

УДК 621.396

М.В. Бархударян, О.М. Мішуков, Б.О. Чумак

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

ВИЗНАЧЕННЯ ОСНОВНИХ ТАКТИКО-ТЕХНІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ВИМІРЮВАЛЬНИХ ЗАСОБІВ ПОЛІГОННОГО ВИМІРЮВАЛЬНО-ОБЧИСЛЮВАЛЬНОГО КОМПЛЕКСУ, ЯКІ ВПЛИВАЮТЬ НА РІВЕНЬ БЕЗПЕКИ ПРИ ПРОВЕДЕННІ БОЙОВИХ СТРІЛЬБ, ПУСКІВ РАКЕТ, БОМБОМЕТАННЯ ТА ПОЛІГОННИХ ВИПРОБУВАНЬ

Розглянуті питання щодо виникнення аномальних похибок вимірювань в радіотехнічних системах полігонного вимірювально-обчислювального комплексу (РТС ПВОК) і оцінки ймовірності їх появи, оскільки саме ці характеристики справляють основний вплив на рівень безпеки при проведенні бойових стрільб, пусків ракет, бомбометання та полігонних випробувань.

Ключові слова: точність вимірювань, аномальні вимірювання, полігонний вимірювально-обчислювальний комплекс, радіотехнічна система.

Вступ

Постановка проблеми. В ході експлуатації та застосування засобів полігонного вимірювально-обчислювального комплексу (ПВОК) за прямим призначенням необхідно знати такі характеристики як точність вимірювань та ймовірність забезпечення ними безаномальної роботи. Саме ці характеристики справляють основний вплив на рівень безпеки при проведенні бойових стрільб, пусків ракет, бомбометання та полігонних випробувань. Результати синтезу оптимальних РТС з імпульсними сигналами (наприклад, РТС Кама) [1 – 3] приводять до висновку, що вимірювальні канали побудовані як слідкуючі вимірники.

Для таких вимірників можна визначити наступні основні джерела аномальних похибок:

- похибки, зумовлені оцінкою координат точок максимуму завадових викидів функції правдоподібності (ФП);
- похибки, пов'язані з виходом сигналу розузгодження (сигналу похибки слідкування) за межі дискримінаційної характеристики (зрив слідкування).

Мета статті – визначення ймовірності з'явлення аномальних похибок вимірювальних радіотехнічних систем ПВОК.

Основний матеріал

Отже, фізичним джерелом похибок першого виду є присутність великих завад на вході приймача сигналу. Для розрахунку означеної ймовірності сформулюємо задачу наступним чином.

Приймемо найбільш розповсюджену в РТС модель спостереження [1]:

$$y(t) = S[t, \lambda(t)] + n(t), \quad (1)$$

де $S[t, \lambda(t)]$ – корисна складова сигналу, яка зміщує інформативний параметр $\lambda(t)$; $n(t)$ – білий гаусів шум з нульовим середнім і δ - функцією кореляції.

Внаслідок впливу шумів, а також динамічних обставин оцінки параметрів сигналів відрізняються від істинних на величину середньоквадратичної похибки

$$\sigma_{\lambda}(t) = \sqrt{\sigma_{\text{фл}}^2(t) + \sigma_{\text{дин}}^2(t)}, \quad (2)$$

так що $\hat{\lambda} = \lambda_i \pm \sigma_{\lambda}$, де $\sigma_{\text{фл}}^2$ і $\sigma_{\text{дин}}^2$ дисперсії флуктуаційної та динамічної похибки відповідно; $\hat{\lambda}$, λ_i – оцінка та істинне значення параметру сигналу.

До вимірювань пред'являються наступні вимоги

$$|\sigma_{\lambda}| \leq \sigma_{\text{зад}} = 1. \quad (3)$$

Якщо не виконуються умови $\hat{\lambda} = [\lambda_{\text{зад}} - 2\sigma; \lambda_{\text{зад}} + 2\sigma]$, то вимірювання вважаються аномальними. Звичайно в РТС здійснюється вторинна обробка вимірювальної інформації. При цьому за визначений інтервал часу T_1 до обробки надходить кількість вимірювань, яка дорівнює цілому ступеню 2. Припустимо, що в даному випадку до вторинної обробки надходять 8 вимірювань. Якщо хоч одне з них аномальне, то будемо вважати, що дані вимірювання будуть недостовірними.

Потрібно знайти ймовірність аномальної роботи РТС (тобто одержання такої ситуації, коли результати вимірювань вважаються недостовірними).

Позначимо через Δ_k відхилення оцінок k -го вимірювання від λ_i . Згідно центральної граничної теореми будемо вважати відхилення Δ_k нормальною випадковою величиною з середнім значенням, яке дорівнює нулю і середнім з модулем відхилення $|\sigma_{\lambda_i}| \leq \sigma$, $i = 1, 2, \dots, N$. Спочатку знайдемо ймовірність p того, що k -те вимірювання буде відбракованим. Останнє має місце, коли Δ_k приймає значення поза інтервалом $[-2\sigma_{\text{зад}} + 2\sigma_{\text{зад}}]$.

Скористаємось формулою [2]:

$$p = P\{|\Delta_k| \geq 2\sigma\} = 1 - P\{-2\sigma \leq \Delta_k \leq 2\sigma\} = 1 - \Phi\left[\frac{2\sigma_{\text{зад}}}{\Sigma}\right] - \Phi\left[-\frac{2\sigma_{\text{зад}}}{\Sigma}\right] = 2\Phi\left[\frac{2\sigma_{\text{зад}}}{\Sigma}\right] \quad (4)$$

де $\Phi(x)$ – функція Лапласа.

Оскільки відомий середній модуль відхилення $M|\Delta k| = \sigma\lambda = 1$, то визначимо Σ . При цьому:

$$M|\Delta k| = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\Sigma} \int_0^{\infty} t \exp\left(-\frac{t^2}{2\Sigma^2}\right) dt = \\ = \left(\sqrt{2}/\sqrt{\pi}\Sigma\right) \Sigma^2 \exp\left(-t^2/(2\Sigma^2)\right) \Big|_0^{\infty} = \sqrt{2/\pi} \cdot \Sigma,$$

звідкіля $\Sigma = 1\sqrt{\pi/2} = 1,25$.

Ймовірність появи аномального k -го вимірювання $p = 2 - 2\Phi(2,0/1,25) = 0,1096$. Вважаючи вимірювання некорельованими, застосуємо схему Бернуллі. Аномальна робота наступить, якщо в $N=1000$ вимірюваннях із ймовірністю 0,1096 кількість відбрактованих вимірювань $M_a > 125$. Для обчислення ймовірності аномальної роботи скористаємось інтегральною теоремою Муавра-Лапласа:

$$P\{M_a > 125\} = 1 - P\{M_a < 125\} = \\ = 1 - P\left\{\frac{M_a - pN}{\sqrt{pNq}} \leq \frac{125 - 0,1096 \cdot 1000}{\sqrt{0,1096 \cdot 1000 \cdot 0,8904}}\right\} = \\ = 1\Phi(1,5589) \approx 0,9406 \approx 0,0594.$$

Таким чином, при даних умовах приблизно у 6% випробувань будуть виникати випадки аномальної роботи РТС.

Доцільно розглянути питання про кількісну оцінку вищезазначених вимірювань M_a та про вплив аномальних похибок на точність оцінок максимальної правдоподібності. Сформулюємо умови наведеної задачі наступним чином. Нехай вимірюваний параметр λ належить інтервалу зміни вимірюваного параметру $[\lambda_{\min}, \lambda_{\max}]$ загальної довжини $L_a = \lambda_{\max} - \lambda_{\min}$. Припустимо також, що побічний викид кореляційного інтегралу може виникнути в будь-якій точці інтервалу L_a . Якщо розглядати тільки аномальні спостереження, то оцінку $\hat{\lambda}_a$ для них слід покласти рівноімовірною на інтервалі $[\lambda_{\min}, \lambda_{\max}]$. Тому середній по усім таким спостереженням квадрат відхилення оцінки $\hat{\lambda}_a$ від λ_0 – істинного значення параметру) буде складати величину

$$\overline{(\hat{\lambda}_a - \lambda_0)^2} = \frac{L^2}{12} + \left[\lambda_0 - \frac{\lambda_{\min} + \lambda_{\max}}{2}\right]^2. \quad (5)$$

Очевидно, що максимум цієї величини, рівний $L^2/3$, буде мати місце при $\lambda_0 = \lambda_{\min}$ або $\lambda_0 = \lambda_{\max}$. Крім того, дисперсія оцінки, розрахована тільки за спостереженнями, в яких не має аномальних похибок, також відома: в першому приближенні вона дорівнює $1/[\mu\Psi''(0)]$ (де μ енергетичне відношення сигнал/шум на виході узгодженого з сигналом фільтру [3]; $\Psi(\lambda)$ – функція невизначеності (ФН) сигналу. Для повного середнього квадрату розсіювання оцінки максимальної правдоподібності відносно λ_0 будемо мати

$$\overline{(\hat{\lambda} - \lambda_0)^2} = P_a \overline{(\hat{\lambda}_a - \lambda_0)^2} + (1 - P_a) D\left(\hat{\lambda} / \lambda_0\right) = \\ = P_a \frac{L^2}{3} - \frac{(1 - P_a)}{[\mu\Psi''(0)]}, \quad (6)$$

де P_a – ймовірність аномальної похибки.

Щоб оцінити значення P_a припустимо, що ФН задовольняє співвідношенню

$$\Psi_H = \begin{cases} 1, & |\lambda| \leq \Delta_\lambda; \\ 0, & |\lambda| > \Delta_\lambda, \end{cases} \quad (7)$$

де $2\Delta_\lambda$ – ефективна протяжність ФН по вісі λ .

Аномальну похибку можливо трактувати, як ймовірність похибки при розрізнюванні M ортогональних сигналів з випадковими фазами, один з яких відрізняється від інших значенням параметру λ на величину більшу, ніж Δ_λ . При цьому [4]:

$$P_a = \frac{M-1}{2} \exp\left(-\frac{\mu}{2}\right). \quad (8)$$

З метою конкретизації величини $\Delta\lambda$ можемо записати:

$$\Delta_{\lambda t} = \Delta\tau \approx 2/F = \tau_i, \quad (9)$$

де $\Delta\lambda t$ – ефективна ширина ФК з часової затримки.

Таким чином, враховуючи відповідні можливі інтервали L_λ при вимірюванні вищезазначених параметрів руху можна визначити кількість вимірювань як

$$M = L_\lambda / \Delta_\lambda. \quad (10)$$

Враховуючи (9), вираз (6) при вимірюванні дальності можна показати у вигляді:

$$\overline{(\hat{\lambda} - \lambda_0)^2} = P_a \overline{(\hat{\lambda}_a - \lambda_0)^2} + (1 - P_a) D\left(\hat{\lambda} / \lambda_0\right) = \\ = P_a \frac{L^2}{3} - \frac{(1 - P_a)}{[\mu\Psi''(0)]}. \quad (11)$$

Оцінимо тепер імовірність зриву слідкування. Для виявлення даної ймовірності застосуємо результати теорії викидів випадкових процесів [5] і припустимо наступне:

– передавальні функції каналів вимірювання дальності і кутів мають відповідно такий вигляд:

$$W_{\hat{\lambda}\hat{\lambda}}(\delta) = \frac{\hat{E}_{\hat{\lambda}\hat{\lambda}}}{\delta(\delta\hat{O}_1 + 1)}; \quad W_{\hat{\epsilon}\hat{\epsilon}}(\delta) = \frac{\hat{E}_{\hat{\epsilon}\hat{\epsilon}}}{\delta(\delta\hat{O}_2 + 1)}; \quad (12)$$

– характеристики дискримінаторів в межах робочих ділянок описуються виразами:

$$F_{\text{дал}}(\epsilon_1) = K_{\text{д1}}\epsilon_1; \quad F_{\text{кут}}(\epsilon_2) = K_{\text{д2}} \cos(\pi/2 - \epsilon_1) \quad \text{при } |\epsilon| < \pi/2; \\ F_{\text{кут}}(\epsilon_2) = 0 \quad \text{при } |\epsilon| > \pi/2;$$

– перехресні зв'язки між контурами слідкування характеризуються коефіцієнтами $K_{\text{пд}}$ і $K_{\text{пкут}}$;

– перехідні процеси в системі завершені;

– завади уявляють собою стаціонарні нормальні процеси з характеристиками:

$$\langle n(t) \rangle = 0; \quad \langle n(t)n(\tau) \rangle = 0,5N_0\delta(\tau);$$

– задаючи процеси описуються детермінованими функціями часу $x_i(t) = V_i(t)$, де $V_i(t)$ – швидкість зміння вхідного діяння.

Під зливом слідкування будемо розуміти вихід похибки слідкування ε_i (хоча б в одному з контурів) за межі границь апертури дискримінатора $\pm\gamma_i$, при цьому $\gamma_{i1} + \gamma_{i2} = d_i$ – загальна ширина апертури дискримінатора.

Введемо вектор похибки \vec{A} і вектори нижніх і верхніх границь \vec{A}_1 і \vec{A}_2 , так що

$$\vec{A} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}; \quad \vec{A}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{12} \end{bmatrix}; \quad \vec{A}_2 = \begin{bmatrix} \gamma_{21} \\ \gamma_{22} \end{bmatrix}.$$

При цьому ймовірність зриву слідкування в системі за час спостереження $t_{\text{сп}}$ буде дорівнювати:

$$P_{\text{зб}} = 1 - \exp\{-Nt_{\text{сп}}\}, \quad (13)$$

де N частота викидів вектору \vec{A} за межі границь \vec{A}_1 і \vec{A}_2 , яка визначається співвідношенням

$$N = \sum_{i=1}^n (v_{1i} + v_{2i}), \quad (14)$$

де v_{1i} і v_{2i} – частоти викидів процесів ε_i за рівні γ_{1i} і γ_{2i} .

Знайдемо значення частот v_{1i} і v_{2i} , використовуючи вираз

$$v_{1i} = \frac{\left[\int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 S_{\varepsilon_i}(\omega) d\omega \right]^{1/2}}{2\pi \left[\int_{-\infty}^{\infty} S_{\varepsilon_i}(\omega) d\omega \right]^{1/2}} \exp \left\{ \frac{-\pi v_{\text{eri}}^2}{\int_{-\infty}^{\infty} S_{\varepsilon_i}(\omega) d\omega} \right\} =$$

$$= |j\omega = s| = \frac{\sqrt{K_{\vec{A}_3} \hat{E}_3 / T_i}}{2\pi} \exp \left\{ \frac{-\pi v_{\text{eri}}^2}{N_0 K_{\vec{A}_3} \hat{E}_3 2\pi / 2} \right\} =$$

$$- \frac{\sqrt{K_{\vec{A}_3} \hat{E}_3 / T_i}}{2\pi} \exp \left\{ - \frac{v_{\text{eri}}^2}{N_0 K_{\vec{A}_3} \hat{E}_3} \right\}. \quad (15)$$

Тепер можна знайти частоту N :

$$N = (v_{11} + v_{12}) + (v_{21} + v_{22}). \quad (16)$$

Оскільки анамальні явища в РТС внаслідок будь-якої вищезазначеної похибки є незалежними, то використовуючи теорему складання незалежних подій будемо мати:

$$P_{\Sigma} = \frac{M-1}{2} \exp \left(-\frac{\mu}{4} \right) \times 1 - \exp \{ -Nt_{\text{сп}} \}. \quad (17)$$

Висновки

Як показують розрахунки, найбільше значення ймовірності анамальної роботи РТС буде при малих значеннях відношення сигнал/шум.

Таким чином, отримане співвідношення, яке дає змогу визначити ймовірність анамальних похибок вимірювальних РТС ПВОК.

Список літератури

1. Фалькович С.Е. Статистическая теория измерительных радиосистем / С.Е. Фалькович, Э.Н. Хомяков. – М.: РИИ, 1981. – 288 с.
2. Колемаев В.А. Теория вероятностей и математическая статистика / В.А. Колемаев, О.В. Староверов, В.Б. Турундаевский. – М., Высшая школа, 1991. – 400 с.
3. Хомяков Э.Н. Вопросы статистической теории оптимальных измерительных систем / Э.Н. Хомяков. – М.: МО СССР, 1972. – 224 с.
4. Чердынцев В.А. Радиотехнические системы / В.А. Чердынцев. – Минск: Вышэйшая школа, 1988. – 370 с.
5. Вагапов В.Б. Автоматика радиоэлектронных систем / В.Б. Вагапов. – К.: Вища школа, 1988. – 352 с.

Надійшла до редколегії 14.09.2010

Рецензент: д-р техн. наук, ст. наук. співробітник Г.В. Худов, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОСНОВНЫХ ТАКТИКО-ТЕХНИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СРЕДСТВ ПОЛИГОННОГО ВЫЧИСЛИТЕЛЬНО-ИЗМЕРИТЕЛЬНОГО КОМПЛЕКСА, КОТОРЫЕ ВЛИЯЮТ НА УРОВЕНЬ БЕЗОПАСНОСТИ ПРИ ПРОВЕДЕНИИ БОЕВЫХ СРЕЛЬБ, ПУСКОВ РАКЕТ, БОМБОМЕТАНИЯ И ПОЛИГОННЫХ ИСПЫТАНИЙ

Н.В. Бархударян, А.М. Мিশуков, Б.А. Чумак

Рассмотрены вопросы возникновения анамальных погрешностей измерений в радиотехнических системах полигонного вычислительно-измерительного комплекса и оценки вероятности их появления, поскольку именно эти характеристики оказывают основное влияние на уровень безопасности при проведении боевых стрельб, пусков ракет, бомбометания и полигонных испытаний.

Ключевые слова: точность измерений, анамальные измерения, полигонный измерительно-вычислительный комплекс, радиотехническая система.

DETERMINATION MAIN TACTICIAN-TECHNICAL FEATURES OF THE MEASURING FACILITIES PVIK, WHICH INFLUENCE UPON SAFETY LEVEL WHEN UNDERTAKING THE COMBAT SHOOTINGS, STARTING THE ROCKETS, BOMBING AND TEST

N.V. Burkhudaryan, O.M. Mishukov, B.O. Chumak

The considered questions of the origin anomalous on- of the measurements in system groundcomputing-measuring complex and estimations to probability of their appearance since exactly these features render the main influence upon safety level when undertaking the combat shootings, starting the rockets, bombing and test.

Keywords: exactness of measurings, anomalous measurings, ground device-calculable complex, radio engineering system.