

УДК 681.5.015 (045)

М.Я. Островерхов¹, А. М. Сільвестров¹, Г.І. Кривобока²¹ Національний технічний університет України «КПІ імені Ігоря Сікорського», Київ² Вінницький коледж Національного університету харчових технологій, Вінниця

ІДЕНТИФІКАЦІЯ ДИНАМІКИ ПРОЦЕСУ НАНЕСЕННЯ ІЗОЛЯЦІЇ У ВИРОБНИЦТВІ КАБЕЛІВ

Завдяки можливостям сучасних інформаційних систем показано шляхи удосконалення систем параметричної ідентифікації, а саме, отримання більш точних (ніж загально прийнятим методом найменших квадратів) оцінок параметрів математичної моделі досліджуваного об'єкта з обмежених у часі і діапазоні, зашумлених вибірок даних про змінні стану і керуючі впливи. Розглянутий метод ідентифікації запропоновано використовувати в адаптивних системах керування окремими технологічними процесами у виробництві кабелів.

Ключові слова: параметрична ідентифікація, МНК-оцінювання, незміщеність, ефективність оцінок, модифікація МНК.

Вступ

Виробництво електричних кабелів здійснюється на електротехнічних комплексах, які складаються з десятків взаємозв'язаних через рухому кабельну продукцію локальних систем в умовах дії багатьох невідомих збуджуючих факторів [1-3]. Нанесення поліетиленової ізоляції на струмопровідну жилу, яка рухається зі швидкістю 50 м/хв здійснюється блоком з трьох екструдерів. Зовнішній діаметр кожного шару ізоляції вимірюється з випадковими шумами блоком рентген-датчиків на відстані 0,5 м від виходу екструдерів. Це створює в контурах регулювання товщини ізоляції запізнення t_3 , яке негативно впливає на точність керування товщиною шарів та може призвести до втрати стійкості системи [4]. Товщина ізоляції регулюється електроприводами екструдерів шляхом зміни швидкості обертання черв'яків [5]. Вимірювання шви-

дкостей черв'яків та діаметрів шарів ізоляції проходить в умовах зашумленості корисних сигналів, що також обумовлює зменшення точності та швидкодії регулювання [4]. Підвищення якості керування за наявності шумів вимірювання на основі концепції цілеспрямованої ідентифікації [6] є актуальною науковою задачею і для даної системи сприяє зменшенню радіального та осевого зміщення ізоляції відносно металічної жили в процесі її багат шарового нанесення.

Схему системи регулювання товщини шарів ізоляції представлено на рис. 1, де X_3 , $X(t)$, $X(t - t_3)$, $\hat{X}(t)$ – вектор-функції заданих, дійсних, вимірних та прогнозованих діаметрів; $\Delta X(t)$, $U(t)$, $\omega(t)$ – вектор-функції похибок регулювання діаметрів, керуючих впливів та швидкостей обертання черв'яків трьох екструдерів; $N_1(t)$, $N_2(t)$ – вектор-функції шумів вимірювання; $\beta(t)$ – вектор-функція ідентифікованих параметрів моделі зв'язку $\omega(t)$ і $X(t)$.

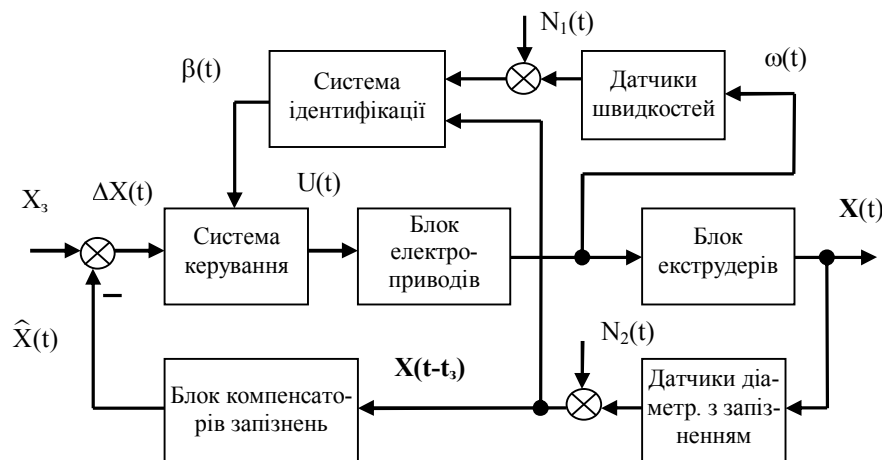


Рис. 1. Функціональна схема системи стабілізації товщини ізоляції

За минуле століття відбувся суттєвий розвиток методів і засобів ідентифікації від простих наближених ручних [7] до більш складних і точних [8], які

використовують сучасні автоматизовані системи збору і обробки даних (АСОД) з використанням потужних ЕОМ і інтелектуальних первинних перетво-

ривачів (датчиків). Це дозволило значно підвищити частоту опитування датчиків, швидкість і точність обробки інформації, збільшити інформативність даних на обмежених у часі вибірках. Однак, природні властивості реальних об'єктів (не автономність, не стаціонарність, не лінійність взаємозв'язків змінних стану, нескінченно мірність і т. ін.) не дають можливості будувати моделі, ідентичні реальному об'єкту. Найдосконаліша АСОД має можливість спостерігати тільки за обмеженою множиною змінних стану $X(t)$ об'єкта. Будь-яка модель лише наближено відображає взаємозв'язок компонентів $x_i(t)$, $i = \overline{1, n}$, n -мірної вектор функції $X(t)$, та m -мірною вектор-функції $U(t)$ вхідних впливів:

$$\dot{X}^*(t) = f(X^*(t), U^*(t), t), \quad (1)$$

де $\dot{X}^*(t)$ – вектор швидкості зміни $X^*(t)$.

За обмежених відхилень ΔX^* , ΔU^* від базового режиму (X_0, U_0) та наявності природної гладкості відображення f , модель (1) можна подати з похибкою $\varepsilon^*(t)$ лінійною стаціонарною:

$$\Delta \dot{X}^*(t) = A_0 X^*(t) + B_0 U^*(t) + \varepsilon^*(t), \quad (2)$$

або її скалярним представленням ($i = \overline{1, n}$):

$$\Delta \dot{x}_i^*(t) = \sum_{j=1}^n a_{ij} \Delta x_j^*(t) + \sum_{k=1}^m b_{ik} \Delta U_k^*(t) + \varepsilon_i^*(t), \quad (3)$$

Задача параметричної ідентифікації полягає у визначенні оцінок \hat{a}_{ij} , \hat{b}_{ik} коефіцієнтів a_{ij} , b_{ik} за умови мінімуму функціоналу I_i похибки $\varepsilon_i^*(t)$. Логічно в якості I_i взяти середній на інтервалі T спостереження квадрат похибки $\varepsilon_i^*(t)$, де в (1), (2), (3) фігурують точні значення відповідних змінних. Тоді в якості найкращої моделі (2) і, відповідно, оцінок \hat{A} , \hat{B} буде та, коефіцієнти a_{ij} , b_{ik} якої обчислено по МНК для точних даних $\dot{X}^*(t)$, $X^*(t)$, $U^*(t)$. Якщо є можливість безпосередньо вимірювати чи обчислювати $\dot{X}^*(t)$, то формально динамічні моделі (2), (3) можна подати як регресійні. Так i -й рядок системи (2) подамо у вигляді:

$$y_i^*(k) = \sum_{i=1}^{n+m} \beta_i x_i^*(k) + \varepsilon_i^*(k), \quad (4)$$

де $y_i^*(k) = \Delta \dot{x}_i^*(k)$, $x_i^*(k)$ включає множину $\Delta x_j^*(k)$, $\Delta U_k^*(k)$, β_i включає a_{ij} , b_{ik} в рівнянні (3), k – номер дискети t_k часу t , $k = \overline{1, m}$.

Таким чином, теоретично найкращою оцінкою вектора β параметрів a_{ij} , b_{ik} буде МНК – оцінка [9] за умови точного вимірювання змінних:

$$\hat{\beta}^* = \left((X^*)^T X^* \right)^{-1} (X^*)^T Y^*. \quad (5)$$

Завдання полягає в побудові такого методу параметричної ідентифікації, який би в реальних умовах зашумленості вимірів змінних $X^*(t)$, $Y^*(t)$ об'єкта давав оцінку $\hat{\beta}$, близьку до МНК – оцінки (5) для точних даних.

Зміщення і регуляризація МНК – оцінок в реальних умовах

На практиці МНК – оцінку доводиться отримувати за вимірами, збуреними випадковими перешкодами N_x і N_y :

$$X = X^* + N_x; \quad Y = Y^* + N_y. \quad (6)$$

МНК – оцінка (5) $\hat{\beta}^*$ вектора β^* для реальних даних (6):

$$\hat{\beta} = (X^T X) X^T Y = C Y, \quad C = (X^T X) X^T. \quad (7)$$

Покладемо, що перешкоди N_x і N_y — гаусівські білі взаємнокоректовані шуми і розрахуємо зсув $\Delta \beta$ оцінки (7) відносно точного значення (5):

$$\begin{aligned} \Delta \beta &= M\{\hat{\beta}\} - \beta^* = M\left\{ \left[C^* + \delta C(N) \right] \left[Y^* + \varepsilon^* + N_y \right] \right\} - \\ &= M\left\{ \left[C^* + \delta C(N) \right] Y^* \right\} - \beta^* = \\ &= \left[X^{*T} X^* + M\{N_x^T N_x\} \right]^{-1} X^{*T} Y^* - \beta^* = \\ &= \left[X^{*T} X^* + \text{diag} \sigma_i^2 M \right]^{-1} X^{*T} Y^* - \beta^*. \end{aligned} \quad (8)$$

Введемо позначення:

$$X^{*T} X^* = A^*, \quad M\{N_x^T N_x\} = \delta A,$$

$$X^{*T} Y^* = B^* = M\{X^T Y\} = B.$$

$$\text{Тоді } (A^*)^{-1} B^* = \hat{\beta}^*, \quad [A^* + \delta A] \hat{\beta} = B^*.$$

$$\text{Звідси } \delta A \hat{\beta} = -A^* (\hat{\beta} - \hat{\beta}^*) = -A^* \Delta \hat{\beta},$$

тобто $\delta A (\hat{\beta}^* + \Delta \hat{\beta}) = -A^* \Delta \hat{\beta}$, або

$$\Delta \hat{\beta} = - (A^* + \delta A)^{-1} \delta A \hat{\beta}^*. \quad (9)$$

Оцінку (7) $\hat{\beta}$ занижено відносно істинної β^* на величину (9). За умови, що норма $\|\delta A\| \rightarrow 0$, $\hat{\beta}$ прямує до β^* , $\Delta \hat{\beta} \rightarrow 0$; за умови $\|\delta A\| \rightarrow \infty$ оцінка $\hat{\beta}$ прямує до нуля, а $\Delta \hat{\beta}$ до $-\beta^*$. Коваріація оцінки (7) за наведених вище умов та приймаючи, що норма $\|N_x^T \varepsilon\|$ набагато менша, ніж $\|X^{*T}\|$ або $\|N_x^T Y^*\|$, наближено дорівнює [8]:

$$\begin{aligned} \text{cov}[\hat{\beta}] &\equiv M\{[C_1\varepsilon + C_2N_X][C_1\varepsilon + C_2N_X]^T\} = \\ &= C_1M\{\varepsilon\varepsilon^T\}C_1^T + C_2M\{N_XN_X^T\}C_2^T, \end{aligned} \quad (10)$$

де $\varepsilon = \varepsilon^* + N_Y$,

$$C_1 = [X^{*T}X^* + M\{N_XN_X^T\}]^{-1}X^{*T},$$

$$C_2 = [X^{*T}X^* + M\{N_XN_X^T\}]^{-1}Y^{*T}.$$

Перша складова виразу (10) зі зростанням N_X зменшується, в другій C_2 зменшується, а $M\{N_XN_X^T\}$ збільшується. Але C_2 входить до виразу (10) квадратично, тоді як $M\{N_XN_X^T\}$ – лінійно. Тому для білого шуму, якщо $M\{N_XN_X^T\} = \sigma_{N_X}^2 \cdot m$, зі зростанням $\sigma_{N_X}^2$ коваріація оцінки $\hat{\beta}$ зменшуватиметься. Таким чином МНК за умов (6) має властивість регуляризації, подібно до регуляризації за Тихоновим [10]. Остання полягає в мінімізації функціонала:

$$I = \varepsilon^T\varepsilon = (Y - X^*)^T(Y - X^*) + \alpha\hat{\beta}^T\hat{\beta}. \quad (11)$$

де α – параметр регуляризації.

З необхідної умови мінімуму виразу (11),

$$\frac{\partial I}{\partial \hat{\beta}} = 0 = 2(X^{*T}X^*\hat{\beta} - X^{*T}Y + \alpha\hat{\beta}), \quad (12)$$

отримаємо занижену по нормі $\|\hat{\beta}\|$, але регуляризовану МНК – оцінку:

$$\hat{\beta} = (X^{*T}X^* + \alpha I)^{-1}X^{*T}Y. \quad (13)$$

Зіставляючи (8) і (13), бачимо, що в МНК параметр α дорівнює $\text{diag} \sigma_i^2 \cdot m$. Слід вказати ще на один недолік МНК. МНК-оцінки (7) знаходяться як координата точки мінімуму функціоналу $\varepsilon^T\varepsilon$. Оскільки функціонал є усередненим на кінцевому інтервалі T значенням квадрата ε , яке є сумішшю корисного сигналу $Y^* - X^*\beta$ і випадковою збурення $N_Y - N_X\beta$, то він, як функція від β , не є точним. Тому операція диференціювання $\frac{\partial}{\partial \beta}(\varepsilon^T\varepsilon)$ зашумленої функції $\varepsilon^T\varepsilon$ є некоректною [10]. Саме цим обумовлено невисоку точність МНК-оцінок на коротких сильно зашумлених вибірках даних Y , навіть за точних X^* .

Метод, який пропонується використовувати в реальних умовах

Отже бажано зменшити розкид значень функціонала I . Це можливо зробити шляхом додаткового усереднення на множині квазістатистично незалежних функціоналів, близьких до середньоквадратичного для точних даних. Такими функціоналами мо-

жуть бути зсунуті у часі t на інтервал θ середні добутки $\frac{1}{T}\int_0^T \varepsilon(t)\varepsilon(t+\theta)dt$. Усереднюючи їх на інтервалі $[-\tau_1, \tau_1]$, отримаємо функціонал:

$$I = \frac{1}{2} \int_{-\tau_2}^{\tau_1} \eta(\theta) \int_0^T \varepsilon(t)\varepsilon(t+\theta) dt d\theta, \quad (14)$$

де $\eta(\theta)$ — функція ваги.

З необхідної умови мінімуму показника (14) по β_k , $k = \overline{1, n}$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \beta_k} &= \frac{1}{2} \times \\ &\times \int_{-\tau_1}^{\tau_1} \eta(\theta) \int_0^T \left[\frac{\partial \varepsilon(t)}{\partial \beta_k} \varepsilon(t+\theta) + \varepsilon(t) \frac{\partial \varepsilon(t+\theta)}{\partial \beta_k} \right] dt d\theta = \\ &= \int_{-\tau_1}^{\tau_1} \eta(\theta) \int_0^T (-x_k(t)) \left[y(t+\theta) - \sum_{i=1}^n \beta_i x_i(t+\theta) \right] + \\ &+ (-x_k(t+\theta)) \left[y(t) - \sum_{i=1}^n \beta_i x_i(t) \right] dt d\theta = 0, \quad k = \overline{1, n}; \end{aligned} \quad (15)$$

отримаємо систему рівнянь:

$$A \cdot B, \quad (16)$$

де A — матриця $n \times n$ з елементами a_{ik} ; B — матриця-стовпчик $n \times 1$ з елементами b_k :

$$a_{ik} = \sum_{l=-p}^p \eta(l) \sum_{j=1}^M [(x_i(j+1))x_k(j) + x_i(j)x_k(j+1)],$$

$$b_k = \sum_{l=-p}^p \eta(l) \sum_{j=1}^M [(y(j+1))x_k(j) + y(j)x_k(j+1)].$$

Розв'язок системи (16) дає шукану оцінку $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = A^{-1} \cdot B. \quad (17)$$

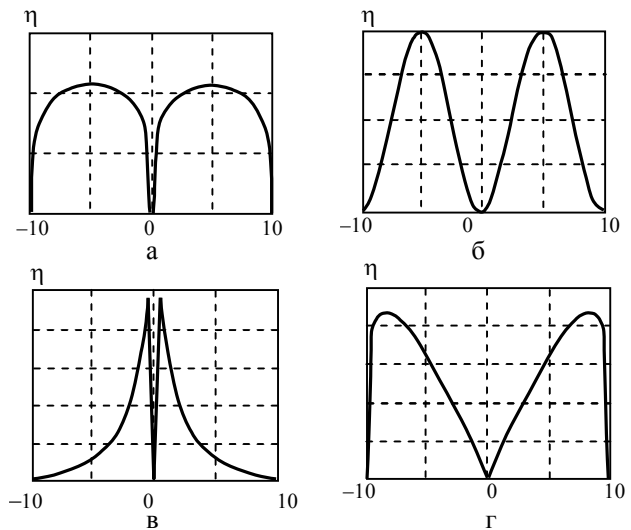


Рис. 2. Залежність $\eta(m, \theta, \gamma)$: а — $\theta = 0, \gamma = 0,1$; б — $\theta = 0, \gamma = 1$; в — $\theta = 2, \gamma = 0,1$; г — $\theta = 2, \gamma = 0,1$

Вагову функцію $\eta(m)$ знаходитимемо у класі симетричних відносно $m = 0$ фінітних функцій (таких, що $\eta(0) = \eta(\pm m_{кр}) = 0$). Наприклад:

$$\eta(m) = \eta(m, \gamma, \theta) = (1 + |m|)^\theta \left(1 - \cos \frac{|m|}{m_{кр}}\right)^\gamma, \quad (18)$$

де $\theta \in (\pm\infty), \gamma \in (0, \infty), m_{кр}$ визначається за умови

$$\det \left[X^T \left(X_{m_{кр.}} + X_{-m_{кр.}} \right) \right] \cong 0.$$

Параметри θ і γ оптимізуються за головним (зовнішнім) показником I [6, 11]. Параметр γ впливає на ширину імпульсу $\eta(m)$, а θ — на його асиметрію відносно максимуму (рис. 2). Теоретичний аналіз незміщеності і ефективності оцінок $\hat{\beta}$ (16) наведено в [6], числовий аналіз розглянуто далі на конкретному прикладі.

Співставлення МНК і запропонованого методу в задачі ідентифікації відображення $\omega^*(t)$ в $X^*(t)$

На якість параметричного оцінювання впливає ступінь взаємозв'язку змінних $x_i(t)$, $i = 1, n$, а не їх кількість. Тому обмежимося простим прикладом. Зв'язок між $\omega^*(t)$ і $X^*(t)$ (рис. 1):

$$x^*(t - t_3) = k\omega^*(t), \quad (20)$$

де t_3 — наближено відоме значення запізнення вимірів сигналу $x^*(t)$.

Якщо оператор запізнення $e^{-pt_3} = \frac{1}{e^{pt_3}}$ розкласти в ряд і обмежитись (внаслідок невеликого t_3 відносно періоду зміни корисного сигналу) першими членами, тобто

$$e^{pt_3} \cong 1 + t_3 p, \quad (21)$$

то, повертаючись до виразу (20) у часі, отримаємо подібне до (3) рівняння:

$$\frac{d\omega^*}{dt} = \beta_1^* \omega^*(t) + \beta_2^* x^*(t), \quad (22)$$

де $\beta_1^* = -\frac{1}{t_3}, \beta_2^* = -\frac{1}{t_3 \cdot k}$.

Рівняння (22) подамо у вигляді (4), де

$$y^* = \frac{d\omega^*}{dt}, x_1^* = \omega^*, x_2^* = x^*, \beta_1^* = \beta_2^* = 1;$$

$$y^*(k) = \beta_1^* x_1^*(k) + \beta_2^* x_2^*(k); k = \overline{1, 1000};$$

$$\beta_1^* = \beta_2^* = 1; x_1^* = \sin \frac{\pi k}{500}; x_2^* = \sin \left(\frac{\pi k}{500} + \frac{\pi}{6} \right).$$

На виміри $y(k), x_1(k), x_2(k)$ накладено білий шум — випадкові числа з рівномірним розподілом в діапазоні $[\pm 1]$. Для об'єктивного оцінювання зміщення і розкиду оцінок $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ відносно істинних β_1, β_2 згенеровано 10 статистично незалежних реалізацій шумів. Результати ідентифікації коефіцієнтів β_1, β_2 по МНК та запропонованим методом наведено в табл. 1.

Оцінки β_1 і β_2 по МНК (Табл. 1) занижено майже на 50% (9). Проте має місце регуляризація (13): розкид σ_{β_i} оцінок β_i складає 0,02 і 0,05. В запропонованому методі (Табл. 1) оцінки майже не зміщені: 1,005 і 0,943, але розкид більший, ніж у регуляризованому МНК (0, 15; 0,16). Зменшення розкиду можливе за рахунок компромісу між зміщенням і розкидом шляхом зміни параметрів θ і γ вагової функції $\eta(\theta)$. У випадку шуму тільки у вихідній змінній (Табл. 2) (ідеальна ситуація для МНК) оцінки незміщені, але розкид оцінок по МНК (0,07 і 0,09) більший розкиду (0,05 і 0,08) оцінок запропонованим методом без оптимізації параметрів θ і функції $\eta(m)$.

У випадку, якщо є можливість оптимізації $\eta(m)$ [8], вигравш запропонованого методу у сенсі незміщеності і ефективності оцінок відносно МНК буде суттєво більшим.

Таблиця 1

Результати оцінювання у випадку зашумленості $x(t)$ і $y(t)$ білим шумом

N	МНК – оцінювання		Оцінювання запропонованим методом	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
1	0,4790	0,4981	1,0282	0,9094
2	0,4607	0,4493	1,0179	0,8844
3	0,4843	0,5663	1,0916	0,8435
4	0,5024	0,5401	1,0020	0,9290
5	0,5246	0,4659	1,0313	0,9798
6	0,4997	0,5058	1,2904	0,7437
7	0,4849	0,5255	0,7093	1,2307
8	0,4919	0,4431	0,8283	1,1910
9	0,4676	0,4856	1,0825	0,7197
10	0,4642	0,6015	0,9653	1,0112
$\bar{\beta}$	0,4860	0,5082	1,0047	0,943
$\sigma_{\beta_i}^2$	0,00038	0,0026	0,0241	0,0283
σ_{β_i}	0,0197	0,0511	0,1551	0,1682

Результати оцінювання параметрів в ситуації зашумленості тільки вихідних змінних запропонованим методом і МНК представлено в табл. 2.

Таблиця 2

Результати оцінювання
у випадку зашумленості тільки $y(t)$

N	МНК – оцінювання		Оцінювання запропонованим методом	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$
1	0,9781	0,9212	0,9497	1,1019
2	1,0541	0,9371	1,0234	0,8554
3	0,9329	1,0817	0,9825	1,0618
4	1,1181	0,8819	1,0111	0,9132
5	0,9847	1,0327	1,1907	0,9807
6	1,0009	1,0192	1,1018	0,9823
7	1,1549	0,8258	0,9866	1,1244
8	0,9407	1,0765	1,0216	0,9879
9	0,9578	1,0823	0,9639	1,0861
10	1,0007	0,9412	1,0961	0,9946
$\bar{\beta}$	1,0123	0,9800	1,0280	1,0089
$\sigma_{\beta_i}^2$	0,0055	0,0083	0,0027	0,0073
σ_{β_i}	0,0744	0,0911	0,0522	0,0854

Використання запропонованого методу в системі ідентифікації (рис. 1) дозволить покращити точність стабілізації товщини плівки $X^*(t)$.

Висновки

Як показали теоретичні [6, 8] і експериментальні розрахунки, запропонований метод дозволяє в реальній ситуації зашумлених вимірів вхідних і вихідних сигналів первинних перетворювачів, отримати незміщені оцінки параметрів, близькі до оцінок по МНК для точних вимірів, а також розкид оцінок, менший розкиду для МНК. Це дає можливість ефективно використовувати його в системах адаптивного керування реальними об'єктами, наприклад, у загальних системах стабілізації технологічних параметрів процесу виробництва кабелів.

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ДИНАМИКИ ПРОЦЕССА НАНЕСЕНИЯ ИЗОЛЯЦИИ В ПРОИЗВОДСТВЕ КАБЕЛЕЙ

Н.Я. Островерхов, А. Н. Сильвестров, Г.И. Кривобок

Благодаря возможностям современных информационных систем показаны пути совершенствования систем параметрической идентификации, а именно, получение более точных (чем общепринятым методом наименьших квадратов) оценок параметров математической модели изучаемого объекта с ограниченных во времени и диапазоне, зашумленных выборок данных о переменных состоянии и управляющих воздействиях. Рассмотренный метод идентификации предложен использовать в адаптивных системах управления отдельными технологическими процессами в производстве кабелей.

Ключевые слова: параметрическая идентификация, МНК-оценивание, несмещенность, эффективность оценок, модификация МНК.

IDENTIFICATION OF DYNAMICS OF INSULATION APPLICATION PROCESS IN MANUFACTURE OF CABLES

M.Ya. Ostroverhov, A.M. Silvestrov, G.I. Kryvoboka

Thanks to the capabilities of modern information systems, ways of improving parametric identification systems are shown, namely, obtaining more accurate estimates of the parameters of the mathematical model of the studied object from time-limited and range-limited, noisy samples of data on state variables and control actions (than the conventional least squares method). The considered identification method is proposed to be used in adaptive control systems for individual technological processes in the production of cables.

Keywords: parametric identification, OLS estimation, unbiasedness, estimation efficiency, modification of OLS.

Список літератури

1. Шидловський А.К. Кабели с полимерной изоляцией на сверхвысокие напряжения. Монография / А.К. Шидловський, А.А. Щерба, В.М. Золотарев, А.Д. Подольцев, И.Н. Кучерявая. – К.: Ин-т электродинамики НАН Украины, 2013. – 551 с.
2. Vahedy, V. Polymer insulated high voltage cables / V. Vahedy // IEEE Electrical Insulation Magazine. – 2006. – 2, – P. 13–18.
3. Бикинеева Ю.Л. Интегрированная система автоматизации кабельного производства / Ю.Л. Бикинеева, Е.И. Громаков, В.М. Павлов, А.М. Малышенко // Известия Томского политехнического университета. – 2009. – Т. 314, № 5. – С. 69 – 74.
4. Методы классической и современной теории автоматического управления: Учебник в 3 томах / Под ред. Н.Д. Егунова. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Е. Баумана, 2000. – 1000 с.
5. Тарарыкин С.В. Системы координирующего управления взаимосвязанными электроприводами / С.В. Тарарыкин, В.В. Тютиков. – Иваново : ИГЭУ, 2000. – 212 с.
6. Островерхов М.Я. Системи і методи ідентифікації електротехнічних об'єктів : Монографія / М.Я. Островерхов, А.М. Сильвестров, О.М. Скринник. – К.: НАУ, 2016. – 324 с.
7. Минина О.М. Определение динамических характеристик и параметров типовых регулируемых объектов / О.М. Минина. – М.: Изд-во АН СССР, 1963. – 46 с.
8. Сильвестров А.Н. Идентификация и оптимизация автоматических систем / А.Н. Сильвестров, П.И. Чинаев. – М.: Энергоатомиздат, 1987. – 200 с.
9. Эйххофф П. Основы идентификации систем управления / П.Эйххофф. – М.: Мир, 1975. – 683 с.
10. Тихонов А.Н. Методы решения некорректных задач / А.Н. Тихонов, В.Я. Арсенин. – М.: Наука, 1979. – 286 с.
11. Ивахненко А.Г. Долгосрочное прогнозирование и управление сложными системами / А.Г. Ивахненко. – К.: Техніка, 1975. – 312 с.

Надійшла до редколегії 25.10.2017

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.А. Машков, університет Я. Свангелісти Пуркіне в Устінад-Лабем, Прага, Чехія.