



ОЦІНКА ДОСТОВІРНОСТІ РЕЄСТРАЦІЇ СВІТЛОВИХ СИГНАЛІВ

Є. П. ПОЧАПСЬКИЙ, канд. техн. наук (Фізико-механічний ін-т ім. Г. В. Карпенка НАН України)

Проаналізовані алгоритми оцінювання параметрів світлового сигналу з заданою відносною середньоквадратичною похибкою в умовах нестабільності потужності виходу джерела збуджувального випромінювання та наявності фонових завад оптичного каналу передачі. Розглянуті питання достовірності оптичних методів контролю, зокрема отримані аналітичні вирази для довірчої ймовірності та довірчого інтервалу одержуваних оцінок інтенсивності світлового сигналу, відношення та різниці інтенсивностей. Розкрито питання ймовірності одержання хибних результатів вимірювань різниці інтенсивностей в умовах суттєвих фонових завад.

Algorithms for assessment of light signal parameters with preset relative mean-root-square error under the conditions of instability of output power of excitation radiation source and presence of background interference of optical transmission channel were analyzed. Issues of validity of optical testing methods are considered, in particular analytical expressions were derived for confidence probability and confidence interval of derived estimates of light signal intensity, ratio and difference of intensities. The problem of probability of obtaining erroneous results of measurement of intensity difference under the conditions of considerable background interference is described.

Актуальність та стан проблеми. Оптичний контроль використовують для визначення змін структури і фізико-хімічних властивостей матеріалів, виявлення неоднорідностей та оцінки напружено-деформованого стану елементів конструкцій, вимірювання розмірів, геометричних форм виробів тощо [1]. Він ґрунтується на аналізі взаємодії за різноманітними ефектами оптичного випромінювання з об'єктом контролю (ОК) [2].

Результуючий випадковий світловий сигнал $e(t)$, у статистичних характеристиках якого закладені відомості про параметри контрольованого об'єкта, реєструють фотоелектричним перетворювачем. На виході перетворювача одержуємо потік коротких імпульсів струму. Якщо ефект взаємодії зондувального випромінювання з ОК слабкий (має незначний переріз взаємодії), то ймовірність перекриття імпульсів вихідного сигналу фотоелектричного перетворювача практично нульова, що дозволяє розглядати його як випадковий імпульсний потік

$$X(t) = \sum_i h_i \sigma(t - t_i), \text{ де } h_i \text{ — значення амплітуди } i\text{-го}$$

імпульсу, а функція $\sigma(t - t_i) = 1$, якщо $t = t_i$ і $\sigma(t - t_i) = 0$, коли $t \neq t_i$ [2, 3]. Інтервали $\vartheta_i = t_i - t_{i-1}$ між моментами появи суміжних імпульсів розподілені за експоненційним законом. Інформативними параметрами сигналу є його інтенсивність та параметри автоковаріаційної функції $K_{N(T)}(\tau) = [N(T, t) N(T, t + \tau)]$, де $N(T)$ — кількість імпульсів, нагромаджених в момент t за час спостереження T , яка розподілена за законом Пуассона.

Інформативні параметри сигналу $X(t)$ пов'язані певним чином з параметрами контрольованого об'єкта. Зокрема для широкого кола ефектів взаємодії зондувального випроміню-

вання з ОК маємо лінійний зв'язок інтенсивності n сигналу з контрольованими параметрами.

Для забезпечення необхідної заданої достовірності контролю (ймовірності відповідності результатів контролю дійсним значенням контрольованих параметрів) потрібно проводити оцінку відповідного параметра контрольованого об'єкта, пов'язаного деяким чином з інформаційним параметром оптичного сигналу, з необхідною наперед заданою відносною середньоквадратичною похибкою з наступним обчисленням довірчої ймовірності та довірчого інтервалу одержаної оцінки параметрів.

У літературі [3, 4] відомі алгоритми лінійного нагромадження, які полягають у нагромадженні протягом часу T імпульсів потоку $X_1(t)$. У цьому випадку оцінка інтенсивності дорівнює $\hat{n} = N/T$, де N — кількість імпульсів, нагромаджених за час T , яка приймає випадкові значення та описується пуассонівським законом розподілу. Математичне сподівання оцінки інтенсивності дорівнює $[\hat{n}] = n$, а її дисперсія — $D_{\hat{n}} = n/T$; відносна середньоквадратична похибка $\delta_{\hat{n}} = 1/\sqrt{nT}$.

З виразу для відносної середньоквадратичної похибки видно, що апіорі невідомо який треба вибрати час нагромадження T , щоб забезпечити оцінку інтенсивності з постійною наперед заданою величиною відносної середньоквадратичної похибки δ_3 , а тобто невідомо і достовірність оцінок параметрів за оптичного контролю.

Метою нашого дослідження є аналіз алгоритмів оцінок параметрів світлового сигналу з заданою середньоквадратичною похибкою та обчислення довірчих ймовірностей та довірчих інтервалів одержаних оцінок.

Достовірність оцінки інтенсивності світлового сигналу. Нехай у результаті експерименту зареєстровано N значень інтервалу $\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_N$ між



суміжними імпульсами потоку $X(t)$. Для випадку, коли значення добутку інтенсивності вихідного імпульсного потоку фотоелектричного перетворювача на величину інтервалу кореляції зареєстрованого світлового сигналу близьке до нуля, то закон розподілу інтервалів є експоненційним і методом максимуму правдоподібності для оцінки інтенсивності потоку одержується вираз [3]

$$\hat{n} = N / \sum_{i=1}^N \vartheta_i \quad (1)$$

Математичне сподівання оцінки (1):

$$[\hat{n}] = nN / (N - 1),$$

дисперсія:

$$D_{\hat{n}} = n^2 N^2 / [(N - 1)^2 (N - 2)],$$

відносна середньоквадратична похибка:

$$\delta_{\hat{n}} = 1 / \sqrt{(N - 2)} \approx 1 / \sqrt{N}.$$

Тобто, використовуючи максимально правдоподібну оцінку (1), нам априорі відомо, що якщо ми хочемо оцінити параметр n з заданою відносною середньоквадратичною похибкою $\delta_3 = \delta n = \text{const}$, то для цього необхідно зареєструвати кількість значень інтервалу, що дорівнює $N = \delta_3^{-2}$.

Довірчий інтервал параметра n означається як випадковий інтервал, який повністю визначають результатами експерименту, не залежить від невідомих характеристик і який із заданою імовірністю α_1 покриває невідому статистичну характеристику n .

Для визначення довірчого інтервалу для параметра n використаний метод, який ґрунтується на знаходженні густини розподілу відношення оцінки параметра до самого параметра [5, 6]. Можна показати, що густина розподілу відношення $(\hat{n}/n) = x$ буде:

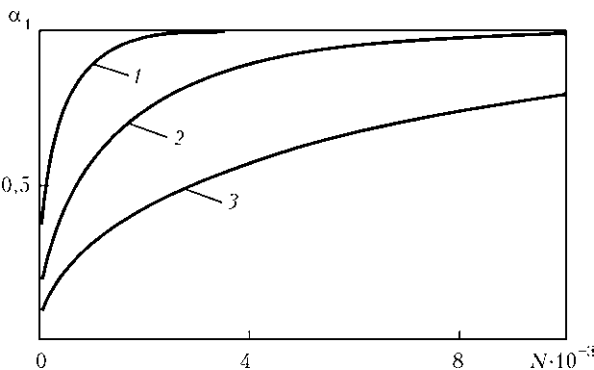


Рис. 1. Залежність коефіцієнта довіри α_1 від числа зареєстрованих інтервалів N для різних значень ϵ_{α_1} : 1 — 0,05; 2 — 0,025; 3 — 0,0125

$$p(x) = \frac{N (N \frac{1}{x})^{N-1}}{x^2 (N-1)!} \exp(-N \frac{1}{x}).$$

Довірчий інтервал для додатного параметра n означається виразом:

$$\max \{0, (1 - \epsilon_{\alpha_1}) \hat{n}\} < n < (1 + \epsilon_{\alpha_1}) \hat{n}.$$

При $\epsilon_{\alpha_1} \in [0, 1]$ цей інтервал симетричний відносно \hat{n} , а для $\epsilon_{\alpha_1} > 1$ симетрія не досягається. Наведені вище нерівності виконуються тоді і тільки тоді, коли

$$1 / (1 + \epsilon_{\alpha_1}) < \hat{n} / n < 1 / \max \{0, 1 - \epsilon_{\alpha_1}\}.$$

Вони визначають довірчий інтервал для n , який відповідає коефіцієнту довіри α_1 , якщо ϵ_{α_1} задовільняє рівнянню:

$$P(1 / (1 + \epsilon_{\alpha_1}) < \hat{n} / n < 1 / \max \{0, 1 - \epsilon_{\alpha_1}\}) = \alpha_1.$$

Це рівняння еквівалентне співвідношенню:

$$\alpha_1 = \int_{1 / (1 + \epsilon_{\alpha_1})}^{1 / \max \{0, 1 - \epsilon_{\alpha_1}\}} \frac{N (N \frac{1}{x})^{N-1}}{x^2 (N-1)!} \exp(-\frac{N}{x}) dx.$$

Проінтегрувавши, одержимо вираз для α_1 через неповну гамма-функцію $\gamma(\alpha, \beta)$:

$$\alpha_1 = \frac{1}{(N-1)!} [\gamma(N, N(1 + \epsilon_{\alpha_1})) - \gamma(N, N \max \{0, 1 - \epsilon_{\alpha_1}\})]. \quad (2)$$

На рис. 1 наведені криві залежності коефіцієнта довіри α_1 від числа N зареєстрованих інтервалів ϑ для різних значень довірчого інтервалу, який визначається ϵ_{α_1} . Бачимо, що при заданому ϵ_{α_1} , коефіцієнт довіри тим більший, чим більше N .

Розглянемо також імовірність попадання інтервалів n в інтервал

$$\hat{n} - \sigma_{\hat{n}} < n < \hat{n} + \sigma_{\hat{n}}, \quad (3)$$

де $\sigma_{\hat{n}}$ — середньоквадратичне відхилення оцінки інтенсивності (1), яке дорівнює $\sigma_{\hat{n}} \approx \hat{n} / \sqrt{N}$.

Тоді вираз (3) можна записати у вигляді $\hat{n}(1 - 1/\sqrt{N}) < n < \hat{n}(1 + 1/\sqrt{N})$, звідки $\epsilon_{\alpha_1} \approx 1/\sqrt{N}$. У результаті для коефіцієнта довіри одержимо:

$$\alpha_1 = \frac{1}{(N-1)!} [\gamma(N, N(1 + \frac{1}{\sqrt{N}})) - \gamma(N, N(1 - \frac{1}{\sqrt{N}}))].$$

На рис. 2 наведено графік залежності коефіцієнта довіри α_1 від N — кількості зареєстрованих інтервалів.

Бачимо, що при досить великому N $\alpha_1 = 0,68$, тобто приймає значення як у випадку нормально розподіленої випадкової величини.

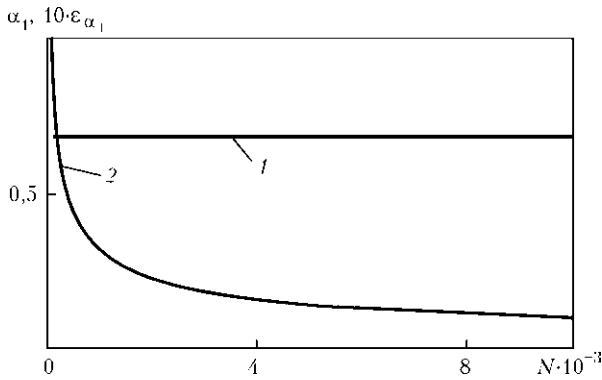


Рис. 2. Залежність коефіцієнта довіри α_1 від числа зареєстрованих інтервалів N (1) при різних значеннях $\epsilon_{\alpha_1} = 1/\sqrt{N}$ (2)

Достовірність оцінки відношення інтенсивностей світлового сигналу. В умовах нестабільності джерела збуджуючого світла, що впливає на точність оцінки параметра речовини, доцільно відмовитися від абсолютних вимірювань і перейти до відносних стосовно інтенсивності n_0 збуджуючого світла [7–9]. Для лінійних ефектів взаємодії світла і речовини із фізичних міркувань випливає, що у цьому випадку параметр контрольованого об’єкта буде пропорційний вже відношенню інтенсивностей n/n_0 інформаційного $X_1(t)$ і опорного $X_2(t)$ потоків. Нехай в результаті експерименту зареєстровано N значень інтервалу $\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_N$ між суміжними імпульсами інформаційного потоку і M значень інтервалу $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_N$ опорного потоку. Методом максимуму правдоподібності для оцінки відношення інтенсивностей одержимо вираз [3]:

$$\hat{(n/n_0)} = N \sum_{j=1}^M \xi_j / M \sum_{i=1}^N \vartheta_i. \quad (4)$$

Математичне сподівання оцінки:

$$[(\hat{n/n_0})] = \frac{N}{(N-1)n_0} n,$$

дисперсія:

$$D_{(\hat{n/n_0})} = \frac{n^2}{n_0^2} \left(\frac{1}{N-2} + \frac{1}{M} \right),$$

відносна середньоквадратична похибка при $N, M \rightarrow \infty$:

$$\delta_{(\hat{n/n_0})} = \sqrt{1/N + 1/M}.$$

Якщо прийняти $N = M$, то $\delta_{(\hat{n/n_0})} = \sqrt{2/N}$. Тобто, використовуючи оцінку (4), нам апіорі відомо, що якщо ми хочемо оцінити η з відносною похибкою $\delta_{\hat{\eta}} = \delta_3 = \text{const}$, то для цього необхідно зареєструвати кількість значень інтервалу інформаційного та опорного потоків, рівну $N = 2\delta_{(\hat{n/n_0})}^{-2}$.

Для визначення довірчого інтервалу для n/n_0 знову використаємо метод, який ґрунтується на знаходженні густини розподілу відношення оцінки $(\hat{n/n_0})$ до самого відношення інтенсивностей. Густина розподілу випадкової величини $y = (\hat{n/n_0})/(n/n_0)$ дорівнює:

$$p(y) = \frac{(N+M-1)!}{(N-1)!(M-1)!} \left(\frac{M}{N}\right)^M \frac{y^{M-1}}{(1+My/N)^{N+M}}.$$

Довірчий інтервал для (n/n_0) означимо формулою

$$\max\{0, (1 - \epsilon_{\alpha_2})\} (\hat{n/n_0}) < (n/n_0) < (1 + \epsilon_{\alpha_2}) (\hat{n/n_0}).$$

Останнім нерівностям еквівалентний вираз для коефіцієнта довіри:

$$1/\max\{0, (1 - \epsilon_{\alpha_2})\}$$

$$\alpha_2 = \int_{1/(1+\epsilon_{\alpha_2})}^{(1+\epsilon_{\alpha_2})} \frac{(N+M-1)!}{(N-1)!(M-1)!} \left(\frac{M}{N}\right)^M \frac{y^{M-1}}{(1+My/N)^{N+M}} dy.$$

Для випадку $N = M$ коефіцієнт довіри буде:

$$\alpha_2 = \frac{(2N-1)!}{[(N-1)!]_{\max\{0, (1-\epsilon_{\alpha_2})\}}^{(1+\epsilon_{\alpha_2})}} \int x^{N-1} (x+1)^{-2N} dx. \quad (5)$$

На рис. 3 наведені криві залежності коефіцієнта довіри α_2 від числа N зареєстрованих інтервалів інформаційного та опорного потоків за різних значень довірчого інтервалу, який визначається ϵ_{α_2} . Бачимо, що для заданого ϵ_{α_2} коефіцієнт довіри тим більший, чим більше число інтервалів N .

Розглянемо також імовірність попадання (n/n_0) в інтервал

$$(\hat{n/n_0}) - \sigma_{(\hat{n/n_0})} < (n/n_0) < (\hat{n/n_0}) + \sigma_{(\hat{n/n_0})}, \quad (6)$$

де $\sigma_{(\hat{n/n_0})}$ — середньоквадратичне відхилення оцінки відношення інтенсивностей, яке дорівнює:

$$\sigma_{(\hat{n/n_0})} \approx (\hat{n/n_0}) \sqrt{1/N + 1/M}$$

а при $N = M$: $\sigma_{(\hat{n/n_0})} \approx (\hat{n/n_0}) \sqrt{2/N}$.

Тоді вираз (6) запишемо у вигляді $(\hat{n/n_0})(1 - \sqrt{2/N}) < (n/n_0) < (\hat{n/n_0})(1 + \sqrt{2/N})$, звідки $\epsilon_{\alpha_2} = \sqrt{2/N}$. Для коефіцієнта довіри одержимо вираз:

$$\alpha_2 = \frac{(2N-1)!}{[(N-1)!]_{(1-\sqrt{2/N})}^{(1+\sqrt{2/N})}} \int x^{N-1} (x+1)^{-2N} dx.$$

На рис. 4 наведено графік залежності коефіцієнта довіри α_2 від N — кількості зареєстрованих інтервалів інформаційного та опорного потоків. Бачимо, що за достатньо великого N коефіцієнт довіри приймає значення $\alpha_2 \approx 0,68$, тобто

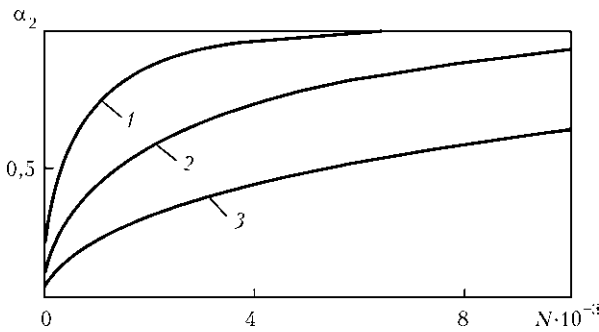


Рис. 3. Залежність коефіцієнта довіри α_2 від числа зареєстрованих інтервалів N для різних значень ϵ_{α_2} : 1 — 0,05; 2 — 0,025; 3 — 0,0125

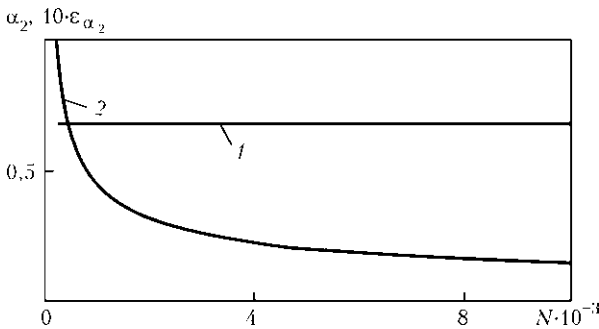


Рис. 4. Залежність коефіцієнта довіри α_2 від числа зареєстрованих інтервалів N (1) для $\epsilon_{\alpha_2} = \sqrt{2/N}$ (2)

таке, як і у випадку нормально розподіленої випадкової величини.

Достовірність оцінки різниці інтенсивностей світлового сигналу. Суттєвим фактором, який впливає на точність вимірювання параметра речовини, є також фонові складові, обумовлені власними шумами фотоелектричного перетворювача і шумами оптичного каналу передачі. В цьому випадку потік $X_1(t)$ відповідає сумарному сигналу, який включає фонову та інформаційну складові. Розділений в часі потік $X_3(t)$, який відповідає власним шумам фотоелектричного перетворювача і шумам оптичного каналу передачі одержують за допомогою «чорно-білого» модулятора, який модулює світловий потік, реєстрований перетворювачем. Тому в умовах наявності суттєвої фонові складові параметр ОК пропорційний різниці інтенсивностей $(n - n_1)$ сумарного $X_1(t)$ і шумового $X_3(t)$ потоків [9, 10].

Нехай в результаті експерименту зареєстровано N значень інтервалу між суміжними імпульсами сумарного потоку $\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_N$ і M значень інтервалів шумового потоку $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_N$.

Методом максимуму правдоподібності для оцінки різниці інтенсивностей одержимо [3]:

$$(n - n_1) = N / \sum_{i=1}^N \vartheta_i - M / \sum_{k=1}^M \zeta_k \quad (7)$$

Математичне сподівання оцінки:

$$[n - n_1] = n \frac{N}{N-1} - n_1 \frac{M}{M-1},$$

дисперсія:

$$D_{(n - n_1)} = \frac{n^2 N^2}{(N-1)^2 (N-2)} + \frac{n_1^2 M^2}{(M-1)^2 (M-2)},$$

відносна середньоквадратична похибка:

$$\delta_{(n - n_1)} = \sqrt{\frac{1}{N} \left(1 + \frac{2nn_1}{(n - n_1)^2} \right)}.$$

Отже відносна середньоквадратична похибка оцінки максимальної правдоподібності різниці інтенсивностей (7) також залежить від співвідношення інтенсивностей сумарного n і шумового n_1 потоків і апріорі невідомо яке потрібно вибрати N , щоб забезпечити задану відносну середньоквадратичну похибку.

Для визначення довірчого інтервалу для $(n - n_1)$ метод, який ґрунтується на знаходженні густини розподілу відношення оцінки $(n - n_1)$ до математичного сподівання $(n - n_1)$ не підходить, оскільки оцінка різниці така, що густина цього розподілу буде залежати від невідомих характеристик.

За великої кількості зареєстрованих інтервалів довірчий інтервал для $(n - n_1)$ можна знайти наближено, оскільки за великого N, M розподіл оцінки прямує до нормального [4]. Тоді ймовірність попадання $(n - n_1)$ в інтервал

$$(n - n_1) - \epsilon_{\alpha_3} \sigma_{(n - n_1)} < (n - n_1) < (n - n_1) + \epsilon_{\alpha_3} \sigma_{(n - n_1)}$$

дорівнює $\alpha_3 = 2\Phi(\epsilon_{\alpha_3})$, де $\Phi(\epsilon_{\alpha_3})$ — функція Лапласа.

При $N = M$ середньоквадратичне відхилення визначимо як:

$$\sigma_{(n - n_1)} \approx \sqrt{(\hat{n}^2 + \hat{n}_1^2) / N},$$

де оцінки \hat{n}, \hat{n}_1 , задаються виразом (1).

Синтезований алгоритм оцінки різниці інтенсивностей із заданою відотною похибкою [3, 9, 11] буде:

$$n - n_1 = \Delta N / \vartheta_{\Delta N} \quad (8)$$

де $\Delta N = N_3 + 2N_1$ — кількість імпульсів різниці нагромаджених за час $\vartheta_{\Delta N}$; N_1 — кількість імпульсів фону, нагромажене за час, протягом якого різниця нагромаджується до величини N_3 . Якщо необхідно оцінити різницю інтенсивностей двох потоків з відотною похибкою $\delta_{(n - n_1)} = 1/\sqrt{N_3} = \text{const}$, то для цього згідно (8) нагромадження різниці імпульсів необхідно здійснювати не до числа N_3 , а до скорегованого числа ΔN .

Однак для алгоритму (8) характерна можливість отримання хибних результатів внаслідок існування відмінної від нуля ймовірності того, що на цикл нагромадження ми зареєструємо

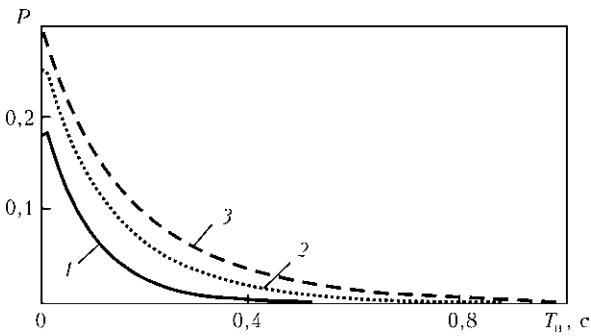


Рис. 5. Залежність ймовірності одержання від'ємної різниці від часу нагромадження $T_n = iT$, де тривалість циклу нагромадження $T = 0,01$ с, $i = 1, 2, \dots, 100$: 1 — шукана ймовірність для інтенсивності сумарного сигналу $n = 100$ с⁻¹, шумового $n_1 = 50$ с⁻¹; 2 — $m = 150$ с⁻¹, $m_1 = 100$ с⁻¹; 3 — $l = 200$ с⁻¹, $l_1 = 150$ с⁻¹

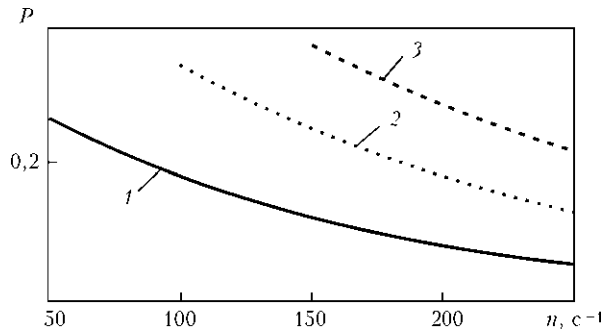


Рис. 6. Залежність ймовірності одержання від'ємної різниці від співвідношення між інтенсивністю сумарного і шумового сигналів: 1 — шукана ймовірність для інтенсивності сумарного сигналу в діапазоні $n = 50 \dots 250$ с⁻¹, шумового $n_1 = 50$ с⁻¹; 2 — $n = 100 \dots 250$ с⁻¹, $n_1 = 100$ с⁻¹; 3 — $n = 150 \dots 250$ с⁻¹, $n_1 = 150$ с⁻¹

кількість імпульсів фону більшу від зареєстрованої кількості імпульсів сумарного сигналу. У принципі, перевищення кількості імпульсів фону над кількістю імпульсів сумарного сигналу внаслідок їх випадковості ймовірно завжди для скінченних значень математичних сподівань фону і сумарного сигналу.

Отримання в результаті від'ємної різниці нагромаджених імпульсів за цикл на початку процесу нагромадження призведе до того, що внаслідок від'ємного переповнення реверсивного лічильника [10] на його виході появиться велике число, а в результаті отримаємо помилковий результат нагромадження.

За проведення вимірювань за цикл нагромадження тривалістю T можна одержати N імпульсів сумарного сигналу з ймовірністю [3] $P(N|T)$ (розподіл Пуассона) і N_1 імпульсів шумового сигналу з ймовірністю $P(N_1|T)$ і, відповідно, різниця дорівнюватиме $\Delta N = N - N_1$. Тоді ймовірність одержання ΔN імпульсів різниці буде:

$$P_{\Delta N} = \sum_{N_1=0}^{\infty} P(\Delta N + N_1|T)P(N_1|T) = \exp[-(n + n_1)T] \left(\frac{n}{n_1}\right)^{\Delta N} I_{\Delta N} [2T\sqrt{nn_1}],$$

де $I_{\Delta N}(\bullet)$ — функція Бесселя чисто уявного аргумента [4].

Бачимо, що останній розподіл суттєво відрізняється від пуассонівського. Математичне сподівання одержаної різниці імпульсів:

$$[\Delta N] = nT - n_1T,$$

а дисперсія

$$D_{\Delta N} = (n + n_1)T.$$

Ймовірність ефекту перевищення кількості імпульсів фону над кількістю імпульсів сумарного

сигналу, що еквівалентно отриманню від'ємної різниці, виразимо як

$$P_{\Delta N < 0} = \sum_{\Delta N=-1}^{-\infty} P_{\Delta N}.$$

У загальному випадку для $P_{\Delta N < 0}$ явної аналітичної залежності не отримаємо. Для виявлення характеру змін ймовірності одержання від'ємної різниці від часу нагромадження $T_n = iT$, де T — тривалість циклу нагромадження, $i = 1, 2, \dots$, при деяких співвідношеннях між інтенсивностями сумарного і шумового сигналів на рис. 5 наведені криві відповідних залежностей.

З графіків видно, що ймовірність одержання від'ємної різниці є високою для малих часів нагромадження, спадаючи під час його зростання. Вона також залежить від величин інтенсивностей сумарного і шумового сигналів.

На рис. 6 наведені залежності ймовірності одержання від'ємної різниці від співвідношення між інтенсивністю сумарного і шумового сигналів.

З рисунку бачимо, що ймовірність цієї події тим більша, чим менша інтенсивність сигналу в порівнянні з величиною фону.

Отримання від'ємної різниці нагромаджених імпульсів за цикл на початку процесу нагромадження призведе до того, що внаслідок від'ємного переповнення реверсивного лічильника на його виході з'явиться велике число, більше від числа, яке задає величину встановленої відносної середньоквадратичної похибки оцінки різниці [10]. Внаслідок цього процес нагромадження припиниться, а в результаті отримаємо помилковий результат нагромадження.

Для уникнення цієї ситуації розроблено пристрій для обчислення оцінки різниці інтенсивностей з заданою відносною середньоквадратичною похибкою і з виключеною ймовірністю отримання помилкових результатів вимірювань [11].

**Висновки**

З метою оцінки достовірності одержуваних результатів реєстрації світлових сигналів при оптичному контролі об'єктів проаналізовані алгоритми оцінювання параметрів світлового сигналу з заданою відносною середньоквадратичною похибкою в умовах нестабільності потужності виходу джерела збуджувального випромінювання та наявності фонових завад оптичного каналу передачі.

Методом, який ґрунтується на знаходженні густини розподілу відношення оцінки параметра до самого параметра, отримані аналітичні вирази для довірчої імовірності та довірчого інтервалу оцінок максимальної правдоподібності інтенсивності світлового сигналу, відношення та різниці інтенсивностей.

Обґрунтована можливість та розрахована ймовірність одержання хибних результатів вимірювань різниці інтенсивностей в умовах суттєвих фонових завад при використанні алгоритму оцінки з заданою відносною середньоквадратичною похибкою.

Для обеспечения требуемой достоверности контроля (вероятности соответствия результатов контроля действительным значениям контролируемых параметров) необходимо осуществлять оценку соответствующего параметра контролируемого объекта, связанного некоторым образом с информационным параметром оптического сигнала, с заранее заданной относительной среднеквадратической погрешностью с последующим вычислением доверительной вероятности и доверительного интервала полученной оценки параметров.

Для оценки достоверности получаемых результатов регистрации световых сигналов при оптическом контроле объектов проанализированы алгоритмы оценки параметров светового сигнала с заданной относительной среднеквадратической погрешностью в условиях нестабильности мощности выхода источника возбуждающего излучения и наличия фоновых помех оптического канала передачи.

Методом, который основан на нахождении плотности распределения отношения оценки параметра к самому параметру, получены аналитические выражения для доверительной вероятности и доверительного интервала оценок максимального правдоподобия интенсивности светового сигнала, отношения и разности интенсивностей.

Обоснована возможность и рассчитана вероятность получения ложных результатов измерений разности интенсивностей в условиях существенных фоновых помех при использовании алгоритма оценки с заданной относительной среднеквадратической погрешностью.

1. Ермолов И. Н., Останин Ю. Я. Методы и средства неразрушающего контроля качества. — М.: Высш. шк., 1988. — 368 с.
2. Ахманов С. А., Дьяков Ю. Е., Чиркин А. С. Введение в статистическую радиофизику и оптику. — М.: Наука, 1981. — 640 с.
3. Клим Б. П., Почапський Є. П. Слабкі світлові ефекти та можливості неруйнівного контролю // Фіз.-хім. механіка матеріалів. — 1997. — № 5. — С. 99–106.
4. Гулаков И. Р., Холондырев С. В. Метод счета фотонов в оптико-физических измерениях. — Минск: Изд-во БГУ, 1989. — 256 с.
5. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. — М.: Наука, 1979. — 496 с.
6. Большаков И. А. Статистические проблемы выделения потока сигналов из шума. — М.: Сов. радио, 1968. — 464 с.
7. Апанасович В. В., Коляда А. А., Чернявский А. Ф. Статистический анализ случайных потоков в физическом эксперименте. — Минск: Изд-во БГУ, 1988. — 276 с.
8. Демчук М. И., Иванов М. А. Статистический одноквантовый метод в оптико-физическом эксперименте. — Минск: Изд-во БГУ, 1981. — 176 с.
9. Клим Б. П., Почапський Є. П., Микитин Г. В. Фотометричні вимірювання параметрів оптичних сигналів при неруйнівному контролі якості матеріалів // Вісн. Терноп. держ. техн. ун-ту. — 1999. — № 2. — С. 23–29.
10. Клим Б. П., Почапський Є. П. До питання достовірності фотометричних методів контролю // Фізичні методи та засоби контролю середовищ, матеріалів та виробів. — 2000. — Вип. 5. — С. 127–132.
11. Клим Б. П., Почапський Є. П. Устройство оценки параметров, контролируемых оптическим методом объектов с заданной относительной среднеквадратической погрешностью // Метрология. — 1998. — № 3. — С. 32–41.

Надійшла до редакції
05.04.2012

Двадцатая юбилейная международная конференция и блиц-выставка
«СОВРЕМЕННЫЕ МЕТОДЫ И СРЕДСТВА
НЕРАЗРУШАЮЩЕГО КОНТРОЛЯ И ТЕХНИЧЕСКОЙ ДИАГНОСТИКИ»

1–5 октября 2012 г.

Гурзуф, Крым, Украина

Организатор

ООО УИЦ «НАУКА. ТЕХНИКА. ТЕХНОЛОГИЯ»

Тел.: +38 067 708 93 95, +38 044573 30 40

E-mail: minina3@voliacable.com; office@conference.kiev.ua