

В.П. Калінчик¹, канд. техн. наук, доцент, ORCID 0000-0003-4028-0185О.В. Мейта¹, канд. техн. наук, доцент, ORCID 0000-0002-4132-5202В.В. Калінчик¹, канд. техн. наук, ORCID 0000-0003-3931-646XВ.А. Побігало¹, канд. техн. наук, доцент, ORCID 0000-0003-2673-7329О.В. Бориченко¹, канд. техн. наук, доцент, ORCID 0000-0002-6127-2945¹Національний технічний університет України

«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

СТАТИСТИЧНІ ОЦІНКИ ВЕЛИЧИН, ВИЗНАЧАЛЬНИХ ІНТЕРВАЛ КОНТРОЛЮ ЕЛЕКТРИЧНОЇ ПОТУЖНОСТІ

Показано, що цифрова обробка інформації про електроспоживання можлива при перетворенні досліджуваного процесу в дискретну форму. Правильний вибір інтервалу контролю дозволяє з достатньою мірою точності відновити значення досліджуваної функції в інтервалах між вимірами. Показано, що при організації контролю середньої потужності необхідно вибирати такий інтервал дискретизації, який би забезпечував адекватне представлення поточного процесу. Запропонована процедура вибору інтервалу контролю електричної потужності, яка заснована визначенні тривалості викиду випадкової функції зміни електричної потужності за деяке введене обмеження. Обґрунтована кількість дослідів контролю для визначення оптимального інтервалу контролю електричної потужності. Показано, що найбільш раціональним методом обробки експериментальних даних буде метод спільного визначення оцінок для кореляції і середньоквадратичного відхилення.

Ключові слова: електроспоживання, потужність, дискретизація, контроль.

Вступ. Фізичний процес електроспоживання є безперервною функцією часу. Для вимірювання та подальшої обробки інформації про електроспоживання необхідно перетворити досліджуваний процес у дискретну форму. Правильний вибір інтервалу контролю (дискретизації) Δt дозволяє з достатньою мірою точності відновити значення досліджуваної функції в інтервалах між вимірами.

При організації контролю середньої за період T потужності необхідно вибирати такий інтервал дискретизації, який би забезпечував адекватне представлення поточного процесу. Очевидно, найпростіший спосіб досягнення такої мети - це вибір досить малого інтервалу дискретизації. Однак надмірна обробка інформації небажана з точки зору функціонування системи.

Таким чином, виникає завдання визначення такого інтервалу дискретизації, який би задовольняв як вимогам до якості контролю процесу, так і можливостям апаратних засобів. При цьому величина інтервалу повинна бути обрана з розумного компромісу між вимогами точності та економічності [1-4].

Метою роботи є вибір оптимального інтервалу дискретизації для контролю електричної потужності.

Викладення основного матеріалу. При контролі електричної потужності, усередненої за час T вибір кроку дискретизації заснований на визначенні тривалості викиду випадкової функції за деяке введене обмеження L . Введемо в розгляд величину $l(t) = L - M(t)$. Очевидно, що, якщо розглядати флуктуацію випадкового процесу $x(t)$ за рівень $l(t)$, то це буде еквівалентно розгляду викидів процесу $Y(t)$ за рівень L

Щільність розподілу тривалості викидів за рівень $l(t)$ визначається [1]

$$f(\Delta) = 2 \int_0^\infty f_s \left(\dot{x}, -2 \frac{\dot{x}}{\Delta} \right) \frac{\dot{x}}{\Delta^2} d\dot{x} \quad (1)$$

Для визначення функції розподілу тривалості викидів (1) треба проінтегрувати від нуля до Δ , тобто

$$F(\Delta) = \int_0^\Delta f_s(\Delta) d\Delta. \quad (2)$$

Підставляючи (1) в (2) отримаємо:

$$F(\Delta) = 2 \int_0^\Delta \int_0^\infty f_s \left(\dot{x}, -2 \frac{\dot{x}}{\Delta} \right) \frac{\dot{x}}{\Delta^2} d\dot{x} d\Delta. \quad (3)$$

Відповідно до [1], (3) матиме вигляд:

$$F(\bar{\Delta}) = A \int_0^{\bar{\Delta}} \frac{d\Delta}{\Delta^2} \int_0^\infty \dot{x}^2 \exp[-a\dot{x}^2 + b\dot{x}] d\dot{x}, \quad (4)$$

де:

$$A = \frac{2 \exp(-C)}{\sigma^2 R_2 \sqrt{2\pi\sigma^2\rho}}; \quad (5)$$

$$a = \frac{2\Delta^2\rho + 4R_2}{\sigma^2\Delta^2\rho}; \quad (6)$$

$$b = \frac{2R_2^2 l(t)}{\sigma^2\Delta^2\rho}; \quad (7)$$

$$c = \frac{R_2^3\gamma^2}{2\rho}; \quad (8)$$

$$\rho = R_4 - R_2^2; \quad (9)$$

$$\gamma = \frac{l(t)}{\sigma}. \quad (10)$$

В [1] було показано, що

$$R_2 = -\frac{1}{2}R''(0). \quad (11)$$

$$R_4 = -\frac{1}{24}R^{IV}(0). \quad (12)$$

Величину $R''(0)$ приблизно можна представити через різницю другого порядку:

$$R''(0) = \frac{R(\delta) - 2R(0) + R(-\delta)}{\delta^2}. \quad (13)$$

Враховуючи парність функції $R(\tau)$, той факт, що $R(0) = 1$ і підставляючи (13) в (11) отримаємо

$$R_2 = \frac{1 - R(\delta)}{\delta^2}. \quad (14)$$

Аналогічно, підставляючи величину $R^{IV}(0)$ через різницю четвертого порядку отримаємо

$$R^{IV}(0) = \frac{R(2\delta) - 4R(\delta) + 6R(0) - 4R(-\delta) + R(-2\delta)}{\delta^4}$$

або

$$R^{IV}(0) = \frac{3 - 4R(\delta) + R(2\delta)}{\delta^4}. \quad (15)$$

Таким чином, замість того щоб оцінювати R_2 і R_4 , оцінимо величини $R(\delta)$ і $R(2\delta)$.

Очевидно, що методика визначення оцінок $R(\delta)$ і $R(2\delta)$ – однакова. Позначимо через \hat{R} оцінку (δ) , або $R(2\delta)$. Тоді неважко показати, що незміщену оцінку величини \hat{R} можна у вигляді:

$$\hat{R} = \frac{\sum_{k=1}^n x_k x_{k+1}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n x_k^2 \sum_{k=1}^n x_{k+1}^2}},$$

де x_k – експериментальні значення досліджуваного випадкового процесу в дискретні моменти часу, віддалені один від одного на $\delta(2\delta)$; $n+1$ – кількість експериментальних точок.

Надалі, згідно [5] щільність $f_n(\rho)$ оцінки \hat{R} подається у вигляді:

$$f_n(\rho) = \frac{1}{\pi(n-3)!} (1 - R^2)^{\frac{n-1}{2}} (1 - \rho^2)^{\frac{n-4}{2}} \frac{d^{n-2}}{d(R\rho)^2} \cdot \frac{\arccos(-R\rho)}{\sqrt{1 - R^2\rho^2}}. \quad (16)$$

Очевидно, що (16) має місце тільки в інтервалі $[-1,1]$, поза яким $f_n(\rho) = 0$.

Слідкуючи [6] можна визначити довірчий інтервал величини R , відповідний довірчому коефіцієнту α :

$$th\left(\frac{1}{2} \ln \frac{1+\hat{R}}{1-\hat{R}} - \frac{\varepsilon\alpha}{\sqrt{n-3}}\right) < R < th\left(\frac{1}{2} \ln \frac{1+\hat{R}}{1-\hat{R}} + \frac{\varepsilon\alpha}{\sqrt{n-3}}\right), \quad (17)$$

де $th(y) = \frac{e^{2y}-1}{e^{2y}+1}$ – гіперболічний тангенс, $\Phi(\bullet)$ – функція Лапласа.

Зазначимо, що оцінка (17) буде справедливою для $n \geq 25$.

Визначення довірчого інтервалу може бути виконано також за допомогою таблиць функції розподілу величини \hat{R}

$$F_n(\xi) = \int_{-1}^{\xi} f_n(\rho) d\rho,$$

складених Девідом [7].

Таким чином, не є принциповою складністю оцінка довірчого інтервалу величини R . Однак на практиці така оцінка не становить великого інтересу.

Поставимо завдання іншим чином. Потрібно визначити таку кількість дослідів n , щоб оцінка \hat{R} величини R відрізнялася від R не більше ніж на деяку величину β з довірчим коефіцієнтом α . Маючи на увазі, що функція

$$\chi = th(y)$$

монотонна та зворотна функція визначається формулою

$$y = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\chi}{1-\chi}.$$

Перетворимо (17) до виду:

$$\frac{1}{2} \ln \frac{1+\hat{R}}{1-\hat{R}} - \frac{\varepsilon_\alpha}{\sqrt{n-3}} < \frac{1}{2} \ln \frac{1+R}{1-R} < \frac{1}{2} \ln \frac{1+\hat{R}}{1-\hat{R}} + \frac{\varepsilon_\alpha}{\sqrt{n-3}}.$$

Далі неважко показати, що кількість дослідів n може бути приблизно обчислена за формулою

$$n \approx \frac{2\varepsilon_\alpha}{\ln^2 \left[\frac{(1+\hat{R})(1-R)}{(1-\hat{R})(1+R)} \right]}.$$

Вводячи в розгляд β , отримаємо

$$n \approx \frac{2\varepsilon_\alpha}{\ln^2 \left[\frac{(1+\hat{R})(1-\hat{R}+\beta)}{(1-\hat{R})(1+\hat{R}-\beta)} \right]}. \quad (18)$$

Остання формула визначає якісно та кількісно постановку задачі (при $\beta \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$).

Таким чином, кількість дослідів n залежить від величини \hat{R} . Вочевидь, що така залежність небажана, оскільки \hat{R} заздалегідь невідомо, отже, число n має постійно уточнюватися під час експерименту.

Оцінимо кількість дослідів, користуючись такими міркуваннями. Визначатимемо n з тієї умови, що величина \hat{R} є «невигідною» (маючи на увазі число дослідів). Очевидно, що такою є $\hat{R} = 0$. Це неважко перевірити, користуючись співвідношенням (18) і досліджуючи його на екстремум. Тобто найневигіднішим є білий шум.

Задаючись довірчим коефіцієнтом $\alpha = 0,95$, що відповідає $\varepsilon_\alpha = 1,95$ величиною $\beta = 0,05$ та підставляючи чисельні значення β і ε_α в (18) отримаємо

$$n \approx \frac{2(1,95)^2}{\ln^2 \left(\frac{1+0,05}{1-0,05} \right)} \approx 8 \cdot 10^2.$$

Однак, з фізичних міркувань ясно, що випадок $\hat{R} = 0$ є малоімовірним, а дійсна величина \hat{R} коливатиметься в межах $(0,75 \div 1)$ внаслідок малості інтервалу δ . Таким чином, вибираючи в якості вихідного $\hat{R} = 0,75$ отримаємо

$$n \approx \frac{2(1,95)^2}{\ln^2 \left(\frac{1,75 \cdot 0,3}{0,25 \cdot 1,7} \right)} \approx 2 \cdot 10^2.$$

Неважко довести, що кількість дослідів n для визначення дисперсії досліджуваного випадкового процесу буде меншою при тому ж довірчому коефіцієнті і точності, ніж у разі визначення величини R . Отже, найбільш раціональним методом обробки експериментальних даних буде метод спільного визначення оцінок для \hat{R} і σ^2 , причому визначення числа n має вестися за величиною \hat{R} .

Виділення тренду досліджуваного випадкового процесу можна здійснити скористатися рекомендаціями [8].

Висновок. Цифрова обробка інформації про електроспоживання можлива при перетворенні досліджуваного процесу в дискретну форму. Правильний вибір інтервалу контролю дозволяє з достатньою мірою точності відновити значення досліджуваної функції в інтервалах між вимірами. Запропонована процедура вибору інтервалу контролю електричної потужності, яка заснована визначенні тривалості викиду випадкової функції зміни електричної потужності за деяке введене обмеження. Обґрунтована кількість дослідів контролю для визначення оптимального інтервалу контролю електричної потужності.

Список використаної літератури

1. Калинчик В.П. Определение шага дискретизации для контроля и управления электропотреблением// Калинчик В.П., Петров А.А., Калинчик В.В./ Промелектро - № 3- 2010 – С. 43–50.
2. Калинчик В.П. К определению осредненной электрической мощности // Калинчик В.П., Петров А.А., Калинчик В.В. / НТУУ «КПИ» Н.-и. Ин-т автоматизации и энергетики „Енергія” – Киев, 2010. – 7 с.: ил.: – Рус. – Деп. в ГНТБ Украины 01.11.10, № 127-Ук – 2010
3. А.В. Волошко. До визначення усередненої електричної потужності// А.В. Волошко, В.П. Калинчик/ Енергетика: економіка, технології, екологія – 2017. - № 1. – С. 14-18.
4. В.П. Калинчик. Определение интервала дискретизации при исследовании режимов электропотребления объектов дробильно-помольного комплекса // В.П. Калинчик, А.В. Мейта / Енергетика: економіка, технології, екологія – 2015. - № 2. – С. 38-42.
5. Огірко О. І. Теорія ймовірностей та математична статистика: навчальний посібник / О. І. Огірко, Н. В. Галайко. – Львів: ЛьвДУВС, 2017. – 292 с.
6. Fisher R.A. The design of experiments// Fisher R.A./ – COLLIER MACMILLAN PUBLISHERS. London. – 1974. – 256 p.
7. David F.N. A note on abissed limits for correlation coefficient /David F.N. – Biometric, v. 29, 157-160.
8. Anderson T.W. An introduction to multivariate statistical analysis/ Anderson T.W. –John Wiley, 2003.–747p.

V.P. Kalinchyk¹, Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Prof, ORCID 0000-0003-4028-0185

O. Meita¹, Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Prof, ORCID 0000-0002-4132-5202

V.V. Kalinchyk¹, Cand. Sc. (Eng.), ORCID 0000-0003-3931-646X

V. Pobigaylo¹, Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Prof, ORCID 0000-0003-2673-7329

O. Borychenko¹, Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Prof, ORCID 0000-0002-6127-2945

¹**National Technical University of Ukraine «Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute»**

STATISTICAL ESTIMATES OF VARIABLES DETERMINING THE INTERVAL OF ELECTRIC POWER MONITORING

It is demonstrated that digital processing of information on electricity consumption is possible when transforming the studied process into a discrete form. The correct choice of the monitoring interval allows for the accurate reconstruction of the values of the studied function in the intervals between measurements. It is shown that when organizing the monitoring of average power, it is necessary to select a discretization interval that provides adequate representation of the current process. The proposed procedure for choosing the interval of electric power monitoring is based on determining the duration of the deviation of the random function of electric power change, subject to certain constraints. The justified number of monitoring studies is established to determine the optimal interval of electric power monitoring. It is shown that the most rational method of processing experimental data will be the method of joint estimation for correlation and standard deviation.

Keywords: *electricity consumption, power, discretization, monitoring.*

References

1. Kalinchyk V.P. Determination of discretization step for monitoring and control of electricity consumption // Kalinchyk V.P., Petrov A.A., Kalinchyk V.V. / Promelectro - No. 3- 2010 – P. 43–50.
2. Kalinchyk V.P. On the determination of averaged electrical power // Kalinchyk V.P., Petrov A.A., Kalinchyk V.V. / NTUU "KPI" N.-i. Institute of Automation and Energy "Energiya" – Kyiv, 2010. – 7 p.: ill.: – Rus. – Deposited in the State Scientific and Technical Library of Ukraine on 01.11.10, No. 127-Uk – 2010
3. A.V. Voloshko. On the determination of averaged electrical power // A.V. Voloshko, V.P. Kalinchik / Energy: Economics, Technologies, Ecology – 2017. - No. 1. – P. 14-18.
4. V.P. Kalinchyk. Determination of the discretization interval in the study of electricity consumption modes of crushing and grinding complex objects // V.P. Kalinchyk, A.V. Meita / Energy: Economics, Technologies, Ecology – 2015. - No. 2. – P. 38-42
5. Ohirko O.I. Probability theory and mathematical statistics: a textbook / O. I. Ohirko, N. V. Halayko. – Lviv: LvDUS, 2017. – 292 p.
6. Fisher R.A. The design of experiments// Fisher R.A./ – COLLIER MACMILLAN PUBLISHERS. London. – 1974. – 256 p.
7. David F.N. A note on abissed limits for correlation coefficient /David F.N. – Biometric, v. 29, 157-160.
8. Anderson T.W. An introduction to multivariate statistical analysis/ Anderson T.W. – John Wiley, 2003.

Надійшла: 31.01.2024

Received: 31.01.2024