

Висновки

Запропонована розрахункова методика визначення величини зміни довжин підвісок вантових трубопроводів (нафтопроводів), необхідної для зняття напружень згину з врахуванням як силових, так і температурних факторів.

ЛІТЕРАТУРА

1. Ольховий І. М., До дослідження переміщень осі труби в вантових переходах // Вісник ДУ «Львівська політехніка». – Львів, 1997. – № 323 – С. 95-98.
2. Смирнов В. А., *Висячие мосты больших пролетов*: – М.: Высшая шк., 1975 г. – 368 с.

УДК 614.842

*В.М.Жартовський, д.т.н., професор, Ю.В.Цапко, к.т.н., С.А.Ляшенко, О.Г.Барило
(Український науково-дослідний інститут пожежної безпеки МНС України)*

ВИЗНАЧЕННЯ ОПТИМАЛЬНОЇ РЕЦЕПТУРИ КОМПОЗИЦІЇ ДЛЯ ВОГНЕБІОЗАХИСТУ ПАПЕРУ

Наведено результати визначення оптимальних параметрів композиції на основі фосфатів сечовини для вогнебіозахисту паперу

На теперішній час найбільш розповсюдженими матеріалами для оздоблення приміщень традиційно залишається папір (наприклад, шпалери), але в зв'язку з їх підвищеною горючістю такі матеріали відносяться до пожежонебезпечних матеріалів. Згідно з [1], передбачається захист людей на шляхах евакуації від дії небезпечних факторів пожежі. У будинках усіх ступенів вогнестійкості, крім будинків V ступеня вогнестійкості, на шляхах евакуації не дозволяється застосовувати будівельні матеріали з високою пожежною небезпекою. Оброблення матеріалів засобами вогнезахисту суттєво впливає на поширення полум'я, дозволяє набагато зменшити димоутворювальну здатність та тепловиділення. Папір та вироби з нього також широко використовують для пакування різноманітних матеріалів, в тому числі і горючих. Вогнезахист такого паперу виключає можливість загоряння паперу від малокалорійних джерел загоряння. Згідно з ГОСТ 1510-84 [2] передбачається проведення вогнезахисту і пакувального паперу.

Для комплексного захисту целюлозовмісних матеріалів від загоряння і біологічного руйнування запропоновано використовувати суміші деяких препаратів [3], але вони не придатні для вогнезахисту паперу, тому що на поверхні відбувається утворення солей, а з часом матеріал втрачає захисні властивості, до того ж погіршуються естетичні показники паперу. Застосування деяких сучасних вогнебіозахисних композицій [4] для оброблення незручне в технологічному аспекті. Для усунення вищеназваних недоліків було запропоновано для вогнезахисту паперу використовувати сполуку ортофосфорної кислоти із сечовиною, до якої додається "Гембар" для біозахисту (композиція "ФКСГ-1").

Метою даної роботи було визначення оптимальних параметрів композиції на основі фосфатів сечовини для вогнебіозахисту паперу.

Дослідження з визначення димоутворювальної здатності вогнебіо захищеного паперу, проводили з різними співвідношеннями концентрацій ортофосфорної кислоти, фосфату сечовини та "Гембару", які входять до вогнезахисної композиції "ФКСГ-1" згідно з

ГОСТ 12.1.044 [5]. Результати досліджень коефіцієнта димоутворення вогнезахисного паперу були використані, як вихідні дані для визначення оптимальної концентрації ортофосфорної кислоти, фосфату сечовини та “Гембару” в композиції.

Для підвищення ефективності процесу розроблення вогнебіозахисних композицій на основі фосфатів сечовини було використано плани [6, 7], так званого, екстремального планування, які розробляються для визначення оптимальних умов перебігу процесів в об'єктах досліджень. Оптимум їх можна знайти за математичною моделлю об'єкту досліджень, що виражається у вигляді поліноміального рівняння (якщо об'єкт характеризується однією змінною стану):

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \sum_{i=1, j \neq i}^k \beta_{ij} x_i x_j + \sum_{i=1}^k \beta_{ii} x_i^2 + \dots \quad (1)$$

де $\beta_0, \beta_i, \beta_{i,j}, \beta_{ii}$ – коефіцієнти, що характеризують відповідні лінійні ефекти, ефекти взаємодії і квадратичні ефекти, що в подальшому будуть прийматися за коефіцієнти регресії;

x_i, x_j – фактори;

Y – вихідна змінна або змінна стану об'єкта досліджень (параметр оптимізації).

Зазвичай для визначення коефіцієнтів регресії використовують поліноми не вище другого порядку. Коефіцієнти $\beta_0, \beta_{i,j}, \beta_{ii}$ виражають вплив на вихідний параметр Y відповідного фактора x_i , спільного впливу факторів x_i і x_j та вплив кожного фактора на величину кривизни параметра Y .

В загальному вигляді шукане рішення можна представити функцією:

$$Y = f(x, \beta), \quad (2)$$

де x – матриця факторів;

β – матриця коефіцієнтів;

Y – змінна стану об'єкта дослідження.

Використовуючи статистичні методи, вдається за даними експеримента (пасивного або активного) розрахувати коефіцієнти поліному (1). Однак, враховуючи статистичну природу процесів, що розглядаються, а також кінцевість експериментальних даних (вибірка експериментальних даних), проводиться оцінки коефіцієнтів рівняння регресії, а не самі коефіцієнти. Тоді рівняння регресії записується таким чином:

$$Y = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_i + \sum_{i=1, j \neq i}^k b_{ij} x_i x_j + \sum_{i=1}^k b_{ii} x_i^2 + \dots \quad (3)$$

де Y – оцінка вихідного параметра моделі;

k – кількість факторів;

b_0, b_i, b_{ij}, b_{ii} – оцінки коефіцієнтів рівняння регресії.

Екстремальний експеримент закінчується визначенням оптимальної координати, що відповідає оптимальним умовам протікання об'єкта дослідження.

Метод повного факторного експерименту (ПФЕ) дає можливість одержати математичний опис досліджуваного процесу в деякій області факторного простору, що лежить навколо вибраної точки з координатами $(x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0})$.

Суть факторного експерименту першого порядку полягає в одночасному варіюванні всіх факторів при його проведенні за певним планом, представлений математичної моделі (функції відгуку) у вигляді лінійного поліному та дослідженні останнього методами математичної статистики.

Для зручності розрахунку оцінок коефіцієнтів рівняння регресії всі фактори варіюють на двох рівнях. Більше того, коли очікується лінійна функція відгуку, дворівневе варіювання факторів цілком достатнє, адже для того, щоб визначити напрямок прямої, досить знайти координати двох точок. ПФЕ експеримент включає всі можливі комбінації факторів для вибраної кількості рівнів. При двох рівнях кількість дослідів $N = 2^k$.

Математичний опис процесу, який досліджується, задається рівнянням регресії

$$Y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 \quad (4)$$

де кодовані змінні пов'язані з температурою та концентрацією такими співвідношеннями:

$$x_1 = \frac{z_1 - z_{10}}{\Delta z_1}, \quad x_2 = \frac{z_2 - z_{20}}{\Delta z_2} \quad (5)$$

де z – натуральні значення факторів; x – кодовані значення факторів. Перехід від натуральних значень факторів до кодованих дозволяє розрахувати коефіцієнти рівняння регресії за методом найменших квадратів у матричній формі.

При проведенні ПФЕ задаємось апріорними умовами, які наведені в табл.1.

Тут до матриці планування включені результати паралельних дослідів (Y_{u1} та Y_{u2}).

Таблиця 1 - Матриця планування ПФЕ 2^3 для даного процесу

Фактори	x_1	x_2	x_3	Результати паралельних дослідів			Середнє значення	Функція відгуку
Умови планування експерименту								
Основний, (нульовий) рівень	20	6,41	1					
Інтервал варіювання	5	1	0,5					
Верхній рівень	25	7,41	1,5					
Нижній рівень	15	5,41	0,5					
План експерименту і результати дослідів				$y', \%$	$y'', \%$	$y''', \%$	$\bar{y}, \%$	$f, \%$
Кодовані позначення змінних	\tilde{x}_1	\tilde{x}_2	\tilde{x}_3					
Дослід								
1	+1	+1	+1	71	78	74	74,333	73,583
2	-1	+1	+1	69	65	66	66,667	68,25
3	+1	-1	+1	66	70	67	67,667	69,25
4	-1	-1	+1	67	66	66	66,333	63,97
5	+1	+1	-1	77	78	77	77,333	76,917
6	-1	+1	-1	70	74	72	72	71,583
7	+1	-1	-1	71	74	74	73	72,583
8	-1	-1	-1	66	66	66	66	67,25

Примітка: В якості факторів були обрані: x_1 – кількість фосфату сечовини в суміші (%); x_2 – кількість сечовини в суміші (%); x_3 – кількість “Гембару” в суміші (%).

На основі результатів ПФЕ розрахуємо коефіцієнти регресії:

$$b_i = \frac{1}{N} \cdot \sum_{n=1}^N x_{in} \cdot \bar{Y}_u = 0 \quad (i = 0, 1, 2, \dots, k), \quad \text{тоді} \quad \bar{Y}_u = \frac{1}{m} \cdot \sum_{n=1}^m Y_{un} \quad (6)$$

де m – кількість паралельних дослідів.

Знаходимо b_0 таким чином. Якщо рівняння $\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3$ справедливе, то воно вірне й для середніх арифметичних значень змінних X_i :

$$\bar{Y} = b_0 + b_1 \cdot \bar{X}_1 + b_2 \cdot \bar{X}_2 = b_0 + b_1 \cdot X_{10} + b_2 \cdot X_{20} \quad (7)$$

$$\text{Виходячи з принципу симетрії: } \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = 0, \text{ отримуємо } \hat{Y} = b_0 + \frac{1}{N} \cdot \sum_{u=1}^N x_u \cdot \bar{Y}_u = 0 \quad (8)$$

Після розрахунку коефіцієнтів регресії переходять до статистичного аналізу рівняння регресії, а саме:

1. Розрахунку похибки досліду (дисперсії відтворення).

Похибка досліду S_0^2 оцінюється за допомогою математичної обробки статистичних даних паралельних дослідів. Перед розрахунком S_0^2 необхідно упевнитись, що розсіювання дослідів у кожній точці факторного простору не перевищує деякої величини. З цією метою розраховують построчні дисперсії S_u^2 і перевіряють її однорідність.

Дисперсія випадкової величини розраховується за формулою:

$$S_u^2 = \frac{1}{m-1} \cdot \sum_{u=1}^m (Y_{um} - \bar{Y}_u)^2 \quad (9)$$

Однорідність дисперсії перевіряють за критерієм Кохрена:

$$G_p = \frac{S_{u \max}}{\sum_{u=1}^N S_u^2}, \quad (10)$$

2. Перевірки значимості коефіцієнтів регресії.

Для оцінки перевірки значимості кожного коефіцієнта використовують два рівноцінні способи. В обох випадках спочатку знаходять дисперсію коефіцієнтів регресії:

$$S_{bi}^2 = \frac{S_0^2}{N} \quad (11)$$

За першим способом значимість коефіцієнтів оцінюють за формулою:

$$t_{ip} = \frac{|b_i|}{S_{bi}} \quad \text{і умовою } t_{ip} > t_T, \quad (12)$$

де $|b_{bi}|$ – абсолютне значення і-того коефіцієнту регресії; t_T – табличне значення критерію, який знаходять за числом ступенів свободи $f_l = N(m-1)$ і рівнем значимості q ; S_{bi} – середньоквадратичне відхилення.

За другим способом для перевірки значимості коефіцієнтів регресії використовують довірчий інтервал Δb_i , який через рівність S_{bi}^2 для всіх коефіцієнтів є однаковим для всіх b_i :

$$\Delta b_i = \pm t_T \cdot S_{bi} \quad (13)$$

Значимість оцінюють, порівнюючи абсолютні значення коефіцієнта та довірчого інтервалу:

$$|b_i| > |\Delta b_i| \quad (14)$$

Перевірка адекватності лінійного рівняння регресії.

Знайдемо спочатку розрахункові значення функції відгуку (див. таблицю 1). Потім порівнюємо дві дисперсії. Одна – дисперсія адекватності S^2 , показує розсіювання середніх дослідних даних змінної стану \bar{Y}_u відносно \hat{Y}_u :

$$S^2 = \frac{m}{N-l} \cdot \sum_{u=1}^N (\bar{Y}_u - \hat{Y}_u)^2 \quad (15)$$

Тут l – кількість членів у рівнянні регресії, які залишилися після оцінки значимості.

Друга дисперсія – це похибка досліду S_0^2 . Адекватність перевіряють, оцінюючи співвідношення за критерієм Фішера:

$$F_p = S^2 / S_0^2, \quad (16)$$

$$F_T = 3,01; \quad F_p < F_T.$$

Отже, рівняння регресії адекватне, тобто розсіювання експериментальних даних $\overline{Y_u}$ відносно \hat{Y}_u того ж порядку, що і розсіювання, викликане випадковими змінами в об'єкті досліджень (похибка досліду).

Таким чином рівняння регресії набуде вигляду:

$$Y = 70,417 + 2,667 \cdot x_1 + 2,167 \cdot x_2 - 1,667 \cdot x_3 \quad (17)$$

Для подальшої оптимізації даного процесу використовуємо експериментально-статистичний пошук екстремуму. Рух до майже стаціонарної області здійснюється методом крутого сходження.

Таблиця 2 - Вихідні дані та результати дослідів за методом крутого сходження

Характеристика і номер досліду	Z ₁ , %	Z ₂ , %	Z ₃ , %	X ₁	X ₂	X ₃	\hat{Y}_u , %
Центр плану (нульовий рівень)	20	6,41	1	-	-	-	
Інтервал варіювання	5	1	0,5	-	-	-	
Коефіцієнти	-5,08	-3,34	-3,79	0,1	0,07	0,08	
Добутки	-25,4	-3,34	-1,895	0,2	0,14	0,16	
Крок при зміні базового фактора X ₁ на 4	0,5	0,066	0,037	0,3	0,21	0,24	
Округлення кроку варіювання	0,5	0,07	0,04	0,3	0,22	0,24	
Круте сходження							
Дослід № 5	20,5	6,48	1,04	0,4	0,29	0,32	71,578
Дослід № 6	21	6,55	1,08	0,5	0,36	0,4	71,863
Дослід № 7	21,5	6,62	1,12	0,6	0,43	0,48	72,148
Дослід № 8	22	6,69	1,16	0,7	0,5	0,56	72,433
Дослід № 9	22,5	6,76	1,2	0,8	0,57	0,64	73,785

Гرادієнт можна визначити за моделлю:

$$grad y(x) = \frac{\partial y}{\partial x_i} \cdot \vec{i} + \frac{\partial y}{\partial x_j} \cdot \vec{j} + \frac{\partial y}{\partial x_k} \cdot \vec{k}, \quad (18)$$

де $\frac{\partial y}{\partial x}$ – часткова похідна за i -тим фактором;

$\vec{i}, \vec{j}, \vec{k}$ – одиничні вектори у напрямку координатних осей факторного простору (орти).

Якщо математична модель статистичного процесу має вигляд лінійного поліному, коефіцієнти регресії b_i , якого є частковими похідними розкладання функції $Y = f(X)$ до ряду Тейлора за ступенем X_i , то оптимум шукають в напрямку градієнта з деяким кроком h_i :

$$grad y(x) = b_i \cdot h_1 + b_j \cdot h_2 + b_k \cdot h_k \quad (19)$$

Значення \hat{Y}_u , передбачені рівнянням регресії, не відповідають (розпочинаючи з досліду 6) експериментальним даним. Проте, круте сходження виявилось ефективним: в досліді № 4 – 22 % фосфату сечовини, завдяки чому зменшується димоутворювальна здатність, що і було досягнуто при постановці експерименту за планом ПФЕ.

Згідно з ДСТУ 4155 [8] було проведено випробування оброблених вогнезахисною композицією “ФКСГ-1” зразків паперу обгорткового. Після дії пальника на зразки було встановлено: тривалість залишкового полум’яного горіння вогнебіо захищеного паперу була відсутня для усіх проб; відсутнє поширення поверхневого спалаху, а середня довжина звугленої ділянки становила 65 мм, що менше, ніж допускається згідно з [8].

Отже, папір, який було оброблено композицією “ФКСГ-1”, не здатний до поширення полум’я та відноситься до групи матеріалів з помірною димоутворювальною здатністю.

Таким чином, на основі експериментальних досліджень з використанням методів теорії планування була визначена оптимальна концентрація компонентів у вогнебіо захисній композиції “ФКСГ-1”, яка здатна ефективно захищати папір.

ЛІТЕРАТУРА

1. ДБН В.1.1-7-2002 Пожежна безпека об’єктів будівництва. Київ: Держбуд України, 2003.
2. ГОСТ 1510-84 “Нефть и нефтепродукты. Маркировка, упаковка, транспортирование и хранение”.
3. Таубкин С.И. Основы огнезащиты целлюлозных материалов. Изд. Министерства коммунального хозяйства РСФСР: М. 1960. 346 с.
4. Бут В.П., Жартовський В.М., Білошицький М.В., Цапко Ю.В., Барило О.Г. Особливості дослідження тривалості вогнезахисту деревини просочувальними засобами. // Науковий вісник УкрНДІПБ. К.: УкрНДІПБ, 2004. - №1 (9). - С. 21-25.
5. ГОСТ 12.1.044-89 Пожаровзрывоопасность веществ и материалов. Номенклатура показателей и методы их определения.
6. Рузинов Л.П., Статистические методы оптимизации химических процессов. - М.: Химия, 1972. - 200 с.
7. Бондарь А.Г., Статюха Г.А. Г. Планирование эксперимента в химической технологии. - К.: Высшая шк., 1976 - 184 с.
8. ДСТУ 4155 Матеріали текстильні. Метод випробування на займістість.— Київ: Держспоживстандарт України, 2003.

622.867.3:614.894.3

А.П.Кириян (Управление спасательных работ ГУ МЧС по Донецкой области)

ВЛИЯНИЕ РЕГЕНЕРАТИВНЫХ РЕСПИРАТОРОВ НА ТЕПЛОВОЕ СОСТОЯНИЕ И РАБОТОСПОСОБНОСТЬ ЧЕЛОВЕКА

Приведены результаты теоретических исследований, стендовых испытаний и испытаний на людях двух типов кислородных изолирующих регенеративных респираторов и проанализирована степень их влияния на тепловое состояние человека.

Роль регенеративного респиратора (далее – респиратор) и его влияние на тепловое состояние и тепловой баланс человека имеет важное значение при создании и выборе респираторов с наилучшими эрготермическими показателями. Для наглядности предварительно рассмотрим количественную характеристику теплообмена дыханием при различных тепловых параметрах вдыхаемого воздуха. Рассчитаем теплообмен при дыхании без респиратора в естественных оптимальных микроклиматических условиях окружающей среды (температуре воздуха 20 °С, его относительной влажности $B = 50 \%$) с легочной вентиляцией 30 л/мин (массовая легочная вентиляция $0,518 \cdot 10^{-3}$ кг/с).

Расчет проводим по формуле