Харьковский национальный университет радиоэлектроники

Академия наук прикладной радиоэлектроники

ПРИКЛАДНАЯ РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

Научно-технический журнал

Адрес редакции:
Редакция журнала «Прикладная радиоэлектроника»
Харьковский национальный университет радиоэлектроники
просп. Ленина, 14, 61166, Харьков, Украина
Тел.: + 38 (057) 702 10 57
Факс: + 38 (057) 702 10 13
E-mail: are@kture.kharkov.ua
http://www.anpre.org.ua

СОДЕРЖАНИЕ

К ЧИТАТЕЛЮ

Настоящий выпуск журнала «Прикладная радиоэлектроника» посвящен памяти выдающегося ученого, незабываемого Учителя и замечательного человека **Николая Николаевича Минервина**. Практически вся жизнь Николая Николаевича — выпускника Московского энергетического института — была связана с Военно-инженерной радиотехнической академией им. Л.А. Говорова и ее преемником Харьковским университетом Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Здесь он прошел путь от младшего лейтенанта до полковника, от младшего научного сотрудника одной из лабораторий академии до профессора, доктора технических наук, одного из самых уважаемых и авторитетных ученых и преподавателей академии и военного университета. Глубокий, высокоталантливый ученый, Николай Николаевич внес существенный вклад в решение весьма актуальной и трудной проблемы — оценки влияния ионосферы на характеристики различных радиотехнических систем (РТС). Несомненно, Николай Николаевич был одним из самых (если не самым) квалифицированных в СССР специалистов в этой области. Ценно и то, что, занимаясь анализом разных ионосферных эффектов, ухудшающих выходные параметры РТС, Николай Николаевич и его ученики тщательно изучали и возможности компенсации этих вредных эффектов. Н.Н. Минервин оставил большое научное наследие. Им опубликовано свыше 250 научных работ и написаны разделы, касающиеся влияния ионосферы на работу РТС, в двух хорошо известных фундаментальных справочниках, вышедших под редакцией Я.Д. Ширмана. Среди его многочисленных учеников — 5 докторов и 18 кандидатов наук.

В сборник включены 20 работ Николая Николаевича и его учеников, выполненных в последний период его жизни, когда он работал в университете воздушных сил. Изданием настоящего выпуска ученики Николая Николаевича отдают дань глубокого уважения, восхищения и признательности своему Учителю за все сделанное им в науке и педагогике, за все доброе, сделанное им по отношению к ним и многим другим людям, обращавшимся к Николаю Николаевичу по тем или иным вопросам в разные периоды его жизни.

Ко всему сказанному я хотел бы добавить следующее. Николай Николаевич Минервин был высокоинтеллигентным, широко образованным, благороднейшим человеком, жестко принципиальным как в научных вопросах, так и в разных жизненных ситуациях. Более полувека мы с ним были в теплых дружеских отношениях. Первую половину этого периода мы работали рядом в академии им. Л.А. Говорова, некоторое время даже на одной кафедре. В дальнейшем, работая уже в разных организациях, мы встречались сравнительно редко, но оба радовались каждой новой встрече и подолгу не могли расстаться, обсуждая разные научные и жизненные дела. Эти разговоры доставляли нам большое удовольствие и удовлетворение, ибо, как правило, по всем обсуждаемым вопросам наши точки зрения оказывались весьма близкими. Я горячо одобряю издание этого памятного сборника, считая, что все, кто был близок к Николаю Николаевичу, должны сделать все для сохранения на долгие-долгие годы памяти об этом выдающемся ученом и замечательном человеке.

Проф. Я.С. Шифрин,
Заслуженный деятель науки
и техники Украины,
президент Украинской национальной
ассоциации «Антенны»,
лауреат премии им А.С.Попова АН СССР,
Life Fellow IEEE

УДК 621.396.96

МЕРА УГЛОВОЙ РАЗРЕШАЮЩЕЙ СПОСОБНОСТИ И ТОЧНОСТЬ ИЗМЕРЕНИЯ УГЛА ПРИХОДА ВОЛНЫ ПРИ НАЛИЧИИ СЛУЧАЙНЫХ ИСКАЖЕНИЙ ЕЕ ФРОНТА И АДДИТИВНОГО ШУМА

Н.Н. МИНЕРВИН, К.С. ВАСЮТА

В статье проводится оценка угловой разрешающей способности и точности угловых измерений с учетом совместного влияния случайных флуктуаций фронта принимаемой волны (мультипликативной помехи) и аддитивных шумовых колебаний.

Ключевые слова: разрешающая способность, угол прихода волны, эквидистантная антенная решетка, аддитивный шум.

ВВЕДЕНИЕ

Постановка проблемы. При оценке угловой разрешающей способности и точности угловых измерений необходимо учитывать совместное влияние случайных флуктуаций фронта принимаемой волны (мультипликативной помехи) и аддитивных шумовых колебаний. Общие положения теории этих вопросов разработаны (например, см. [1]), однако имеется потребность в получении формул, в явном виде определяющих показатели качества углового разрешения и измерения при различных условиях. Желательно сформулировать численный критерий, устанавливающий, при каких условиях эти показатели качества могут оцениваться по хорошо известным соотношениям, учитывающим только аддитивный шум [2], или по соотношениям, учитывающим только мультипликативную помеху [3; 4]. В последнем, менее изученном случае, необходимы дальнейшие аналитические и численные оценки.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

На примере широко используемой линейной эквидистантной антенной решетки с симметричным амплитудным распределением оценим влияние ряда факторов на меру угловой разрешающей способности и потенциальные погрешности угловых измерений. Наряду с электрическим размером антенны, ее амплитудным распределением и отношением сигнал-шум учтем и влияние статистических характеристик флуктуаций фронта принимаемой волны. При этом используем достаточные статистики, приведенные в [5].

При дисперсии σ^2 потенциальной погрешности измерения угла прихода волны справедливо соотношение [2]

$$\frac{1}{\sigma^2} = -\frac{\partial^2 \ln l(\theta)}{\partial\theta^2}\bigg|_{\theta=\hat{\theta}}. \quad (1)$$

Здесь $\ln\, l(\theta)$ — зависящая от измеряемого угла θ часть логарифма отношения правдоподобия; $\hat{\theta}$ — оптимальная оценка измеряемого угла.

Для меры разрешающей способности $\Delta\theta$, определяемой шириной нормированной функции рассогласования [2], справедливо соотношение

$$\Delta\theta = q\sigma, \quad (2)$$

где q — отношение сигнал-шум по напряжению на выходе устройства согласованной обработки принятой реализации.

При значениях параметра $\gamma = q^2\sigma_\varphi^2(1-a) << 1$, где σ_φ^2 —дисперсия фазовых флуктуаций на элементах антенной решетки, обусловленных флуктуациями фронта волны, a — коэффициент их корреляции для соседних элементов, в [5] получено:

$$\ln l(\theta) = \frac{q^2}{2}\left\{1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m}\zeta_k\left[\Delta\Phi_k - (2k-1)\frac{2\pi d}{\lambda}\sin\theta\right]^2\right\}. \quad (3)$$

Здесь k — номер симметричной пары элементов антенны, отсчитываемый от центра антенны; m — число таких пар; $\zeta_k = Z_k / Z_\Sigma$ — параметр, характеризующий амплитудное распределение по элементам антенны; $Z_k = \frac{1}{2}\left|\int_{-\infty}^{\infty}\dot{Y}_k(t)\dot{X}_k^*(t)dt\right|$ — модуль комплексного корреляционного интеграла (результат временной обработки) в каналах k-й пары; $\dot{Y}_k(t)$ — комплексная огибающая принятой реализации; $\dot{X}_k^*(t)$ — комплексно сопряженная огибающая ожидаемого сигнала в каналах k-й пары; $Z_\Sigma = \sum_{k=1}^{m} Z_k$; $\Delta\Phi_k$ — разность фаз напряжений каналов k-й пары, возникающих при приеме волны; d — расстояние между соседними элементами антенной решетки; λ — длина волны.

После двукратного дифференцирования (3) с учетом (1) и (2) имеем

$$\frac{1}{\sigma^2} = \frac{q^2}{\Delta\theta^2} = 2q^2\left(\frac{\pi d\cos\theta}{\lambda}\right)^2\sum_{k=1}^{m}\zeta_k(2k-1). \quad (4)$$

Для значений параметра $\gamma = q^2\sigma_\varphi^2(1-a) >> 1$ в [5] приведено: при $m \geq 2$

$$\ln l(\theta) = \frac{q^2}{2} - \frac{1}{4\sigma_\varphi^2(1-a^2)}\left\{\left[\Delta\Phi_m - (2m-1)\frac{2\pi d}{\lambda}\sin(\theta)\right]^2 + \right.$$

$$+ (1+a+a^2)\times(\Delta\Phi_1 - \frac{2\pi d}{\lambda}\sin\theta)^2 +$$

$$+(1+a^2)\sum_{k=2}^{m-1}\left[\Delta\Phi_k-(2k-1)\frac{2\pi d}{\lambda}\sin(\theta)\right]^2-$$
$$-2a\sum_{k=1}^{m-1}\left[\Delta\Phi_k-(2k-1)\frac{2\pi d}{\lambda}\sin(\theta)\right]^2\times$$
$$\left.\times\left[\Delta\Phi_{k+1}-(2k+1)\frac{2\pi d}{\lambda}\sin(\theta)\right]\right\}. \qquad (5)$$

При $m=1$

$$\ln l(\theta)=\frac{q^2}{2}-\frac{1}{4\sigma_\varphi^2(1-a)}(\Delta\Phi-\frac{2\pi d}{\lambda}\sin\theta)^2. \qquad (6)$$

Используя (1), (2), (5) и (6), записываем: при $m\geq 2$

$$\frac{1}{\sigma^2}=\frac{q^2}{\Delta\theta^2}=2\left(\frac{\pi d\cos\theta}{\lambda}\right)^2\frac{1-a}{\sigma_\varphi^2(1+a)}\times$$

$$\times\left\{\sum_{k=1}^{m}(2k-1)^2+\frac{(2m-1)[2m-1-(2m-3)a]}{(1-a)^2}\right\}; \qquad (7)$$

при $m=1$

$$\frac{1}{\sigma^2}=\frac{q^2}{\Delta\theta^2}=2\left(\frac{\pi d\cos\theta}{\lambda}\right)^2\Big/\sigma_\varphi^2(1-a). \qquad (8)$$

Для произвольного значения параметра γ и четырехэлементной антенной решетки

$$\ln l(\theta)=$$

$$=\frac{q^2}{2}\left\{1-\frac{[1+a+a^2+(\zeta_2\gamma)^{-1}]\delta\Phi_{23}^2+}{2[(1+a)\gamma+\zeta_2^{-1}+(1+a+a^2)\zeta_1^{-1}+(\zeta_1\zeta_2\gamma)^{-1}]}+\right.$$
$$\left.+\frac{\left[1+(\zeta_2\gamma)^{-1}\right]\delta\Phi_{14}^2-2a\delta\Phi_{23}\delta\Phi_{14}}{2\left[(1+a)\gamma+\zeta_2^{-1}+(1+a+a^2)\zeta_1^{-1}+(\zeta_1\zeta_2\gamma)^{-1}\right]}\right\}, \qquad (9)$$

где $\delta\Phi_{ij}=\Delta\Phi_{ij}-(j-i)\dfrac{2\pi d}{\lambda}\sin\theta$ — отличие измеряемой разности фаз симметричных каналов $\Delta\Phi_{ij}$ от ее ожидаемого значения [5].

Используя (1), (2) и (9), находим:

$$\frac{1}{\sigma^2}=\frac{q^2}{\Delta\theta^2}=\frac{q^2}{2}\left(\frac{2\pi d}{\lambda}\cos\theta\right)^2\times$$

$$\times\frac{10-5a+a^2+\gamma^{-1}(\zeta_2^{-1}+9\zeta_1^{-1})}{(1+a)\gamma+\zeta_2^{-1}+(1+a+a^2)\zeta_1^{-1}+(\zeta_1\zeta_2\gamma)^{-1}}. \qquad (10)$$

При $\gamma<<1$ или $\gamma>>1$ эти соотношения переходят соответственно в (4) и (7) для $m=2$.

На рис. 1–4 представлены рассчитанные с использованием (10) зависимости среднеквадратичной погрешности σ измерения угла прихода волны и меры угловой разрешающей способности $\Delta\theta$ от отношения сигнал-шум по мощности q^2, характеризующего амплитудное распределение отношения $\zeta=\zeta_1/\zeta_2$, дисперсии σ_φ^2 фазовых флуктуаций и коэффициента их корреляции a в смежных элементах антенны. Величины σ и $\Delta\theta$ выражены в единицах, обратных электрической длине антенны $l_э = 3d/\lambda$ (примерно совпадают с шириной диаграммы направленности антенны). На рис. 1 и 2 на горизонтальные оси нанесены также значения параметров γ и γ/σ_φ^2. Изменение их значений приводит к качественному изменению закономерностей измерения и разрешения.

Из рисунков и соотношения (4) видно, что при $\gamma<<1$ справедливы известные соотношения для точности измерения угла прихода и меры разрешающей способности пространственно когерентных сигналов: мера угловой разрешающей способности обратно пропорциональна электрическому размеру антенны и зависит от распределения амплитуд вдоль нее, а потенциальная среднеквадратичная угловая погрешность, кроме этого, еще и обратно пропорциональна отношению сигнал-шум по напряжению на выходе устройства согласованной обработки.

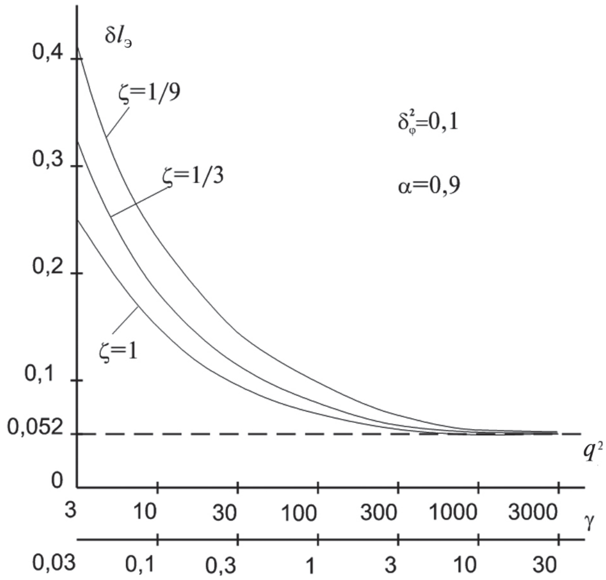


Рис. 1. Зависимость среднеквадратичной погрешности измерения угла прихода волны от отношения сигнал-шум по мощности

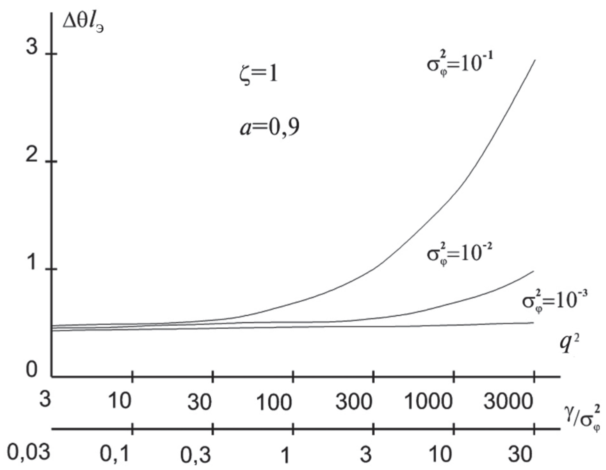


Рис. 2. Зависимость меры угловой разрешающей способности от отношения сигнал-шум по мощности

Из рисунков и соотношений (7) и (8) видно, что при $\gamma>>1$ действуют другие закономерности: на среднеквадратичную погрешность измерения не влияет амплитудное распределение вдоль антенны; не влияет отношение сигнал-шум, а мера разрешающей способности пропорциональна ему. Определяющее влияние оказывают статистические характеристики фазовых флуктуаций.

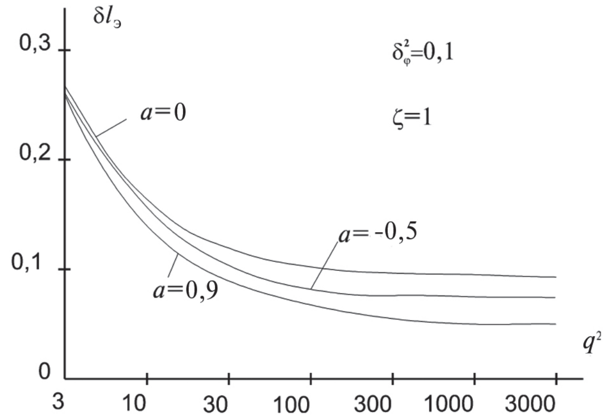


Рис. 3. Зависимость среднеквадратичной погрешности измерения угла прихода волны от отношения сигнал-шум по мощности

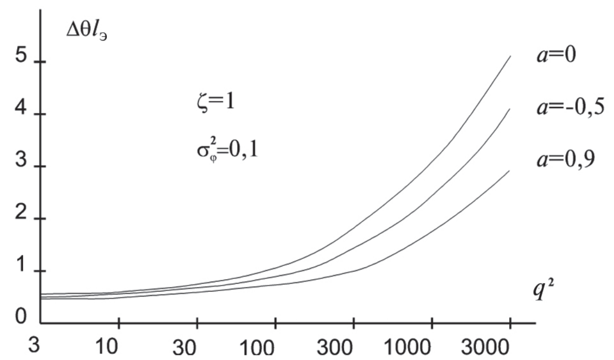


Рис. 4. Зависимость меры угловой разрешающей способности от отношения сигнал-шум по мощности

ВЫВОДЫ

Из рассмотренного выходит неочевидное свойство: мера близости оптимальной обработки частично когерентного и полностью когерентного пространственных сигналов определяется не только статистическими характеристиками флуктуаций фронта волны, но и отношением сигнал-шум на выходе устройства обработки. Это означает, например, что алгоритмы оптимальной пространственной обработки [5] и потенциальные показатели ее качества могут существенно различаться для слабого полезного и сильного помехового сигналов.

Литература

[1] *Фалькович С.Е., Пономарев В.И., Шкварко Ю.В.* Оптимальный прием пространственно-временных сигналов в радиоканалах с рассеянием. – М.: Радио и связь, 1989. – 295 с.

[2] *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Сов. радио, 1981. – 416 с.

[3] *Бакут П.А., Логинов В.А., Троицкий И.Н.* Измерение угловых координат источников когерентного светового излучения по фазовому фронту принимаемой волны // Радиотехника и электрон. 1977. – Т. 22, № 2. – С. 286.

[4] *Кравцов Ю.А., Фейзулин З.И., Виноградцев А.Г.* Прохождение радиоволн через атмосферу Земли. – М.: Радио и связь, 1983. – 223 с.

[5] *Минервин Н.Н. Васюта К.С.* Оптимальное оценивание угла прихода волны при наличии случайных искажений ее фронта и аддитивных помех. – Харьков. / ХТУРЭ. Всеукр. научно-технический сборник / Радиотехника. – 1998. – Вып. 105. – С. 61–68.

Поступила в редколлегию 4.10.2013

Минервин Николай Николаевич, доктор технических наук, профессор, ведущий научный сотрудник научного центра Воздушных Сил Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: теория распространения радиоволн, теория антенных систем, теория и техника радиолокации.

Васюта Константин Станиславович, доктор технических наук, профессор, начальник факультета автоматизированных систем управления и наземного обеспечения полетов авиации Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: сложные сигналы и их обработка в радиотехнических системах; хаотическая, нелинейная динамика, стеганография.

УДК 621.391.26

Міра кутової роздільної здатності і точність вимірювання кута приходу хвилі за наявності випадкових викривлень її фронту та адитивного шуму / М.М. Мінервін, К.С. Васюта // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 484–486.

У статті проводиться оцінка кутової розрізнювальної здатності і точності кутових вимірювань з урахуванням сумісного впливу випадкових флуктуацій фронту прийнятої хвилі (мультиплікативної завади) та адитивних шумових коливань.

Ключові слова: роздільна здатність, кут приходу хвилі, еквідистантна антенна решітка, адитивний шум.

Іл.: 4. Бібліогр.: 5 найм.

UDC 621.391.26

Measure of angular resolution capability and measuring accuracy of a wave arrival corner in the presence of irregular distortions of its front and additive noise / N.N. Minervin, K.S. Vasyuta // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 484–486.

The paper estimates angular resolution capability and accuracy of angular measurements in view of a joint influence of casual fluctuations of the front of a received wave (multiplicative noise) and additive noise oscillations.

Keywords: resolution capability, wave arrival corner, equidistant antenna array, additive noise.

Fig.: 4. Ref.: 5 items.

УДК 621.396.96

КОМПЕНСАЦИЯ РЕГУЛЯРНЫХ ОШИБОК УГЛОВЫХ ИЗМЕРЕНИЙ ПРИ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ОБРАБОТКЕ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ

Н.Н. МИНЕРВИН, К.С. ВАСЮТА

В статье проводится численная оценка компенсации регулярных ошибок угловых измерений при пространственной обработке для решения задачи электромагнитной совместимости.

Ключевые слова: диаграмма направленности, электромагнитная совместимость, ошибки угловых измерений, пространственная обработка.

ВВЕДЕНИЕ

Решение задачи электромагнитной совместимости в крупных городах является актуальной из-за наличия большого числа телекоммуникационных систем и других источников радиоизлучений. Эти источники оказывают сильное взаимное влияние друг на друга и затрудняют решение задач разрешения сигналов. При разрешении радиолокационных сигналов важно учитывать ошибки измерений, возникающие после обработки.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Образование провалов в диаграмме направленности (ДН) приемной антенны в направлении на источник помехи является основным способом оптимального разрешения сигналов [1, 2, 3]. Естественно, что образование провалов будет приводить к искажению оптимальной ДН по сравнению с согласованной, что видно, например, из рис. 1. Величина максимума главного лепестка оптимальной ДН может уменьшаться при подавлении помехи, в результате чего ослабляется прием в направлении прихода сигнала. Искажение главного лепестка ДН приводит к смещению его максимума относительного истинного (согласованного) направления на источник сигнала.

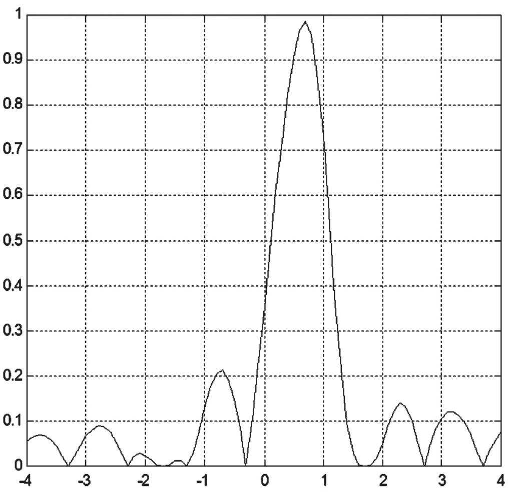


Рис. 1. Оптимальная ДН, полученная при действии помехи по главному лепестку диаграммы направленности

Такое смещение максимума главного лепестка ДН порождает регулярную ошибку определения истинного направления на источник полезного сигнала, возникающую за счет обработки

$$\sigma_\theta = \hat{\theta}_{\text{согл.}} - \hat{\theta}_{\text{опт.}}\,, \qquad (1)$$

где $\hat{\theta}_{\text{согл.}}$ — оценка угла прихода, определяемая по направлению максимума согласованной ДН и соответственно $\hat{\theta}_{\text{опт.}}$ — оптимальной.

Для устранения причин возникновения таких ошибок предлагается сформировать симметричный провал по отношению к направлению на источник истинной помехи в оптимальной ДН, компенсирующий ее искажения.

Рассмотрим возможность компенсации угловых смещений максимума оптимальной ДН за счет формирования в ней симметричного провала. При этом будем полагать, что параметры антенны позволяют разделять принимаемые волны.

Результирующее напряжение на выходе устройства оптимальной пространственной обработки можно при этом описать с использованием полученных в [1, с. 338] соотношений

$$\rho_{\text{рез}}(\theta) = \rho(\theta - \theta_{\text{ц}}) - k_1\rho(\theta - \theta_{\text{п}}) - k_2\rho(\theta - \theta'_{\text{п}})\,, \qquad (2)$$

где $\rho(\theta - \theta_{\text{ц}})$ — ДН согласованная с направлением прихода сигнала, $\rho(\theta - \theta'_{\text{п}})$ — ДН согласованная с направлением прихода мнимой помехи $\theta'_{\text{п}}$ (симметричная ориентации ДН $\rho(\theta - \theta_{\text{п}})$), $k_1 = k_2 = [\chi_{\text{п}}/(\chi_{\text{п}} + 1)]\rho(\theta_{\text{п}} - \theta_{\text{ц}})$. Направление формирования компенсирующего провала можно определить из условия

$$\theta_{\text{п}} = \theta_{\text{п}} - 2(\theta_{\text{п}} - \theta_{\text{ц}})\,. \qquad (3)$$

На рис. 2 представлена структурная схема устройства, позволяющего проиллюстрировать формирование в оптимальной ДН провала, ориентированного на источник помехи и компенсирующего ее искажения симметричного провала, ориентированного в направлении на источник мнимой помехи $\theta'_{\text{п}}$.

Устройство состоит из n-элементной антенной решетки (АР). Для формирования в заданных направлениях ДН используется диаграммообразующая схема (ДОС). Для оценки углов прихода сигнала и помехи, коммутации необходимых ДН на вход блока обработки используется решающее устройство (РУ). В РУ так же формируется и коммутируется на вход блока обработки ДН $\rho(\theta-\theta'_{п})$, симметричная $\rho(\theta-\theta_{п})$, относительно ориентации главного максимума $\rho(\theta-\theta_{ц})$. Направление ориентации главного максимума $\rho(\theta-\theta'_{п})$ определяется в РУ с использованием (3). Для оценки относительной интенсивности помехи в устройстве предусмотрен измеритель мощности. При большой интенсивности помехи значением $\chi_{п}$ можно пренебречь. Величины $\rho(\theta_{п}-\theta_{ц})$ и $\rho(\theta'_{п}-\theta_{ц})$ определяются в устройстве вычисления.

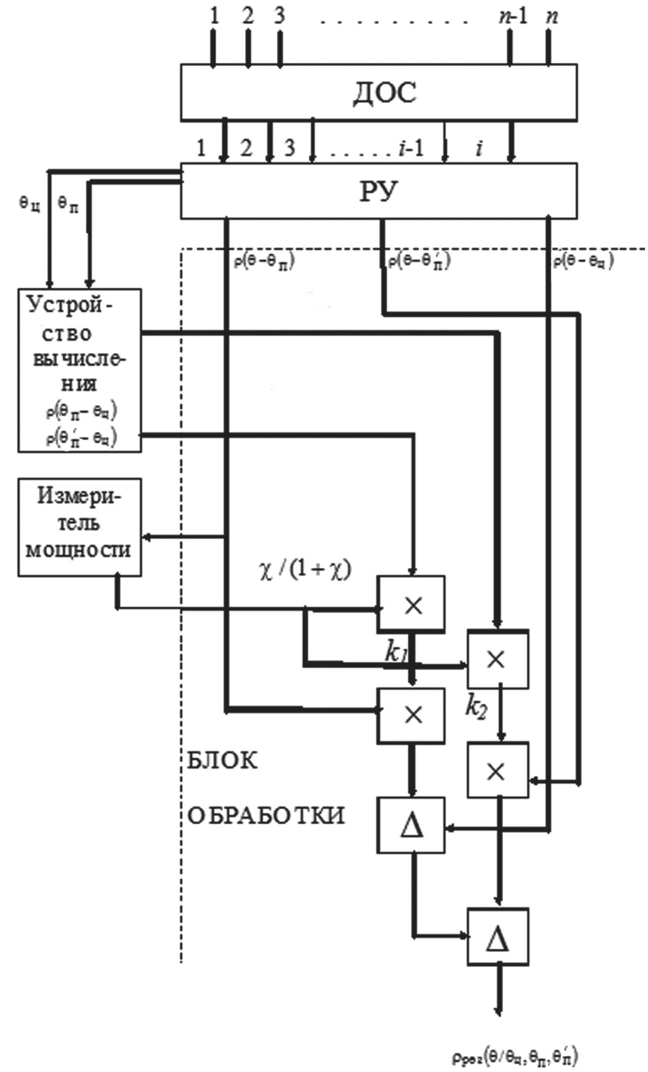
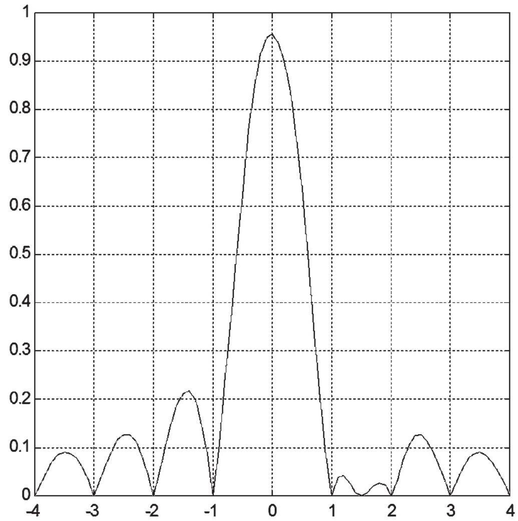


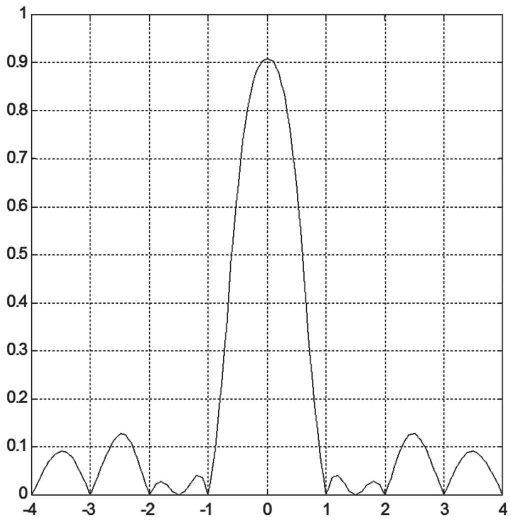
Рис. 2. Устройство, реализующее метод компенсации регулярных ошибок угловых измерений при оптимальной пространственной обработке

В блоке обработки первоначально осуществляется формирование провала в направлении действия истинной помехи на выходе первого устройства вычитания, а затем во втором устройстве – вычитания из оптимальной ДН, определяемой как зависимость выходного напряжения от направления прихода θ, вычитается $\rho(\theta-\theta'_{п})$ с величиной коэффициента k_2.

На рис. 3–4 представлены результаты численного анализа компенсации искажений ДН устройством, представленным на рис. 2. На этих рисунках направление $\theta=0$ соответствует направлению прихода сигнала. Угол θ выражен в единицах, обратных электрическому размеру антенны. На рис. 3, *а* изображен случай подавления помехи, действующей по первому боковому лепестку ДН, а на рис. 3, *б* изображена скомпенсированная ДН, имеющая симметричные провалы. Как видно из рис. 3. при таком случае воздействия помехи искажения оптимальной ДН незначительны и формирование в ней симметричного провала приводит к ослаблению приема в направлении прихода сигнала на 10 %.



а

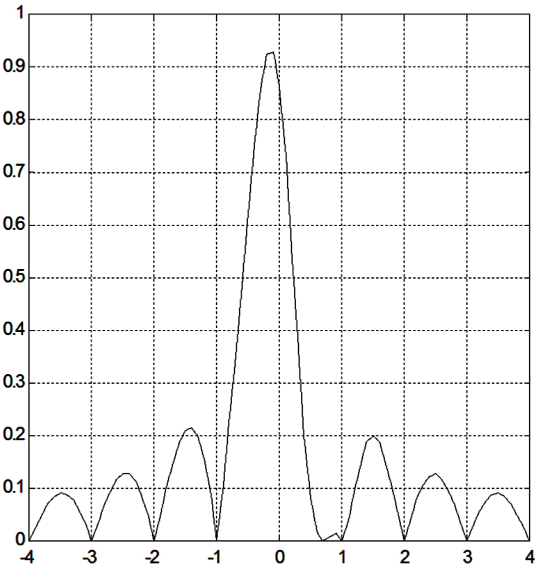


б

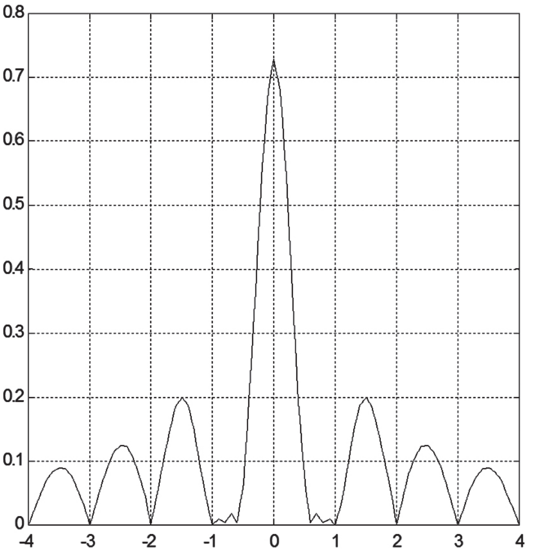
а – оптимальная ДН;
б – результирующая (скомпенсированная) ДН

Рис. 3

На рис. 4 представлен случай воздействия помехи по главному лепестку ДН устройства обработки. Из рисунков видно, что формирование симметричного провала в оптимальной ДН эффективно компенсирует смещение ее главного максимума.



а



б

а – оптимальная ДН;
б – результирующая (скомпенсированная) ДН

Рис. 4

Численная оценка границ применимости такого метода компенсации регулярной ошибки показывает, что эффективно его можно использовать лишь при угловом различии между источниками сигнала и помехи не менее $\Delta\theta l_э = 0{,}5$ ширины согласованной ДН. Так как формирование симметричного провала в оптимальной ДН приводит к еще большему ослаблению приема в направлении на источник сигнала. Например, при угловом различии между источниками сигнала и помехи, равному половине ширины согласованной ДН, это ослабление составляет 75%. В этом случае ошибка измерения угла прихода волны за счет ослабления приема сигнала, выраженная в единицах ширины диаграммы направленности антенны, составляет 0,4 и превышает ошибку, обусловленную искажением ДН, составляющую 0,3.

Литература

[1] *Ширман Я.Д. Манжос В.Н.*, Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М: Радио и связь. – 1981. – 416 с.

[2] *Chin Francois, Foo S.S.* An adaptive algorithm for separating and tracking multiple directional sources in linear arrays // IEEE Trans. Antenas and Propog. – 1992. – vol. 40. – № 3. – P. 261–267.

[3] *Ширман Я.Д.* идр. Справочник по радиоэлектронным системам / Под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: 1998. – 825 с.

Поступила в редколлегию 7.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

УДК 621.391.26

Компенсація регулярних похибок кутових вимірювань під час просторової обробки радіолокаційних сигналів / М.М. Мінервін, К.С. Васюта // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 487–489.

У статті проводиться чисельна оцінка компенсації регулярних помилок кутових вимірювань під час просторової обробки для розв'язання задачі електромагнітної сумісності.

Ключові слова: діаграма спрямованості, електромагнітна сумісність, похибки кутових вимірювань, просторова обробка.

Іл.: 4. Бібліогр.: 3 найм.

UDC 621.391.26

Compensating regular errors of angular measurements at space processing of radar signals / N.N. Minervin, K.S. Vasyuta // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 487–489.

The paper gives a numerical evaluation of compensating regular errors of angular measurements at space processing for solving the problem of electromagnetic compatibility.

Keywords: directional pattern, electromagnetic compatibility, errors of angular measurements, space processing.

Fig.: 4. Ref.: 3 items.

УДК 621.396.96

РАЗВИТИЕ ТЕОРИИ РАЗРЕШЕНИЯ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХ

Н.Н. МИНЕРВИН, К.С. ВАСЮТА

Рассмотрено влияние рассогласования между истинными параметрами помехи и теми, которые используются при обработке, на качество обнаружения. Получена функция рассогласования, учитывающая рассогласование по любому параметру, справедливая для любых сигналов, что является развитием этого понятия для случая обнаружения сигнала на фоне коррелированной помехи.

Ключевые слова: качество обнаружения, функция рассогласования, коррелированная помеха

ВВЕДЕНИЕ

Качество обнаружения сигнала на фоне помех определяется отношением сигнал/шум на выходе устройства обработки принимаемых сигналов. Это отношение будет наибольшим при точном знании параметров сигнала и помехи. Однако параметры сигнала и параметры помехи не всегда известны точно. Поэтому важно знать насколько ухудшается отношение сигнал/шум при рассогласовании параметров принимаемых сигналов и параметров устройства обработки.

Основным способом компенсации помех является образование провалов в диаграмме направленности (ДН) приемной антенны в направлении на источники помеховых волн и оптимальная частотная фильтрация [1, 3, 4]. Естественно ожидать, что ошибки определения параметров помехи должны влиять на эффективность ее подавления. Вопросы, освещающие возможности и скорость процесса автоматической адаптации к помеховой обстановке изучены достаточно хорошо, им посвящено значительное число работ, например [1, 2].

Однако, еще недостаточно числено оценено влияние ошибок рассогласования между истинными и ожидаемыми параметрами помех. Ниже частично восполняется этот пробел.

Для оценки меры эффективности подавления помех при наличии рассогласования между ожидаемыми и истинными значениями углов прихода помеховых волн, рассмотрим зависимость от него отношения напряжений, создаваемых полезным сигналом и помехами на выходе устройства оптимальной пространственной обработки.

ИЗЛОЖЕНИЕ ОСНОВНОГО МАТЕРИАЛА ИССЛЕДОВАНИЙ

Отношение напряжений, создаваемых полезным сигналом и помехами на выходе устройства оптимальной пространственной обработки запишем в виде

$$R(\delta\theta,\delta\nu_1,\delta\nu_2...)=$$
$$=\frac{\left|Z_c(\delta\theta|\nu_1,\nu_2,...)\right|}{\sqrt{\sigma^2_{\text{ш}}(,\nu_1,\nu_2,...)+\sigma^2_{\text{п}1}(\delta\nu_1/\theta,\nu_2,...)+\sigma^2_{\text{п}2}(\delta\nu_2/\theta,\nu_1,...)+...}}, \quad (1)$$

где $\delta\theta=\hat{\theta}-\theta$ — рассогласование между оценкой $\hat{\theta}$ угла прихода сигнальной волны и ее истинным значением θ; $\delta\nu_i=\hat{\nu}_i-\nu_i$ — рассогласование между оценкой $\hat{\nu}_i$ угла прихода помеховой волны от i-го источника и его истинным значением ν_i; $\left|Z_{\text{с}}(\delta\theta|\nu_1,\nu_2,...\right|$ — модуль сигнальной части комплексного весового интеграла (напряжение, создаваемое полезным сигналом на выходе устройства оптимальной обработки [3]), $\sigma^2_{\text{ш}}(\theta,\nu_1,\nu_2,...)=\left\langle\left|Z_i(\theta,\nu_1,\nu_2,...)\right|^2\right\rangle$ — дисперсия помеховой части комплексного весового интеграла, обусловленной собственным некоррелированным шумом на входе приемника; $\sigma^2_{\text{п}i}(\delta\nu_i/\theta,\nu_1,\nu_2,...)=\left\langle\left|Z_{\text{п}i}(\delta\nu_i|\nu_1,\nu_2,...)\right|^2\right\rangle$ — дисперсия помеховой части комплексного весового интеграла, обусловленного i-м внешним источником помех, создающим в антенне коррелированные по ее апертуре и некоррелированные по времени колебания.

Будем полагать, что параметры приемной антенны, полезных и помеховых сигналов позволяют производить раздельно пространственную и временную обработку (можно пренебречь различием групповых запаздываний для элементов антенны). Ниже ограничимся рассмотрением случая, когда воздействуют не более двух источников помех.

Используя полученное в [3] выражение для $|Z_{\text{с}}|$ и опуская аналогичные преобразования для вывода выражений $\sigma^2_{\text{ш}}$ и $\sigma^2_{\text{п}i}$, получим

$$\left|Z_{\text{с}}(\delta\theta|\nu_1,\nu_2)\right|=q^2\left[\rho(\delta\theta)-k_1\rho(\nu_1)-k_2\rho(\nu_2)\right];$$

$$\sigma^2_{\text{ш}}(\theta,\nu_1,\nu_2)=2Э/N_0=q^2;$$

$$\sigma^2_{\text{п}1}(\delta\nu_1/\theta,\nu_2)=\chi_1q^2\left[\rho(\nu_1-\theta)-k_1\rho(\delta\nu_1)-k_2\rho(\nu_2-\nu_1)\right]^2;$$

$$\sigma^2_{\text{п}2}(\delta\nu_2/\theta,\nu_1)=\chi_2q^2\left[\rho(\nu_2-\theta)-k_1\rho(\nu_2-\nu_1)-k_2\rho(\delta\nu_2)\right]^2;$$

$$k_1=\chi_1\left[(1+\chi_2)\rho(\nu_1-\theta)-\chi_2\rho(\nu_2-\nu_1)\rho(\nu_2-\theta)\right]/F;$$

$$k_2=\chi_2\left[(1+\chi_1)\rho(\nu_2-\theta)-\chi_1\rho(\nu_1-\nu_2)\rho(\nu_1-\theta)\right]/F;$$

$$F=(1+\chi_1)(1+\chi_2)-\chi_1\chi_2\left|\rho(\nu_2-\nu_1)\right|^2,$$

здесь $\rho(\theta)$ — нормированная диаграмма направленности M-элементной антенны; Э — энергия полезного сигнала; $\chi=N_i/N_0$ — отношение спектральной плотности мощности *i*-го источника помехи N_i и собственного шума N_0 на входе приемного устройства. Отсчет углов прихода принимаемых волн производится от направления прихода полезного сигнала ($\theta = 0$).

На рис. 1 приведено сечение $R(\delta\theta,0)/R(0,0)$ функции $R(\delta\theta,\delta\nu)/R(0,0)$, представляющее собой известную зависимость [3] для последующего сравнения с ней исследуемой зависимости (сечения) $R(0,\delta\nu)/R(0,0)$, изображенной на рис. 2, полученной при различных значениях χ. На этих рисунках по горизонтальным осям отложены значения $\delta\sin\theta \approx \delta\theta$ и $\delta\sin\nu \approx \delta\nu$, выраженные в единицах, обратных электрическому размеру антенны $l_э = l/\lambda$, где l — ее геометрическая длина. Такие единицы соответствуют примерно ширине главного лепестка ДН антенны по уровню 0,7.

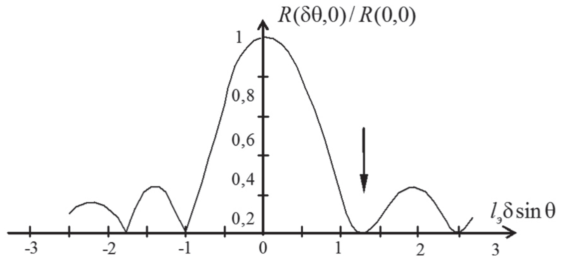


Рис. 1. Пространственная функция рассогласования для сигнальной волны

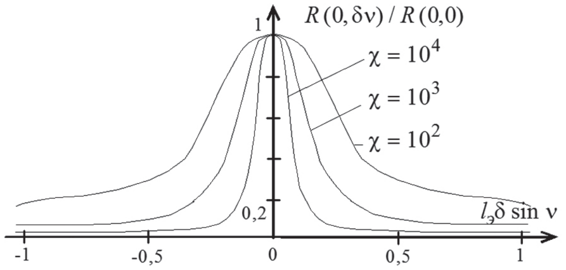


Рис. 2. Пространственная функция рассогласования для помеховой волны

Из сравнения рисунков 1 и 2 видно, что угловое рассогласование $\delta\nu$ для помеховой волны влияет на отношение сигнал/помеха значительно сильнее углового рассогласования $\delta\theta$ для сигнальной волны. Это влияние тем сильнее, чем больше относительная величина интенсивности помехи χ. На рис. 3 изображена зависимость ширины $\Delta\sin\nu$ пика функции $R(0,\delta\nu)/R(0,0)$ по уровню 0,7 от величины параметра χ.

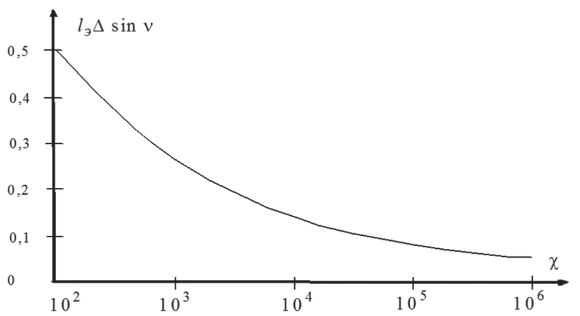


Рис. 3. Зависимость ширины пика функции рассогласования для помеховой волны от величины относительной интенсивности помехи χ

Из рисунка видно, что с ростом относительной интенсивности помехи ширина пика функции $R(0,\delta\nu)/R(0,0)$ значительно сужается.

Из изложенного видно, что ошибки определения угла прихода помеховых волн значительно сильнее ухудшают качество пространственной обработки, чем ошибки определения угла прихода сигнала. Требования к точности определения углового положения источника помехи оказываются гораздо жестче требований к точности определения углового положения радиолокационной цели. Это может значительно ограничивать возможности оптимальной пространственной обработки и адаптации к помеховой обстановке.

Далее анализируется влияние рассогласования между ожидаемыми и истинными частотами коррелированной помехи на качество обнаружения сигнала.

Ухудшение величины отношения сигнал/шум при таком рассогласовании будем характеризовать функцией рассогласования. Параметры сигнала для простоты будем считать полностью известными.

При обнаружении сигнала с известными параметрами на фоне коррелированной помехи его напряжение на выходе устройства оптимальной обработки (оптимального фильтра) описывается известным соотношением [4]

$$\omega_{c\max}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df\ , \qquad (2)$$

где f – истинная частота принимаемых сигнала и помехи; $g(f)$ – спектральная плотность сигнала; $N(f)$ – спектральная плотность мощности помехи.

Среднеквадратическое значение напряжения помехи на выходе устройства оптимальной обработки (оптимального фильтра) при полном согласовании параметров определяется соотношением [4]

$$\overline{\omega}_{п}^{2}(t) = c \cdot \int_{-\infty}^{\infty} N(f) \cdot |K(f)|^2 df = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df\ , \qquad (3)$$

где c – постоянный множитель (далее можно пренебречь); $|K(f)|^2$ – квазиоптимальная частотная характеристика фильтра.

Тогда отношение сигнал/шум по мощности на выходе устройства обработки при полном согласовании с учетом (2) и (3) можно записать в виде

$$\frac{\omega_{c\max}^{2}(0)}{\overline{\omega}_{п}^{2}(0)} = \Psi(0) = \frac{\left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df\right]^2}{\int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df\ . \qquad (4)$$

В случае рассогласования $\Delta f = f - \hat{f}$ между истинным значением частоты помехи f и ожидаемым $\hat{f}$ (используемым при настройке устройства обработки) квадрат напряжения сигнала на выходе устройства обработки можно определить соотношением

$$\omega^2_{c\max}(\Delta f) = \left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df \right]^2 , \qquad (5)$$

где $N(f)$ – ожидаемая спектральная плотность мощности помехи, а среднеквадратическое значение напряжения помехи при наличии рассогласования Δf можно определить в виде

$$\overline{\omega}^2_{\text{п}}(\Delta f) = \int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{g(f)}{N(f)} \right|^2 \cdot N(f) df . \qquad (6)$$

С учетом (5) и (6) отношение сигнал/шум по мощности при рассогласовании можно определить соотношением

$$\frac{\omega^2_{c\max}(\Delta f)}{\overline{\omega}^2_{\text{п}}(\Delta f)} = \Psi(\Delta f) = \frac{\left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df \right]^2}{\int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{g(f)}{N(f)} \right|^2 \cdot N(f) df} . \qquad (7)$$

Тогда нормированная функция рассогласования (нормированное значение отношения сигнал/шум на выходе устройства обработки) с учетом (4) и (7) может быть записана в виде

$$\rho(\Delta f) = \frac{\Psi(\Delta f)}{\Psi(0)} = \frac{\left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df \right]^2}{\int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{g(f)}{N(f)} \right|^2 \cdot N(f) df \cdot \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|g(f)|^2}{N(f)} df} . \qquad (8)$$

На рис. 4 представлены результаты численного анализа нормированной зависимости (8) – расстройки по частоте $\Delta f/\Pi$ (выраженной в единицах полосы сигнала П). Зависимость получена для сигнала и помехи с прямоугольной формой спектра при различных относительных значениях спектральной плотности мощности помехи N. Область отрицательных значений $\Delta f/\Pi$ соответствует рассогласованию по частоте сигнала, а область положительных значений $\Delta f/\Pi$ – по частоте помехи.

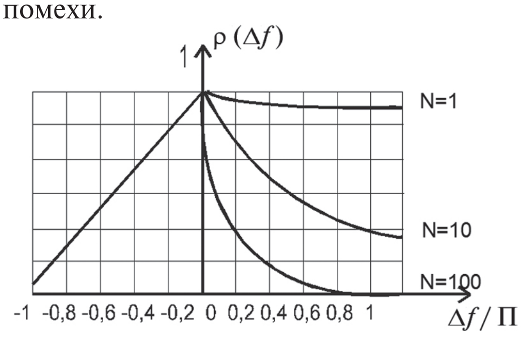


Рис. 4. Частотная функция рассогласования помехи

Из рисунка 4 видно, что рассогласование по частоте помехи гораздо сильнее влияет на величину отношения сигнал/шум (сигнал/помеха), чем рассогласование по частоте сигнала. Это влияние тем сильнее, чем мощнее помеха.

ВЫВОДЫ

Полученные результаты могут быть использованы при отсутствии априорной информации о помеховых сигналах при настройке устройств помехозащиты в радиотехнических устройствах.

Функция рассогласования (8) предполагает рассогласование по любому параметру, справедлива для любых сигналов и позволяет выявить новые закономерности разрешения сигналов. Функции рассогласования, учитывающие рассогласование сигналов, были введены Вудвордом в 1937 году для обнаружения сигнала на фоне «белого» шума [3,4]. Полученные функции рассогласования являются развитием этого понятия для случая обнаружения сигнала на фоне коррелированных помех.

Литература

[1] *Айзин Ф.Л., Коган Б.Л.*, Адаптивный синтез антенн с разделением сигналов по направлению прихода. – Радиотехника и электроника. – 1968. – Т. 29. – № 7. – С. 1306–1315.

[2] *Chin Francois, Foo S.S.* An adaptive algorithm for separating and tracking multiple directional sources in linear arrays // IEEE Trans. Antenas and Propog. – 1992. – Vol. 40. – № 3. – P. 261–267.

[3] *Ширман Я.Д. Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М: Радио и связь. – 1981. – 416 с.

[4] *Ширман Я.Д. и др.* Справочник по радиоэлектронным системам / Под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: 1998. – 825 с.

Поступила в редколлегию 8.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

УДК 621.391.26

Розвиток теорії розрізнення сигналів на тлі корельованих завад / М.М. Мінервін, К.С. Васюта // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 490–492.

Розглянуто вплив розузгодження між істинними параметрами завади та тими, які використовуються під час обробки, на якість виявлення. Отримано функцію розузгодження, що враховує розузгодження за будь-яким параметром, справедливою для довільних сигналів, що є розвитком цього поняття для випадку виявлення сигналів на фоні корельованої завади.

Ключові слова: якість виявлення, функція розузгодження, корельована завада.

Іл.: 4. Бібліогр.: 4 найм.

UDC 621.391.26

Development of the theory of resolution of signals against correlated noises / N.N. Minervin, K.S. Vasyuta // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 490–492.

The paper considers the effect of a mismatch on the quality of detection between real noise parameters and those that are used in processing. This function forsees non-coordination in any parameters for any signals in case of displaying a signal against the background of a correlated noise.

Keywords: quality of detection, frustration function, correlated noise.

Fig.: 4. Ref.: 4 items.

УДК 621.396.96

ОСОБЕННОСТИ КОМПЕНСАЦИИ ПОМЕХОВОЙ ВОЛНЫ ПРИ ФЛУКТУАЦИЯХ ЕЕ ФАЗОВОГО ФРОНТА

Н.Н. МИНЕРВИН, К.С. ВАСЮТА

Рассматриваются особенности компенсации помеховой волны при учете флуктуаций ее фазового фронта. Приводится оптимальный алгоритм оценки угла прихода помеховой волны при наличии случайных искажений ее фронта и особенности его практической реализации. Синтезирована структурная схема алгоритма оптимальной пространственной обработки, учитывающего флуктуации фазового фронта помеховой волны.

Ключевые слова: помеховая волна, флуктуации, фазовый фронт, пространственная обработка.

ВВЕДЕНИЕ

Вопросы компенсации коррелированных помех при приеме радиолокационных сигналов изучены достаточно хорошо, например [1, 2, 3, 4]. Однако еще недостаточно рассмотрены особенности учета флуктуаций фазового фронта помеховой волны при адаптации к помеховой обстановке. Ниже рассматриваются эти особенности.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Качество компенсации помеховой волны существенно зависит от знания ее параметров. В реальных условиях распространения радиоволн параметры помехи могут оказаться рассогласованными с теми, которые используются при пространственной обработке. Даже при автоматическом отслеживании этих параметров имеются остаточные ошибки. Это значительно ограничивает возможности такой обработки [5] и вызывает необходимость с высокой точностью определять направление прихода помеховой волны.

В [6] показано, что при оптимальном оценивании угла прихода «сильного» помехового сигнала необходимо учитывать преобладающее влияние коррелированных фазовых флуктуаций над аддитивными шумами, а оптимальный алгоритм оценивания угла прихода помехи описывается соотношением

$$\sin(\hat{\theta}) = \frac{\lambda}{2\pi d}\times$$

$$\times\frac{\sum\limits_{k=1}^{m}(2k-1)\Delta\Phi_k + \left[2m-1-(2m-3)a\right]\Delta\Phi_m/(1-a)^2}{\sum\limits_{k=1}^{m}(2k-1)^2 + (2m-1)\left[2m-1-(2m-3)a\right]/(1-a)^2}, \quad (1)$$

где $\hat{\theta}$ — оценка угла прихода волны; λ — длина волны; d — расстояние между элементами антенны; $\Delta\Phi_k$ — значение разности фаз в k-й симметричной паре антенной решетки (АР), отсчитываемой от 1 в ее центре до m на ее краях; a — коэффициент корреляции фазовых флуктуаций в соседних элементах антенной решетки.

Из соотношения (1) видно, что оптимальное оценивание угла прихода помеховой волны сводится к измерениям разностей фаз в симметричных каналах АР с последующим их суммированием с весовыми множителями процедуры оптимального измерения, которые для от 1 до $m-1$ - каналов определяются в виде

$$g_k = \frac{\sum\limits_{k=1}^{m-1}(2k-1)^2}{\sum\limits_{k=1}^{m-1}(2k-1)^2 + (2m-1)\left[2m-1-(2m-3)a\right]/(1-a)^2}, \quad (2)$$

а крайние каналы имеют наибольший вес

$$g_m = \frac{\left[2m-1-(2m-3)a\right]/(1-a)^2}{\sum\limits_{k=1}^{m-1}(2k-1)^2 + (2m-1)\left[2m-1(2m-3)a\right]/(1-a)^2}. \quad (3)$$

На рис. 1 представлена схема устройства, позволяющего проиллюстрировать особенности оптимальной пространственной обработки при учете флуктуаций фазового фронта помеховой волны. Устройство реализует оптимальный алгоритм угловых измерений (1) для оценки угла прихода помехи и использования этой оценки при пространственной обработке. Обнаружение сигнала осуществляется после компенсации помехи путем просмотра ожидаемых направлений его прихода.

Устройство состоит из n-элементной АР, блока оценки угла прихода помехи, каналов пространственной и временной обработки. Канал пространственной обработки включает блок формирования весового вектора и смесители, которые введены в каждом канале АР. Канал временной обработки сигнала включает блок преобразования сигнала на промежуточную частоту, сумматор, оптимальный фильтр и детектор огибающей.

Управление положением ДН антенной решетки в пространстве при слежении за целями осуществляется при помощи смесителей, на которые подаются отличающиеся по фазе и амплитуде гетеродинные напряжения, создаваемые в блоке формирования весового вектора пространственной обработки. Ширина ДН антенной решетки выбирается исходя из заданной угловой разрешающей способности.

При воздействии помехи в устройстве первоначально осуществляется оптимальная оценка ее угла прихода.

Помеховые колебания с выходов элементов АР поступают на n входов блока преобразования помеховых колебаний на промежуточную частоту. С выходов блока преобразования помеховые колебания симметричных каналов АР поступают на входы m-фазометров. Фазометры на рисунке обозначены как $\Phi_k(k=1,2,...,m)$. На выходе фазометров формируются напряжения, пропорциональные разностям фаз помеховых колебаний, поступающих на их входы.

Далее с выходов фазометров сигналы поступают в блок вычисления параметров корреляционной функции, в котором осуществляется вычисление коэффициента корреляции a фазовых флуктуаций в каналах АР. Значение величины коэффициента корреляции поступает далее в блок вычисления весовых коэффициентов процедуры оптимального измерения, которые определяются согласно (2) и (3).

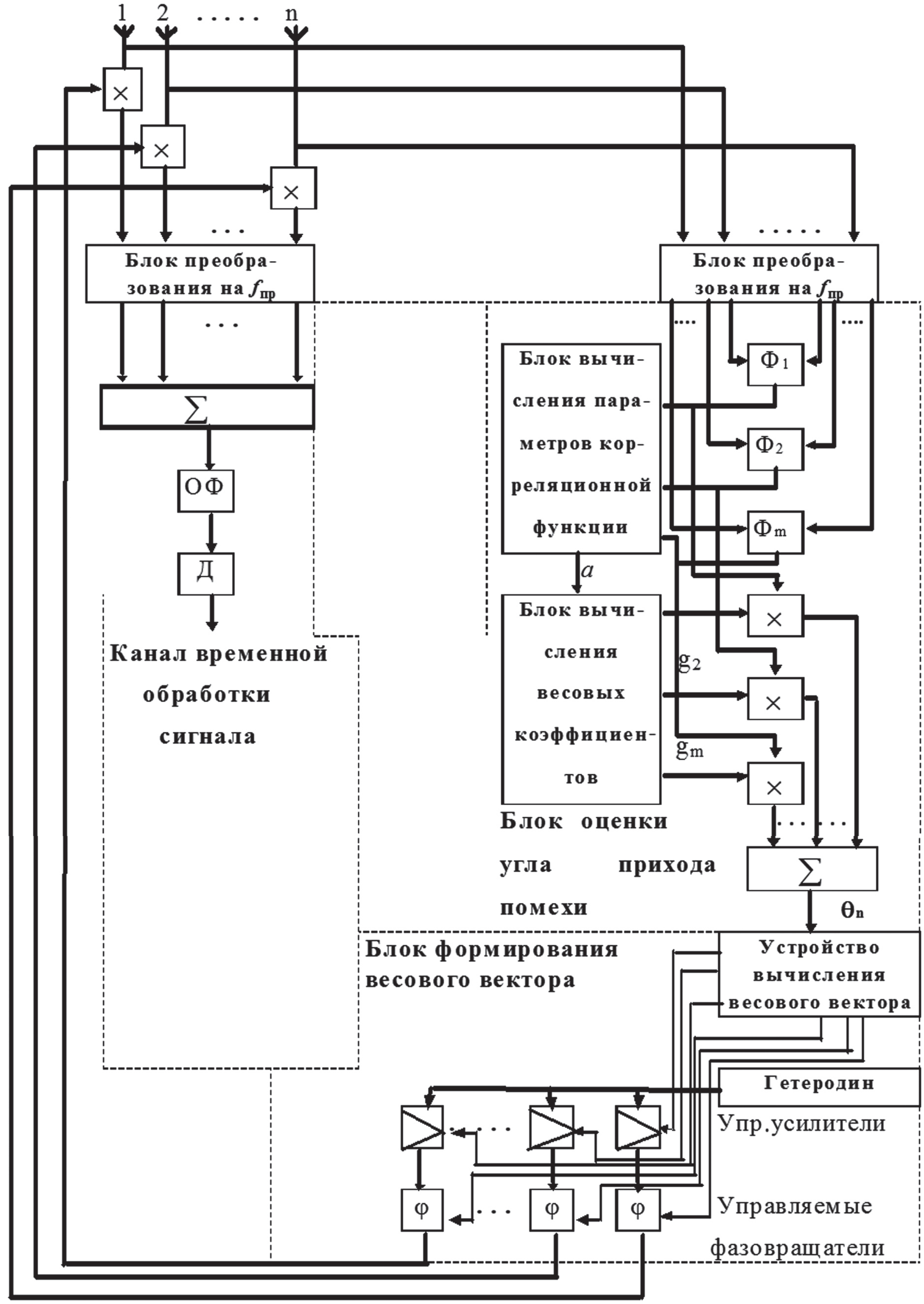


Рис. 1. Устройство оптимального измерения угловых измерений

Значения весовых коэффициентов процедуры оптимального измерения $g_k(k=1,2,...,m)$ с выходов блока вычисления поступают на перемножители, на другие входы которых поступают напряжения с выходов фазометров. Выходы перемножителей подключены ко входам сумматора. На выходе сумматора, являющимся выходом блока оценки, формируется значение оптимальной оценки угла прихода помехи θ , которое далее поступает на вход блока вычисления весового вектора пространственной обработки.

Пространственная обработка и просмотр всех возможных направлений прихода сигнала реализуется путем весового суммирования колебаний, принятых элементами АР, с весовыми коэффициентами пространственной обработки [1, с. 332]. Эти весовые коэффициенты вводятся поканально с помощью смесителей, на которые подаются отличающиеся по фазе и амплитуде гетеродинные напряжения, сформированные в блоке вычисления весового вектора.

Далее осуществляется оптимальная временная обработка сигнала в соответствии с [1, 2].

Численные оценки уменьшения отношения сигнал/шум, вызванного ошибками определения угла прихода помехи, приведенные в[5], (отношение сигнал/шум уменьшается в несколько раз при ошибке, составляющей доли ширины диаграммы направленности антенны) оправдывают некоторые усложнения алгоритма обработки.

Литература

[1] *Ширман Я.Д. Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь. – 1981. – 416 с.

[2] *Ширман Я.Д.* и др. Справочник по радиоэлектронным системам/ под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: – 1998. – 825 с.

[3] *Кузь Н.Я.* Развитие теории оптимальных и адаптивных методов многоканального приема радиолокационных сигналов на фоне коррелированных помех: Дис. докт. техн. наук. – Харьков. – 1975. – 398 с.

[4] *Черенок Н.Г.* Влияние неоднородностей атмосферы на статистические характеристики радиолокационных сигналов и его учет при пространственно-временной обработке: Дис. канд. техн. наук. – Харьков. – 1983. – 235 с.

[5] *Минервин Н.Н., Васюта К.С.* Влияние рассогласования между ожидаемыми и истинными значениями углов прихода помеховых волн на эффективность их подавления. / ХТУРЭ. Всеукр. научно-технический сборник / Радиотехника. – 1998. – Вып. 106. – С. 135–139.

[6] *Минервин Н.Н. Васюта К.С.* Оптимальное оценивание угла прихода волны при наличии случайных искажений ее фронта и аддитивных помех. – Харьков. / ХТУРЭ. Всеукр. научно-технический сборник / Радиотехника. – 1998. – Вып. 105. – С. 61–68.

Поступила в редколлегию 11.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

УДК 621.391.26

Особливості компенсації завадової хвилі при флуктуаціях її фазового фронту / М.М. Мінервін, К.С. Васюта // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 493–495.

Розглядаються особливості компенсації завадової хвилі з урахуванням флуктуацій її фазового фронту. Наводиться оптимальний алгоритм оцінки кута приходу завадової хвилі за наявності випадкових викривлень її фронту та особливості його практичної реалізації. Синтезована структурна схема алгоритму оптимальної просторової обробки, що враховує флуктуації фазового фронту завадової хвилі.

Ключові слова: завадова хвиля, флуктуації, фазовий фронт, просторова обробка.

Іл.: 1. Бібліогр.: 6 найм.

UDC 621.391.26

Singularities of compensating an interfering wave at fluctuations of its phase front / N.N. Minervin, K.S. Vasyuta // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 493–495.

Singularities of compensating an interfering wave are considered at the registration of fluctuations of its phase front. An optimal algorithm of estimating an interfering wave arrival corner in the presence of irregular distortions of its front and singularities of its practical implementation are given. The skeleton diagram of an algorithm of optimal spatial processing considering fluctuations of the phase front of an interfering wave is synthesized.

Keywords: interfering wave, fluctuations, phase front, spatial processing.

Fig.: 1. Ref.: 6 items.

УДК 396.96.001(07)

ВЛИЯНИЕ ФЛУКТУАЦИЙ ФРОНТА ВОЛНЫ ПОМЕХОВОГО СИГНАЛА НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ ЕГО ПОДАВЛЕНИЯ

Н.Н. МИНЕРВИН, К.С. ВАСЮТА

В статье приведен анализ влияния флуктуаций фронта волны помехового сигнала на эффективность его подавления. Проведено численное оценивание зависимости коэффициента подавления от статистических характеристик данных флуктуаций.

Ключевые слова: флуктуации, фронт волны, помеха, коэффициент подавления, статистические характеристики.

ВВЕДЕНИЕ

В радиолокации подавление внешней помехи чаще всего осуществляется путем формирования провала в направлении на источник помехи в диаграмме направленности (ДН) антенной системы корреляционного автокомпенсатора [1]. Дальнейшее рассмотрение ведется для одного источника помехи и на примере антенной системы, состоящей из линейной антенны протяженностью L и диаграммообразующей схемы (ДОС) с двумя каналами (основным и вспомогательным). ДОС формирует равномерное распределение амплитуды, линейное распределение фазы и регулирует направление максимума ДН в каждом из каналов. Автокомпенсатор помехи (АКП) состоит из основного и вспомогательного каналов, сумматора и устройства корреляционной обратной связи, которое управляет комплексным коэффициентом передачи вспомогательного канала.

Случайные неоднородности атмосферы и многотрассовость при распространении помеховой волны искажают ее фронт. Это приводит к флуктуациям фазы в отдельных элементах апертуры антенны, что может существенно исказить форму ДН вспомогательного и основного каналов АКП. Имеются подробные численные оценки таких искажений для одной антенны [2]. Однако еще нет достаточных численных оценок изменения глубины специально созданного для подавления помехи провала результирующей ДН антенной системы АКП в условиях флуктуаций фронта волны помехи.

Для того, чтобы исключить влияние полезного сигнала, АКП настраивается по параметрам внешней помехи при максимально ослабленном воздействии полезного сигнала (идеально при его отсутствии). Поэтому при анализе влияния флуктуаций фронта волны помехового сигнала на эффективность помехозащиты все рассмотренные ниже соотношения учитывают только внешнюю помеху.

ОСНОВНЫЕ РАСЧЕТНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

В качестве критерия эффективности подавления помехи примем коэффициент подавления

$$\eta = \frac{\sigma^2_{\text{согл}}}{\sigma^2_{\text{опт}}}, \tag{1}$$

где $\sigma^2_{\text{согл}}$ – дисперсия помехи на выходе устройства согласованной обработки; $\sigma^2_{\text{опт}}$ – дисперсия помехи на выходе устройства оптимальной обработки. Под согласованной будем понимать такую обработку, при которой антенной формируется ДН с максимумом главного лепестка в направлении на полезный сигнал без учета помехи. Под оптимальной обработкой будем понимать формирование антенной системой ДН с провалами в направлении на источники помех и главным лепестком, направленным на полезный сигнал.

Так как дисперсия помехи на входе устройства согласованной обработки равна дисперсии помехи на входе устройства оптимальной обработки, то при рассмотрении коэффициента подавления помехи можно перейти от отношения дисперсий на выходах этих устройств к отношению значений ДН антенн в направлении на источник помехи.

На рис. 1 представлены ДН антенной системы в случае, когда фронт волны помехи плоский: $\psi(\alpha)$ – результирующая (оптимальная) ДН; $|\rho_c(\alpha)|$ – ДН с максимумом, который направлен на полезный сигнал; $|\rho_п(\alpha)|$ – ДН с максимумом, который направлен на помеховый сигнал.

Значения указанных ДН в направлении на источник помехи на рис. 1 обозначены точками. При этом выражение для коэффициента подавления, которое получено в [1], имеет вид

$$\eta = \frac{|\rho_c(\alpha_п)|^2}{\psi^2(\alpha_п)}, \tag{2}$$

где $\psi(\alpha_п) = \left|\rho_c(\alpha_п) - \frac{\chi}{1+\chi}\rho_п(\alpha_п) f_0(\alpha_п)\right|$. В этом выражении $f_0(\alpha_п) = \frac{\sin\alpha_п}{\alpha_п}$; $\alpha_п = \pi\frac{L}{\lambda}\sin\theta_п$ – обобщенный угол; $\theta_п$ – угол прихода помехи; λ – длина волны помехового сигнала; χ – энергетический параметр, равный отношению спектральных плотностей мощности помехи и собственного шума.

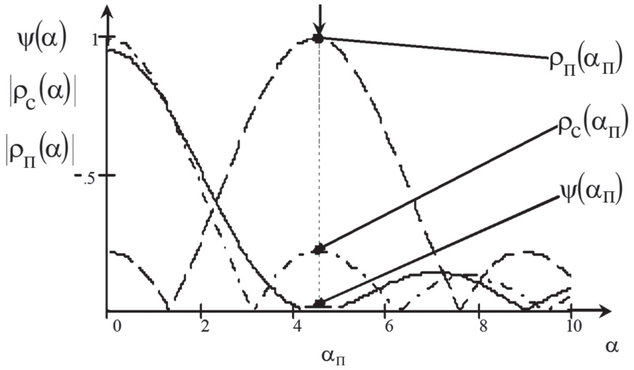


Рис. 1. Диаграммы направленности антенной системы

В случае отсутствия фазовых флуктуаций помехи $\rho_c(0)=\rho_п(\alpha_п)=1$ и при этом выражение (2) можно преобразовать к более простому виду

$$\eta=(1+\chi)^2 . \quad (3)$$

Из выражения (3) видно, что в отсутствие фазовых флуктуаций коэффициент подавления помехи определяется только интенсивностью самой помехи.

В случае, когда фазовый фронт помехового сигнала искажен, соотношение для результирующей ДН запишем в виде:

$$\psi[\alpha_п,\varphi(x)]= =\left|\dot\rho_c[\alpha_п,\varphi(x)]-\frac{\chi}{1+\chi}\dot\rho_п[0,\varphi(x)]f_0(\alpha_п)\right|, \quad (4)$$

где $\varphi(x)$ – функция распределения вдоль антенны случайной составляющей фазы мешающего сигнала, обусловленной флуктуациями фронта волны; $\dot\rho_c[\alpha_п,\varphi(x)]$ – значение ДН, максимум которой направлен на полезный сигнал, при наличии фазовых флуктуаций помехи; $\dot\rho_п[0,\varphi(x)]$ – значение ДН, максимум которой направлен на помеху, при наличии фазовых флуктуаций помехового сигнала. Здесь x – координата точки на отчетной оси, направленной вдоль апертуры антенны с началом отсчета, совпадающим с серединой апертуры. В соотношении (4) и далее точкой обозначаются комплексные величины. Выражение для коэффициента подавления в этом случае имеет вид

$$\eta=\frac{\left\langle\left|\dot\rho_c[\alpha_п,\varphi(x)]\right|^2\right\rangle}{\left\langle\left|\dot\rho_c[\alpha_п,\varphi(x)]-\frac{\chi}{1+\chi}\dot\rho_п[0,\varphi(x)]f_0(\alpha_п)\right|^2\right\rangle}, \quad (5)$$

где $\langle\quad\rangle$ – операция статистического усреднения по случайной функции $\varphi(x)$.

При проведении операции статистического усреднения в (5) использованы соотношения для антенн с фазовыми ошибками, которые получены в [2] и имеют вид

$$\left\langle\dot\rho[\alpha,\varphi(x)]\dot\rho^*[\alpha_1,\varphi(x)]\right\rangle= =\exp\{-\sigma_\varphi^2\}\left[\frac{\sin\alpha}{\alpha}\frac{\sin\alpha_1}{\alpha_1}+\frac{1}{4}\sum_{m=1}^{\infty}\frac{\sigma_\varphi^{2m}}{m!}W(c_m,\alpha,\alpha_1)\right], \quad (6)$$

где $c_m=\dfrac{c}{m}$; $c=\dfrac{2r}{L}$ – относительный радиус корреляции фазовых флуктуаций помехи; r – радиус корреляции фазовых флуктуаций помехи; σ_φ^2 – дисперсия фазовых флуктуаций помехи.

В соотношении (6) опущены индексы с и п, поскольку оно справедливо для любых ДН с фазовыми ошибками. При этом

$$W(c,\alpha,\alpha_1)= =\int_{-1}^{1}\int_{-1}^{1}\exp\left\{-\frac{(x-x_1)^2}{c^2}+j(\alpha x-\alpha_1 x_1)\right\}dxdx_1 . \quad (7)$$

Выражение (7) справедливо при гауссовой форме коэффициента корреляции фазовых флуктуаций мешающего сигнала

$$K_\varphi=\exp\left\{-\frac{(x-x_1)^2}{c^2}\right\}.$$

При условии, что $\sigma_\varphi^2<1$ рад^2, можно ограничиться в (6) первым членом суммы и записать выражение для коэффициента подавления в виде

$$\eta=\frac{f_0^2(\alpha_п)+\frac{1}{4}\sigma_\varphi^2 W(c,\alpha_п,\alpha_п)}{f_0^2(\alpha_п)\frac{1}{(1+\chi)^2}+\sigma_\varphi^2 F(c,\alpha_п)} , \quad (8)$$

$$F(\alpha_п,c)=\frac{1}{4}[W(c,\alpha_п,\alpha_п)+f_0^2(\alpha_п)W(c,0,0)- -2f_0(\alpha_п)W(c,\alpha_п,0)] . \quad (9)$$

Выражение (8) определяет зависимость коэффициента подавления η от статистических характеристик флуктуаций фазы помехи (относительного радиуса корреляции c, дисперсии σ_φ^2) и обобщенного угла $\alpha_п$.

При отсутствии фазовых флуктуаций ($\sigma_\varphi^2=0$) выражение (8) совпадает с выражением (3).

Далее рассмотрим два частных случая. Первый – радиус корреляции фазовых флуктуаций помехи значительно меньше размера антенны ($r\ll L$). Функции вида (7), входящие в (8) и (9), при $r\ll L$ упрощаются [2] при учете членов первого порядка малости по c до вида

$$W(c,\alpha_п,\alpha_п)\approx 2c\sqrt{\pi} ;$$

$$W(c,\alpha_п,0)\approx 2c\sqrt{\pi}\frac{\sin\alpha_п}{\alpha_п} ;$$

$$W(c,0,0)\approx 2c\sqrt{\pi} .$$

Во втором случае, при $r\gg L$, с точностью до членов $\dfrac{1}{c^2}$ выражения (7) упрощаются [2] до вида

$$W(c,\alpha_п,\alpha_п) \approx 4\frac{\sin^2\alpha_п}{\alpha_п^2} -$$

$$-\frac{4}{c^2\alpha_п^4}\left[\left(3-2\alpha_п^2\right)\cos 2\alpha_п + 4\alpha_п \sin 2\alpha_п - 3\right] =$$

$$= 4\frac{\sin^2\alpha_п}{\alpha_п^2} + \frac{1}{c^2}\frac{d^2}{d\alpha_п}\left(\frac{\sin^2\alpha_п}{\alpha_п^2}\right);$$

$$W(c,\alpha_п,0) \approx 4\frac{\sin\alpha_п}{\alpha_п} - \frac{4}{c^2}\times$$

$$\times\left[\frac{\sin\alpha_п}{3\alpha_п} + \frac{1}{\alpha_п^3}\left(2\alpha_п\cos\alpha_п + \left(\alpha_п^2-2\right)\sin\alpha_п\right)\right];$$

$$W(c,0,0) \approx 4 - \frac{8}{3c^2}.$$

Выражения для функции $F(\alpha_п,c)$ в этих случаях имеют вид

$$F(\alpha_п,c) \approx \frac{1}{2}c\sqrt{\pi}\left[1-f_0^2(\alpha_п)\right] \quad \text{при} \quad c \ll 1, \quad (10\text{ а})$$

$$F(\alpha_п,c) \approx \frac{2}{c^2}\left[f_0'(\alpha_п)\right]^2 \quad \text{при} \quad c \gg 1, \quad (10\text{ б})$$

а коэффициент подавления (8) записывается в форме

$$\eta \approx \frac{f_0^2(\alpha_п) + \frac{1}{2}\sigma_\varphi^2 c\sqrt{\pi}}{f_0^2(\alpha_п)(1+\chi)^{-2} + \frac{1}{2}\sigma_\varphi^2 c\sqrt{\pi}\left[1-f_0^2(\alpha_п)\right]}$$

$$\text{при } c \ll 1, \quad (11\text{ а})$$

$$\eta \approx \frac{f_0^2(\alpha_п)\left(1+\sigma_\varphi^2\right) + \frac{\sigma_\varphi^2}{4c^2}\left[f_0^2(\alpha_п)\right]''}{f_0^2(\alpha_п)(1+\chi)^{-2} + \frac{2\sigma_\varphi^2}{c^2}\left[f_0'(\alpha_п)\right]^2}$$

$$\text{при} \quad c \gg 1. \quad (11\text{ б})$$

В выражениях (10 б) и (11 б) штрих и два штриха означают первую и вторую производные соответственно.

Полученные соотношения позволяют проанализировать два практически важных случая $c \ll 1$ и $c \gg 1$ при малых флуктуациях фазы помехи ($\sigma_\varphi^2 < 1$).

Согласно выражению (11а) коэффициент подавления помех η в области малых значений относительного радиуса корреляции ($c \ll 1$) будет уменьшаться с ростом c, при $c \gg 1$ согласно (11 б), наоборот, – увеличиваться с ростом c. Физически это можно пояснить тем, что при радиусе корреляции фазовых флуктуаций помехи r больше, чем размер антенны L, фронт волны помехи в пределах апертуры антенны может считаться плоским. Однако в этом случае направление прихода помехи не известно, что приводит к ухудшению компенсации помехового сигнала при пространственной обработке.

В случае, когда $r < L$, при уменьшении относительного радиуса корреляции c коэффициент подавления η возрастает, поскольку с уменьшением c фазовый фронт волны помехи искажается таким образом, что при усреднении его вид стремится к плоской поверхности.

При больших флуктуациях фазы помехи, когда $\sigma_\varphi^2 > 1$, результаты статистического усреднения ДН с фазовыми ошибками при условии, что коэффициент корреляции фазовых флуктуаций помехи принимает значения близкие к единице, имеют вид [2]

$$\left\langle \dot{\rho}\left[\alpha,\varphi(x)\right]\dot{\rho}^*\left[\alpha_1,\varphi(x)\right]\right\rangle = \frac{1}{4}W(c_\sigma,\alpha,\alpha_1),$$

где $c_\sigma = \dfrac{c}{\sigma_\varphi}$; функция $W(c_\sigma,\alpha,\alpha_1)$ идентична (7).

Коэффициент подавления в этом случае определяется соотношением

$$\eta \approx W(c_\sigma,\alpha_п,\alpha_п)[W(c_\sigma,\alpha_п,\alpha_п) +$$

$$+\left(\frac{\chi}{1+\chi}\right)^2 f_0^2(\alpha_п)W(c_\sigma,0,0) -$$

$$-2\frac{\chi}{1+\chi}f_0^2(\alpha_п)W(c_\sigma,\alpha_п,0)]^{-1}. \quad (12)$$

ЧИСЛЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Графики зависимости коэффициента подавления от дисперсии фазовых флуктуаций помехи σ_φ^2, построенные по формуле (8) при фиксированных значениях относительного радиуса корреляции ($c = 0{,}1;\ 0{,}5;\ 20$), изображены на рис. 2 (при $\chi = 100$) и на рис.3 (при $\chi = 1000$). При этом обобщенный угол $\alpha_п = 5$, т.е. помеха действует в области максимума первого бокового лепестка ДН $|\rho_c(\alpha)|$.

Из этих рисунков видно, что коэффициент подавления η с увеличением значений дисперсии σ_φ^2, как и следует ожидать, уменьшается. При стремлении σ_φ^2 к нулю значение коэффициента подавления η стремится к величине, равной значению η в отсутствие фазовых флуктуаций помехи.

На данных рисунках слева на горизонтальных осях отложены значения дисперсии σ_φ^2 в логарифмическом масштабе, а справа — в линейном, что позволяет выявить характер зависимости $\eta\left(\sigma_\varphi^2\right)$ в предельных случаях.

При сопоставлении графиков на рис. 2 и 3 видно, что в области малых σ_φ^2 интенсивность помехи (энергетический параметр χ) существенно влияет на величину коэффициента ее подавления η. Рост σ_φ^2 приводит к уменьшению данного влияния. При этом уже при небольших флуктуациях фазы помехи ($\sigma_\varphi^2 \approx 0.001\ldots0.1$ рад^2) эффективность подавления помехового сигнала в большей степени определяется статистическими характеристиками данных флуктуаций (σ_φ^2 и c), чем интенсивностью самой помехи.

Графики зависимости коэффициента подавления η от относительного радиуса корреляции фазовых флуктуаций помехи c при фиксирован-

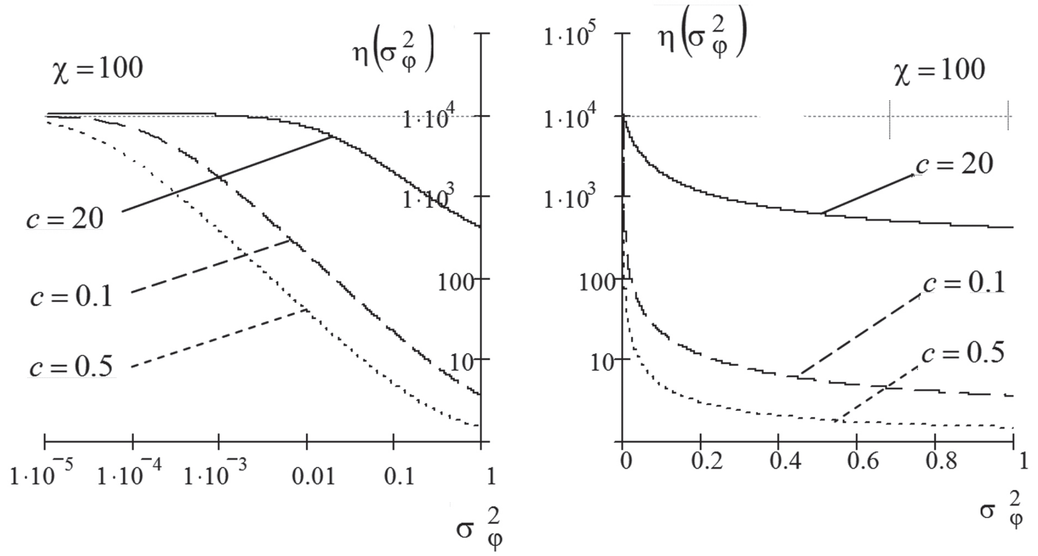


Рис. 2. Зависимости коэффициента подавления от дисперсии фазовых флуктуаций помехи σ_φ^2 при $\chi = 100$

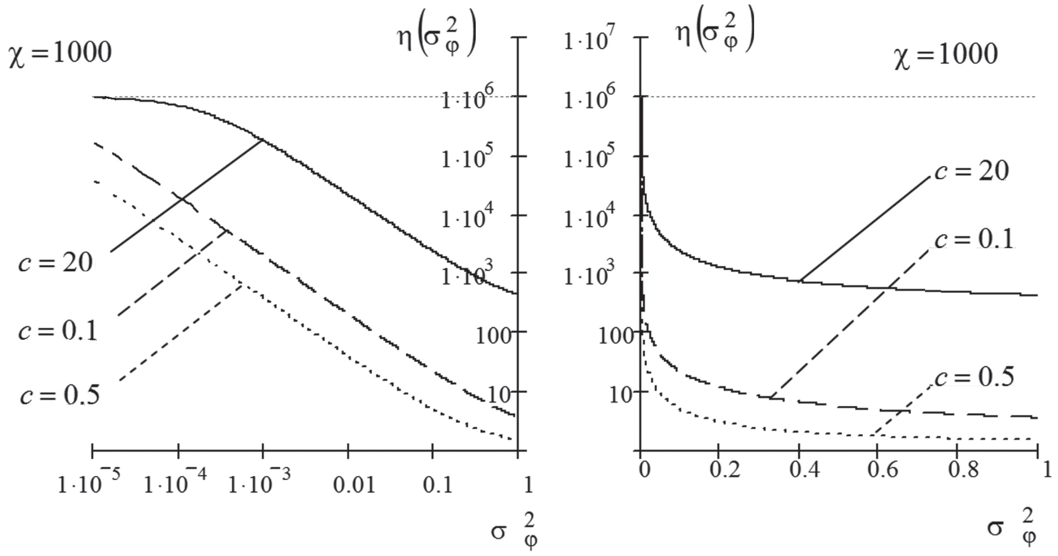


Рис. 3. Зависимости коэффициента подавления от дисперсии фазовых флуктуаций помехи σ_φ^2 при $\chi = 1000$

ных значениях: дисперсии ($\sigma_\varphi^2 = 0{,}01;\ 0{,}1;\ 0{,}3;\ 0{,}5$); обобщенного угла ($\alpha_п = 5$); энергетического параметра $\chi = 100$ представлены на рис. 4 и при $\chi = 1000$ на рис. 5.

Выводы, сделанные по формулам (11а) и (11б) совпадают и с приведенными на этих рисунках кривыми. При этом видно, что наихудшая область подавления находиться там, где радиус корреляции фазовых флуктуаций помехи r близок к размерам апертуры антенны L.

Из сопоставления графиков на рис. 4 и 5 следует, что в области наихудшего подавления ($r \approx L$) ее эффективность в меньшей степени зависит от интенсивности помехи, чем от статистических характеристик флуктуаций фазы помехового сигнала.

Перейдем далее к оценке коэффициента подавления при больших флуктуациях фазы помехи ($\sigma_\varphi^2 > 1$). Для этого случая справедлива формула (12).

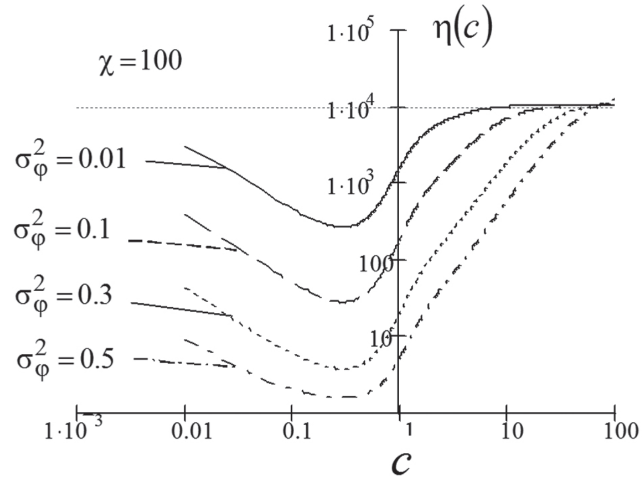


Рис. 4. Зависимости коэффициента подавления от относительного радиуса корреляции фазовых флуктуаций помехи при $\chi = 100$

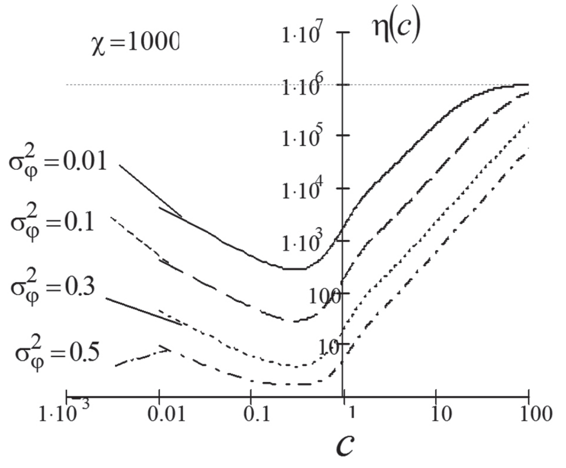


Рис. 5. Зависимости коэффициента подавления от относительного радиуса корреляции фазовых флуктуаций помехи при $\chi = 1000$

На рис. 6 в логарифмическом масштабе по обеим осям изображен график, рассчитанный согласно (12), зависимости коэффициента подавления η от отношения относительного радиуса корреляции фазовых флуктуаций помехи c к среднеквадратическому отклонению σ_φ. График на рис. 6 справедлив при $K_\varphi \approx 1$.

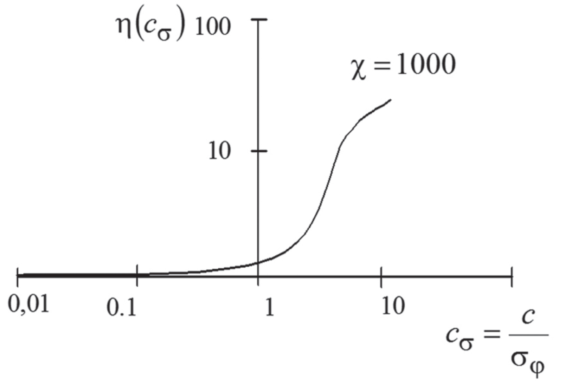


Рис. 6. Зависимость коэффициента подавления от отношения относительного радиуса корреляции фазовых флуктуаций помехи c к среднеквадратическому отклонению σ_φ

Данный график свидетельствует о том, что при фиксированном значении относительного радиуса корреляции c с увеличением СКО σ_φ значение коэффициента подавления η стремится к единице. Оптимизация обработки без учета фазовых флуктуаций помехового сигнала и в этом случае не дает положительного эффекта, что говорит о необходимости такого учета при синтезе алгоритмов подавления помехи.

ВЫВОДЫ

Полученные выше результаты свидетельствуют о том, что качество подавления помехи в значительной степени определяется статистическими характеристиками флуктуаций ее фазы. Это показывает необходимость учета фазовых флуктуаций при компенсации помех.

Литература

[1] *Ширман Я. Д., Манжос В. Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

[2] *Шифрин Я. С.* Вопросы статистической теории антенн. – М.: Сов. радио, 1970. – 384 с.

Поступила в редколлегию 14.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

УДК 396.96.001(07)

Вплив флуктуацій фронту хвилі завадового сигналу на ефективність його заглушення / М.М. Мінервін, К.С. Васюта // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 496–500.

У статті надано аналіз впливу флуктуацій фронту хвилі завадового сигналу на ефективність його заглушення. Наведено чисельне оцінювання залежності коефіцієнта заглушення від статистичних характеристик даних флуктуацій.

Ключові слова: флуктуації, фронт хвилі, завада, коефіцієнт заглушення, статистичні характеристики.

Іл.: 6. Бібліогр.: 2 найм.

UDC 396.96.001(07)

Influence of wave front fluctuations of noise signal on efficiency of its suppression / N.N. Minervin, K.S. Vasyuta // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 496–500.

An analysis of influence of wave front fluctuations of a noise signal on efficiency of its suppression is provided in the paper. A numeral evaluation of dependence of a suppression coefficient on statistical characteristics of these fluctuations is proposed.

Keywords: fluctuations, wave front, noise, coefficient of suppression, statistical characteristics.

Fig.: 6. Ref.: 2 items.

УДК 621.396.96

ОШИБКИ ИЗМЕРЕНИЯ НЕСУЩЕЙ ЧАСТОТЫ И ЕЕ ПЕРВОЙ ПРОИЗВОДНОЙ ПО ВРЕМЕНИ ПАЧКИ ИМПУЛЬСОВ ПРИ ФЛУКТУАЦИЯХ ИХ НАЧАЛЬНЫХ ФАЗ

Н.Н. МИНЕРВИН, А.Л. КУЗНЕЦОВ

В статье получены в явном виде алгоритмы измерения несущей частоты и ее первой производной по времени. Даны оценки ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени пачки импульсов с флуктуирующими начальными фазами для различных видов коэффициента корреляции фазы.

Ключевые слова: алгоритм, точность оценивания, мера разрешающей способности, несущая частота, когерентная пачка импульсов, коэффициент корреляции фазы.

ВВЕДЕНИЕ

На практике широко используется когерентная пачка импульсов при измерении радиальной скорости и радиального ускорения цели. Как известно, в основе этих операций лежат измерения несущей частоты и скорости ее изменения. Фазовые флуктуации принимаемого сигнала приводят к нарушению его временной когерентности, что ограничивает точность измерения данных параметров.

ОСНОВНЫЕ РАСЧЕТНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Отношение правдоподобия для когерентного сигнала с равномерно распределенной случайной фазой и случайной амплитудой, распределенной по рэлеевскому закону, в соответствии с [1] имеет вид

$$\ell = \frac{1}{1+\frac{q^2}{2}} \exp \frac{\frac{q^4}{4}}{1+\frac{q^2}{2}} \rho^2 , \qquad (1)$$

где q^2 – отношение сигнал/шум по мощности и ρ – нормированная функция рассогласования.

Полагая $q^2 >> 1$, из [1] получим

$$\ell \approx \frac{2}{q^2} \exp \frac{q^2 \rho^2}{2} . \qquad (2)$$

В случае когерентной пачки с постоянным периодом следования импульсов нормированная функция рассогласования имеет вид

$$\rho^2(\Omega,\dot{\Omega}) = \left| \sum_{i=1}^{n} \xi_i \exp\{ j[\Phi_i - (\frac{n+1-2i}{2}T)\Omega - \frac{1}{2} \times \times (\frac{n+1-2i}{2}T)^2 \dot{\Omega}]\} \right|^2 , \qquad (3)$$

где $\Omega = \omega - \omega_c$ – рассогласование между ожидаемой ω и наблюдаемой ω_c несущими частотами пачки импульсов; $\dot{\Omega} = \dot{\omega} - \dot{\omega}_c$ – рассогласование между ожидаемой $\dot{\omega}$ и наблюдаемой $\dot{\omega}_c$ первыми производными по времени несущей частоты импульсов пачки; n-число импульсов в пачке; i – номер импульса, отсчитываемый от начала пачки; $\xi_i = \frac{Z_i}{Z_\Sigma}$; $Z_i = \frac{1}{2} \left| \int_{-\infty}^{\infty} \dot{Y}_i(t) \dot{X}_i^*(t) dt \right|$ – модуль сигнальной части комплексного корреляционного интеграла для i-го импульса (результат его временной обработки); $\dot{Y}_i(t)$ – комплексная огибающая принятого i-го импульса; $\dot{X}_i^*(t)$ – комплексно сопряженная огибающая опорного напряжения при обработке i-го импульса; $Z_\Sigma = \sum_{i=1}^{n} Z_i$; Φ_i – наблюдаемое значение начальной фазы i-го импульса; $\frac{n+1-2i}{2} T\Omega$ и $\frac{1}{2}\left(\frac{n+1-2i}{2}T\right)^2 \dot{\Omega}$ – ожидаемые слагаемые начальной фазы i-го импульса, обусловленные соответственно рассогласованиями по несущей частоте и по скорости ее изменения; T – период следования импульсов пачки.

Для малого рассогласования наблюдаемых и ожидаемых значений разностей начальных фаз импульсов пачки, выражение (3) преобразуем к виду

$$\rho^2(\Omega,\dot{\Omega}) = 1 - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \xi_k (\Phi_i - \Phi_k)^2 - -\frac{1}{2} T^2 \Omega^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \xi_k (i-k)^2 - \frac{1}{8} T^4 \dot{\Omega} \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \times \times \xi_k [i^2 - k^2 - (n+1)(i-k)]^2 + T\Omega \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \times \times \xi_k (i-k)(\Phi_i - \Phi_k) + \frac{1}{2} T^2 \dot{\Omega} \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \xi_k [i^2 - -k^2 - (n+1)(i-k)](\Phi_i - \Phi_k) - \frac{1}{2} T^3 \Omega \dot{\Omega} \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \xi_i \times \times \xi_k (i-k)[i^2 - k^2 - (n+1)(i-k)], \qquad (4)$$

где k, как и i – номер импульса пачки, отсчитываемый от ее начала.

При симметричном амплитудном распределении

$$\xi_i = \xi_{n+1-i} ,$$

можно показать, что

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)^2(i+k-n-1)=0\,.$$

Следовательно, в выражении (4) отсутствуют слагаемые с произведением Ω и $\dot{\Omega}$, т. е. измерения частоты и скорости ее изменения независимы. Таким образом, вместо совместной функции рассогласования $\rho(\Omega,\dot{\Omega})$, можно рассматривать раздельно функции рассогласования $\rho(\Omega)$ и $\rho(\dot{\Omega})$.

Подставляя их в выражение (2), логарифмируя и оставляя только зависящие от измеряемых параметров слагаемые, получаем выражение для соответствующих достаточных статистик:

$$S(\Omega)=-\frac{q^2}{2}\{\frac{T^2}{2}\Omega^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)^2-T\Omega\times$$

$$\times\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)(\Phi_i-\Phi_k)\},\qquad(5)$$

$$S(\dot{\Omega})=-\frac{q^2}{2}\left\{\frac{1}{8}T^4\dot{\Omega}^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k[i^2-k^2-\right.$$

$$-(n+1)(i-k)]^2-\frac{1}{2}T^2\dot{\Omega}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k[i^2-$$

$$\left.-k^2-(n+1)(i-k)](\Phi_i-\Phi_k)\right\}.\qquad(6)$$

Оценки измеряемых параметров и дисперсии ошибок данных оценок находятся по методу наибольшего правдоподобия по выражениям [1]:

$$\frac{\partial S(\Omega)}{\partial\Omega}=0 \text{ при } \omega=\hat{\omega},\qquad(7)$$

$$\frac{\partial S(\dot{\Omega})}{\partial\dot{\Omega}}=0 \text{ при } \dot{\omega}=\hat{\dot{\omega}},\qquad(8)$$

$$\sigma_{\omega}^2=\frac{1}{\left|S_{\Omega}''(0)\right|},\qquad(9)$$

$$\sigma_{\dot{\omega}}^2=\frac{1}{\left|S_{\dot{\Omega}}''(0)\right|}.\qquad(10)$$

После однократного и двухкратного дифференцирования по измеряемым параметрам выражений (5) и (6) получим оценки и дисперсии ошибок оценок для параметров ω и $\dot{\omega}$ в явном виде:

$$\hat{\omega}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)(\Phi_i-\Phi_k)}{T\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)^2},\qquad(11)$$

$$\frac{1}{\sigma_{\omega}^2}=\frac{q^2T^2}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)^2,\qquad(12)$$

$$\hat{\dot{\omega}}=\frac{2}{T^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k[(i-k)(i+k-n-1)]^2}\times$$

$$\times\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k(i-k)(i+k-n-1)\times$$

$$\times(\Phi_i-\Phi_k),\qquad(13)$$

$$\frac{1}{\sigma_{\dot{\omega}}^2}=\frac{q^2T^4}{8}\times$$

$$\times\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_i\xi_k[(i-k)(i+k-n-1)]^2.\qquad(14)$$

С учетом симметричности огибающей пачки данные соотношения можно упростить до вида

$$\hat{\omega}=\frac{\sum_{j=1}^{m}\xi_j(2j-1)R_j}{T\sum_{j=1}^{m}\xi_j(2j-1)^2},\qquad(15)$$

$$\frac{1}{\sigma_{\omega}^2}=\frac{q^2T^2}{2}\sum_{j=1}^{m}\xi_j(2j-1)^2,\qquad(16)$$

$$\hat{\dot{\omega}}=\frac{2}{T^2\sum_{j=2}^{m}\xi_j\sum_{l=1}^{j-1}\xi_l(j^2-j-l^2+l)^2}\times$$

$$\times\sum_{j=2}^{m}\xi_j\sum_{l=1}^{j-1}\xi_l(j^2-j-l^2+l)(S_j-S_l),\qquad(17)$$

$$\frac{1}{\sigma_{\dot{\omega}}^2}=\frac{q^2T^4}{8}\times$$

$$\times\sum_{j=2}^{m}\xi_j\sum_{l=1}^{j-1}\xi_l(j^2-j-l^2+l)^2,\qquad(18)$$

где j и l — номера симметричных пар импульсов (отсчет номеров ведется от центра пачки), $m=\frac{n}{2}$ — число пар импульсов, симметричных относительно центра пачки, R_j — разность начальных фаз j-й симметричной пары импульсов, S_j и S_l — суммы начальных фаз соответственно j-й и l-й симметричной пары импульсов.

Меры разрешающих способностей по несущей частоте и скорости ее изменения определяются из соотношений [1]:

$$\Delta\omega=q\sigma_{\omega},\qquad(19)$$

$$\Delta\dot{\omega}=q\sigma_{\dot{\omega}}.\qquad(20)$$

В выражение (15) входят разности начальных фаз симметричных относительно центра пачки импульсов, что физически очевидно, т. к. при этом используются независимые разности фаз импульсов с наибольшим разносом по времени. В выражение (17) входят суммы начальных фаз симметричных относительно центра пачки импульсов. Более подробный анализ показывает, что эти суммы с соответствующими весовыми коэффициентами эквивалентны всем возможным информативным вариантам разностей фаз.

Пусть пачка импульсов имеет прямоугольную огибающую $(\xi_i=\frac{1}{n})$. Применяя формулы (15–18) и формулы для конечных сумм [2], получим соответствующие выражения для оценок и дисперсий ошибок оценок несущей частоты и скорости ее изменения:

$$\hat{\omega} = \frac{3}{m(4m^2-1)T}\sum_{j=1}^{m}(2j-1)R_j\ , \tag{21}$$

$$\frac{1}{\sigma_{\omega}^2} = \frac{q^2(4m^2-1)}{12}T^2\ , \tag{22}$$

$$\hat{\dot{\omega}} = \frac{45}{m(4m^2-1)(m^2-1)T^2}\times ,$$

$$\times\sum_{j=1}^{m}[j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)]S_j\ , \tag{23}$$

$$\frac{1}{\sigma_{\dot{\omega}}^2} = \frac{q^2(4m^2-1)(m^2-1)}{180}T^4\ . \tag{24}$$

Используя формулы для оценки несущей частоты и скорости ее изменения пачки импульсов, случайная ошибка измерения несущей частоты, обусловленная флуктуациями начальных фаз импульсов пачки, запишется в виде

$$\Delta\omega = \frac{3}{m(4m^2-1)T}\sum_{j=1}^{m}(2j-1)\Delta R_j\ , \tag{25}$$

где ΔR_j – флуктуации разности начальных фаз j-й симметричной пары импульсов.

Аналогичным образом определяется случайная ошибка измерения первой производной несущей частоты по времени

$$\Delta\dot{\omega} = \frac{45}{m(4m^2-1)(m^2-1)T^2}\times$$

$$\times\sum_{j=1}^{m}[j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)]\Delta S_j, \tag{26}$$

где ΔS_j – флуктуации суммы начальных фаз j-й симметричной пары импульсов.

Дисперсии этих ошибок, соответственно, определяются выражениями:

$$\sigma_{\omega\text{фл}}^2 = \frac{9}{m^2(4m^2-1)^2T^2}\times$$

$$\times\left\langle [\sum_{j=1}^{m}(2j-1)\Delta R_j]^2 \right\rangle, \tag{27}$$

$$\sigma_{\dot{\omega}\text{фл}}^2 = [\frac{45}{m(4m^2-1)(m^2-1)T^2}]^2\times$$

$$\times\left\langle [\sum_{j=1}^{m}\{j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\}\Delta S_j]^2 \right\rangle, \tag{28}$$

где $\langle\ \rangle$ – операция статистического усреднения.

Предполагается, что фазовые флуктуации распределены по нормальному закону с нулевым средним. Коэффициенты корреляции фазовых флуктуаций импульсов, разнесенных на период следования T, описываются широко используемыми в литературе зависимостями:

$$\text{экспоненциальной} - \ K(T) = e^{-\frac{T}{\tau}}\ ; \tag{29}$$

$$\text{гауссовой} - \ K(T) = e^{-(\frac{T}{\tau})^2}\ ; \tag{30}$$

$$\text{осциллирующей} - \ K(T) = e^{-\frac{T}{\tau}}\cos(\gamma T)\ , \tag{31}$$

где τ – интервал корреляции флуктуаций фазы сигнала, $\gamma = \frac{2\pi}{T_{\text{фл}}}$ – частота осцилляций коэффициента корреляции фазы; $T_{\text{фл}}$ – период осцилляций коэффициента корреляции фазы.

Ошибки измерения несущей частоты и ее первой производной по времени пачки импульсов обусловлены двумя независимыми причинами: собственными шумами на выходе приемного устройства и фазовыми флуктуациями импульсов принимаемой пачки. Поэтому общие дисперсии ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени пачки импульсов

$$\sigma_{\text{общ}}^2 = \sigma_{\text{ш}}^2 + \sigma_{\text{фл}}^2 \tag{32}$$

определяются соответствующими суммами дисперсии $\sigma_{\text{ш}}^2$ шумовой ошибки и дисперсии $\sigma_{\text{фл}}^2$ ошибки, вызванной фазовыми флуктуациями импульсов пачки.

Для оценки вклада, вносимого флуктуациями начальных фаз импульсов пачки, рассмотрим отношение дисперсии общей ошибки к дисперсии шумовой ошибки

$$\frac{\sigma_{\text{общ}}^2}{\sigma_{\text{ш}}^2} = 1 + \frac{\sigma_{\text{фл}}^2}{\sigma_{\text{ш}}^2}\ . \tag{33}$$

Используя данное выражение, оценим относительные дисперсии ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени пачки из n импульсов для случаев фазовых флуктуаций, коэффициенты корреляции которых описываются выражениями (29–31).

Соотношения для дисперсий ошибок измерения несущей частоты $\sigma_{\omega\text{фл}}^2$ и ее первой производной по времени $\sigma_{\dot{\omega}\text{фл}}^2$, вызванных флуктуациями начальных фаз импульсов пачки, могут быть найдены различными методами. Одним из таких методов является метод, согласно которому в выражениях (27) и (28) операции статистического усреднения проводятся для пачек с различным числом импульсов. Соотношения для дисперсий соответствующих шумовых ошибок σ_{ω}^2 и $\sigma_{\dot{\omega}}^2$ определяются выражениями (22) и (24).

При экспоненциальной корреляционной функции флуктуаций начальных фаз импульсов пачки относительные дисперсии ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени описываются следующими соотношениями:

$$\frac{\sigma_{\omega\text{общ}}^2}{\sigma_{\omega}^2} = 1 + \frac{3q^2{\sigma_{\varphi}}^2}{2m^2(4m^2-1)}\left[\sum_{j=1}^{m}(2j-1)^2\times\right.$$

$$\times\left(1-\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\right) + 2\sum_{l=1}^{m-j}\exp\left(-\frac{T}{\tau}l\right)\sum_{j=1}^{m-1}(2j-1)\times$$

$$\left.\times(2j+2l-1)\left(1-\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\right)\right], \tag{34}$$

$$\frac{\sigma^2_{\dot\omega\text{общ}}}{\sigma^2_{\dot\omega}}=1+\frac{45q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m^2(m^2-1)(4m^2-1)}\times$$
$$\times\left[\sum_{j=1}^{m}\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)^2\left(1+\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\right)+\right.$$
$$+2\sum_{l=1}^{m-j}\exp\left(-\frac{T}{\tau}l\right)\sum_{j=1}^{m-1}\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times$$
$$\times\left((j+l)^2-(j+l)-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times$$
$$\left.\times\left(1+\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\right)\right]. \qquad (35)$$

Если флуктуации начальных фаз импульсов пачки описываются гауссовой корреляционной функцией, то выражения для относительных дисперсий ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени примут вид:

$$\frac{\sigma^2_{\omega\text{общ}}}{\sigma^2_{\omega}}=1+\frac{3q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m^2(4m^2-1)}\times$$
$$\times\left[\sum_{j=1}^{m}(2j-1)^2\left(1-\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)^2\right)\right)+\right.$$
$$+2\sum_{l=1}^{m-j}\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}l\right)^2\right)\times\sum_{j=1}^{m-1}(2j-1)(2j+2l-1)\times$$
$$\left.\times\left(1-\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}\right)^2(2j-1)(2j+2l-1)\right)\right)\right], \qquad (36)$$

$$\frac{\sigma^2_{\dot\omega\text{общ}}}{\sigma^2_{\dot\omega}}=1+\frac{45q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m^2(m^2-1)(4m^2-1)}\times$$
$$\times\left[\sum_{j=1}^{m}\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)^2\left(1+\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)^2\right)\right)+\right.$$
$$+2\sum_{l=1}^{m-j}\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}l\right)^2\right)\sum_{j=1}^{m-1}\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times$$
$$\times\left((j+l)^2-(j+l)-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times$$
$$\left.\times\left(1+\exp\left(-\left(\frac{T}{\tau}\right)^2(2j-1)(2j+2l-1)\right)\right)\right]. \qquad (37)$$

Для фазовых флуктуаций, описываемых осциллирующей корреляционной функцией, выражения для приведенных выше относительных дисперсий ошибок преобразуются к следующему виду:

$$\frac{\sigma^2_{\omega\text{общ}}}{\sigma^2_{\omega}}=1+\frac{3q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m^2(4m^2-1)}\times$$
$$\times\left[\sum_{j=1}^{m}(2j-1)^2\left(1-\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\cos((2j-1)\gamma T)\right)+\right.$$
$$+2\sum_{l=1}^{m-j}\exp\left(-\frac{T}{\tau}l\right)\sum_{j=1}^{m-1}(2j-1)(2j+2l-1)\times \qquad (38)$$
$$\left.\times\left(\cos(j\gamma T)-\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\times\cos((2j+2l-1)\gamma T)\right)\right],$$

$$\frac{\sigma^2_{\dot\omega\text{общ}}}{\sigma^2_{\dot\omega}}=1+\frac{45q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m^2(m^2-1)(4m^2-1)}\times$$
$$\times\sum_{j=1}^{m}\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)^2\times$$
$$\times\left(1+\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\cos((2j-1)\gamma T)\right)+$$
$$+2\sum_{l=1}^{m-j}\sum_{j=1}^{m-1}\exp\left(-\frac{T}{\tau}l\right)\times\left(j^2-j-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times$$
$$\times\left((j+1)^2-(j+1)-\frac{1}{3}(m^2-1)\right)\times \qquad (39)$$
$$\left.+\left(\cos(l\gamma T)\exp\left(-\frac{T}{\tau}(2j-1)\right)\cos((2j+l-1)\gamma T)\right)\right].$$

На рис. 1 изображены графики коэффициентов корреляции: экспоненциальной (кривая 1), гауссовой (кривая 2), осциллирующей (кривая 3) формы.

На рис. 2 представлены графики зависимости относительной дисперсии ошибки измерения несущей частоты пачки из восьми импульсов от отношения $\frac{T}{\tau}$ для приведенных выше коэффициентов корреляции (кривые 1–3 соответственно). Кривая 3 приведена для случая, когда $\frac{T_{\text{фл}}}{\tau}=3$. На рис. 3 приводятся аналогичные графики для относительной дисперсии ошибки измерения первой производной несущей частоты по времени. Значение множителя $\frac{q^2{\sigma_\varphi}^2}{2m}=q_1\sigma_\varphi^2$ принимается равным 10, где q_1 – отношение сигнал/шум по мощности для одного импульса.

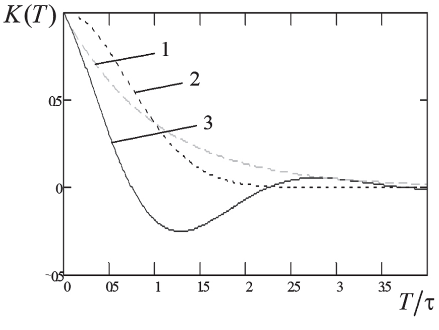


Рис. 1. Законы изменения корреляции фазовых флуктуаций

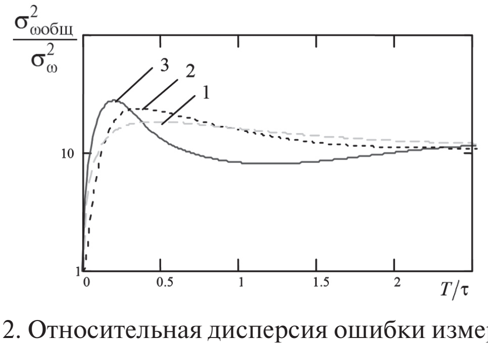


Рис. 2. Относительная дисперсия ошибки измерения несущей частоты пачки из восьми импульсов

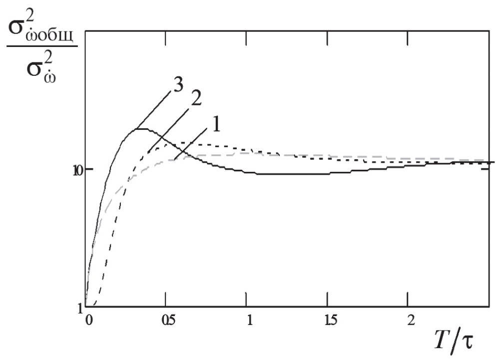


Рис. 3. Относительная дисперсия ошибки измерения первой производной несущей частоты по времени пачки из восьми импульсов

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

Из графиков, изображенных на рис. 1–3, видно, что при малом отклонении коэффициента корреляции фазы между соседними импульсами пачки от единицы (при увеличении отношения $\frac{T}{\tau}$) ошибки измерения несущей частоты и ее первой производной по времени быстро нарастают до значений соответствующих полной потере когерентности пачки. Численное оценивание показывает, что ошибка измерения несущей частоты пачки из восьми импульсов достигает данного значения уже при следующих значениях коэффициента корреляции фазы между соседними импульсами: для экспоненциальной формы коэффициента корреляции – 0,89, для гауссовой формы коэффициента корреляции – 0,98, для осциллирующей формы коэффициента корреляции – 0,94.

Для ошибки измерения первой производной несущей частоты по времени соответствующие значения коэффициента корреляции составляют: 0,63, 0,89, 0,79.

При этом существенное значение имеет характер убывания коэффициента корреляции фазы. Наибольшее влияние на рост рассматриваемых ошибок оказывают фазовые флуктуации с осциллирующей формой коэффициента корреляции.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что неучет фазовых флуктуаций приводит к потере когерентности пачки, росту ошибок измерения несущей частоты и ее первой производной по времени, а следовательно и ошибок измерения радиальных скорости и ускорения цели.

Литература:

[1] *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

[2] *Градштейн И.С., Рыжик И.М.* Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений. – М.: Наука, 1971. – 1108 с.

Поступила в редколлегию 14.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Кузнецов Александр Леонидович, кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры вооружения радиотехнических войск Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: теория распространения радиоволн, теория и техника радиолокации.

УДК 396.96.001(07)

Помилки вимірювання несучої частоти та її першої похідної за часом пачки імпульсів при флуктуаціях їх початкових фаз / М.М. Мінервін, О.Л. Кузнєцов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 501–505.

У статті отримано в явному вигляді алгоритми вимірювання несучої частоти і її першої похідної за часом. Надано оцінки помилок вимірювання несучої частоти і її першої похідної за часом пачки імпульсів із флуктуючими початковими фазами для різних видів коефіцієнта кореляції фази.

Ключові слова: алгоритм, точність оцінювання, міра роздільної здатності, несуча частоти, когерентна пачка імпульсів.

Іл.: 3. Бібліогр.: 2 найм.

UDC 396.96.001(07)

Measurement errors of a carrier frequency and its first derivative in time of a pulse train with fluctuating initial phases / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 501–505.

Algorithms of measuring a carrier frequency and its first derivative in time are obtained in an explicit form, which has allowed to reveal some essential properties of these algorithms, and also formulas, defending potential exactitudes of measuring and measure of a solution. The estimates of measurement errors of a carrier frequency and its first derivative in time of a pulse train with fluctuating initial phases are given for different aspects of the coefficient of correlation of a phase.

Keywords: algorithm, estimation precision, measure of resolution, carrier frequency, coherent pulse train, coefficient of correlation of a phase.

Fig.: 3. Ref.: 2 items.

УДК 621.396.96

АЛГОРИТМ И ТОЧНОСТЬ ОПТИМАЛЬНОГО ОЦЕНИВАНИЯ НЕСУЩЕЙ ЧАСТОТЫ СИГНАЛА ПРИ ПРЕОБЛАДАЮЩЕМ ВЛИЯНИИ СЛУЧАЙНЫХ ФЛУКТУАЦИЙ ЗАКОНА ИЗМЕНЕНИЯ ФАЗЫ

М.М. МИНЕРВИН, А.Л. КУЗНЕЦОВ

Предлагается алгоритм и точность оптимального оценивания несущей частоты сигнала при преобладающем влиянии случайных флуктуаций закона изменения фазы. Ошибка оценивания данного параметра обусловлена влиянием аддитивных шумовых колебаний и случайных искажений его фазовой структуры.

Ключевые слова: фазовые флуктуации, частота сигнала, аддитивный шум, точность оценивания.

ВВЕДЕНИЕ

Искажения фазовой структуры сигнала за счет мультипликативной помехи могут быть существенными [1, 2]. Если дисперсия $\sigma^2_{\text{фл}}$ ошибок измерения параметра сигнала за счет случайных искажений его фазовой структуры много больше дисперсии $\sigma^2_{\text{ш}}$ ошибок измерения тех же параметров за счет аддитивных шумов, т. е.

$$\sigma^2_{\text{фл}} / \sigma^2_{\text{ш}} >> 1 , \qquad (1)$$

то можно считать влияние случайных флуктуаций закона измерения фазы сигнала преобладающим.

ОСНОВНОЙ МАТЕРИАЛ

Рассмотрим оценивание несущей частоты ω_0 сигнала длительности T. В этом случае закон изменения фазы имеет вид

$$\psi(t) = \omega_0 t + n_\varphi(t) \text{ при } -\frac{T}{2} \le t \le \frac{T}{2} ,$$

где ω_0 – несущая частота сигнала, t – текущее время, $n_\varphi(t)$ – распределение фазовых флуктуаций во времени, которые далее будем описывать их дисперсией σ^2_φ и коэффициентом корреляции $K(t,s)$.

Оценка максимального правдоподобия несущей частоты ω_0 определяется из известного соотношения

$$\hat{\omega}_0 = \int_{-T/2}^{T/2} \psi(t) R(t) dt \Bigg/ \int_{-T/2}^{T/2} tR(t)dt , \qquad (2)$$

где весовая функция $R(t)$ находится из интегрального уравнения

$$\sigma^2_\varphi = \int_{-L/2}^{l/2} K(t,s) R(s) ds = \omega_0 t \text{ при } -\frac{T}{2} \le t \le \frac{T}{2}, \quad (3)$$

а дисперсия ошибок оценивания несущей частоты ω_0 равна

$$\sigma^2_{\text{фл}} = \left[\int_{-T/2}^{T/2} tR(t)dt \right]^{-1} . \qquad (4)$$

Условие (1) можно проверить сравнением дисперсии (4) с дисперсией ошибок оценивания, обусловленных аддитивным некоррелированным («белым») шумом,

$$\sigma^2_{\text{ш}} = 6 / q^2 T^2 , \qquad (5)$$

где $q^2 = 2Э/N_0$ – отношение сигнал/шум по мощности, Э – энергия сигнала, N_0 – спектральная плотность мощности шума.

При пренебрежении фазовыми флуктуациями или неучете их частичной коррелированности весовая функция $R(t)$ является линейной, и оценивание производится по алгоритму

$$\hat{\omega}_1 = \frac{12}{T^3} \int_{-T/2}^{T/2} \psi(t) t dt$$

с дисперсией ошибок такого оценивания

$$\sigma^2_0 = \left(\frac{12}{T^3} \right)^2 \sigma^2_\varphi \int \int_{-T/2}^{T/2} K(t,s) tsdtds . \qquad (6)$$

Отношение

$$B = \sigma^2_0 / \sigma^2_{\text{фл}} \qquad (7)$$

дает возможность характеризовать выигрыш в точности за счет учета коррелированности фазовых флуктуаций.

Практически все встречающиеся зависимости $K(t,s)$ хорошо аппроксимируются выражением

$$K(t,s) = e^{-\alpha|t-s|} \left[\cos\beta(t-s) + \gamma \sin\beta|t-s| \right] . \qquad (8)$$

С использованием (8) из интегрального уравнения (3) сравнительно просто находится весовая функция $R(t)$, а потом рассмотренный выше алгоритм и характеристики точности.

Далее рассматриваются частные случаи (8): экспоненциальный закон

$$K(t,s) = \exp(-\alpha|t-s|) \qquad (9)$$

и законы, описываемые формулой

$$K(t,s) = e^{-\alpha|t-s|} \left[\cos m\alpha(t-s) + \frac{1}{m} \sin m\alpha|t-s| \right] . \quad (10)$$

В этих соотношениях параметр α характеризует быстроту затухания, а параметр $m = \frac{1}{\gamma} = \frac{\beta}{\alpha}$ – частоту колебаний в зависимости $K(|t-s|)$.

На рис. 1 изображены зависимости (9) (обозначена буквой э) и (10) (обозначены цифрами 0,1 и 2 соответственно для $m=0, m=1, m=2$).

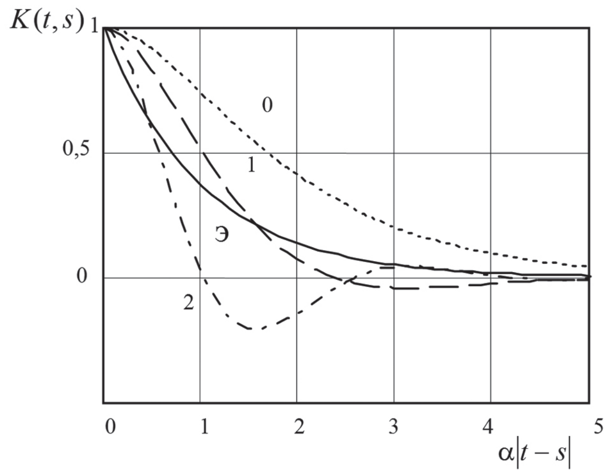


Рис. 1. Законы изменения корреляции

Для этих коэффициентов корреляции в [3] были получены решения интегрального уравнения (3):

$$R(t)=\frac{1}{2\alpha\sigma_\varphi^2}\{\alpha^2 trect(t/T)+(1+\alpha T/2)\times$$
$$\times[\delta(t-T/2)-\delta(t+T/2)]\} \qquad (11)$$

для экспоненциального закона (9) и

$$R(t)=\frac{1}{4\alpha\sigma_\varphi^2}\left\{(1+m^2)trect(t/T)+\left(\frac{3-m^2}{1+m^2}+\alpha T\right)\times\right.$$
$$\times\left[\delta(t-\frac{T}{2})-\delta(t+\frac{T}{2})\right]-\left[\frac{2}{(1+m^2)\alpha}+\frac{T}{2}\right]\times$$
$$\left.\times\left[\delta'(t-\frac{T}{2})-\delta'(t+\frac{T}{2})\right]\right\} \qquad (12)$$

для законов корреляции (10). В этих решениях $rect(t/T)=\begin{cases}1 \text{ при } |t|\le T/2,\\ 0 \text{ при } |t|>T/2\end{cases}$ прямоугольная функция, $\delta(x)$ и $\delta'(x)$ – дельта функция и ее производная.

Подстановка (11) в (2) дает оптимальный алгоритм оценивания

$$\hat{\omega}_0=k_1\hat{\omega}_1+k_2\hat{\omega}_2, \qquad (13)$$

где $\hat{\omega}_1=12\int_{-T/2}^{T/2}\psi(t)tdt/T^3$ и $\hat{\omega}_2=[\psi(T/2)-$ $-\psi(-T/2)]/T$ – оптимальные оценки соответственно при некоррелированных и полностью коррелированных флуктуациях фазы, а весовые коэффициенты определяются соотношениями

$$k_1=1-k_2=\left(1+6/\alpha T+12/\alpha^2T^2\right)^{-1}. \qquad (14)$$

Из соотношений (4) и (11) определяется дисперсия ошибок оценивания

$$\sigma_{фл}^2=\frac{24\sigma_\varphi^2}{\alpha T^3}k_1. \qquad (15)$$

Подстановка (12) в (2) выявляет отличающийся от (13) алгоритм оптимального оценивания

$$\hat{\omega}_0=k_1\hat{\omega}_1+k_2\hat{\omega}_2+k_3\hat{\omega}_3, \qquad (16)$$

где $\hat{\omega}_3=[\psi'(T/2)+\psi'(-T/2)]/T$ – дополнительное по сравнению с (13) оценивание,

$$k_1=[1+12/(1+m^2)\alpha T+48/(1+m^2)^2\alpha^2T^2+$$
$$+48/(1+m^2)^2\alpha^3T^3]^{-1}, \qquad (17)$$

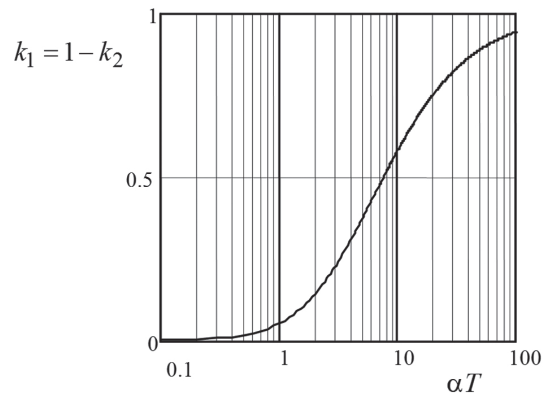
$$k_2=k_1 12\left(\alpha T+\frac{3-m^2}{1+m^2}\right)\Big/(1+m^2)\alpha^2T^2, \qquad (18)$$

$$k_3=1-k_1-k_2=$$
$$=k_1 12\left(\alpha T+\frac{4}{1+m^2}\right)\Big/(1+m^2)\alpha^3T^3. \qquad (19)$$

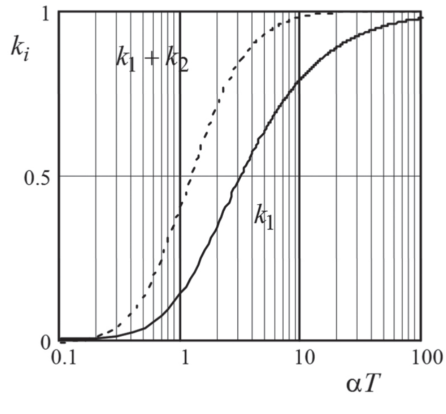
Соотношения (4) и (12) определяют дисперсию ошибок оценивания

$$\sigma_{фл}^2=\frac{48\sigma_\varphi^2}{(1+m^2)\alpha T^3}k_1. \qquad (20)$$

Из рис. 2, *а*, иллюстрирующего зависимость (14) и рис. 2, *б*, иллюстрирующего зависимости (17)–(19) для $m=2$, видно, что все виды оценивания $\hat{\omega}_1,\hat{\omega}_2$ и $\hat{\omega}_3$ могут вносить существенный вклад в итоговую оценку $\hat{\omega}_0$.



а



б

Рис. 2. Весовые коэффициенты оптимального алгоритма оценивания

Сравнивая соотношения (15) и (20) с формулой (5), конкретизируем условие (1)

$$\frac{\sigma_{фл}^2}{\sigma_{ш}^2}=q^2\sigma_\varphi^2\Phi(\alpha T)>>1,$$

где $\Phi(\alpha T)=\dfrac{2}{\alpha T+6+12/\alpha T}$ –

для экспоненциального закона корреляции (9), $\Phi(\alpha T)=4[(1+m^2)\alpha T+12+48/(1+m^2)\alpha T+$ $+48/(1+m^2)\alpha^2T^2]$ — для законов корреляции (10).

Из этих соотношений видно, что условие (1) определяется совместно тремя факторами: отношением сигнал/шум q^2, дисперсией фазовых флуктуаций σ_φ^2 и соотношением длительности сигнала к интервалу корреляции флуктуаций $\rho \sim 1/\alpha$.

Вычисление выигрыша (7) с использованием формул (4) и (5) для экспоненциального закона корреляции дает

$$B(\alpha T)=\left[1-3/\alpha T+12/\alpha^3T^3-3e^{-\alpha T}\left(1+2/\alpha T\right)^2/\alpha T\right]\times$$
$$\times\left(1+6/\alpha T+12/\alpha^2T^2\right),$$

а для законов корреляции (10) —

$$B(\alpha T)=$$
$$=\left\{1-\frac{3}{2}\left(3-m^2\right)X+6\left(5-10m^2+m^4\right)X^3-\frac{3}{2}Xe^{-\alpha T}\times\right.$$
$$\times\left[\left\langle 3-m^2+16\left(1-m^2\right)X+4\left(5-10m^2+m^4\right)X^2\right\rangle\times\right.$$
$$\times\cos m\alpha T+\left\langle 3m-\frac{1}{m}+4\left(6m-m^3-\frac{1}{m}\right)X+\right.$$
$$\left.\left.\left.+4\left(10m-5m^3-\frac{1}{m}\right)X^2\right\rangle\sin m\alpha T\right]\right\}\times$$
$$\times\left\{1+12X\left[1+4X\left\langle 1+\left(1+m^2\right)X\right\rangle\right]\right\},$$

где $X=1/\left(1+m^2\right)\alpha T$.

Численные значения выигрыша B иллюстрируются рис. 3.

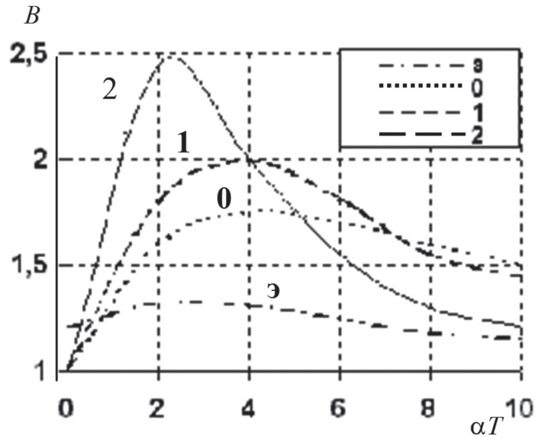


Рис. 3. Численные значения выигрыша

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

Из рис. 3 видно, что выигрыш может составлять от десятков до сотен процентов в зависимости от закона корреляции и отношения длительности сигнала T к интервалу корреляции флуктуаций фазы $\rho \sim 1/\alpha$.

Литература

[1] Радиоэлектронные системы. Основы построения и теория / под. ред. Я.Д. Ширмана. – М.: З.А.О. “МАКВИС”.

[2] Справочник по радиолокации / Под ред. М. Сколника. Том 1. – М.: Сов. радио, 1976.

[3] *Амиантов И.Н.* Избранные вопросы статистической теории связи. – М.: Сов. радио, 1971.

Поступила в редколлегию 16.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Кузнецов Александр Леонидович, фото и сведения об авторе см. на с. 505.

УДК 621.396.96

Алгоритм і точність оптимального оцінювання несучої частоти сигналу при переважному впливі випадкових флуктуацій закону зміни фази/ М.М. Мінервін, О.Л. Кузнєцов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 506–508.

Пропонується алгоритм і точність оптимального оцінювання несучої частоти сигналу при переважному впливі випадкових флуктуацій закону зміни фази. Помилка оцінювання даного параметра обумовлена впливом адитивних шумових коливань і випадкових викривлень його фазової структури.

Ключові слова: фазові флуктуації, частота сигналу, адитивний шум, точність оцінювання.

Іл.: 3. Бібліогр.: 3 найм.

UDC 621.396.96

Algorithm and accuracy of optimum estimation of carrier signal frequency at prevailing influencing of phase law irregular fluctuations / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 506–508.

An algorithm and accuracy of optimum estimation of a carrier signal frequency at prevailing influencing of phase law irregular fluctuations are offered. The estimation error of this parameter is conditioned by influencing of additive noises and irregular fluctuations of its phase structure.

Keywords: phase fluctuations, signal frequency, additive noise, estimation accuracy.

Fig.: 3. Ref.: 3 items.

УДК 621.396.96

ОПТИМАЛЬНЫЙ АЛГОРИТМ ИЗМЕРЕНИЯ НЕСУЩЕЙ ЧАСТОТЫ ПАЧКИ РАДИОИМПУЛЬСОВ С УЧЕТОМ ФЛУКТУАЦИЙ ИХ НАЧАЛЬНЫХ ФАЗ И АДДИТИВНЫХ ШУМОВЫХ КОЛЕБАНИЙ

Н.Н. МИНЕРВИН, А.Л. КУЗНЕЦОВ

Получен оптимальный алгоритм оценивания несущей частоты пачки радиоимпульсов. Данный алгоритм позволяет произвести оценку несущей частоты пачки с учетом коррелированных фазовых флуктуаций ее радиоимпульсов и аддитивных шумовых колебаний.

Ключевые слова: оптимальный алгоритм, частота, коррелированные фазовые флуктуации, аддитивные шумовые колебания.

ВВЕДЕНИЕ

На практике широко используется когерентная пачка радиоимпульсов при измерении радиальной скорости объекта. Как известно, в основе этой операции лежит измерение несущей частоты пачки. Фазовые флуктуации принимаемого сигнала приводят к нарушению его временной когерентности, что ограничивает точность измерения данного параметра.

Предлагается алгоритм измерения несущей частоты пачки радиоимульсов с учетом флуктуаций их начальных фаз и аддитивных шумовых колебаний.

ОСНОВНОЙ МАТЕРИАЛ

При приеме когерентного сигнала со случайной, распределенной равномерно начальной фазой и случайной, распределенной по закону Релея амплитудой на фоне некоррелированного шума, отношение правдоподобия в соответствии с [1] имеет вид:

$$\ell = \frac{1}{1+\frac{q^2}{2}} \exp \frac{\frac{q^4}{4}}{1+\frac{q^2}{2}} \rho^2 , \qquad (1)$$

где q^2 — отношение сигнал-шум по мощности; ρ — нормированная функция рассогласования.

Полагая, что $q^2 >> 1$, выражение (1) можно записать в виде:

$$\ell \approx \frac{2}{q^2} \exp \frac{q^2 \rho^2}{2} . \qquad (2)$$

В случае когерентной пачки из n импульсов с постоянным периодом следования квадрат нормированной функции рассогласования описывается выражением:

$$\rho^2(\Omega) = \left| \sum_{i=1}^{n} \xi_i \exp\{j[\Phi_i + \varphi_i - (\frac{n+1-2i}{2} T)\Omega]\} \right|^2 , \qquad (3)$$

где $\Omega = \omega - \omega_0$ — рассогласование между ожидаемой ω и наблюдаемой ω_0 несущими частотами пачки импульсов; n — число импульсов в пачке; i — номер импульса, отсчитываемый от начала пачки; $\xi_i = \frac{Z_i}{Z_\Sigma}$; $Z_i = \frac{1}{2} \left| \int_{-\infty}^{\infty} \dot{Y}_i(t) \dot{X}_i^*(t) dt \right|$ — модуль сигнальной части комплексного корреляционного интеграла для i-го импульса (результат его временной обработки); $\dot{Y}_i(t)$ — комплексная огибающая принятого i-го импульса; $\dot{X}_i^*(t)$ — комплексно сопряженная огибающая опорного напряжения при обработке i-го импульса; $Z_\Sigma = \sum_{i=1}^{n} Z_i$; Φ_i — наблюдаемое значение начальной фазы i-го импульса; φ_i — случайная (флуктуационная) составляющая фазы i-го импульса; $\frac{n+1-2i}{2} T\Omega$ — ожидаемое слагаемое начальной фазы i-го импульса, обусловленное рассогласованием по несущей частоте; T — период следования импульсов пачки.

Воспользовавшись формулой

$$e^{jx} = \cos(x) + j\sin(x)$$

и выражениями перехода от квадрата суммы к двойной сумме $\left[\sum_{i=1}^{n} x_i\right]^2 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} x_i x_j$, получим:

$$\rho^2(\Omega) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \xi_i \xi_j \cos[\Phi_i - \Phi_j + \\ + \varphi_i - \varphi_j + (i-j)\Omega T] , \qquad (4)$$

где $\Phi_i - \Phi_j$ — наблюдаемая разность фаз i-го и j-го импульсов пачки; $(i-j)\Omega T$ — ожидаемая разность фаз i-го и j-го импульсов пачки; $\varphi_i - \varphi_j$ — случайная разность фаз этих импульсов.

При малом рассогласовании наблюдаемых и ожидаемых значений разностей начальных фаз импульсов получим:

$$\rho^2(\Omega) \cong 1 - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \xi_i \xi_j [\Phi_i - \Phi_j + \\ + \varphi_i - \varphi_j + (i-j)\Omega T]^2 . \qquad (5)$$

В дальнейшем будем рассматривать пачки импульсов с симметричным амплитудным распределением

$$\xi_i = \xi_{n+1-i} .$$

Путем рациональной группировки входящих в соотношение (5) разностей фаз его можно преобразовать к виду:

$$\rho^2(\Omega) \cong 1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m}\xi_k[\Delta\Phi_k + \Delta\varphi_k - (2k-1)\Omega T]^2 -$$
$$-\sum_{k=1}^{m}\sum_{l=1}^{m}\xi_k\xi_l(S_k - S_l)^2\ , \qquad (6)$$

где $\Delta\Phi_k = \Phi_{m+1-k} - \Phi_{m+k}$ — разность фаз симметричных импульсов пачки; $\Delta\varphi_k = \varphi_{m+1-k} - \varphi_{m+k}$, $S_k = \varphi_{m+1-k} + \varphi_{m+k}$ — разность и сумма флуктуационных составляющих фаз импульсов пачки; k и l — номера пар импульсов симметричных относительно центра пачки. Нумерация симметричных пар импульсов пачки производится от ее центра до $m = \frac{n}{2}$.

В выражении (6) последнее слагаемое не зависит от измеряемого параметра, поэтому в дальнейшем рассмотрении его можно не учитывать. Таким образом, информация о несущей частоте пачки содержится в разности фаз ее симметричных импульсов.

Наличие в выражении (6) случайных составляющих разностей фаз симметричных импульсов пачки обуславливает необходимость перехода к усредненному отношению правдоподобия:

$$\overline{\ell}(\Omega) = \int\limits_{(\Delta\vec{\varphi})} \ell(\Omega, \Delta\vec{\varphi})\, p(\Delta\vec{\varphi})\partial\Delta\vec{\varphi}\ , \qquad (7)$$

где $\Delta\vec{\varphi} = \|\Delta\varphi_k\ \|$ — вектор-столбец значений случайных составляющих разностей фаз симметричных импульсов пачки; $p(\Delta\varphi)$ — закон распределения их плотности вероятности; $d\Delta\vec{\varphi} = d\Delta\varphi_1 d\Delta\varphi_2 ... d\Delta\varphi_m$.

Предполагается, что фазовые флуктуации распределены по нормальному закону, а корреляционная матрица фазовых флуктуаций имеет следующий вид:

$$K = \sigma_\varphi^2 \left|a^{i-j}\right|,$$

где σ_φ^2 — дисперсия фазовых флуктуаций; a — коэффициент корреляции фазовых флуктуаций соседних импульсов пачки; i и j — номера импульсов пачки.

Таким образом, при $a > 0$ с увеличением интервала между импульсами пачки корреляция убывает по экспоненцальному, а при $a < 0$ — по знакопеременному закону.

Распределение плотности вероятности случайных составляющих разностей фаз симметричных импульсов пачки при $m \geq 2$ имеет следующий вид:

$$p(\Delta\vec{\varphi}) = \frac{\sqrt{1+a}}{(2\sqrt{\pi}\sigma_\varphi)^m(1-a^2)^{m/2}} \times$$
$$\times \exp\left\{-\frac{1}{4\sigma_\varphi^2(1-a^2)}\left[\Delta\varphi_m^2 + (1+a+a^2)\Delta\varphi_1^2 + \right.\right.$$
$$\left.\left. +(1+a^2)\sum_{k=2}^{m-1}\Delta\varphi_k^2 - 2a\sum_{k=1}^{m-1}\Delta\varphi_k\Delta\varphi_{k+1}\right]\right\}. \qquad (8)$$

Выражение для усредненного отношения правдоподобия с учетом соотношений (2), (6), (7), (8) можно записать в виде:

$$\overline{\ell}(\Omega) = K\int\limits_{(\Delta\vec{\varphi})} \exp[-\frac{q^2}{2}(a_{1,1}\Delta\varphi_1^2 + a_{m,m}\Delta\varphi_m^2 +$$
$$+\sum_{k=2}^{m-1}a_{k,k}\Delta\varphi_k^2 - 2\sum_{k=1}^{m-1}a_{k,k+1}\Delta\varphi_k\Delta\varphi_{k+1} +$$
$$+2\sum_{k=1}^{m}a_{k,m+1}\Delta\varphi_k)]d\Delta\varphi_1 d\Delta\varphi_2 ... d\Delta\varphi_m\ , \qquad (9)$$

где

$$K = \frac{2\sqrt{1+a}}{q^2(2\sqrt{\pi}\sigma_\varphi)^m(1-a^2)^{m/2}}\exp\left[\frac{q^2}{2}(1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m}\xi_k\delta\Phi_k^2)\right];$$

$$a_{1,1} = \frac{1+a+a^2}{2\gamma(1+a)} + \frac{\xi_1}{2}\ ;\ a_{m,m} = \frac{1}{2\gamma(1+a)} + \frac{\xi_m}{2}\ ;$$

$$a_{k,k} = \frac{1+a^2}{2\gamma(1+a)} + \frac{\xi_k}{2}\ \ (k=2,3,...,m\text{-}1);$$

$$a_{k,k+1} = a_{k+1,k} = -\frac{a}{2\gamma(1+a)}\ ;\ a_{k,m+1} = a_{m+1,k} = \frac{1}{2}\xi_k\delta\Phi_k\ ;$$

$$\gamma = q^2\sigma_\varphi^2(1-a)\ ;\ \delta\Phi_k = \Delta\Phi_k - (2k-1)\Omega T\ .$$

Параметр γ позволяет одновременно учитывать влияние как внутренних шумов, так и коррелированных фазовых флуктуаций. При преобладающем влиянии внутренних шумов параметр γ принимает малые значения ($\gamma \ll 1$), а при преобладании фазовых флуктуаций данный параметр достигает значительных величин ($\gamma \gg 1$).

Из соотношения (9) видно, что в показателе экспоненты, находящейся под знаком интеграла, содержатся слагаемые, образующие квадратичную форму m переменных $\Delta\varphi$.

Для того, чтобы взять этот интеграл, необходимо в соотношении (9) показатель экспоненты привести к виду [3]:

$$-\frac{q^2}{2}\left(\sum_{k=1}^{m}\lambda_k y_k^2 + \frac{|\Delta|}{|\Theta|}\right), \qquad (10)$$

где

$$|\Delta| = \begin{vmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & 0 & . & 0 & a_{1,m+1} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & a_{2,3} & . & 0 & a_{2,m+1} \\ 0 & a_{3,2} & a_{3,3} & . & 0 & a_{3,m+1} \\ . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & a_{m,m-1} & a_{m,m} & a_{m,m+1} \\ a_{m+1,1} & a_{m+1,2} & . & a_{m+1,m-1} & a_{m+1,m} & 0 \end{vmatrix}$$

— определитель матрицы Δ коэффициентов квадратичной формы; $|\Theta|$ — определитель матрицы Θ коэффициентов при членах второй степени квадратичной формы; $\vec{y} = \|y_k\|$ — новые переменные; $\|\lambda_k\|$ — собственные значения матрицы Θ, полученной из матрицы Δ вычеркиванием (m+1)-й строки и (m+1)-го столбца.

Используя выражение (10), усредненное отношение правдоподобия (9) представляется в следующем виде:

$$\overline{\ell}(\Omega) \cong K\exp(-\frac{q^2}{2}\frac{|\Delta|}{|\Theta|})\prod_{k=1}^{m}\int\limits_{-\infty}^{\infty}\exp(-\frac{q^2\lambda_k y_k^2}{2})dy_k\ . \quad (11)$$

Учитывая табличный интеграл [2] $\int\limits_{-\infty}^{\infty} \exp(-\frac{q^2 \lambda y^2}{2}) dy = \sqrt{\frac{2\pi}{q^2 \lambda}}$ и свойство собственных значений [3] $\prod\limits_{k=1}^{m} \lambda_k = |\Theta|$, выражение (11) запишется в виде:

$$\overline{\ell}(\Omega) = K \prod_{k=1}^{m} \sqrt{\frac{2\pi}{q^2 \lambda_k}} \exp(-\frac{q^2}{2} \frac{|\Delta|}{|\Theta|}). \qquad (12)$$

Беря натуральный логарифм выражения (12) и оставляя зависящие от измеряемого параметра слагаемые, получим соотношение для достаточной статистики:

$$S(\Omega) = \frac{q^2}{2}\left(1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m} \xi_k \delta\Phi_k^2\right) - \frac{q^2}{2}\frac{|\Delta|}{|\Theta|}. \qquad (13)$$

Элементы $(m+1)$-й строки и $(m+1)$-го столбца матрицы Δ содержат измеряемый параметр.

Определитель $|\Delta|$ можно записать в следующем виде:

$$|\Delta| = \sum_{k=1}^{m} a_{k,m+1} A_{k,m+1}, \qquad (14)$$

где $A_{k,m+1}$ – алгебраическое дополнение элемента $a_{k,m+1}$ матрицы Δ. Для выделения $\delta\Phi_k$ свойство (14) применяется повторно к элементам $(m+1)$-ой строки матрицы Δ. Таким образом, формула для расчета определителя $|\Delta|$ принимает вид:

$$|\Delta| = -\sum_{k=1}^{m} (-1)^k a_{k,m+1} \sum_{i=1}^{m} a_{m+1,i} (-1)^i |\Theta_{k,i}| =$$

$$= -\frac{1}{4}\sum_{k=1}^{m} (-1)^k \xi_k \delta\Phi_k \sum_{i=1}^{m} (-1)^i \xi_i \delta\Phi_i |\Theta_{k,i}|, \qquad (15)$$

где $|\Theta_{k,i}|$ – минор элемента k,i матрицы Θ.

С учетом (15) и (13) получим выражение для достаточной статистики:

$$S(\Omega) = \frac{q^2}{2}\{1 - \frac{1}{2}[\sum_{k=1}^{m} \xi_k \delta\Phi_k^2 (1 - \frac{1}{2|\Theta|}\xi_k |\Theta_{k,k}|) -$$

$$-\frac{1}{|\Theta|}\sum_{k=1}^{m-1}\sum_{i=k+1}^{m} (-1)^{k+i} \xi_k \xi_i \delta\Phi_k \delta\Phi_i |\Theta_{k,i}|]\}. \qquad (16)$$

Алгоритмами оптимального оценивания несущей частоты могут быть все возможные процедуры решения уравнения правдоподобия [1]:

$$\frac{\partial S(\Omega)}{\partial \Omega} = 0, \quad \text{при} \quad \Omega = \widehat{\Omega}. \qquad (17)$$

Одна из возможных форм записи решения уравнения (17) имеет вид:

$$\widehat{\Omega} = \frac{1}{T}\sum_{k=1}^{m} g_k \frac{\Delta\Phi_k}{(2k-1)}. \qquad (18)$$

Из выражения (18) видно, что при оптимальном оценивании несущей частоты измеряются разности фаз симметричных импульсов пачки и далее суммируются с весовыми коэффициентами g_k. Следует отметить, что наличие в (18) в явном виде разностей $\Delta\Phi_k$ определяет только один из способов оценивания несущей частоты, возможны также и другие варианты.

Весовые коэффициенты g_k, входящие в выражение (18), описываются соотношениями

$$g_k = (2k-1)\xi_K \frac{A_k}{B}, \qquad (19)$$

где

$$A_k = (2k-1)Z_k - \frac{1}{2|\Theta|}[\sum_{i=1}^{k-1} (-1)^{k+i} \xi_i (2i-1)|\Theta_{k,i}| +$$

$$+ \sum_{i=k+1}^{m} (-1)^{k+i} (2i-1)\xi_i |\Theta_{k,i}|];$$

$$B = \sum_{k=1}^{m} \xi_k (2k-1)^2 Z_k -$$

$$-\frac{1}{|\Theta|}\sum_{k=1}^{m-1}\sum_{i=k+1}^{m} (-1)^{k+i} (2k-1)(2i-1)\xi_k \xi_i |\Theta_{k,i}|;$$

$$Z_k = 1 - \frac{1}{2|\Theta|}\xi_k |\Theta_{k,k}|.$$

Весовые коэффициенты g_k зависят от интервала $(2k-1)T$ между симметричными импульсами пачки, параметра γ и амплитудного веса ξ_k симметричных импульсов.

При преобладающем влиянии аддитивного шума, т. е. при $\gamma << 1$, используя соотношения (18) и (19), получим выражение для оптимальной оценки несущей частоты пачки:

$$\widehat{\Omega} = \frac{1}{T}\frac{\sum\limits_{k=1}^{m} \xi_k (2k-1)\Delta\Phi_k}{\sum\limits_{k=1}^{m} \xi_k (2k-1)^2}. \qquad (20)$$

Из выражения (20) следует, что весовые коэффициенты пропорциональны интервалу между симметричными импульсами пачки и амплитудному множителю ξ_k.

Если же преобладает влияние коррелированных фазовых флуктуаций, т. е. при условии $\gamma >> 1$, из выражений (18) и (19) получим соотношение для оптимальной оценки:

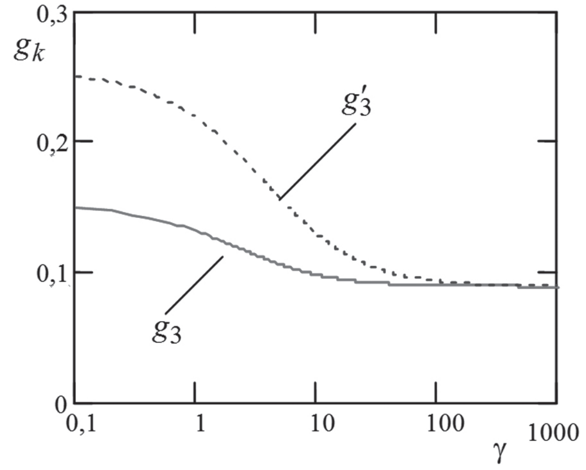
$$\widehat{\Omega} = \frac{1}{T} \times \qquad (21)$$

$$\times \frac{\sum\limits_{k=1}^{m-1} (2k-1)\Delta\Phi_k + [2m-1-(2m-3)a]\Delta\Phi_m / (1-a)^2}{\sum\limits_{k=1}^{m-1} (2k-1)^2 + (2m-1)[2m-1-(2m-3)a] / (1-a)^2}.$$

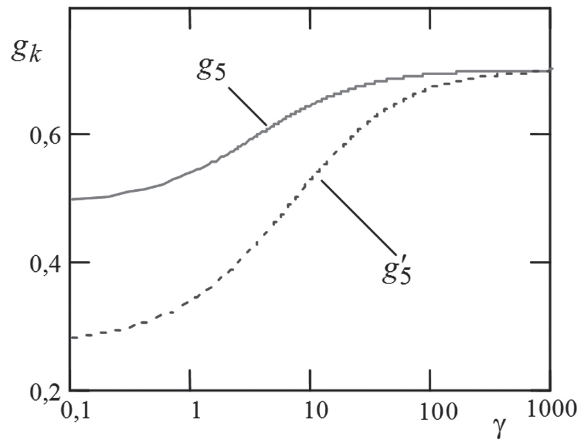
Из выражения (21) видно, что весовые коэффициенты зависят от интервала между симметричными импульсами пачки и коэффициента корреляции фазовых флуктуаций между соседними импульсами и не зависят от амплитудного веса симметричных импульсов.

На рис. 1 представлены графики зависимостей весовых коэффициентов g_k и g_k' от значений параметра γ при фиксированном значении коэффициента корреляции фазовых флуктуаций

($a = 0{,}5$) и различных соотношениях амплитуд симметричных пар для пачки из десяти импульсов.



а



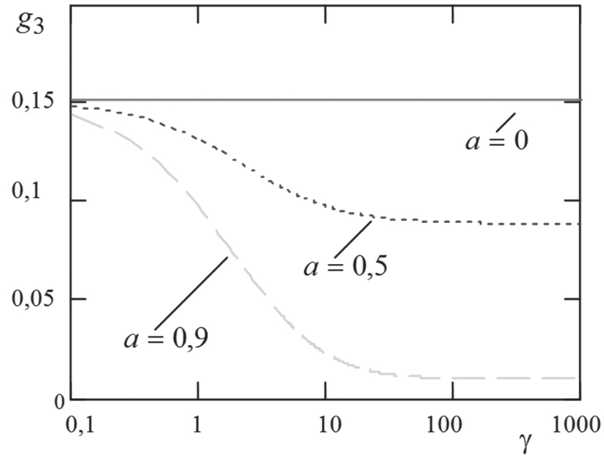
б

Рис. 1. Графики зависимостей весовых коэффициентов g_k и g_k' от значений параметра γ при фиксированном значении коэффициента корреляции фазовых флуктуаций

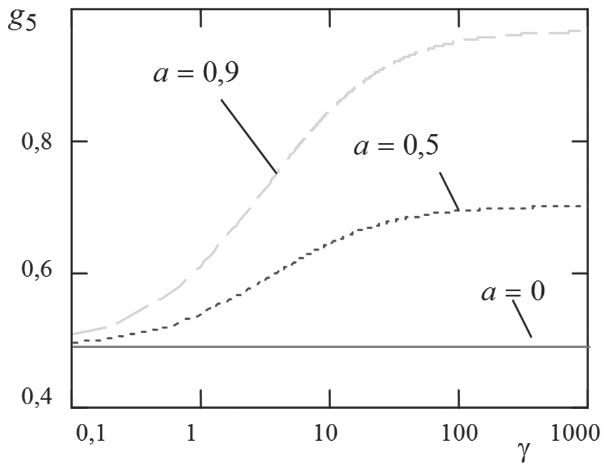
Весовые коэффициеты g_3 и g_5 соответствуют пачке с равномерным распределением амплитуд импульсов. Весовые коэффициенты g_3' и g_5' соответствуют пачке со спадающим от центра к краям по закону $\frac{\xi_k}{\xi_1} = 1 - 0,2(k-1) \quad k = 1,2...m$ распределением амплитуд импульсов.

На рис. 2 представлены аналогичные графики для пачки из десяти импульсов с равномерным распределением амплитуд при различных значениях коэффициента корреляции фазовых флуктуаций.

На данных рисунках представлены графики только для весовых коэффициентов g_3, g_3' и g_5, g_5'. Графики для остальных весовых коэффициентов не приводятся, т. к. g_1, g_1' и g_2, g_2' по характеру соответствующих зависимостей аналогичны g_3 и g_3', только принимают существенно меньшие значения, а g_4, g_4' принимают соответствующие промежуточные значения между g_3, g_3' и g_5, g_5'.



а



б

Рис. 2. Графики зависимостей весовых коэффициентов g_k и g_k' от значений параметра γ при различных значениях коэффициента корреляции фазовых флуктуаций

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

Из графиков на рис. 1 видно, что при изменении параметра γ в области малых значений (при преобладающем влиянии аддитивного шума ($\gamma \ll 1$)) величины весовых коэффициентов существенно не изменяются. На значения весовых коэффициентов оказывают влияние отношения амплитуд пар симметричных импульсов пачки.

Как следует из графиков на рис. 2, при тех же значениях параметра γ на весовые коэффициенты не оказывает существенного влияния значение коэффициента корреляции фазовых флуктуаций. Эти особенности в явном виде отражает структура выражения (20), с помощью которого оценивается несущая частота при данных значениях параметра γ.

В области больших значений параметра γ (при преобладающем влиянии коррелированных фазовых флуктуаций ($\gamma \gg 1$)), кривые на рис. 1 демонстрируют, что значения весовых коэффициентов практически не изменяются при увеличении параметра γ и не зависят от отношений амплитуд пар симметричных импульсов пачки.

Из графиков на рис. 2 следует, что при больших значениях параметра γ на величину весовых коэффициентов существенное влияние оказывает коэффициент корреляции фазовых флуктуаций. Эти особенности отражены в структуре выражения (21), с помощью которого оценивается несущая частота при $\gamma >> 1$.

В области промежуточных значений параметра γ величины весовых коэффициентов существенно меняются при изменении γ. Как следует из соответствующих графиков на рис. 1 и рис. 2, на значения весовых коэффициентов оказывают влияние как отношения амплитуд пар симметричных импульсов пачки, так и значение коэффициента корреляции фазовых флуктуаций. В данном случае для оценивания несущей частоты необходимо использовать общее выражение (19).

Приведенные на рис. 1 и 2 зависимости позволяют уточнить граничные значения параметра γ, при которых целесообразно применять соотношения (19–21).

Литература

[1] *Ширман Я. Д., Манжос В. Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1981. — 416 с.

[2] *Градштейн И. С., Рыжик И. М.* Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений. — М.: Наука, 1971. — 1108 с.

[3] *Окунев Л. Я.,* Высшая алгебра. — М.: Просвещение, 1966. — 335 с.

Поступила в редколлегию 17.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

(с. 486)

Кузнецов Александр Леонидович, фото и сведения об авторе см. на с. 505.

УДК 621.396.96

Оптимальний алгоритм вимірювання несучої частоти пачки радіоімпульсів з урахуванням флуктуацій їх початкових фаз і адитивних шумових коливань / М.М. Мінервін, О.Л. Кузнєцов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 509–513.

Отримано оптимальний алгоритм оцінювання несучої частоти пачки радіоімпульсів. Цей алгоритм дозволяє здійснити оцінювання несучої частоти пачки з урахуванням корельованних фазових флуктуацій її радіоімпульсів і адитивних шумових коливань.

Ключові слова: оптимальний алгоритм, частота, корельовані фазові флуктуації, адитивні шумові коливання.

Іл.: 2. Бібліогр.: 3 найм.

UDC 621.396.96

An optimum measurement algorithm of carrier frequency of a radio pulses train in view of fluctuations of their initial phases and additive noises / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov// Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 509–513.

An optimum algorithm for estimating the carrier frequency of a radio pulses train is obtained. This algorithm allows to estimate the carrier frequency of the packet in view of the correlated phase fluctuations of its radio pulses and additive noise.

Keywords: optimum algorithm, frequency, correlated phase fluctuations, additive noise.

Fig.: 2. Ref.: 3 items.

УДК 396. 96. 001(07)

ОПТИМАЛЬНЫЕ АЛГОРИТМЫ ИЗМЕРЕНИЯ РАДИАЛЬНОЙ СКОРОСТИ ЦЕЛИ И УГЛА ПРИХОДА ПРИНИМАЕМОГО РАДИОСИГНАЛА С УЧЕТОМ ФАЗОВЫХ ФЛУКТУАЦИЙ, ОПИСЫВАЕМЫХ ПРОИЗВОЛЬНОЙ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ФУНКЦИЕЙ

Н.Н. МИНЕРВИН, А.Л. КУЗНЕЦОВ

Получены оптимальные алгоритмы измерения радиальной скорости цели и угла прихода сигнала при многоканальном приеме. Данные алгоритмы обеспечивают учет совместного влияния аддитивных шумовых колебаний и фазовых флуктуаций, описываемых произвольной корреляционной функцией. Оценена эффективность применения предложенных алгоритмов.

Ключевые слова: оптимальный алгоритм, радиальная скорость, угол прихода сигнала, многоканальный прием.

ВВЕДЕНИЕ

Обеспечение высокой точности измерения координат и параметров движения цели является актуальной задачей для современных РЛС. Параметры отраженного от цели радиосигнала могут быть определены из соответствующего закона изменения его фазы. Так, частота сигнала является скоростью изменения его фазы $\omega_0 = \partial\psi(t)/\partial t$, а направление прихода волны определяется градиентом фазы поля волны около приемной антенны и характеризуется единичным вектором $\vec{l}^{\,0} = \lambda grad\psi(x,y,z)/2\pi$. Реальные условия распространения и отражения радиоволн вызывают фазовые флуктуации принимаемого радиосигнала, что снижает точность измерения его параметров. Таким образом, при пространственно-временной обработке отраженного от цели радиосигнала, наряду с учетом внутриприемных шумов необходим учет его фазовых флуктуаций.

Обработка сигнала на фоне только внутренних шумов исследована достаточно подробно [1], вопросы измерения радиальной скорости цели и угла прихода принимаемого радиосигнала с учетом совместного влияния внутриприемных шумов и фазовых флуктуаций, описываемых экспоненциальной и знакопеременной корреляционными функциями, рассматривались в работах [2, 3]. Целью статьи является дальнейшее распространение данной теории на случай корреляционной функции произвольного вида.

ОСНОВНЫЕ РАСЧЕТНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Измерение радиальной скорости цели основано на эффекте Доплера и осуществляется в соответствии с выражением

$$\widehat{V}_r = \frac{\lambda}{2} F_д , \qquad (1)$$

где $F_д$ – доплеровское смещение частоты; λ – длинна волны сигнала.

Таким образом, оцениванию подлежит доплеровское смещение частоты принимаемого сигнала $F_д$, которое осуществляется по максимуму отношения правдоподобия $\ell(F_д)$ или его натурального логарифма.

Предполагается, что на вход приемного устройства поступает сигнал со случайной амплитудой b и начальной фазой β, который частично утратил когерентность, вследствие реальных условий распространения и отражения. При измерении радиальной скорости цели часто используется когерентная пачка радиоимпульсов, тогда обозначим через φ_i флуктуационные составляющие, которые добавляются к фазам импульсов пачки.

Случайный характер амплитуды b начальной фазы β принимаемого сигнала и наличие флуктуационных составляющих начальных фаз φ_i ($i = 1,2...n$ – номер импульса) вызывает необходимость перехода к усредненному отношению правдоподобия по всем возможным значением данных случайных неинформативных параметров. Учитывая независимость b, β и φ_i, усреднение по каждому из них может быть проведено отдельно

$$\overline{\ell}(F_д) = \int\limits_b \int\limits_\beta \int\limits_{\vec{\varphi}} \ell(F_д / b,\beta,\vec{\varphi})\, p(b)\, p(\beta)\, p(\vec{\varphi})\, db\, d\beta\, d\vec{\varphi} , \qquad (2)$$

где $\ell(F_д / b,\beta,\vec{\varphi})$ – условное отношение правдоподобия при фиксированных случайных неинформативных параметрах ожидаемого радиосигнала; $\vec{\varphi} = \|\varphi_i\|$ – вектор-столбец значений флуктуационных составляющих начальных фаз; $p(b)$, $p(\beta)$ и $p(\vec{\varphi})$ – плотности вероятности случайных амплитуды, начальной фазы сигнала и вектора-столбца $\vec{\varphi}$ соответственно.

Задача оптимизации измерения доплеровского смещения частоты принимаемого сигнала может быть решена путем нахождения аргумента максимума усредненного отношения правдоподобия (2) или его натурального логарифма

$$\hat{F}_д = \arg\max \overline{\ell}(F_д) = \arg\max \ln \overline{\ell}(F_д) . \qquad (3)$$

Результат усреднения отношения правдоподобия по случайной амплитуде b и случайной начальной фазе β приведен в [1] и имеет вид

$$\ell(F_д / \vec{\varphi}) = \frac{1}{1+\frac{q^2}{2}} \exp \frac{\frac{q^2}{2}}{2(1+\frac{q^2}{2})} \left| Z_н(F_д / \vec{\varphi}) \right|^2, \quad (4)$$

где q^2 – отношение сигнал/шум по мощности; $\left|Z_н(F_д)/\vec{\varphi}\right|^2$ – квадрат модульного значения нормированного комплексного весового интеграла.

Можно показать, что условиям регулярного измерения ($q^2 >> 1$) справедливо равенство

$$\left| Z_н(F_д / \vec{\varphi}) \right| \approx q\rho(F_д / \vec{\varphi}), \quad (5)$$

где $\rho\,(F_д / \vec{\varphi})$ – нормированная функция рассогласования по оцениваемым параметрам.

В этом случае выражение (4) преобразуется к виду

$$\ell(F_д / \vec{\varphi}) \approx \frac{2}{q^2} \exp \frac{q^2 \rho(F_д / \vec{\varphi})^2}{2}, \quad (6)$$

а выражение (3) запишется так

$$\overline{\ell}(F_д) = \int_{\vec{\varphi}} \ell(F_д / \vec{\varphi}) p(\vec{\varphi}) d\vec{\varphi}. \quad (7)$$

Таким образом, процедура оптимального оценивания $F_д$ сводится к нахождению аргумента максимума, усредненного по всем возможным значениям фазовых флуктуаций логарифма отношения правдоподобия (7).

При измерении радиальной скорости цели, для когерентной пачки из n радиоимпульсов с постоянным периодом следования квадрат нормированной функции рассогласования имеет вид

$$\rho^2(F_д / \vec{\varphi}) = \left| \sum_{i=1}^{n} \xi_i \exp\{j[\Phi_i + \varphi_i - (\frac{n+1-2i}{2}) 2\pi F_д T]\} \right|^2, (8)$$

где n – число радиоимпульсов в пачке; i – номер радиоимпульса, отсчитываемый от начала пачки; $\xi_i = \frac{Z_i}{Z_\Sigma}$; $Z_i = \frac{1}{2}\left| \int_{-\infty}^{\infty} \dot{Y}_i(t) \dot{X}_i^*(t) dt \right|$ – модуль сигнальной части комплексного корреляционного интеграла для i-го радиоимпульса (результат его временной обработки); $\dot{Y}_i(t)$ – комплексная огибающая принятого i-го радиоимпульса; $\dot{X}_i^*(t)$ – комплексно сопряженная огибающая опорного напряжения при обработке i-го радиоимпульса; $\frac{n+1-2i}{2} 2\pi F_д T$ – ожидаемое значение начальной фазы i-го радиоимпульса пачки; Φ_i – наблюдаемое значение начальной фазы i-го радиоимпульса пачки; φ_i – случайная (флуктуационная) составляющая фазы i-го импульса пачки; $Z_\Sigma = \sum_{i=1}^{n} Z_i$.

Пользуясь методикой, изложенной в [4, 5] для пачки радиоимпульсов с симметричным амплитудным распределением $\xi_i = \xi_{n+1-i}$, соотношение (8) можно преобразовать к виду

$$\rho^2(F_д / \Delta\vec{\varphi}) \cong 1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m} \xi_k [\Delta\Phi_k + \Delta\varphi_k - (2k-1)2\pi F_д T]^2 - $$
$$- \sum_{k=1}^{m}\sum_{l=1}^{m} \xi_k \xi_l (S_k - S_l)^2, \quad (9)$$

где $\Delta\Phi_k = \Phi_{m+1-k} - \Phi_{m+k}$ – разность фаз радиоимпульсов, симметричных относительно центра пачки; $\Delta\varphi_k = \varphi_{m+1-k} - \varphi_{m+k}$, $S_k = \varphi_{m+1-k} + \varphi_{m+k}$ – разность и сумма флуктуационных составляющих фаз симметричных радиоимпульсов пачки; $\Delta\vec{\varphi} = \|\Delta\varphi_k\|$ – вектор-столбец значений случайных составляющих разностей фаз симметричных радиоимпульсов; k и l – номера пар радиоимпульсов, симметричных относительно центра пачки; $m = \frac{n}{2}$ – число пар симметричных радиоимпульсов.

В выражении (9) последнее слагаемое не зависит от измеряемого параметра, поэтому в дальнейшем рассмотрении его можно не учитывать. Таким образом, информация о доплеровском смещении частоты пачки содержится в разности фаз ее симметричных радиоимпульсов, что обуславливает необходимость перехода к усредненному отношению правдоподобия

$$\overline{\ell}(F_д) = \int_{(\Delta\vec{\varphi})} \ell(F_д / \Delta\vec{\varphi}) p(\Delta\vec{\varphi}) \partial\Delta\vec{\varphi}, \quad (10)$$

где $p(\Delta\varphi)$ – закон распределения случайных составляющих разностей фаз симметричных радиоимпульсов пачки.

Предполагается, что фазовые флуктуации распределены по нормальному закону с квадратной корреляционной матрицей размерности $n \times n$ следующего вида

$$\overline{K} = \sigma_\varphi^2 \overline{A}, \quad (11)$$

где $\overline{A} = \begin{pmatrix} 1 & a_1 & a_2 & \dots & a_{n-2} & a_{n-1} \\ a_1 & 1 & a_1 & \dots & a_{n-3} & a_{n-2} \\ a_2 & a_1 & 1 & \dots & a_{n-4} & a_{n-3} \\ . & . & . & . & . & . \\ a_{n-2} & a_{n-3} & a_{n-4} & \dots & 1 & a_1 \\ a_{n-1} & a_{n-2} & a_{n-3} & \dots & a_1 & 1 \end{pmatrix}$; a_{n-i} – коэффициент корреляции фазовых флуктуаций радиоимпульсов пачки, разнесенных на интервал времени равный $(n-i)T$; σ_φ^2 – дисперсия фазовых флуктуаций.

Можно показать, что плотность вероятностей разностей фаз радиоимпульсов симметричных относительно центра пачки имеет вид

$$p(\Delta\varphi_1, \Delta\varphi_2, \dots, \Delta\varphi_m) = \frac{D^{\frac{m-1}{2}}}{(2\sigma_\varphi)^m \pi^{m/2} \sqrt{Q}} \times$$
$$\times \exp[-\frac{1}{4\sigma_\varphi^2 D} \sum_{l=1}^{m}\sum_{k=1}^{m} (D_{m+1-l,m+1-k} - $$
$$- D_{m+1-k,m+l}) \Delta\varphi_l \Delta\varphi_k], \quad (12)$$

где $D = |A|$; $D_{i,k}$ – алгебраическое дополнение элемента $A_{i,k}$ матрицы A; $\Delta\varphi_l = \varphi_{m+1-l} - \varphi_{m+l}$,

$\Delta\varphi_k = \varphi_{m+1-k} - \varphi_{m+k}$ — разности флуктуационных составляющих фаз радиоимпульсов l-й и k-й симметричной пары соответственно; $|Q|$ — определитель матрицы коэффициентов при членах второй степени квадратичной формы, находящейся под знаком двойного суммирования и имеющий вид

$$|Q| = \begin{vmatrix} D_{m,m} + D_{m,m+1} & . & . & D_{1,m} + D_{1,m+1} \\ D_{m-1,m} + D_{m-1,m+1} & . & . & D_{1,m-1} + D_{1,m+2} \\ . & . & . & . \\ D_{1,m} + D_{1,m+1} & . & . & D_{1,1} + D_{1,2m} \end{vmatrix}.$$

С учетом соотношений (10) и (12) выражение для усредненного отношения правдоподобия можно записать в виде

$$\bar{\ell}(F_{\text{д}}) = K \int\limits_{(\Delta\bar{\varphi})} \exp[-\frac{q^2}{2}(\sum_{k=1}^{m} a_{k,k}\Delta\varphi_k^2 + \sum_{l=1}^{m}\sum_{k=1}^{m} a_{l,k}\Delta\varphi_l\Delta\varphi_k +$$

$$+2\sum_{k=1}^{m} a_{k,m+1}\Delta\varphi_k)]d\Delta\varphi_1 d\Delta\varphi_2 ... d\Delta\varphi_m\,,\ (l \neq k), \quad (13)$$

где

$$K = \frac{2\sqrt{1+a}}{2^{2m-1} q^2 \pi^{m/2} \sigma_\varphi^2 \sqrt{Q}} \times$$

$$\times \exp\left\{\frac{q^2}{2}\left\langle 1 - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{m} \xi_k [\Delta\Phi_k - (2k-1)2\pi F_{\text{д}} T]^2 \right\rangle\right\};$$

$$a_{k,k} = \xi_k + \frac{1}{q^2\sigma_\varphi^2 D}(D_{m+1-k,m+1-k} - D_{m+1-k,m+k});$$

$$(k = 1,2,...,m);\ a_{k,l} = a_{l,k} = \frac{1}{q^2\sigma_\varphi^2 D}\ (D_{m+1-l,m+1-k} -$$

$$-D_{m+1-k,m+l})\ (l,k = 1,2,...,m\ \ (l \neq k));$$

$$a_{k,m+1} = a_{m+1,k} = \xi_k \delta\Phi_k;$$

$$\delta\Phi_k = \Delta\Phi_k - (2k-1)2\pi F_{\text{д}} T.$$

Дальнейшие шаги по преобразованию выражения (13) приведены в [3], при этом решение согласно (3) имеет вид

$$\hat{F}_{\text{д}} = \frac{1}{2\pi T}\sum_{k=1}^{m} g_k \frac{\Delta\Phi_k}{(2k-1)}. \quad (14)$$

Приведенные выше рассуждения можно распространить на измерение угла прихода, отраженного от цели сигнала θ, отсчитываемого от нормали к раскрыву линейной эквидистантной антенной решетки. Выражения, соответствующие измерению угла прихода сигнала можно получить заменой V_r на θ, T на d, и $2TV_r$ на $d\sin\theta$. При этом алгоритм оптимального оценивания угла прихода сигнала можно записать в следующем виде

$$\sin\hat{\theta} = \frac{\lambda}{2\pi d}\sum_{k=1}^{m} g_k \frac{\Delta\Phi_k}{(2k-1)}. \quad (15)$$

Таким образом, алгоритмы оптимального оценивания радиальной скорости цели (14) и угла прихода сигнала (15) сводятся к измерениям разностей фаз, соответственно, симметричных радиоимпульсов пачки и сигналов в симметричных каналах антенны и последующему их суммированию с весовыми коэффициентами g_k.

Весовые коэффициенты g_k, входящие в выражения (14) и (15), описываются соотношением

$$g_k = (2k-1)\xi_K \frac{A_k}{B}, \quad (18)$$

где $A_k = (2k-1)Z_k - \dfrac{1}{2|\Theta|}[\sum\limits_{i=1}^{k-1}(-1)^{k+i}\xi_i(2i-1)\left|\Theta_{k,i}\right| +$

$$+\sum_{i=k+1}^{m}(-1)^{k+i}(2i-1)\xi_i\left|\Theta_{k,i}\right|];\quad B = \sum_{k=1}^{m}\xi_k(2k-1)^2 Z_k -$$

$$-\frac{1}{|\Theta|}\sum_{k=1}^{m-1}\sum_{i=k+1}^{m}(-1)^{k+i}(2k-1)(2i-1)\xi_k\xi_i\left|\Theta_{k,i}\right|;$$

$$Z_k = 1 - \frac{1}{2|\Theta|}\xi_k\left|\Theta_{k,k}\right|,$$

$|\Theta|$ — определитель матрицы коэффициентов при членах второй степени квадратичной формы, в показателе экспоненты выражения (13); $\left|\Theta_{k,i}\right|$ — минор элемента k,i матрицы Θ.

Для оценки эффективности применения алгоритмов (14) и (15) воспользуемся следующим отношением

$$B = \frac{\sigma^2}{\sigma_{\text{опт}}^2}, \quad (19)$$

где σ^2 — дисперсия ошибки измерения рассматриваемых параметров без учета фазовых флуктуаций; $\sigma_{\text{опт}}^2$ — дисперсия ошибки измерения, обеспечиваемая алгоритмами (14) и (15).

В работе [4] приведены выражения для σ^2 при различных корреляционных функциях фазовых флуктуаций, а соотношения для $\sigma_{\text{опт}}^2$ могут быть получены следующим образом

$$\frac{1}{\sigma_{\text{опт}}^2} = \frac{\partial\bar{\ell}(F_{\text{д}})}{\partial F_{\text{д}}}\ \text{при}\ \hat{F}_{\text{д}} = \hat{F}_{\text{д.опт}} \quad (16)$$

В случае измерения радиальной скорости цели, на рис. 1, *а* представлены графики зависимости B от отношения длительности сигнала к интервалу корреляции фазовых флуктуаций T_c/τ, описываемых экспоненциальной функцией корреляции. Кривые получены прямоугольных пачек с различным числом радиоимпульсов (n = 4, 10 и 20).

На рис. 1, *б* представлены графики той же зависимости, в случае знакопеременной корреляционной функции фазовых флуктуаций.

В данных случаях корреляционая матрица (13) имеет вид $\bar{K} = \sigma_\varphi^2\left\|a^{i-j}\right\|$ ($a > 0$ для графиков на рис. 1, *а* $a < 0$ для графиков на рис. 1, *б*).

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ

Из приведенных графиков видно, что возможности повышения точности измерения радиальной скорости цели, за счет учета совместного влияния фазовых флуктуаций радиоимпульсов

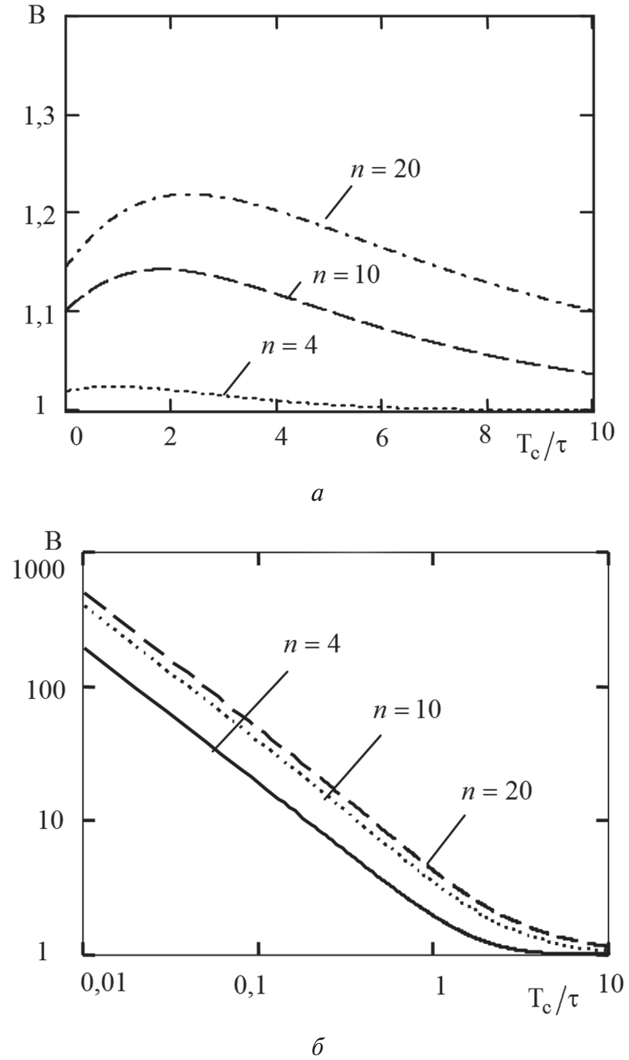


Рис. 1. Графики зависимости B от отношения длительности сигнала к интервалу корреляции фазовых флуктуаций T_c / τ

принимаемой пачки и внутриприемных шумов, лежат в пределах от единиц раз при экспоненциальной корреляционной функции фазовых флуктуаций, до десятков раз при знакопеременной корреляционной функции. Данные выводы можно перенести и на случай измерения угла прихода сигнала.

С практической точки зрения, предложенные алгоритмы позволяют существенно повысить качество пространственно-временной обработки радиолокационного сигнала.

Литература

[1] Радиоэлектронные системы. Основы построения и теория. Справочник под редакцией Я.Д. Ширмана. – М.: З.А.О. «МАКВИС», 1988. – 828 с.

[2] *Минервин Н.Н. Васюта К.С.* Оптимальное оценивание угла прихода волны при наличии случайных искажений ее фронта и аддитивных помех. Харьков. ХТУРЭ. Всеукр. научно-технический сборник // Радиотехника. 1998. – Вып. 105. – С. 61–68.

[3] *Минервин Н.Н. Кузнецов А.Л.* Оптимальный алгоритм измерения несущей частоты пачки с учетом фазовых флюктуаций ее радиоимпульсов и аддитивных шумовых колебаний. ХНУРЭ. Всеукр. научно-технический сборник // Радиотехника. 2001. – Вып. 122. – С. 188–195.

[4] *Минервин Н.Н. Кузнецов А.Л.* Ошибки измерения радиальной скорости и радиального ускорения цели, обусловленные неучетом флюктуаций фаз импульсов пачки. ХАИ. Збірник наукових праць // Авіаційно-космічна технікаі технологія. 2001. – Вып. 22. – С. 288–295.

Поступила в редколлегию 22.10.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Кузнецов Александр Леонидович, фото и сведения об авторе см. на с. 505.

УДК 396. 96. 001(07)

Оптимальні алгоритми вимірювання радіальної швидкості та кута приходу прийнятого радіосигналу з урахуванням фазових флуктуацій, що описуються довільною кореляційною функцією / М.М. Мінервін, О.Л. Кузнєцов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 514–517.

Отримано оптимальні алгоритми вимірювання радіальної швидкості цілі та кута приходу сигналу при багатоканальному прийомі. Дані алгоритми забезпечують врахування спільного впливу адитивних шумових коливань і фазових флуктуацій, що описуються довільною кореляційною функцією. Оцінено ефективність застосування запропонованих алгоритмів.

Ключові слова: оптимальний алгоритм, радіальна швидкість, кут приходу сигналу, багатоканальний прийом.

Іл.: 1. Бібліогр.: 4 найм.

UDC 396. 96. 001(07)

Optimal algorithms for measuring target radial velocity and received signal arrival angle in view of phase fluctuations with arbitrary correlation function / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 514–517.

Optimal algorithms for measuring the target radial velocity and signal arrival angle are obtained for a case of multichannel reception. These algorithms provide accounting of the influence of both additive noise waves and phase fluctuations with an arbitrary correlation function. The effectiveness of the algorithms proposed are analysed.

Keywords: optimal algorithm, radial velocity, signal arrival angle, multichannel reception.

Fig.: 1. Ref.: 4 items.

УДК 621.391.26

ОПТИМІЗАЦІЯ ВИМІРЮВАННЯ РАДІАЛЬНОГО ПРИСКОРЕННЯ ЦІЛІ ЗА РАХУНОК ВРАХУВАННЯ ФАЗОВИХ ФЛУКТУАЦІЙ ПРИЙНЯТОГО РАДІОЛОКАЦІЙНОГО СИГНАЛУ

М.М. МІНЕРВІН, О.Л. КУЗНЄЦОВ

У статті синтезовано алгоритм оптимального вимірювання радіального прискорення цілі, який враховує випадкові фазові викривлення прийнятих радіоімпульсів пачкового радіосигналу. Проаналізовано особливості запропонованого оптимального алгоритму.

Ключові слова: радіальне прискорення, частота, радіосигнал, фазові флуктуації.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМИ

Сучасні радіолокаційні станції (РЛС) окрім первинної обробки здійснюють вторинну обробку радіолокаційної інформації та забезпечують супроводження цілі. Необхідною умовою якісного супроводження є вимірювання похідних дальності до цілі за часом з необхідною точністю.

На практиці, як зондувальний сигнал РЛС широко використовується когерентна пачка радіоімпульсів. Реальні умови поширення і відбиття радіолокаційного сигналу є джерелом виникнення фазових флуктуацій, які порушують його когерентність та знижують якість обробки радіолокаційної інформації.

Аналіз, проведений у роботі [1], свідчить про необхідність врахування фазових флуктуацій радіоімпульсів прийнятої пачки під час вимірювання радіальної швидкості та радіального прискорення цілі. В роботі [2] проведено оптимізацію вимірювання радіальної швидкості цілі за рахунок врахування фазових флуктуацій радіоімпульсів пачки. Становить практичну користь проведення аналогічної оптимізації в ході вимірювання радіального прискорення цілі, що дозволить покращити якість вторинної обробки радіолокаційної інформації.

Метою статті є проведення оптимізації вимірювання радіального прискорення цілі за рахунок врахування випадкових фазових викривлень прийнятого радіолокаційного сигналу.

ОСНОВНИЙ МАТЕРІАЛ

На вхід приймального пристрою РЛС надходить адитивна суміш відбитого від цілі корисного радіосигналу і некорельованого гаусівського внутрішнього шуму. Корисним радіосигналом є пачка радіоімпульсів з випадковою розподіленою за законом Релея амплітудою та випадковою розподіленою за рівномірним законом початковою фазою.

Радіальне прискорення цілі можна оцінити за допомогою виразу

$$\hat{a}_r = \lambda \hat{\dot{\Omega}} / 4\pi , \qquad (1)$$

де λ — довжина хвилі; $\hat{\dot{\Omega}} = 2\pi \hat{\dot{F}}_{д}$; $\hat{\dot{F}}_{д}$ — оцінка швидкості зміни частоти Доплера.

Вважається, що фазові флуктуації радіоімпульсів прийнятої пачки розподілені за нормальним законом з нульовим середнім. При цьому задача регулярного вимірювання $\dot{\Omega}$ розв’язується пошуком аргументу максимуму логарифму відношення правдоподібності [3] згідно з виразом

$$\hat{\dot{\Omega}} = \arg\max \ln \ell(\dot{\Omega}) . \qquad (2)$$

Як показано в роботах [1] і [2] в умовах регулярного вимірювання (відношення сигнал/шум за потужністю $q^2 >> 1$) відношення правдоподібності визначається виразом

$$\ell \cong \frac{2}{q^2} \exp \frac{q^2 \rho^2}{2} , \qquad (3)$$

де ρ — нормована функція розузгодження за фазою спостережуваного і очікуваного сигналів.

Можна показати, що для когерентної пачки радіоімпульсів квадрат нормованої функції розузгодження від швидкості зміни частоти сигналу описується виразом

$$\begin{gathered} \rho^2(\dot{\Omega}) = -2\sum_{k=2}^{m}\sum_{l=1}^{k-1} \xi_l \xi_k [(S_k - S_l) - \\ -[k^2 - k - l^2 + l]\dot{\Omega} T^2 + (S_{\varphi k} - S_{\varphi l})]^2, \end{gathered} \qquad (4)$$

де $S_k = \Phi_{m+1-k} + \Phi_{m+k}$ и $S_l = \Phi_{m+1-l} + \Phi_{m+l}$ — k -а і l -а суми початкових фаз радіоімпульсів, симетричних відносно центру пачки; $S_{\varphi k} = \varphi_{m+1-k} + \varphi_{m+k}$ и $S_{\varphi l} = \varphi_{m+1-l} + \varphi_{m+l}$ — k -а і l -а суми флуктуаційних складових початкових фаз радіоімпульсів, симетричних відносно центру пачки; k і l — номери пар радіоімпульсів, симетричних відносно центру пачки; m — кількість пар радіоімпульсів, симетричних відносно центру пачки; $\xi_k = \frac{Z_k}{Z_\Sigma}$; $Z_k = \frac{1}{2}\left| \int_{-\infty}^{\infty} \dot{Y}_k(t) \dot{X}_k^*(t) dt \right|$ — модуль комплексного кореляційного інтегралу для k -ї пари радіоімпульсів; $\dot{Y}_k(t)$ — комплексна амплітуда прийнятого радіоімпульсу k -ї симетричної пари; $\dot{X}_k^*(t)$ — комплексно спряжена амплітуда опорного радіоімпульсу k -ї симетричної пари; $Z_\Sigma = \sum_{k=1}^{n} Z_k$; n — кількість радіоімпульсів у пачці; T — період слідування радіоімпульсів пачки.

Наявність у виразі (4) флуктуаційних складових сум фаз симетричних радіоімпульсів пачки обумовлює необхідність переходу до усередненого відношення правдоподібності

$$\overline{\ell}(\dot{\Omega}) = \int\limits_{(\vec{S}_\varphi)} \ell(\dot{\Omega}, \vec{S}_\varphi) p(\vec{S}_\varphi) \partial \vec{S}_\varphi , \qquad (5)$$

де $\vec{S}_\varphi = \| S_{\varphi k} \|$ — вектор-стовпець значень сум флуктуаційних складових фаз симетричних радіоімпульсів пачки; $p(\vec{S}_\varphi)$ — закон разподілу цих сум; $d\vec{S}_\varphi = (dS_{\varphi 1} dS_{\varphi 2} ... dS_{\varphi m})^T$.

Припускається, що фазові флуктуації розподілені за нормальним законом з кореляційною матрицею фазових флуктуацій виду

$$K = \left\| \sigma_\varphi^2 a^{|i-j|} \right\| \; i, \; j \in 1, \; 2, ..., \; n , \qquad (6)$$

де σ_φ^2 і a — дисперсія і коефіцієнт міжімпульсної кореляції фазових флуктуацій відповідно.

Можна показати, що щільність ймовірностей випадкових складових сум фаз симетричних радіоімпульсів пачки при $m \geq 2$ має такий вигляд

$$p(\vec{S}_\varphi) = \frac{\sqrt{1-a}}{(2\sqrt{2}\pi\sigma_\varphi)^m (1-a^2)^{m/2}} \times$$
$$\times \exp\left\{ -\frac{1}{4\sigma_\varphi^2 (1-a^2)} \left[S_{\varphi m}^2 + (1-a+a^2) S_{\varphi 1}^2 + \right.\right.$$
$$\left.\left. + (1+a^2) \sum_{k=2}^{m-1} S_{\varphi k}^2 - 2a \sum_{k=1}^{m-1} S_{\varphi k} S_{\varphi k+1} \right] \right\}. \qquad (7)$$

З урахуванням (3), (4) і (7) усереднене відношення правдоподібності (5) приймає вигляд

$$\overline{\ell}(\dot{\Omega}) = K \int\limits_{(\vec{S}_\varphi)} \exp\left\{ -\frac{q^2}{2} (a_{1,1} S_{\varphi 1}^2 + a_{m,m} S_{\varphi m}^2 + \right.$$
$$+ \sum_{k=2}^{m-1} a_{k,k} S_{\varphi k}^2 + 2\sum_{k=1}^{m-1} a_{k,k+1} S_{\varphi k} S_{\varphi k+1} + 2\sum_{k=1}^{m} a_{k,m+1} S_{\varphi k} +$$
$$+ 2\sum_{k=1}^{m-2} \sum_{l=k+2}^{m} a_{k,l} S_{\varphi k} S_{\varphi l})] dS_{\varphi 1} dS_{\varphi 2} ... dS_{\varphi m} , \qquad (8)$$

де

$$K = \frac{2\sqrt{1-a}}{q^2 (2\sqrt{\pi}\sigma_\varphi)^m (1-a^2)^{m/2}} \exp\left\{ -\frac{q^2}{2} \sum_{k=2}^{m} \sum_{l=1}^{k-1} \xi_k \xi_l \delta S_{k,l}^2 \right\};$$

$$a_{1,1} = \frac{1-a+a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_1 \sum_{l=2}^{m} \xi_l \; ;$$

$$a_{m,m} = \frac{1}{2\gamma(1+a)} + \xi_m \sum_{l=1}^{m-1} \xi_l \; ;$$

$$a_{k,k} = \frac{1+a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_k \left(\sum_{l=1}^{k-1} \xi_l + \sum_{l=k+1}^{m} \xi_l \right) ;$$

$$a_{k,k+1} = a_{k+1,k} = -\frac{a}{2\gamma(1+a)} - \xi_k \xi_{k+1} \; ;$$

$$a_{k,m+1} = a_{m+1,k} = \xi_k \sum_{l=1}^{m} \xi_l \delta S_{k,l} ; \; a_{k,l} = a_{l,k} = -\xi_k \xi_l \; ;$$

$$\gamma = q^2 \sigma_\varphi^2 (1-a) \; ; \; \delta S_{k,l} = (S_k - S_l) - (k^2 - k - l^2 + l) \dot{\Omega} T^2 .$$

Для узяття інтегралу у виразі (8) показник експоненти необхідно призвести до вигляду

$$-\frac{q^2}{2} \left(\sum_{k=1}^{m} \lambda_k y_k^2 + \frac{|\Delta|}{|\Theta|} \right), \qquad (9)$$

де $|\Delta| = \begin{vmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & . & a_{1,m} & a_{1,m+1} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & . & a_{2,m} & a_{2,m+1} \\ . & . & . & . & . \\ a_{m,1} & a_{m,2} & . & a_{m,m} & a_{m,m+1} \\ a_{m+1,m} & a_{m+1,2} & . & a_{m+1,m} & 0 \end{vmatrix}$ — визначник матриці Δ коефіцієнтів квадратичної форми m змінних S_φ у показнику експоненти виразу (8); $|\Theta|$ — визначник матриці Θ при членах другого ступеня квадратичної форми; $\vec{y} = \| y_k \|$ — нові змінні; $\| \lambda_k \|$ — власні значення матриці Θ, отриманої з матриці Δ шляхом вилучення з неї $(m+1)$-го рядка та $(m+1)$-го стовпця.

Після приведення квадратичної форми до вигляду (9) і узяття інтегралу, усереднене відношення правдоподібності (5) приймає вигляд

$$\overline{\ell}(\dot{\Omega}) = \frac{K}{|\Theta|} \left(\sqrt{\frac{2\pi}{q^2}} \right)^m \exp\left(-\frac{q^2}{2} \frac{|\Delta|}{|\Theta|}\right) . \qquad (10)$$

Якщо перейти до натурального логарифму виразу (10) та залишити тільки залежні від вимірюваного параметра складові, можна отримати вираз для достатньої статистики

$$S(\dot{\Omega}) = -\frac{q^2}{2} \left[\sum_{k=2}^{m} \sum_{i=1}^{k-1} \xi_k \xi_i \delta S_{k,i}^2 - \frac{1}{|\Theta|} \times \right.$$
$$\left. \times \sum_{k=1}^{m} \sum_{l=1}^{m} (-1)^k \xi_k \xi_l \delta S_{k,l} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} (-1)^i \xi_i \xi_j \delta S_{i,j} \left| \Theta_{k,i} \right| \right] . \qquad (11)$$

Згідно з (2), задача регулярного вимірювання зводиться до пошуку аргумента максимуму достатньої статистики (11)

$$\frac{\partial S(\dot{\Omega})}{\partial \dot{\Omega}} = 0 \quad \text{при} \quad \dot{\Omega} = \hat{\dot{\Omega}} . \qquad (12)$$

Розв'язання рівняння (12) можна подати у вигляді

$$\hat{\dot{\Omega}} = \frac{1}{T^2} \sum_{k=2}^{m} \sum_{i=1}^{k-1} g_{k,i} \frac{(S_k - S_i)}{(k^2 - k - i^2 + i)} . \qquad (13)$$

Таким чином, оптимальне оцінювання швидкості зміни частоти (радіального прискорення цілі) зводиться до вагового складання різниць сум фаз симетричних радіоімпульсів пачки.

Вагові коефіцієнти у (13) можуть бути оцінені згідно з виразом

$$g_{k,i} = (k^2 - k - i^2 + i) \xi_k \xi_i \frac{A_{k,i}}{B} , \qquad (14)$$

де $$A_{k,i} = (k^2 - k - i^2 + i) - \frac{1}{|\Theta|} \times$$

$$\times \left[\sum_{l=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} (-1)^l \xi_l \xi_j (l^2 - l - j^2 + j) ((-1)^k \Theta_{k,l} + (-1)^{i+1} \Theta_{i,l}) \right]$$

$$B=\sum_{k=2}^{m}\sum_{i=1}^{k-1}\xi_k\xi_i(k^2-k-i^2+i)^2-\frac{1}{|\Theta|}\times$$

$$\times\sum_{k=1}^{m}\sum_{l=1}^{m}(-1)^k\xi_k\xi_l(k^2-k-l^2+l)\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}(-1)^i\ \xi_i\xi_j(i^2-$$

$$-i-j^2+j)\left|\Theta_{k,i}\right|.$$

Вагові коефіцієнти $g_{k,i}$ залежать від інтервалу $\left(k^2-k-i^2+i\right)T^2$ між відповідними симетричними радіоімпульсами пачки, амплітудних множників ξ_k і ξ_i та параметра $\gamma=q^2\sigma_\varphi^2(1-a)$, який дозволяє врахувати спільний вплив внутрішніх шумів і корельованих фазових флуктуацій.

На рис. 1 наведено графіки залежності вагових коефіцієнтів $g_{k,i}$ від значень параметра γ для пачки з шості радіоімпульсів з рівномірним розподілом амплітуд.

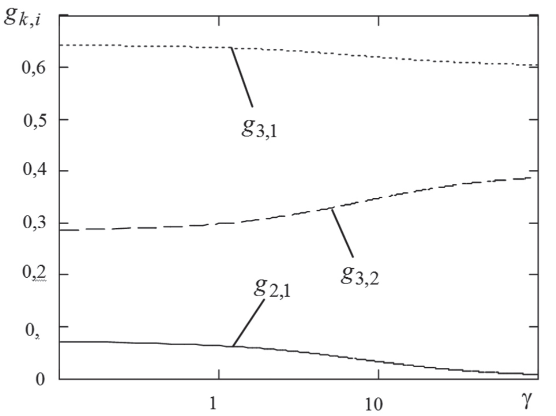


Рис. 1. Графіки залежності вагових коефіцієнтів $g_{k,i}$ від параметру γ

З графіків видно, що найбільші значення має ваговий коефіцієнт $g_{3,1}$, який відповідає різниці сум фаз симетричних радіоімпульсів крайньої і центральної пари, оскільки саме ця різниця робить основний внесок у точність вимірювання швидкості зміни частоти пачки. Менші значення приймає вага $g_{3,2}$, а мінімальні – $g_{2,1}$.

ВИСНОВКИ

Можна вважати, що для пачки з довільною кількістю радіоімпульсів з переважним впливом фазових флуктуацій ($\gamma>>1$) найбільших значень досягають вагові коефіцієнти, які відповідають різницям сум фаз симетричних радіоімпульсів крайньої та близьких до неї пар і центральної та близьких до неї пар.

Отримані результати можуть бути практично використані для підвищення якості вторинної обробки радіолокаційної інформації в сучасних РЛС, що забезпечують супроводження цілей.

Література

[1] *Минервин Н.Н. Кузнецов А.Л.* Ошибки измерения радиальной скорости и радиального ускорения цели, обусловленные неучетом флюктуаций фаз импульсов пачки // Авіаційно-космічна техніка і технологія. – Харків: ХАІ – 2001. – Вип. 22. – С. 288–294.

[2] *Кузнецов А.Л. Минервин Н.Н., Шумейко И.Е., Таршин В.А.* Оптимальные алгоритмы измерения радиальной скорости цели и угла прихода принимаемого радиосигнала с учетом фазовых флуктуаций, описываемых произвольной корреляционной функцией. // Радиотехника. – Харків: ХНУРЕ. – № 145 – 2006. – С. 84-88.

[3] Радиоэлектронные системы. – Основы построения и теория./ под. ред. Я.Д. Ширмана. – М.: З.А.О. «МАКВИС», 1998. – 828 с.

Надійшла до редколегії 24.10.2013

Мінервін Микола Миколайович, фото та відомості про автора див. на стор. 486.

Кузнєцов Олександр Леонідович, фото та відомості про автора див. на стор. 505.

УДК 621.391.26

Оптимизация измерения радиального ускорения цели за счет учета фазовых флуктуаций принятого радиолокационного сигнала / Н.Н. Минервин, А.Л. Кузнецов // Прикладная радиоэлектроника: науч.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 518–520.

В статье синтезирован алгоритм оптимального измерения радиального ускорения цели, учитывающий случайные фазовые искажения принятых радиоимпульсов пачечного радиосигнала. Проанализированы особенности предложенного оптимального алгоритма.

Ключевые слова: радиальное ускорение, частота, радиосигнал, фазовые флуктуации.

Ил.: 1. Библиогр.: 3 назв.

UDC 621.391.26

Optimization of measuring target radial acceleration with due account of phase fluctuations of received radar signal / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 518–520.

An algorithm of the optimum measurement of target radial acceleration that takes into account irregular phase distortions of received radio pulses of the train radio signal is synthesized in the paper. The peculiarities of the offered optimum algorithm are analysed.

Keywords: radial acceleration, frequency, radio signal, phase fluctuations.

Fig.: 1. Ref.: 3 items.

УДК 621.391.26

ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ РАДІАЛЬНОГО ПРИСКОРЕННЯ ЦІЛІ З УРАХУВАННЯМ ФАЗОВИХ ФЛУКТУАЦІЙ РАДІОЛОКАЦІЙНОГО СИГНАЛУ

М.М. МІНЕРВІН, О.Л. КУЗНЄЦОВ

У статті наведено вирази для розрахунку середньоквадратичної помилки вимірювання радіального прискорення цілі при впливі випадкових фазових викривлень радіоімпульсів пачкового радіосигналу та з урахуванням цього впливу. Оцінено ефективність алгоритму оптимального вимірювання радіального прискорення цілі, що враховує фазові флуктуації радіоімпульсів прийнятої пачки.

Ключові слова: радіальне прискорення, точність, пачка радіоімпульсів, фазові флуктуації.

ВСТУП

Підвищення точності вимірювання радіального прискорення цілі в РЛС з когерентно-імпульсним випромінюванням є актуальною радіолокаційною задачею. Атмосферні неоднорідності та умови відбиття радіосигналу є причиною виникнення його фазових флуктуацій, які здатні суттєво знизити якість обробки радіолокаційної інформації.

У роботі [1] наведено вирази для середньоквадратичної помилки вимірювання швидкості зміни частоти прийнятої пачки, обумовленої фазовими флуктуаціями її радіоімпульсів та показано необхідність урахування цих флуктуацій під час вимірювання радіального прискорення цілі. У роботі [2] проведено відповідну оптимізацію вимірювання радіального прискорення цілі.

Метою статті є оцінювання ефективності оптимізації вимірювання радіального прискорення цілі за рахунок урахування фазових флуктуацій радіоімпульсів прийнятого пачкового радіосигналу.

ОСНОВНИЙ МАТЕРІАЛ

Радіальне прискорення цілі $\hat{a}_r$ можна оцінити згідно з виразом

$$\hat{a}_r = \lambda \hat{\dot{\Omega}} / 4\pi , \tag{1}$$

де λ – довжина хвилі; $\hat{\dot{\Omega}} = 2\pi \hat{\dot{F}}_{д}$; $\hat{\dot{F}}_{д}$ – оцінка швидкості зміни доплерівського зсуву частоти радіосигналу.

Для оцінки потенційних можливостей підвищення точності радіолокаційного вимірювання радіального прискорення цілі доцільно скористатися відношенням виду

$$B_{\dot{\Omega}} = \sigma^2_{\dot{\Omega}} / \sigma^2_{\dot{\Omega}\text{опт}} , \tag{2}$$

де $\sigma^2_{\dot{\Omega}}$ – дисперсія помилки вимірювання швидкості зміни частоти пачки за відсутності врахування фазових флуктуацій її радіоімпульсів; $\sigma^2_{\dot{\Omega}\text{опт}}$ – дисперсія помилки оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки з урахуванням фазових флуктуації її радіоімпульсів.

Припускається, що фазові флуктуації розподілені за нормальним законом з кореляційною матрицею виду

$$K = \left\| \sigma^2_{\varphi} a^{|i-j|} \right\| \quad i,\ j \in 1,\ 2, \ldots,\ n , \tag{3}$$

де σ^2_{φ} і a – дисперсія і коефіцієнт міжімпульсної кореляції фазових флуктуацій відповідно; i, j – номери імпульсів пачки; n – кількість імпульсів у пачці.

Таким чином, при $a > 0$ зі збільшенням інтервалу між імпульсами пачки кореляція спадає монотонно, а при $a < 0$ – зі зміною знаку.

Помилка вимірювання швидкості зміни частоти радіосигналу обумовлена двома незалежними причинами: власними шумами приймального пристрою і фазовими флуктуаціями радіосигналу [3]. Тому, дисперсія помилки вимірювання швидкості зміни частоти радіосигналу визначається сумою дисперсій шумової складової помилки $\sigma^2_{ш}$ та дисперсії помилки $\sigma^2_{фл}$, яка викликана фазовими флуктуаціями радіоімпульсів пачки

$$\sigma^2_{\dot{\Omega}} = \sigma^2_{ш} + \sigma^2_{фл} . \tag{4}$$

Відповідно до виразів, наведених у роботі [1], можна показати, що дисперсія помилки вимірювання швидкості зміни частоти прямокутної пачки радіоімпульсів $\sigma^2_{\dot{\Omega}}$ за відсутності врахування фазових флуктуацій має вигляд

$$\sigma^2_{\dot{\Omega}} = \frac{180}{q^2 T^4 (4m^2-1)(m^2-1)} + \frac{4050\sigma_{\varphi}{}^2}{m^2 T^4 (4m^2-1)^2 (m^2-1)^2} \times$$
$$\times \Big[\sum_{k=1}^{m} (k^2 - k - \frac{1}{3}(m^2-1))^2 (1 + a^{(2k-1)}) + 2\sum_{k=1}^{m-1} a^k \times$$
$$\times \sum_{i=1}^{m-k} (k^2 - k - \frac{1}{3}(m^2-1))((k+i)^2 - (k+i) -$$
$$- \frac{1}{3}(m^2-1))(1 + a^{(2k-1)})\Big] . \tag{5}$$

де q^2 – відношення сигнал/шум за потужністю; T – період слідування радіоімпульсів пачки; m – кількість пар радіоімпульсів симетричних відносно центру пачки; k і i – номери пар симетричних радіоімпульсів.

Дисперсія помилки оптимального вимірювання швидкості зміни частоти може бути знайдена згідно з виразом

$$1 / \sigma^2_{\dot{\Omega}\text{опт}} = -\partial^2 \bar{\ell}(\Omega) / \partial \dot{\Omega}^2 \ \text{ при } \dot{\Omega} = \hat{\dot{\Omega}} , \tag{6}$$

де $\partial^2 \overline{\ell}(\dot\Omega)/\partial\dot\Omega^2$ – друга похідна відношення правдоподібності, усередненого за флуктуаційними складовими фаз імпульсів прийнятої пачки, вираз для якого отримано у роботі [2].

Вираз для дисперсії помилки оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки, отриманий згідно з (6), має вигляд

$$\sigma^2_{\dot\Omega\text{опт}} = \{q^2T^4[\sum_{k=2}^{m}\sum_{i=1}^{k-1}\xi_k\xi_i(k^2-k-i^2+i)^2 - -\frac{1}{|\Theta|}\sum_{k=1}^{m}\sum_{l=1}^{m}(-1)^k\xi_k\xi_l(k^2-k-l^2+l)\times \times\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}(-1)^i\xi_i\xi_j(i^2-i-j^2+j)|\Theta_{k,i}|]\}^{-1}, \quad (7)$$

де $\xi_k = \frac{Z_k}{Z_\Sigma}$; $Z_k = \frac{1}{2}\left|\int_{-\infty}^{\infty}\dot Y_k(t)\dot X_k^*(t)dt\right|$ – модуль сигнальної частини комплексного кореляційного інтегралу для k-го радіоімпульсу; $\dot{Y}_k(t)$ – комплексна амплітуда прийнятого k-го радіоімпульсу; $\dot{X}_k^*(t)$ – комплексно спряжена амплітуда k-го опорного радіоімпульсу; $Z_\Sigma = \sum_{k=1}^{n} Z_k$.

У цьому виразі $|\Theta_{k,i}|$ – мінор елементу k, і матриці Θ, яка має вигляд

$$|\Delta| = \begin{vmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & . & a_{1,m} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & . & a_{2,m} \\ . & . & . & . \\ a_{m,1} & a_{m,2} & . & a_{m,m} \end{vmatrix}, \quad (8)$$

де

$$a_{1,1} = \frac{1-a+a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_1\sum_{i=2}^{m}\xi_i;$$

$$a_{m,m} = \frac{1}{2\gamma(1+a)} + \xi_m\sum_{i=1}^{m-1}\xi_i;$$

$$a_{k,k} = \frac{1+a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_k(\sum_{i=1}^{k-1}\xi_i + \sum_{i=k+1}^{m}\xi_i);$$

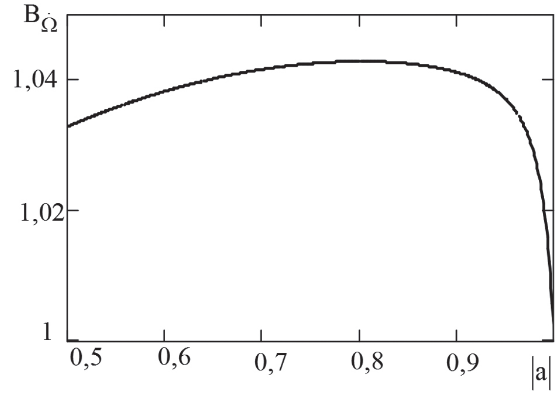
$$a_{k,k+1} = a_{k+1,k} = -\frac{a}{2\gamma(1+a)} - \xi_k\xi_{k+1},$$

$a_{k,i} = a_{i,k} = -\xi_k\xi_i$; $\gamma = q^2\sigma^2_\varphi(1-a)$ – параметр, який дозволяє врахувати спільний вплив внутрішніх шумів і корельованих фазових флуктуацій.

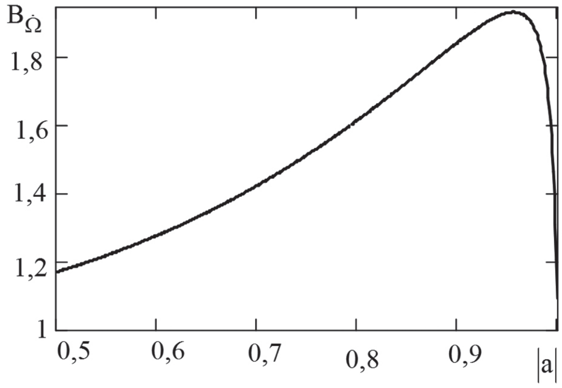
На рис. 1 наведено графіки залежності $B_{\dot\Omega}$ від коефіцієнта міжімпульсної кореляції фазових флуктуацій для пачки з шести радіоімпульсів при монотонній (рис. 1, *а*) та знакозмінній (рис. 1, *б*) кореляційних функціях фазових флуктуацій, дисперсія яких складає $\sigma^2_\varphi = 1$.

З графіків видно, що за рахунок урахування фазових флуктуацій, які описуються монотонною кореляційною функцією, точність вимірювання радіального прискорення цілі може бути підвищена лише на одиниці відсотків.

З урахуванням фазових флуктуацій, які описуються знакозмінною кореляційною функцією, вказане підвищення може складати до дев'яносто відтоків.



а



б

Рис. 1. Підвищення точності вимірювання радіального прискорення цілі

ВИСНОВКИ

Таким чином, підвищення точності вимірювання радіального прискорення цілі може складати від одиниць до десятків відсотків у залежності від закону зміни кореляції фазових флуктуацій радіоімпульсів прийнятої пачки. Отримані результати можуть бути практично використані для підвищення якості траєкторної обробки радіолокаційної інформації в сучасних РЛС.

Литература

[1] Ошибки измерения радиальной скорости и радиального ускорения цели, обусловленные неучетом флюктуаций фаз импульсов пачки / Н.Н. Минервин, А.Л. Кузнецов // Авіаційно-космічна техніка і технологія. – Х.: ХАІ, 2001. – Вип. 22. – С. 288–294.

[2] Оптимізація вимірювання радіального прискорення цілі за рахунок врахування фазових флуктуацій прийнятого радіолокаційного сигналу / О.Л. Кузнєцов // Системи управління навігації та зв'язку. – К.: ЦНДІ навігації і управління, 2009. – Вип. 3 (11). – С. 53–55.

[3] Радиоэлектронные системы. – Основы построения и теория. / под. ред. Я.Д. Ширмана. – М: З. А.О. «МАКВИС». – 1998. – 828 с.

Надійшла до редколегії 28.10.2013

Мінервін Микола Миколайович, фото та відомості про автора див. на стор. 486.

Кузнєцов Олександр Леонідович, фото та відомості про автора див. на стор. 505.

УДК 621.391.26

Повышение точности измерения радиального ускорения цели при учете фазовых флуктуаций радиолокационного сигнала / Н.Н. Минервин, А.Л. Кузнецов // Прикладная радиоэлектроника: науч.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 521–523.

В статье представлены выражения для расчета среднеквадратической ошибки измерения радиального ускорения цели при наличии случайных фазовых искажений радиоимпульсов пачечного радиосигнала и при учете этих искажений. Оценена эффективность алгоритма оптимального измерения радиального ускорения цели, учитывающего фазовые флуктуации радиоимпульсов принятой пачки.

Ключевые слова: радиальное ускорение, точность, пачка радиоимпульсов, фазовые флуктуации.

Ил.: 1. Библиогр.: 3 назв.

UDC 621.391.26

Improving accuracy of measuring target radial acceleration when accounting for phase fluctuations of radar signal / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 521–523.

Expressions for computing a RMS error of measuring target radial acceleration are given for the cases when radio pulses within a train radio signal are distorted by random phase noise and when such distortions are accounted for. The efficiency of the algorithm for optimal measurement of target radial acceleration that takes into account the random phase fluctuations of the received train radio pulses is estimated.

Keywords: radial acceleration, accuracy, pulse train, phase fluctuations.

Fig.: 1. Ref.: 3 items.

УДК 621.391.26

ВПЛИВ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ФАЗОВИХ ФЛУКТУАЦІЙ РАДІОЛОКАЦІЙНОГО СИГНАЛУ НА ТОЧНІСТЬ ОПТИМАЛЬНОГО ВИМІРЮВАННЯ РАДІАЛЬНОГО ПРИСКОРЕННЯ ЦІЛІ

М.М. МІНЕРВІН, О.Л. КУЗНЄЦОВ

У статті надано вирази для розрахунку середньоквадратичної помилки вимірювання радіального прискорення цілі з урахуванням випадкових фазових викривлень радіоімпульсів прийнятого пачкового радіосигналу. Проведено чисельний аналіз впливу статистичних характеристик фазових флуктуацій радіоімпульсів прийнятої пачки на точність оптимального вимірювання радіального прискорення цілі.

Ключові слова: радіальне прискорення, точність, пачка радіоімпульсів, фазові флуктуації.

ВСТУП

Сучасні РЛС виконують завдання за призначенням в умовах впливу атмосферних неоднорідностей та земної (морської) поверхні. Зазначені фактори є причинами виникнення випадкових викривлень фазової структури радіолокаційного сигналу, які здатні суттєво знизити точність вимірювання координат цілі та їх похідних за часом [1].

У РЛС супроводження здійснюється оцінювання першої, другої, а в деяких випадках й третьої похідної дальності за часом. Тому, становить практичну користь проведення чисельного аналізу впливу статистичних характеристик фазових флуктуацій прийнятого радіосигналу на точність оптимального вимірювання радіального прискорення цілі.

У роботі [2] проведено оптимізацію вимірювання радіального прискорення цілі за рахунок врахування фазових флуктуацій прийнятого радіолокаційного сигналу. Оцінювання ефективності запропонованої оптимізації проведено у роботі [3].

Метою статті є проведення чисельного аналізу залежності точності оптимального вимірювання радіального прискорення цілі від статистичних характеристик фазових флуктуацій радіосигналу.

ОСНОВНИЙ МАТЕРІАЛ

Припускається, що фазові флуктуації розподілені за нормальним законом з кореляційною матрицею виду [2, 3]

$$K = \left\| \sigma_\varphi^2 a^{|i-j|} \right\| \quad i,\ j \in 1,\ 2, \ldots,\ n\,, \qquad (1)$$

де σ_φ^2 – дисперсія фазових флуктуацій; a – коефіцієнт кореляції фазових флуктуацій сусідніх радіоімпульсів пачки; i, j – номери радіоімпульсів пачки; n – кількість радіоімпульсів у пачці.

Середньоквадратична помилка оптимального вимірювання радіального прискорення цілі може бути оцінена згідно з виразом

$$\sigma_a = \lambda \sigma_{\dot{\Omega}_{\text{опт}}} / 4\pi\,, \qquad (2)$$

де λ – довжина хвилі; $\sigma_{\dot{\Omega}_{\text{опт}}}$ – середньоквадратична помилка (СКП) оптимального вимірювання швидкості зміни кругової частоти пачки з урахуванням фазових флуктуацій її радіоімпульсів.

Вираз для дисперсії помилки оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки [3] має вигляд

$$\sigma^2_{\dot{\Omega}_{\text{опт}}} = \{ q^2 T^4 [\sum_{k=2}^{m} \sum_{i=1}^{k-1} \xi_k \xi_i (k^2 - k - i^2 + i)^2 -$$
$$- \frac{1}{|\Theta|} \sum_{k=1}^{m} \sum_{l=1}^{m} (-1)^k \xi_k \xi_l (k^2 - k - l^2 + l) \times$$
$$\times \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} (-1)^i \xi_i \xi_j (i^2 - i - j^2 + j) \left| \Theta_{k,i} \right|] \}^{-1}, \qquad (3)$$

де q^2 – відношення сигнал/шум за потужністю; T – період слідування радіоімпульсів пачки; m – кількість пар радіоімпульсів симетричних відносно центру пачки; $\xi_k = \frac{Z_k}{Z_\Sigma}$; $Z_k = \frac{1}{2} \left| \int_{-\infty}^{\infty} \dot{Y}_k(t) \dot{X}_k^*(t) dt \right|$ – модуль сигнальної частини комплексного кореляційного інтегралу для k-го радіоімпульсу; $\dot{Y}_k(t)$ – комплексна амплітуда прийнятого k-го радіоімпульсу; $\dot{X}_k^*(t)$ – комплексно спряжена амплітуда k-го опорного радіоімпульсу; $Z_\Sigma = \sum_{k=1}^{n} Z_k$.

У цьому виразі $\left| \Theta_{k,i} \right|$ – мінор елементу k, i матриці Θ [2, 3], визначник якої має вигляд

$$|\Theta| = \begin{vmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & . & a_{1,m} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & . & a_{2,m} \\ . & . & . & . \\ a_{m,1} & a_{m,2} & . & a_{m,m} \end{vmatrix}, \qquad (4)$$

де $a_{1,1} = \frac{1 - a + a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_1 \sum_{i=2}^{m} \xi_i$; $a_{m,m} = \frac{1}{2\gamma(1+a)} + \xi_m \times \sum_{i=1}^{m-1} \xi_i$; $a_{k,k} = \frac{1+a^2}{2\gamma(1+a)} + \xi_k (\sum_{i=1}^{k-1} \xi_i + \sum_{i=k+1}^{m} \xi_i)$;

$a_{k,k+1} = a_{k+1,k} = -\frac{a}{2\gamma(1+a)} - \xi_k \xi_{k+1}$; $a_{k,i} = a_{i,k} = -\xi_k \xi_i$,

$\gamma = q^2 \sigma_\varphi^2 (1-a)$ – параметр, який дозволяє врахувати спільний вплив внутрішніх шумів і корельованих фазових флуктуацій.

На рис. 1 і 2 наведено графіки залежності квадрата добутку $(\sigma_{\dot{\Omega}_{\text{опт}}}\tau_c^2)^2$ СКП оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки $\sigma_{\dot{\Omega}_{\text{опт}}}$ і квадрата тривалості пачки з шести радіоімпульсів τ_c^2 від дисперсії фазових флуктуацій σ_φ^2.

На рис. 1 наведено криву, що позначена літерою «*а*», відповідає пачці з рівномірним розподілом амплітуд радіоімпульсів, а крива, що позначена літерою «*б*», – пачці з розподілом амплітуд радіоімпульсів, який спадає від центру до її країв за законом $\xi_k/\xi_1 = 1-(k-1)/m$ $(k=1,2...m)$. Відношення сигнал/шум за потужністю приймається рівним $q^2 = 600$, а коефіцієнт кореляції фазових флуктуацій між крайніми радіоімпульсами пачки – $a_c = 0,5$.

На рис. 2 наведено аналогічні графіки для пачки з шести радіоімпульсів з рівномірним розподілом амплітуд при різних значеннях коефіцієнта кореляції фазових флуктуацій a_c.

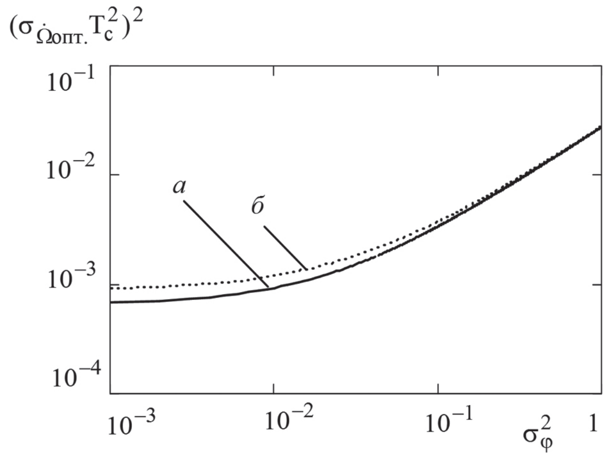


Рис. 1. Вплив статистичних характеристик фазових флуктуацій на СКП оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки в залежності від амплітудного розподілу її радіоімпульсів

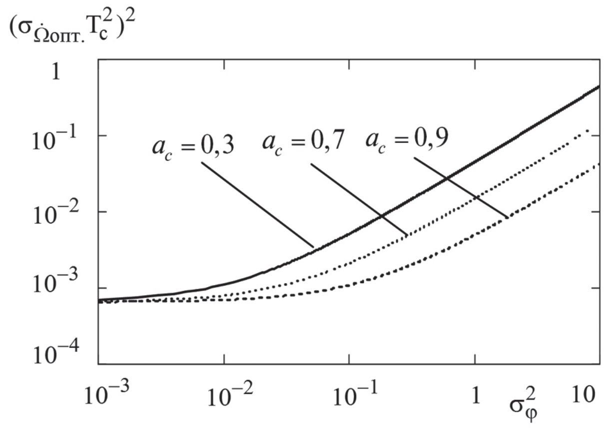


Рис. 2. Вплив статистичних характеристик фазових флуктуацій на СКП оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки при рівномірному амплітудному розподілі її радіоімпульсів

З наведених графіків видно, що величина СКП оптимального вимірювання швидкості зміни частоти пачки радіоімпульсів зростає зі збільшенням дисперсії та зменшенням коефіцієнта кореляції фазових флуктуацій.

В області малих значень дисперсії фазових флуктуацій на величину СКП оптимального вимірювання радіального прискорення цілі переважний вплив здійснює співвідношення амплітуд пар симетричних радіоімпульсів пачки (рис. 1) і майже не впливають статистичні характеристики фазових флуктуацій (рис. 2).

В області великих значень дисперсії фазових флуктуацій СКП оптимального вимірювання радіального прискорення цілі переважно визначається статистичними характеристиками фазових флуктуацій. При $\sigma_\varphi^2 > 0,1$ дана залежність наближується до лінійної та збільшується внесок зниження кореляції фазових флуктуацій в збільшення СКП вимірювання радіального прискорення цілі.

Проведений аналіз дозволяє визначити умови, за яких урахування фазових флуктуацій радіолокаційного сигналу під час вимірювання радіального прискорення цілі, є доцільним.

ВИСНОВКИ

Отримані результати дозволяють визначати умови застосування алгоритму оптимального вимірювання радіального прискорення цілі [2] для конкретних зразків сучасних радіолокаційних станцій та отримувати відповідні оцінки показників якості вимірювання.

Література

[1] Радиоэлектронные системы. – Основы построения и теория./ под. ред. Я.Д. Ширмана. – М: З.А.О. «МАКВИС»,1998. – 828 с.

[2] Оптимізація вимірювання радіального прискорення цілі за рахунок врахування фазових флуктуацій прийнятого радіолокаційного сигналу / О.Л. Кузнєцов // Системи управління навігації та зв'язку. – К.: ЦНДІ навігації і управління, 2009. – Вип. 3 (11). – С. 53–55.

[3] Підвищення точності вимірювання радіального прискорення цілі при врахуванні фазових флуктуацій радіолокаційного сигналу / О.Л. Кузнєцов, М.М. Мінервін, В.А. Таршин, М.М. Петрушенко // Системи управління навігації та зв'язку. – К.: ЦНДІ навігації і управління, 2009. – Вип. 4 (12). – С. 39–41.

Надійшла до редколегії 30.10.2013

Мінервін Микола Миколайович, фото та відомості про автора див. на стор. 486.

Кузнєцов Олександр Леонідович, фото та відомості про автора див. на стор. 505.

УДК 621.391.26

Влияние статистических характеристик фазовых флуктуаций радиолокационного сигнала на точность оптимального измерения радиального ускорения цели/ Н.Н. Минервин, А.Л. Кузнецов // Прикладная радиоэлектроника: науч.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 524–526.

В статье представлены выражения для расчета среднеквадратической ошибки измерения радиального ускорения цели при учете случайных фазовых искажений радиоимпульсов пачечного радиосигнала. Проведен численный анализ влияния статистических характеристик фазовых флуктуаций радиоимпульсов принятой пачки на точность оптимального измерения радиального ускорения цели.

Ключевые слова: радиальное ускорение, точность, пачка радиоимпульсов, фазовые флуктуации.

Ил.: 2. Библиогр.: 3 назв.

UDC 621.391.26

Influence of phase fluctuations statistical characteristics of radar signal on the optimal measurement accuracy of target radial acceleration / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 524–526.

Expressions for computing a RMS error of measuring target radial acceleration are given for the cases when random phase distortions of radio pulses within the train radio signal are accounted for. A numerical analysis of the influence of statistical characteristics of phase fluctuations of the said received train radio pulses on the optimum measurement accuracy of the target radial acceleration is done.

Keywords: radial acceleration, accuracy, radio pulse train, phase fluctuations.

Fig.: 2. Ref.: 3 items.

УДК 621.391.26

УЧЕТ ОСОБЕННОСТЕЙ ДОПЛЕРОВСКОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ В ИОНОСФЕРЕ ПРИ ОЦЕНКЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ИХ ОБНАРУЖЕНИЯ

Н.Н. МИНЕРВИН, А.Л. КУЗНЕЦОВ, Д.В. КАРЛОВ

В статье рассматривается влияние ионосферы на показатели качества обнаружения движущихся целей. Учитываются неодинаковые изменения временных масштабов несущих колебаний и их комплексной огибающей. Оценивается уменьшение пика сигнала на выходе схемы его обработки при неучете особенностей доплеровского преобразования сигнала в ионосфере и связанное с этим ухудшение показателей качества обнаружения.

Ключевые слова: ионосфера, показатели качества обнаружения, доплеровское преобразование.

ВВЕДЕНИЕ

Эффекты при распространении радиоволн в ионосфере оказывают существенное влияние на обнаружение, разрешение и измерение параметров радиолокационных сигналов.

При оценке влияния ионосферы на показатели качества обнаружения в литературе (например, [1]) в основном учитываются эффекты затухания, дисперсионных искажений и изменения поляризации сигналов. Все эти эффекты не связаны с движением цели. В настоящей статье оценивается влияние движения целей в ионосфере на показатели качества их обнаружения.

Целью статьи является оценивание влияния доплеровского преобразования радиолокационных сигналов в ионосфере на показатели качества их обнаружения.

ОСНОВНОЙ МАТЕРИАЛ

В сигнале, отраженном от движущейся в ионосфере цели, происходит неодинаковое изменение временного масштаба его несущих высокочастотных колебаний и комплексной огибающей. В комплексной форме записи для амплитуды принятого сигнала с точностью до начальной фазы справедливо [1] соотношение

$$\dot{Y}(t,a,b)=\dot{U}[(1-a-b)t]e^{j\omega_0(-a+b)t}, \quad (1)$$

где $\dot{U}[(1-a-b)t]$ — комплексная огибающая принимаемого сигнала; ω_0 — круговая несущая частота сигнала; $a=2V_r/c$; V_r — радиальная составляющая скорости цели; c — скорость света в вакууме;

$$b=\frac{1}{\omega_0^2 c}[\omega_{\text{пл.ц}}^2 V_r+\frac{V_\perp}{r_\text{ц}}\int_0^{r_\text{ц}} r\cdot grad_\perp \omega_\text{пл}^2 dr+ \int_0^{r_\text{ц}}\frac{\partial\omega_\text{пл}^2}{\partial t}dr] \quad (2)$$

— параметр, определяющий влияние ионосферы на временные масштабы комплексной огибающей сигнала и его несущих высокочастотных колебаний; $\omega_\text{пл}$ — собственная (плазменная) частота ионизированного газа; $\omega_{\text{пл.ц}}$ — значение $\omega_\text{пл}$ в месте расположения цели; $V_\perp$ — поперечная составляющая скорости цели; $r_\text{ц}$ — наклонная дальность до цели.

Первое слагаемое в выражении (2) учитывает изменение фазовой скорости в районе цели, второе слагаемое учитывает искривление луча, третье слагаемое учитывает возможную нестационарность ионосферы.

Большое практическое значение имеют сигналы, являющиеся совокупностью (пачкой) импульсов и описываемые комплексной огибающей

$$\dot{Y}(t)=\sum_{i=1}^{N}\dot{U}_i(t-t_i)e^{j(-\omega_0 t_i-\varphi_i)}, \quad (3)$$

где t_i — запаздывание i-го импульса относительно начала отсчета времени; φ_i — начальные фазы импульсов; N — число импульсов в пачке.

В выражении (3) в отличие от (1) изменение временного масштаба отдельного импульса не учитывается, т. к. основную роль, наряду с доплеровским смещением частоты, играет изменение взаимного временного положения импульсов пачки.

При неучете особенностей доплеровского преобразования сигнала в ионосфере в окрестности $b\approx 0$ нормированное значение функции рассогласования определяется [1] соотношением

$$\rho(b)=1-2b^2(M_2\{\Omega\}N_2\{t\}-M_1^2\{t\varphi'(t)\}), \quad (4)$$

где $M_2\{\Omega\}=\int_{-\infty}^{\infty}\Omega^2\left|\dot{G}(\Omega)\right|^2 d\Omega \Big/ \int_{-\infty}^{\infty}\left|\dot{G}(\Omega)\right|^2 d\Omega$ — параметр, пропорциональный квадрату ширины спектра сигнала $\dot{G}(\Omega)$, и порядка этой величины; $\Omega=\omega-\omega_0$ — отклонение частоты от несущей; $N_2\{t\}=\int_{-\infty}^{\infty}t^2\left|\dot{U}'(t)\right|^2 dt \Big/ \int_{-\infty}^{\infty}\left|\dot{U}'(t)\right|^2 dt$ — параметр, пропорциональный квадрату длительности сигнала и порядка этой величины; $\dot{U}'(t)$ — производная по времени комплексной огибающей сигнала; $M_1^2\{t,\varphi'(t)\}=\int_{-\infty}^{\infty}t\varphi'(t)\left|\dot{U}(t)\right|^2 dt \Big/ \int_{-\infty}^{\infty}\left|\dot{U}(t)\right|^2 dt$ — параметр, определяемый скоростью изменения его фазы $\varphi'(t)$ (отличен от нуля только у сигналов с частотной модуляцией).

При неучете особенностей доплеровского преобразования в ионосфере некогерентной пачки импульсов нормированная функция рассогласования в окрестности $b \approx 0$ определяется соотношением

$$\rho(b) = 1 - 2b^2 (M_2\{\Omega\} - M_1^2\{\Omega\}) T^2 , \qquad (5)$$

где $T^2 = \sum_{i=1}^{N} t^2 Э_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} Э_i$ — параметр, пропорциональный квадрату длительности пачки и порядка этой величины; $Э_i$ — энергия отдельных импульсов; $M_1\{\Omega\} = \int_{-\infty}^{\infty} \Omega \left|\dot{G}(\Omega)\right|^2 d\Omega \Big/ \int_{-\infty}^{\infty} \left|\dot{G}(\Omega)\right|^2 d\Omega$ — первый нормированный момент спектра сигнала, равный нулю при симметричном спектре. Отсчет времени t производится от центра пачки.

Для когерентной пачки импульсов нормированная функция рассогласования незначительно отличается от соотношения (5) и поэтому может быть использована в этом случае.

Если задаться допустимым уровнем снижения пика сигнала на выходе схемы его обработки

$$\Delta\rho(b) = 1 - \rho(b) , \qquad (6)$$

то из (4) и (5) следует, что для одиночного когерентного сигнала должно выполняться условие

$$M_2\{\Omega\} N_2\{t\} - M_1^2\{t\varphi'(t)\} \le \Delta\rho(b) / 2b^2 , \qquad (7)$$

а для пачек когерентных сигналов —

$$T^2 (M_2\{\Omega\} - M_1^2\{\Omega\}) \le \Delta\rho(b) / 2b^2 . \qquad (8)$$

Для оценочных расчетов вместо (8) можно использовать более простое соотношение

$$T^2 \Delta f^2 \le \Delta\rho(b) / 2b^2 , \qquad (9)$$

где T — длительность пачки; Δf — ширина спектра импульсов.

Задаваясь допустимым уровнем $\Delta\rho(b)$ уменьшения пика сигнала и значением параметра b, соответствующим оцениваемой ситуации, из соотношений (6) – (8) можно определить допустимые значения ширины спектра.

Уменьшение пика сигнала при его обнаружении эквивалентно уменьшению его энергии, хотя сама энергия сигнала при неучете особенностей его преобразования в ионосфере не уменьшается, а только перераспределяется во времени (происходит ее «расплывание»). Это кажущееся уменьшение энергии сигнала приводит к реальному снижению условной вероятности правильного обнаружения D и повышению условной вероятности ложной тревоги F.

Оценим эти изменения для распространенного случая обнаружения когерентного сигнала со случайной равновероятной начальной фазой и релеевской амплитудой на фоне белого шума. В этом случае справедливо соотношение [1, 2]

$$D = F^{\frac{1}{1+\nu}} , \qquad (10)$$

где $\nu = Э/N_0$ — коэффициент различимости; Э — энергия сигнала; N_0 — спектральная плотность мощности (энергетический спектр) белого шума.

Решая совместно два таких уравнения для случаев учета и неучета особенностей преобразования сигнала в ионосфере можно получить соотношения для оценки ухудшения качественных показателей обнаружения D и F:

$$\lg D = \lg D_0 / [1 - \Delta\rho(b)(1 - \lg D_0 / \lg F_0)] , \qquad (11)$$

$$\lg F/F_0 = \Delta\rho(b)(\lg D_0 - \lg F_0) , \qquad (12)$$

где D_0 и F_0 — значения качественных показателей обнаружения при учете влияния ионосферы, т. е. при $\Delta\rho(b) = 0$.

С использованием этих соотношений для широкого диапазона значений качественных показателей обнаружения $D_0 = 0{,}5...0{,}9$ и $F_0 = 10^{-10}...10^{-4}$ получены численные оценки ухудшения этих показателей в зависимости от относительного уменьшения пика сигнала на выходе схемы его обработки $\Delta\rho(b)$ при неучете особенностей доплеровского преобразования в ионосфере.

Результаты такого оценивания представлены на рис. 1 и 2.

На рис. 1 показано уменьшение условной вероятности правильного обнаружения $D_0 - D$, которое может составлять десятые доли единицы.

На рис. 2 иллюстрируется увеличение F/F_0 условной вероятности ложной тревоги, которое может составлять единицы порядков.

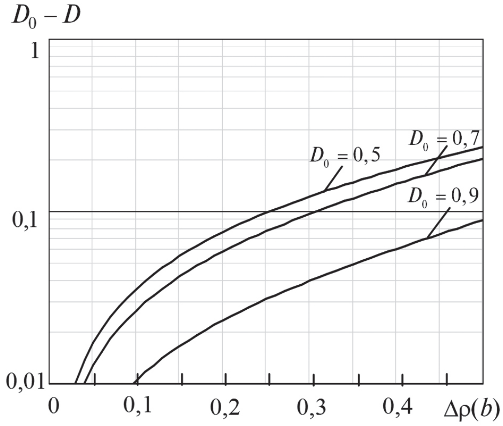


Рис. 1. Уменьшение условной вероятности правильного обнаружения

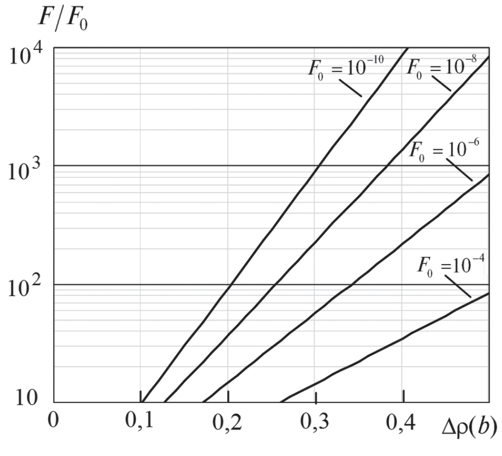


Рис. 2. Увеличение условной вероятности ложной тревоги

ВЫВОДЫ

Таким образом, при неучете особенностей доплеровского преобразования радиолокационных сигналов в ионосфере, уменьшение условной вероятности правильного обнаружения может составлять десятые доли единицы, а увеличение условной вероятности ложной тревоги может составлять единицы порядков.

Литература

[1] Радиоэлектронные системы. – Основы построения и теория./ под. ред. Я.Д. Ширмана. – М.: З.А.О. «МАКВИС», 1998. – 828 с.

[2] Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. Я.Д. Ширман, В.Н. Манжос. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

Поступила в редколлегию 1.11.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Кузнецов Александр Леонидович, фото и сведения об авторе см. на с. 505.

Карлов Дмитрий Владимирович, кандидат технических наук, старший научный сотрудник, начальник научно-исследовательского отдела научного центра Воздушных Сил Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: радиолокация, распространение радиоволн, радиосистемы.

УДК 621.391.26

Врахування особливостей доплерівського перетворення радіолокаційних сигналів в іоносфері в ході оцінювання показників якості їх виявлення / М.М. Мінервін, О.Л. Кузнєцов, Д.В. Карлов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 527–529.

У статті розглядається вплив іоносфери на показники якості виявлення рухомих цілей. Враховуються неоднакові зміни часових масштабів несучих коливань та їх комплексної обвідної. Оцінюється зменшення піка сигналу на виході схеми його обробки з не урахуванням особливостей доплерівського перетворення сигналу в іоносфері та пов'язане з цим погіршення показників якості виявлення.

Ключові слова: іоносфера, показники якості виявлення, доплерівське перетворення.

Іл.: 2. Бібліогр.: 2 найм.

UDC 621.391.26

Taking into account features of Doppler transformation of radar signals in the ionosphere at estimating parameters of quality of their detection / N.N. Minervin, A.L. Kuznetsov, D.V. Karlov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 527–529.

Influence of the ionosphere on detection quality indices of moving targets is considered. Unequal changes of time scales of carrying oscillations and their complex envelope is taken into account. Decrease of the signal peak at the scheme output of its processing is estimated when ignoring features of Doppler transformation of a signal in the ionosphere and the deterioration of the detection quality indices connected with it.

Keywords: ionosphere, detection quality indices, Doppler transformation.

Fig.: 2. Ref.: 2 items.

УДК 621.391.26

ОСОБЕННОСТИ ВЛИЯНИЯ ИОНОСФЕРЫ НА РАДИОЛОКАЦИОННЫЕ СИГНАЛЫ ПРИ УСКОРЕННОМ ДВИЖЕНИИ КОСМИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

Н.Н. МИНЕРВИН, Д.В. КАРЛОВ, В.М. КОНОВАЛОВ

В статье получены соотношения, необходимые для оценки качества обнаружения, разрешения и точности измерения параметров движения цели, ускоренно движущейся в ионосфере.

Ключевые слова: ионосфера, космический объект, радиолокационный сигнал.

ВВЕДЕНИЕ

Как известно, выбор орбит движения космических аппаратов определяется функциональным назначением этих аппаратов. Это свойство касается и космических аппаратов разведки. По маневрам космических аппаратов разведки можно предусматривать намерения государства, которому принадлежит маневрирующий космический аппарат.

Отсутствие, низкая оперативность или недостоверность информации об изменении космической обстановки может существенно усложнить определение перспектив развития событий вообще и ведение боевых действий в определенном районе в частности.

Сегодня значение космической составляющей в интересах военного дела очевидно [1–4]. Опыт недавних войн и вооружённых конфликтов свидетельствует о том, что в современных условиях всё больше влияния вносят в подготовку и применение группировок войск (сил) военно-космические средства. В современных условиях даже при нынешнем уровне развития военно-космических средств некоторые боевые возможности вооружённых сил за счёт использования информационной и другой космической компоненты интегрально повышаются в 1,5 – 2 раза.

Применение космических систем позволяет почти на 30% увеличить эффективность использования уже существующего военного потенциала государства. Так, космические аппараты разведки обеспечивают повышение точности целеуказания на (30 – 50)% и увеличения количества обнаруженных системою разведки объектов противника на (20 – 30)% и больше, а космический аппарат оптико-электронной разведки за один виток вокруг Земли получает над территорией Украины такое количество снимков, как и самолёт – разведчик за полгода полётов над этой местностью [5].

Многие аппараты разведки, особенно оптико-электронной разведки, двигаются на низких орбитах, и потому особенно подвластны возмущающим факторам от атмосферы Земли. Для организации эффективного противодействия космическим аппаратам разведки необходимо точное знание параметров их движения.

В связи с усложнением траекторий движения космических объектов и повышением требований к точности определения параметров траекторий возникает необходимость учета влияния на отраженные сигналы ускоренного движения цели.

В известной литературе [6] особенности влияния ионосферы на радиолокационные сигналы при ускоренном движении цели не рассмотрены.

Цель статьи: получить соотношения, необходимые для оценки качества обнаружения, разрешения и точности измерения параметров движения цели при наличии ускорения.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

В настоящей статье анализируются особенности влияния ионосферы для одиночных сигналов, временных и частотных когерентных и некогерентных пачек импульсов.

Используя известные выражения для коэффициента преломления в ионизированной среде

$$n=\sqrt{1-\frac{\omega_{\text{пл}}^2}{\omega^2}}\cong 1-\frac{\omega_{\text{пл}}^2}{2\omega^2}$$

и спектральное представление отраженного сигнала, его можно записать в виде

$$y(t)=\frac{1}{2\pi}\int\limits_{-\infty}^{\infty}G(\omega_0+\Omega)e^{j\Omega\left[t-\frac{2r_{\text{ц}}(t)}{c}-S(t)\right]}d\Omega\times$$
$$\times e^{j\omega_0\left[t-\frac{2r_{\text{ц}}(t)}{c}+S(t)\right]}.$$

Здесь: $\Omega=\omega-\omega_0\ll\omega_0$ – отличие круговой частоты ω спектра сигнала от ее центрального значения ω_0; $G(\omega_0+\Omega)$ – спектральная плотность излученного сигнала; $r_{\text{ц}}(t)$ – дальность до цели в момент времени t; c – скорость света в вакууме; $S(t)=\frac{1}{c\omega_0^2}\int\limits_0^{r_{\text{ц}}}\omega_{\text{пл}}^2(r)dr$ – изменение запаздывания (фазового и группового) сигнала, обусловленное влиянием ионизированной среды; $\omega_{\text{пл}}^2=3190N(r)$ – квадрат круговой плазменной частоты в рад./с при концентрации электронов $N(r)$ в м$^{-3}$ на дальности r.

Полученному спектральному представлению отраженного сигнала соответствует его временное описание

$$y(t)=U\left[t-\frac{2r_{\text{ц}}(t)}{c}-S(t)\right]e^{j\omega_0\left[t-\frac{2r_{\text{ц}}(t)}{c}+S(t)\right]}. \quad (1)$$

Отсюда видно, что при нелинейных зависимостях $r_{ц}(t)$ и $S(t)$ временные законы высокочастотного заполнения и комплексной огибающей $U(t)$ сигнала искажены, причем за счет влияния ионизированной среды эти искажения отличаются.

Ограничиваясь далее случаем равноускоренного движения цели, можно соотношение (1) свести к виду

$$y(t)=U\left[t(1-a-b)-(t_з+S)-t^2(g+h)\right]\times$$
$$\times\exp j\omega_0\left[t(1-a+b)-(t_з+S)-t^2(g-h)\right]. \quad (2)$$

Здесь: $t_з=\dfrac{2r_{ц}(0)}{c}$ – запаздывание сигнала относительно момента его излучения без учета влияния ионизированной среды; $a=\dfrac{2\vartheta_r}{c}$ – относительная радиальная скорость ϑ_r цели;

$$b=\frac{1}{c\omega_0^2}\left[\omega_{пл}^2(r_{ц})\vartheta_{ц}+\frac{\vec{\vartheta}_1}{r_{ц}}\int_0^{r_{ц}}r\cdot grad_{\perp}\omega_{пл}^2dr+\int_0^{r_{ц}}\frac{\partial\omega_{пл}^2}{\partial t}dr\right]$$

– параметр, определяемый распределением электронов в пространстве, изменением их концентрации во времени и вектором скорости движения цели; $\vec{\vartheta}_1$ и $grad_{\perp}\omega_{пл}^2$ – поперечные к линии радиолокатор-цель составляющие векторов скорости цели и градиента квадрата плазменной частоты $g=\dfrac{w_r}{c}$, где w_r – радиальное ускорение цели; $h=\left.\dfrac{d^2S(t)}{dt^2}\right|_{t=0}$.

Соотношение (2) наглядно выявляет характер искажений сигнала при равноускоренном движении цели. Имеет место частотная модуляция высокочастотных несущих колебаний по линейному закону и изменение временного масштаба комплексной огибающей сигнала по отличающемуся линейному закону.

Рассмотрим далее искажения сигналов в виде пачки импульсов, разнесенных по времени. Именно для длительных пачек импульсов влияние ускоренного движения существенно в первую очередь.

Для i-го импульса пачки с учетом (2) имеем

$$y_i(t)=U_i\left[t(1-a-b)-(t_з+S)-t^2(g+h)-t_i\right]\times$$
$$\times\exp j\omega_0\left[t(1-a+b)-(t_з-S)-t^2(g-h)-t_i\right],$$

где t_i – временное положение i-го импульса пачки.

Учитывая то, что длительность импульса значительно меньше периода их следования и $a+b\ll 1$, выражение можно упростить до вида

$$y_i(t)=U_i\left[t-t_i(1+a+b)-t_i^2(g+h)-(t_з+S)\right]\times$$
$$\times\exp j\omega_0\left[t(1-a+b)-(t_з-S)-t^2(g-h)-t_i\right].$$

Отсюда видно, что для пачки импульсов искажениями формы каждого из них можно пренебречь и учитывать наряду с частотной модуляцией высокочастотных колебаний лишь модуляцию периода их следования.

Модели искажений в ионосфере многочастотных пачек импульсов аналогичны рассмотренным выше.

Для i-го сигнала пачки с несущей частотой ω_{0i}, отраженного от движущейся с постоянным радиальным ускорением цели, с точностью до начальной фазы имеем

$$y_i(t)=U_i\left[\left(1-a-b\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t-t_i-\left(t_з+S\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)-\right.$$
$$\left.-\left(g+h\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t^2\right]\times$$
$$\times\exp j\omega_{0i}\left[\left(1-a+b\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t-\left(g-h\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t^2\right],$$

где ω_0 – средняя несущая частота, b и h – значения этих параметров для частоты ω_0.

$$y_i(t)=U_i\left[t-t_i-\left(t_з+S\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)\right]\times$$
$$\times\exp j\omega_{0i}\left[\left(1-a+b\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t-\left(g-h\frac{\omega_0^2}{\omega_{0i}^2}\right)t^2\right].$$

Так как на результаты обработки сигнала изменения временного масштаба его комплексной огибающей влияют несущественно, разумно использовать более простую модель.

ВЫВОДЫ

Полученные выше соотношения необходимы для оценки качества обнаружения, разрешения и точности измерения параметров движения цели при наличии ускорения. Они справедливы и в частном случае отсутствия ускорения [7].

Литература

[1] *Петрушенко М.М.* Погляди щодо розвитку оперативного мистецтва Повітряних Сил в умовах впровадження в практику військ нових видів озброєння і військової техніки.// Наука і техніка Повітряних Сил. – 2009. – Вип. 2 (2). – С. 5–8.

[2] *Ткаченко В.І.* Застосування космічних систем для забезпечення дій Збройних Сил. – Х.: ХВУ, 2001. – 192 с.

[3] *Галушко С.А., Митраков Н.А.* Использование космических средств в интересах национальной безопасности и обороны // Аэрокосмический вестник. – 2005. – № 2. – С. 18–31.

[4] *Голкін Д.В., Худов Г.В., Карлов Д.В.* Напрямки застосування інформації космічних систем в інтересах Повітряних Сил Збройних Сил України// // Системи озброєння і військова техніка – 2007. – Вип. 4 (12). – С. 4–7.

[5] *Куницький С.В.* Космічна підтримка застосування Збройних Сил – вимога сучасності. [Электронный ресурс]. – Режим доступа к ресурсу: http://defpol.org.ua/.

[6] Радиоэлектронные системы. Основы построения и теории: Справочник / под ред. Я.Д. Ширмана. – М., ЗАО «МАКВИС», 1998. – 828 с.

[7] *Минервин Н.Н., Кузнецов А.Л., Карлов Д.В.* Учет особенностей доплеровского преобразования радиолокационных сигналов в ионосфере при оценке показателей качества их обнаружения // Системи управління, навігації та зв'язку – 2010. – Вип. 3 (15). – С. 62–65.

Поступила в редколлегию 5.11.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Карлов Дмитрий Владимирович, фото и сведения об авторе см. на с. 529.

Коновалов Валерий Михайлович, кандидат технических наук, директор ООО «НПК Европромсервис». Научные интересы: системы поиска и обнаружения наземных и воздушных объектов в космических системах наблюдения.

УДК 621.391.26

Особливості впливу іоносфери на радіолокаційні сигнали при прискореному русі космічних об'єктів / М.М. Мінервін, Д.В. Карлов, В.М. Коновалов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 530–532.

У статті отримано співвідношення, необхідні для оцінки якості виявлення, розрізнення та точності вимірювання параметрів руху цілі, яка рухається з прискоренням в іоносфері.

Ключові слова: іоносфера, космічний об'єкт, радіолокаційний сигнал.

Бібліогр.: 7 найм.

UDC 621.391.26

Features of influencing the ionosphere on radar signals at accelerated motion of space objects / N.N. Minervin, D.V. Karlov, V.M. Konovalov// Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 530–532.

The correlations needed for estimating the quality of detection, resolution and measurement accuracy of motion parameters of a target accelerating towards the ionosphere are obtained.

Keywords: ionosphere, space object, radar signal.

Ref.: 7 items.

УДК 396. 96. 001(07)

ПРЕДЕЛЬНЫЕ РАЗМЕРЫ АПЕРТУРЫ АНТЕННЫ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ СТАНЦИИ ПРИ КОМПЕНСАЦИИ ВОЗДЕЙСТВИЯ ВНЕШНЕЙ ПОМЕХИ

Н.Н. МИНЕРВИН

Получено выражение для предельного размера антенны радиолокационной станции при компенсации воздействия внешней помехи. Причиной ограничения размера антенны являются пространственные флуктуации фронта помеховой волны. Эти ограничения сравниваются с ограничениями, имеющими место при отсутствии воздействия внешней помехи. В качестве примера для обоих рассмотренных случаев приведены численные оценки влияния турбулентности тропосферы.

Ключевые слова: антенна, радиолокационная станция, помеха, тропосфера.

ВВЕДЕНИЕ

Возможности компенсации внешней помехи, определяющие в конечном счете отношение сигнал/помеха, ограничиваются случайными флуктуациями фронта помеховой волны.

Целью настоящей статьи является оценка предельных размеров апертуры антенны радиолокационной станции, при которых еще обеспечивается требуемое ослабление воздействия внешней помехи.

Мерой подавления внешней шумоподобной помехи может служить отношение дисперсий помехи на выходе и входе устройств пространственной обработки принимаемых реализаций сигналов и помех

$$\eta = \frac{\sigma^2_{\text{вых}}}{\sigma^2_{\text{вх}}}.$$

Ограничения этого коэффициента ослабления рассмотрены с использованием методов и результатов статистической теории антенн [1] и алгоритмов оптимальной пространственной обработки принимаемых реализаций сигнала и помехи [2] в работе [3].

ОСНОВНОЙ МАТЕРИАЛ

Далее будут использоваться предельные значения этого коэффициента, которые справедливы для наиболее благоприятных условий ослабления воздействия внешней помехи. Этими условиями являются:

– наличие только одного источника внешней помехи;
– установившийся режим;
– существенное влияние только фазовых флуктуаций;
– радиус корреляции фазовых флуктуаций значительно больше размера апертуры антенны;
– реализовано оптимальное по критерию максимума отношения сигнал/шум амплитудно-фазовое распределение на апертуре антенной системы, которое существенно отличается от случая отсутствия пространственных фазовых флуктуаций помехи (для линейной антенны получено в [3]).

Оценки, приведенные в [3], показали, что отклонения от этих условий ухудшают коэффициент ослабления помехи η в разы.

Для большей наглядности полученных результатов ограничимся рассмотрением линейной антенной системы и фазовым коэффициентом корреляции, описываемым соотношением

$$r_\varphi = e^{-|z-z_1|/\rho_\varphi},$$

где z и z_1 – координаты точек антенны, отсчитываемые от центра антенны; ρ_φ – радиус корреляции фазових флуктуаций.

Будем считать также $\rho_\varphi >> L$, где L – длина антенны, т. к. только при этом условии возможно реальное ослабление помехи.

При соблюдении перечисленных условий в [3] получено соотношение

$$\eta = \frac{\sigma^2_\varphi L}{2\rho_\varphi},$$

из которого для допустимого размера апертуры антенны следует

$$L \le 2\frac{\rho_\varphi}{\sigma^2_\varphi}\eta. \tag{1}$$

Представляет интерес сравнение этой величины с допустимым размером антенны при отсутствии воздействия внешней помехи.

При отсутствии воздействия внешней помехи будем предельными размерами апертуры антенны считать ее максимальные размеры, в пределах которых еще эффективно когерентное суммирование волн при случайных искажениях ее фронта.

В монографии [1] для оговоренных выше условий в режиме накопления полезного сигнала средняя мощность принимаемых колебаний определяется выражением

$$\overline{|f(\psi)|^2} = \frac{1}{4}\int_{-1}^{1}\int e^{-\sigma^2_\varphi\frac{|x-x_1|}{c}+j\psi(x-x_1)}dxdx_1,$$

где $c = \frac{2\rho_\varphi}{L}$ – нормированный радиус корреляции фазовых флуктуаций; $\psi = \frac{\pi L}{\lambda}\sin\theta$; θ – реальный угол прихода волн, отсчитываемый от нормали к линии антенны; λ – длина волны;

$x = \dfrac{2z}{L}$ и $x_1 = \dfrac{2z_1}{L}$ – относительные координаты точек z и z_1, отсчитываемые от центра антенны.

Амплитудное распределение принято равномерным.

Анализ выражения [1] позволяет получить для антенны, направленной на источник излучения (ψ=0), закон убывания мощности сигнала с увеличением длины L антенны

$$\overline{|f(0)|^2} = 1 - \frac{\sigma_\varphi^2 L}{3\rho_\varphi}.$$

Задаваясь приемлемым уровнем Δ относительного падения мощности сигнала, для допустимой длины L антенны получим

$$L \le 3\frac{\rho_\varphi}{\sigma_\varphi^2}\Delta. \qquad (2)$$

Сравнение ограничений на длину антенны, накладываемых неравенствами (1) и (2), показывает, что, несмотря на отличие рассматриваемых процессов обработки принимаемых сигналов, требования к длинам антенн определяются одними и теми же параметрами флуктуаций фронта принимаемых волн (ρ_φ и σ_φ^2).

Существенное отличие ограничений (1) и (2) определяется совершенно разными допустимыми значениями ослабления мощности внешней помехи и снижения мощности полезного сигнала.

Требования к η и Δ в каждом конкретном случае может быть различным. При дальнейших численных оценках будем использовать относительно слабое неравенство

$$\eta < 0{,}1\Delta. \qquad (3)$$

При этом размер антенны при компенсации внешней помехи должен быть не менее, чем в 15 раз меньше размера антенны при простом накоплении полезного сигнала.

Причинами флуктуаций фронта волны могут быть: неоднородности тропосферы, неоднородности рельефа подстилающей поверхности позиции радиолокационной станции, погрешности изготовления антенн и др.

В качестве примера приведем конкретные оценки влияния флуктуаций диэлектрической проницаемости тропосферы. Необходимые для такой оценки возможные значения дисперсии σ_ε^2 флуктуаций диэлектрической проницаемости, а так же соотношения для дисперсии σ_φ^2 фазовых флуктуаций и радиуса ρ_φ корреляции фазовых флуктуаций имеются в литературе (например, [4]).

Сразу отметим сильную изменчивость характеристик турбулентности тропосферы. Поэтому оценки сделаем для трех значений дисперсии флуктуаций диэлектрической проницаемости: минимального $\sigma_{\varepsilon 1}^2 = 0{,}25\cdot10^{-12}$, среднего $\sigma_{\varepsilon 2}^2 = 0{,}45\cdot10^{-12}$ и максимального $\sigma_{\varepsilon 3}^2 = 9\cdot10^{-12}$.

Используя имеющиеся в литературе оценки ρ_φ и σ_φ^2, в удобных для вычисления единицах имеем

$$\frac{\rho_\varphi[\text{м}]}{\sigma_\varphi^2} = \frac{\lambda^{3,2}[\text{см}]}{r^{1,6}[\text{км}]} L_0^{-0,6}[\text{км}] \times \begin{cases} 0{,}45\cdot10^6, \text{ где } \sigma_{\varepsilon 1}^2 \\ 0{,}45\cdot10^4, \text{ где } \sigma_{\varepsilon 2}^2 \\ 1{,}5\cdot10^3, \text{ где } \sigma_{\varepsilon 3}^2 \end{cases}, \qquad (4)$$

где L_0 – внешний масштаб турбулентности, который обычно приближенно полагают равным высоте источника излучения (будем считать L_0 = 1 км); r – путь волны в тропосфере (будем считать r = 100 км).

С использованием соотношений (1)–(4) для Δ = 0,1 и η = 0,01 на рис.1 представлены в логарифмическом масштабе численные оценки предельных размеров L_1 антенн в режиме накопления полезного сигнала (пунктирные линии 1,2 и 3 соответственно для $\sigma_{\varepsilon 1}^2$, $\sigma_{\varepsilon 2}^2$ и $\sigma_{\varepsilon 3}^2$) и предельных размеров L_2 антенн в режиме компенсации внешней помехи (сплошные линии 4,5 и 6 соответственно для $\sigma_{\varepsilon 1}^2$, $\sigma_{\varepsilon 2}^2$ и $\sigma_{\varepsilon 3}^2$).

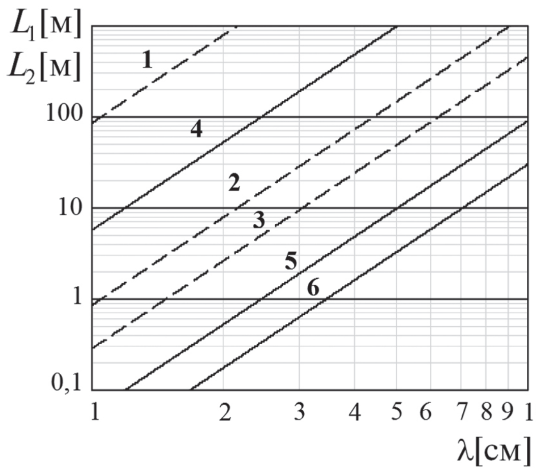


Рис. 1. Предельные размеры антенн

Из рисунка видно, что предельные размеры антенн существенно зависят от степени турбулентности тропосферы и длины волны.

В рассматриваемом диапазоне длин волн слабой турбулентности тропосферы в режиме накопления полезного сигнала (штриховая линия 1) ограничения размера антенны практически нет, а в режиме компенсации внешней помехи (сплошная линия 4) такие ограничения могут возникнуть при длине волны около 1 см.

При средней и максимальной турбулентности тропосферы в режиме накопления полезного сигнала (штриховые линии 2 и 3) ограничения размера антенн могут возникнуть до длины волны около 2 см, а в режиме компенсации внешней помехи (сплошные линии 5 и 6) ограничения могут возникнуть до длины волны около 6 см.

Многие реальные радиолокаторы претендуют на значительно большее ослабление внешней помехи, чем принятое нами при численных оценках (до $\eta = -30$ дБ). В этом случае ограничение размеров антенны будет возникать до длин волн более 20 см.

Для низколетящих целей следует ожидать дополнительно существенного влияния неоднородностей подстилающей поверхности позиции радиолокатора (например, поверхности взволнованного моря). Это влияние может стать основным в метровом диапазоне длин волн и для высоколетящих целей.

Приведенный выше материал показывает, что алгоритмы и показатели качества пространственной обработки сигнала при наличии внешней помехи и соответствующие практические рекомендации должны учитывать результаты статистической теории антенн, полученные Я.С. Шифриным [1]. Область их применения шире теории и техники только самих антенн.

Литература

[1] *Шифрин Я.С.* Вопросы статистической теории антенн. – М.: Сов. радио, 1970. – 384 с.

[2] *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

[3] *Минервин Н.Н.* Влияние случайных искажений в тропосфере помеховой волны на эффективность ее подавления корреляционным автокомпенсатором // Радиотехника. Всеукр. научно-технический сборник. ХНУРЭ, 2006. – Вып. 147. – С. 149–156.

[4] *Кравцов Ю.А., Фейзулин З.И., Виноградов А.Г.* Прохождение радиоволн через атмосферу Земли. – М.: Радио и связь, 1983. – 220 с.

Поступила в редколлегию 8.11.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

УДК 396.96.001(07)

Граничні розміри апертури антени радіолокаційної станції при компенсації дії зовнішньої завади / М.М. Мінервін // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 533–535.

Отримано вираз для граничного розміру антени радіолокаційної станції при компенсації дії зовнішньої завади. Причиною обмеження розміру антени є просторові флуктуації фронту завадової хвилі. Ці обмеження порівнюються з обмеженнями, що мають місце за відсутності впливу зовнішньої завади. Як приклад для обох розглянутих випадків наведено чисельні оцінки впливу турбулентності тропосфери.

Ключові слова: антена, радіолокаційна станція, завада, тропосфера.

Бібліогр.: 4 найм.

UDC 396.96.001(07)

Limit sizes of radar antenna aperture during compensation of interference influence / N.N. Minervin // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 533–535.

An expression for the limit size of a radar antenna during compensation of interference influence is obtained. The reasons for limiting the antenna size are space fluctuations of the interference wave front. These limitations are compared with those occurring in the no-interference influence condition. Numerical estimations of influencing troposphere turbulence are given as an illustration for both considered cases.

Keywords: antenna, radar, interference, troposphere.

Ref.: 4 items.

УДК 621.391.26

СОПОСТАВЛЕНИЕ ТЕОРЕТИЧЕСКИХ ОЦЕНОК И ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ ЭФФЕКТИВНОСТИ ОСЛАБЛЕНИЯ ВНЕШНИХ ПОМЕХ КОРРЕЛЯЦИОННЫМИ АВТОКОМПЕНСАТОРАМИ

Н.Н. МИНЕРВИН, Д.А. ГРИБ, Д.В. КАРЛОВ

В статье рассматривается эффективность ослабления внешних помех корреляционными автокомпенсаторами РЛС радиотехнических войск сантиметрового, дециметрового и метрового диапазонов длин волн.

Ключевые слова: тропосфера, автокомпенсаторы, помеха.

ВВЕДЕНИЕ

В сантиметровом и дециметровом диапазонах длин волн на работу корреляционных автокомпенсаторов существенное влияние оказывают случайные неоднородности диэлектрической проницаемости тропосферы.

В работах [1–3] имеются теоретические оценки возможностей подавления активных помех корреляционными автокомпенсаторами. В них в качестве основного ограничивающего фактора рассматривается потеря пространственной когерентности помеховой волны при ее распространении в случайно неоднородной тропосфере [1, 2] и отражении ее от подстилающей поверхности позиции РЛС со случайным рельефом [3]. В этих работах рассмотрено влияние условий распространения помеховой волны, длины волны, размера апертуры антенной системы, дальности и угла места помехоносителя.

Для оценки справедливости принятых в этих работах предположений о факторах, существенно ограничивающих эффективность корреляционных автокомпенсаторов, ниже производится сопоставление выводов работ [1–3] с имеющимися данными для РЛС радиотехнических войск сантиметрового, дециметрового и метрового диапазонов длин волн, обладающих корреляционными автокомпенсаторами.

Цель статьи: сопоставление теоретических оценок и экспериментальных данных эффективности ослабления внешних помех корреляционными автокомпенсаторами.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

В работе [2] оценены предельные возможности ослабления внешней помехи при оптимальной пространственной обработке принимаемых реализаций полезного сигнала и помехи. В работе [1] учтены неизбежные отклонения от оптимальной пространственной обработки.

Далее будем использовать соотношения, полученные в [1]; а также полагать: помеховая волна воздействует на максимум бокового лепестка диаграммы направленности основной антенны, вспомогательная антенна слабонаправленная, среднеквадратическое отклонение относительной диэлектрической проницаемости тропосферы близко к максимальному значению $3\cdot10^{-6}$ (экспериментальные данные из [4]).

При использовании удобных единиц измерения (см для длины волны λ, км для дальности r до помехоносителя, м для размера апертуры L антенной системы) коэффициент ослабления помехи по мощности ξ в дБ из [1] определяется соотношением

$$\xi[\text{дБ}] = 10\left(1{,}6\lg r[\text{км}] + \lg L[\text{м}] - 3{,}2\lg\lambda[\text{см}] - 3\right). \quad (1)$$

В табл. 1 представлены результаты оценивания коэффициента ослабления помехи ξ по соотношению (1) для РЛС радиотехнических войск сантиметрового и дециметрового диапазонов длин волн, в составе которых имеются корреляционные автокомпенсаторы внешних активных помех. В последнем столбце табл. 1 приведены значения коэффициента ослабления ξ_0, имеющиеся в технических описаниях рассматриваемых РЛС, и, следовательно, близкие к реально наблюдаемым.

Таблица 1

РЛС	λ [см]	r [км]	L [м]	ξ [дБ]	ξ_0 [дБ]
19Ж6	12	300	55	-17	-20
ПРВ17	12	380	10	-13	-(15...17)
5Н87	15	320	13,5	-16	-(8...16)
5Н69	23	370	14	-21	-(10...12)

Сопоставление значений ξ и ξ_0 подтверждает определяющую роль случайных неоднородностей относительной диэлектрической проницаемости тропосферы при оценке эффективности корреляционных автокомпенсаторов РЛС сантиметрового и дециметрового диапазонов длин волн.

Аналогичные численные оценки для метрового диапазона длин волн показали незначительное влияние неоднородностей тропосферы.

На работу РЛС метрового диапазона длин волн существенное влияние могут оказывать волны, отраженные от земной поверхности. Помеховые колебания от помехоносителя в приемной антенне могут возникать под воздействием как прямой волны, так и отраженной от подстилающей поверхности. Случайные неоднородности рельефа последней могут быть причиной уменьшения пространственной когерентности результирующих помеховых колебаний. Это должно приводить к уменьшению эффективности подавления.

Влияние на эффективность подавления внешней активной помехи неоднородностей рельефа позиции РЛС рассмотрено в работе [3]. Используя полученные в ней соотношения для коэффициента ослабления помехи по мощности ξ при ее воздействии на максимум бокового лепестка диаграммы направленности активной антенны, можно записать

$$\xi[\text{дБ}] = 10\left(1{,}8 + \lg\sin\varepsilon + 2\lg\frac{\Delta h}{\lambda} + \lg\frac{L}{\rho}\right), \qquad (2)$$

где ε – угол места помехоносителя; λ – длина волны; L – размер апертуры антенной системы; Δh и ρ – соответственно среднеквадратическое отклонение высоты неоднородности от среднего уровня и ее горизонтальный радиус корреляции; все длины в одинаковых единицах измерения; для РЛС приморского базирования Δh и ρ – характеристики взволнованной поверхности моря.

В табл. 2 представлены результаты оценивания коэффициента ослабления ξ по соотношению (2) для РЛС радиотехнических войск метрового диапазона длин волн, обладающих корреляционными автокомпенсаторами активных помех. В последнем столбце табл. 2 приведены значения коэффициента ослабления ξ_0, имеющиеся в технических описаниях РЛС.

Таблица 2

РЛС	λ [м]	L [м]	Δh [м]	ρ [м]	ε	ξ [дБ]	ξ_0 [дБ]
5Н84А	1,8	32	0,25	500	5°	-21,9	-20
55Ж6	1,7	64	0,25	500	5°	-18,5	-20

Приведенные в табл. 2 оценки даже для слабо неоднородной подстилающей поверхности ($2\Delta h/\rho = 10^{-3}$) оказались близкими к реально наблюдаемым значениям коэффициента ослабления помехи и показали, что неоднородности рельефа позиции РЛС метрового диапазона длин волн нужно учитывать.

ВЫВОДЫ

Полученные в статье результаты не являются неожиданными. Они обусловлены высокими требованиями к пространственной когерентности волн, заложенными в принцип работы корреляционных автокомпенсаторов активных помех.

Литература

[1] *Минервин Н.Н.* Влияние случайных искажений в тропосфере помеховой волны на эффективность ее подавления корреляционным автокомпенсатором. Всеукр. Научно-технический сборник Радиотехника. ХНУРЭ, 2006, вып. 147. – С. 149–156.

[2] *Минервин Н.Н., Карлов В.Д., Мисайлов В.Л., Лукашук Е.В.* Предельные возможности ослабления внешней помехи при оптимальной пространственной обработке принимаемых реализаций полезного сигнала и помехи, подвергшихся случайному воздействию среды распространения. Системы обработки информации, 2009, вып. 6 (80).

[3] *Минервин Н.Н., Карлов В.Д., Петрушенко Н.Н., Лукашук Е.В.* Влияние неоднородностей рельефа позиции радиолокационной станции на эффективность подавления внешней помехи при локации надводных целей. Системи управління, навігації та зв'язку, 2008, вип. 4 (8). – С. 34–36.

[4] *Кравцов Ю.А., Фейзулин З.И., Виноградов А.Г.* Прохождение радиоволн через атмосферу Земли. – М.: Радио и связь, 1983.

Поступила в редколлегию 11.11.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Гриб Дмитрий Анатольевич, кандидат военных наук, доцент, начальник научного центра Воздушных Сил Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: радиолокация, радиосистемы.

Карлов Дмитрий Владимирович, фото и сведения об авторе см. на с. 529.

УДК 621.391.26

Зіставлення теоретичних оцінок і експериментальних даних ефективності ослаблення зовнішніх перешкод кореляційними автокомпенсаторами / М.М. Мінервін, Д.А. Гриб, Д.В. Карлов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 536–537.

У статті розглядається ефективність ослаблення зовнішніх перешкод кореляційними автокомпенсаторами РЛС радіотехнічних військ сантиметрового, дециметрового та метрового діапазонів довжин хвиль.

Ключові слова: тропосфера, автокомпенсатори, перешкода.

Табл.: 2. Бібліогр.: 4 найм.

UDC 621.391.26

Comparison of theoretical estimates and experimental data of the efficiency of external interference attenuation by correlation self-compensators / N.N. Minervin, D.A. Grib, D.V. Karlov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 536–537.

The efficiency of external interference attenuation by correlation self-compensators of radiotechnical troops radars of centimeter, decimeter and meter waves is considered.

Keywords: troposphere, self-compensators, interference.

Tab.: 2. Ref.: 4 items.

УДК 621.391.26

ПРЕДЕЛЬНЫЕ ВОЗМОЖНОСТИ ОСЛАБЛЕНИЯ ВНЕШНЕЙ ПОМЕХИ ПРИ ОПТИМАЛЬНОЙ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ОБРАБОТКЕ ПРИНИМАЕМЫХ РЕАЛИЗАЦИЙ ПОЛЕЗНОГО СИГНАЛА И ПОМЕХИ, ПОДВЕРГШИХСЯ СЛУЧАЙНОМУ ВОЗДЕЙСТВИЮ СРЕДЫ РАСПРОСТРАНЕНИЯ

Н.Н. МИНЕРВИН, Д.В. КАРЛОВ, В.Л. МИСАЙЛОВ

В статье получены формулы для оценивания предельно достижимого ослабления помехового сигнала, подвергшегося случайному воздействию среды распространения. Полученные соотношения позволяют оценить предельные возможности компенсации помеховых колебаний, поскольку рассмотрение проведено применительно к случаю их прохождения через оптимальные устройства обработки по критерию максимума отношения сигнал/помеха. Применительно к случаю воздействия одной помехи, в условиях, когда радиус корреляции фазовых флуктуаций значительно больше размеров антенны, получено выражение для комплексной амплитуды пространственной весовой функции. Используя данное выражение, разработана функциональная схема каналов пространственной обработки и оценено ослабление мощности помехи предложенным устройством.

Ключевые слова: полезный сигнал, помеха, фазовые флуктуации, радиус корреляции.

ВВЕДЕНИЕ

При прохождении радиоволн через флуктуирующую атмосферу или при их отражении от подстилающей поверхности с неоднородным рельефом происходит уменьшение пространственной когерентности и в результате ухудшение накопления полезного сигнала и компенсации помеховых колебаний. Ослабление полезного сигнала в этих случаях рассмотрено в литературе подробно [1]. Ухудшение компенсации помехи рассмотрено недостаточно, особенно, если учесть, что на отношение сигнал/помеха оно сказывается значительно сильнее ослабления полезного сигнала. Настоящая статья имеет целью внести вклад в прояснения этих вопросов.

Цель статьи: получить аналитические выражения, позволяющие оценить предельные возможности ослабления помеховых колебаний в устройствах, осуществляющих оптимальную пространственную обработку принимаемых реализаций полезного сигнала и помехи, подвергшихся случайному воздействию среды распространения.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Для оценки предельных возможностей компенсации помехи рассмотрим ее для наиболее благоприятных условий: источник помехи один; из пространственных флуктуаций учитываются только фазовые; режим установившийся; радиус корреляции фазовых флуктуаций значительно больше размера антенны; пространственная обработка принимаемых реализаций сигнала и помехи оптимальна по критерию максимума отношения сигнал/помеха. При отличающихся условиях результаты компенсации помехи должны быть только хуже. Это позволяет считать оценки, сделанные при принятых условиях предельными.

В подавляющем большинстве случаев пространственная и временная обработки принимаемых реализаций осуществляются раздельно. Амплитудно-фазовое распределение на апертуре антенны (которую для простоты мы будем полагать линейной) определяется интегральным уравнением комплексной амплитуды $\dot{R}(s)$ пространственной весовой функции [2]:

$$\mathrm{Re}\frac{1}{2}\int_{-L/2}^{L/2}\Phi(x,s)\dot{R}(s)ds=\mathrm{Re}\dot{U}(x). \qquad (1)$$

Здесь $\dot{U}(x)$ — распределение комплексных амплитуд полезного сигнала вдоль антенны (далее будем полагать, что нормаль к антенне направлена на цель и $\dot{U}(x)=const$); $\Phi(x,s)$ — взаимная корреляционная функция в пределах апертуры комплексных амплитуд помеховых напряжений в точках x и s антенны; L — размер антенны.

При учете флуктуаций только фазы помеховой волны в [1] получено:

$$\Phi_1(x,s)=\sigma^2\exp\left\{-\sigma_\varphi^2\left[1-r(x,s)\right]+jb(x-s)\right\}, \qquad (2)$$

где σ^2 — дисперсия напряжения внешней помехи, σ_φ^2 — дисперсия флуктуации фазы, r — коэффициент корреляции этих флуктуаций, $b=\frac{2\pi}{\lambda}\sin\theta$ — регулярное изменение фазы на единичной длине апертуры антенны, λ — длина волны, θ — угол между нормалью к антенне и направлением прихода помеховой волны.

Для описания фазового коэффициента корреляции будем использовать кусочно-линейную функцию:

$$r(x,s)=\begin{cases}1-\dfrac{|x-s|}{\rho_\varphi}, \text{ если } |x-s|\le L,\\ 0 \quad, \text{ если } |x-s|>L,\end{cases} \qquad (3)$$

где радиус корреляции фазы $\rho_\varphi > L$.

Выбор такого закона обусловлен двумя соображениями. Плавность изменения корреляции соответствует поставленной цели получения предельных оценок. Важно, что для такого закона удается получить аналитические выражения, наглядно иллюстрирующие влияющие факторы и возможности компенсации внешней помехи.

При описании внутренних шумов будем использовать известную [2] модель «белого» шума:

$$\Phi_2(x,s)=N_0\delta(x-s), \tag{4}$$

где N_0 — пространственная спектральная плотность мощности собственных шумов, $\delta(x-s)$ — дельта-функция Дирака.

Вследствие независимости внутренних шумов и внешней помехи:

$$\Phi(x,s)=\Phi_1(x,s)+\Phi_2(x,s). \tag{5}$$

При принятых корреляционных функциях интегральное уравнение пространственной весовой функции приобретает вид:

$$\mathrm{Re}\left\{\dot R(x)+\frac{\sigma^2}{N_0}\int_{-L/2}^{L/2}\exp\left[-\tilde a|x-s|+jb(x-s)\right]\dot R(s)ds\right\}= =\mathrm{Re}\frac{2\dot U}{N_0}, \tag{6}$$

где $\tilde a=\sigma_\varphi^2/\rho_\varphi$.

Не останавливаясь на процедуре решения этого интегрального уравнения (она может быть различной), укажем на возможность его замены дифференциальным уравнением:

$$\frac{d^2\dot R}{dx^2}-j2b\frac{d\dot R}{dx}-\left(\tilde a^2+b^2+2\tilde a\sigma^2/N_0\right)= =-\left(\tilde a^2+b^2\right)\frac{2\dot U}{N_0}. \tag{7}$$

Решением уравнений (6) и (7) в пределах антенны является выражение:

$$\dot R(x)=\frac{2\dot U}{N_0}\frac{\tilde a^2+b^2}{\tilde a^2+b^2+2\tilde a\sigma/N_0}\times \times\left[1-F(a,\psi)\cdot A(a,\chi)\cdot\mathrm{ch}(\tilde\gamma x)e^{jbx}\right], \tag{8}$$

где $\psi=bL/2$ — обобщенный угол прихода внешней помехи, отсчитываемый от нормали к антенне; $a=\tilde aL/2=\dfrac{\sigma_\varphi^2L}{2\rho_\varphi}$ — параметр, обобщающий влияние основных решающих факторов (ниже будет показано, что он определяет предельные возможности ослабления внешней помехи); $F(\psi,a)=\dfrac{\psi\sin\psi-a\cos\psi}{\psi^2+a^2}$ — функция, учитывающая влияние обобщенного угла прихода помехи; $\chi=\sigma^2L/N_0$ — отношение мощностей внешней помехи и собственного шума на антенне:

$$\tilde\gamma=\sqrt{\tilde a^2+2\tilde a\frac{\sigma^2}{N_0}},$$

$$\gamma=\tilde\gamma L/2=\sqrt{a^2+a\chi},$$

$A(\chi,a)=\dfrac{\chi}{\mathrm{ch}\gamma+\dfrac{\gamma}{a}\mathrm{sh}\gamma}$ — функция, учитывающая влияние относительной мощности внешней помехи.

Справедливость решения (8) подтверждает его подстановка в исходное уравнение (6).

При отсутствии флуктуаций фронта помеховой волны $a=0$ и решение (8) переходит в полученное ранее [2] для этих условий соотношение:

$$\dot R(x)=\frac{2U}{N_0}\left(1-\frac{\sin\psi}{\psi}\frac{\chi}{1+\chi}e^{jbx}\right). \tag{9}$$

Постоянные множители перед квадратной скобкой в (8) далее будут отбрасываться, т. к. они сокращаются в рассматриваемых далее сравнительных оценках эффективности подавления внешней помехи.

Выражение (8) для оптимального амплитудно-фазового распределения вдоль антенны четко выделяет два параллельных канала пространственной обработки, функциональная схема которой изображена на рис. 1.

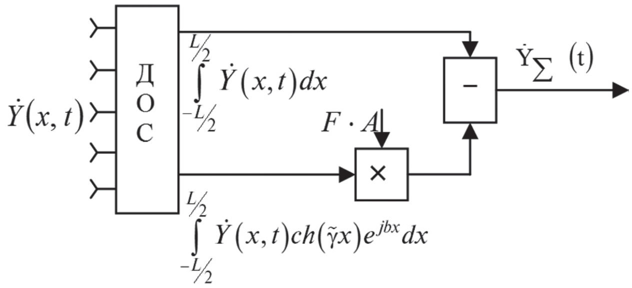


Рис. 1. Функциональная схема двухканальной пространственной обработки

На рис. 1 показаны: система идентичных элементов приемной линейной антенны; распределение комплексных амплитуд $\dot Y(x,t)$ напряжения на этих элементах; диаграмообразующая схема (ДОС), реализующая амплитудно-фазовые распределения, описываемые уменьшаемым и вычитаемым разности в решении (8); умножающие и вычитающие устройства, завершающие оптимальную пространственную обработку, на выходе которой образуется напряжение с комплексной амплитудой $\dot Y_\Sigma$. Это напряжение далее используется для согласованной временной обработки.

В верхнем канале рис.1 используется равномерное амплитудно-фазовое распределение (с точностью до постоянных множителей $R=1$) при совпадении нормали к антенне с направлением прихода полезного сигнала.

Для произвольного угла прихода помеховой волны θ нормированная дополнительно по L комплексная амплитуда напряжения на выходе антенны этого канала записывается в виде:

$$\dot U(\theta)=\frac{1}{L}\int_{-L/2}^{L/2}e^{j[bx+\varphi(x)]}dx, \tag{10}$$

где угол ψ — отсчитывается от нормали к антенне, а $\varphi(x)$ — флуктуационная составляющая фазы.

Ее дисперсия с использованием методики и результатов [1] для фазового коэффициента корреляции (3) определяется соотношением:

$$\sigma^2 = \frac{1}{L^2}\int\int_{-L/2}^{L/2} e^{-\tilde{a}|x+s|+jb(x-s)}dxds =$$
$$= e^{-2a}F^2(\psi, a) + \frac{2a - e^{-2a}}{2(\psi^2+a^2)} + \frac{\psi^2 - a^2}{2(\psi^2+a^2)^2}. \qquad (11)$$

В нижнем канале (рис. 1) используется неравномерное амплитудное распределение, пропорциональное $ch\tilde{\gamma}x$, и линейное фазовое распределение $-bx$, обеспечивающее совпадение главного максимума характеристики направленности антенны этого канала с направлением на источник внешней помехи. В этом состоит формальное отличие схемы рис. 1 и рассмотренных ранее [2], при таком же нормировании, как и (10), комплексная амплитуда напряжения на выходе этого канала записывается в виде:

$$\dot{U}_1 = \frac{1}{L}\int_{-L/2}^{L/2} \mathrm{ch}\,\tilde{\gamma}x e^{j\phi(x)}dx, \qquad (12)$$

а ее дисперсия определяется аналогично предыдущему соотношением:

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{L^2}\int\int_{-L/2}^{L/2} \mathrm{ch}\,\tilde{\gamma}s\cdot \mathrm{ch}\,\tilde{\gamma}e^{-\tilde{a}|x-s|}dxds = \frac{1}{\chi}\times$$
$$\times\left[\frac{e^{-a}}{A(\chi,a)}\left(\frac{\gamma}{a}\mathrm{sh}\,\gamma\cdot\mathrm{ch}\,a - \mathrm{ch}\,\gamma\,\mathrm{sh}\,a\right) - \frac{1}{2}\left(1+\frac{\mathrm{sh}\,2\gamma}{2\gamma}\right)\right]. \qquad (13)$$

Взаимная функция корреляции нормированных комплексных амплитуд напряжений на выходах рассмотренных выше антенных каналов определяется соотношением:

$$K = \frac{1}{L^2}\int\int_{-L/2}^{L/2} \mathrm{ch}\,\tilde{\gamma}s\cdot e^{-\tilde{a}|x-s|+jbx}dxds =$$
$$= \frac{e^{-a}}{\chi}\left(\frac{\gamma}{a}\mathrm{sh}\,\gamma\cdot\mathrm{ch}\,a - \mathrm{ch}\,\gamma\cdot\mathrm{sh}\,a\right)\times \qquad (14)$$
$$\times F(\psi,a) + \frac{a}{a^2+\psi^2}\,\frac{\gamma\,\mathrm{sh}\,\gamma\cdot\cos\psi + \psi\,\mathrm{ch}\,\gamma\cdot\sin\psi}{\gamma^2+\psi^2}.$$

Нормированное значение комплексной амплитуды помехового напряжения на выходе оптимальной пространственной обработки в соответствии с формулой (8) и рис.1 определяется соотношением

$$\dot{U}_\Sigma = \dot{U} - F\cdot A\cdot U_1, \qquad (15)$$

его дисперсия (мощность)

$$\sigma_\Sigma^2 = \sigma^2 + F^2A^2\sigma_1^2 - 2F\cdot A\cdot K, \qquad (16)$$

а коэффициент ослабления мощности помехи

$$\eta = \frac{\sigma_\Sigma^2}{\sigma^2} = 1 + F^2A^2\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2} - 2F\cdot A\frac{K}{\sigma^2}. \qquad (17)$$

Вспомним, что эта оценка предельного ослабления помехи получена для оптимальной обработки по критерию максимума отношения сигнал/помеха. В литературе такая оценка рассмотрена и по критерию просто минимума дисперсии напряжения внешней помехи на выходе схемы обработки принимаемых реализаций. При таком подходе в [2] получено

$$\eta = \frac{\sigma_\Sigma^2}{\sigma^2} = 1 - \frac{K^2}{\sigma^2\cdot\sigma_1^2}. \qquad (18)$$

Полученные соотношения позволяют делать точные оценки предельного ослабления мощности внешней помехи. Наряду с этими точными оценками имеет смысл получить их упрощенные приближения, учитывающие возможные значения используемых параметров и позволяющие более наглядно выявить основные закономерности.

При дальнейших оценках будем полагать

$$a = \frac{\sigma_\varphi^2}{\rho_\varphi}\cdot\frac{L}{2} << 1. \qquad (19)$$

Это связано не только с тем, что в большинстве практических ситуаций выполняется это условие. Ниже убедимся, что при невыполнении этого условия теряет смысл сама задача компенсации внешней помехи.

Условие $a << \psi$ исключает случай совпадения углов прихода помехи и полезного сигнала.

Условие $\chi = \sigma_L^2/N_0 >> 1$ очевидно при наличии внешней помехи.

При выполнении этих условий

$$\sigma^2 \cong \left(\frac{\sin\psi}{\psi}\right)^2\left(1 + 2\mathrm{arctg}^2\,\psi\right), \qquad (20)$$

$$\sigma_1^2 \cong (1-a)\left(\frac{\gamma\,\mathrm{sh}\,\gamma}{\chi\,a}\right)^2, \qquad (21)$$

$$K \cong (1-a)\frac{\sin\psi}{\psi}\,\frac{\gamma\,\mathrm{sh}\,\gamma}{\chi\,a}. \qquad (22)$$

Подстановка этих приближенных соотношений как в (17), так и в (18) приводит к одному и тому же простому и физически обоснованному выражению для коэффициента ослабления мощности внешней помехи:

$$\eta = \frac{\sigma_\Sigma^2}{\sigma^2} = a\frac{1+2\mathrm{ctg}^2\,\psi}{1+2\mathrm{arctg}^2\,\psi}. \qquad (23)$$

Зависимость от обобщенного угла ψ прихода помеховой волны физически обоснована. Наибольшее ослабление $\eta = a$ имеет место для максимумов боковых лепестков диаграммы направленности основной антенны $(\mathrm{ctg}\,\psi = 0)$. Для нулевых значений этой диаграммы направленности $(\mathrm{ctg}^2\,\psi = \infty)$ ослабление отсутствует $(\eta = 1)$, т. к. отсутствует и сама внешняя помеха.

Влияние основных факторов, определяющих предельное ослабление помеховой волны, описывается параметром $a = \sigma_\varphi^2 L(2\rho_\varphi)^{-1}$, обобщающим влияние дисперсии σ_φ^2 и пространственного радиуса корреляции ρ_φ фазовых флуктуаций, а так же размера L антенны.

Параметры σ_φ^2 и ρ_φ пространственных фазовых флуктуаций в основном определяются условиями распространения волн. Например, флуктуациями диэлектрической проницаемости тропосферы при прямом распространении или неровностями рельефа подстилающей поверхности при использовании отраженных волн. Имеется значительное количество публикаций, содержащих теоретические и экспериментальные оценки параметров σ_φ^2 и ρ_φ (например, [3, 4]).

ВЫВОДЫ

Предварительные оценки [5, 6] влияния условий распространения радиоволн на возможности ослабления воздействия внешних помех показывают существенность такого влияния даже для сравнительно небольших антенн.

Литература

[1] *Шифрин Я.С.* Вопросы статистической теории антенн. – М.: Сов. радио, 1970. – 384 с.

[2] *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 410 с.

[3] *Рытов С.М., Кравцов Ю.А., Татарский В.И.* Введение в статистическую радиофизику. Часть II Случайные поля. – М.: Наука, 1978. – 254 с.

[4] *Кравцов Ю.А., Фейзулин З.И., Виноградов А.Г.* Прохождение радиоволн через атмосферу Земли. – М.: Радио и связь, 1983. – 345 с.

[5] *Минервин Н.Н.* Влияние случайных искажений в тропосфере фронта помеховой волны на эффективность ее подавления корреляционным компенсатором // Всеукр. научно-технический сборник Радиотехника. – ХНУРЭ, 2006. – Вып. 147. – С. 149–156.

[6] *Кузнєцов О.Л., Таршин В.А., Мінервін М.М.* Вплив умов поширення активних маскувальних завад на завадозахищеність радіолокаційних станцій радіотехнічних військ // Системи озброєння і військова техніка. – Вип. 4 (16). – Харків, 2008. – С. 67–69.

Поступила в редколлегию 14.11.2013

Минервин Николай Николаевич, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Карлов Дмитрий Владимирович, фото и сведения об авторе см. на с. 529.

Мисайлов Виталий Леонидович, кандидат технических наук, старший научный сотрудник, ведущий научный сотрудник научного центра Воздушных Сил Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: радиоакустическое зондирование тропосферы, распространение радиоволн в условиях аномальной рефракции.

УДК 621.391.26

Граничні можливості ослаблення зовнішньої перешкоди при оптимальній просторовій обробці прийнятих реалізацій корисного сигналу і перешкоди, що піддалися випадковій дії середовища розповсюдження / М.М. Мінервін, Д.В. Карлов, В.Л. Місайлов // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 538–541.

У статті отримано формули для оцінювання гранично досяжного ослаблення перешкодового сигналу, що піддалися випадковій дії середовища розповсюдження. Отримані співвідношення дозволяють оцінити граничні можливості компенсації перешкодових коливань, оскільки розгляд проведений стосовно випадку їх проходження через оптимальні пристрої обробки за критерієм максимуму відношення сигнал/перешкода. Стосовно випадку дії однієї перешкоди, в умовах, коли радіус кореляції фазових флуктуацій значно більше розмірів оцінки, отриманий вираз для комплексної амплітуди просторової вагової функції. Використовуючи цей вираз, розроблено функціональну схему каналів просторової обробки і оцінено ослаблення потужності перешкоди запропонованим пристроєм.

Ключові слова: корисний сигнал, перешкода, фазові флуктуації, радіус кореляції.

Іл.: 1. Бібліогр.: 6 найм.

UDC 621.391.26

Maximum possibilities of external noise attenuation at optimal spatial processing of accepted realizations of a useful signal and noise exposed to accidental influence of propagation medium / N.N. Minervin, D.V. Karlov, V.L. Misaylov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. – Vol. 12. – № 4. – P. 538–541.

Formulas for estimating ultimate attenuation of an interfering signal subjected to casual influence of the propagation medium are obtained. The obtained parities allow to estimate limiting possibilities of compensating interfering fluctuations as the consideration is carried out with reference to a case of their passage through optimum processing devices by the criterion of the maximum signal-to-noise ratio. With reference to a case of influence of one noise, in conditions when the radius of correlation of phase fluctuations is far bigger than antenna sizes, an expression for the complex amplitude of the spatial weight function is obtained. Using this expression, a function chart of channels of spatial processing is developed and attenuation of noise power by the offered device is estimated.

Keywords: useful signal, noise, phase fluctuations, correlation radius.

Fig.: 1. Ref.: 6 items.

УДК 621.391

ОЦЕНИВАНИЕ ЧИСЛА ГАРМОНИЧЕСКИХ КОМПОНЕНТ СИГНАЛА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ТЕХНОЛОГИИ СУРРОГАТНЫХ ДАННЫХ

В.И. ВАСИЛИШИН

В статье рассматривается задача повышения вероятности правильного оценивания числа гармонических компонент сигнала по его наблюдению в присутствии аддитивного белого гауссовского шума с использованием суррогатных данных, полученных рандомизацией фаз спектральных компонент наблюдений при адаптации эффективности рандомизации фаз к отношению сигнал–шум. Представлены результаты имитационного моделирования, подтверждающие эффективность применения этой технологии.

Ключевые слова: суррогатные данные, уменьшение шума в наблюдении, собственные значения, собственные вектора, главные компоненты, малая выборка наблюдений.

ВВЕДЕНИЕ

Спектральному анализу сигналов и пространственному анализу (используемому для идентификации падающих на антенную решетку (АР) волновых фронтов от источников излучения) посвящено много работ, число которых продолжает расти. Спектральный (пространственный) анализ включает решение задач определения числа гармонических компонент сигнала (числа источников излучения) и оценивания их параметров по мгновенным выборкам, называемым снимками данных, (наблюдению) в присутствии аддитивного белого гауссовского шума. В ряде отечественных и зарубежных работ отмечается зависимость спектрального (пространственного) анализа от выбранного метода спектрального (пространственного) анализа, отношения сигнал–шум (ОСШ), числа наблюдений, соответствия наблюдения используемой модели (шум – белый и т.д) и ряда других факторов [1–9].

Особенность пространственного анализа сигналов состоит в использовании модели наблюдения, учитывающей возможность многократной во времени фиксации поля от источников сигнала на АР [3–11]. При оценивании ковариационной матрицы (КМ) принимаемых АР сигналов выполняется операция временного усреднения. В целях уменьшения возможной взаимной корреляции сигналов, приходящих с различных направлений, дополнительно может выполняться пространственное сглаживание КМ принимаемых АР сигналов [5, 6, 8, 11]. В спектральном анализе обработке подлежит выборка временного ряда (а не совокупность снимков данных, доступная при обработке в АР). Для него часто выполняется процедура, аналогичная процедуре пространственного сглаживания. Выборка временного ряда разбивается на перекрывающиеся сегменты («псевдоснимки»). Таким образом, формируют некий эквивалент снимков данных, получаемых при обработке в АР. Разница состоит в наличии взаимной зависимости сегментов, что обусловлено их перекрытием [1].

Для реализации целого ряда современных методов обработки сигналов, изображений, современных методов нелинейного спектрального анализа повышенного разрешения существенен спектр выборочной КМ (т.е. набор ее собственных значений (СЗ)). Следует отметить, что известна связь спектра КМ стационарного временного ряда и его спектра мощности [5]. Задача поиска СЗ и собственных векторов (СВ) КМ наблюдений возникает в разложении Карунена – Лоэва, анализе главных компонент (principal component analysis – PCA), анализе независимых компонент (independent component analysis – ICA), нелинейном анализе главных компонент, факторном анализе, предложенных в статистике и получивших широкое распространение в цифровой обработке сигналов, при обработке сигналов в адаптивных антенных решетках, при вычислении вытянутых дискретных сфероидальных последовательностей и т.д. [4, 12–16].

В технической литературе методы, использующие СЗ и СВ выборочных КМ, называют собственноструктурными (СС). К этим методам относится метод Писаренко, MUSIC, Root–MUSIC и другие [1, 2, 6–8, 10, 11, 17]. Кроме того, возможно использование спектра матрицы данных (ее сингулярных значений (СИЗ)), которые получают в результате ее разложения по сингулярным значениям и векторам (SVD – singular value decomposition) [10, 18–20]. Отмечается, что по спектру (СЗ) КМ можно оценивать и число сигналов. Такая оценка, важная в контексте методов нелинейного спектрального анализа, может использоваться и для формулировки задачи разрешения в рамках теории статистических решений, когда V источников считаются разрешенными, если оценка $\hat{V} = V$, и неразрешенными в противном случае [3, 4, 6, 7].

СС методы на сегодняшний день находят применение в ряде приложений – в пассивной радиолокации при пеленгации источников шумового излучения, в мобильной связи при определении параметров канала связи (channel sounding) и т.д. [7]. Возможность их применения в навигационных системах управления воздушным движением проанализирована в [21].

В реальных условиях априорной неопределенности относительно параметров выходных сигналов АР (выборки временного ряда при спектральном анализе) в методах сверхразрешения используют оценки параметров плотностей распределений сигналов, которые формируются по обучающим выборкам конечного объема. В ряде случаев (движущейся цели и др.) часто возможно лишь ограниченное повторение фиксации сигнала на АР и имеет место малая выборка наблюдений. При использовании максимально правдоподобной оценки КМ она характеризуется условием $L < M$, где L – число снимков (snapshots), M – число антенных элементов. В случае регуляризованной оценки КМ это условие принимает вид $L < V$. Малый объем выборки обуславливает вырожденность выборочной КМ [9, 22–26].

Выполнение процедуры пространственного сглаживания, при которой выборка временного ряда разбивается на перекрывающиеся сегменты, приводит к уменьшению эффективного размера апертуры (длины выборки ряда) и обуславливает дополнительные потери в эффективности пространственного (спектрального) анализа [7, 8, 11]. Малая выборка наблюдений и низкое ОСШ обуславливают появление аномальных ошибок оценивания (outliers) [2, 7] и пороговых эффектов (резкого ухудшения точности оценивания при уменьшении ОСШ до некоторого порогового значения).

Повышение эффективности определения числа гармонических сигналов, как предварительного этапа спектрального анализа СС методами, так и эффективности оценивания параметров сигналов при низких ОСШ и малой выборке наблюдений, возможно за счет выполнения регуляризации (диагонального взвешивания) оценочной КМ, использования дополнительной информации о структуре КМ (персимметрии и т.д.) при ее оценивании, оценивания КМ по принципу ожидаемого правдоподобия «expected likelihood» и некоторых других подходов [22–26].

Вместе с тем представляет интерес решение проблемы малых выборок и низких отношений сигнал–шум за счет использования неклассических компьютерно-ориентированных подходов в статистике (не требующих информации о законах распределения сигналов и шумов) [27–28].

Известны примеры использования таких подходов для повышения точности оценивания направлений прихода (НП) сигналов. Стратегия совместного оценивания (ССО) НП нескольких сигналов (комбинированной пеленгации) [29] подразумевает использование различных методов (формирование «банка» методов–bank) и их применение к ансамблю данных и построенной на его основе выборочной ковариационной матрице. В [29] представлена псевдослучайная стратегия совместного оценивания НП (PR–JES). При этом используется рандомизация СВ подпространства шума (ППШ) выборочной КМ. Эти работы основываются на новом классе технологий, объединенных общим термином «численный ресамплинг» (resampling) или «повторное использование выборки» [27]. Наиболее известные методы этой технологии – метод «складного ножа» (jackknife) и бутстреп (bootstrap). Эти подходы позволяют формировать «псевдовыборки» в случае, когда нет возможности повторно получить истинные наблюдения (увеличить объем выборки). Одна из реализаций ССО НП источников сигналов, использующая методы Root–MUSIC и обобщенный Root–Min–NORM, рассмотрена в [30]. Особенности ССО с использованием несобственноструктурных методов пространственного анализа на основе адаптивных решетчатых фильтров показаны в [31].

Известен также вариант бутстрепа, в котором к исходным данным добавляют малые независимые одинаково распределенные шумы [32–34], дисперсии которых изменяются в соответствии с изменением дисперсии шума измерения. Такой подход реализует регуляризацию КМ [34].

Особенность таких подходов состоит в требовании цензурирования оценок спектральных компонент, используя дополнительную априорную информацию о возможном интервале их значений.

Развитие методов «численного ресамплинга» было продолжено Theiler и др. в 1992 году [35] для обнаружения нелинейности во временных рядах. В нелинейном анализе временных рядов эти методы назвали технологией получения суррогатных данных (surrogate data) [35–37]. Среди алгоритмов формирования суррогатных данных, можно выделить две группы: сохраняющие статистические свойства наблюдений и сохраняющие свойства их аттракторов. К первой группе можно отнести: алгоритм со случайным перемешиванием входного массива данных (random shuffle algorithm), алгоритм с использованием преобразования Фурье (Fourier transform algorithm), известный также как алгоритм с рандомизацией фазы Фурье–спектра наблюдений (random phase (RP) algorithm), алгоритм с подгонкой амплитуды после преобразования Фурье (amplitude adjusted Fourier transform algorithm) [35–37]. Ко второй – ATS–алгоритм (attractor trajectory surrogates), алгоритм формирования псевдопериодических суррогатов (pseudo–periodic surrogate) [36]. Эти алгоритмы сохраняют статистические и динамические свойства входных сигналов, но требуют большего числа операций для получения суррогатных данных.

Некоторые приложения технологии суррогатных данных к задачам обработки сигналов были рассмотрены в работах [38–43]. Так формирование «*псевдовыборок*» алгоритмом ATS и его модификациями использовалось в работах

[38–40] для эмпирической оценки отношения правдоподобия [38], повышения эффективности оценки параметров регулярных и хаотических сигналов, наблюдаемых на фоне аддитивного шума [39], уменьшения влияния шума в наблюдении хаотической несущей при передаче бинарного сообщения [40].

Алгоритм с рандомизацией фазы Фурье–спектра наблюдений использовался для неадаптивной и адаптивной коррекции предварительной обработки наблюдаемых на фоне шума сигналов при их спектральном анализе методами Root–MUSIC и ESPRIT [41–42]. Этот алгоритм также применялся для неадаптивной и адаптивной коррекции спектрального анализа методом Root–MUSIC за счет использования суррогатных собственных векторов (СВ), полученных рандомизацией фаз Фурье-спектра СВ подпространства сигналов (ППС) КМ наблюдения [43].

Реализация СС методов связана с необходимостью решения задачи оценивания числа гармонических компонент сигнала (числа источников излучения) [1–4] перед решением задачи разрешения–измерения. При пеленгации источников шумового излучения оценивается их число [2, 4, 6–11, 44], при определении частот компонент наблюдения оценивается число гармонических компонент сигнала (порядок модели) [1, 2]. На сегодняшний день наиболее известны такие критерии, используемые для решения задачи оценивания числа источников шумового излучения (гармонических компонент сигнала): информационный критерий Акаике (Acaike information criteria– AIC), критерий минимальной длины описания Шварца–Риссанена (minimum description length–MDL), также называемый байесовским информационным критерием (Bayesian Information Criterion – BIC), максимума апостериорной вероятности (maximum a posteriori probability–MAP), критерий Хэннона и Куинна (Hanan and Quinn– HQ), информационный критерий Кульбака (Kullbak information criterion–KIC), критерий взвешенной усредненной информации (weighted–average information criterion–WIC), эффективный критерий обнаружения (efficient detection criterion– EDC) и др. [1, 2, 5–8, 45–52]. Известны параметрические и непараметрические варианты этих критериев. Непараметрический критерий в отличие от параметрического не требует оценки параметров (например, неизвестных мощностей источников, углов прихода сигналов и т.п.) и основывается на разложении КМ наблюдения по СЗ и СВ.

Отдельную группу образуют вероятностно–статистические критерии, основанные на проверке сложных гипотез по критерию отношения правдоподобия [53, 54]. Проверку сложных гипотез проводят при заданном уровне значимости, связанным с порогом принятия решения.

Все упомянутые подходы к оценке числа $\hat{V}$ гармонических компонент сигнала укладываются в следующую схему $-2\ln(LF)+pf(\hat{V},K)$, где LF – функция правдоподобия, а второе слагаемое – функция штрафа, K – число сегментов, на которое разбивается выборка (временная последовательность) из N элементов.

В основе методов, основанных на критериях AIC и MDL и им подобным, используется тот факт, что функция правдоподобия – монотонно неубывающая от числа гармонических компонент. Поэтому функцию правдоподобия модифицируют путем добавления к ней некоторой штрафной функции, зависящей от числа гармонических компонент.

Отдельно по значимости следует выделить тест сферичности (sphericity test) [55]. Изначально он использовался для тестирования гипотез в целях определения является ли ковариационная матрица случайного вектора длины N с гауссовским законом распределения пропорциональной единичной матрице $\mathbf{I}_N$, если известна лишь выборочная КМ $\hat{\mathbf{R}}$ [56]. Если $\mathbf{R}\propto\mathbf{I}_N$, тогда контуры равной плотности для гауссовского распределения формируют концентрические сферы в N-мерном пространстве. Таким образом, данный тест получил свое имя из-за выполнения тестирования на сферичность этих контуров. На практике выполняют либо сравнение СЗ выборочной КМ с порогом (выбранным, например, в соответствии с критерием Неймана – Пирсона) либо проверку СЗ ППШ на равенство. Статистика теста на сферичность – обобщенное отношение правдоподобия, являющееся главной составляющей информационных теоретических критериев. Этот тест использован для идентификации и «лечения» аномальных оценок угловых координат [57–58].

Известен подход к оценке числа источников сигнала, основанный на многократном бутстрепировании исходной выборки данных, разложении по СЗ и СВ каждой КМ, полученной по бутстреп-выборке, и последовательной проверке сложных гипотез о сигнальных и шумовых СЗ [59, 34].

Недостаточная достоверность определения числа гармонических компонент сигнала с использованием перечисленных выше критериев обуславливается не только выбором критерия, но и свойствами обрабатываемых наблюдений, которые определяются уровнем шума и их объемом.

В работах [41–43] показано, что недостатком применения технологии суррогатных данных без адаптации эффективности рандомизации фазы Фурье-спектра наблюдения к ОСШ является малая засисимость точности оценивания частот гармонических компонет сигнала после порогового ОСШ (насыщение (saturation) среднеквадратической ошибки оценивания частот СС методами). Результаты моделирования показывают, что использование суррогатных данных, сформированных без адаптации эффективности рандомизации к ОСШ приводит к уменьшению вероятности правильного оценивания числа гармонических компонент сигнала после порогового ОСШ. Наличие насыщения СКО также отмечается для других случаев, например, при использовании теплицевой КМ [60].

Целью данной работы является демонстрация эффективности решения задачи оценивания числа гармонических компонент сигнала при непараметрическом спектральном анализе с использованием технологии суррогатных данных при адаптации эффективности рандомизации фазы Фурье–спектра наблюдения к ОСШ в условиях малой выборки наблюдения.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ ОЦЕНИВАНИЯ ЧИСЛА ГАРМОНИЧЕСКИХ КОМПОНЕНТ СИГНАЛА

Для приложений спектрального анализа характерна следующая модель наблюдения [61]

$$y(n)=\sum_{v=1}^{V}x_v(n)+e(n)=s(n)+e(n)\ ,\ n=0,\ldots,N-1\ , \quad (1)$$

где $\sum_{v=1}^{V}x_v(n)$ – сигнал, $e(n)$ – аддитивный белый гауссовский шум, n – дискретные моменты времени.

Сигнал представляет собой совокупность V гармонических компонент $x_v(n)=\alpha_v\sin(\omega_v n+\varphi_v)$, где α_v – амплитуда, $\omega_v=2\pi f_v$ – частота, а φ_v – фаза v-й гармонической компоненты.

Будем полагать, что φ_v – случайные независимые величины, равномерно распределенные на интервале $[0,2\pi)$, а $\omega_v\in[0,\pi)$. Шум измерений $e(n)$ имеет нулевое математическое ожидание и дисперсию σ^2.

Входную выборку размером N удобно представить в виде $K=N-m+1$ векторов размером $m>2V$ [1, 2, 61] следующего вида

$$\mathbf{y}(n)=\left[y(n)\ldots y(n+m-1)\right]^T,\ n=1,\ldots,K\ . \quad (2)$$

Тогда модель (1) можно представить в матричном виде [61]

$$\mathbf{y}(n)=\mathbf{B}\mathbf{x}(n)+\mathbf{e}(n)=\mathbf{g}(n)+\mathbf{e}(n)\ , \quad (3)$$

где $\mathbf{x}(n)$ – $2V\times 1$ вектор вида

$$\mathbf{x}(n)=\begin{bmatrix}\alpha_1\sin(\omega_1 n+\varphi_1)\\ \alpha_1\cos(\omega_1 n+\varphi_1)\\ \vdots\\ \alpha_V\sin(\omega_V n+\varphi_V)\\ \alpha_V\cos(\omega_V n+\varphi_V)\end{bmatrix}, \quad (4)$$

$\mathbf{B}=[\mathbf{A}(\omega_1)\ldots\mathbf{A}(\omega_V)]$ – $m\times 2V$ матрица, в которой матрицы $\mathbf{A}(\omega_v)=[\mathbf{a}_c(\omega_v)\ \ \mathbf{a}_s(\omega_v)]$ состоят из двух векторов – $\mathbf{a}_c(\omega_v)=[1\ \cos(\omega_v)\ldots\cos((m-1)\omega_v)]^T$ и $\mathbf{a}_s(\omega_v)=[0\ \sin(\omega_v)\ldots\sin((m-1)\omega_v)]^T$, а вектор шума $\mathbf{e}(n)=\left[e(n)\ldots e(n+m-1)\right]^T$. Здесь $\mathbf{g}(n)=\mathbf{B}\mathbf{x}(n)$.

С учетом представления (3) КМ $\mathbf{y}(n)$ имеет вид

$$\mathbf{R}=E[\mathbf{y}(n)\mathbf{y}^T(n)]=\mathbf{B}\mathbf{S}\mathbf{B}^T+\sigma^2\mathbf{I}\ , \quad (5)$$

где E – символ математического ожидания, $()^T$ означает транспонирование, $\mathbf{S}$ – КМ сигналов ранга $2V$ [1, 2].

Оценка КМ размером $m\times m$ имеет следующий вид

$$\hat{\mathbf{R}}=\frac{1}{K}\sum_{n=1}^{K}\mathbf{y}(n)\mathbf{y}^T(n)=\frac{1}{K}\mathbf{Y}\mathbf{Y}^T\ , \quad (6)$$

где $\mathbf{Y}=[\mathbf{y}(1),\ldots,\mathbf{y}(K)]$ – $m\times K$ матрица данных.

Матрица данных может быть теплицевой, ганкелевой [1, 62], соответствовать так называемому ковариационному методу (название не соответствует статистическому определению этого термина [1]). Представление матрицы данных в виде ганкелевой (теплицевой) матрицы, строками которой являются перекрывающиеся сегменты выборки временного ряда, соответствует развертке выборки одномерного временного ряда в выборку многомерного ряда.

Особенность ганкелевой матрицы данных при обработке выборки временного ряда (в отличие от обработки в АР) состоит в том, что она содержит статистически зависимые элементы и коррелированные строки и столбцы.

Для матрицы $\hat{\mathbf{R}}$ справедливо следующее разложение по СВ и СЗ [1, 2, 41–43]

$$\hat{\mathbf{R}}=\sum_{q=1}^{m}\hat{\gamma}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q^T=[\hat{\mathbf{U}}_s\,\hat{\mathbf{U}}_n]\begin{bmatrix}\hat{\Lambda}_s & \mathbf{0}\\ \mathbf{0} & \hat{\Lambda}_n\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\hat{\mathbf{U}}_s^T\\ \hat{\mathbf{U}}_n^T\end{bmatrix}, \quad (7)$$

где $\hat{\gamma}_1>\hat{\gamma}_2>\ldots>\hat{\gamma}_{\hat{V}}$ и $\hat{\gamma}_{\hat{V}+1}\approx\hat{\gamma}_{\hat{V}+2}\approx\ldots\approx\hat{\gamma}_m$ – СЗ ППС и подпространства шума (ППШ), $\hat{\mathbf{U}}_s=[\hat{\mathbf{u}}_1\cdots\ \hat{\mathbf{u}}_{\hat{V}}]$ – $m\times\hat{V}$ матрица СВ ППС, $\hat{\mathbf{U}}_n$ – $m\times(m-\hat{V})$ матрица СВ ППШ, $\hat{\Lambda}_s$ – диагональная матрица, которая содержит $\hat{V}$ сигнальных (наибольших) СЗ, а $\hat{\Lambda}_n$ – диагональная матрица, которая содержит $m-\hat{V}$ СЗ ППШ, а $\hat{V}$ – оценка числа гармонических компонент.

Часто элементы какого-либо СВ рассматривают как коэффициенты импульсной характеристикой (ИХ) фильтра с конечной ИХ, называемого собственным фильтром [5–7, 14].

Используя непараметрические методы AIC и MDL по СЗ $\hat{\gamma}_1\ldots\hat{\gamma}_m$ выборочной КМ, необходимо определить число гармонических компонент сигнала.

Отметим, что (8) может быть представлено в виде

$$\hat{\mathbf{R}}=\sum_{q=1}^{m}\hat{\gamma}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q^T=\hat{\gamma}_1\,\hat{\mathbf{u}}_1\,\hat{\mathbf{u}}_1^T+\cdots+\hat{\gamma}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q\,\hat{\mathbf{u}}_q^T\ . \quad (8)$$

Это представление показывает возможность выполнения как разложения КМ по СЗ и СВ, так и восстановления КМ на основании СЗ и СВ [7, 16, 43]. По аналогии, используя левые и правые сингулярные вектора (СИВ) и СИЗ, можно представить выражение для матрицы данных $\mathbf{Y}$.

В ряде работ отмечают, что аппроксимация матрицы данных (КМ) матрицей малого ранга, т.е. используя только сигнальные $q = 1,\ldots,V$ СЗ и СВ (СИЗ и СИВ) позволяет уменьшить шум наблюдения. В [63] восстановленную выборку временного ряда получают после восстановления матрицы данных путем усреднения ее элементов, находящихся на кроссдиагоналях.

Равенство шумовых СЗ $\gamma_{\hat{V}+1} = \gamma_{\hat{V}+2} = \ldots = \gamma_m$ имеет место для идеальной КМ. Данный факт указывает на возможность определения числа гармонических компонент сигнала путем определения числа наибольших СЗ, за которыми следует совокупность СЗ одинаковой величины. Однако, при наличии шума это равенство выполняется лишь приближенно. Более того, в случае кода выборочная КМ вырождена СЗ с индексами, превышающими ранг КМ, практически равны нулю.

При использовании непараметрических методов AIC и MDL оценкой числа гармонических компонент сигнала V есть величина $\hat{V}$, минимизирующая критерий (функцию)

$$AIC(\hat{V}) = -2\ln(LF_{\hat{V}}(\mathbf{Y},\hat{\theta})) + \xi(\hat{\theta}), \qquad (9)$$

$$MDL(\hat{V}) = -\ln(LF_{\hat{V}}(\mathbf{Y},\hat{\theta})) + 0.5\xi(\hat{\theta})\ln(K), \quad (10)$$

где $LF_{\hat{V}}(\mathbf{Y},\hat{\theta}) = K(m-\hat{V})\frac{G(\gamma_{\hat{V}+1},\gamma_{\hat{V}+2},\ldots\gamma_m)}{A(\gamma_{\hat{V}+1},\gamma_{\hat{V}+2},\ldots\gamma_m)}$ — функция максимального правдоподобия СЗ КМ наблюдений, в которой $G(\hat{\gamma}_{\hat{V}+1},\hat{\gamma}_{\hat{V}+2},\ldots\hat{\gamma}_m) = \prod_{i=\hat{V}+1}^{m}\gamma_i$ и $A(\hat{\gamma}_{\hat{V}+1},\hat{\gamma}_{\hat{V}+2},\ldots\hat{\gamma}_m) = \frac{1}{m-\hat{V}}\sum_{i=\hat{V}+1}^{m}\gamma_i$ — среднее геометрическое и среднее арифметическое СЗ $\hat{\gamma}_{\hat{V}+1},\hat{\gamma}_{\hat{V}+2},\ldots\hat{\gamma}_m$, $\xi(\hat{\theta})$ — число независимых параметров вектора параметров $\hat{\theta}$ (включающего СЗ, СВ и дисперсию шума), $\hat{V} = 0,\ldots,m-1$. Число независимых оцениваемых параметров $\xi(\hat{\theta}) = \hat{V}(2K-\hat{V})+1$ в данном выражении имеет степенную зависимость от неизвестного числа оцениваемых компонент сигнала [6–8, 45, 51–52]. В (9) штрафная функция $pf\left(\hat{V},K\right) = \xi(\hat{\theta})$, в (10) $pf\left(\hat{V},K\right) = 0.5\xi(\hat{\theta})\ln(K)$. Анализ литературы показывает, что выбор штрафной функции все еще является актуальным вопросом [64].

Выполнение тестирования значений функции при $\hat{V} = 0$ соответствует решению задачи разрешения–обнаружения [71].

В тестах (9, 10) вместо СЗ могут использоваться СИЗ. При этом необходимо возвести СИЗ в квадрат (получить СЗ). Известны варианты методов AIC, MDL, которые учитывают «вещественность» модели (в отличие от случая комплексного представления данных). В этом случае $\hat{V} = V$ (а не $\hat{V} = 2V$) и это необходимо учесть при разделении СВ и СЗ на соответствующие ППС и ППШ (например, к СЗ ППС будут относиться СЗ $\gamma_1 > \gamma_2 > \ldots > \gamma_{2\hat{V}}$) [42].

Статистический анализ методов определения числа источников излучения (гармонических компонент сигнала) проведен в ряде работ [65–75]. Отмечается снижение их эффективности при малом объеме выборки, низком ОСШ и т.д.

Рассмотрим особенности применения технологии суррогатных данных для повышения вероятности правильного оценивания числа гармонических компонент сигнала, предварительно дав краткую характеристику современным подходам по уменьшению шума измерения.

СОВРЕМЕННЫЕ ПОДХОДЫ ПО УМЕНЬШЕНИЮ ШУМА ИЗМЕРЕНИЯ

Применение технологии суррогатных данных позволяет снизить вклад шума наблюдения в оценке КМ [39–43]. Также известны следующие подходы снижения шума наблюдения в оценке КМ при использовании СС методов: 1) вычитание наименьшего шумового СЗ из диагонали выборочной КМ в методе Писаренко; 2) аппроксимация КМ матрицей пониженного ранга (в исходном методе ESPRIT, методе матричного пучка (matrix pencil) и других), основанная на теореме Эккарта–Юнга; 3) использование метода обобщенных наименьших квадратов (total least squares– TLS) и структуированных наименьших квадратов (structured total least squares– STLS); 4) использование вейвелетов [6, 7, 76–83]. При аппроксимации КМ матрицей малого ранга, применении методов TLS и STLS, используют СЗ и СВ (СИЗ и СИВ) ППС. Отбор СИЗ и СИВ ППС (и понижение ранга матрицы данных) осуществляется также и в методе анализа сингулярного спектра (singular spectral analysis), в отечественной литературе известного как метод «Гусеница» (caterpillar) [63]. Отмечается взаимосвязь параметров СС методов и метода «Гусеница». Известен и ряд других подходов, в основе которых лежит разложение по СИЗ и СИВ (SVD), такие как усеченное разложение по СИЗ и СИВ (truncated SVD), разложение по эмпирическим модам (empirical mode distribution), опознавание с сжатием (compressive sensing) и др.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЧИСЛА ГАРМОНИЧЕСКИХ КОМПОНЕНТ СИГНАЛА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ТЕХНОЛОГИИ СУРРОГАТНЫХ ДАННЫХ ПРИ АДАПТИВНОМ ИЗМЕНЕНИИ МОЩНОСТИ РАНДОМИЗАЦИИ К ОСШ

Возможность улучшения характеристик методов определения числа гармонических компонент сигнала рассмотрим на примере алгоритма рандомизации фаз Фурье–спектра наблюдений. Сущность данного алгоритма, использованного в методе коррекции некогерентного спектрального анализа сигналов, наблюдаемых на фоне шума, представлена в [30, 36–38]. В нем суррогатные данные формируются в результате выполнения следующих операций: дискретного преобразования Фурье (ДПФ) исходных данных $Y(k)=\sum_{n=0}^{N-1} y(n)e^{-j2\pi nk/N}$, $k=0,\ldots,N-1$, рандомизации фаз $\{\varphi_k\}_{k=0}^{N-1}$ полученного массива путем замены их значений на равномерно распределенные в интервале $[0,2\pi]$ случайные величины и его обратного ДПФ [35, 41–43]. При этом, чтобы обратное преобразование Фурье было вещественным, до обратного ДПФ необходимо произвести симметрирование фаз полученного массива. Индексу k соответствует физическая $\omega_k = k2\pi f_д / N$ или нормированная частота $\bar{\omega}_k = k2\pi / N$.

В целях уменьшения влияния шума наблюдения в (1) формируется ансамбль $\{\mathbf{q}_i\}_{i=1}^{N_s}$ из N_s суррогатных выборок, сохраняющих энергетический спектр исследуемого сигнала. Далее ансамбль векторов $\{\mathbf{q}_i\}_{i=1}^{N_s}$ суррогатных данных может использоваться для формирования ансамбля матриц $\left\{\hat{\mathbf{R}}_{sur,i}\right\}_{i=1}^{N_s}$, который используется для оценки его выборочного среднего (суррогатной матрицы) $\hat{\mathbf{R}}_{sur} = \frac{1}{N_s}\sum_{i=1}^{N_s}\hat{\mathbf{R}}_{sur,i}$. Затем выполняется разложение по СЗ и СВ суррогатной матрицы и ее СЗ используются для оценивания числа гармонических компонент сигнала известными походами.

На целесообразность адаптивного изменения эффективности рандомизации наблюдений при использовании псевдослучайного шума указывалось в [32–34]. При этом дисперсия псевдошума задавалась практически равной дисперсии шума измерений, которая оценивалась как результат усреднения СЗ ППШ. Для управления мощностью рандомизации фаз Фурье-спектра наблюдения в [84] рандомизация фаз выполняется следующим образом

$$\varphi_{randcontr}(\omega_k) = \varphi(\omega_k) + \gamma\varphi_{rand}(\omega_k), \qquad (11)$$

где $\omega_k = k2\pi f_д / N$ – частоты анализа ДПФ, называемые также бинами ДПФ, $\varphi(\omega_k)$ – фазы Фурье-спектра наблюдения, $\varphi_{rand}(\omega_k)\in[0,2\pi]$ – случайные числа с равномерным законом распределения, $\gamma\in[0,1]$ – параметр, изменяющий эффективность (в [20] strength – силу, интенсивность) рандомизации фаз Фурье-спектра наблюдения. Однако, при этом не учитывается возможность изменения γ пропорционально к ОСШ.

В [41–43] обобщены идеи [32–34, 84] и γ изменяется пропорционально к ОСШ. Эффективность рандомизации уменьшается по мере роста ОСШ, т. к. известно, что при больших ОСШ точность оценивая СС методов и так высока. Часто предполагают мощность гармонических компонент фиксированной, т. е. ОСШ определяется дисперсией шума и равно $10\log_{10}(1/\sigma^2)$ [3]. В этом случае для формирования суррогатных данных (или СВ [43]) в соответствии с (11) определяется величина $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(m-V)}\mathrm{trace}(\hat{\Lambda}_n)$, где $\mathrm{trace}()$ – след матрицы, и $\gamma=\hat{\sigma}$. Если используется модель, в которой ОСШ изменяется за счет изменения мощности гармонических компонент, то необходимо ее вычислять одним из известных методов [2, 3, 58], а затем определять ОСШ и, соответственно, γ.

Достоверность определения числа гармонических компонент сигнала с использованием технологии суррогатных данных также может повышена следующим образом. Разложение по СЗ и СВ выполняется для каждой КМ из ансамбля КМ $\left\{\hat{\mathbf{R}}_{sur,i}\right\}_{i=1}^{N_s}$. По N_s массивам СЗ на основании одного из методов (AIC, MDL или других) получают N_s оценок числа гармонических сигналов [34]. На основании данных оценок строится гистограмма, максимум которой используется как окончательная оценка числа компонент сигнала. Данный подход, названный гистограммным, может быть обобщен с использованием [34, 59], но он будет требовать несколько большего объема вычислений.

В ходе моделирования эмпирическая вероятность правильного разрешения (правильной оценки числа) гармонических компонент наблюдаемого сигнала определялась как отношение

$$P = L_{ист} / L, \qquad (12)$$

где $L_{ист}$ – число испытаний, в котором оценка $\hat{V}$ числа гармонических компонент совпала с их истинным числом, а L – общее число испытаний.

Моделирование осуществлялось для $N=64$, $N_s=100$, $m=45$, $L=1000$. Рассматривались три набора частот двухкомпонентного сигнала. В первом случае предполагалось наличие двух равномощных гармонических компонент наблюдаемого сигнала с частотами: $f_1=0.2$ и $f_2=0.215$. Для рассматриваемых условий моделирования предел разрешения по Рэлею равен $(1/N)=0.0156$. Таким образом, $\Delta f = 0.015 < (1/N)$. При формировании матриц из ансамбля матриц $\left\{\hat{\mathbf{R}}_{sur,i}\right\}_{i=1}^{N_s}$ выборки суррогатных временных рядов разбивались на сегменты аналогично разбиению выборки исходного временного ряда. ОСШ определялось как $10\log_{10}(1/\sigma^2)$, где σ^2 – дисперсия шума.

Для анализа предложенного подхода будем использовать метод MDL, асимптотическая состоятельность которого отмечена в [71].

На рис. 1 показаны зависимости вероятности правильного оценивания числа гармонических компонент от ОСШ, полученные обычным методом MDL, при коррекции КМ с использованием алгоритма рандомизации фаз компонент Фурье-спектра наблюдения без адаптации эффективности рандомизации фазы к ОСШ

(MDL with averaged CM – RP) и с адаптацией (MDL with averaged CM – RP (ADAPTIVE)), а также гистограммного метода MDL. При осуществлении коррекции КМ выполняется усреднение КМ, полученных по суррогатным выборкам. На использование усредненной КМ указывают слова «with averaged CM».

При использовании обычного и гистограммного метода MDL использовались только те СЗ матриц $\hat{\mathbf{R}}$ и $\left\{\hat{\mathbf{R}}_{sur,i}\right\}_{i=1}^{N_s}$, индексы которых не превышают их ранга (нулевые СЗ не учитывались).

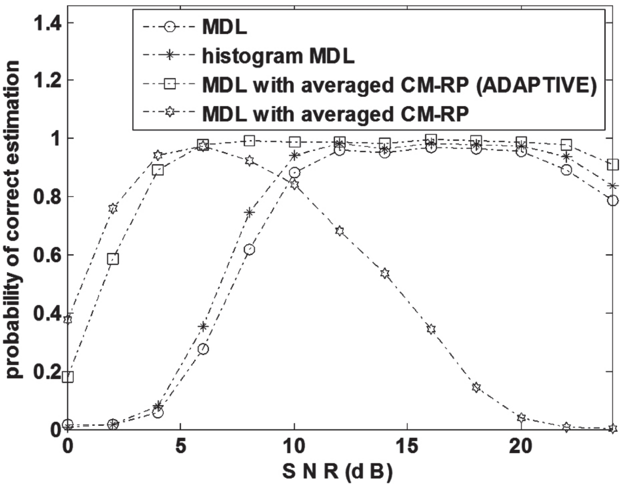


Рис. 1. Зависимости $P = L_{\text{ист}} / L$ от ОСШ ($f_1 = 0.2$, $f_2 = 0.215$)

Из анализа рис. 1 видно, что вероятность правильной оценки методом MDL при использовании суррогатных данных с адаптацией эффективности рандомизации фазы к ОСШ выше, чем у исходного и гистограммного метода MDL во всем анализируемом интервале ОСШ метода оценивания числа гармонических компонент сигнала. Использование алгоритма рандомизации фаз компонент Фурье-спектра наблюдения без адаптации эффективности рандомизации фазы к ОСШ позволяет получить несущественное преимущество по P в области низких ОСШ чем без адаптации. Но с увеличением ОСШ после некоторого порогового значения наблюдается тенденция к уменьшению вероятности правильной оценки числа гармонических компонент сигнала. Низкая эффективность предложенного метода при неадаптивной к ОСШ рандомизации фазы в области высоких ОСШ, по всей вероятности, вызвана суррогатной помехой, обусловленной рандомизацией спектральных компонент наблюдения, отягченных эффектом их размазывания (leakage) при использовании ДПФ [1, 33].

Незначительное уменьшение вероятности правильного разрешения у всех анализируемых методов наблюдается после ОСШ = 21 дБ. Такое поведение стандартного метода MDL при высоких ОСШ отмечалось и в [77], а для предложенных подходов объясняется тем, что при высоких ОСШ мощность рандомизации практически равна нулю и в соответствии с (11) они используют ту же КМ (те же СЗ) что и стандартный метод.

Также представляет интерес исследовать аналогичные зависимости для другой пары частот – $f_1 = 0.02$ и $f_2 = 0.035$ (рис. 2). Из сравнения зависимостей, показанных на рис. 1 и рис. 2, видно, что эффективность предложенных методов и стандартного метода MDL зависит от значений частот компонент сигнала. При этом вероятность правильной оценки числа гармонических компонент сигнала при высоких ОСШ стандартным методом MDL демонстрирует насыщение.

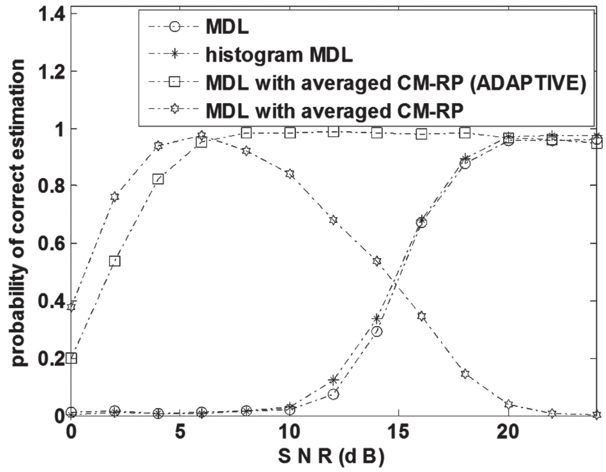


Рис. 2. Зависимости $P = L_{\text{ист}} / L$ от ОСШ ($f_1 = 0.02$ и $f_2 = 0.035$)

Наиболее показательной является ситуация, когда частоты гармонических компонент кратны величине $1/N$: $f_1 = 20/64$, $f_2 = 21/64$, для которых эффект размазывания (растекания) спектра отсутствует. Известно, что выбор частот целочисленно кратных величине $1/N$ приводит к нулевой ковариации выборочных спектров таких частот, а значения периодограммы, разделенные по частоте интервалами, целочисленно кратными величине $1/N$ герц, некоррелированные [1].

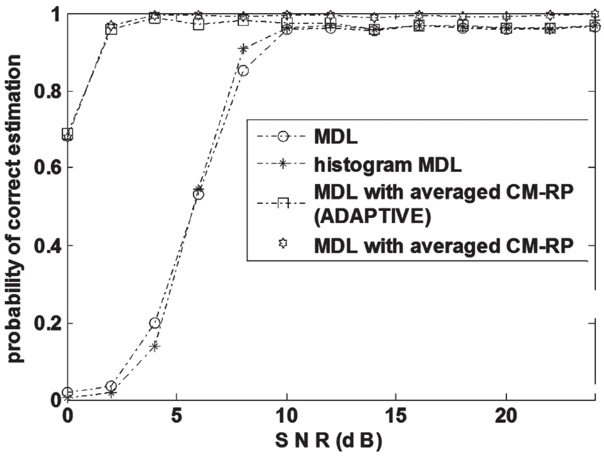


Рис. 3. Зависимости $P = L_{\text{ист}} / L$ от ОСШ ($f_1 = 20/64$, $f_2 = 21/64$)

Как видно из рис. 3 вероятность правильной оценки числа гармонических компонент сигнала методом MDL с предварительной коррекцией наблюдений первым предложенным методом выше во всем анализируемом интервале ОСШ.

Видно, что в отличие от рис. 1 и рис. 2 вероятность правильного разрешения методом MDL с использованием суррогатных данных практически не изменяется по мере роста ОСШ.

Эмпирические вероятности заниженной ($\hat{V} < V$) и завышенной ($\hat{V} > V$) оценки числа гармонических компонент наблюдаемого сигнала приведены на рис. 4 и рис. 5 ($f_1 = 0.2$, $f_2 = 0.215$).

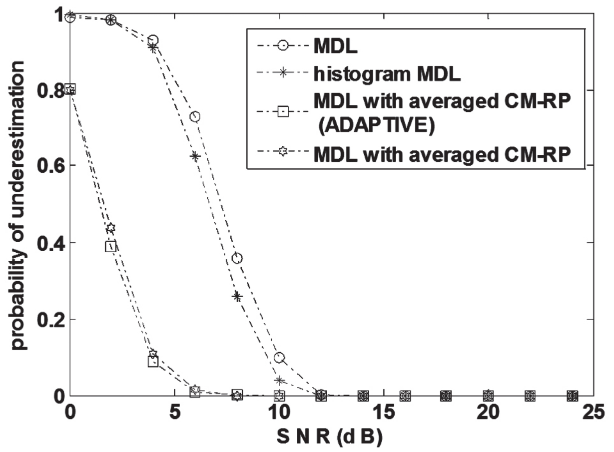


Рис. 4. Эмпирические вероятности заниженной оценки числа гармонических компонент сигнала

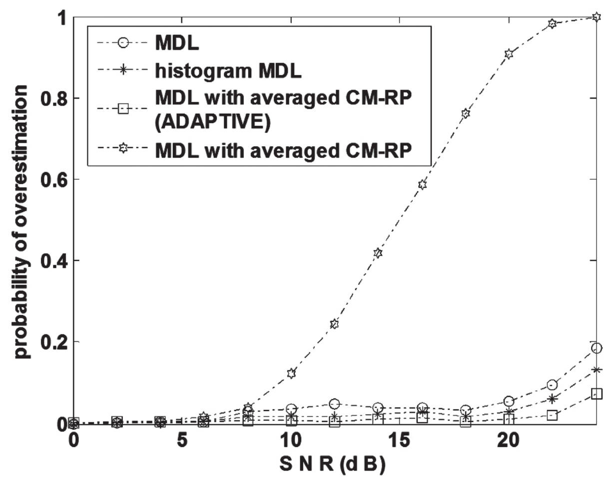


Рис. 5. Эмпирические вероятности завышенной оценки числа гармонических компонент сигнала

Из анализа рис. 4, рис. 5 и рис. 1 видно, что низким значениям P метода MDL при коррекции КМ с использованием технологии суррогатных данных и низких ОСШ соответствуют высокие значения вероятности заниженной оценки, а при высоких значениях ОСШ (рис. 5) – вероятности завышенной оценки числа гармонических компонент наблюдаемого сигнала (особенно при отсутствии адаптации эффективности рандомизации к ОСШ).

ВЫВОДЫ

В работе предложен метод повышения эффективности оценки числа гармонических компонент сигнала с использованием технологии суррогатных данных. Использование технологии суррогатных данных для уменьшения влияния шума в наблюдении при оценивании числа гармонических компонент сигнала позволяет повысить вероятность правильной оценки их числа методом MDL в условиях малой выборки и низких ОСШ, когда измерительный шум доминирует над суррогатной помехой. При высоком ОСШ вероятности правильного оценивания числа исходного метода MDL и с адаптивной коррекцией сравнимы.

При частоте дискретизации, кратной частотам гармонических компонент сигнала, используемая технология эффективна во всем рассматриваемом диапазоне ОСШ.

Вычислительная сложность предложенного подхода может быть уменьшена заменой разложения по СЗ и СВ выполнением QR–разложения КМ [74].

Представляет интерес обобщение полученных результатов на случай оценивания числа точечных источников шумового излучения в неэквидистантных антенных решетках, когда их число превышает число антенных элементов [57], на случай реализации метода оценивания числа гармонических компонент сигнала по СВ КМ на основании [85, 43] и совместного различения (разрешения) сигналов и оценки их параметров на фоне помех [86].

Литература

[1] *Марпл–мл. С.Л.* Цифровой спектральный анализ и его приложения: пер. с англ./ С.Л. Марпл–мл. – М.: Мир, 1990. – 584 с.

[2] *Stoica P.* Introduction to spectral analysis/ P.Stoica, R.L.Moses. –Prentice hall, 1997.

[3] *Ширман Я.Д.* Разрешение и сжатие сигналов/ Я.Д. Ширман. – М.: Сов. радио, 1974.

[4] *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.

[5] *Brillinger D.R.* Time series. Data analysis and theory/ D.R. Brillinger. – Holt, Rinehart and Winston. – 1975.

[6] Radar array processing. Ed. S.Haykin, J.Litva, T.J.Shepherd. – Springer Verlag Berlin, 1993.

[7] *Trees H. L. V.* Optimum array processing. Part IV of Detection, Estimation and modulation theory/ H. L. V. Trees. –Wiley–interscience, 2002.

[8] *Караваев В.В.* Статистическая теория пассивной радиолокации / В.В. Караваев, В.В. Сазонов. – М.: Радио и связь, 1997. – 240 с.

[9] *Журавлев А.К.* Обработка сигналов в адаптивных антенных решетках/ А.К. Журавлев, А.П. Лукошкин, С.С. Поддубный. – Л.: Изд-во Ленинградского университета, 1983. – 240 с.

[10] *Василишин В.И.* Пеленгация источников шумового излучения со сверхразрешением на основе цен-

трально-симметричных ФАР модифицированным унитарным алгоритмом ESPRIT/ В.И. Василишин //Прикладная радиоэлектроника. – 2006. – Т. 5, №2 . – С.230–237.

[11] *Василишин В.И.* Эффективность модифицированного метода пространственного сглаживания / Василишин В.И., Грушенко М.В., Колесников А.Н. // Збірник наукових праць ХУПС. – 2005, вип. 1 (1). – С.89–93.

[12] *Jolliffe I.T.* Principal Component Analysis / I.T. Jolliffe. –Springer, 2002. – 487 p.

[13] *Гирко В.Л.* Спектральная теория случайных матриц / В.Л.Гирко. – М.: Наука, 1988. –376 с.

[14] *Ефимов В.М.* Анализ и прогноз временных рядов методом главных компонент/ В.М.Ефимов, Ю.К. Галактионов, Н.Ф. Шушпанова. – Новосибирск: Наука. Сиб.отделение. – 71 с.

[15] Principal manifolds for data visualisation and dimension reduction/ Gorban B., Kegl D. Wunsch A. Zinovyev (Eds.), Berlin – Heidelberg, New York.- 2007.

[16] *Айвазян С.А.* Прикладная статистика и основы эконометрики / С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. – М.: ЮНИТИ. – 1998.

[17] *Никитченко В.В.* Анализ собственных структур в адаптивных антенных системах/ В.В. Никитченко, Г.А. Рожков. – С.-Пб. : ВАС, 1992. – 212 с.

[18] *Moor B. D.* The singular value decomposition and long and short spaces of noisy matrices/ B. D. Moor // IEEE Trans. on Signal Processing. – 1993. – Vol. 41., No. 9. – P. 2826–2838.

[19] *Van Der Veen A.–J.* Subspace–Based Signal Analysis Using Singular Value Decomposition/A.–J. der Veen, Ed F. Deprettere, A. Lee Swindlehurst// Proceedings of the IEEE. – 1993. –Vol. 81, No 9. – P.1277–1308.

[20] *Vasilishin V.* Uniform linear antenna array in superresolution mode by the modified unitary ESPRIT algorithm / V. Vasilishin, A. Kolesnikov// Antenna Theory and Techniques: int. conf. – Sevastopil, 1999. – P. 254–255.

[21] *Evans J.E.* Application of advanced signal processing techniques to angle of arrival estimation in ATC navigation and surveillance systems / J.E. Evans, J.R. Johnson, D.F. Sun // Technical Report, Lincoln Laboratory, Massachusetts institute of technology. –1982. – 386 p.

[22] *Ермолаев В.Т.* Методы определения вектора пространственной адаптивной обработки при короткой выборке помехи / В.Т. Ермолаев, Ю.Л. Родыгин, А.Г. Флаксман // Радиофизика. –1994. –Т.37, № 4. – С. 493–509.

[23] *Леховицкий Д.И.* Статистический анализ «сверхразрешающих» методов пеленгации источников шумовых излучений при конечном объеме обучающей выборки/ Д.И. Леховицкий // Прикладная радиоэлектроника. – 2009. – Том 8, № 4. – С. 527–540.

[24] *Абрамович Ю.И.* Регуляризованный метод адаптивной оптимизации по критерию максимума отношения сигнал/помеха / Ю.И. Абрамович // Радиотехника и электроника. – 1981. – Т. 26, № 3. – С. 543–551.

[25] Classical and modern direction-of-arrival estimation / B. Friedlander, T.E. Tuncer [at al.]. – Academic Press. – 2009. – 429 p.

[26] *Леховицкий Д.И.* Ленточно-диагональная регуляризация МП оценок корреляционных матриц гауссовых помех в алгоритмах адаптации антенных решеток/ Д.И. Леховицкий, Ю.И. Абрамович, Г.А. Жуга, Д.С. Рачков // Прикладная радиоэлектроника. – 2010. – Том 9, № 1. – С.107–121.

[27] *Эфрон Б.* Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа: пер. с англ. /Б. Эфрон. – М.: Финансы и статистика, 1988. — 263 с.

[28] *Zoubir A. M.* The Bootstrap: Signal Processing Applications/ A. M. Zoubir, B. Boashash // IEEE Signal Processing Magazine. – 1998. – Vol.15. – P.56–76.

[29] *Gershman A. B.* Pseudo–randomly generated estimator banks: A new tool for improving the threshold performance of direction finding /A. B. Gershman// IEEE Trans. Signal Processing. –1998. –Vol. 46. – P. 1351–1364.

[30] *Vasylyshyn V.I.* Direction finding with superresolution using root implementation of eigenstructure techniques and joint estimation strategy/ V.I. Vasylyshyn// European Conference on Wireless Technology:conf, 2004, Amsterdam, Netherlands: proc. of conf. –2004. – P.317 –320.

[31] *Леховицкий Д.И.* Сравнение разрешающей способности комбинированных пеленгаторов различного типа в приемных системах с неидентичными каналами/ Д. И. Леховицкий, Д. В. Атаманский, В. В. Джус, Ф. Ф. Мысик // Антенны. –2003. – Вип. 12(79). – С. 9–15.

[32] *Gershman A. B.* A pseudo–noise approach to direction finding /A. B. Gershman, J. F. Bohme// Signal Processing. —1998. — Vol. 71.— P.1–13.

[33] *Vasylyshyn V.I.* Improved Beamspace ESPRIT–based DOA Estimation via Pseudo–Noise Resampling /V.I. Vasylyshyn// European Radar: Conf., 2012, Amsterdam (Netherlands). — P. 238—241.

[34] *Vasylyshyn V.* Removing the outliers in root–MUSIC via pseudo–noise resampling and conventional beamformer/V. Vasylyshyn//Signal processing.–2013.– Vol. 93.– P. 3423–3429.

[35] *Theiler J.* Testing for nonlinearity in time series: The method of surrogate data /J. S. Theiler, S. Eubank, A. Longtin, B. Galdrikian, J. D. Farmer // Physica D 58. – 1992. — P. 77–94.

[36] *Small M.* Applied Nonlinear Time Series Analysis Applications in Physics, Physiology and Finance / M. Small// World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd. — 2005. — 245 p.

[37] *Kantz H.* Nonlinear time series analysis / H. Kantz, T. Schreiber // University Press, Cambridge. – 2004. – 369 p.

[38] *Костенко П.Ю.* Непараметрический BDS–обнаружитель хаотических сигналов на фоне белого шума/ П.Ю. Костенко, К.С. Васюта, С. Н. Симоненко, А.Н. Барсуков //Радиоэлектроника.–2011.– том 54, №1.– С.23–31.

[39] *Костенко П.Ю.* Использование суррогатных сигналов для повышения качества оценки параметров регулярных и хаотических сигналов, наблюдаемых на фоне аддитивного шума /П.Ю. Костенко, К.С. Васюта, В.В. Слободянюк, Д.С. Яковенко //Системи управління, навігації та зв'язку. –Х.: ХУПС. – 2010, вып. 4(16). –С. 28–32.

[40] *Костенко П.Ю.* Повышение эффективности когерентной обработки хаотических сигналов при передаче бинарных сообщений с использованием

суррогатных сигналов /П.Ю. Костенко, В.И. Василишин, С. Н. Симоненко, О.В. Высоцкий, Д.С. Яковенко // Радиоэлектроника. — 2012. — Т. 55, № 7. — С. 24–33).

[41] *Василишин В.И.* Адаптивная коррекция предварительной обработки сигналов с использованием технологии суррогатных данных в задачах спектрального анализа /В.И. Василишин //Системи обробки інформації. – 2013. —Вип. 2(109). — С.15—20.

[42] *Василишин В.И.* Повышение эффективности спектрального анализа методом ESPRIT с использованием технологии суррогатных данных / В.И. Василишин // Прикладная радиоэлектроника. – 2013. – Т.12, № 3. – С. 412–418.

[43] *Василишин В.И.* Повышение эффективности спектрального анализа собственноструктурными методами с использованием технологии суррогатных данных для собственных векторов ковариационной матрицы наблюдения / В.И. Василишин // Радиотехника. — 2013. — Вып. 174. – С. 66–72.

[44] *Манжос В.Н.* Оценивание числа источников шумового излучения при их параллельной пеленгации/ В.Н.Манжос, М.Л. Руднев // Радиоэлектроника. —1991. — №1. — С. 34–37.

[45] *Wax M.* Detection of Signals by Information Theoretic Criteria/ M.Wax, T.Kailath// IEEE Trans. on Acoustics, Speech, Signal Processing. –1985. –Vol. 33, No. 2. – P. 387– 392.

[46] *Reddy V. U.* SVD based information theoretic criteria for detection of the number of damped/undamped sinusoids and their performance analysis/ V. U. Reddy, L. Biradar // IEEE Trans. SP. —1993. — Vol. 41, No.9. — P. 2872–2971.

[47] *Djuric P. M.* A model selection rule for sinusoids in white gaussian noise/ P. M. Djuric // IEEE Trans. Signal Processing. —1996.—Vol. 44, No. 1 . — P. I744–1751.

[48] *Fuchs J.–J.* Estimating the number of sinusoids in additive white noise/ J.J. Fuchs // IEEE Trans. ASSP. — 1988. — vol. 36. — P. 1846–1853.

[49] *Xu G.* Detection of number of sources via exploitation of cento–symmetry property/ *G Xu., R.H.Roy, T. Kailath* // IEEE Trans. Signal Processing, 1994. – Vol.42. P.102–112.

[50] *Kundu D.* Estimating the number of signals in the presence of white noise/ D. Kundu // Journal of Statistical Planning and Inference. —2000. —No.90. — P.57–68

[51] *Горбунова А.А.* Определение порядка модели доплеровского спектра цели / А.А. Горбунова, Ю.В. Кузнецов // 12-я Международная конференция и выставка ЦОС и ее применение DSPA. — 2010. — С. 1–4.

[52] *Chen P.* A comparative study of model selection criteria for the number of signals/ P. Chen, Tiee–Jian Wu, J. Yang //Research Express NCKU – 2009. –Vol. 8 , Is. 4. –P.1–4.

[53] *Коновалов Л. Н.* Определение числа сигналов методом проверки сложных гипотез по критерию отношения правдоподобия /Л.Н.Коновалов// Радиоэлектроника. – 1988. —Т. 31. — С. 18–25. Изв. Вузов.

[54] *Сычев М.И.* Оценивание числа и угловых координат близко расположенных источников излучения по пространственно–временной выборке/ М.И. Сычев //Радиотехника. — 2009. — №12, — С.64–73.

[55] *Williams D.B.* Detection: determining the number of source/ D.B. Williams // Digital Signal Processing Handbook/ Ed. by V. K. Madisetti, D. B. Williams. – CRC Press LLC, 1999.

[56] *Андерсон Т.* Введение в многомерный статистический анализ. – М.: Физматгиз, 1963.– 500 с.

[57] *Абрамович Ю.И.* Выделение независимых источников излучения в неэквидистантных антенных решетках / Ю.И. Абрамович, Н.К. Спенсер, А.Ю. Горохов // Успехи современной радиоэлектроники. Зарубежная радиоэлектроника. –2001. – № 12. —С. 3–19.

[58] *Vasylyshyn V.I.* Beamspace root estimator bank for DOA estimation with an improved threshold performance/ V.I. Vasylyshyn // ICATT: int.conf., 2013, Odessa, Ukraine: proc. of conf. — 2013. — P. 280–282.

[59] *Brcich R. F.* Detection of sources using bootstrap techniques/ R. F. Brcich, A. M. Zoubir, and P. Pelin, // IEEE Trans. Signal Process. —2002. — Vol. 50, No. 2. — P. 206–215.

[60] *Gorokhov A. Y.* Unified analysis of DOA estimation algorithms for covariance matrix transforms/ A. Y. Gorokhov, Y. I. Abramovich, J. F. Bohme// *Signal Processing.* —1996. — vol. 55— P. 107–115.

[61] *Stoica P.* MUSIC estimation of real–valued sine wave frequencies/ P.Stoica, A. Eriksson// Signal Processing.— 1995. —Vol. 42, No.4.—P.139–146.

[62] *Иохвидов И.С.* Ганкелевы и теплицевы матрицы и формы.—М.: Мир, 1974.

[63] *Golyandina N.* Analysis of time series structure: SSA and related techniques/ N. Golyandina., V. Nektutkin, A.Zhigljavsky.– Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 2001.

[64] *Nadler B.* Model selection for sinusoids in noise: statistical analysis and a new penalty term/ B. Nadler, L. Kontorovich //IEEE Trans. Signal Processing. —2010. — Vol. 58, No. 5. —P. 2746–2756.

[65] *Wang H.* On the performance of signal subspace processing—part I: narrow–band systems/ H. Wang, M. Kaveh, // IEEE Trans. ASSP. –1986. – Vol. 34, No. 5. – P. 1201–1209.

[66] *Kaveh M.* On the theoretical performance of a class of estimators of the number of narrowband sources / M. Kaveh, H. Wang, H. Hung // IEEE Trans. ASSP. — 1987. — Vol. 35, No. 9. — P. 1350–1352.

[67] *Wong K. M.* On information theoretic criteria for determining the number of signals in high resolution array processing/ K. M. Wong, Q.–T. Zhang, J. P. Reilly, P. C. Yip, //IEEE Trans. ASSP.—1990. —Vol. 38, No. 11.–P. 1959–1971.

[68] *Chen W.* Detection of the number of signals: a predicted eigen–threshold approach/ W. Chen, K. M. Wong, J. P. Reilly // IEEE Trans. Signal Processing. – 1991. – Vol. 39, No. 5. –P. 1088–1098.

[69] *Zhang Q.–T.* Statistical analysis of the performance of information theoretic criteria in the detection of the number of signals in array processing/ Q.–T. Zhang, K. M.Wong, P. C. Yip, and J. P. Reilly //IEEE Trans. ASSP.—1989. — Vol. 37, No. 10. — P. 1557–1567.

[70] *Haddadi F.* Statistical Performance analysis of MDL source enumeration in array processing// F. Haddadi M. Malek Mohammadi, M. M. Nayebi, M. R. Aref// IEEE Trans. ASSP.—2010. — Vol. 58, No. 1. — P. 452–457.

[71] *Ермолаев В.Т.* Статистические характеристики AIC, MDL критериев в задаче обнаружения многомерных сигналов в случае короткой выборки/ Ер-

молаев В.Т., Мальцев А.А., Родюшкин К.В //Радиофизика.—2001. — Т.XLIV, №12.— С. 1062—1068.

[72] *Kritchman S.* Non—parametric detection of the number of signals: hypotheses testing and random matrix theory/ S. Kritchman, B. Nadler //IEEE Trans. Signal Processing. —2009. —Vol. 57, No. 10. —P. 3930—3941.

[73] *Nadler B.* Nonparametric Detection of Signals by Information Theoretic Criteria: Performance Analysis and an Improved Estimator/ B. Nadler //IEEE Trans. Signal Processing. —2010. — Vol. 58, No. 5. — P.2746—2756.

[74] *Xin J.* Simple and efficient nonparametric method for estimating the number of signals without eigendecomposition/ J. Xin, N. Zheng, A. Sano// IEEE Trans. Signal Processing. —2007. —Vol. 55, No. 4. —P.1405—1420

[75] *Liu K.* Efficient source enumeration for accurate direction—of—arrival estimation in threshold region/ K. Liu, H.C.So, J.P.C.L.da Costa, F.Rцmer, L.Huang //Digital Signal Processing. — 2013.

[76] *Тафтс Д.У.* Оценивание частот суммы нескольких синусоид: Модификация метода линейного предсказания, сравнимая по эффективности с методом МП/Д.У. Тафтс, Р. Кумаресан //ТИИЭР. — 1982. — Т.70, №9. — С.77—94.

[77] Li Y. A parameter estimation scheme for damped sinusoidal signals based on low—rank hankel approximation/ Y. Li, K. J. Ray Liu, J. Razavilar //IEEE Trans. Signal Processing— 1997.—Vol. 45, No. 2. —P. 481—486.

[78] *Hua Y.* On SVD for estimating generalized eigenvalues of singular matrix pencils in noise / Y. Hua, T. Sarkar // IEEE Trans. Signal Processing. —1991. — Vol. 39. — P. 892—899.

[79] *Kung S.Y.* State space and SVD—based approximation methods for the harmonic retrieval problem / S.Y. Kung, K.S. Arun, D.V. Bhaskar Rao // J. Opt. Soc. Amer. —1983. —Vol.73. — P.1799—1811.

[80] *Vasilishin V.I.* DOA estimation via unitary TLS —ESPRIT algorithm with structure weighting / V.I. Vasilishin // 27th URSI GA: int.conf., Netherlands. – 2002. CD, report 0086.

[81] *Василишин В.И.* Оценивание углового положения источников излучения с помощью унитарного алгоритма TLS—ESPRIT с структурным взвешиванием // Прикладная радиоэлектроника. — 2007. — №4. — С. 521—526.

[82] *Cadzow J. A.* Signal enhancement — a composite property mapping algorithm // IEEE Transactions on ASSP.— 1988.— V. 36.— P. 49—62.

[83] *Ephraim Y.* A Signal Subspace Approach for Speech Enhancement / Y. Ephraim, H.L.V. Trees // IEEE Trans. Speech Audio Processing. – 1995. – Vol. 3, No. 4. – P. 251—266.

[84] *Dahlhaus R.* Mathematical methods in signal processing and digital image analysis/ R. Dahlhaus, J. Kurths, P. Maass, J. Timmer. Springer—Verlag Berlin, 2008.

[85] Lee H. An eigenvector technique for detecting the number of emitters in a cluster/ H. Lee, F. Li // IEEE Trans. Signal Processing. — 1994. —Vol. 42, No. 9. — P. 2380—2388.

[86] *Трифонов А.П.* Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1986. — 264 с.

Поступила в редколлегию 20.11.2013

Василишин Владимир Иванович, кандидат технических наук, доцент, докторант Харьковского университета Воздушных Сил имени Ивана Кожедуба. Научные интересы: пространственно-временная обработка сигналов в информационных системах различного назначения.

УДК 621.391

Оцінювання числа гармонічних компонент сигналу з використанням технології сурогатних даних / В.І. Василишин // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 542—552.

У статті розглядається задача підвищення імовірності правильного оцінювання числа гармонічних компонент сигналу за його спостереженням в присутності адитивного білого гаусівського шуму з використанням сурогатних даних, отриманих рандомізацією фаз спектральних компонент спостережень при адаптації ефективності рандомізації фаз до відношення сигнал—шум. Наведено результати імітаційного моделювання, що підтверджують ефективність застосування цієї технології.

Ключові слова: сурогатні дані, зменшення шуму в спостереженні, власні значення, власні вектори, головні компоненти, мала вибірка спостережень.

Іл.: 05. Бібліогр.: 86 найм.

UDC 621.391

Estimating the number of harmonic components of a signal with using surrogate data technology / V.I. Vasylyshyn // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. Vol. 12. № 4. – P. 542—552.

The problem of increasing the probability of correct estimation of the number of signal harmonic components by a signal observation in the presence of additive white Gaussian noise with using the surrogate data obtained by randomization of phases of observation spectral components at adaptation of the phase randomization efficiency to signal-to-noise ratio is considered in the paper. The simulation results are presented that confirm the efficiency of application of the technology.

Keywords: surrogate data, noise reduction in observation, eigenvalues, eigenvectors, principal components, small samples.

Fig. 05. Ref.: 86 items.

УДК 621.391

АНАЛИЗ МЕТОДОВ ОБНАРУЖЕНИЯ ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ

К.С. ВАСЮТА, А.И. КУШНИР, С.В. ОЗЕРОВ

В работе раскрывается понятие скрытности сигнала применительно к радиотехническим системам передачи информации с хаотической несущей, анализируются методы обнаружения хаотических сигналов. Рассматриваются причины недостаточной скрытности хаотических несущих с позиции применения к ним методов обнаружения, основанных на анализе статистических и динамических характеристик сигнала.

Ключевые слова: скрытность, χ^2-статистика, корреляционный радиометр, цифровой анализатор спектра, BDS-статистика, непараметрический обнаружитель.

ВВЕДЕНИЕ

В современной теории военного противоборства все большее значение придается внедрению новых систем управления, основанных на сетецентрических принципах, при этом основой такой системы управления является радиотехническая система передачи информации (РТС ПИ).

Основным требованием, предъявляемым к современным РТС ПИ, является их повышенная помехозащищенность, которая характеризуется успешным противодействием системы деструктивному воздействию со стороны противника. Под основой современного деструктивного воздействия на РТС ПИ [1] следует понимать применение средств радиотехнической разведки (РТР) и радиоэлектронного подавления (РЭП).

Анализ литературы [2–6] показывает, что одним из подходов повышения помехозащищенности РТС ПИ является применение хаотических сигналов. Однако непрерывное развитие методов обнаружения требует более детального анализа заявленной скрытности хаотических сигналов.

Таким образом, **целью работы** является анализ современных методов обнаружения сигналов с позиции обнаружения хаотических сигналов.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Под скрытностью следует понимать [7] способность противостоять мерам радиотехнической разведки: обнаружению сигнала и определению его структуры на основе оценки ряда его параметров. В качестве критерия скрытности можно принять величину $P_{скр} = 1 - P_р$. Часто задача раскрытия смысла информации не ставится, и тогда можно принять, что скрытность определяется вероятностью разведки $P_р = P_{обн} P_{скр}$, которая характеризуется вероятностью правильного обнаружения сигнала $P_{обн}$ и вероятностью раскрытия его структуры $P_{стр}$.

Радиотехническая разведка предусматривает последовательное выполнение трех основных задач [7]: выявление факта работы радиоэлектронных средств (обнаружение сигнала), определение структуры обнаруженного сигнала (на основе определения ряда его параметров) и раскрытие информации, содержащейся в сигнале.

Перечисленным задачам радиотехнической разведки могут быть противопоставлены три вида скрытности сигналов [7]: энергетическая, структурная и информационная. Энергетическая скрытность характеризует способность противостоять мерам, направленным на выявление сигнала разведывательным приемным устройством. Структурная скрытность характеризует способность противостоять мерам радиотехнической разведки, направленным на раскрытие формы сигнала. Информационная скрытность определяется способностью противостоять мерам, направленным на раскрытие смысла передаваемой информации. На рис. 1 приведен структурный граф обнаружения и «вскрытия» структуры сигнала станцией РТР [8].

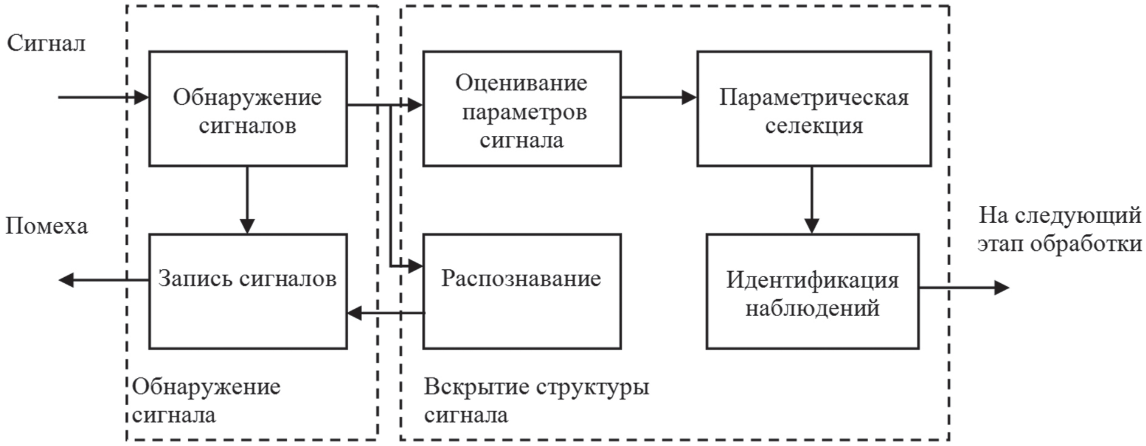


Рис. 1. Структурный граф обнаружения сигнала станцией РТР

Операции обнаружения и оценивания параметров сигналов могут осуществляться как раздельно, так и совместно [8]. Параметрическая (как правило, частотно-пространственная) селекция означает процедуру проверки принадлежности сформированного по результатам обнаружения и оценивания наблюдения к некоторой области пространства первичных наблюдений. Задача распознавания состоит в определении принадлежности данного наблюдения одному из заранее выделенных классов объектов в соответствии с имеющимися эталонными описаниями. Задача идентификации состоит в определении принадлежности объекта к некоторому классу объектов без указания на его принадлежность к каким-либо другим классам («он – не он»).

МЕТОДЫ ОБНАРУЖЕНИЯ СЛОЖНЫХ И ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ, ОСНОВАННЫЕ НА АНАЛИЗЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК СИГНАЛА

Широкополосный энергетический обнаружитель

Структурная схема широкополосного (одноканального) энергетического обнаружителя показана на рис. 2 и включает в себя: широкополосный полосовой фильтр (ШПФ) со средней частотой f_s и полосой пропускания w_s, квадратичный детектор $(\bullet)^2$, интегратор и устройство сравнения [9].

Такой обнаружитель обеспечивает измерение энергии принятой реализации в пределах конечного времени интегрирования $T_и$ и сравнивает выходной сигнал интегратора z с порогом z_0 для принятия решения. Алгоритм обнаружения имеет вид: принимается решения d_1 о наличии сигнала $s(t)$, если статистика $z \geq z_0$, и решение d_0 об отсутствии сигнала, если $z < z_0$, т.е.

$$z = \frac{2}{G_0} \int_0^{T_И} y^2(t)dt \begin{cases} \geq z_0 \to d_1 \\ \prec z_0 \to d_0 \end{cases}, \tag{1}$$

где $y(t)=s(t)+n(t)$ ($s(t)$ – сигнал, $n(t)$ – шум) – выходной сигнал полосового фильтра, $2/G_0$ – множитель нормировки статистики. Так как $s(t)$ и $n(t)$ на выходе ШПФ ограничены по частоте полосой $|f| \leq W_S/2$, $s(t)$ и $n(t)$ целесообразно представить в виде квадратурных составляющих [9]:

$$\begin{aligned} s(t) &= s_c(t)\cos\omega_0 t - s_s(t)\sin\omega_0 t \\ n(t) &= n_c(t)\cos\omega_0 t - n_s(t)\sin\omega_0 t \end{aligned}. \tag{2}$$

При помощи теоремы Котельникова выражение (1) при наличии сигнала (гипотеза H_1) преобразуем к виду:

$$\begin{aligned} z = \frac{1}{G_0 W_S} \Bigg\{ & \sum_{i=1}^{T_И W_S} \left[s_c\left(\frac{i}{W_s}\right) + n_c\left(\frac{i}{W_s}\right) \right]^2 + \\ & + \sum_{i=1}^{T_И W_S} \left[s_s\left(\frac{i}{W_s}\right) + n_s\left(\frac{i}{W_s}\right) \right]^2 \Bigg\}, \end{aligned} \tag{3}$$

где $n_c(\frac{i}{W_s})$, $n_s(\frac{i}{W_s})$ – независимые гауссовские случайные величины с нулевым средним.

Из (3) следует, что выходная статистика обнаружителя z описывается нецентральным χ^2-распределением с $2T_и W_s$ степенями свободы и параметром нецентральности

$$\lambda = \frac{2E_S}{G_0}, \tag{4}$$

где E_S – энергия сигнала в полосе частот W_s и в интервале времени $T_и$. Среднее значение $M[z]$ и дисперсия $D[z]$ статистики z определяются формулами [9]

$$M[z] = \lambda_s + 2T_и W_s; \tag{5}$$

$$D[z] = 4\lambda_s + 4T_и W_s. \tag{6}$$

Вероятности ложной тревоги P_F и обнаружения P_D для рассматриваемого обнаружителя описываются выражениями:

$$P_F = \int_{z_0}^{\infty} p_0(z)dz; \; P_D = \int_{z_0}^{\infty} p_D(z)dz, \tag{7}$$

где $p_0(z)$, $p_1(z)$ – функции плотности вероятности, которые имеют вид [10]:

– при отсутствии сигнала (гипотеза H_0)

$$\left. \begin{aligned} p_0(z) &= \frac{1}{2^L \Gamma(L)} z^{L-1} \exp\left(-\frac{z}{2}\right), z \geq 0; \\ p_0(z) &= 0, z \prec 0; \end{aligned} \right\}, \tag{8}$$

– при наличии сигнала (гипотеза H_1)

$$\left. \begin{aligned} p_1(z) &= \frac{1}{2}\left(\frac{z}{\lambda}\right)^{\frac{L-1}{2}} \exp\left(-\frac{z+\lambda}{2}\right) I_{L-1}(\sqrt{z\lambda}), z \geq 0; \\ p_1(z) &= 0, z \prec 0, \end{aligned} \right\}, \tag{9}$$

где $I_n(x)$ – модифицированная функция Бесселя первого рода n-го порядка; $\Gamma(L)$ – гамма-функция, $\Gamma(L)=(L-1)!$; $L=[T_и W_s]$ – число степеней свободы.

Учитывая (7), (8), (9), выражения для вероятностей P_F и P_D можно представить в виде:

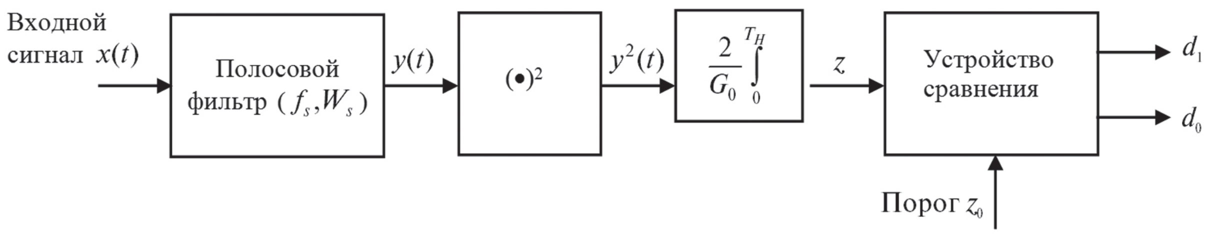


Рис. 2. Структурная схема широкополосного (одноканального) энергетического обнаружителя

$$P_F = Q\left[\frac{z_0 - 2T_И W_S}{2\sqrt{T_И W_S}}\right]; \quad (10)$$

$$P_D = Q\left[\frac{z_0 - 2T_И W_S - \lambda}{2\sqrt{T_И W_S + \lambda}}\right], \quad (11)$$

где $Q(x)$ – дополнительная функция к гауссовскому интегралу вероятности.

Из (4) и (11) следует, что метод энергетического обнаружения сигналов, основанный на χ^2-статистике, опирается только на энергетические показатели сигнала, а именно на отношение сигнал / шум на входе разведприемника.

Корреляционный радиометр

На рис. 3 приведена структурная схема корреляционного радиометра [9], который содержит две независимые антенны A_1 и A_2, перекрывающие одну и ту же геометрическую площадь [9, 11].

В случае присутствия сигнала полезные составляющие, поступающие на вход умножителя из каждого параллельного канала, являются коррелированными (идентичными по амплитуде и фазе), в то время как шумовые составляющие являются некоррелированными. На выходе интегратора только взаимно коррелированные сигналы имеют постоянное напряжение. Преимущество корреляционного радиометра по сравнению с энергетическим обнаружителем заключается в том [9], что корреляционный радиометр для обнаружения сигнала требует отношения сигнал / шум на 3 дБ меньше при одних и тех же вероятностях P_F и P_D.

Кроме того, корреляционный радиометр с двумя антеннами A_1 и A_2 позволяет получить информацию относительно направления на источник излучения (передатчик РТС ПИ). При вращении базовой линии, соединяющей антенны, выходное напряжение корреляционного радиометра становится максимальным при условии, что базовая линия перпендикулярна направлению на источник излучения. В случае, если выходное напряжение превышает порог обнаружения, то принимается решение о наличии сигнала и одновременно определяется направление на источник излучения. Если вращение базовой линии не представляется возможным, то в каналах корреляционного радиометра применяется линия задержки.

Согласно [9, 11] корреляционный радиометр с точки зрения требуемой для обнаружения мощности сигнала РТС ПИ эквивалентен двум независимо работающим широкополосным энергетическим обнаружителям. При этом каждая из антенн обнаружителя должна «охватывать» половину заданной для корреляционного радиометра геометрической площади обзора.

Из вышесказанного следует:

– факт излучения хаотического сигнала обнаруживается корреляционным радиометром уже при малых отношениях сигнал / шум;

– чтобы факт излучения хаотического сигнала не был выявлен корреляционным обнаружителем, необходимо адаптивно понижать выходную мощность передатчика и повышать чувствительность приемника (работа «под шум»).

Цифровой анализатор спектра

Алгоритм работы анализатора спектра при обнаружении сигнала приведен на рис. 4.

С теоретической точки зрения выходные сигналы анализатора спектра дискретных частот эквивалентны выходным сигналам квазиоптимального многоканального обнаружителя с некогерентным накоплением [9].

Реализация анализатора спектра требует преобразования высокой частоты от f_a в область нижних частот до f_b таким образом, чтобы $f_a \to 0$, а $f_b \to f_m$, где $f_m = f_b - f_a$. Перевод полосы высокой частоты в диапазон нижних частот $(0, f_m)$ предполагает, что перестраиваемые частоты f_i имеют значения $f_1 = F_h, f_2 = 2F_h, f_3 = 3F_h$ и т.д., а общее число частот (каналов) будет равно f_m / F_h. Низкочастотный сигнал вместе с шумом подвергается выборке с частотой $2f_m$ выборок/с в течение T_h, с для получения последовательности, состоящей из $N_m = 2f_m T_h$ выборок. Затем производится вычисление дискретного преобразования Фурье с применением последовательности выборок для каждой перестраиваемой частоты. Одним из путей реализации дискретного преобразования Фурье является использование

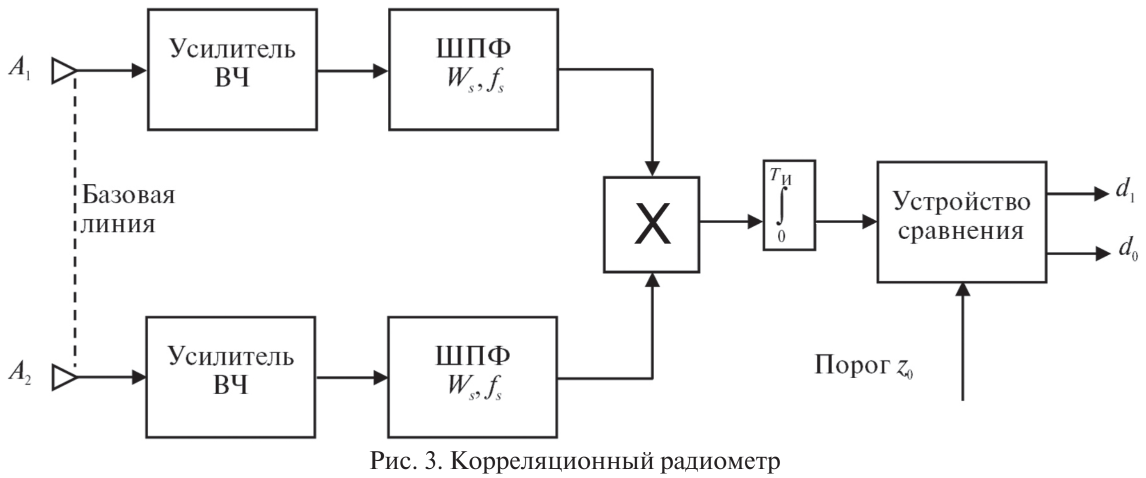


Рис. 3. Корреляционный радиометр

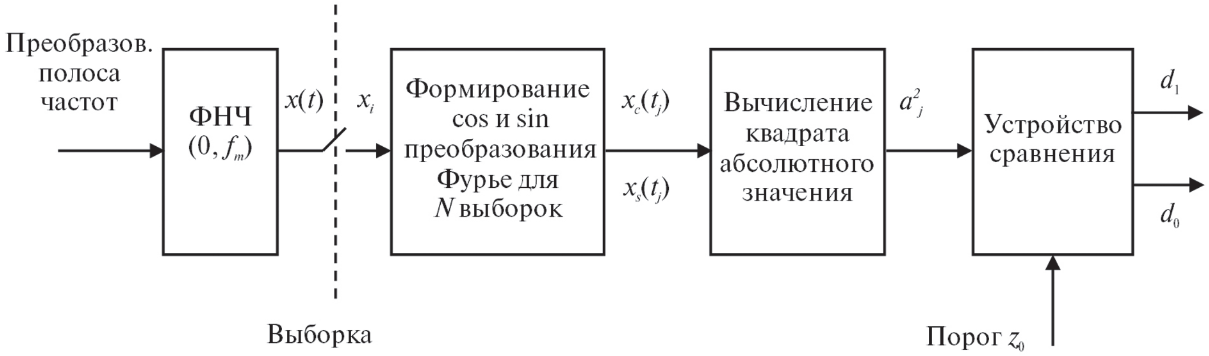


Рис. 4. Алгоритм работы анализатора спектра

цифрового фильтра и алгоритма быстрого преобразования Фурье. При этом косинусное и синусное преобразование Фурье имеют вид [9]

$$\left.\begin{aligned} x_c(t_j) &= \sum_{i=1}^{N_m} x_c \cos\left(i\frac{\pi}{f_m}t_j\right); \\ x_s(t_j) &= \sum_{i=1}^{N_m} x_s \sin\left(i\frac{\pi}{f_m}t_j\right). \end{aligned}\right\}. \tag{12}$$

Далее вычисляется квадрат абсолютного значения преобразования Фурье

$$a_j^2 = x_c^2(t_j) + x_s^2(t_j)\,,\ j = 1,2,3,...,\left(\frac{f_m}{F_m}\right). \tag{13}$$

Абсолютное значение преобразования Фурье a_j^2 на каждой частоте сравнивается с порогом z_0, с целью определения является ли ее спектральное значение достаточным для принятия решения о присутствии частотного элемента сигнала. Такая процедура повторяется для каждого скачка частоты. Для перекрытия всего частотного W разведываемой РТС ПИ необходимо иметь многоканальный анализатор спектра, содержащий $M_f = W_s / F_h$ одноканальных анализаторов.

МЕТОД ОБНАРУЖЕНИЯ СЛОЖНЫХ И ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ НА ОСНОВЕ НЕЛИНЕЙНОГО АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ НАБЛЮДЕНИЙ

Традиционные энергетические методы обнаружения сигналов, рассмотренные выше, опираются только на энергетические показатели сигнала, а именно на базу сигнала и отношение сигнал / шум на входе разведприемника. Для более адекватной оценки скрытности сигнала необходимо переходить в другую область анализа – анализировать «образ» сигнала в фазовом пространстве, т.е. оценивать структуру сигнала.

В работах [12–15] было предложено для оценки структурной скрытности сложных и хаотических сигналов применять BDS-статистику – непараметрическую статистику, которая учитывает дополнительные свойства сигналов и не опирается на вид распределения шума наблюдения (помехи).

BDS-статистика базируется на статистических свойствах корреляционной размерности процесса в фазовом (псевдофазовом) пространстве, которая в свою очередь определяется корреляционным интегралом [16]. Его вычисления позволяют определить вероятность появления пар точек в псевдофазовом пространстве, находящиеся друг от друга на расстояниях, не превышающих $\varepsilon = 0.25\sigma$, где σ – дисперсия процесса [17]. Корреляционный интеграл определяется выражением [18]:

$$C_{m,N}(\varepsilon) = \frac{2}{(N-m+1)(N-m)} \times \\ \times \sum_{s=m}^{N}\sum_{t=s+1}^{N}\prod_{j=0}^{m-1} I_\varepsilon\left(\xi_{s-j},\xi_{t-j}\right), \tag{14}$$

где $I_\varepsilon\left(\xi_i,\xi_j\right) = \begin{cases} 1, & \text{если } \left|\xi_i - \xi_j\right| \le \varepsilon \\ 0. \end{cases}$ – функция Хевисайда для всех пар значений i и j, где $0 \le i \le N$ и $0 \le j \le N$, m – размерность пространства вложения (псевдофазового пространства); N – количество элементов временного ряда $\{\xi_i\}_{i=1}^{N}$ [18].

Брок и другие исследователи показали, что $C_{m,N}(\varepsilon) \Rightarrow C_{1,N}(\varepsilon)^m$ с вероятностью 100 % при $N \to \infty$, а $\left(C_{m,N}(\varepsilon) - C_{1,N}(\varepsilon)^m\right)\cdot\sqrt{N}$ является случайной асимптотически нормально распределенной величиной с нулевым средним и дисперсией, $\sigma_{m,N}^2(\varepsilon)$, которая определяется как [16]:

$$C_{m,N}^2(\varepsilon) = 4\left\{ {R_{1N}}^m + 2\sum_{j=1}^{m-1} {R_{1,N}}^{m-j} {C_{1,N}}^{2j} + \right. \\ \left. + (m-1)^2 {C_{1,N}}^{2m} - m^2 R_{1,N} {C_{1,N}}^{2m-2} \right\}, \tag{15}$$

где

$$R_{1,N} = \frac{1}{N(N-1)(N-2)}\left\{ \sum_{t=1}^{N}\left[\sum_{s=1}^{N} I_\varepsilon(\xi_t,\xi_s)\right]^2 - \right. \\ \left. -3\sum_{s=1}^{N}\sum_{t=s+1}^{N} I_\varepsilon(\xi_s,\xi_t) + 2N \right\}. \tag{16}$$

BDS-статистика определяется следующим выражением [19]:

$$w_{m,N}(\varepsilon) = \sqrt{N-m}\,\frac{C_{m,N}(\varepsilon) - C_{1,N-m}(\varepsilon)^m}{\sigma_{m,N}(\varepsilon)}, \tag{17}$$

и также является нормально распределенной случайной величиной при условии, что оценка $\sigma_{m,N}(\varepsilon)$ близка к ее теоретическому значению.

В контексте анализа BDS-статистики рассмотрим принцип действия непараметрического BDS-обнаружителя хаотических сигналов (рис. 5), предложенного в работах [12–14.]

На входе обнаружителя принятое наблюдение $\xi(t)$ поступает в блок «R» и одновременно в блоки вычислений корреляционных интегралов «C_1» и «C_m». В блоке «СКО» вычисляется оценка среднеквадратичного отклонения шума. Полученные данные одновременно с выходов блока разности ($C_m - C_1^m$) и «СКО» поступают на вход блока делителя «БД».

В блоке решающего устройства «РУ H_0» проверяется нулевая гипотеза H_0 при заданном значении порога Z_0. Если принимается гипотеза H_0, то на выходе «РУ H_0» формируется сигнал «да», т. е. значения в наблюдении $\xi(t)$ независимы с одинаковыми распределениями, в противном случае – на выходе блока формируется сигнал «нет», который является разрешающим для вычислителя «В». Данные $\xi(t)$ с блока «ЗУ» подаются в формирователь суррогатных данных «ФСС» для формирования непараметрических статистик «ФНП». В блоке «ФНП» по каждому суррогату вычисляются статистики для блока «СЧ». Из этих статистик формируется оценка плотности распределения вероятности $P_{п}$. Далее в решающем устройстве «РУ H_1» проверяется справедливость гипотезы H_1 при заданном значении порога Z_1, если гипотеза принимается, то на выходе блока «РУ H_1» появляется сигнал «да», т. е. в наблюдении $\xi(t)$ присутствует хаотический сигнал с вероятностью $P_{п}$, в противном случае – на выходе блока присутствует сигнал «нет».

На рис. 6 приведены результаты оценки структурной скрытности хаотического сигнала с помощью BDS-статистики. Анализ рисунка показывает, что ФКМ-сигнал (кривая 1) обнаруживается BDS-обнаружителем при отношении сигнал / шум -6 дБ, а хаотический сигнал (кривая 2) – при 3 дБ.

ВЫВОДЫ

Рассмотренные в работе энергетические методы обнаружения сигналов опираются только на энергетические показатели сигнала, а именно на базу сигнала и отношение сигнал / шум на входе разведприемника. Поэтому для недопущения факта обнаружения хаотического сигнала, необходимо адаптивно понижать выходную мощность передатчика и повышать чувствительность приемника (работа «под шум»).

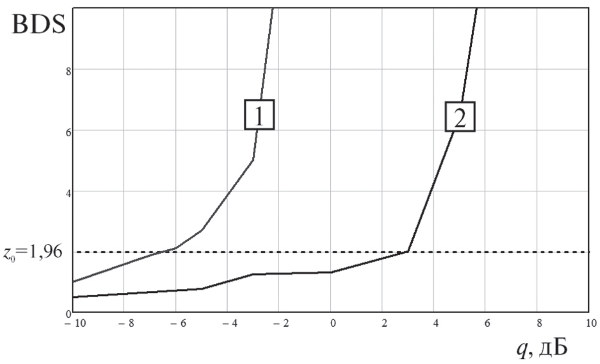


Рис. 6. Зависимость значений BDS-статистики от отношения сигнал / шум (1 – ФКМ-сигнал, 2 – хаотический сигнал)

Применение методов нелинейного анализа, основанных на BDS-статистике, позволяет выявить хаотический сигнал непараметрическим обнаружителем, ввиду явной структурированности сигнала в фазовом пространстве. Для повышения скрытности хаотического сигнала необходимо усложнять его фазовый портрет, т.е. усложнять структуру сигнала.

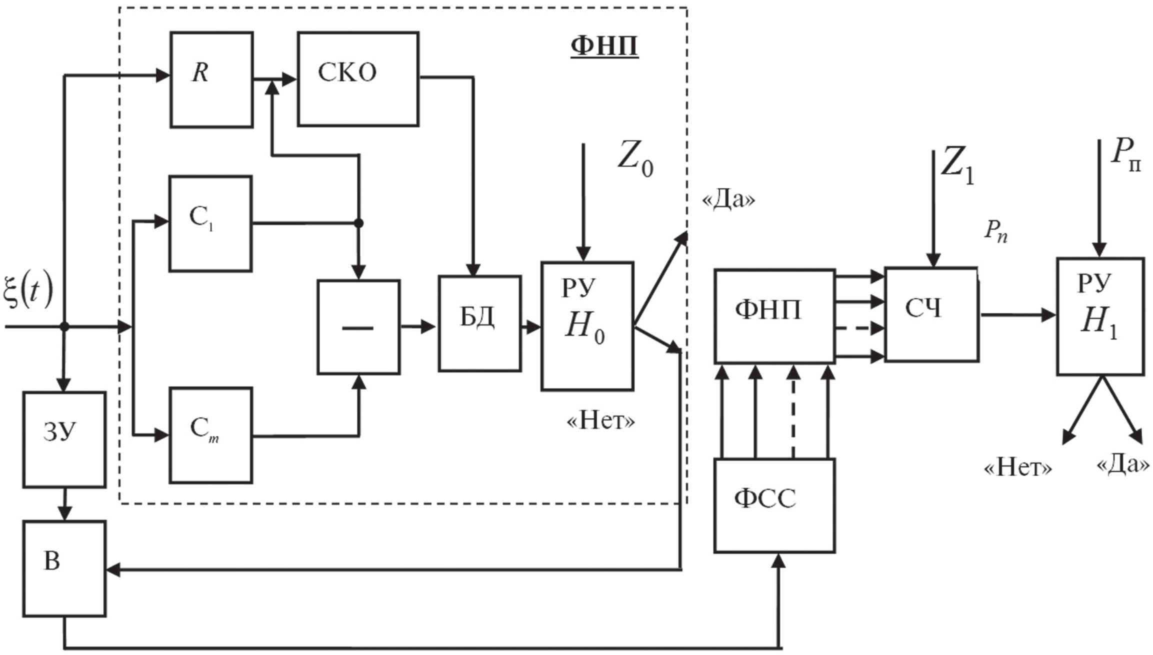


Рис. 5. Структурная схема BDS-обнаружителя

Литература

[1] *Макаренко С.И.* Помехозащищенность систем связи с псевдослучайной перестройкой рабочей частоты / С.И. Макаренко, М.С. Иванов, С.А. Попов. – СПб.: Свое издательство, 2013. – 166 с.

[2] *Птицын Н.* Приложение теории детерминированного хаоса в криптографии / Н. Птицын. — М.: МГТУ, 2002. — 82 с.

[3] *Короновский А.А.* О применении хаотической синхронизации для скрытой передачи информации // Успехи физических наук. – 2009. – Т. 179, № 12. – С. 1281–1310.

[4] *Короновский А.А.* К вопросу о синхронном поведении связанных систем с дискретным временем / А. А. Короновский, А. Е. Храмов, А. Е. Храмова // Письма в ЖТФ. – 2005. – Т. 82, вып. 3 – С. 176–179.

[5] *Дмитриев А.С.* Сверхширокополосная беспроводная связь на основе динамического хаоса / А.С. Дмитриев, А.В. Клецов, А.М. Лактюшкин и др. // Радиоэлектроника. – 2006. – Т. 51. № 10. – С. 1193.

[6] *Кузнецов С. П.* Динамический хаос (курс лекций) / С. П. Кузнецов. — М.: Изд. Физико-математической литературы, 2001. — 296 с.

[7] Помехозащищенность радиосистем со сложными сигналами / Г.И. Тузов, В.А. Сивов, В.И. Прытков и др. – М.: Радио и связь, 1985. – 264 с.

[8] *Радзиевский В.Г.* Теоретические основы радиоэлектронной разведки / В.Г. Радзиевский, А.А. Сирота 2-е изд., испр., доп. – М.: Радиотехника, 2004. – 431 с.

[9] Помехозащищенность систем радиосвязи с расширением спектра сигналов методом псевдослучайной перестройки рабочей частоты / В.И. Борисов, В.М. Зинчук, А.Е. Лымарев и др. – М.: Радио и связь2000. – 384 с.

[10] Справочник по специальным функциям: пер. с англ. / под ред. М. Абрамовица, И. Стиган. – М.: Наука, 1979. – 832 с.

[11] *Torrieri D.J.* Principles of military communication systems / D.J. Torrieri – M.A.: Artech House, Inc., 1981 – 306 p.

[12] Использование BDS-статистики для оценки скрытности сигнала, полученного перемешиванием хаотической несущей / П. Ю. Костенко, К. С. Васюта, А. Н. Барсуков и др. // Известия вузов. Радиоэлектроника. — 2010. — № 5 (53). — С. 41–45.

[13] Непараметрический BDS-обнаружитель хаотических сигналов на фоне белого шума / П. Ю. Костенко, К. С. Васюта, А. Н. Барсуков и др. // Известия вузов. Радиоэлектроника. — 2011. — Т. 54, № 1. — С. 23—31.

[14] Новый подход к непараметрическому обнаружению хаотических сигналов на фоне белого шума с использованием «нелинейной динамической статистики» / П.Ю. Костенко, К.С. Васюта, А.Н. Барсуков и др. // Збірник наукових праць ХУПС. — 2010. — № 3 (25). — С. 108–116.

[15] Обнаружение хаотического процесса искаженного белым шумом с использованием BDS-статистик / П.Ю. Костенко, К.С. Васюта, А.Н. Барсуков и др. // Известия вузов. Радиоэлектроника. – 2009. – Т. 52, № 11. – С. 41–50.

[16] Theiler J. Constrained-Realization Monte – Carlo Method For Hypothesis Testing / J. Theiler, D. Prichard // Physica D. — 1996. — V. 94, No 4. — P. 221–235.

[17] Chaos or noise: Difficulties of a distinction / M. Cencini, M. Falcioni, E. Olbrich et al // Physical Review E. — 2000. — V. 62, No 1. — P. 427–437.

[18] *Петерс Э.* Фрактальный анализ финансовых рынков: применение теории Хаоса в инвестициях и экономике / Э. Петерс [пер. с англ.]. — М.: Інтернет–трейдинг, 2004. — 304 с.

[19] *Schreiber T.* Discrimination power of measures for nonlinearity in a time series / T. Schreiber, A. Schmitz // Physical Review E. — 1997. — V. 55, No 5. — P. 5443–5447.

Поступила в редколлегию 28.11.2013

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Кушнир Александр Иванович, начальник войск связи и информационных систем — заместитель начальника штаба командования Воздушных Сил ВС Украины. Научные интересы: применение хаотических сигналов в радиотехнических системах.

Озеров Сергей Викторович, адъюнкт кафедры боевого применения радиотехнического вооружения Харьковского университета Воздушных Сил. Научные интересы: применение хаотических сигналов в радиотехнических системах передачи информации.

УДК 621.391

Аналіз методів виявлення хаотичних сигналів / К.С. Васюта, А.И. Кушнір, С.В. Озеров // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 553–558.

У роботі розкривається поняття скритності сигналу стосовно до радіотехнічних систем передачі інформації з хаотичною несучою, аналізуються методи виявлення хаотичних сигналів. Розглядаються причини недостатньої скритності хаотичних несучих з позиції застосування до них методів виявлення, заснованих на аналізі статистичних і динамічних характеристик сигналу.

Ключові слова: скритність, χ^2-статистика, кореляційний радіометр, цифровий аналізатор спектра, BDS-статистика, непараметричний виявляч.

Іл.: 6. Бібліогр.: 19 найм.

UDC 621.391

Analyzing methods for detection of chaotic signals / K.S. Vasyuta, A.I. Kushnir, S.V. Ozerov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. — Vol. 12. — № 4. – P. 553–558.

The paper reveals the concept of signal security as applied to radio systems of information transmission with a chaotic carrier as well as analyzes methods of detecting chaotic signals. The causes of insufficient secrecy of chaotic carriers from the position of applying the detection methods to them which are based on the analysis of statistical and dynamic signal characteristics are considered.

Keywords: secrecy, χ^2-statistics, correlation radiometer, digital spectrum analyzer, BDS-statistics, nonparametric detector.

Fig.: 6. Ref.: 19 items.

УДК 621.391

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕХНОЛОГИИ ФОРМИРОВАНИЯ СУРРОГАТНЫХ СИГНАЛОВ ДЛЯ СТАТИСТИЧЕСКОГО УСРЕДНЕНИЯ ФЛУКТУАЦИЙ ПАРАМЕТРОВ ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ ПРИ ИХ ОБРАБОТКЕ

К.С. ВАСЮТА, Ф.Ф. ЗОЦ

В реальных условиях распространения радиоволн и при отражении от движущейся сложной цели форма хаотических радиолокационных сигналов искажается. При этом значительно ухудшается качество их обработки. В работе для повышения качества обнаружения хаотического радиолокационного сигнала с флуктуирующими параметрами предлагается применение технологии формирования суррогатных сигналов. Алгоритм формирования суррогатных сигналов позволяет сохранять спектральные, корреляционные и нелинейные свойства сигналов. На основе формирования таких клонов сигнала в работе предложено статистическое усреднение шума наблюдения и флуктуации параметров сигнала при их нормальном законе распределения. Применение суррогатных сигналов при обработке хаотических сигналов позволяет повысить вероятность их правильного обнаружения на 10 – 20 %.

Ключевые слова: хаотический сигнал, флуктуации параметров, суррогатный сигнал, качество обнаружения.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время для скрытия факта функционирования радиолокационных систем применяют сложные шумоподобные сигналы, в том числе и хаотические. Применение традиционных (корреляционных) методов обработки таких сигналов [1] не обеспечивает требуемых показателей качества обнаружения. В частности, в работе [2] показано, что для обработки хаотических сигналов необходимо применение неклассических методов, которые учитывают их специфические свойства через динамические инварианты.

В реальных условиях распространения радиоволн нерегулярная форма хаотических сигналов сильно искажается. Подобные искажения наблюдаются и при отражении таких сигналов от радиолокационной цели. При этом значительно ухудшается качество их обработки [1]. Для решения этой проблемы необходимо скомпенсировать возникающие флуктуации амплитуды и фазы хаотического сигнала. Компенсацию флуктуаций можно реализовать путем привлечения технологии формирования суррогатных сигналов. Эта технология дает возможность получить множество клонов (псевдовыборок) принятого сигнала, сохраняя при этом его свойства. На основе полученных клонов возможно усреднение случайных флуктуаций параметров хаотических сигналов.

Понятие «суррогатные данные», введенное Theiler и др. [3], в 1992 году использовалось в контексте статистического тестирования временного ряда на нелинейность. В настоящее время имеется уже достаточный набор методов формирования суррогатных данных, например, бутстреп-процедуры [4], которые позволяют сохранить линейные свойства процесса. Также выделяют: алгоритмы формирования суррогатов временного изменения (temporal shift surrogate – TSS), которые применяются для проверки наличия нелинейных зависимостей в сигнале; алгоритмы формирования суррогатных данных путем небольшой перетасовки (small-shuffle surrogate – SSS), для проверки не стационарности временного ряда и др [5]. Следует отметить, что применение этих способов не может сохранить линейные либо не линейные свойства сложных процессов одновременно.

В работе [2] предложено при обнаружении хаотических сигналов применять алгоритм формирования суррогатов траектории аттрактора (attractor trajectory surrogate – ATS) [6], который используется для эмпирической оценки отношения правдоподобия. Алгоритм ATS позволяет формировать суррогатные сигналы, сохраняющие нелинейные свойства хаотических сигналов, т. е. их траектории в псевдофазовом пространстве, а также их спектральные и корреляционные свойства. Поэтому для повышения качества обнаружения хаотического сигнала при корреляционной обработке целесообразно применить алгоритм ATS.

Целью данной работы является синтез обнаружителя радиолокационного хаотического сигнала с флуктуирующими параметрами, применяя технологию формирования суррогатных сигналов.

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

Рассмотрим случай обнаружения радиолокационного хаотического сигнала на фоне белого гауссового шума при нормальных флуктуациях параметров сигнала. Пусть принимаемая реализация

$$y_t = \dot{x}_t + \xi_t \qquad (1)$$

является аддитивной смесью полезного хаотического сигнала x_t, сформированного, например, при помощи полинома Чебышева 1-го рода 3-го порядка, и белого шума ξ_t. С целью компенсации флуктуаций амплитуды и фазы сигнала при их нормальном законе распределения из принятой реализации получим множество суррогатов (псевдовыборок), которые далее подвергнем статистическому усреднению.

Для получения суррогатного сигнала из (1) можно воспользоваться алгоритмом ATS, приведенном в работе [6]. Порядок расчетов при этом следующий.

1. Определим векторный временной ряд $\{z_t\}_{t=1}^{N-d_w}$ с элементами $z_t = \left(y_t, y_{t+\tau}, y_{t+2\tau}, \ldots, y_{t+d_e\tau}\right)$ вложением скалярного временного ряда $\{y_t\}_{t=1}^{N}$ в псевдофазовое пространство с временной задержкой τ. Для простоты выбираем окно вложения $d_w = d_e\tau - 1$, где d_e – размерность вложения.

2. Выберем начальное состояние

$$s_1 \in \left\{ z_t \mid t = 1, \ldots, N - d_w \right\}.$$

3. Положим $i = 1$.

4. Выберем наугад для s_i одного соседа из множества $\left\{ z_t \mid t = 1, \ldots, N - d_w \right\}$, например, z_j.

5. Установим $s_{i+1} = z_{j+1}$ и увеличим i.

6. Повторим эту процедуру от шага 4, пока $i = N$.

7. Возьмем $\left\{ (s_t)_1 : t = 1, 2, \ldots, N \right\}$ как суррогатный временной ряд, в котором $(\cdot)_1$ обозначает скалярную первую координату вектора.

Для получения ансамбля из M суррогатных сигналов s_t^M необходимо повторить выше приведенный алгоритм M раз. Компенсация флуктуаций реализуется путем статистического усреднения ансамбля из M суррогатных сигналов.

Имитационное моделирование показало, что алгоритм ATS позволяет получить с высокой скоростью формирования множество суррогатных сигналов s_t^m и при этом сохранить все свойства исходного наблюдения. При этом статистическое усреднение приводит к компенсации шума наблюдения. На рис. 1 иллюстрируются фазовые портреты реализации y_t и полученного усредненного суррогатного сигнала:

$$ss_t = \frac{\sum_{m=1}^{M} s_t^m}{M}, \qquad (2),$$

где M – количество суррогатных сигналов. Из рисунка видно, что фазовый портрет принятой реализации более зашумлен, а усредненного суррогата более структурирован.

Таким образом, применение технологии формирования суррогатных сигналов позволяет значительно скомпенсировать шум наблюдения. Следовательно, можно ожидать, что такая компенсация шума наблюдения в принятой реализации позволит понизить порог обнаружения хаотического сигнала и тем самым повысить качество его обнаружения.

Далее рассмотрим более сложный случай, когда хаотический сигнал наблюдается при флуктуациях параметров, которые обусловлены его распространением в неоднородной тропосфере и отражением от сложной цели. Тогда выражение (1) перепишем в следующем виде:

$$Y_t = b_t \dot{x}_t e^{j2\pi(F_{\text{Дср}} t + \beta_t)} e^{j\varphi_t} + \xi_t, \qquad (3)$$

где b_t и β_t – случайные компоненты амплитуды и фазы отраженного сигнала, обусловленные амплитудными и фазовыми шумами цели; x_t – ожидаемый сигнал; $F_{\text{Дср}}$ – средняя частота Доплера, а φ_t – случайная величина изменения фазы с нормальным распределением [1, 7].

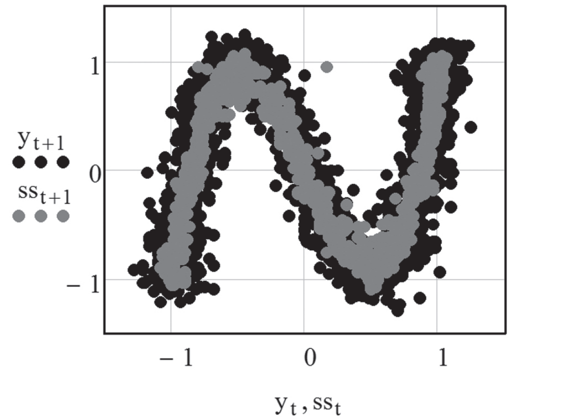


Рис. 1. Фазовые портреты: принятой реализации y_t и усредненного суррогатного сигнала ss_t

Численное моделирование показало, что усреднение суррогатного сигнала из наблюдения (3) приводит к частичной компенсации не только шума, но и флуктуаций амплитуды и фазы отраженного сигнала при их нормальном распределении. Это наглядно видно из анализа фазовых портретов принятой реализации Y_t (3) и полученного суррогатного сигнала ss_t, которые приведены на рис. 2.

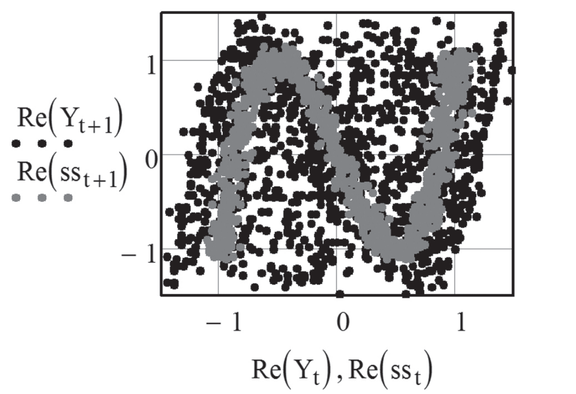


Рис. 2. Фазовые портреты: принятой реализации Y_t (черным цветом) и усредненного суррогатного сигнала ss_t (серым цветом)

Для выделения полезного сигнала из усредненного суррогатного сигнала применима традиционная корреляционная обработка [7, 8], которая описывается в следующем виде

$$Z_{ij}(t_{зi}, F_{\text{Д}j}) = \frac{1}{2} \left| \int_{-\infty}^{\infty} \boldsymbol{ss}(t) \boldsymbol{U}^*(t - t_{зi}) e^{j2\pi F_{\text{Д}j} t} dt \right|, \qquad (4)$$

где $\boldsymbol{U}^*(t - t_{зi}) e^{j2\pi F_{\text{Д}j} t}$ – комплексная амплитуда ожидаемого сигнала с учетом времени запаздывания $t_з$ и допплеровского смещения частоты $F_{\text{Д}}$.

Исходя из этого, для повышения вероятности правильного обнаружения хаотического сигнала, отраженного от цели, можно воспользоваться следующей цепочкой преобразований над принятой реализацией Y_t: получение множества суррогатов s_t^M $\to$ компенсация шума и флуктуаций, путем получения усредненного суррогатного сигнала ss_t $\to$ вычисление модуля корреляционного интеграла Z_{ij} и сравнение его с порогом. Синтезированная функциональная схема обнаружителя с применением суррогатных сигналов приведена на рис. 3.

Принятая реализация y_t поступает на блок формирования суррогатных сигналов (ФСС), который реализует алгоритм ATS для формирования множества суррогатов s_t^m. Далее сформированные сигналы подаются на блок компенсации шума и флуктуаций (КШ и Ф) путем усреднения ансамбля суррогатов. Полученная усредненная суррогатная реализация ss_t поступает далее на корреляционную схему обработки сигналов (СОС), с помощью которой накапливается полезный сигнал. В пороговом устройстве (ПУ) принимается решение о наличии сигнала.

На рис. 4 иллюстрируется зависимость значения $Z(t)$ на выходе корреляционной СОС для случаев: отсутствия флуктуаций; наличия флуктуаций, но без их статистического усреднения с помощью суррогатных сигналов; при компенсации флуктуаций с помощью блока КШ и Ф путем усреднения полученных суррогатов в блоке ФСС. Анализ зависимостей (рис. 3) свидетельствует о том, что применение синтезированного алгоритма позволяет повысить отношение сигнал-шум на выходе интегратора корреляционной СОС, а значит и качество обработки такого сигнала.

При имитационном моделировании компенсации флуктуаций формировалось 1000 суррогатных реализаций для различной интенсивности флуктуаций, как и в работе [1]. При больших отношениях сигнал-шум и слабых флуктуациях достаточно сформировать не более 100 суррогатных сигналов. В то же время, численное моделирование показало, что для компенсации флуктуаций при уменьшении отношения сигнал-шум и увеличении интенсивности флуктуаций от слабых к сильным необходимо увеличивать и количество сформированных суррогатов до 1000. Дальнейшее увеличение количества суррогатных сигналов не дает заметного повышения качества обработки сигнала и приводит к увеличению времени обработки.

Оценка выигрыша в качестве обнаружения хаотического сигнала при применении полученного алгоритма (рис. 3) иллюстрируется кривыми обнаружения, приведенными на рис. 5.

Кривые D(q) получены при фиксированной вероятности ложной тревоги $F=10^{-6}$ с учетом применения корреляционной обработки [1, 8] (отображены серым цветом) и с применением алгоритма формирования суррогатных сигналов (отображены черным цветом) и рассчитаны для следующих случаев: 1) при отсутствии флуктуаций, 2) при слабых флуктуациях, 3) при средних флуктуациях, 4) при сильных флуктуациях. При моделировании каждого случая был сформирован ансамбль из 1000 суррогатных реализаций (3), состоящих из 1100 отсчетов и содержащих по 3 полезных сигнала.

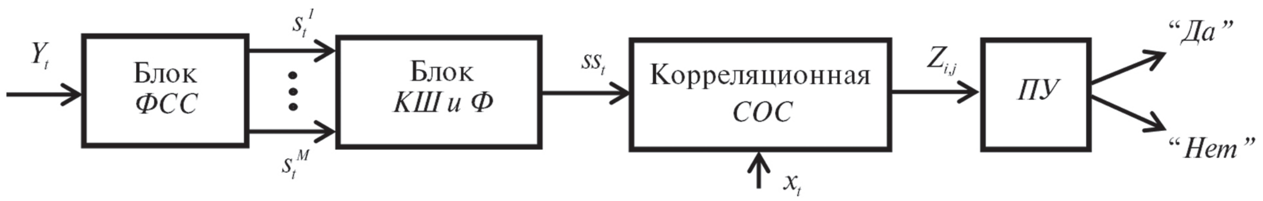


Рис. 3. Функциональная схема обнаружителя с применением суррогатных сигналов

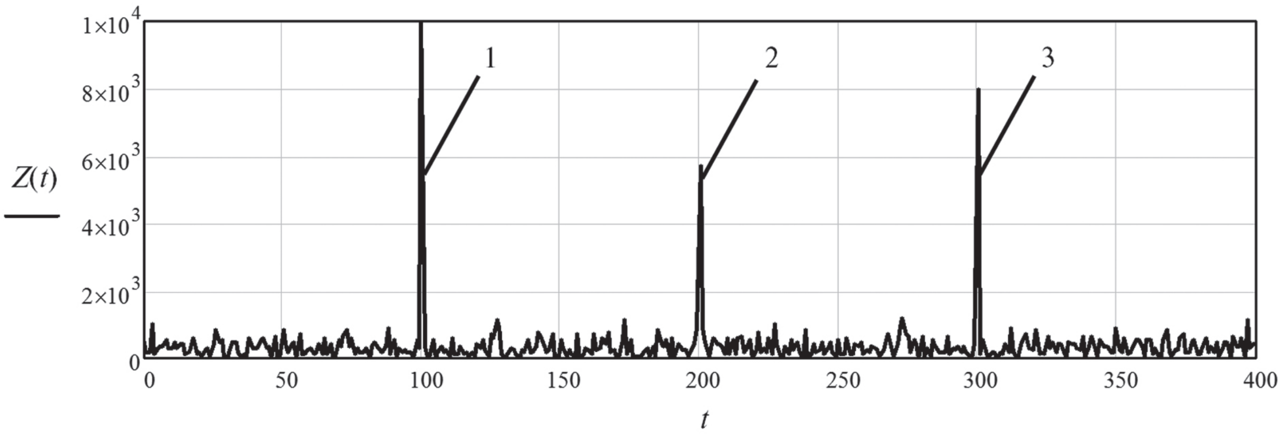


Рис. 4. Напряжение на выходе корреляционной СОС для случаев:
1 – при отсутствии флуктуаций; 2 – при наличии флуктуаций (без применения суррогатов);
3 – при наличии флуктуаций (с применением суррогатов)

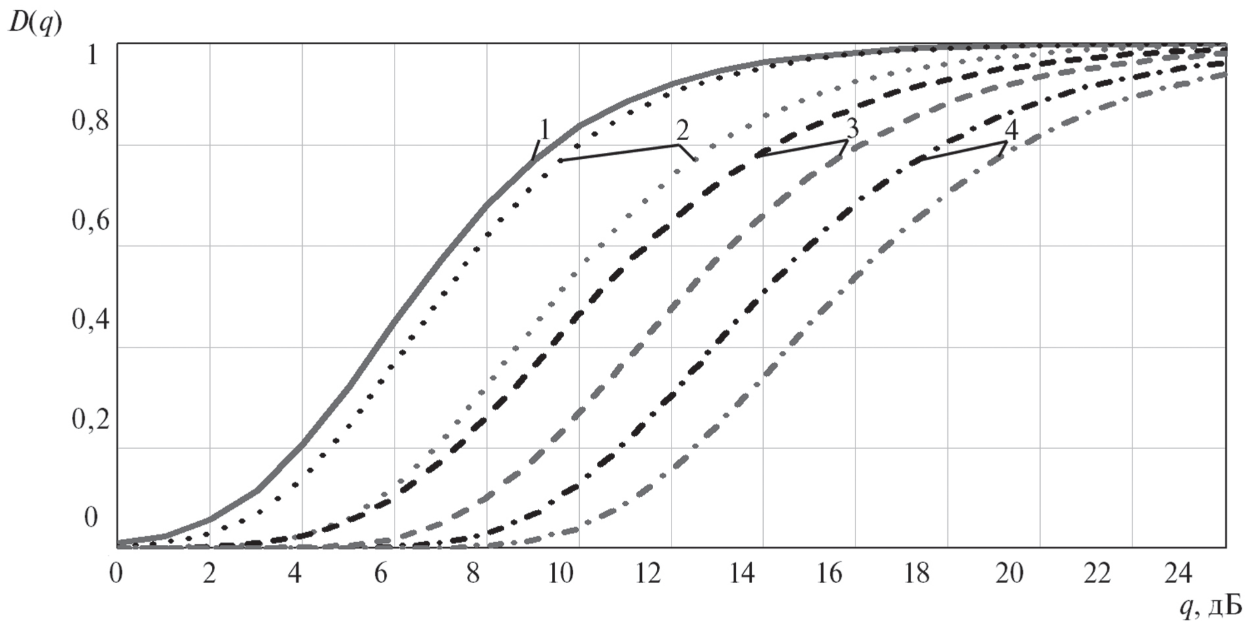


Рис. 5. Кривые обнаружения хаотического сигнала для F=10^{-6} (серым цветом – без усреднения, черным цветом – с усреднением на основе суррогатов): 1) при отсутствии флуктуаций параметров сигнала; 2) при слабых флуктуациях; 3) при средних флуктуациях; 4) при сильных флуктуациях

Из сравнения кривых (рис. 4) видно: применение алгоритма формирования суррогатных сигналов ATS для повышения качества обнаружения позволяет снизить порог обнаружения на 3 дБ – при малых флуктуациях параметров сигнала; на 2 дБ – при средних флуктуациях; и на 1,5 дБ – при сильных флуктуациях. Это объясняется тем, что при сильных флуктуациях закон изменения амплитуд сигнала видоизменяются от нормального закона распределения вероятностей к распределению Релея и качество статистического усреднения снижается.

ВЫВОДЫ

Таким образом, применение алгоритма формирования суррогатных сигналов при обнаружении хаотического сигнала, отраженного от радиолокационной цели, обеспечивает компенсацию флуктуаций параметров сигнала, которые имеют нормальное распределение. Предложенная функциональная схема обнаружителя позволяет повысить вероятность правильного обнаружения при фиксированном значении отношения сигнал-шум и вероятности ложной тревоги на 10 – 20 %.

Литература

[1] *Васюта К. С.* Анализ влияния флюктуаций параметров хаотического сигнала на качество его корреляционной обработки в измерительных радиотехнических системах / К. С. Васюта, Ф. Ф. Зоц, С. В. Озеров // Системи обробки інформації. — Х.:ХУПС, 2012. – Вип. 7(105). – С. 60–63.

[2] *Костенко П. Ю.* Новый подход к непараметрическому обнаружению хаотических сигналов на фоне белого шума с использованием “нелинейной динамической статистики” / П. Ю. Костенко, К. С. Васюта, А. Н. Барсуков [и др.] // Збірник наукових праць ХУПС. — 2010. — № 3(25). — С. 108–116.

[3] *Theiler J.* Testing for nonlinearity in time series: The method of surrogate data / J. Theiler, S. Eubank, A. Longtin, B. Galdrikian, and J. D. Farmer. // Physica D. – 1992. – 58. P. 77–94.

[4] *Kantz H.* Nonlinear time series analysis / Holger Kantz and Thomas Schreiber // Second edition. United Kingdom University Press, Cambridge. – 2004. – 369 P.

[5] *Small M.* Applied Nonlinear Time Series Analysis Applications in Physics, Physiology and Finance / M. Small // World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd. – 2005. – 245 P.

[6] *Small M.* Attractor trajectory surrogates: hypothesis testing and prediction / Michael Small // International Symposium on Nonlinear Theory and its Applications. Fukuoka, Japan, Nov. 29 – Dec. 3. – 2004. – P. 123–126.

[7] *Ширман Я.Д.* Радиоэлектронные системы: основы построения и теория / Я.Д. Ширман, А.С. Маляренко, С.П. Лещенко и др. – М.: Радиотехника, 2007. – 512 с.

[8] *Васюта К. С.* Корреляционная обработка хаотических сигналов / К. С. Васюта, А. А. Грызо, Ф. Ф. Зоц // Збірник наукових праць ХУПС. – Х.: ХУПС, 2012. – Вип. 2(31). – С. 62–64.

Поступила в редколлегию 10.12.2013

Васюта Константин Станиславович, фото и сведения об авторе см. на с. 486.

Зоц Федор Федорович, адъюнкт кафедры боевого применения радиотехнического вооружения Харьковского университета Воздушных Сил им. Ивана Кожедуба. Научные интересы: обработка хаотических сигналов в радиолокационных системах.

УДК 621.391

Застосування технології формування сурогатних сигналів для статистичного усереднення флуктуацій параметрів хаотичних сигналів під час їхньої обробки / К.С. Васюта, Ф.Ф. Зоц // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2013. – Том 12. – № 4. – С. 559–563.

У реальних умовах поширення радіохвиль і при відбитті від рухомої складної цілі форма хаотичних радіолокаційних сигналів спотворюється. При цьому значно погіршується якість їх обробки. У роботі для підвищення якості виявлення хаотичного радіолокаційного сигналу з флуктуючими параметрами пропонується застосування технології формування сурогатних сигналів. Алгоритм формування сурогатних сигналів дозволяє зберігати спектральні, кореляційні та нелінійні властивості сигналів. На основі формування таких клонів сигналу в роботі запропоновано статистичне усереднення шуму спостереження та флуктуацій параметрів сигналу при їх нормальному законі розподілу. Застосування сурогатних сигналів під час обробки хаотичних сигналів дозволяє підвищити імовірність їх правильного виявлення на 10 – 20 %.

Ключові слова: хаотичний сигнал, флуктуації параметрів, сурогатний сигнал, якість виявлення.

Іл.: 05. Бібліогр.: 08 найм.

UDC 621.391

Application of technology of forming surrogate signals for statistical averaging of parameter fluctuations of chaotic signals at their processing / K.S. Vasyuta, F.F. Zots // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. – 2013. — Vol. 12. — № 4. – P. 559–563.

In real conditions of radio wave propagation and reflection from a moving complex target the form of chaotic radar signals is distorted. At that the quality of their processing considerably deteriorates. The paper suggests using the technology of forming surrogate signals with fluctuating parameters to improve the quality of chaotic radar signal detection. The algorithm for generating surrogate signals allows to save spectral, correlation and non-linear properties of signals. On the basis of the formation of these signal clones the paper proposes statistical averaging of observation noise and fluctuations of signal parameters at their normal distribution. The use of surrogate signals for processing chaotic signals enables to increase probability of their correct detection by 10–20%.

Keywords: chaotic signal, parameters fluctuations, surrogate signal, quality of detection.

Fig.: 05. Ref.: 08 items.

ПРИКЛАДНАЯ РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

Научно-технический журнал

Ответственный секретарь

Е. Б. Исаева

Корректор

Б. П. Косиковская

Перевод на английский язык

К. Т. Умяров

Компьютерный дизайн и верстка

Е. Б. Исаева

Рекомендовано засіданням Бюро Президії Академії наук прикладної радіоелектроніки
(протокол № 4 від 26.12.2013 р.).

Рекомендовано Вченою радою Харківського національного університету радіоелектроніки
(протокол № 27 від 27.12.2013 р.).

Свідоцтво про державну реєстрацію КВ № 6037 від 09.04.2002 р.

Журнал включений у список фахових видань ВАК України
з технічних наук
(постанова президії ВАК України № 1-05/2 от 10.03.2010),
з фізико-математичних наук (фізика)
(постанова президії ВАК України № 1-05/5 от 1.07.2010)

Підписано до друку 27.12.2013. Формат 60 × 84 1/8.
Папір офсет. Друк офсет. Умов.-друк. арк. 9,8. Облік.-вид. арк. 9,6.
Тираж 300 прим. Ціна договірна.

Віддруковано в ТОВ «ДРУКАРНЯ МАДРИД»
61024, м. Харків, вул. Ольмінського, 11. Тел.: (057) 756-53-25
www.madrid.in.ua, e-mail: info@madrid.in.ua