

выбор параметров конденсаторных батарей в фильтре дает возможность снимать нежелательную посадку напряжения.

Потребление реактивной мощности пропорционально активной мощности ВПТ. Большая часть реактивной мощности обеспечивается батареями конденсаторов, подключенными к шинам. Если по каким-либо причинам потребление реактивной мощности отсутствует, необходимо при этом немедленно выключать конденсаторные батареи, а иначе будет обеспечено значительный избыток реактивной мощности.

Это вызывает квазистационарные перенапряжения, пока будут отключены фильтры. Такие перенапряжения трансформируются в распределительную сеть [2].

С целью быстрой компенсации реактивной мощности устанавливаются два статических компенсатора. В качестве регулируемого элемента используются насыщающиеся реакторы.

Для того, чтобы избежать неоправданных коммутаций при переходных процессах в системе, сигнал для коммутации батарей конденсаторов определяется по медленному изменению тока насыщающегося реактора.

1. Поссе А.В. *Схемы и режимы электропередач постоянного тока*. М., 1973.
2. Худякова В.В. *Передачи и вставки постоянного тока высокого напряжения*. М., 1988.

УДК.621.365.25.001.5

Лозинський О., Костинюк Л.  
ДУ “Львівська політехніка”, кафедра ЕАП

## МОДЕЛЮВАННЯ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ РОЗПОДІЛІВ ІНФОРМАТИВНИХ ПАРАМЕТРІВ ТЕХНОЛОГІЧНИХ СТАДІЙ ДУГОВИХ СТАЛЕПЛАВИЛЬНИХ ПЕЧЕЙ

© Лозинський О., Костинюк Л., 2000

**У статті розглядається вибір закону розподілу випадкових величин для апроксимації експериментальних з явно вираженими асиметрією та ексцесом. Запропоновано використати розподіл Пірсона-IV, наведені рекомендації для обчислень параметрів цього розподілу.**

Моделювання зміни технологічних стадій плавлення сталі в дугових сталеплавильних печах (ДСП) проводиться з метою оптимізації плавлення, особливо електричного режиму. Технологічні стадії змінюють одна одну протягом плавки в такій послідовності: проплавлення шихти (утворення колодязів навколо електродів або спільної зони плавлення) до утворення озерця рідкого металу на подині печі, обвали шихти, кінцеве розплавлення, окислення, відновлення. Кожній з цих стадій повинен бути встановлений відповідний електричний режим, який задається напругою на електродах – ступенем пічного трансформатора та установкою струмів дуг. Процеси, які відбуваються в печі, як електричні, так і

технологічні, мають випадковий характер і не піддаються детермінованій оцінці. Так, ідентифікація стадій в печі, тобто розпізнавання, на якій стадії є процес, здійснюється імовірнісними методами, наприклад, методом перевірки статистичних гіпотез за критерієм Байєса [1], який передбачає порівняння значень апостеріорних ймовірностей  $k$ -ї та  $k+1$ -ї стадій. Оцінка того, на якій із двох суміжних стадій  $A_k$  чи  $A_{k+1}$  відбувається плавлення, здійснюється за такими вирішальним правилом:

$$A_k, \text{ якщо } P(A_k/S) > P(A_{k+1}/S),$$

де  $P(A_k/S)$  і  $P(A_{k+1}/S)$  – апостеріорні ймовірності наявності  $k$ -ї та  $k+1$ -ї стадій.

Значення апостеріорної ймовірності обчислюється як добуток апріорної ймовірності  $P_0(A_k)$  та повної умовної ймовірності – добутку часткових ймовірностей.

$$P(S/A_k) = \prod_{i=1}^n p_i(A_k/S).$$

Важливим в цій процедурі є обчислення часткових ймовірностей  $p_i(A_k/S)$  того, що процес знаходиться на даній стадії. Ці значення обчислюються за значеннями інформативних параметрів  $x_i$ , які є випадковими величинами, та функціями розподілу ймовірностей появи цього параметра на даній стадії.

Експериментальні розподіли інформативних параметрів формуються із масивів значень кожного параметра, які належать визначеним стадіям. Маючи масив значень параметра (дисперсія струму, вищі гармоніки струмів дуг), необхідно знайти таку функцію розподілу ймовірностей, яка би достатньо точно моделювала експериментальні розподіли.

Достовірність ідентифікації і моделі в цілому значною мірою залежать від цієї точності.

Найчастіше випадкові величини розподіляються за нормальним законом

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2\right).$$

Такі розподіли симетричні відносно середнього значення параметра і повністю визначаються першими двома моментами – моментами першого порядку (математичне сподівання)  $M_1$  та моментом другого порядку (дисперсією)  $M_2 = \sigma^2$ , де  $\sigma$  – середнє-квадратичне відхилення. Моменти третього порядку  $M_3$  відносно середнього, як і коефіцієнт асиметрії  $\gamma_1 = M_3/\sigma^3$ , дорівнюють нулю, а момент четвертого порядку  $M_4$ , який визначає ексцес, такий, що коефіцієнт ексцесу  $\gamma_2 = M_4/\sigma^4 - 3 = 0$ . Якщо експериментальний розподіл має моменти вищих порядків з ексцесом чи асиметрією, то апроксимація його нормальним законом призведе до появи похибок при ідентифікації стадій.

На рисунку зображені гістограма експериментального розподілу одного із параметрів відносних щодо першої середніх значень другої гармоніки струму дуги ДСП-100НЗА Донецького металургійного заводу та графіки функцій апроксимації цього експериментального розподілу. Крива 1 на рисунку відповідає експериментальному розподілові, а крива 2 – це апроксимація нормальним законом. Оцінка точності апроксимації здійснена за критерієм Романовського [2], згідно з яким за умови

$$K_p = \frac{x^2 - N}{\sqrt{2N}} < 3$$

апроксимація цим законом можлива.

Тут  $\chi^2$  – критерій Пірсона, який обчислюється як

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^K \frac{(n_i - n_{ni})^2}{n_{ni}};$$

$N$  – кількість степенів свободи,  $N=K-S-1$ ;  $K = 27$  – розрядність гістограми;  $S$  – кількість використаних зв'язків, для нормального закону  $S=2$ , тоді  $N=24$ ;  $n_i, n_{ni}$  – експериментальні та теоретичні нормальні частоти.

З врахування цього

$$K_p = \frac{89,6 - 24}{\sqrt{2 \cdot 24}} = 9,47.$$

За такого значення  $K_p$  апроксимація експериментального розподілу нормальним законом недопустима. Так, для  $x=12$  похибка становить 39,2 %. Це призвело до пошуків таких способів апроксимації, які би забезпечували вищу точність. Одним із таких способів є апроксимація рядом Грамма-Шарльє [3] з кількістю членів до шостого включно, який забезпечує точнішу апроксимацію,

$$f(x) = \varphi(x)C_0 + \frac{C_1}{1!} \varphi'(x) + \frac{C_2}{2!} \varphi''(x) + \dots,$$

де  $C_k$  – постійні коефіцієнти;  $\varphi(x)$  – нормований нормальний розподіл;  $\varphi^{(k)}(x) = H_k(x)\varphi(x)$  – похідні;  $H_k(x)$  – поліном Чебишова-Ерміта.

Недоліком такої апроксимації є те, що на кінцях розподілів функція може набувати від'ємних значень. Це зумовило подальші дослідження, які призвели до класу розподілів Пірсона класу IV [3], які ґрунтуються на перетворенні варіанти, що має простішу густину, наприклад, перетворення типу

$$\xi = v + \lambda \cdot \operatorname{arcsch}\left(\frac{x - \mu}{S}\right).$$

Параметри  $v, \lambda, \mu$  і  $S$  необхідно підібрати так, щоби розподіл  $\xi$  був якнайближче до нормального і які визначаються першими чотирма моментами, тобто враховуються асиметрія і ексцес. Функція густини розподілу

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{y^2 + 1}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(v + S \ln\left(y + \sqrt{y^2 + 1}\right)\right)^2\right],$$

де  $y = \frac{x - \mu}{S}$ .

Наші дослідження дають змогу зробити висновок, що задовільна апроксимація забезпечується, якщо ці параметри обчислювати за такими виразами:  $\mu = -\operatorname{arcsch}(\gamma_1)$ ;  $\lambda = S = \exp(\gamma_1)$ ;  $v = -0.635 \ln(1 + \gamma_2)$ .

За цією методикою проведено апроксимацію експериментального розподілу, гістограма якого зображена на рисунку. Значення параметрів цього розподілу для  $\gamma_1 = 0,476$  і  $\gamma_2 = 0,37$  такі:

$$\mu = -\operatorname{arcsch}(0,476) = -0,458;$$

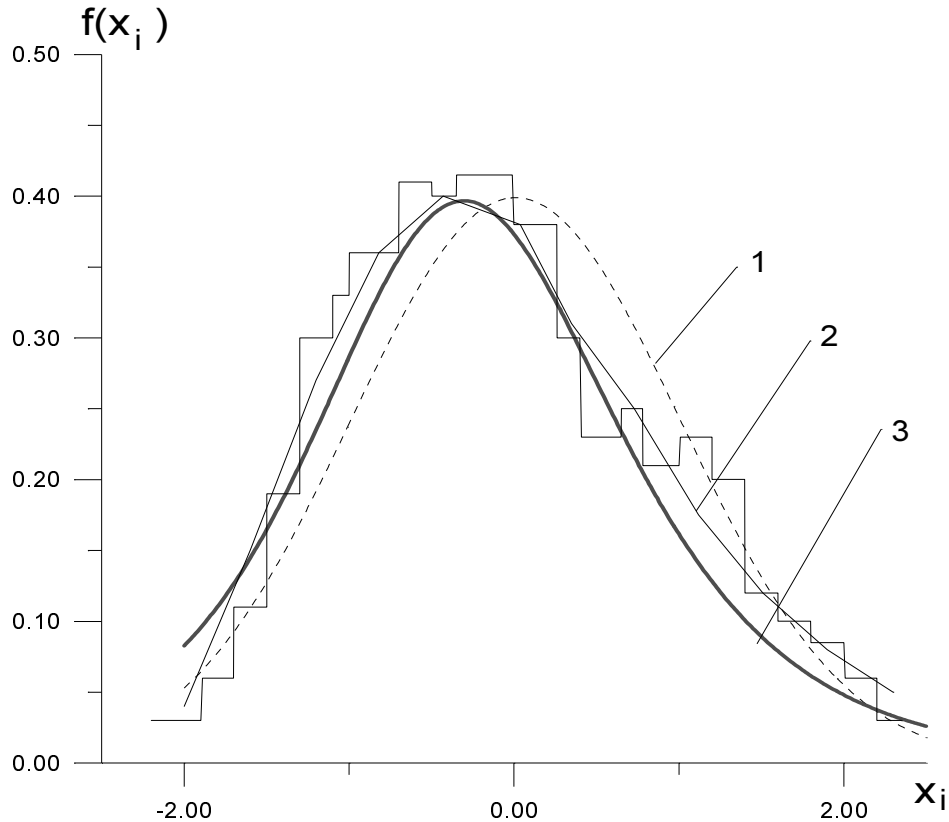
$$\lambda = S = \exp(0,476) = 1,61;$$

$$v = -0.635 \ln(1 + 0,37) = -0,2.$$

Значення варіанти нормуються

$$x_i = (x_{ie} - M_1) / \sigma,$$

де  $M_1=17,71$ ,  $\sigma = 5,15$ ,  $x_{ie}$  – експериментальні значення.



Апроксимація експериментальних розподілів:  
1 – нормальним законом; 2 – експериментальний розподіл;  
3 – розподіл Пірсона-IV.

На рисунку зображена крива 3 – графік функції апроксимації цим виразом, для якого обчислено  $\chi^2=31,819$ ,  $K_p=1,128$ , що забезпечує значне зменшення похибки при ідентифікації технологічних стадій в ДСП. Запропонований метод можна використати в задачах подібного типу, що мають моменти вищих порядків.

1. Денис Б.Д., Костинюк Л.Д. Метод розпознавання технологических ситуаций в дуговой сталеплавильной пещи // *Электротермия*. 1978. № 9. С.5–7. 2. Завадский Ю.В. Статистическая обработка эксперимента. М., 1976. 3. Кендал М.Дж., Стьюарт А. Теория распределений. М., 1966.