

Р.М. Животовський<sup>1</sup>, Ю.О. Горобець<sup>2</sup>, В.І. Макарчук<sup>3</sup>, А.Г. Помін<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Центральний науково-дослідний інститут озброєння та військової техніки ЗС України, Київ

<sup>2</sup>Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського, Київ

<sup>3</sup>Військовий інститут телекомунікацій та інформатизації, Київ

## МЕТОДИКА ПРОГНОЗУВАННЯ СИГНАЛЬНО-ЗАВАДОВОЇ ОБСТАНОВКИ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ В УМОВАХ РАДІОЕЛЕКТРОННОЇ ПРОТИДІЇ

У статті запропонована методика прогнозування сигнально-завадової обстановки, що дозволяє підвищити завадозахищеність радіотехнічних систем в умовах впливу навмисних завад та нестационарному характері процесу, що прогнозується, за рахунок прогнозування сигнально-завадової обстановки в складній радіоелектронній обстановці. Зазначену методику доцільно використовувати при оцінці радіоелектронної обстановки та визначенні заходів, що спрямовані на підвищення завадозахищеності радіотехнічних комплексів.

**Ключові слова:** сигнально-завадова обстановка, навмисні завади, нестационарність, прогнозування, радіотехнічні системи.

### Постановка проблеми

Загальна теорія прогнозування випадкових процесів, до яких можна віднести і радіоелектронну обстановку, детально викладена в роботах [2–4].

З аналізу проведених робіт [1–4] можна зробити висновок, що ефективність прийнятих рішень залежить від обсягу апріорних даних процесів, що досліджуються, а також методів їх представлення.

Недоліком існуючого науково-методичного апарату (НМА) є використання гіпотези щодо стаціонарності процедур прогнозування, в тому числі при аналізуванні широкопasmових сигналів.

Проте, як свідчить досвід проведення антитеористичної операції на Сході України та бойових дій останніх років, засоби радіоелектронної боротьби (РЕБ) здатні здійснити гарантоване подавлення радіоелектронних засобів [5].

Тому метою статті є розробка методики прогнозування сигнально-завадової обстановки радіотехнічних систем в умовах радіоелектронної протидії та дефіциті радіочастотного ресурсу, з метою забезпечення електромагнітної сумісності та підвищення ефективності використання радіочастотного ресурсу радіотехнічних комплексів.

**Методи рішення наукового завдання.** Для вирішення наукового завдання використані методи аналізу та синтезу складних технічних систем, теорії завадозахищеності радіотехнічних систем та методи математичного моделювання.

### Виклад основного матеріалу

У теорії прогнозування відомі методи прогнозування процесів з дискретним часом при використанні раціональних спектрів, а також одномірних

стаціонарних процесів з постійним кроком в часі. При цьому, з проведеного аналізу видно [1–4], що багатомірний випадок в загальній теорії прогнозування значно складніший, ніж одномірний. Як правило, основою прогнозування у відомому НМА є проведення аналізу часового ряду [1–5].

Найбільш поширеними методами прогнозування є: метод найменших квадратів (МНК) [3] та його модифікації, метод експоненційного згладжування, метод ймовірнісного моделювання та метод адаптивного згладжування. В будь-якому випадку необхідно провести вибір найбільш доцільної моделі для опису процесу, що прогнозується.

При проведенні прогнозування процесів формуються дискретні вибірки двох типів:

1. Модель функціональної залежності процесу невідома. В цьому випадку вирішують задачу оцінки моделі функціональної залежності з цілого класу доступних моделей.

2. Модель функціональної залежності процесу відома та необхідно тільки оцінити параметри моделі вихідного процесу (коефіцієнти регресії  $b_0, b_1, b_2, \dots$ ).

Як правило, використовуються наступні математичні моделі: лінійна –  $y = b_0 + b_1x$ , гіперболічна –  $y = b_0 + b_1/x$ , показова –  $y = b_0 + b_1x$ , степенева –  $y = b_0x^{b_1}$ , параболічна –  $y = b_0 + b_1x + b_2x^2$ , логарифмічна –  $y = b_0 + b_1 \lg x$ , експоненційна –  $y = b_0 \exp(b_1x)$  та інші.

Рішення математичних рівнянь радіоелектронної обстановки припускає розрахунок по вихідним даним параметрів моделі (вільного члена  $b_0$  та коефіцієнтів регресії  $b_1, b_2, \dots$ ).

Найбільшого поширення з відомих моделей набула модель, що описується рівнянням регресії у вигляді багаточленів полінома:

$$y = f(x) = b_0 + b_1x + b_2x^2 + \dots + b_mx^m,$$

де  $b_0, b_1, b_2, \dots, b_m$  – коефіцієнти, що підлягають визначенню. Для визначення коефіцієнтів рівняння регресії  $b_m$  використовують різні методи (графічний, метод середніх), проте найчастіше використовується МНК.

Визначення коефіцієнтів  $b_0$  та  $b_1$  по МНК здійснюється за наступним рівнянням:

$$b_0 = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} x_i^2 \sum_{i=1}^{N-1} y_i - \sum_{i=1}^{N-1} x_i \sum_{i=1}^{N-1} x_i y_i}{N \sum_{i=1}^{N-1} x_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{N-1} x_i \right)^2},$$

$$b_1 = \frac{N \sum_{i=1}^{N-1} x_i y_i - \sum_{i=1}^{N-1} x_i \sum_{i=1}^{N-1} y_i}{N \sum_{i=1}^{N-1} x_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{N-1} x_i \right)^2}.$$

Для оцінки, що заснована на МНК, необхідно виконання ряду передумов, невиконання яких може привести до помилок. МНК широко використовується для отримання конкретних прогнозів, що пояснюється його простотою та легкістю програмної реалізації. Недолік методу полягає в тому, що модель тренда жорстко фіксується, тому надійний прогноз можна отримати тільки на малий період часу. МНК використовують головним чином для короткострокового прогнозування. В методі істотно ускладнений правильний вибір виду моделі, а також обґрунтування та вибір ваг у зваженому МНК.

Відомі методики прогнозування часових рядів, засновані на використанні авторегресивної моделі змінного середнього з мінімальною середньоквадратичною помилкою [1]. Основою прогнозування є випадковий часовий ряд, що є упорядкованою випадковою послідовністю величин, які є значеннями відліків прийнятого сигналу. Однією з важливих задач при роботі з часовими рядами є прогнозування майбутніх значень часового ряду.

Розглядаються три форми представлення моделі, що представлені наступними відношеннями:

1) За допомогою рівняння різниць:

$$Z_{n+1} = \varphi_1 Z_{n+1-1} + \dots + \varphi_{p+d} Z_{n+1-p-d} - \theta_1 a_{n+1-1} - \dots - \theta_q a_{n+1-q} + a_{n+1}.$$

2) Як нескінченну зважену суму теперішнього та попередніх імпульсів  $a_j$ :

$$Z_{n+1} = \sum_{j=-\infty}^{n+1} \psi_{n+1-l} a_j = \sum_{l=0}^{\infty} \psi_j a_{n+1-j}.$$

3) Як нескінченну зважену суму попередніх спостережень плюс випадковий імпульс:

$$Z_{n+1} = \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j Z_{n+1-j} + a_{n+1},$$

де  $\pi_j$  – вагові коефіцієнти.

Існуючі методи прогнозування мають найкращі властивості при прийнятті гіпотези про лінійний стаціонарний процес. На реальні процеси часто впливають фактори, що вносять нестационарну складову.

В запропонованій методиці розглядається можливість розширення використання відомих методів прогнозування на подібні процеси. Для стаціонарних (адитивних) процесів використовують дискретизацію з постійним кроком. Для нестационарних процесів, як правило, використовують дискретизацію сигналів зі змінним кроком з обов'язковим визначенням нуля формування процесу.

Прикладом нестационарного сигналу є сигнал є гіперболічною частотною маніпуляцією (ГЧМ-сигнал), який широко використовується в радіотехнічних системах [5]. При записі сигналу

$$S(t) = \sin \frac{\Omega}{k} \ln kt,$$

де  $\Omega$  – початкова частота,  $k$  –

масштабний множник, що характеризує крутизну функції, що модулює, видно, що миттєва частота

$$f(t) = \frac{1}{2\pi} \frac{d\psi}{dt},$$

де  $\psi$  – фаза сигналу, що прямує до

нескінченності при  $t \rightarrow 0$ . Оскільки операція зменшення (розширення) не інваріантна відносно операції зсуву в часі, для формування процедури екстраполяції процесу вимагається інформація про початок реалізації, що підлягає обробці.

При роботі з таким сигналом необхідно знайти місцезнаходження нуля, що визначає початок відліків.

Запропонована методика зводиться до наступних дій:

1. Відбувається введення вихідних даних.

2. Виконується часове стиснення процесу, що прогнозується, яке необхідне для забезпечення обробки сигналів в режимі реального часу [6]. При цьому на кожному кроці реалізація оновлюється на один відлік. Таким чином, формується клас реалізацій, що відрізняється один від одного зсувами на один відлік. Для формування класу дискретних відліків кожна реалізація піддається операції логарифмування та дискретизації.

Реалізація сигналу піддається передискретизації в логарифмічному масштабі часу  $t \rightarrow \ln t$ . Оскільки вихідний процес надходить з постійним кроком, спочатку відновлюють дискретний процес, який вирішується процедурою інтерполяції. При нестационарній передискретизації припускають, що нуль реалізації відомий.

Нехай заданий процес в дискретному вигляді через одиничний інтервал дискретизації на інтервалі довжиною  $M-1$ , що відповідає  $M$ -відлікам. Припустимо також, що  $m$  має значення  $m \in (0..M-1)$ . При логарифмічному масштабуванні сигналу з кроком  $q$  маємо:

$$\ln(q^m) - \ln(q^{m-1}) = \ln(q) = \ln(q),$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} q^n = M-1 = 1/1-q.$$

Звідси маємо  $q = \frac{M-2}{M-1}$ . Процедуру інтерполяції

слід починати з останнього відліку реалізації сигналу, розглядаючи його значення як останній відлік інтерполюваного процесу. При вказаному підході до інтерполяції повністю зберігається інформація, що є у сигналі.

Видно, що для проведення логарифмічної дискретизації інтервалу  $N-1$  необхідно нескінченне число відліків. Тому обмежимося дискретизацією тільки частини інтервалу, що формується кінцевою сумою геометричної прогресії  $\frac{q^{K-1}-1}{q-1}$ . Початок для вузлів інтерполяції  $k \in (0..K-1)$  визначається значенням:

$$t_0 = N-1 - \frac{q^{K-1}-1}{q-1}.$$

Для перевірки видно, що при  $K \rightarrow \infty$   $t_0 \rightarrow 0$ . При використанні стандартної процедури інтерполяції необхідно задати значення вузлів інтерполяції зліва направо. Якщо провести інверсію номерів відліків по закону  $k \in (0..K-1): k_1 = K-1-k$ , то вузли інтерполяції задаються значеннями:

$$U_{k_1} = (N-1) - \frac{q^{K-1-k}-1}{1-q}.$$

Після передискретизації процесів для кожної реалізації  $s_n(t)$  формується спектральна функція  $S_n(f, T)$ :

$$S_n(f, T) = \int_0^T s_n(t) \exp(-2\pi f t) dt.$$

Далі формують енергетичний спектр:

$$X_n(f) = \frac{1}{T} |S_n(f, T)|^2.$$

Для визначення початку реалізації пропонується наступна процедура. В якості критерію вибору реалізації пропонується використовувати ентропію (інформацію Кульбака) [7]:

$$H(f) = - \int_{-1/2}^{1/2} \ln \left( \frac{X(f)}{\int_{-1/2}^{1/2} (X(f)) df} \right) df, \quad (1)$$

де  $X_n(f) = X(f) / \int_{-1/2}^{1/2} (X(f)) df$  — нормований енергетичний спектр вибірки,

$X(f) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} r_{ss}(n) \exp(-2\pi f n)$ ,  $r_{ss}(n)$  — кореляційна функція процесу.

Евристичне пояснення вибору цього критерію полягає в тому, що він мінімізує випадковість.

Далі здійснюється знаходження максимального значення ентропії в відповідності з відношенням (1). Зазначена дія зводиться до проведення порівняння відгуків з пороговою напругою. При перевищенні порогу приймається рішення, що максимум знайдений. Для реалізації максимальної ентропії використовують операцію передискретизації результату прогнозування в експотенційному масштабі часу  $t \rightarrow \exp t$ .

Зазначене перетворення є зворотнім до перетворення, що було розглянуто раніше. Необхідно зазначити, що виконане раніше масштабування гіперболічного процесу (нестационарного) в логарифмічному масштабі фактично зробило його близьким до тонального сигналу. Такий сигнал фактично є стаціонарним та добре прогнозуемим відомими методами. Експотенційне перетворення дозволило повернутися до вихідного гіперболічного процесу.

Використання запропонованої методики дозволяє отримати більш точний прогноз, чим при використанні відомих процедур.

Для перевірки запропонованої методики був проведений статистичний експеримент, в якому була оцінена ефективність запропонованої методики прогнозування:

$$\sigma_m = \frac{1}{Nl+1} \sum_{n=0}^{Nl+1-1} \left( \frac{\tilde{s}_{n,m} - AA_m}{\text{var}(\tilde{s}_m)} - \frac{\hat{s}_{n,m} - BB_m}{\text{var}(\hat{s}_m)} \right)^2, \quad (2)$$

де  $\tilde{s}_m$  — вихідний процес,  $\hat{s}_m$  — результат прогнозу,  $AA, BB$  — середні арифметичні значення процесів, що визначаються виразами:

$$AA_m = \frac{1}{Nl+1} \sum_{n=0}^{Nl+1-1} \tilde{s}_{n,m}, \quad BB_m = \frac{1}{Nl+1} \sum_{n=0}^{Nl+1-1} \hat{s}_{n,m},$$

$\text{var}(\tilde{s}_m), \text{var}(\hat{s}_m)$  — варіація процесів  $\tilde{s}_m$  та  $\hat{s}_m$  визначається за формулою:

$$\text{var}(\tilde{s}_m) = \frac{1}{Nl+L} \sum_{n=0}^{Nl+L-1} (\tilde{s}_{n,m} - AA_m)^2,$$

$$\text{var}(\hat{s}_m) = \frac{1}{Nl+L} \sum_{n=0}^{Nl+L-1} (\hat{s}_{n,m} - AA_m)^2.$$

В проведеному експерименті була виділена методика оцінки ефективності прогнозування процедур. При даному підході, знаючи характеристики сигналу та шуму, отримали повний опис ефективності вказаних процедур. Оцінка похибки прогнозування визначається у відповідності до відношення (2). Для її формування вхідний процес піддавався секціонуванню на дві частини, де перша частина процесу розглядається як вхідна вибірка, а друга частина є невідомою, проте є сформованою майбутньою частиною процесу.

За рахунок секціонування з перекриттям на половину розміру секції та операції усереднювання різниці оцінок отримуємо загальну усереднену оцінку помилки прогнозування:

$$\sigma^2 = \frac{1}{M/2} \sum (s_m - \hat{s}_m)^2, \quad (3)$$

де  $M/2$  означає те, що є місце перекриття на половину довжини секцій.

Оцінка (3) розраховувалася для процедур прогнозування при зміні верхньої частоти. З проведених розрахунків можна зробити наступні висновки:

1. Зі збільшенням смуги частот помилка прогнозування зменшується.
2. На частотах в межах від нульової частоти до 0,1 з'являється різке збільшення похибки прогнозування.
3. Починаючи з частоти в межах від 0,1 та більше спостерігається повільне зменшення помилки прогнозування.
4. Зі збільшенням смуги частот коефіцієнт кореляції прогнозування збільшується.
5. На частотах до 0,1 спостерігається падіння значення коефіцієнта кореляції прогнозування до частот в межах 0,1.
6. Починаючи з частоти в межах від 0,1 та більше спостерігається повільне збільшення значення коефіцієнта кореляції прогнозування.

## Висновки

В ході проведення дослідження була розроблена методика прогнозування сигнально-завадової обстановки, що відрізняється тим, що методика додатково має операції рециркуляції вхідних даних на один відлік, передискретизації вихідного процесу в логарифмічному масштабі часу, знаходження енергетичного спектру отриманого сигналу, визначенням відгуку, ентропії енергетичного спектра відповідної вибірки, що підлягає передискретизації, розрахунку максимального значення відгуків ентропії,

знаходження прогнозу для реалізації максимального значення ентропії та передискретизації результату прогнозування в експоненційному масштабі часу.

Розглянутий підхід дозволив збільшити об'єм апріорних даних за рахунок формування вибірки для прогнозування даних, тобто на часовій площині  $(\Delta, t), 0 \leq \Delta \leq \infty, -\infty < t < \infty$ .

Розрахунки показують, що використання зазначеної методики дозволяє зменшити похибку прогнозу в середньому на 20%.

Напрямок подальших досліджень є розробка методів компенсації навмисних завад в радіотехнічних комплексах.

## Список літератури

1. Лукашин Ю.П. Анализ временных рядов по методу авторегрессии скользящей средней. Статистические методы анализа (алгоритмы и программы) / Ю.П. Лукашин. – М.: ИМЭМО АН СССР, 1975, вып. 5.
2. Андерсен Т. Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсен. – М.: Мир, 1976. – 756 с.
3. Бриллинджер Д. Временные ряды / Д. Бриллинджер. – М.: Мир, 1980. – 536 с.
4. Савараги Е. "Классические" методы и оценивание временных рядов / Е. Савараги, Т. Созда, Т. Накимозо. – М.: Мир, 1983.
5. Попов А.О. Загальні тенденції розвитку засобів радіоелектронної боротьби / А.О. Попов, В.В. Твердохлібов // *Озброєння та військова техніка*. – 2014. – № 4(4). – С. 4-10.
6. Burg J.P. Maximum Entropy Spectral Analysis, Ph.D. Dissertation. Department of Geophysics, Stanford University, Stanford, Calif, May 1975.
7. Савченко В.В. Обнаружение и прогнозирование разладки случайного процесса на основе спектрального оценивания / В.В. Савченко // *Автометрия*. – 1996. – № 2. – С. 77-84.

Надійшла до редколегії 14.04.2017

**Рецензент:** д-р техн. наук проф. І.О. Романенко, Центральний науково-дослідний інститут озброєння та військової техніки ЗС України, Київ.

## МЕТОДИКА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СИГНАЛЬНО-ПОМЕХОВОЙ ОБСТАНОВКИ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ В УСЛОВИЯХ РАДИОЭЛЕКТРОННОГО ПРОТИВОДЕЙСТВИЯ

Р.Н. Животовский, Ю.А. Горобец, В.И. Макачук, А.Г. Помин

*В статье предложена методика прогнозирования сигнально-помеховой обстановки, которая позволяет повысить помехозащищенность радиотехнических систем в условиях воздействия преднамеренных помех и нестационарном характере прогнозируемого процесса за счет её прогнозирования в сложной радиоэлектронной обстановке. Данную методику целесообразно использовать при оценке радиоэлектронной обстановки и определение мер, направленных на повышение помехозащищенности радиотехнических комплексов.*

**Ключевые слова:** сигнально-помеховая обстановка, преднамеренные помехи, нестационарность, прогнозирования, радиотехнические системы.

## METHOD OF PREDICTING SIGNAL-NOISE ENVIRONMENT OF RADIOTECHNIQUE SYSTEMS IN CONDITIONS OF RADIOELECTRONIC COUNTERACTION

R. Zhyvotovskiy, U. Gorobets, V. Makarchuk, A. Pomin

*In article proposed technique of predicting signal-noise situation, which makes it possible to increase the noise immunity of radioelectronic systems in the conditions of impact deliberate interference and non-stationary nature of the predicted process due to the prediction in complex of radioelectronic environment. This method is expedient for using in the assessment of the electronic environment and definition of measures aimed at increasing the noise immunity of radio engineering complexes.*

**Keywords:** signal-interference situation, deliberate interference, non-stationarity, forecasting, radio engineering systems.