

В.М. Дубовой, Ю.М. Паночишин

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ В ЗАДАЧАХ ОЦІНЮВАННЯ ПОТОЧНОГО СТАНУ ІНЖЕНЕРНИХ МЕРЕЖ ТЕПЛОПОСТАЧАННЯ

Запропонований метод математичного моделювання в задачах оцінювання поточного стану інженерних мереж теплопостачання (ІМТ), який базується на загальних принципах оцінювання по методу найменших квадратів і використовує авторегресійну модель прогнозу параметрів стану ІМТ. На відміну від існуючих методів дозволяє врахувати неодноразовість вимірювань, завдяки чому він може бути покладений в основу розробки систем керування ІМТ, які здійснюють послідовне опитування датчиків.

Постановка проблеми

При розробці автоматизованих систем диспетчерського керування інженерними мережами теплопостачання (ІМТ) важливе значення має задача розрахунку (оцінки) параметрів поточного стану ІМТ на основі даних вимірювань. Інформація про параметри поточного стану, яка надходить на диспетчерський пункт по каналах зв'язку від вимірювальних приладів, встановлених на ІМТ, містить значні похибки внаслідок похибок вимірювальних приладів, завод в каналах зв'язку, неодноразовості вимірювань параметрів і тому не може дати точного уявлення про поточний стан ІМТ, що в результаті призводить до похибок при реалізації керуючих впливів, а іноді і до аварійних ситуацій. У зв'язку з цим актуальною є задача розробки нових та удосконалення існуючих методів та алгоритмів обробки даних вимірювань, які б дозволяли забезпечити високу точність оцінок параметрів поточного стану ІМТ.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

На сьогоднішній день в статистичній теорії оцінювання розроблено значну кількість різноманітних методів оцінювання [1-3 та ін.], які дозволяють підвищити достовірність вихідної інформації та знизити вимоги до метрологічної оснащеності системи чи об'єкта за рахунок використання додаткової інформації, джерелом якої є функціональні залежності між вимірюваними та оцінюваними параметрами.

Аналіз останніх досліджень і публікацій в напрямку застосування статистичних методів оцінювання в системах керування ІМТ дозволив виявити значну різноманітність постановок задачі оцінювання і методів її розв'язання в залежності від того, які конкретно параметри ІМТ вимірюються, а які оцінюються. Так, в роботах [4, 5] розглянута задача визначення параметрів поточного стану ІМТ при заданих гідравлічних опорах трубопроводів, в якій для пошуку оцінок параметрів використаний узагальнений метод найменших квадратів. В роботі [6] показано, що значне підвищення точності оцінок поточного стану ІМТ може бути досягнуто за рахунок вимірювань температури у вузлах ІМТ. При цьому автори запропонували декілька оригінальних підходів до розв'язання задачі оцінювання. Найбільш універсальним слід визнати "метод приведеної лінеаризації", представлений у публікації [7], який базується на загальних принципах статистичного оцінювання по методу максимальної правдоподібності, і дозволяє знайти оцінки параметрів стану ІМТ при

довільному складі вимірюваних параметрів, а також враховує апріорну інформацію про параметри стану ІМТ.

Однак всі ці методи не забезпечують достатньо надійну оцінку параметрів поточного стану ІМТ внаслідок ряду спрощень, одним з яких є те, що вимірювання параметрів проводяться одночасно. Для систем керування ІМТ таке припущення, як буде показано в даній роботі, є неправомірним, оскільки часова різниця між вимірюваннями окремих параметрів може бути доволі суттєвою, що пояснюється великою розмірністю сучасних ІМТ, яка призводить до необхідності збору інформації із значної кількості датчиків, а також недосконалістю способів організації зв'язку в розподілених системах збору інформації, які в переважній своїй більшості не забезпечують синхронність вимірювань.

Метою даної роботи є розробка методу математичного моделювання в задачах оцінювання поточного стану інженерних мереж теплопостачання, який враховує неодноразовність вимірювань.

Вихідні положення

Поточний стан ІМТ визначається сукупністю параметрів, які умовно можна поділити на дві групи [7]: параметри елементів (коефіцієнти гідравлічних, теплофізичних та інших характеристик трубопроводів, насосного і запірно-регулюючого обладнання) і параметри режиму (витрати, тиски, температури теплоносія, гідравлічні опори споживачів та ін.). Значення параметрів елементів, зазвичай, регламентовані і змінюються відносно повільно, тому при розв'язанні задачі оцінювання будемо розглядати їх як константи. Режимні параметри навпаки постійно змінюються під впливом зовнішніх і внутрішніх збурень стохастичної природи. Позначимо їх деяким вектором \mathbf{Z} розмірності r .

Параметри стану зв'язані між собою сукупністю рівнянь математичної моделі сталого потокорозподілу [8], яку в загальному вигляді можна записати як

$$\mathbf{F}(\mathbf{Z}) = 0. \quad (1)$$

Кількість рівнянь n математичної моделі (1) значно менша кількості параметрів режиму r , тому вектор \mathbf{Z} можна розбити на два вектори: вектор незалежних параметрів \mathbf{Y} розмірністю m і вектор залежних параметрів \mathbf{X} розмірністю p , причому $\mathbf{X} = \mathbf{X}(\mathbf{Y})$ і $m+p=r$. Тоді модель (1) перепишеться у вигляді

$$\mathbf{F}(\mathbf{Z}) = \mathbf{F}(\mathbf{Y}, \mathbf{X}(\mathbf{Y})) = 0 \text{ або } \mathbf{X} = \mathbf{X}(\mathbf{Y}) \quad (2)$$

Інформація про поточні значення параметрів режиму ІМТ надходить у вигляді вимірювань. Вектор вимірювань $\tilde{\mathbf{V}}$ представимо у вигляді суми вектора істинних значень вимірюваних параметрів \mathbf{V} і вектора похибок вимірювань \mathbf{E}_V , який включає похибки вимірювальної апаратури та завади в каналах зв'язку і характеризується нормальним розподілом з нульовим математичним сподіванням і відомою коваріаційною матрицею \mathbf{R}_V (обидва вектори мають розмірність $l \geq m$):

$$\tilde{\mathbf{V}} = \mathbf{V} + \mathbf{E}_V. \quad (3)$$

В якості компонент вектора $\tilde{\mathbf{V}}$ можуть розглядатися вимірювання як самих параметрів режиму, так і деяких функцій від них, тому в загальному випадку вектор \mathbf{V} є деякою функцією істинних значень параметрів $\mathbf{V}(\mathbf{Z})$, а з врахуванням (2) функцією лише незалежних параметрів $\mathbf{V}(\mathbf{Y})$ (частинним випадком є $\mathbf{V} = \mathbf{Y}$).

Задача оцінювання поточного стану ІМТ за даними вимірювань зводиться по суті до розв'язання перевизначеної нелінійної системи і рівнянь вигляду

$$\tilde{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y}) = 0, \quad (4)$$

тобто полягає в пошуку таких значень параметрів вектора \mathbf{Y} (їх прийнято називати оцінками), які б доставляли функціям $\mathbf{V}(\mathbf{Y})$ значення, найбільш близькі до $\tilde{\mathbf{V}}$. В якості критерію близькості можна прийняти будь-яку функцію від (4), однак на сьогоднішній день в більшості робіт приймають суму квадратів, а задачу оцінювання параметрів поточного стану зводять до мінімізації функції вигляду:

$$\varphi = \sum_{i=1}^l \frac{[\tilde{v}_i - v_i(\mathbf{Y})]^2}{\sigma_{\tilde{v}_i}^2}, \quad (5)$$

або в матричній формі

$$\Phi(\mathbf{Y}) = [\tilde{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y})]^T \mathbf{R}_{\tilde{\mathbf{V}}}^{-1} [\tilde{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y})], \quad (6)$$

$\mathbf{R}_{\tilde{\mathbf{V}}}$ – задана коваріаційна матриця, елементами головної діагоналі якої є дисперсії похибок вимірювань $r_{ii} = \sigma_{\tilde{v}_i}^2$.

Для випадкових величин з нормальним розподілом критерій (5) дозволяє отримати незміщені і оптимальні в смислі мінімуму дисперсії оцінки, які співпадають з оцінками по методу максимальної правдоподібності.

Врахування неодночасності вимірювань

Викладений вище підхід, відомий під назвою "статичного" оцінювання по узагальненому методу найменших квадратів, дозволяє отримати точні оцінки параметрів при умові, що вимірювання параметрів проводились одночасно. Переважна ж більшість систем збору даних в ІМТ працюють в режимі послідовного опитування датчиків, а сам процес опитування займає досить багато часу. Так, наприклад, якщо зв'язок між контролером, встановленим на центральному диспетчерському пункті, та вимірювальним контролером, розміщеним на ІМТ, здійснюється за допомогою модемів (найбільш поширений тип зв'язку в розподілених системах керування), то витрати часу на вимірювання включають витрати часу на набір номера, встановлення зв'язку, передачу запиту на вимірювання, саме вимірювання, передачу результату вимірювання, припинення зв'язку, і складає близько 20 секунд. В середніх за розмірами ІМТ доводиться контролювати близько 1000 параметрів, тому навіть якщо вимірювальні контролери вимірюватимуть по 5 параметрів, то середній час, який витрачається на вимірювання всіх параметрів, складатиме не менше 1 години.

В результаті, від дійсного моменту вимірювання параметра до моменту розв'язання задачі оцінювання проходить певний час, за який параметри режиму ІМТ змінюють свої значення не передбачуваним чином під впливом зовнішніх і внутрішніх збурень стохастичного характеру. У підсумку, знайдені оцінки параметрів режиму ІМТ будуть значно відрізнятися від їх істинних значень.

Врахування неодночасності вимірювань в задачі оцінювання поточного стану ІМТ можливе на основі авторегресійних моделей прогнозу. Припустимо,

що зміни випадкових величин V_i в часі представляють собою гаусові ергодичні нестационарні процеси (при цьому для більшості параметрів нестационарність проявляється лише за рахунок змінного середнього значення), а їх числові характеристики – математичні сподівання $M_{V_i}(t)$, дисперсії $\sigma_{V_i}^2(t)$, коефіцієнти автокореляції $K_{V_i}(t, t')$ – нам апріорно відомі. Джерелом апріорної інформації можуть бути результати багаторічних спостережень за поведінкою ІМТ, експертні знання, дані технологічної документації. Якщо про окремі параметри ІМТ взагалі нічого не відомо, то правомірним буде твердження, що можливі значення цих параметрів лежать в межах робочих діапазонів відповідних елементів ІМТ і розподілені за рівномірним законом.

Введемо наступні позначення: t_i – момент вимірювання параметра V_i ; $t'_i = t_i + \tau_i$ – момент розв'язання задачі оцінювання, де τ_i – час, який проходить від моменту вимірювання V_i до моменту розв'язання задачі оцінювання (для останнього i -го вимірюваного параметра $\tau_i = 0$); \hat{V}_i – значення, яке прийняв параметр V_i в результаті вимірювання; \bar{V}_i – лінійний прогноз параметра V_i на момент часу t'_i .

Використовуючи відомі співвідношення з курсу теорії імовірностей [9], лінійний прогноз \bar{V}_i з врахуванням введених позначень визначимо за формулою:

$$\bar{V}_i = K_{V_i}(\tau_i) \frac{\sigma_{V_i}(t'_i)}{\sigma_{V_i}(t_i)} \hat{V}_i + M_{V_i}(t'_i) - K_{V_i}(\tau_i) \frac{\sigma_{V_i}(t_i)}{\sigma_{V_i}(t_i)} M_{V_i}(t_i), \quad (7)$$

при цьому дисперсія прогнозу визначиться як

$$\sigma_{\bar{V}_i}^2 = \sigma_{V_i}^2(t'_i) (1 - K_{V_i}^2(\tau_i)) + \sigma_{\hat{V}_i}^2 K_{V_i}^2(\tau_i), \quad (8)$$

У формулі (8) перша складова $\sigma_{V_i}^2(t'_i) (1 - K_{V_i}^2(\tau_i))$ представляє собою так звану залишкову дисперсію, яка характеризує міру нелінійності прогнозу, а наявність другої складової $\sigma_{\hat{V}_i}^2 K_{V_i}^2(\tau_i)$ обумовлена неточністю вимірювання.

Постановка задачі оцінювання

З врахуванням отриманих формул (7)-(8) задача оцінювання поточного стану ІМТ (6) зведеться до мінімізації нелінійної функції вигляду

$$\Phi(\mathbf{Y}) = [\bar{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y})]^T R_{\bar{\mathbf{V}}}^{-1} [\bar{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y})], \quad (9)$$

де $R_{\bar{\mathbf{V}}}$ – коваріаційна матриця, елементами головної діагоналі якої є значення дисперсій прогнозу $\sigma_{\bar{V}_i}^2$.

Мінімум функції (9) знайдемо, прирівнявши до нуля похідні цієї функції:

$$\frac{\partial \Phi(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} = -2(\bar{\mathbf{V}} - \mathbf{V}(\mathbf{Y}))^T R_{\bar{\mathbf{V}}}^{-1} \frac{\partial \mathbf{V}}{\partial \mathbf{Y}} = 0, \quad (10)$$

Оскільки залежність $\mathbf{V}(\mathbf{Y})$ в загальному випадку нелінійна, то система рівнянь (10) також нелінійна. Для її розв'язання використаємо метод Ньютона, який, як відомо, представляє собою ітераційний процес, і зводиться до послідовності розв'язання лінійних систем рівнянь, отриманих лінеаризацією нелінійного рівняння в точці розв'язку лінійної системи на попередній ітерації. Розкладаючи функцію (10) в ряд Тейлора та обмежуючись лінійними членами

розкладу, після нескладних перетворень, отримуємо ітераційну процедуру для обчислення оцінок \mathbf{Y} у вигляді

$$\mathbf{Y}_{k+1} = \mathbf{Y}_k + \left[\left(\frac{\partial \mathbf{V}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right)^T \mathbf{R}_V^{-1} \frac{\partial \mathbf{V}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right]^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{V}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right)^T \mathbf{R}_V^{-1} (\mathbf{V} - \mathbf{V}(\mathbf{Y}_k)), \quad (11)$$

де k – індекс ітерації; \mathbf{Y}_k – поточна оцінка рішення; \mathbf{Y}_{k+1} – наступна оцінка рішення. Після отримання оцінок вектора незалежних параметрів \mathbf{Y} оцінки вектора залежних параметрів можуть бути отримані з системи рівнянь (2).

Крім оцінок параметрів, у відповідності з [5] визначимо також матриці \mathbf{R}_Y і \mathbf{R}_X :

$$\mathbf{R}_Y = \left[\left(\frac{\partial \mathbf{V}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right)^T \mathbf{R}_V^{-1} \left(\frac{\partial \mathbf{V}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right) \right]^{-1}, \quad (12)$$

$$\mathbf{R}_X = \left(\frac{\partial \mathbf{X}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right) \mathbf{R}_Y \left(\frac{\partial \mathbf{X}(\mathbf{Y})}{\partial \mathbf{Y}} \right)^T. \quad (13)$$

де похідні беруться на останній ітерації (11). Елементами головної діагоналі \mathbf{R}_Y і \mathbf{R}_X є оцінки дисперсій σ_Y^2 і σ_X^2 , які характеризують точність отриманих оцінок.

Експериментальні дослідження

Експериментальні дослідження по використанню розробленого методу для розв'язання задачі оцінювання поточного стану в умовах неодноразовності вимірювань проводилися на умовній ІМТ, схема якої представлена на рис. 1. ІМТ складається з 10 вузлів і 13 дуг, а її поточний стан характеризується 23-ма параметрами, які зв'язані між собою 13-ма рівняннями першого закону Кірхгофа. До вектора незалежних параметрів \mathbf{Y} віднесено параметри x_1, x_2, \dots, x_{13} , до вектора вимірювань \mathbf{V} – всі параметри режиму від x_1 до Q_{10} , при цьому дисперсії похибок вимірювань прийняті однаковими і рівними 1 для всіх параметрів. Система збору даних забезпечує послідовне опитування датчиків з інтервалом в 1 хвилину. Автокореляційні функції для всіх параметрів визначалися виразом $K(\tau) = e^{-a\tau}$, де a – параметр, який визначає швидкість спадання автокореляційної функції. Процеси зміни параметрів в часі розглядалися як стаціонарні, тому математичні сподівання і дисперсії для них прийняті постійними.

В табл. 1-2 представлені залежності точності оцінок від послідовності опитування датчиків і від коефіцієнта a автокореляційної функції відповідно. Значення вимірювань були отримані так: за допомогою програми генерації нормально розподілених чисел з середньоквадратичною похибкою рівною 1 обчислювалися випадкові числа, які потім додавалися до істинних значень.

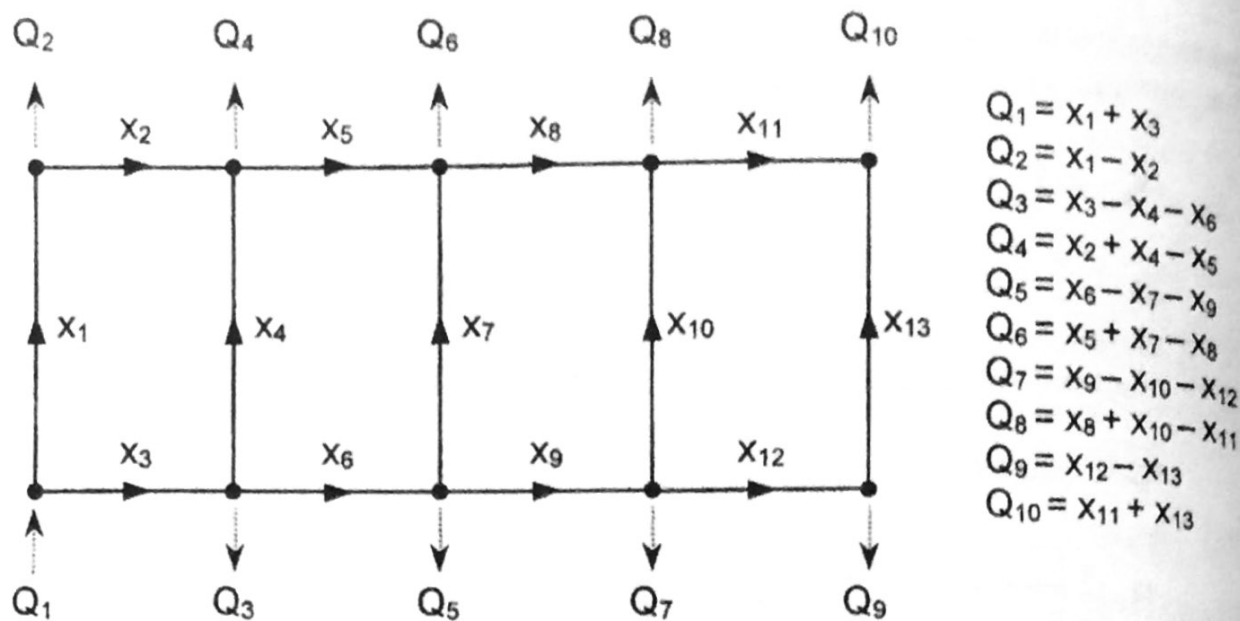


Рис. 1. Схема IMT та її математична модель

Таблиця 1
Залежність точності оцінок від послідовності опитування датчиків

Позначення параметра	Вихідні дані				Оцінки і середньоквадратичні відхилення оцінок					
	Істинне значення параметра в момент вимірювання	Вимірне значення	Апріорне математичне сподівання	Апріорне середньоквадратичне відхилення	Послідовність I		Послідовність II		Послідовність III	
					Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки
X ₁	36,0	34,084	30	15	31,174	6,462	30,484	0,987	32,983	6,626
X ₂	24,0	25,880	20	10	20,590	5,321	20,601	2,960	21,780	5,266
X ₃	72,0	71,251	60	30	65,119	7,672	65,176	7,846	64,230	7,180
X ₄	7,20	9,818	6	3	8,330	2,846	6,632	2,050	6,893	2,701
X ₅	19,2	17,947	16	8	17,229	4,200	16,143	3,646	17,737	4,394
X ₆	52,8	53,23	44	22	46,681	6,046	48,740	6,708	47,323	5,119
X ₇	7,2	7,541	6	3	6,400	2,734	6,300	2,402	6,411	2,693
X ₈	14,4	17,319	12	6	12,702	3,004	12,717	3,411	13,728	3,171
X ₉	33,6	31,976	28	14	29,612	4,253	31,278	5,397	30,633	4,818
X ₁₀	4,8	5,936	4	2	4,382	1,824	4,410	1,786	4,030	1,764
X ₁₁	7,2	6,776	6	3	5,784	1,618	5,698	2,334	6,484	2,167
X ₁₂	16,8	17,294	14	7	14,528	2,513	14,93	3,846	14,441	3,111
X ₁₃	4,8	6,677	4	2	4,250	1,519	4,622	1,774	4,629	1,730
Q ₁	108,0	109,72	90	45	96,293	9,073	95,661	7,899	97,213	9,041
Q ₂	12,0	11,342	10	5	10,584	4,303	9,884	3,004	11,203	4,714
Q ₃	12,0	10,134	10	5	10,108	4,303	9,804	4,704	10,014	4,736
Q ₄	12,0	13,049	10	5	11,692	3,875	11,090	3,779	10,937	3,527
Q ₅	12,0	12,754	10	5	10,670	3,913	11,162	4,630	10,278	0,996
Q ₆	12,0	10,290	10	5	10,926	3,366	9,725	3,892	10,420	3,985
Q ₇	12,0	13,795	10	5	10,701	3,283	11,939	4,447	12,162	4,268

Позначення параметра	Вихідні дані				Оцінки і середньоквадратичні відхилення оцінок					
	Істинне значення параметра в момент вимірювання	Виміряне значення	Априорне математичне сподівання	Априорне середньоквадратичне відхилення	Послідовність I		Послідовність II		Послідовність III	
					Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки
Q ₉	12,0	11,807	10	5	11,300	2,600	11,429	3,589	11,274	2,637
Q ₉	12,0	11,208	10	5	10,278	2,153	10,308	3,794	9,812	3,106
Q ₁₀	12,0	8,700	10	5	10,035	0,953	10,320	2,688	11,113	2,513

Примітка: Оцінки отримані при $a = 0,1$. Середньоквадратична похибка оцінок:
для I – 4,296;
для II – 4,199; для III – 4,343.
Послідовність I – X₁, X₂, X₃, X₄, X₅, X₆, X₇, X₈, X₉, X₁₀, X₁₁, X₁₂, X₁₃, Q₁, Q₂, Q₃, Q₄, Q₅, Q₆, Q₇, Q₈, Q₉, Q₁₀
Послідовність II – Q₁₀, Q₉, Q₈, Q₇, Q₆, Q₅, Q₄, Q₃, Q₂, Q₁, X₁₃, X₁₂, X₁₁, X₁₀, X₉, X₈, X₇, X₆, X₅, X₄, X₃, X₂, X₁
Послідовність III – X₈, Q₂, X₂, Q₇, X₉, X₁, Q₁, X₇, Q₃, X₅, X₁₃, Q₆, X₄, X₁₀, Q₁₀, X₁₁, Q₉, X₃, Q₄, X₁₂, Q₈, X₆, Q₅

Таблиця 2
Залежність точності оцінок від параметра a автокореляційної функції

Позначення параметра	Вихідні дані				Оцінки і середньоквадратичні відхилення оцінок							
	Істинне значення параметра в момент вимірювання	Виміряне значення	Априорне математичне сподівання	Априорне середньоквадратичне відхилення	a = 0		a = 0,01		a = 0,1		a = 1	
					Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки
X ₁	36,0	34,08 4	30	15	35,71 7	0,687	32,46 4	3,450	31,17 4	6,462	31,41 9	6,966
X ₂	24,0	25,88 0	20	10	24,49 2	0,710	21,16 8	2,940	20,59 0	5,321	21,14 0	5,741
X ₃	72,0	71,25 1	60	30	72,50 3	0,710	72,09 9	3,926	65,11 9	7,672	59,98 2	9,028
X ₄	7,2	9,818	6	3	8,806	0,748	9,151	1,782	8,330	2,846	6,007	2,885
X ₅	19,2	17,94 7	16	8	18,98 5	0,738	17,12 3	2,286	17,22 9	4,200	16,61 2	4,713
X ₆	52,8	53,23	44	22	53,31 0	0,738	52,81 3	3,076	46,68 1	6,046	43,95 0	7,451
X ₇	7,2	7,541	6	3	7,487	0,750	6,832	1,631	6,400	2,734	5,904	2,819
X ₈	14,4	17,31 9	12	6	15,95 6	0,738	13,14 7	1,659	12,70 2	3,004	12,20 7	3,699
X ₉	33,6	31,97 6	28	14	32,89 7	0,738	33,64 3	2,195	29,61 2	4,253	28,01 5	5,716
X ₁₀	4,8	5,936	4	2	3,597	0,748	4,734	1,181	4,382	1,824	3,978	1,908
X ₁₁	7,2	6,776	6	3	6,155	0,710	5,281	1,058	5,784	1,618	6,019	1,714
X ₁₂	16,8	17,29 4	14	7	16,25 4	0,710	15,85 7	1,387	14,52 8	2,513	14,00 8	3,840
X ₁₃	4,8	6,677	4	2	4,756	0,687	4,778	0,969	4,250	1,519	3,986	1,619

Позначення параметра	Вихідні дані				Оцінки і середньоквадратичні відхилення оцінок							
	Істинне значення параметра в момент вимірювання	Вимірне значення	Апріорне математичне сподівання	Апріорне середньоквадратичне відхилення	a = 0		a = 0,01		a = 0,1		a = 1	
					Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки	Оцінка	СКВ оцінки
Q ₁	108,0	109,7 2	90	45	108,2 2	0,748	104,5 6	4,391	96,29 3	9,073	91,40 1	10,68 6
Q ₂	12,0	11,34 2	10	5	11,21 9	0,748	11,29 5	2,070	10,58 4	4,303	10,27 9	4,758
Q ₃	12,0	10,13 4	10	5	10,38 7	0,808	10,13 5	2,009	10,10 8	4,303	10,02 5	4,912
Q ₄	12,0	13,04 9	10	5	14,31 3	0,808	13,19 7	1,825	11,69 2	3,875	10,53 5	4,497
Q ₅	12,0	12,75 4	10	5	12,92 6	0,815	12,33 8	1,777	10,67 0	3,913	10,03 1	4,816
Q ₆	12,0	10,29	10	5	10,51 6	0,815	10,80 7	1,567	10,92 6	3,366	10,30 9	4,245
Q ₇	12,0	13,79 5	10	5	13,04 6	0,808	13,05 2	1,496	10,70 1	3,283	10,02 9	4,600
Q ₈	12,0	11,80 7	10	5	13,39 7	0,808	12,60 0	1,265	11,30 0	2,600	10,16 6	3,700
Q ₉	12,0	11,20 8	10	5	11,49 8	0,748	11,08 0	1,126	10,27 8	2,153	10,02 2	3,745
Q ₁₀	12,0	8,700	10	5	10,91 1	0,748	10,05 9	0,880	10,03 5	0,953	10,00 5	0,959

Примітка: Оцінки отримані для послідовності опитування І з табл. 1. Середньоквадратична похибка оцінок: 0,752 при a = 0; 2,205 при a = 0,01; 4,296 при a = 0,1; 5,105 при a = 1.

Як видно з табл. 1, в умовах неодноразовості вимірювань оцінки параметрів стану ІМТ суттєвим чином залежать від послідовності вимірювання параметрів, при цьому найвищу точність мають оцінки тих параметрів, які вимірювалися останніми. При статичному оцінюванні такого ефекту не спостерігалось – точність оцінок параметрів ІМТ і середньоквадратична похибка результату визначалась лише кількістю та точністю вимірювань, і не залежала від порядку, в якому проводились вимірювання.

Випадок a = 0 табл. 2 відповідає статичній постановці задачі оцінювання, при цьому точність оцінок виявляється найвищою. З ростом a точність оцінок зменшується, а самі оцінки наближаються до апріорі відомих математичних сподівань. Це в принципі очевидно, адже чим швидше проходять процеси в ІМТ, тим швидше старіє інформація, а найбільш достовірними можна вважати тільки останні виміряні параметри.

Висновки

Запропонований метод математичного моделювання в задачах оцінювання поточного стану ІМТ, який базується на загальних принципах оцінювання по методу найменших квадратів і використовує авторегресійну модель прогнозу параметрів стану ІМТ. На відміну від існуючих метод дозволяє врахувати неодноразовість вимірювань, завдяки чому він може бути покладений в основу розробки систем керування ІМТ, які здійснюють послідовне опитування датчиків.

Список літератури

1. Эйхофф П. Основы идентификации систем управления. – М.: Мир, 1975. – 683 с.
2. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении. – М.: Связь, 1976. – 495 с.
3. Гамм А.З. Статистические методы оценивания состояния электроэнергетических систем. – М.: Наука, 1976. – 220 с.
4. Евдокимов А.Г., Тевяшев А.Д. Оперативное управление потокораспределением в инженерных сетях. – Харьков: Вища шк, 1980. – 144 с.
5. Евдокимов А.Г., Федоров Н.В., Козыренко С.И. Повышение эффективности решения задачи идентификации состояния потокораспределения в инженерных сетях // Электронное моделирование. 1988. – №6. – С. 77-81.
6. Новицкий Н.Н. Сидлер В.Г. Идентификация трубопроводных систем как гидравлических цепей с переменными параметрами. // Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт. 1984 – №4. – С.155-162.
7. Новицкий Н.Н. Оценивание параметров трубопроводных систем методом приведенной линеаризации // Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт. 1990. – №6. – С. 122-129.
8. Меренков А.П. Хасилев В.Я. Теория гидравлических цепей. – М.: Наука, 1985. – 278 с.
9. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1969. – 576 с.