

Т. В. Воробкало, к.т.н., доцент,

О. С. Гавриш, к.ф.-м.н., доцент,

О. І. Андрієнко, студент

Черкаський державний технологічний університет

б-р Шевченка, 460, Черкаси, 18006, Україна

СИНТЕЗ АЛГОРИТМІВ СПІЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ ДОППЛЕРІВСЬКОГО ЗСУВУ ЧАСТОТИ ТА ПАРАМЕТРІВ АСИМЕТРИЧНОЇ ЗАВАДИ

В роботі синтезовано алгоритми спільного оцінювання частоти Допплера та статистичних характеристик асиметричної негауссівської завади: дисперсії та коефіцієнта асиметрії. Показано, що отримані оцінки частоти Допплера відрізняються підвищеною точністю завдяки врахуванню негауссівського характеру завади. На основі отриманих алгоритмів можливо будувати пристрої вимірювання частоти Допплера при апріорно невідомих статистичних параметрах негауссівської завади, які будуть відрізнятися підвищеною точністю.

Ключові слова: частота Допплера, негауссівська завада, асиметрична завада, оцінка параметра, метод максимізації полінома, дисперсія, коефіцієнт асиметрії.

Вступ. Одним із важливих параметрів руху, що підлягають визначенню в радіосистемах, є швидкість (радіальна складова швидкості руху і кутова швидкість переміщення об'єкта). В РЛС для визначення радіальної та кутової швидкості використовується ефект Допплера – зміна частоти електромагнітних коливань, що приймаються, при зміні відстані між приймачем і випромінювачем корисного сигналу. Вимірювання радіальної швидкості руху об'єкта зводиться до вимірювання доплерівського зсуву частоти сигналу, що приймається, а вимірювання кутової швидкості руху об'єкта зводиться до вимірювання різниці доплерівських частот сигналів, прийнятих двома рознесеними антенами [1].

Задача визначення доплерівського зсуву частоти має статистичний характер, тому що корисний сигнал завжди приймається в присутності завад, і зводиться до оцінювання параметрів прийнятої випадкової величини.

У більшості робіт частота Допплера оцінюється в присутності ідеалізованих гауссівських завад [2–4], але на практиці характер розподілу завад відрізняється від гауссівського, тобто завади є негауссівськими. Проте негауссівські завади охоплюють широкий клас завад і є малодослідженими. Відповідно до степеня близькості до гауссівських завад негауссівські поділяються на асиметричні, ексцесні та асиметрично-ексцесні [5]. У цій роботі обмежимося розглядом впливу на корисний сигнал асиметричних завад.

Найбільш ефективним методом знаходження оцінок параметрів негауссівської випадкової величини є метод максимізації полінома, запропонований професором Ю. П. Кунченком, який базується на використанні степених стохастичних поліномів [6, 7].

Найпростіший випадок оцінювання – частота Допплера, коли статистичні характеристики завади відомі спостерігачу. Але на практиці зазвичай ці характеристики невідомі. Тому актуальною є задача знаходження спільної оцінки частоти Допплера та статистичних характеристик завади.

Постановка задачі. Будемо вважати, що взаємодія корисного сигналу і завади є адитивною, тоді випадкова величина, що спостерігається, буде мати вигляд

$$\xi_v = S_v + n_v, \quad v = \overline{1, n} \quad (1)$$

Як корисний сигнал розглянемо гармонічний сигнал, математична модель якого має вигляд

$$S_v = a_0 \cos[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0], \quad (2)$$

де a_0, f_0, φ_0 – амплітуда, частота і початкова фаза гармонічного сигналу, Δ – шаг дискретизації. Невідомим параметром прийнятого гармонічного сигналу будемо вважати частоту Допплера f_D , а всі інші параметри сигналу – відомі.

У цій роботі обмежимося розглядом асиметричної завади першого типу першого виду $n_{v(p)}$ з нульовим математичним сподіванням $En_{(p)} = 0$, дисперсією χ_2 і коефіцієнтом асиметрії γ_3 .

Нехай з випадкової величини ξ_v виду (1) береться вибірка $\bar{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ об'ємом n , при обробці якої необхідно знайти оцінку частоти Допплера спільно зі статистичними характеристиками завади.

Згідно з методом максимізації полінома, в загальному випадку, оцінка векторного параметра \bar{g} випадкової величини ξ_v знаходиться з розв'язку системи рівнянь максимізації полінома [8]

$$\sum_{v=1}^n \sum_{i=1}^s h_{iv(m)}(\bar{g}) [x_v^i - m_{iv}(\bar{g})] \Big|_{\bar{g}=\hat{g}} = 0, \quad (3)$$

де $\bar{m} = \overline{m}, g$, g – кількість параметрів, що підлягають оцінюванню, s – степінь стохастичного полінома, $m_{iv}(\bar{g})$ – початкові моменти, $h_{iv(m)}(\bar{g})$ – оптимальні вагові коефіцієнти, що знаходяться з розв'язку системи рівнянь

$$\sum_{j=1}^s h_{jv(m)}(\bar{g}) F_{(i,j)v}(\bar{g}) = \frac{\partial}{\partial g_m} m_{iv}(\bar{g}),$$

$$i = \overline{1, s}, \quad v = \overline{1, n},$$

де $F_{(i,j)v}(\bar{g}) = m_{(i+j)v}(\bar{g}) - m_{iv}(\bar{g}) \cdot m_{jv}(\bar{g})$ – центровані корелянти.

Для дослідження точності оцінок векторного параметра векторної випадкової величини, отриманих методом максимізації полінома, використовується варіаційна матриця, яка дорівнює оберненій матриці кількості добутої інформації $J_{sn}(\bar{g})$ [9]

$$V_{sn}^{(g)}(\bar{g}_0) = J_{sn(g)}^{-1}(\bar{g}), \quad (4)$$

де елементи матриці $J_{sn(g)}^{(m,k)}(\bar{g})$, $m, k = \overline{1, g}$, знаходяться за формулою

$$J_{sn(g)}^{(m,k)}(\bar{g}) = \sum_{v=1}^n \sum_{i=1}^s h_{jv(m)}(\bar{g}) \frac{\partial}{\partial g_m} m_{iv}(\bar{g}).$$

На головній діагоналі варіаційної матриці (4) розташовані дисперсії відповідних параметрів, що підлягають спільному оцінюванню.

Отже, метою роботи є синтез алгоритмів спільного оцінювання доплерівського зсуву частоти та параметрів асиметричної завади методом максимізації полінома і дослідження точності отриманих результатів.

Результати роботи. В роботі, відповідно до методу максимізації полінома, побудовані алгоритми оцінювання доплерівського зсуву частоти до четвертого степеня стохастичного полінома включно.

При першому степені полінома $s=1$ можливо знаходити оцінки тільки параметрів корисного сигналу, а рівняння максимізації полінома, з розв'язку якого знаходиться оцінка частоти Допплера, має вигляд

$$\sum_{v=1}^n v \Delta \sin[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0] x_v \Big|_{f_D=\hat{f}_D} = 0.$$

Алгоритм при першому степені полінома є оптимальним для випадку, коли завада є гауссівською. Перевагою цієї оцінки є простота її технічної та алгоритмічної реалізації і те, що для знаходження цієї оцінки не потрібно знати значення інших параметрів як сигналу (наприклад a_0), так і завади (наприклад χ_2, γ_3).

Починаючи з другого степеня полінома, можливо знайти оцінку параметра χ_2 . Тому в роботі, використовуючи метод максимізації полінома, синтезовано алгоритми спільного оцінювання частоти Допплера та дисперсії завади при другому степені стохастичного полінома. Спільна оцінка знаходиться з розв'язку такої системи рівнянь:

$$\begin{cases} 2\chi_2^{0.5} \sum_{v=1}^n x_v \sin[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0] + \\ + 2\gamma_3 a_0 \sum_{v=1}^n x_v \sin[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0] \times \\ \times \cos[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0] - \\ - \gamma_3 \sum_{v=1}^n x_v^2 \sin[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0] \Big|_{f_D=\hat{f}_D} = 0, \\ \sum_{v=1}^n (-\chi_2^{0.5} \gamma_3 - 2a_0 \cos[2\pi(f_0 + f_D)v\Delta + \varphi_0]) \cdot x_v + \\ + x_v^2 + 1/2a_0^2 - \chi_2 \Big|_{\chi_2=\hat{\chi}_2} = 0. \end{cases}$$

Оцінку коефіцієнта асиметрії можливо знайти, починаючи з третього степеня (тому

що вона входить в початкові моменти, починаючи з третього порядку). Тому при степенях $s = 3, 4$ синтезовано алгоритми для знаходження спільної оцінки трьох параметрів f_D , χ_2 , γ_3 .

Отримані системи рівнянь є нелінійними і трансцендентними, тому для знаходження оцінок їх необхідно розв'язувати за допомогою чисельних методів [10].

В роботі досліджені точнісні характеристики отриманих оцінок. При $s = 1$ знайдено дисперсію оцінки параметра f_D

$$\sigma_{1n}^2 = \frac{3\chi_2}{a_0^2(\pi\Delta)^2 n(n+1)(2n+1)}. \quad (5)$$

З виразу (5) видно, що дисперсія оцінки частоти Доплера при $s=1$ залежить від параметра гармонічного сигналу a_0 , потужності завади χ_2 та об'єму вибірки n .

Оскільки при другому степені стохастичного полінома параметр, що оцінюється, є векторним, то для дослідження асимптотичних властивостей знаходимо варіаційну матрицю, яка має наступний вигляд:

$$V_{2n} = \frac{\Delta_2}{2\chi_2^2 n} \begin{pmatrix} \frac{3}{a_0^2(\pi\Delta)^2 n(n+1)(2n+1)} & 0 \\ 0 & \frac{2}{n} \end{pmatrix}.$$

На головній діагоналі матриці розташовані дисперсії частоти Доплера і асиметричної завади відповідно. Інші елементи матриці дорівнюють нулю. Це означає, що дисперсії параметрів f_D та χ_2 при спільному оцінюванні дорівнюють дисперсіям відповідних параметрів при окремому оцінюванні кожного параметра. При порівнянні дисперсій отриманих оцінок з дисперсіями оцінок, отриманих методом моментів [7], бачимо, що дисперсії оцінок будуть меншими в коефіцієнт зменшення дисперсії q_{21} і це зменшення залежить від коефіцієнта асиметрії

$$q_{21} = q_{21(f_D)} = q_{21(\chi_2)} = 1 - \frac{\gamma_3^2}{2}. \quad (6)$$

При $s = 2$ коефіцієнт зменшення дисперсії однаковий для параметрів f_D та χ_2 . На рис. 1 зображено графік залежності кое-

фіцієнта зменшення дисперсії від коефіцієнта асиметрії.

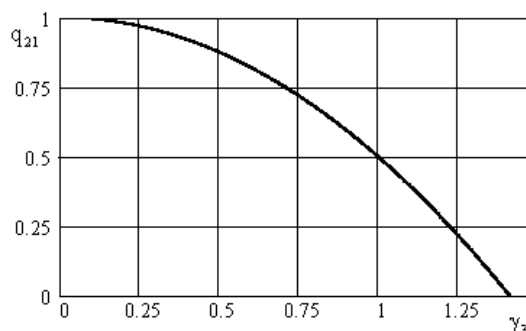


Рис. 1. Залежність q_{21} від γ_3 при $s = 2$

З графіка видно, якщо $\gamma_3 = 0$, то зменшення дисперсії не спостерігається. А при прямуванні коефіцієнта асиметрії до границі області визначення ($\pm 1,414$) дисперсії оцінок прямують до нуля.

Також у роботі досліджено асимптотичні властивості отриманих оцінок параметрів f_D , χ_2 , γ_3 при третьому та четвертому степенях стохастичного полінома.

При $s = 3, 4$ варіаційна матриця має наступний вигляд

$$V_{sn}(\vec{g}) = \begin{pmatrix} V_{sn}^{(1,1)}(\vec{g}) & 0 & 0 \\ 0 & V_{sn}^{(2,2)}(\vec{g}) & V_{sn}^{(2,3)}(\vec{g}) \\ 0 & V_{sn}^{(3,2)}(\vec{g}) & V_{sn}^{(3,3)}(\vec{g}) \end{pmatrix}.$$

Оскільки елементи матриці $V_{sn}^{(1,2)} = V_{sn}^{(2,1)} = V_{sn}^{(1,3)} = V_{sn}^{(3,1)} = 0$, то можна зробити висновки, що при $s = 3, 4$ дисперсія оцінки частоти Доплера при сумісному оцінюванні зі статистичними характеристиками завади буде дорівнювати дисперсії оцінки при окремому оцінюванні цього параметра.

Дисперсія оцінки параметра f_D при $s = 3$ дорівнює

$$\sigma_{3n(f_D)}^2 = \frac{3\chi_2}{a_0^2(\pi\Delta)^2 n(n+1)(2n+1)} \times \left(1 - \frac{\gamma_3^2(2+3\gamma_3^2)}{2(2-3\gamma_3^2)} \right). \quad (7)$$

Порівнявши вираз (7) з виразом (5), бачимо, що дисперсія при $s = 3$ відрізняється коефіцієнтом

$$q_{31}(f_D) = 1 - \frac{\gamma_3^2(2 + 3\gamma_3^2)}{2(2 - 3\gamma_3^2)}. \quad (8)$$

Вираз (8) є коефіцієнт зменшення дисперсії оцінки частоти Доплера при $s = 3$ відносно дисперсії, коли оцінка знаходиться при $s = 1$, без урахування негауссівського характеру випадкової величини. Графік залежності $q_{31}(f_D)$ від коефіцієнтів асиметрії γ_3 зображений на рис. 2, з якого видно, що при прямуванні коефіцієнта асиметрії γ_3 до границі області допустимих значень ($\pm 0,6561$) досягається значне зменшення дисперсії оцінки параметра f_D .

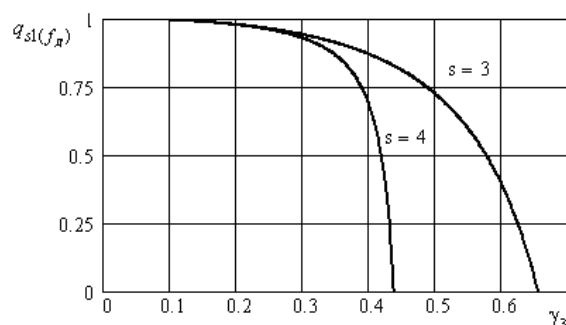


Рис. 2. Залежності коефіцієнтів $q_{s1}(f_D)$ від γ_3 при $s = 3, 4$

Аналогічно отримано дисперсію та коефіцієнт ефективності оцінки частоти Доплера при четвертому степені полінома

$$\sigma_{4n}^2(f_D) = \frac{3\chi_2 q_{41}(f_D)}{a_0^2 (\pi\Delta)^2 n(n+1)(2n+1)},$$

$$q_{41}(f_D) = 1 - \frac{2\gamma_3^2(2 - 3\gamma_3^2 + 18\gamma_3^4)}{8 - 36\gamma_3^2 - 6\gamma_3^4 - 9\gamma_3^6}.$$

Графік залежності коефіцієнта ефективності від значень коефіцієнта асиметрії γ_3 при $s = 4$ зображений на рис. 2. З графіка видно, що спостерігається зменшення дисперсії, причому при $\gamma_3 \rightarrow \pm 0,4382$ (тобто при прямуванні γ_3 до межі допустимих значень) дисперсія оцінки прямує до нуля. Також з рис. 2 видно, що зі збільшенням степеня стохастичного полінома дисперсія оцінки зменшується.

Дисперсії оцінок параметрів χ_2 та γ_3 при $s = 3$ відповідно дорівнюють

$$\sigma_{3n(\chi_2)}^2 = \frac{2\chi_2^2}{n} \left(1 - \frac{\gamma_3^2}{2} \right),$$

$$\sigma_{3n(\gamma_3)}^2 = \frac{1}{n} (6 - 4,5\gamma_3^2 - 2,25\gamma_3^4).$$

Оскільки елементи варіаційної матриці $V_{sn}^{(3,2)}, V_{sn}^{(2,3)}$ не дорівнюють нулю, то дисперсії оцінок $\hat{\chi}_2$ та $\hat{\gamma}_3$ при спільному оцінюванні будуть більшими, ніж при їх окремому оцінюванні. При спільному оцінюванні цих параметрів методом моментів дисперсії оцінок параметрів χ_2 та γ_3 дорівнюють відповідно [7]

$$\sigma_{(\chi_2)1}^2 = \frac{\chi_2^2}{nr},$$

$$\sigma_{(\gamma_3)1}^2 = \frac{3}{nr} (5 + 3\gamma_3^2 - 7,5\gamma_3^4).$$

Тоді коефіцієнти ефективності для параметрів χ_2 та γ_3 будуть відповідно рівні

$$q_{31(\chi_2)} = 1 - \frac{\gamma_3^2}{2}, \quad (9)$$

$$q_{31(\gamma_3)} = 1 - \frac{3(4 + \gamma_3^4 + 4\gamma_3^2)}{2(10 - 9\gamma_3^2)}. \quad (10)$$

На рис. 3 зображено графік коефіцієнта зменшення дисперсій оцінки $\hat{\chi}_2$ (9), з якого видно, що при $\gamma_3 = 0$ дисперсія оцінки, знайдена методом максимізації полінома, дорівнює дисперсії оцінки, знайденої методом моментів, а при прямуванні коефіцієнта асиметрії до границі області визначення, дисперсія оцінки, знайденої методом максимізації полінома, зменшується і прямує до нуля.

На рис. 4 зображено графік коефіцієнта зменшення дисперсій оцінки $\hat{\gamma}_3$ (10). З графіка видно, що при спільному оцінюванні параметрів при $s = 3$ зменшення дисперсії оцінки $\hat{\gamma}_3$ має майже сталу величину у всій області допустимих значень, навіть при прямуванні коефіцієнта асиметрії до граничного значення 0,6561.

При четвертому степені стохастичного полінома дисперсія оцінки параметра χ_2 та коефіцієнт ефективності $q_{41(\chi_2)}$ дорівнюють відповідно

$$\sigma_{4n(\chi_2)}^2 = \frac{2\chi_2^2}{n} \left(1 - \frac{2\gamma_3^2 + 9\gamma_3^4}{4(1 + 6\gamma_3^2)} \right),$$

$$q_{41(\chi_2)} = 1 - \frac{2\gamma_3^2 + 9\gamma_3^4}{4(1 + 6\gamma_3^2)}.$$

Графік залежності коефіцієнта ефективності $q_{41(\chi_2)}$ від істинних значень коефіцієнта асиметрії γ_3 для четвертого степеня стохастичного полінома зображений на рис. 3, з якого видно, що при $s = 4$ дисперсія оцінки параметра χ_2 при сумісному оцінюванні параметрів f_D, χ_2, γ_3 методом максимізації полінома буде більшою, ніж при окремому оцінюванні потужності завади. Але все ж таки буде спостерігатися зменшення дисперсії оцінки $\hat{\chi}_2$ для асиметричної випадкової величини, яке залежить від коефіцієнта асиметрії γ_3 .

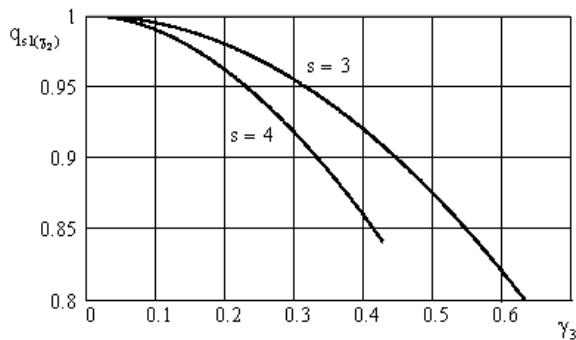


Рис. 3. Залежності коефіцієнтів $q_{s1(\chi_2)}$ від γ_3 при $s = 3,4$

Дисперсія оцінки параметра γ_3 та коефіцієнт ефективності дорівнюють відповідно

$$\sigma_{4n(\gamma_3)}^2 = \frac{1}{n} \left(\frac{6 - 22,5\gamma_3^2 - 2,25\gamma_3^4 - 16,875\gamma_3^6}{1 + 6\gamma_3^2} \right),$$

$$q_{41(\gamma_3)} = 1 - \frac{9 + 121,5\gamma_3^2 + 33,75\gamma_3^4 + 151,875\gamma_3^6}{3(5 + 33\gamma_3^2 + 10,5\gamma_3^4 - 45\gamma_3^6)}.$$

Графік залежності $q_{41(\gamma_3)}$ від γ_3 при $s = 4$ зображено на рис. 4. З графіка видно, що дисперсія оцінки коефіцієнта асиметрії γ_3 при сумісному оцінюванні методом максимізації полінома параметрів f_D, χ_2, γ_3 при четвертому степені стохастичного полінома може бути меншою, ніж при третьому степені полінома.

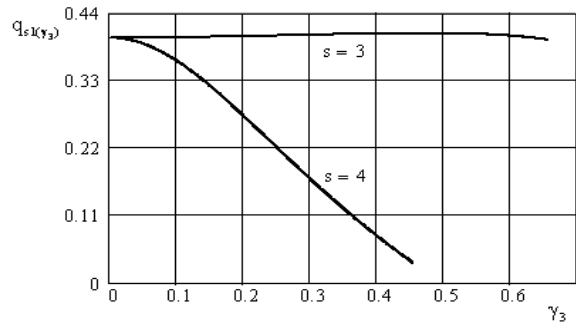


Рис. 4. Залежності коефіцієнтів $q_{s1(\gamma_3)}$ від γ_3 при $s = 3,4$

Висновки. Алгоритми спільного оцінювання частоти Доплера зі статистичними характеристиками асиметричної завади, синтезовані з використанням методу максимізації полінома, будуть більш точними порівняно з класичними алгоритмами оцінювання відповідних параметрів. На основі отриманих у цій роботі результатів можна будувати більш точні пристрої для визначення частоти Доплера при невідомих статистичних характеристиках завади.

Список літератури

1. Сосулин Ю. Г. Теоретические основы радиолокации и радионавигации / Ю. Г. Сосулин. – М.: Радио и связь, 1992. – 303 с.
2. Ширман Я. Д. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех / Я. Д. Ширман, В. Н. Манжос. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.
3. Tam W. M. Digital communications with chaos: multiple access techniques and performance / W. M. Tam, F. C. M. Lau, C. K. Tse. – London: Elsevier, 2006. – 238 p.
4. Van Trees H. L. Detection, estimation, and modulation theory / H. L. Van Trees. – Part IV: Optimum array processing. – John Wiley, 2002. – 1470 p.
5. Кунченко Ю. П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 1. Стохастические полиномы, их свойства и применение для нахождения оценок параметров / Ю. П. Кунченко. – Черкасы: ЧИТИ, 2001. – 133 с.
6. Kunchenko Yu. Polynomial parameter estimations of close to Gaussian random variables / Yuriy Kunchenko. – Germany, Aachen: Shaker Verlag, 2002. – 396 p.

7. Кунченко Ю. П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть 2. Оценка параметров близких к гауссовским случайных величин / Ю. П. Кунченко, С. В. Заболотный. – Черкассы : ЧИТИ, 2001. – 133 с.
8. Кунченко Ю. П. Применение метода максимизации полинома для оценки параметров сигналов, принимаемых многоэлементной антенной решеткой / Ю. П. Кунченко, Т. В. Воробкало // Радиопизика и электроника. – Том 7, № 2. – Харьков, 2002. – С. 415–418.
9. Воробкало Т. В. Асимптотичні властивості сумісної оцінки часу запізнення сигналу та статистичних характеристик негауссівської завади / Т. В. Воробкало, А. В. Гончаров // Радиоелектроника и информатика (ХНУРЕ). – 2009. – № 1. – С. 15–19.
10. Воробкало Т. В. Методика знаходження наближеного розв'язку рівняння максимізації полінома / Т. В. Воробкало // Вісник Черкаського державного технологічного університету. – 2008. – № 3. – С. 14–17.
- multiple access techniques and performance. London: Elsevier, 238 p.
4. Van Trees, H. L. (2002), Detection, estimation, and modulation theory. Part IV: Optimum array processing. John Wiley, 1470 p.
5. Kunchenko, Yu. P. (2001), Polynomial estimations of parameters of close to Gaussian random variables. Part 1. Stochastic polynomials, their properties and application for parameters estimations. Cherkassy: CHITI, 133 p. [in Russian].
6. Kunchenko, Yu. (2002), Polynomial parameter estimations of close to Gaussian random variables. Germany, Aachen: Shaker Verlag, 396 p.
7. Kunchenko, Yu. P. and Zabolotnyj, S. V. (2001), Polynomial estimations of parameters of close to Gaussian random variables. Part 2. Polynomial estimations of parameters of close to Gaussian random variables. Cherkassy : CHITI, 133 p. [in Russian].
8. Kunchenko, Yu. P. and Vorobkalo, T. V. (2002), Application of the method of polynomial maximization for estimation of signal parameters, received by multielement array. *Radiofizika i ehlektronika*, 7 (2). Har'kov, pp. 415–418 [in Russian].
9. Vorobkalo, T. V. and Goncharov, A. V. (2009), Asymptotic properties of simultaneous estimation signal lag time and statistic characteristics of non-Gaussian interference: *Radioelektronika i informatika* (HNURE), pp. 15–19 [in Ukrainian].
10. Vorobkalo, T. V. (2008), Methodology for finding of approximate solution of polynomial maximization equation. *Visnyk Cherkaskogo derzhavnogo tehnologichnogo universitetu*, (3), pp. 14–17 [in Ukrainian].

References

1. Sosulin, Yu. G. (1992), Theoretic bases of radiolocation and radionavigation. Moscow: Radio i svyaz', 303 p. [in Russian].
2. Shirman, Ya. D. and Manzhos, V. N. (1981), Theory and technology of radiolocation information processing against a background of interferences. Moscow: Radio i svyaz', 416 p. [in Russian].
3. Tam, W. M., Lau, F. C. M. and Tse, C. K. (2006), Digital communications with chaos:

T. V. Vorobkalo, *Ph.D., associate professor*,

O. S. Havrysh, *Ph.D., associate professor*,

O. I. Andtiyenko, *student*

Cherkasy State Technological University

Shevchenko blvd, 460, Cherkasy, 18006, Ukraine

SYNTHESIS OF ALGORITHMS OF JOINT ESTIMATION OF DOPPLER FREQUENCY SHIFT AND ASYMMETRIC INTERFERENCE PARAMETERS

In most papers, Doppler frequency is estimated in the presence of idealized Gaussian interferences. In practice, usually the character of interference distribution is non-Gaussian and unknown to researchers.

The purpose of the work is to synthesize algorithms of joint estimation of Doppler frequency shift and statistical characteristics of asymmetric non-Gaussian interference by the method of polynomial maximization and to study the accuracy of results. The basis of this method consists in the use of sedate stochastic polynomials, and as aprioristic information the moments-cumulant description of random variables is used. The model of random variables is the additive mixture of the useful harmonious signal and non-Gaussian interference.

In this article algorithms of joint estimation of Doppler frequency shift and the variance and asymmetry parameter of asymmetric non-Gaussian interference up to fourth degree of sedate stochastic polynomials inclusive are synthesized. Analytical expressions of the found dispersion estimations are received and investigated. It is shown that dispersion decreases and at the movement of asymmetry coefficient to the boundary of acceptable variance estimation dispersions go to zero. Also with increasing the degree of polynomial stochastic estimation variance decreases.

It is found that algorithms of joint evaluation of Doppler frequency of asymmetric interference using the method of polynomial maximization are more accurate in comparison with classical estimation of algorithms relevant parameters. Based on the results, obtained in this paper, it is possible to build more accurate devices for determining Doppler frequency with unknown statistical characteristics of the interference.

Keywords: *Doppler frequency, non-Gaussian interference, asymmetric interference, parameter estimation, polynomial maximization method, dispersion, asymmetry parameter.*

*Рецензенти: Ю. Г. Лега, д.т.н., професор,
А. А. Засядько, д.т.н., професор,*