

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



Прогнозування вторинних оцінок параметрів сигналу тестування обмотки статора трифазного асинхронного електродвигуна

Для визначення поточних величин активного та реактивного опорів обмотки статора асинхронного електродвигуна вимірюють параметри пропущеного крізь неї тестового струму. Описано процедуру прогнозування вторинних оцінок величин цих параметрів при нерівноточному та нееквідистантному в часі їх вимірюванні. Отримано вираз для розрахунку дисперсії спрогнозованої величини при згладжуванні послідовності вторинних оцінок довільними детермінованими функціями часу. Цей вираз конкретизовано для випадку поліноміального згладжування.

Ключові слова: оцінка параметрів, первинна оцінка, вторинна оцінка, згладжування, дистанція прогнозу, дисперсія.

Вступ

В тягових приводах рухомих засобів електротранспорту широко застосовують трифазні асинхронні електродвигуни. Ступінь їхньої працездатності визначає експлуатаційну придатність вказаних засобів. Зі свого боку, технічний стан обмотки статора такого двигуна як його принципово необхідного елемента конструкції визначальним чином впливає на працездатність і експлуатаційні характеристики власне двигуна. Величини активного і реактивного опорів обмотки статора несуть інформацію як про стан її провідників та ізоляції, так і про поточну температуру двигуна. Вказані опори можуть бути виміряні в процесі його роботи шляхом введення в коло обмотки малої тестової напруги з відомими формою та параметрами і в подальшому вимірюванні параметрів створеного нею струму. Отримані в такий спосіб первинні оцінки мають певні відхилення від істинних величин вимірюваних параметрів з причини дії завад на датчики. Це утруднює виявлення тенденції зміни параметрів обмотки в часі. Для розв'язання цієї задачі виконують згладжування часової послідовності первинних оцінок, отримуючи з неї часову послідовність вторинних оцінок, величини яких задовольняють певній достатньо гладкій аналітичній функції. Знання виду та параметрів цієї функції дає змогу спрогнозувати її числову величину (а відтак – і числову величину вимірюваного параметру обмотки) на деякий проміжок часу. Звідси утворюється передумова для обґрунтованого визначення терміну та виду технічного обслуговування двигуна, маючи на меті мінімізацію технічних, організаційних і фінансових витрат.

Отже, розв'язання задачі стійкого до похибок первинних вимірювань прогнозного визначення величин діагностичних параметрів двигуна в умовах жорсткого ресурсозбереження є високоактуальним.

Постановка проблеми й аналіз досліджень і публікацій

Використання тестового сигналу для визначення через його параметри комплексного опору обмотки статора асинхронного електродвигуна та обмотки будь-якої котушки індуктивності взагалі надає фізичну можливість слідкувати як за технічним станом власне цієї обмотки, так і за температурним режимом двигуна в цілому. Відомі з класичної теорії електричних кіл співвідношення для розрахунку вказаного опору та втрат у реальній котушці індуктивності [1] набули розвитку на базі розширення можливостей вимірювань і оброблення їх результатів, а також досягнень в теорії електричних машин.

Так, метод визначення комплексного опору котушки індуктивності, базований на диференціації втрат в ній (включно із втратами в ізоляції) залежно від вигляду струму, що протікає, подано в роботі [2]. Можливості застосування цього методу обмежені необхідністю проведення вимірювань поза робочим режимом. Метод оцінювання параметрів електричної машини включно із опором статора під час її роботи описаний в статті [3]. Він забезпечує визначення миттєвої величини активного опору за будь-якого режиму роботи машини, однак за суттю є інструментом визначення лише первинних оцінок.

Слід зазначити, що має місце певне розмежування між фізичним визначенням активних опорів та індуктивностей, щодо яких відбувається обчислення.

Частина робіт присвячена визначенню не безпосередньо опорів та індуктивностей технічних елементів конструкції, а величин параметрів схеми заміщення багатофазних асинхронних машин згідно зі стандартом 112 IEEE [4]. Такий підхід описаний в роботі [5], присвяченій визначенню вказаних величин в широкому діапазоні частот живильної напруги. Однак у відповідному експерименті були досліджені не наслідки нагрівання двигуна струмами, що утворюються в процесі його роботи, а наслідки зовнішнього нагрівання зупиненого двигуна в піщій з регульованою температурою. Водночас відомо, що наявність активних опорів обмоток двигуна є основною причиною його самонагрівання. Воно, зі свого боку, обумовлює зміну цього опору в часі по мірі прогріву двигуна. Виявлено, що вказаний опір суттєво впливає також на швидкість обертання валу [6] та на обертовий момент [7]. Це знов повертає увагу дослідників до необхідності відслідковувати опір обмотки статора в реальному масштабі часу як базовий елемент розрахунку інших параметрів робочого режиму, використовуючи додавання малого каліброваного сигналу до функціонально основного живильного струму [8-12]. Втім вказані роботи описують засоби отримання знову ж таки первинних оцінок і не торкаються питання прогнозування їхніх величин. Останнім часом опубліковано деякі роботи, що частково заповнюють цей пробіл. Так, у статті [13] розглянуто прогнозування стану ізоляції асинхронного двигуна в умовах флуктуацій та модуляції живильної напруги, а в статті [14] описано прогнозування власної індуктивності еталону індуктивності. Однак в першій з цих статей розглянуто довготермінову перспективу впливу врахованих чинників, величина якої не охоплює потреб оперативного прогнозування; в обох статтях не враховано індивідуальності величини дисперсії кожного з вимірювань, хоча друга з них і надає інструмент оперативного прогнозування.

Зазначимо, що останню властивість має будь-який метод екстраполяції за допомогою неперервних функцій часу [15, 16], проте ці дві останні роботи теж не враховують індивідуальних статистичних характеристик кожної окремої первинної оцінки. Перехід до розгляду послідовності первинних оцінок як стохастичного процесу приносить певні позитивні результати, коли він поєднується з прогнозуванням на базі методів глибокого машинного навчання [17-19]. Але й ці методи, принаймні описані у відкритому доступі на сьогодні, теж не вільні від вказаного вище обмеження. Певного ослаблення впливу розкиду величин дисперсій первинних оцінок сягають застосуванням перетворення Бокса-Кокса [20], яке за суттю є нелінійним перетворенням числових величин

кожної послідовності первинних оцінок, призначеним для стабілізації величини дисперсії.

Однак ця стабілізація фактично призводить до втрати інформації щодо вагомості внеску кожної оцінки в підсумкову точність результату, і в підсумку «перетворені» первинні оцінки мають майже однаковий вплив на результат, оскільки в них тепер майже однакові дисперсії.

Отже, на сьогодні розроблено та опубліковано обсяжний апарат опису еквівалентної схеми асинхронного електродвигуна із урахуванням комплексного опору обмотки його статора. Доволі детально проаналізовано вплив активної складової цього опору на температурний режим двигуна, його обертовий момент та швидкість обертання на коротких інтервалах часу, прилеглих до моменту вимірювання цього опору. Існують також певні експериментальні напрацювання щодо проведення таких вимірювань на базі вимірювання параметрів тестового струму, штучно введеного до обмотки статора (так званих первинних оцінок). Окремо є широко розвиненим математичний апарат екстраполяції стаціонарних функцій часу на заданий інтервал майбутнього часу (тобто прогнозування майбутніх числових значень, які прийматимуть ці функції). Але не вдалося виявити публікацій, в яких було б описано прогнозування послідовності вторинних оцінок параметрів тестового сигналу (тобто згладженої послідовності первинних оцінок) із врахуванням змінної в часі дисперсії первинних оцінок. Розв'язання цієї задачі дало б змогу отримувати теоретично обґрунтовані попередження щодо загроз технічному стану двигуна та щодо необхідності його технічного обслуговування.

Мета та задачі дослідження

Мета дослідження – розроблення теоретично обґрунтованої процедури прогнозування послідовності вторинних оцінок параметрів тестового струму статора трифазного асинхронного електродвигуна за умови нерівності дисперсій первинних оцінок параметрів цього струму.

Для досягнення поставленої мети було розв'язано три задачі:

- 1) перетворення процедури згладжування первинних оцінок на процедуру прогнозування вторинних оцінок;
- 2) аналітичне визначення дисперсії спрогнозованої величини для загального випадку згладжування детермінованими функціями часу;
- 3) конкретизація аналітичного виразу для величини вказаної дисперсії в широко розповсюдженому випадку поліноміального згладжування.

Основна частина

Перетворення процедури згладжування на процедуру прогнозування

Розглянемо ситуацію, в якій проведені на K послідовних інтервалах часу вимірювання дали послідовність $\hat{\lambda}_k$ первинних оцінок певного параметру тестового сигналу, де $k = 1, 2, \dots, K$. Частина вказаних інтервалів уражена короткочасною імпульсною завадою. Кількість цих інтервалів дорівнює K_1 , їхні номери утворюють множину \mathcal{K}_1 ; дисперсія отриманих первинних оцінок дорівнює σ_1^2 . Інші $K_0 = K - K_1$ інтервалів уражені тільки стаціонарним неперервним шумом, їхні номери утворюють множину \mathcal{K}_0 ; дисперсія отриманих первинних оцінок дорівнює σ_0^2 . Більш детально така ситуація описана в роботі [21]; технічні засоби, що забезпечують отримання первинних оцінок з розглянутими властивостями описані в роботі [22]. Якщо для згладжування часової послідовності первинних оцінок використано зважену суму, складену з M повністю відомих функцій часу $F_m(t)$ (де $m = 1, 2, \dots, M$), то послідовність отриманих у такий спосіб вторинних оцінок λ_k утворює вектор

$$\vec{\lambda}^* = \vec{F}^T \vec{\alpha}^* \quad (1)$$

Тут \vec{F} є матрицею $\|F_{mk}\|$, складеною з числових значень $F_m(t_k)$ вказаних відомих функцій, зафіксованих в моменти $t_k (k = 1, 2, \dots, K)$; $\vec{\alpha}^*$ є вектором вагових коефіцієнтів. У роботі [21] показано, що він обчислюється як

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

Тут підматриці \vec{F}_0 та \vec{F}_1 є результатами фрагментування матриці \vec{F} відповідно до групування номерів інтервалів часу на множини \mathcal{K}_0 та \mathcal{K}_1 : $\vec{F}_0 = \|F_{mk}\| (k \in \mathcal{K}_0)$ та $\vec{F}_1 = \|F_{mk}\| (k \in \mathcal{K}_1)$. Підвектори $\hat{\lambda}_0$ та $\hat{\lambda}_1$ є результатами фрагментування вектора $\hat{\lambda}$ первинних

оцінок за тим самим принципом. Матриці $\vec{\psi}_0$ та $\vec{\psi}_1$ визначаються як

$$\vec{\psi}_0 = \vec{F}_0 \cdot \vec{F}_0^T; \quad (3)$$

$$\vec{\psi}_1 = \vec{F}_1 \cdot \vec{F}_1^T. \quad (4)$$

Для отримання величини спрогнозованої вторинної оцінки за обчисленим згідно з виразом (2)

вектором $\vec{\alpha}^*$ вагових коефіцієнтів слід доповнити матрицю \vec{F} стовпцем $\|F_{m,k+1}\|$ числових значень згладжених функцій, обчислених в часовій точці прогнозу t_{k+1} . Позначимо цей стовпець як окремий вектор \vec{F}_{K+1} . Тоді спрогнозована величина вторинної оцінки обчислюється як

$$\vec{\lambda}_{\text{пр}}^* = \vec{F}_{K+1}^T \vec{\alpha}^*. \quad (5)$$

Має практичну значущість питання, наскільки точною є ця величина.

Дисперсія спрогнозованої вторинної оцінки при довільній системі згладжених функцій

У роботі [21] показано, що за умови статистичної незалежності первинних оцінок коваріаційна матриця вторинних оцінок визначена виразом

$$\vec{K}_{\lambda^*} = \vec{F}^T \vec{K}_{\alpha} \vec{F}, \quad (6)$$

де \vec{K}_{α} є коваріаційною матрицею вектора (2) вагових коефіцієнтів і обчислюється як

$$\vec{K}_{\alpha} = \frac{1}{\sigma_0^2} \vec{\Phi}^{-1} \vec{F}_0 \vec{F}_0^T (\vec{\Phi}^{-1})^T + \frac{1}{\sigma_1^2} \vec{\Phi}^{-1} \vec{F}_1 \vec{F}_1^T (\vec{\Phi}^{-1})^T. \quad (7)$$

Тут

$$\vec{\Phi} = \frac{1}{\sigma_0^2} \vec{\psi}_0 + \frac{1}{\sigma_1^2} \vec{\psi}_1. \quad (8)$$

З урахуванням співвідношень (3), (4) та (8), а також симетричності кожної з матриць $\vec{\psi}_0$ та $\vec{\psi}_1$ вираз (7) для коваріаційної матриці вагових коефіцієнтів набуває більш компактного вигляду

$$\vec{K}_{\alpha} = \vec{\Phi}^{-1}, \quad (9)$$

ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУЮЧІ СИСТЕМИ НА ЗАЛІЗНИЧНОМУ ТРАНСПОРТІ

звідки випливає, що

$$\vec{K}_{\lambda^*} = \vec{F}^T \vec{\Phi}^{-1} \vec{F}. \quad (10)$$

Діагональні елементи цієї матриці є дисперсіями відповідних членів λ_k^* послідовності вторинних оцінок. Дисперсію спрогнозованої вторинної оцінки визначаємо на базі виразу (5) як

$$D\left\{\lambda_{\text{пр}}^*\right\} = \vec{F}_{K+1}^T \cdot E\left\{\left(\vec{\alpha}^* - \vec{\alpha}\right)\left(\vec{\alpha}^* - \vec{\alpha}\right)^T\right\}_{K+1} \vec{F}_{K+1} = \vec{F}_{K+1}^T \cdot \vec{K}_{\alpha} \cdot \vec{F}_{K+1} = \vec{F}_{K+1}^T \cdot \vec{\Phi}^{-1} \cdot \vec{F}_{K+1}, \quad (11)$$

де α – істинний вектор вагових коефіцієнтів;

$E\{\dots\}$ – позначення операції обчислення математичного очікування.

Прогнозування при згладжуванні поліномом першого степеня

При поліноміальному згладжуванні використовують систему функцій F_{mk} , що задовольняють закон

$$F_{mk} = F_m(t_k) = \frac{1}{(m-1)!} t_k^{m-1}. \quad (12)$$

При згладжуванні поліномом першого степеня маємо систему, що складається з двох функцій

$$\left. \begin{aligned} F_{1k} &= 1, \\ F_{2k} &= t_k. \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

У цій ситуації ваговий коефіцієнт α_1 має фізичний сенс постійної складової вимірюваного параметру, а ваговий коефіцієнт α_2 є постійною швидкістю зміни цього параметру в часі.

Позначимо числові величини моментів часу, які відносяться до множини K_0 , як θ_k , а числові величини моментів часу, які відносяться до множини K_1 , позначимо як τ_k . Введемо також такі позначення:

$$\left. \begin{aligned} \Theta &= \sum_{K_0} \theta_k, \\ \Gamma &= \sum_{K_1} \tau_k, \\ \Omega &= \sum_{K_0} \theta_k^2, \\ \text{H} &= \sum_{K_1} \tau_k^2. \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Нагадаємо, що кількість елементів множини K_0 дорівнює K_0 , а множини $K_1 - K_1$.

Урахування визначення (13) при розрахунку матриць $\vec{\Psi}_0$ та $\vec{\Psi}_1$ (вирази (3) та (4)) і подальше використання співвідношення (8) для розрахунку матриці $\vec{\Phi}$ призводить до такого вигляду цієї матриці

$$\vec{\Phi} = \begin{pmatrix} \frac{K_0}{\sigma_0^2} + \frac{K_1}{\sigma_1^2} & \frac{\Theta}{\sigma_0^2} + \frac{\Gamma}{\sigma_1^2} \\ \frac{\Theta}{\sigma_0^2} + \frac{\Gamma}{\sigma_1^2} & \frac{\Omega}{\sigma_0^2} + \frac{\text{H}}{\sigma_1^2} \end{pmatrix}. \quad (15)$$

Для обчислення дисперсії спрогнозованої вторинної оцінки згідно з формулою (11) необхідно знайти вирази для елементів матриці $\vec{\Phi}^{-1}$.

Позначивши ці елементи як Φ_{ij}^{-1} та виходячи із запису (15) після низки перетворень отримуємо, що

$$\Phi_{11}^{-1} = \frac{\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2 - \frac{(\Theta \sigma_1^2 + \Gamma \sigma_0^2)^2}{\Omega \sigma_1^2 + \text{H} \sigma_0^2}}. \quad (16)$$

$$\Phi_{12}^{-1} = \Phi_{21}^{-1} = \frac{-\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{(K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2) \frac{\Omega \sigma_1^2 + \text{H} \sigma_0^2}{\Theta \sigma_1^2 + \Gamma \sigma_0^2} - (\Theta \sigma_1^2 + \Gamma \sigma_0^2)}. \quad (17)$$

$$\Phi_{22}^{-1} = \frac{\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{\Omega \sigma_1^2 + \text{H} \sigma_0^2 - \frac{(\Theta \sigma_1^2 + \Gamma \sigma_0^2)^2}{K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2}}. \quad (18)$$

Формули (16)-(18) для розрахунку елементів зворотної матриці при довільних величинах K_0, K_1 ,

σ_0^2, σ_1^2 та довільних моментах часу θ_k і τ_k не надають можливості для подальшого спрощення і є кінцевим виразом для елементів матриці $\vec{\Phi}^{-1}$, якими й належить користуватися при розрахунку дисперсії за формулою (11).

Якщо ж первинні оцінки розташовані в часі з однаковими інтервалами величиною Δt кожен, $\theta_k = k\Delta t$, де $k \in K_0$, а $\tau_k = k\Delta t$, $k \in K_1$. За таких обставин формули (16)-(18) перетворюються на такі:

$$\Phi_{11}^{-1} = \frac{\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2 - \left(\frac{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k}{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k} \right)^2}, \quad (19)$$

$$\Phi_{12}^{-1} = \Phi_{21}^{-1} = \frac{-\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{\Delta t \left[(K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2) \frac{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k^2 + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k^2}{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k} - \left(\frac{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k}{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k} \right)^2 \right]}, \quad (20)$$

$$\Phi_{22}^{-1} = \frac{\sigma_0^2 \cdot \sigma_1^2}{(\Delta t)^2 \left[\sum_{K_0} k^2 + \sum_{K_1} k^2 - \frac{\left(\frac{\sigma_1^2 \sum_{K_0} k + \sigma_0^2 \sum_{K_1} k}{K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2} \right)^2}{K_0 \sigma_1^2 + K_1 \sigma_0^2} \right]}. \quad (21)$$

Формули (19)-(21) є кінцевими виразами для елементів матриці $\vec{\Phi}^{-1}$ в ситуації рівномірно розташованих в часі первинних оцінок.

Для прикладу розглянемо окремий випадок, коли $\sigma_0 = \sigma_1 = \sigma$ і $K_0 + K_1 = K \gg 1$.

Ураховавши, що $\sum_{k=1}^K k = \frac{K}{2}(K+1)$ та

$$\sum_{k=1}^K k^2 = \frac{K}{6}(K+1)(2K+1), \quad \text{отримаємо з}$$

останніх трьох формул

$$\left. \begin{aligned} \Phi_{11}^{-1} &\approx \frac{4\sigma^2}{K}, \quad \Phi_{12}^{-1} = \Phi_{21}^{-1} \approx -\frac{\sigma^2}{\Delta t} \cdot \frac{6}{K^2}, \\ \Phi_{22}^{-1} &\approx \frac{12\sigma^2}{(\Delta t)^2 K^3}. \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

Підстановка цих співвідношень до формули (11), за якою обчислюється дисперсія величини спрогнозованого параметра при поліноміальному згладжуванні дає

$$\sigma_{\text{пр}}^2 = D \left\{ \lambda_{\text{пр}}^* \right\} \approx (1 - t_{K+1}) \cdot \begin{pmatrix} \frac{4\sigma^2}{K} & -\frac{6\sigma^2}{\Delta t \cdot K^2} \\ -\frac{6\sigma^2}{\Delta t \cdot K^2} & \frac{12\sigma^2}{(\Delta t)^2 \cdot K^3} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 1 \\ t_{K+1} \end{pmatrix} = \frac{4\sigma^2}{K} \left[1 - 3 \frac{t_{K+1}}{T} + 3 \left(\frac{t_{K+1}}{T} \right)^2 \right], \quad (23)$$

де $T = K \cdot \Delta t$ – протяжність інтервалу спостереження при формуванні послідовності первинних оцінок. Незавжди побачити, що величина $\sigma_{\text{пр}}^2$ сягне мінімального значення σ^2/K при $t_{K+1} = T/2$.

На рис. 1 наведено графіки залежностей дисперсії спрогнозованої вторинної оцінки від часової дистанції прогнозу t_{K+1} при $\sigma_0^2 = 0,3$;

$\sigma_1^2 = 4,8$; $K_0=K_1=5$. Крива 1 відповідає множині $K_0=\{1,2,3,4,5\}$, крива 2 – множині $K_0=\{1,3,4,5,9\}$, крива 3 – множині $K_0=\{2,6,7,8,10\}$, крива 4 – множині $K_0=\{6,7,8,9,10\}$.

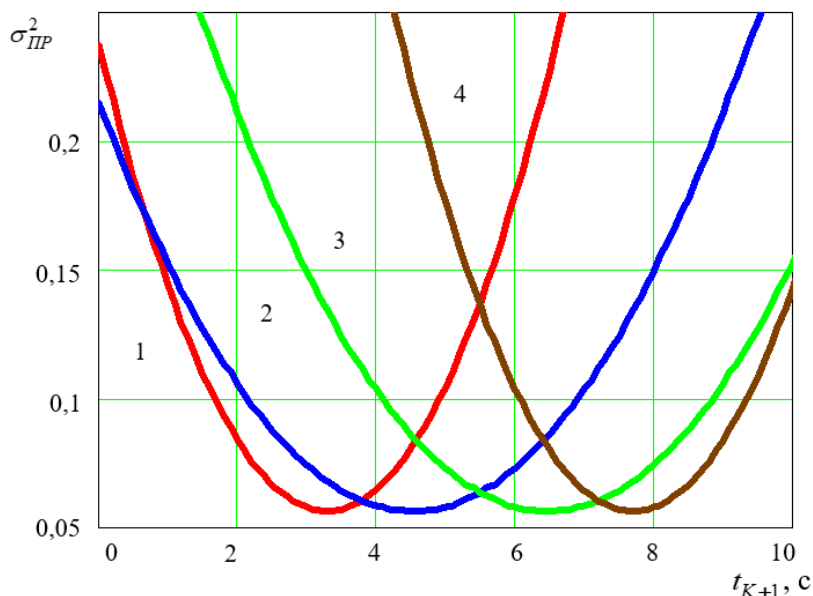


Рис. 1. Залежність дисперсії прогнозу від часової дистанції прогнозування при різному групуванні низькодисперсних та високодисперсних первинних оцінок

Можна зробити досить обґрунтоване припущення, що із пересуванням більшості низькодисперсних первинних оцінок від початку інтервалу спостереження до його кінця часова дистанція найточнішого прогнозу (точка мінімуму кривої) збільшується.

На рис. 2 зображено для порівняння графіки залежностей дисперсії прогнозу від часової дистанції прогнозу t_{K+1} при $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 0,3$; $K=10$; $\Delta t=1$ с. Крива 1 відповідає точному розрахунку за формулами (11), (19)-(21), а крива 2 відповідає розрахунку за наближеною формулою (23).

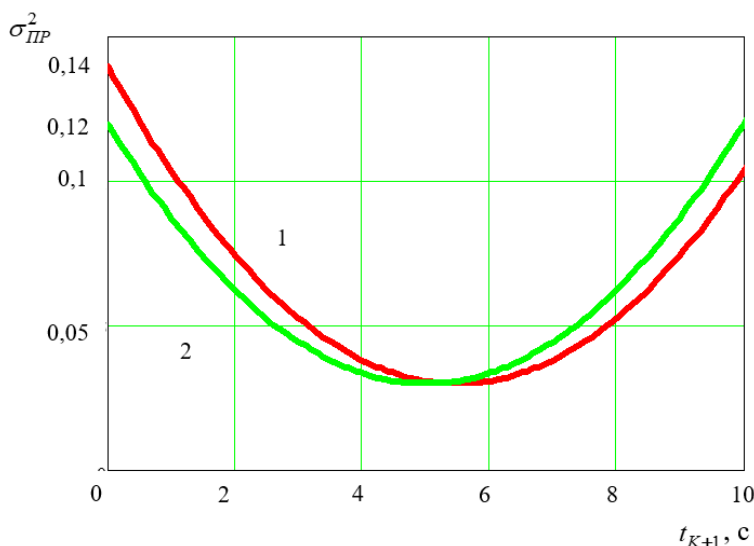


Рис. 2. Порівняння результатів обчислення дисперсії прогнозу за точною та наближеною формулами

Виглядає обґрунтованим припущення, що реальна часова дистанція найточнішого прогнозу, яку визначає крива 2, дещо більша за величину $T/2$, визначеною за кривою 1.

Розглянуте питання відноситься до сукупності методів прогнозування вторинних оцінок контрольованих параметрів сигналів у пристроях діагностики обладнання електроприводу та електропостачання. У цій роботі описано та обґрунтовано математичну процедуру розрахунку прогнозованої величини вторинної оцінки для будь-

Висновки

ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУЮЧІ СИСТЕМИ НА ЗАЛІЗНИЧНОМУ ТРАНСПОРТІ

якої часової дистанції прогнозу. При цьому на первинні оцінки, використані для розрахунку вагових коефіцієнтів згладжених функцій не накладено умов рівності дисперсій та еквідистантності в часі. Результати роботи дають змогу отримувати об'єктивну інформацію щодо прогнозованого технічного стану та передбачуваної необхідності технічного обслуговування контрольованого обладнання. Задачею майбутніх досліджень є вивчення впливу нестационарності вагових коефіцієнтів згладжених функцій на точність прогнозу.

Список використаних джерел

1. Теорія електричних і магнітних кіл / С. В. Панченко, О. М. Ананьєва, М. М. Бабаєв та ін. Харків: УкрДУЗТ, 2020. 247 с. <https://lib.kart.edu.ua/handle/123456789/5408>.
2. Jameson N. J., Azarian M. H., Pecht M. Impedance-Based Condition Monitoring for Insulation Systems Used in Low-Voltage Electromagnetic Coils. *IEEE Transactions on Industrial Electronics*. 2017. Vol. 64. No 5. P. 3748-3757. DOI: 10.1109/TIE.2017.2652359.
3. Bui M. H., Dutta R., Rahman F. Application of Deep Learning in Parameter Estimation of Permanent Magnet Synchronous Machines. *IEEE Access*. 2024. Vol. 12. P. 40711-40721. DOI: 10.1109/ACCESS.2024.3377224.
4. 112 IEEE Standard Test Procedure for Polyphase Induction Motors and Generators // [law.resource.org/pub/us/cfr/ibr/004/ieee.112.2004.pdf](http://www.ieee.org/publications_standards/publications/details_standards.cfm?pubId=9272004).
5. Estimation of temperature dependent equivalent circuit parameters for traction-based electric machines / O. Agbaje, D. F. Kavanagh, M. Sumislawska et al. *IET Conference Publications* 2013 (621). P. 1-7. <https://dx.doi.org/10.1049/cp.2013.1898>.
6. Spasic Z. T., Radic M. M., Dimitrijevic D. G. Temperature rise in induction motor windings as the case of variation in rotational speed of an axial fan. *Thermal Science*. 2016. Vol. 20. Suppl. 5. Pp. S1449-S1459. DOI: 10.2298/TSCI16S5449S.
7. Novel technique for precise derating torque of induction motors using ANFIS / A. A. Shaier, A. Flah, H. Kraiem et al. *Scientific Reports*. (2025). 15:8550. <http://doi.org/10.1038/s41598-025-92821-z>.
8. Wu H., Gao H. Induction-motor stator and rotor winding temperature estimation using signal injection method. *IEEE Transactions on Industry Applications*. August 2006. Vol. 42. No 4. P. 1038-1044. DOI: 10.1109/TIA.2006.876081.
9. Magnetic Effects of DC Signal Injection on Induction Motors for Thermal Evaluation of Stator Windings / P. Zhang, Y. Du, T.G. Habetler, B. Iu. *IEEE Transactions on Industrial Electronics*. 58(5): 1479-1489. DOI: 10.1109/TIE.2010.2089935.
10. Optimization of HF signal injection parameters for EV applications based on sensorless IPMSM drives / L. Idkhajine, E. Monmasson, Z. Makni, P.-A. Chauvenet, B. Condamin, A. Bruyere. *IET Electric Power Applications*. Vol. 12, Issue 3. P. 347-356. URL : <https://doi.org/10.1049/iet-epa.2017.0228>.
11. Signal injection method without torque ripple for stator winding temperature estimation of surface-mounted PMSM drive systems / J. Fang, S. Ding, Y. Sun, J. Hang. *Journal of Power Electronics*. November 2020. 20(6): 1504-1513. DOI:1007/s43236-020-00153-0.
12. A Study of Frequency Domain Reflectometry Technique for High-Voltage Rotating Machine Winding Condition Assessment / J. Cheng, Y. Zhang, H. Yun, L. Wang, N. Taylor. *Machines*. 2023. 11 (9), 883. DOI: <https://doi.org/10.3390/machines11090883>.
13. Bouassi Y., Rezig A., Touati S. Prognosis of insulation deterioration in induction motors winding subject to voltage fluctuations. *Przeglad Elektrotechniczny*, ISSN 0033-2097, R 100, NR 1/2024. P. 58-62. DOI: 10.15199/48.2024.01.12.
14. Величко О., Гордієнко Т. Оцінка довготривалого дрейфу еталонів індуктивності. *Український метрологічний журнал*. 2024. № 1. С. 23-30. DOI: <https://doi.org/10.24027/2306-7039.1.2024.300926>.
15. Kendall M.G., Ord J.K. *Time Series*. New York: Oxford University Press, 1990. 312 p. DOI: <https://document.pub/time-series.html>.
16. Strelkovskaya I, Solovskaya I., Makoganiuk A. Different extrapolation methods in problems of forecasting. *Advances in Information and Communication Technology and Systems* (Lecture Notes in Networks and Systems). Springer, 2020. Vol. 152. P. 217-228. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-3-030-58359-0>.
17. Patil S.S., Patil S. Pawar A.M. Study of Various Forecasting Models for Time Series Data Using Stochastic Processes. *Journal of Computer Technology Applications*. Vol. 12. Issue 2. 2021. P. 26-32. DOI: 10.37591/JoCTA,10.52711/2321-581X.2021.00018.
18. Li W., Eddie Law K.L. Deep Learning Models for Time Series Forecasting: A Review. *IEEE Access*. 2024. Vol. 12. P. 92306-92327. DOI: 10.1109/ACCESS.2024.3422528.
19. Pucheta J., Salas C., Herrera M. Rivero C.R., Alasino G. Short and Long-Term Time Series Forecasting Stochastic Analysis for Slow Dynamic Processes. *Applied Mathematics*. August 2019. Vol 10. No 8. DOI: 10.4236/am.2019.108050.
20. Osborne J.W. Improving your data transformations: Applying the Box-Cox transformation. *Practical Assessment, Research & Evaluation*. October 2010. Vol 15. No 12. P. 1-9.

- DOI: <https://www.researchgate.net/publication/284261483>.
21. Згладжування часової послідовності оцінок параметрів сигналу тестування обмотки статора трифазного асинхронного двигуна / О. М. Ананьєва, М. М. Бабасєв, М. Г. Давиденко, В. В. Панченко. *Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті*. 2025. № 2(30). С. 38-44. DOI: 10.18664/iksz.v30i2.335372.
 22. Синтез пристрою оцінювання параметрів синусоїдного сигналу, адитивно змішаного з одиночною імпульсною завадою / О. М. Ананьєва, М. М. Бабасєв, М. Г. Давиденко, В. В. Панченко. *Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті*. 2024. № 3(29). С. 38-44. DOI: 10.18664/iksz.v29i3.313625.
- References
1. **Panchenko, S. V., Ananieva, O. M., Babaiev, M. M., & et al. (2020).** *Teoriia elektrychnykh i mahnitnykh kil* [Theory of electrical and magnetic circuits]. Ukrainskyi derzhavnyi universytet zaliznychnoho transportu. <https://lib.kart.edu.ua/handle/123456789/5408>
 2. **Jameson, N. J., Azarian, M. H., & Pecht, M. (2017).** Impedance-based condition monitoring for insulation systems used in low-voltage electromagnetic coils. *IEEE Transactions on Industrial Electronics*, 64(5), 3748–3757. <https://doi.org/10.1109/TIE.2017.2652359>
 3. **Bui, M. H., Dutta, R., & Rahman, F. (2024).** Application of deep learning in parameter estimation of permanent magnet synchronous machines. *IEEE Access*, 12, 40711–40721. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2024.3377224>
 4. **IEEE. (2004).** *IEEE standard test procedure for polyphase induction motors and generators* (IEEE Std 112-2004). <https://law.resource.org/pub/us/cfr/ibr/004/ieee.112.2004.pdf>
 5. **Agbaje, O., Kavanagh, D. F., Sumislawska, M., & et al. (2013).** Estimation of temperature dependent equivalent circuit parameters for traction-based electric machines. *IET Conference Publications*, 2013(621), 1–7. <https://doi.org/10.1049/cp.2013.1898>
 6. **Spasic, Z. T., Radic, M. M., & Dimitrijevic, D. G. (2016).** Temperature rise in induction motor windings as the case of variation in rotational speed of an axial fan. *Thermal Science*, 20(Suppl. 5), S1449–S1459. <https://doi.org/10.2298/TSCI16S5449S>
 7. **Shaier, A. A., Flah, A., Kraiem, H., & et al. (2025).** Novel technique for precise derating torque of induction motors using ANFIS. *Scientific Reports*, 15, Article 8550. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-92821-z>
 8. **Wu, H., & Gao, H. (2006).** Induction-motor stator and rotor winding temperature estimation using signal injection method. *IEEE Transactions on Industry Applications*, 42(4), 1038–1044. <https://doi.org/10.1109/TIA.2006.876081>
 9. **Zhang, P., Du, Y., Habetler, T. G., & Lu, B. (2011).** Magnetic effects of DC signal injection on induction motors for thermal evaluation of stator windings. *IEEE Transactions on Industrial Electronics*, 58(5), 1479–1489. <https://doi.org/10.1109/TIE.2010.2089935>
 10. **Idkhajine, L., Monmasson, E., Makni, Z., Chauvenet, P.-A., Condamin, B., & Bruyere, A. (2018).** Optimization of HF signal injection parameters for EV applications based on sensorless IPMSM drives. *IET Electric Power Applications*, 12(3), 347–356. <https://doi.org/10.1049/iet-epa.2017.0228>
 11. **Fang, J., Ding, S., Sun, Y., & Hang, J. (2020).** Signal injection method without torque ripple for stator winding temperature estimation of surface-mounted PMSM drive systems. *Journal of Power Electronics*, 20(6), 1504–1513. <https://doi.org/10.1007/s43236-020-00153-0>
 12. **Cheng, J., Zhang, Y., Yun, H., Wang, L., & Taylor, N. (2023).** A study of frequency domain reflectometry technique for high-voltage rotating machine winding condition assessment. *Machines*, 11(9), Article 883. <https://doi.org/10.3390/machines11090883>
 13. **Bouassi, Y., Rezig, A., & Touati, S. (2024).** Prognosis of insulation deterioration in induction motors winding subject to voltage fluctuations. *Przegląd Elektrotechniczny*, 100(1), 58–62. <https://doi.org/10.15199/48.2024.01.12>
 14. **Velychko, O., & Hordiienko, T. (2024).** Otsinka dovhotryvaloho dreifu etaloniv induktyvnosti [Estimation of long-term drift of inductance standards]. *Ukrainskyi metrolohichnyi zhurnal*, (1), 23–30. <https://doi.org/10.24027/2306-7039.1.2024.300926>
 15. **Kendall, M. G., & Ord, J. K. (1990).** *Time series*. Oxford University Press. <https://document.pub/time-series.html>
 16. **Strelkovskaya, I., Solovskaya, I., & Makoganiuk, A. (2020).** Different extrapolation methods in problems of forecasting. In *Advances in Information and Communication Technology and Systems* (Lecture Notes in Networks and Systems, Vol. 152, pp. 217–228). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-58359-0>
 17. **Patil, S. S., Patil, S., & Pawar, A. M. (2021).** Study of various forecasting models for time series data using stochastic processes. *Journal of Computer Technology & Applications*, 12(2), 26–32. <https://doi.org/10.37591/jocta.v12i2.5312>

18. Li, W., & Eddie Law, K. L. (2024). Deep learning models for time series forecasting: A review. *IEEE Access*, 12, 92306–92327. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2024.3422528>
19. Pucheta, J., Salas, C., Herrera, M., Rivero, C. R., & Alasino, G. (2019). Short and long-term time series forecasting stochastic analysis for slow dynamic processes. *Applied Mathematics*, 10(8), 643–674. <https://doi.org/10.4236/am.2019.108050>
20. Osborne, J. W. (2010). Improving your data transformations: Applying the Box-Cox transformation. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 15, Article 12. <https://www.researchgate.net/publication/284261483>
21. Ananieva, O. M., Babaiev, M. M., Davydenko, M. H., & Panchenko, V. V. (2025). Zhladzhuвання chasovoi poslidovnosti otsinok parametriv syhnalu testuvannya obmotky statora tryfaznoho asynkhronnoho dvyhuna [Smoothing of the time sequence of parameter estimations of the stator winding testing signal of a three-phase induction motor]. *Informatsiino-Keruiuchi Systemy na Zaliznychnomu Transporti*, (2), 38–44. <https://doi.org/10.18664/ikszt.v30i2.335372>
22. Ananieva, O. M., Babaiev, M. M., Davydenko, M. H., & Panchenko, V. V. (2024). Syntez prystroiu otsiniuvannya parametriv synusoidnoho syhnalu, adytyvno zmishanoho z odynochnoiu impulsnoiu zavadoiu [Synthesis of a device for estimating parameters of a sinusoidal signal additively mixed with a single impulse noise]. *Informatsiino-Keruiuchi Systemy na Zaliznychnomu Transporti*, (3), 38–44. <https://doi.org/10.18664/ikszt.v29i3.313625>

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

Prediction of secondary estimates of signal parameters for testing the stator windings of a three-phase induction motor

Abstract. Forecasting the technical condition of a three-phase asynchronous electric motor is the foundation of a cost-effective maintenance strategy for both the motor itself and the it is incorporated into. The stator winding of such a motor is one of the most unreliable elements of its design. The values of its active and reactive resistances are the main indicators of its technical condition.

A known method of measuring these quantities during normal operation of the motor is to introduce a small sinusoidal test voltage with all known parameters into it and then measure the amplitude and initial phase of the current in the winding caused by this voltage. The results of direct measurements of the specified current

parameters (primary estimates) are distorted by the additive effect of stationary Gaussian noise and short-term impulse interference.

This results in two different dispersion values of the primary estimates. To reduce the influence of high-variance estimates, smoothing of their time sequence is performed. As a result, a time sequence of secondary estimates is obtained, which has a smooth character. Due to this property, the sequence can be used to predict the numerical value of the monitored parameter at a specific time horizon.

The paper examines the transformation of the existing smoothing procedure for primary estimates into a forecasting procedure for secondary estimates. An analytical expression is derived for calculating the variance of the predicted value in the general case of smoothing by deterministic functions of time. This expression is specified for polynomial smoothing both for arbitrary time intervals between the obtained primary estimates and for time-equidistant primary estimates.

Computer simulation revealed that as the majority of low-variance primary estimates shift toward the end of the observation interval, the time horizon of the most accurate forecast increases. Therefore, a theoretically substantiated forecasting procedure has been developed for predicting the sequence of secondary estimates of the test current parameters of the stator winding of a three-phase asynchronous electric motor under conditions of non-uniform-accuracy primary measurement, as well as under conditions of possible non-equidistant arrangement of primary measurements in time.

Keywords: parameter estimation, primary estimation, secondary estimation, smoothing, prediction distance, variance.

Ананьєва Ольга Михайлівна, д.т.н., професор, кафедра автоматички 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>.

Бабаєв Михайло Михайлович, д.т.н., професор, завідувач кафедри, кафедра електроенергетики, електротехніки та електромеханіки, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна. E-mail: tmbxiit@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, д.т.н., доцент, кафедра електроенергетики, електротехніки та електромеханіки, Український державний університет залізничного транспорту, м. Харків, Україна.

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, Doctor of Technical Sciences, Associate Professor, Department of Electric Power Engineering, Electrical Engineering and Electromechanics, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine. E-mail:

Стаття надійшла 22.03.26

Стаття прийнята до друку після рецензування 14.04.26

Стаття опублікована (оприлюднена) 29.05.26

Стаття поширюється на умовах ліцензії Creative Commons Attribution License International CC-BY.