

АНАНЬЄВА О. М., д.т.н., професор,
БАБАЄВ М. М., д.т.н., професор,
ДАВИДЕНКО М. Г., к.т.н., доцент,
ПАНЧЕНКО В. В., к.т.н., доцент
(Український державний університет залізничного транспорту)



Згладжування часової послідовності оцінок параметрів сигналу тестування обмотки статора трифазного асинхронного двигуна

Анотація :Числові дані первинних вимірювань складають основу будь-якої процедури вимірювань, передавання інформації, діагностики та ін. Ці дані отримуються в суміші зі стаціонарними та імпульсними завадами. Наявність завад призводить до відхилення результатів вимірювань від їхніх істинних числових величин. Такий фактор ураховують величиною середньоквадратичного відхилення або її квадратом – дисперсією вимірювань. Дія імпульсних завад призводить до того, що дисперсії відрізняються від одного результату до іншого. З цієї причини закономірність зміни результатів вимірювань в часі може в деякі моменти спотворюватись понаднормативними відхиленнями, які, втім, не обумовлені критичним відхиленням діагностованого параметра, однак можуть бути розпізнані як такі. В роботі обґрунтовано та описано математичну процедуру, придатну для згладжування часової послідовності первинних оцінок в умовах наявності їхніх часових величин з двома дисперсіями. Згладженою закономірністю є зважена сума структурно детермінованих функцій часу. Виведено співвідношення для розрахунку сукупності вагових коефіцієнтів. Отримано вираз для розрахунку дисперсій членів згладженої послідовності.

Ключові слова: часова послідовність, первинна оцінка, вторинна оцінка, згладжування, дисперсія, структурно-детермінована функція.

Вступ

Трифазні асинхронні електродвигуни широко використовуються як тягові на електротранспорті. Найуразливішими місцями таких двигунів є обмотки їхніх статорів. Електричні параметри такої обмотки визначально впливають на технічний стан двигуна в цілому; числові величини цих параметрів є неодмінними діагностичними показниками. Методи вимірювання цих величин, ґрунтовані на подаванні на обмотку тестового сигналу з відомими формою та параметрами і в подальшому вимірюванні параметрів струмів, створених тестовими сигналами, широко застосовуються. Поруч із інформаційним тестовим сигналом на вхід вимірювального пристрою також надходять електричні завади інколи досить великої амплітуди. Їхня наявність обумовлює розкид

числових величин вимірюваних параметрів відносно їхніх істинних величин.

Це може призвести до неправильного діагностування технічного стану двигуна і потягти за собою ті чи інші технічно та економічно витратні наслідки. Тому доцільно обґрунтовано згладжувати залежності числових величин вимірюваних параметрів від часу, утримуючи ці величини в прийнятній близькості до їхніх істинних значень. Із техногенним зростанням кількості джерел завад збільшується і ймовірність діагностичних помилок з описаної вище причини. Отже, завдання отримання величин діагностичних показників обмоток з мінімізацією впливу короткочасних завадових факторів набуває великої актуальності.

Постановка проблеми й аналіз досліджень і публікацій

©АНАНЬЄВА О. М., БАБАЄВ М. М., ДАВИДЕНКО М. Г., ПАНЧЕНКО В. В., 2025

Проблема виявлення гладкої закономірності зміни в часі результатів первинних вимірювань у різних напрямках науки та техніки набуває форми питання вторинної фільтрації оцінок, виявлення тренду або згладжування даних, супроводжуваного певною термінологічною розбіжністю. У класичній роботі [1] розглянуто різні варіанти методу ковзної середньої для виявлення гладкого тренду. Корінним недоліком цих методів є неврахування можливості індивідуальної дисперсії принаймні в частині членів аналізованого часового ряду. В роботі [2] проведено порівняння відомих методів згладжування: простої ковзної середньої, зваженої ковзної середньої та експонентного зважування і зроблено висновок, що вони достатньо задовільно застосовні для часових рядів з повільною мінливістю або з постійним інтервалом між вимірюваннями. Ці два обмеження суттєво звужують сферу застосування вказаних методів. Результати роботи [3] теж базуються на даних, отриманих через рівномірні проміжки часу, а мірою якості згладжування в ній прийнята середньоквадратична похибка між обчисленою лінійною регресією та шумовим сигналом.

Обидва припущення унеможливають застосування результатів для оброблення даних з пропусками. Для отримання даних, які слабо відхиляються від прогнозованої моделі, широко використовують фільтр Калмана в різних модифікаціях [4-6]. Однак цей фільтр вимагає завеликих обчислювальних витрат для простих завдань і демонструє не завжди задовільну ефективність при нелінійних моделях поведінки об'єкта [7]. Для розв'язання проблеми нелінійності використовують частинкові фільтри [8]. Однак вони вимагають ще більших обчислювальних витрат. Ієрархічне поєднання фільтрів кількох типів забезпечує найвищу точність відслідковування об'єктів з нелійними траєкторіями, але обчислювальні витрати дуже великі [9]. Час виконання завдання кількома типами фільтрів розглянуто в роботі [3]. Проблему визначення параметрів суттєво нелінійних залежностей розглянуто також в рамках теорії оптимального приймання структурно детермінованих сигналів [10, 11]. Але в них не врахована можливість уточнення отриманих оцінок параметрів сигналів відповідно до зміни енергетичних характеристик шумової завади між інтервалами спостереження.

Отже, на сьогодні розроблено та впроваджено чималу кількість методів фільтрації гладких траєкторій зміни в часі параметрів сигналів і матеріальних об'єктів за даними первісного вимірювання, що мають великий розкид послідовних числових значень. Але не вдалося виявити публікацій, які б описували розв'язок задачі згладжування послідовності величин первинних оцінок із врахуванням індивідуальних дисперсій цих оцінок і без вимоги до забезпечення рівномірності часового інтервалу між вказаними оцінками. Розв'язання цієї

задачі дало б змогу відслідковувати тенденції зміни діагностичних параметрів обмоток тягових електродвигунів за результатами вимірювання параметрів їхніх тестових струмів в щоразу несхожих умовах та в широкому діапазоні часових інтервалів між вимірюваннями, що дало б змогу об'єктивізувати визначення термінів технічного обслуговування.

Мета та задачі дослідження

Мета дослідження – визначення математично обґрунтованої процедури згладжування часової послідовності оцінок параметрів структурно детермінованого тестового сигналу за умов нерівності дисперсій оцінок й інтервалів між вимірюваннями.

Для досягнення поставленої мети було розв'язано три задачі:

- 1) інтерпретація сукупності первинних даних, яка б призвела до математично конструктивного алгоритму згладжування;
- 2) виведення співвідношень для розрахунку сукупності вагових коефіцієнтів при елементарних структурно детермінованих згладжених функціях;
- 3) розрахунок дисперсій згладженої часової послідовності первинних даних.

Основна частина

Конструктивна інтерпретація сукупності первинних даних

Нехай в ході спостережень на K послідовних інтервалах часу отримано послідовність $\hat{\lambda}_k (k=1, \dots, K)$ оцінок деякого параметра. Істинні числові величини цього параметра утворюють послідовність $\lambda_k (k=1, \dots, K)$. Деякі з оцінок зроблено на інтервалах, уражених тільки стаціонарним шумом; вони є незалежними гаусівськими випадковими величинами з середніми значеннями λ_k та дисперсією σ_0^2 . Інші оцінки зроблено на інтервалах, додатково уражених імпульсними завадами; вони також є незалежними гаусівськими випадковими величинами з середніми λ_k та дисперсією σ_1^2 . Ймовірність ураження інтервалу імпульсною завадою дорівнює P ; в загальному випадку невідомо, які саме інтервали уражені. Введемо похибку оцінювання k -го члену послідовності оцінок:

$$n_k = \hat{\lambda}_k - \lambda_k. \quad (1)$$

З урахуванням статистичних властивостей оцінок і завад можна записати, що щільність розподілу ймовірностей похибки визначає вираз

$$p(n_k) = \frac{P}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{n_k^2}{2\sigma_1^2}} + \frac{1-P}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{n_k^2}{2\sigma_0^2}} \quad (2)$$

Нехай на розширеному інтервалі спостереження істинна величина λ_k змінюється як детермінована функція дискретного часу $\lambda_k(\vec{\alpha})$, де

$$\vec{\alpha} = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m)^T \quad (3)$$

є вектором невідомих параметрів вказаної функції; T – символ векторного транспонування.

З урахуванням введених позначень можна записати вираз для щільності розподілу ймовірностей первинних оцінок $\hat{\lambda}_k$ як

$$p(\hat{\lambda}_k | \vec{\alpha}) = \frac{P}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{[\hat{\lambda}_k - \lambda_k(\vec{\alpha})]^2}{2\sigma_1^2}} + \frac{1-P}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{[\hat{\lambda}_k - \lambda_k(\vec{\alpha})]^2}{2\sigma_0^2}}. \quad (4)$$

Числовим рядом, що згладжує послідовність первинних оцінок $\lambda_k (k=1, \dots, K)$, є

$$\lambda_k^* \left(\vec{\alpha} \right) (k=1, \dots, K), \text{ побудована на базі оцінки}$$

$\vec{\alpha}$ вектора невідомих коефіцієнтів відомої функції $\lambda_k(\vec{\alpha})$.

Функцією правдоподібності реалізації $\hat{\lambda} = \{\lambda_1, \dots, \lambda_K\}$ первинних оцінок є

$$p(\hat{\lambda} | \vec{\alpha}) = \prod_{k=1}^K p(\hat{\lambda}_k | \vec{\alpha}). \quad (5)$$

Безпосередня підстановка виразу (4) до цього добутку і подальший пошук максимуму по $\vec{\alpha}$ отриманої функції приводить до необхідності розв'язування системи суттєво нелінійних рівнянь, що являє собою обчислювально обсяжну задачу, яка на сьогодні не має відповідної математичної та апаратної підтримки. Тобто розглянута задача згладжування в формулюванні, базованому на припущенні про невідомість номерів членів послідовності первинних оцінок, уражених імпульсною завадою, має розв'язок, лише потенційно доступний до практичної реалізації. Відтак це формулювання не є конструктивним.

З'ясуємо, чи призведе до практично придатних наслідків знання номерів членів (в подальшому – позицій) послідовності, уражених імпульсною

завадою. Така інформація доступна, наприклад, в пристрої, описаному в роботі [11]. Вважатимемо, що з K позицій розглянутої послідовності K_0 не уражені імпульсною завадою, а K_1 уражені. Розділимо повну послідовність з K позиціями на «неуражену»

послідовність $\hat{\lambda}_{0i}$, де номер i належить множині K_0 номерів неуражених оцінок об'ємом K_0 , та на «уражену» послідовність $\hat{\lambda}_{1i}$, де номер i належить множині K_1 номерів уражених оцінок об'ємом K_1 , причому $K_0 + K_1 = K$. Функція правдоподібності всієї реалізації $\hat{\lambda}$ все так же визначається виразом (5), але добуток в правій частині тепер розділяється на два піддобутки згідно з описаними множинами:

$$p(\hat{\lambda} | \vec{\alpha}) = \prod_{K_0} p(\hat{\lambda}_{0i} | \vec{\alpha}) \cdot \prod_{K_1} p(\hat{\lambda}_{1i} | \vec{\alpha}). \quad (6)$$

Кожен з елементарних співмножників згідно з їхніми описаними вище статистичними характеристиками визначається гаусівською щільністю розподілу ймовірностей, тож маємо, що

$$p(\hat{\lambda} | \vec{\alpha}) = \prod_{K_0} \left\{ \frac{1}{\sigma_0 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{[\hat{\lambda}_{0i} - \lambda_{0i}(\vec{\alpha})]^2}{2\sigma_0^2}} \right\} \times \prod_{K_1} \left\{ \frac{1}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{[\hat{\lambda}_{1i} - \lambda_{1i}(\vec{\alpha})]^2}{2\sigma_1^2}} \right\}, \quad (7)$$

де $\lambda_{0i}(\vec{\alpha})$ та $\lambda_{1i}(\vec{\alpha})$ – відліки визначеної вище детермінованої функції часу на позиціях, що належать відповідно множинам K_0 та K_1 . За методом оцінювання за максимумом правдоподібності оцінка $\vec{\alpha}$ вектора $\vec{\alpha}$ має забезпечити максимум функції (7). Логарифмування цього виразу і подальше виключення доданків, які не залежать від $\vec{\alpha}$, призводить до такої цільової функції:

$$Y(\vec{\alpha}) = \frac{1}{\sigma_0^2} \left\{ 2 \sum_{K_0} \hat{\lambda}_{0i} \cdot \lambda_{0i}(\vec{\alpha}) - \sum_{K_0} \lambda_{0i}^2(\vec{\alpha}) \right\} +$$

$$+ \frac{1}{\sigma_1^2} \left\{ \sum_{\mathcal{K}_1} \hat{\lambda}_{1i} \cdot \lambda_{1i}(\vec{\alpha}) - \sum_{\mathcal{K}_1} \lambda_{1i}^2(\vec{\alpha}) \right\}. \quad (8)$$

Можливість практичної максимізації цієї функції не обтяжується загальноструктурними нелінійностями, а визначається лише видом детермінованої функції $\lambda_i(\vec{\alpha})$ дискретного часу та вектора параметрів $\vec{\alpha}$. Вибір цього виду залишається за користувачем.

Розрахунок вагових коефіцієнтів при елементарних згладжених функціях

Прийmemo, що послідовність $\lambda_i(\vec{\alpha})$ на множині позицій, що йдуть підряд, (тобто без розбиття на множини номерів K_0 та K_1) формується як

$$\lambda_i(\vec{\alpha}) = \sum_{m=1}^M \alpha_m F_{mi}, \quad i=1, \dots, K, \quad (9)$$

де $F_{mi} = F_m(t_i)$ – відомі функції часу, зафіксовані в моменти часу t_i ;

α_m – невідомі вагові коефіцієнти.

У матричній формі рівність (9) можна записати як

$$\vec{\lambda} = \vec{\alpha}^T \vec{F}, \quad (10)$$

де $\vec{\alpha}$ – вектор вагових коефіцієнтів;

$\vec{F}$ – матриця $\|F_{mi}\|$, що складена з числових значень вказаних відомих функцій часу.

Відповідно до групування відліків часу в множини K_0 та K_1 цю матрицю можна фрагментувати на підматриці $\vec{F}_0 = \|F_{mi}\| (i \in K_0)$ та $\vec{F}_1 = \|F_{mi}\| (i \in K_1)$. Аналогічній фрагментації можна піддати вектор $\vec{\lambda}$, визначений на всіх K позиціях, утворивши підвектори $\vec{\lambda}_0$ (складений на неуразених позиціях) та $\vec{\lambda}_1$ (складений на уражених позиціях). Відповідно може бути фрагментовано вектор $\hat{\lambda}$ первинних оцінок на $\hat{\lambda}_0$ та $\hat{\lambda}_1$. Це дає змогу записати вираз (8) у матричній формі як

$$Y(\vec{\alpha}) = \frac{1}{\sigma_0^2} \left(2\vec{\alpha}^T \vec{F}_0 \hat{\lambda}_0 - \vec{\alpha}^T \vec{\psi}_0 \vec{\alpha} \right) + \frac{1}{\sigma_1^2} \left(2\vec{\alpha}^T \vec{F}_1 \hat{\lambda}_1 - \vec{\alpha}^T \vec{\psi}_1 \vec{\alpha} \right), \quad (11)$$

де

$$\vec{\psi}_0 = \vec{F}_0 \cdot \vec{F}_0^T, \quad (12)$$

$$\vec{\psi}_1 = \vec{F}_1 \cdot \vec{F}_1^T. \quad (13)$$

Рівняння для визначення оцінки $\vec{\alpha}^*$ отримаємо, взявши від виразу (11) похідну за вектором $\vec{\alpha}$ та прирівнявши її до нуля:

$$\frac{dY(\vec{\alpha})}{d\vec{\alpha}} = \frac{1}{\sigma_0^2} \left(2\vec{F}_0 \hat{\lambda}_0 - 2\vec{\psi}_0 \vec{\alpha} \right) + \frac{1}{\sigma_1^2} \left(2\vec{F}_1 \hat{\lambda}_1 - 2\vec{\psi}_1 \vec{\alpha} \right) = 0.$$

Звідси

$$\vec{\alpha}^* = \left(\frac{1}{\sigma_0^2} \vec{\psi}_0 + \frac{1}{\sigma_1^2} \vec{\psi}_1 \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sigma_0^2} \vec{F}_0 \hat{\lambda}_0 + \frac{1}{\sigma_1^2} \vec{F}_1 \hat{\lambda}_1 \right) \quad (14)$$

Цей вираз визначає сукупність оцінок вагових коефіцієнтів при елементарних згладжувальних функціях. Водночас ніде не накладено вимог до рівномірності часового інтервалу між первинними оцінками.

Розрахунок дисперсій членів згладженої часової послідовності

Згладжена часова послідовність (послідовність вторинних оцінок) обчислюється як компоненти вектора

$$\vec{\lambda}^* = \vec{F}^T \vec{\alpha}^*. \quad (15)$$

Коваріаційна матриця вторинних оцінок визначається виразом

$$\vec{K}_{\lambda^*} = E \left\{ \left(\vec{\lambda}^* - \vec{\lambda} \right) \left(\vec{\lambda}^* - \vec{\lambda} \right)^T \right\} =$$

$$\begin{aligned}
&= E \left\{ \left(\bar{F}^T \bar{\alpha}^* - \bar{F}^T \bar{\alpha} \right) \cdot \left(\bar{F}^T \bar{\alpha}^* - \bar{F}^T \bar{\alpha} \right)^T \right\} = \\
&= E \left\{ \bar{F}^T \left(\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha} \right) \left(\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha} \right)^T \bar{F} \right\} = \\
&= \bar{F}^T E \left\{ \left(\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha} \right) \left(\bar{\alpha}^* - \bar{\alpha} \right)^T \right\} \bar{F} = \bar{F}^T \cdot \bar{K}_\alpha \cdot \bar{F}, (16)
\end{aligned}$$

де $E \{ \dots \}$ – символ математичного очікування;

$\bar{K}_\alpha$ – коваріаційна матриця $(m \times m)$ оцінок вагових коефіцієнтів.

Для визначення цієї останньої матриці скористаємось тим, що компоненти векторів $\hat{\lambda}_0$ та $\hat{\lambda}_1$ незалежні як між собою, так і між цими векторами. Також введемо для скорочення запису матрицю

$$\bar{\Phi} = \frac{1}{\sigma_0^2} \bar{\psi}_0 + \frac{1}{\sigma_1^2} \bar{\psi}_1. \quad (17)$$

Тоді

$$\bar{\alpha}^* = \bar{\Phi}^{-1} \left(\frac{1}{\sigma_0^2} \bar{F}_0 \hat{\lambda}_0 + \frac{1}{\sigma_1^2} \bar{F}_1 \hat{\lambda}_1 \right). \quad (18)$$

Оскільки доданки цієї формули статистично незалежні, то коваріаційна матриця вектора $\bar{\alpha}^*$ є сумою коваріаційних матриць цих доданків. Для першого доданка

$$\begin{aligned}
\bar{K}_{\alpha 0} &= \frac{1}{\sigma_0^4} \bar{\Phi}^{-1} E \left[\bar{F}_0 \left(\hat{\lambda}_0 - \bar{\lambda}_0 \right) \left(\hat{\lambda}_0 - \bar{\lambda}_0 \right)^T \bar{F}_0^T \right] \bar{\Phi}^{-1} = \\
&= \frac{1}{\sigma_0^4} \bar{\Phi}^{-1} \bar{F}_0 \bar{K}_{\lambda_0} \bar{F}_0^T \left(\bar{\Phi}^{-1} \right)^T, \quad (19)
\end{aligned}$$

де $\bar{K}_{\lambda_0}$ – коваріаційна матриця первинних оцінок, що містяться в множині K_0 .

Аналогічно для другого доданка

$$K_{\alpha 1} = \frac{1}{\sigma_1^4} \bar{\Phi}^{-1} \bar{F}_1 \bar{K}_{\lambda_1} \bar{F}_1^T \left(\bar{\Phi}^{-1} \right)^T, \quad (20)$$

де $\bar{K}_{\lambda_1}$ – коваріаційна матриця первинних оцінок, що містяться в множині K_1 .

Отже,

$$\bar{K}_\alpha = \bar{K}_{\alpha 0} + \bar{K}_{\alpha 1}. \quad (21)$$

Підставивши цей вираз до співвідношення (16), отримаємо, що

$$\bar{K}_{\lambda^*} = \bar{F}^T \left(\bar{K}_{\alpha 0} + \bar{K}_{\alpha 1} \right) \bar{F}. \quad (22)$$

З огляду на статистичну незалежність членів послідовності первинних оцінок матриці $\bar{K}_{\lambda_0}$ та $\bar{K}_{\lambda_1}$ є діагональними:

$$\begin{aligned}
\bar{K}_{\lambda_0} &= \sigma_0^2 \bar{I}, \\
\bar{K}_{\lambda_1} &= \sigma_1^2 \bar{I},
\end{aligned} \quad (23)$$

де $\bar{I}$ – одинична матриця.

У результаті цього коваріаційна матриця вторинних оцінок визначається виразом

$$\bar{K}_{\lambda^*} = \bar{F}^T \left[\frac{1}{\sigma_0^2} \bar{\Phi}^{-1} \bar{F}_0 \bar{F}_0^T \left(\bar{\Phi}^{-1} \right)^T + \frac{1}{\sigma_1^2} \bar{\Phi}^{-1} \bar{F}_1 \bar{F}_1^T \left(\bar{\Phi}^{-1} \right)^T \right] \bar{F} \quad (24)$$

в якому матриця $\bar{\Phi}$ визначена співвідношенням (17).

Дисперсія i -тої вторинної оцінки є елементом K_{ii} коваріаційної матриці вторинних оцінок.

Висновки

Розглянуте питання відноситься до сукупності методів та засобів уточнення первинних оцінок параметрів коливань в пристроях діагностики, електропостачання та передавання інформації. В цій роботі отримано математично обґрунтовану процедуру згладжування послідовності таких оцінок, яка придатна в досі нерозглянутих умовах нерівності їхніх дисперсій та можливої непостійності часових інтервалів між ними. Результати роботи дають змогу розширити коло вимірювальних робіт, в яких потрібне уточнення первинних вимірювань та підвищити точність відтворення закономірностей зміни вимірюваних параметрів у часі, що необхідно з

метою упереджувального діагностування. Задачею наступних досліджень є врахування можливого часового дрейфу дисперсії первинних вимірювань.

Список використаних джерел

- Kendall M. G., Ord J. K. Time series. Oxford University Press. New York. 1990. 312 p. URL : <https://document.pub/time-series.html>.
- Дослідження методів згладжування часових рядів при обробці навігаційних даних руху судна / І. В. Трофименко, В. М. Іваненко, В. М. Федунів, З. Я. Дорофєєва. *Вчені записки ТНУ ім. В. І. Вернадського. Серія: Технічні науки*. Т. 34 (73), № 2. 2023. С. 209-214. DOI <https://doi.org/10.32782/2663-5941/2023.2.2/35>.
- Kowalski P., Smyk P. Review and comparison of smoothing algorithms for one-dimensional data noise reduction. 2018 *International Interdisciplinary PHD Workshop (IIPHDW)*, Swinoujscie, Poland, 2018. Pp. 277-281. DOI <https://doi.org/10.1109/IIPHDW.2018.8388373>.
- Nonlinear Bayesian Estimation: From Kalman Filtering to a Broader Horizon / H. Fang, N. Tian, Y. Wang, M. Zhou, M. Hail. *IEEE/CAA Journal of Automatica Sinica*. Vol. 5. No 2. March 2018. P. 401-417. DOI <https://doi.org/10.1109/JAS.2017.7510808>.
- Konatowski S., Kaniewski P., Matoszewski J. Comparison of Estimation Accuracy of EKF, UKF and PF Filters. *Annual of Navigation*. 2016. № 23. P. 69-86. DOI <https://doi.org/10.1515/aon-2016-0005>.
- Salhi A., Ghazzi F., Fakhfakh A., Estimation for Motion in Tracking and Detection Objects with Kalman Filter / From the Edited Volume "Dynamics Data Assimilation – Beating the Uncertainties"/ Edited by Dinesh G. Harkut. 2020. DOI <https://doi.org/10.5772/intechopen.92863>.
- Yousefi S. M., Mohseni S. S., Dehbovid H., Ghaderi R. A Practical Approach to Tracking Estimation Using Object Trajectory Linearization *International Journal of Computational Intelligence System*. 2024. 17:175. DOI <https://doi.org/10.1007/s44196-024-00579-5>.
- Implicit Particle Filtering via a Bank of Nonlinear Kalman Filters / I. Ascari, M. A. Haile, X. Tu, H. Fang. *arXiv: 2025.04521v [eess. SY]* 9 May 2022. DOI <https://doi.org/10.48550/arXiv.2205.04521>.
- High-Precision Localization Tracking and Motion State Estimation on Ground-Based Moving Target Utilizing Unmanned Aerial Vehicle High-Altitude Reconnaissance / X. Zhou, W. Jia, R. He, W. Sun. *Remote Sensing*. 2025. 17. 735. DOI <https://doi.org/10.3390/rs17050735>.
- Synthesis of a device for anti-jamming reception of signals of tonal rail circuits on the background of additive five-component interference / S. Panchenko at all. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 2021. Vol. 3. № 9 (111). P. 94-102. DOI <https://doi.org/10.15587/1729-4061.235835>.
- Синтез пристрою оцінювання параметрів синусоїдного сигналу, адитивно змішаного з одиночною імпульсною завадою / О. М. Ананьєва, М. М. Бабаєв, М. Г. Давиденко, В. В. Панченко. *Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті*. 2024. № 3. С. 25-32. DOI <https://doi.org/10.18664/ikszt.v29i3.313625>.

Ananieva O., Babaiev M., Davidenko M., Panchenko V.

Smoothing of the time sequence of parameter estimates of the stator winding testing signal of a three-phase induction motor

Abstract. Numerical data of primary measurements form the basis of any measurement procedure, information transmission, diagnostics, etc. These data are obtained in a mixture with stationary and impulse interference. The presence of interference leads to deviation of measurement results from their true numerical values. This factor is taken into account by the value of the standard deviation or its square – the dispersion of measurements. The presence of impulse noise leads to the fact that the dispersions differ from one result to another. For this reason, the pattern of changes in measurement results over time may at some points be distorted by abnormal deviations, which, however, are not due to a critical deviation of the diagnosed parameter, but can be recognized as such. Therefore, it is important to prevent the occurrence of too large a diagnostically unjustified difference between the numerical measurement result and the exact value. In doing so, it is desirable to adhere to the broadest possible assumptions regarding the probabilistic characteristics of such deviations. But a currently feasible compromise should be established between the breadth of these assumptions and the resulting requirements for the algorithmic and hardware complexity of the implementation. The paper substantiates and describes a mathematical procedure suitable for smoothing the time sequence of primary estimates in the presence of their time values with two possible variances. The variance of the value of each estimate is considered known. The time interval between the moments of obtaining estimates is not necessarily uniform. The smoothed pattern (the set of secondary estimates of the measurement results expanded in discrete time) is the weighted sum of structurally determined time functions. No conditions are imposed on the specific type of such functions. A relation is derived for calculating the set of weight coefficients. A mathematical relationship is found between the covariance matrix of these weight coefficients and the covariance matrix of the vector of secondary estimates. An expression for calculating the variances of the members of a smoothed sequence is obtained.

Key words: time series, primary estimate, secondary estimate, smoothing, dispersion, structurally determined function.

Ананьєва Ольга Михайлівна, д.т.н., професор, кафедра автоматики та комп'ютерного телекерування рухом поїздів, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна. E-mail: romashka13052015@gmail.com. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6686-8249>.

Бабасєв Михайло Михайлович, д.т.н., професор, завідувач кафедри, кафедра електроенергетики, електротехніки та електромеханіки, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна. E-mail: mmbxiit@gmail.com. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3553-8786>.

Давиденко Михайло Георгійович, к.т.н., доцент, кафедра електроенергетики, електротехніки та електромеханіки, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна.

E-mail: davdenk@kart.edu.ua. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7255-3059>.

Панченко Владислав Вадимович, к.т.н., доцент, кафедра електроенергетики, електротехніки та електромеханіки, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна.

E-mail: vlad_panchenko@ukr.net. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4822-7151>.

Olha Ananieva, Doctor of Technical Sciences, Professor, Department of Automation and computer telecontrol of trains, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine. E-mail: romashka13052015@gmail.com. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6686-8249>.

Mykhailo Babaiev, Doctor of Technical Sciences, Professor, Department of Electric Power Engineering, Electrical Engineering and Electromechanics, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine. E-mail: mmbxiit@gmail.com. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3553-8786>.

Mykhailo Davidenko, PhD, Associate Professor, Department of Electric Power Engineering, Electrical Engineering and Electromechanics, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine. E-mail: davdenk@kart.edu.ua. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7255-3059>.

Vladyslav Panchenko, PhD, Associate Professor, Department of Electric Power Engineering, Electrical Engineering and Electromechanics, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine. E-mail: vlad_panchenko@ukr.net. ID ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4822-7151>.