вісник Херсонської державної морської академії. – 2013. – № 1(8). – С. 132 – 139.
5. Василенко А. В. Методика расчета тяговых качеств колесного движителя с крупногабаритными пневматическими шинами землеройно-транспортных машин : дис. ... канд. техн. наук : 05.05.04 / Василенко Андрей Владимирович. – Воронеж, 2000. – 244 с.
6. Завадский Ю. В. Планирование эксперимента в задачах автомобильного транспорта / Ю. В. Завадский. – М. : МАДИ, 1978. – 156 с.
7. Рего К. Г. Метрологическая обработка результатов технических измерений : справ. пособие / К. Г. Рего. – К. : Техніка, 1987. – 128 с.
8. Болтян А. В. Теория инженерных исследований : учеб. пособие / А. В. Болтян, И. А. Горобец. – Севастополь : Вебер, 2001. – 140 с.
9. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений / А. К. Митропольский. – М. : Наука, 1971. – 576 с.