

Методика та результати синтезу і аналізу потенціальної завадостійкості компенсатора асинхронної переривчастої завади, подібної до корисного фазоманіпульованого сигналу

Єрохін В. Ф., Ірха М. С.

Національний технічний університет України “Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського”

E-mail: max_irha@ukr.net

В телекомунікаційних радіосистемах з випадковим множинним доступом (ВМД) сигнали користувачів характеризуються випадковим переривчастим режимом випромінювання і виникненням їх зіткнень в середовищі розповсюдження, тобто, конфліктами на фізичному рівні. Практичний інтерес представляють ситуації, коли корисний і той, що заважає (переривчастий), сигнали асинхронні за тактовими точками. Слід також зазначити, що коли переривчастих взаємно неортогональних на довжині інформаційної помилки сигналів більше двох, алгоритми виявлення–розділення, оптимальні за критерієм мінімуму імовірності помилки в оцінці дискретного параметра корисного сигналу виявляються надто складними. Тому тут досліджується найпростіший випадок, коли сигнал, що заважає – один. Синтезовано алгоритм демодуляції двійкового фазоманіпульованого сигналу, що спостерігається на фоні подібної завади асинхронної за тактовими точками, яка характеризується випадковим переривчастим режимом випромінювання. За критерій оптимальності при синтезі обрано мінімум імовірності помилки в оцінці дискретного інформаційного параметра корисного сигналу. Також застосовано припущення, що всі неінформаційні параметри корисного сигналу і подібної йому завади точно відомі. Середовище розповсюдження вважається стаціонарним в часі. Зазначені вихідні дані для синтезу дозволяють при аналізі одержати потенціальні межі завадостійкості демодуляції цифрового сигналу, що спостерігається на фоні подібної йому переривчастої завади. В результаті одержано «каркас» процедури демодуляції–розділення, який у наступному слід доповнити вузлами (блоками) оцінки неперервних параметрів, що не є інформаційними – частот, початкових фаз, амплітуд, форм огинних, тактових точок тощо. Алгоритм демодуляції цифрового сигналу в умовах впливу подібної асинхронної переривчастої завади виявляється приблизно вдвічі складнішим у порівнянні з раніше відомим, коли сигнал і завада за тактовими точками передбачалися синхронними. Характерною відмінною рисою одержаного компенсаційного алгоритму є відсутність зворотніх зв'язків – процедура компенсації виконується «вперед», на виходах кореляторів сигналу і завади. Результат узагальнюється на випадок, коли тактові частоти сигналу і завади відрізняються на довільну величину. Пропонується спрощене наближення одержаного алгоритму.

Ключові слова: дискретний параметр; правило прийняття рішень; взаємно неортогональні цифрові сигнали; переривчаста завада, подібна до корисного сигналу; потенціальна завадостійкість

DOI: [10.20535/RADAP.2020.82.14-24](https://doi.org/10.20535/RADAP.2020.82.14-24)

Вступ

Дослідженню проблеми розв'язання конфліктів на фізичному рівні (тобто, в демодуляторах приймальних пристроїв), які виникають при випадковому множинному доступі, присвячена величезна кількість публікацій (див., наприклад, монографію [1], яку можна вважати епохальною). Водночас відповідна так звана теорія багатокористувацького детектування (БКД) поки що далека від свого завершення. На окрему увагу тут заслуговує те, що алгоритми демодуляції–розділення цифрових сигналів

(ЦС), що є взаємно неортогональними на довжині неінформаційного тактового інтервалу, оптимальні за критерієм мінімуму ймовірності помилки, характеризуються експоненціальним зростанням складності в залежності від кількості сигналів, що підлягають розділенню [1–5]. Тому дослідники в галузі теорії БКД зосереджують свою увагу на пошуку підоптимальних алгоритмів розділення, що мають прийнятну складність [6–11]. Разом з тим, якщо взаємно неортогональних сигналів – $2 \div 3$, то алгоритми розділення ЦС, оптимальні за критеріями мінімуму

му імовірності помилки в оцінці їх інформаційних дискретних параметрів (ДП), виявляються відносно нескладними [1÷6], а їх впровадження в приймальні пристрої радіосистем з випадковим множинним доступом, як очікується, суттєво підвищать їх пропускну спроможність і середній час до початку успішної передачі [12]. Окремо зазначимо, що в радіосистемах з ВМД сигнали характеризуються переривчастим випромінюванням.

Найпростіша задача, коли переривчастим та синхронним за тактовими точками виявляється сигнал, що заважає, була свого часу розглянута в [2]. Однак практичний інтерес представляють ситуації, коли ці сигнали за тактовими точками асинхронні.

1 Мета роботи

Одержання алгоритму демодуляції двійкового ФМ-сигналу в умовах адитивного впливу подібної йому неортогональної ФМ-завади, асинхронної за тактовими точками, адитивного білого гаусівського шуму (АБГШ) та визначення його потенціальної завадостійкості.

З метою досягнення зазначеної мети необхідно синтезувати алгоритм розділення-демодуляції взаємно неортогональних ФМ-сигналу і переривчастої ФМ-завади та виконати аналіз його завадостійкості. При цьому з метою одержання меж потенціальної завадостійкості синтезованого алгоритму за критерій оптимальності при синтезі вибраний мінімум імовірності помилки в оцінці ДП корисного сигналу.

2 Методика синтезу

Спостереження на вході приймального пристрою має вид — рис. 1. Одразу можна стверджувати, що

рішення r_1^{k*} щодо значення ДП r_1^k корисного сигналу слід приймати не раніше моменту часу $t_k + \tau$.

$$\begin{aligned} y_t = & s_1 [r_1^{k-1}, t \in [t_{k-2} + \tau, t_{k-1}]] + \\ & + s_1 [r_1^k, t \in [t_{k-1} + \tau, t_k]] + \\ & + s_1 [r_1^{k+1}, t \in [t_k, t_k + \tau]] + \\ & + s_2 [r_2^{k-1}, t \in [t_{k-2} + \tau, t_{k-1} + \tau]] + \\ & + s_2 [r_2^k, t \in [t_{k-2} + \tau, t_k + \tau]] + n(t). \end{aligned} \quad (1)$$

Тут $n(t)$ — адитивний білий гаусівський шум (АБГШ).

$$r_1 = \overline{0, 1}; \quad r_2 = \overline{0, 1, 2}.$$

Нехай апіорні імовірності станів ДП сигналу і завади:

$$\begin{aligned} p(r_1 = 1) = p(r_1 = 0) = 0,5; \\ p(r_2 = 2) = 1 - P; \\ p(r_2 = 0) = p(r_2 = 1) = \frac{P}{2}, \end{aligned}$$

де P — імовірність випромінювання завади $s_2(r_2, t)$.

Відповідний інтеграл від сигнальної функції запишеться у вигляді:

$$\begin{aligned} B(r_{\Gamma}/y_t) = & B(r_1^k, r_2^{k-1}, r_2^k, /y_t) = \\ = & \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-2} + \tau}^{t_k + \tau} [2y_t - s_1(r_1^k, t) - \\ & - s_2(r_2^{k-1}, t) - s_2(r_2^k, t)] \times \\ & \times [s_1(r_1^k, t) + s_2(r_2^{k-1}, t) + s_2(r_2^k, t)] dt. \end{aligned} \quad (2)$$

Тут межі інтегрування складових визначаються межами існування тактових інтервалів сигналів $s_{1,2}(r_{1,2}, t)$ згідно моделі спостереження (1).

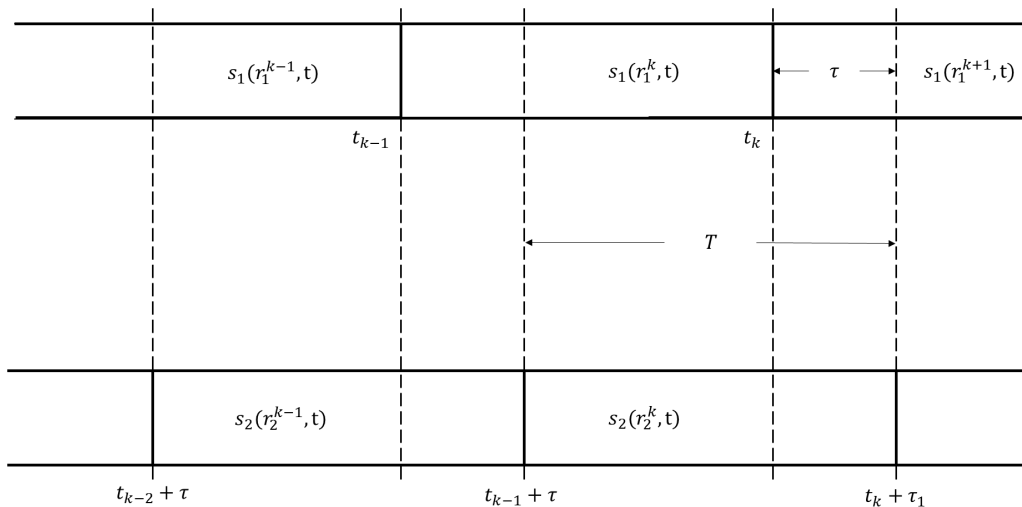


Рис. 1. Часові співвідношення між тактовими точками сигналів $s_{1,2}(t)$

Використаємо позначення:

$$\begin{aligned}
b_1 &= \frac{2}{N_0} \int_{t_{k-1}}^{t_k} y_t s_1(r_1^k = 0, t) dt; \\
b_{21} &= \frac{2}{N_0} \int_{t_{k-2}+\tau}^{t_{k-1}+\tau} y_t s_2(r_2^{k-1} = 0, t) dt; \\
b_{22} &= \frac{2}{N_0} \int_{t_{k-1}+\tau}^{t_k+\tau} y_t s_2(r_2^k = 0, t) dt; \\
R_1 &= \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}}^{t_{k-1}+\tau} s_1(r_1^k = 0, t) \times \\
&\times s_2(r_2^{k-1} = 0, t) dt = \rho \sqrt{h_1^2 h_{21}^2}; \\
R_2 &= \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}+\tau}^{t_k} s_1(r_1^k = 0, t) \times \\
&\times s_2(r_2^k = 0, t) dt = \rho \sqrt{h_1^2 h_{22}^2}; \\
h_1^2 &= \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}}^{t_k} s_1^2(r_2^{k-1} = \overline{0, 1}, t) dt; \\
h_2^2 &= h_{21}^2 + h_{22}^2 = \\
&= \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}}^{t_{k-1}+\tau} s_2^2(r_2^{k-1} = \overline{0, 1}, t) dt + \\
&+ \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}+\tau}^{t_k} s_2^2(r_2^k = \overline{0, 1}, t) dt,
\end{aligned} \tag{3}$$

де N_0 – одностороння спектральна щільність потужності АБГШ.

Введемо також позначення:

$$\begin{aligned}
\varphi(r_1) &= (-1)^{r_1} = \overline{-1, 1}; \\
r_1 &= \overline{0, 1}; \\
\varphi(r_2) &= (-1)^{r_2} + r_2 \frac{1-r_2}{2} = \overline{1, -1, 0}; \\
r_2 &= \overline{0, 1, 2}; \\
r_\Gamma &= (r_1^k, r_2^{k-1}, r_2^k) \in \{0, 1, \dots, 17\}.
\end{aligned} \tag{4}$$

З урахуванням (3) та (4) інтеграл (2) матиме комплексний вид:

$$\begin{aligned}
B(r_\Gamma/y_t) &= B(r_1, r_2/y_t) := \\
&:= \varphi(r_1^k) b_1 + \varphi(r_2^{k-1}) b_{21} + \varphi(r_2^k) b_{22} + \\
&+ 2\varphi(r_1^k) \varphi(r_2^{k-1}) R_1 + 2\varphi(r_1^k) \varphi(r_2^k) R_2 - \\
&- h_{21}^2 \varphi^2(r_2^{k-1}) - h_{22}^2 \varphi^2(r_2^k).
\end{aligned} \tag{5}$$

В (5) складова h_1^2 спростована, як незмінна для будь-яких $r_1 = \overline{0, 1}$.

Тоді апостеріорна імовірність станів групового ДП r_Γ аналогічно [5] запишеться у виді:

$$\begin{aligned}
p(r_\Gamma/y_t) &= \frac{P^2}{8Z} \exp B(r : r_1^k = \\
&= \overline{0, 1}; r_2^{k-1} = \overline{0, 1}; r_2^k = \overline{0, 1}/y_t) + \\
&+ \frac{P(1-P)}{4Z} \exp B(r_\Gamma : r_1^k = \\
&= \overline{0, 1}; r_2^k = \overline{0, 1}; r_2^{k-1} = 2/y_t) + \\
&+ \frac{P(1-P)}{4Z} \exp B(r_\Gamma : r_1^k = \\
&= \overline{0, 1}; r_2^{k-1} = \overline{0, 1}; r_2^k = 2/y_t) + \\
&+ \frac{(1-P)^2}{2Z} \exp B(r_\Gamma : r_1^k = \\
&= \overline{0, 1}; r_2^{k-1} = r_2^k = 2/y_t).
\end{aligned} \tag{6}$$

Тут дільник Z однаковий для довільних $r_\Gamma = (r_1^k; r_2^{k-1}; r_2^k)$:

$$\begin{aligned}
Z &= \frac{P^2}{8} \sum_{r_1^k=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma/y_t) + \\
&+ \frac{P(1-P)}{4} \left[\sum_{r_1^k=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_2^{k-1} = 2/y_t) + \right. \\
&+ \sum_{r_1^k=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_2^k = 2/y_t) \left. \right] + \\
&+ \frac{(1-P)^2}{2} \sum_{r_1^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_2^{k-1} = r_2^k = 2/y_t) > 0.
\end{aligned}$$

Сформуємо функціонали правдоподібності станів ДП $r_1^k = \overline{0, 1}$ корисного ЦС. При цьому дільник $Z > 0$ спростуємо як такий, що є однаковим для всіх апостеріорних імовірностей (6) станів групового ДП $r_\Gamma = (r_1^k, r_2^{k-1}, r_2^k)$ і тому не вплине на рішення щодо стану ДП r_1 корисного сигналу.

$$\begin{aligned}
\Lambda(r_1^k = 0/y_t) &:= \\
&:= \frac{P^2}{4} \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 0/y_t) + \\
&+ \frac{P(1-P)}{2} \left[\sum_{r_2^k}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 0, r_2^{k-1} = 2/y_t) + \right. \\
&+ \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 0, r_2^k = 2/y_t) \left. \right] + \\
&+ (1-P)^2 \exp B(r_\Gamma : r_2^{k-1} = r_2^k = 0/y_t);
\end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
\Lambda(r_1^k = 1/y_t) &:= \\
&:= \frac{P^2}{4} \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 1/y_t) + \\
&+ \frac{P(1-P)}{2} \left[\sum_{r_2^k=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 1, r_2^{k-1} = 2/y_t) + \right. \\
&\quad \left. + \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \exp B(r_\Gamma : r_1^k = 1, r_2^k = 2/y_t) \right] + \\
&+ (1-P)^2 \exp B(r_\Gamma : r_2^{k-1} = r_2^k = 2/y_t).
\end{aligned} \tag{8}$$

Правило прийняття рішень (ППР), оптимальне за критерієм мінімуму імовірності помилки $r_1^{k*} = 1 - r_1^k \neq r_1^k$ в прийнятті рішень r_1^{k*} про стан r_1^k ДП корисного (першого) сигналу на k -му тактовому

інтервалі буде мати вигляд:

$$\begin{aligned}
r_1^{k*} &= \text{rect} [\Lambda(r_1^k = 1/y_t) - \\
&\quad - \Lambda(r_1^k = 0/y_t)], \quad r_1^{k*} \in \{0, 1\}.
\end{aligned} \tag{9}$$

ППР (9) функціонує наступним чином:

$$\text{rect}(x \geq 0) = 1; \quad \text{rect}(x < 0) = 0.$$

Одержимо вираз для аргумента ППР (9) в явному виді, використовуючи опис інтеграла (2) від сигнальної функції, його представлення (5), позначення (3), (4) та вирази для функціоналів правдоподібності станів ДП корисного (першого) сигналу через функціонали правдоподібності станів групового ДП r_Γ (7) та (8).

Аргумент ППР (9) шляхом застосування операцій, що не впливають на його знак, може бути представлений у виді:

$$\begin{aligned}
&\Lambda(r_1^k = 1/y_t) - \Lambda(r_1^k = 0/y_t) = -b_1 + \text{Arth}[\text{th}b_{21}\text{th}2R_1 \times \\
&\quad \times \frac{P}{P + (1-P)\sqrt{(1-\text{th}^2b_{21})(1-\text{th}^22R_1)\exp 2h_{21}^2}}] + \text{Arth}[\text{th}b_{22}\text{th}2R_2 \times \\
&\quad \times \frac{P}{P + (1-P)\sqrt{(1-\text{th}^2b_{22})(1-\text{th}^22R_2)\exp 2h_{22}^2}}].
\end{aligned} \tag{10}$$

Тоді ППР (9):

$$r_1^{k*} = \text{rect} [-b_1 + \text{Arth}[\text{th}b_{21}\text{th}2R_1K_1b_{21}] + \text{Arth}[\text{th}b_{22}\text{th}2R_2K_2b_{22}]]. \tag{11}$$

Тут

$$K_i(b_{2i}) = \frac{p}{p + (1-p)\sqrt{(1-\text{th}^2b_{2i})(1-\text{th}^22R_i)\exp 2h_{2i}^2}}, \quad i = \overline{1, 2}.$$

Структурна схема демодулятора (11) з компенсацією подібної асинхронної переривчастої завади наведена на рис. 2.

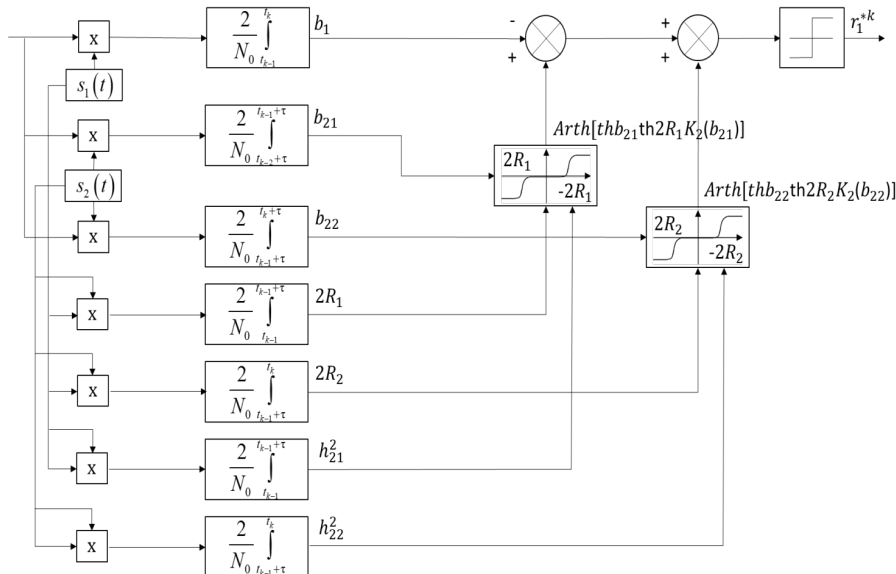


Рис. 2. Компенсатор асинхронної переривчастої завади

Зосередимо увагу на двох часткових випадках. Якщо імовірність випромінювання P невідома, можна покласти $P = 0, 5$.

Якщо ж при цьому $b_{21} \gg 1, b_{22} \gg 1, b_{21,22} \gg b_1$, тоді:

$$\frac{p}{p + (1-p) \sqrt{(1 - \text{th}^2 b_{2i}) (1 - \text{th}^2 2R_i) \exp 2h_{2i}^2}} \rightarrow 1;$$

$$\text{th} b_{2i} \approx \text{sign} b_{2i}, \quad i = \overline{1, 2},$$

і ППР (9) буде мати суттєво більш простий вид:

$$r_1^{k*} = \text{rect} [-b_1 + \text{rect} (|b_{21}| - 2R_1) \times \text{sign} b_{21} 2R_1 + \text{rect} (|b_{22}| - 2R_2) \text{sign} b_{22} 2R_2],$$

що радикально спрощує технічну реалізацію, але потребує оцінки втрат у заводостійкості в порівнянні з точним алгоритмом (11).

Тут $\text{sign}(x \geq 0) = 1$; $\text{sign}(x < 0) = -1$.

Одержаний результат (10) припускає узагальнення. Якщо елементів переривчастої завади на довжині $t = [t_{k-1}, t_k]$ - довільна кількість (наприклад, п'ять), то ППР буде мати вигляд (див. рис. 3):

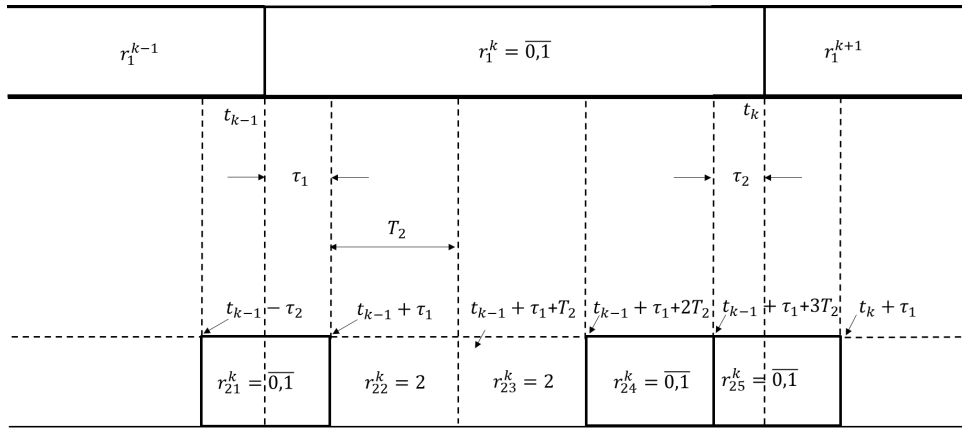


Рис. 3. Модель спостереження (тактова частота завади вища за тактову частоту корисного сигналу)

$$r_1^{k*} = \text{rect} [-b_1 + \sum_{i=1}^5 \text{Arth} (\text{th} b_{2i} \times \text{th} 2R_i K(b_{2i}, R_i, h_{2i}^2))];$$

$$b_{21} = \frac{2}{N_0} \int_{t_{k-1,4}=t_{k,0}}^{t_{k,1}} y_t + s_2(r_2 = 0, t) dt;$$

$$b_{25} = \frac{2}{N_0} \int_{t_{k,4}=t_{k+1,0}}^{t_{k,5}=t_{k+1,1}} y_t + s_2(r_2 = 0, t) dt;$$

$$b_{2,\nu=\overline{2,3,4}} = \frac{2}{N_0} \int_{t_{k,(\nu-1)T_2}}^{t_{k,\nu T_2}} y_t s_2(r_2 = 0, t) dt;$$

$$R_1 = \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1}}^{t_{k-1} + \tau_1} s_1(r_1 = 0, t) s_2(r_2 = 0, t) dt;$$

$$R_5 = \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-\tau_2}}^{t_k} s_1(r_1 = 0, t) s_2(r_2 = 0, t) dt;$$

$$R_{\nu=\overline{2,3,4}} = \frac{1}{N_0} \int_{t_{k-1} + \tau_1 + (\nu-1)T_2}^{t_{k-1} + \tau_1 + \nu T_2} s_1(r_1 = 0, t) s_2(r_2 = 0, t) dt.$$

Тут T_2 - тактовий інтервал другого сигналу, що заважає.

За відсутності на тактовому інтервалі другого сигналу ($b_2 := 0$) та навіть за лінійної залежності між сигналами:

$$\frac{p}{p + (1-p) \sqrt{(1 - \text{th}^2 b_2) (1 - \text{th}^2 2R) \exp 2h_2^2}} \approx \frac{p}{p + (1-p) \sqrt{(1 - \text{sh}^2 2R / \text{ch}^2 2R) \exp 2h_2^2}} = \frac{p}{p + 2(1-p) \exp h_2^2 / \text{ch} 2R} \approx \frac{p}{p + 4(1-p) \exp [h_1^2 \times (1 - \sqrt{l^2}) / l^2]} \rightarrow 0, \quad (12)$$

якщо $l_i^2 \ll 1$. Тобто, компенсуючі множники в (11) виду $\text{Arth}(\dots)$ у цьому випадку прямують до нуля. В (12) $l^2 = \frac{h_1^2}{h_2^2}$.

Зазначимо тут, що ППР (7) є узагальненням низки одержаних раніше часткових випадків: коли переривчаста завада синхронна за тактовими точками [2]; коли завада випромінюється неперервно, але швидкість маніпуляції (можливої зміни ДП у тактових точках) у довільне число разів перевищує швидкість маніпуляції корисного сигналу [3], якщо

асинхронна за тактовими точками завада випромінюється неперервно [13].

3 Методика та результати аналізу

Вираз для ймовірності помилки в оцінці r_1^{k*} дискретного параметра r_1^k корисного сигналу в загальному випадку при застосуванні підходу, що запропонований в [13] за додаткових умов $p(r_1 = 0) = p(r_1 = 1) = 0,5$; $p(r_2 = 0) = p(r_2 = 1) = p(r_2 = 2) = 1/3$, $P_B = 2/3$ (за прототип застосована формула (1) з [13]) має вигляд:

$$P_{\text{пом}} = \frac{1}{2^3 3^2} \sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^k=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^2 \sum_{r_2^k=0}^2 p \times \\ \times \left(r_1^{k*} = 1 - r_1^k / r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k \right); \\ r_1 = \overline{0,1}; \quad r_2 = \overline{0,2}. \quad (13)$$

За умови апіорної рівноймовірності станів ДП r_1^{k-1} , r_1^k , r_1^{k+1} та r_2^{k-1} , r_2^k необхідно буде обрахувати не $2^3 3^2 = 72$, а лише 36, умовних за станами ДП r_1, r_2 імовірностей в загальному співвідношенні (13). Це пов'язано з тим, що за вищезазначеної умови справедливою є попарна тотожність умовних

імовірностей помилки, наприклад:

$$p(r_1^{k*} = 0 / r_1^{k-1} = 0, r_1^k = 1, r_1^{k+1} = \\ = 0, r_2^{k-1} = 0, r_2^k = 0) = p(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1} = \\ = 1, r_1^k = 0, r_1^{k+1} = 1, r_2^{k-1} = 1, r_2^k = 1); \\ p(r_1^{k*} = 0 / r_1^{k-1} = 1, r_1^k = 1, r_1^{k+1} = 0, r_2^{k-1} = \\ = 2, r_2^k = 0) = p(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1} = 0, r_1^k = \\ = 0, r_1^{k+1} = 1, r_2^{k-1} = 2, r_2^k = 1); \\ p(r_1^{k*} = 0 / r_1^{k-1} = 1, r_1^k = 1, r_1^{k+1} = 1, r_2^{k-1} = \\ = 0, r_2^k = 2) = p(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1} = 0, r_1^k = \\ = 0, r_1^{k+1} = 0, r_2^{k-1} = 1, r_2^k = 2), \quad (14)$$

і так далі.

Тобто, на підставі (14) можна стверджувати, що існує 36 пар «антиподів», що можна використати для зменшення вдвічі трудомісткості обрахування імовірності помилки за формулою (1). Власне, ця формула дещо спроститься:

$$P_{\text{пом}} = \frac{1}{2^2 3^2} \sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^2 \sum_{r_2^k=0}^2 p \left(r_1^{k*} = \\ = 1 / r_1^{k-1}, r_1^k = 0, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k \right). \quad (15)$$

Якщо ж додаткова умова рівноймовірності всіх трьох станів ДП r_2 не виконується, останній вираз дещо ускладниться:

$$P_{\text{пом}} = \frac{1}{4} \left[P^2 \sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 p \left(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1}, r_1^k = 0, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k \right) \right] + \\ + P(1 - P) \left[\sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 \sum_{r_2^{k-1}=0}^1 p \left(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1}, r_1^k = 0, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k = 2 \right) + \right. \\ \left. + \sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 \sum_{r_2^k=0}^1 p \left(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1}, r_1^k = 0, r_1^{k+1}, r_2^{k-1} = 2, r_2^k \right) \right] + \\ + (1 - P)^2 \left[\sum_{r_1^{k-1}=0}^1 \sum_{r_1^{k+1}=0}^1 p \left(r_1^{k*} = 1 / r_1^{k-1}, r_1^k = 0, r_1^{k+1}, r_2^{k-1} = r_2^k = 2 \right) \right]. \quad (16)$$

Тут і далі відповідно моделі спостереження (1) P – імовірність випромінювання другого сигналу (завади).

Умовні імовірності помилки в (13)-(16) мають вид:

$$p(r_1^{k*} = 1 - r_1^k / r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k) = \frac{1 + (-1)^{r_1^{k*}}}{2} - \\ - (-1)^{r_1^{k*}} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \omega(b_1, b_{21}, b_{22}, R_1, R_2 / r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k) db_1 db_{21} db_{22}; \quad (17)$$

$$\begin{aligned}\text{Arth}Z_{k-1} &= \text{Arth}[\text{th}b_{21}\text{th}2R_1K(b_{21})]; \\ \text{Arth}Z_k &= \text{Arth}[\text{th}b_{22}\text{th}2R_2K(b_{22})].\end{aligned}\quad (18)$$

Тут використані позначення (3), (11).

Далі, тривимірна гаусівська щільність імовірності в (5) (нагадаємо, що $R_1 = \rho\sqrt{h_{11}^2 h_{12}^2}$; $R_2 = \rho\sqrt{h_{21}^2 h_{22}^2}$):

$$\begin{aligned}\omega(b_1, b_{21}, b_{22}, R_1, R_2/r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k) &= \\ &= \frac{1}{\sigma_1\sigma_{21}\sigma_{22}\sqrt{(2\pi)^3 D}} \times \exp\left[-\frac{1}{2D} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \frac{D_{ij}}{\sigma_i\sigma_j} (b_i - m_i)(b_j - m_j)\right].\end{aligned}\quad (19)$$

Щільність (19) може бути представлена у векторно-матричній компактній формі [5]:

$$\omega(\vec{b}/\vec{r}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^3 \det M}} \times \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\vec{b}^T - \vec{m}^T\right) M^{-1} \left(\vec{b} - \vec{m}\right)\right].\quad (20)$$

В виразах (19), (20) (далі для прозорості поясень позначимо $b_2 = b_{21}$, $b_3 = b_{22}$, $m_2 = m_{21}$, $m_3 = m_{22}$):

$$\begin{aligned}\vec{b}^T &= (b_1, b_{21}, b_{22}); \quad \vec{m}^T = (m_1, m_{21}, m_{22}); \\ \vec{r} &= (r_1, r_2)^T;\end{aligned}$$

- вектори згортки спостережень, математичних сподівань і дискретних параметрів сигнала і завади (залежності математичних сподівань m_1, m_{21}, m_{22} від вектора ДП \vec{r} будуть наведені далі);

$$M = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_1\sigma_2\rho \\ \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_2^2 & 0 \\ \sigma_1\sigma_2\rho & 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix};$$

- матриця неортогональності;

$$\det M = \sigma_1^2\sigma_2^4 D;$$

$$D = \begin{vmatrix} 1 & \rho & \rho \\ \rho & 1 & 0 \\ \rho & 0 & 1 \end{vmatrix} = 1;$$

- детермінант матриці неортогональності;

- D_{ij} - алгебраїчне доповнення до елемента i -ї строчки та j -го стовпця матриці неортогональності;

$$M^{-1} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2\rho & -\sigma_1\sigma_2\rho \\ \sigma_1\sigma_2\rho & \sigma_2^2(1-\rho^2) & 0 \\ \sigma_1\sigma_2\rho & 0 & \sigma_2^2(1-\rho^2) \end{pmatrix};$$

- матриця, зворотня до матриці M .

Зрозуміло, що математичні сподівання m_1, m_{21}, m_{22} в (19) визначаються станами ДП $r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k$, аналогічно тому, як це було в раніше вирішених подібних задачах. Значення математичного сподівання m_1 , наприклад,

визначається станами ДП r_1^k, r_2^{k-1}, r_2^k :

$$\begin{aligned}m_1 &= 2h_1^2 \left\{ (-1)^{r_1^k} + \rho \left[(-1)^{r_2^{k-1}} + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + r_2^{k-1} \frac{1-r_2^{k-1}}{2} \right] / l_{21}^2 + \right. \\ &\quad \left. + \rho \left[(-1)^{r_2^k} + r_2^k \frac{1-r_2^k}{2} \right] / l_{22}^2 \right\}.\end{aligned}\quad (21)$$

Математичне сподівання m_{21} визначається станами ДП $r_1^k, r_1^{k-1}, r_2^{k-1}$:

$$\begin{aligned}m_{21} &= 2h_1^2 \left\{ \left[(-1)^{r_2^{k-1}} + r_2^{k-1} \frac{1-r_2^{k-1}}{2} \right] \times \right. \\ &\quad \times \left(\frac{1}{l_{21}^2} + \frac{1}{l_{22}^2} \right) + \rho(-1)^{r_1^{k-1}} / l_{22}^2 + \\ &\quad \left. + \rho(-1)^{r_1^k} / l_{21}^2 \right\}.\end{aligned}\quad (22)$$

Відповідно, на величину m_{22} впливають ДП r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^k :

$$\begin{aligned}m_{22} &= 2h_1^2 \left\{ \left[(-1)^{r_2^k} + r_2^k \frac{1-r_2^k}{2} \right] \times \right. \\ &\quad \times \left(\frac{1}{l_{21}^2} + \frac{1}{l_{22}^2} \right) + \rho(-1)^{r_1^k} / l_{22}^2 + \\ &\quad \left. + \rho(-1)^{r_1^{k+1}} / l_{21}^2 \right\}.\end{aligned}\quad (23)$$

Дисперсії випадкових величин b_1, b_{21}, b_{22} :

$$\begin{aligned}\sigma_1^2 &= 2h_1^2; \quad \sigma_{21}^2 = \sigma_{22}^2 = \sigma_2^2 = \\ &= 2h_1^2 (1/l_{21}^2 + 1/l_{22}^2) = 2h_2^2.\end{aligned}\quad (24)$$

Тут $l_{21}^2 = h_1^2/h_{21}^2$; $l_{22}^2 = h_1^2/h_{22}^2$.

Виконаємо зручне для розмірковувань та розрахунків центрування і формування випадкових величин b_1, b_{21}, b_{22} за правилом:

$$x = (b - m) / \sigma.\quad (25)$$

З урахуванням визначень для математичних сподівань та дисперсій (21-24), маємо:

$$\begin{aligned}
x_1 &= [b_1 - m_1(r_1^k, r_2^{k-1}, r_2^k)] / \sqrt{2h_1^2}; \\
x_2 = x_{21} &= [b_{21} - m_2(r_1^{k-1}, r_1^k, r_2^{k-1})] \times \frac{1}{\sqrt{2h_1^2(1/l_{21}^2 + 1/l_{22}^2)}}; \\
x_3 = x_{22} &= [b_{22} - m_3(r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^k)] \times \frac{1}{\sqrt{2h_1^2(1/l_{21}^2 + 1/l_{22}^2)}}.
\end{aligned} \tag{26}$$

З урахуванням (21-24), (25) та (26) щільність імовірності гаусівської тривимірної функції (20) можна представити у виді:

$$\omega(x_1, x_2, x_3, \rho) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^3 D}} \times \exp \left[-\frac{1}{2D} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 D_{ij} x_i x_j \right]. \tag{27}$$

Тут також D - детермінант матриці неортогональності, D_{ij} - алгебраїчні доповнення елемента цієї матриці з номерами i, j :

$$D_{11} = 1; \quad D_{12} = D_{21} = -\rho; \quad D_{22} = D_{33} = 1 - \rho^2; \quad D_{13} = -\rho; \quad D_{23} = D_{32} = -\rho^2.$$

У векторно-матричній формі вираз (27) має вид:

$$\omega(\vec{x}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^3 \sigma_1 \sigma_2^2}} \exp \left(-\frac{1}{2} \vec{x}^T M^{-1} \vec{x} \right), \quad \vec{x}^T = (x_1, x_2, x_3).$$

Після нормування і центрування згідно (25) вираз для умовної імовірності помилки (17) буде мати вид:

$$\begin{aligned}
p(r_1^{k*} = 1 - r_1^k / r_1^{k-1}, r_1^k, r_1^{k+1}, r_2^{k-1}, r_2^k) &= \frac{1 + (-1)^{r_1^{k*}}}{2} - (-1)^{r_1^{k*}} \times \\
&\times \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \omega(x_1, x_2, x_3, \rho) dx_1 dx_2 dx_3,
\end{aligned} \tag{28}$$

де функції $Arth(\dots)$ містять змінні інтегрування $x_2 = \frac{b_{21} - m_{21}}{\sigma_2^2}$; $x_3 = \frac{b_{22} - m_{22}}{\sigma_2^2}$. Тобто, виконана підстановка $b_{21} = x_2 \sigma_2^2 + m_{21}$; $b_{22} = x_3 \sigma_2^2 + m_{22}$.

Залишилось застосувати вираз (28) для умовної імовірності помилки в загальному співвідношенні для розрахунків безумовної імовірності помилки (16).

Результати розрахунків потенціальної завадостійкості за формулами (13), (28) наведені на рис. 4, 5. Неперервними лініями на всіх графіках представлені залежності імовірності помилки в демодуляції корисного двійкового сигналу від відношення середніх потужностей сигнал/завада $l_{\text{сер}}^2 = l^2 / P_v$ при оптимальній компенсації переривчастої подібної завади у відповідності з алгоритмом [1], пунктирними – при класичному когерентному прийомі, коли виявлення і компенсація завади не виконуються.

Графіки на рис. 4 відповідають впливу завади з коефіцієнтами скважності, що визначаються відношеннями миттєвої і середньої потужностей від 1 до 10^4 . З метою порівняння на рис. 4 наведений також графік потенціальної завадостійкості алгоритму демодуляції, опублікований в [3] для випадку, коли подібна маніпульована завада випромінюється неперервно: $P_v = 1$. Всі графіки побудовані для нор-

мованого значення коефіцієнта неортогональності $\rho = R / \sqrt{h_1^2 h_2^2} = 0,9$, що відповідає заваді, структура якої досить близька до структури корисного сигналу. Наприклад, для завади і сигналу, фазоманіпульованих псевдовипадковими двійковими послідовностями, що відрізняються лише їх структурами, значення $\rho = 0,9$ еквівалентне неспівпадінням 5% їх субелементів. Величина $h_1^2 = 9,59$ дБ вибрана, виходячи із вимог до імовірності помилки $P_{\text{пом}}^* = 10^{-5}$ в каналі без завади з АБГШ.

Хід графіків потенціальної завадозахищеності при наявності процедури компенсації подібної ФМ-завади з неперервним випромінюванням характеризується тим, що не тільки за малих, а і за великих відношень l^2 завади/сигнал (починаючи зі значень $l^2 < 6$ дБ) імовірність помилки асимптотично наближається до гранично досяжної, що має місце в каналі з АБГШ без подібної переривчастої завади. Дійсно, за вищеописаної ідеалізованої ситуації (тобто, за припущення, що всі неінформаційні параметри сигналу і завади в спостереженні точно відомі), виявляється, що чим потужніша завада, тим буде меншою імовірність помилки в оцінці її дискретного параметра, і, як наслідок, тим безпомилковішою (точнішою) буде компенсація впливу

завади на корисний сигнал. За тої ж причини графіки імовірності помилки при компенсації завади мають більш крутий спад в області $l^2 < 0$ дБ, тобто, при перевищенні миттєвої потужності завади над корисним сигналом.

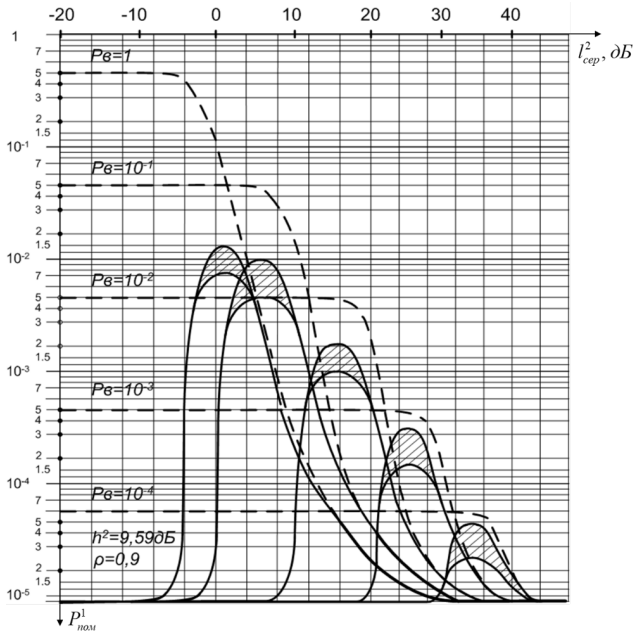


Рис. 4. Імовірність помилки при впливі переривчастої малоімовірної асинхронної завади

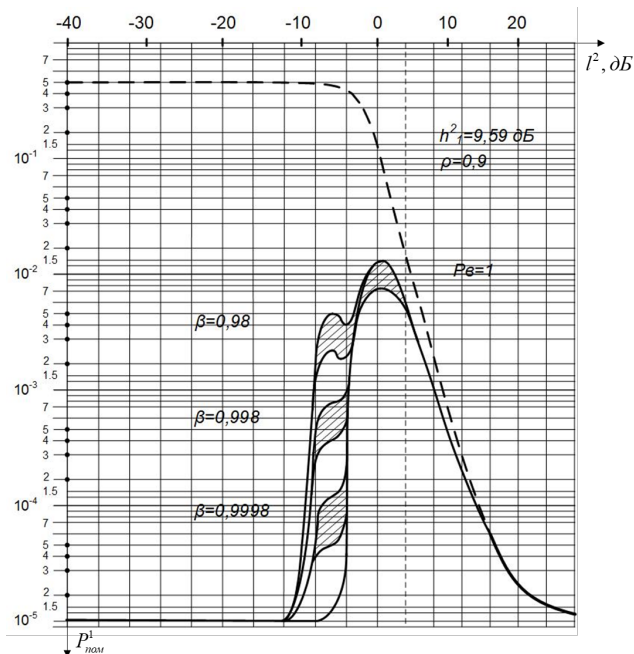


Рис. 5. Імовірність помилки при впливі переривчастої високоімовірної асинхронної завади

Для наведених графіків характерними є наступні особливості:

- стрімке зниження завадостійкості класичного кореляційного прийому за умови впливу переривчастої подібної завади за умови $l^2 \leq 0$ дБ, якщо її компенсація не виконується;

- графіки потенціальної завадостійкості характеризуються наявністю зони пониженої завадостійкості в інтервалі -6 дБ $< l^2 < 15$ дБ (слід припустити, що ця зона залежить від значення коефіцієнта неортогональності ρ);

- максимум зони зниженої завадостійкості лежить в області приблизно однакових миттєвих потужностей сигналу і завади;

- потенціальна завадостійкість алгоритму компенсації асинхронної переривчастої завади виявляється не гіршою за потенціальну завадостійкість алгоритму компенсації синхронної переривчастої завади.

У подальшому при розрахунках за вищезазначеними формулами із міркувань щодо спрощення технічної реалізації слід перевірити можливість заміни відносно складних функцій $K(b_{21})$, $K(b_{22})$ лінійно-ламаними — див. рис. 6.

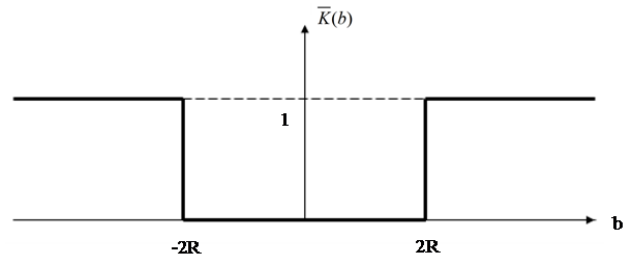


Рис. 6. Апроксимована передатня характеристика функцій виявлення завади, що заважає

Відповідно, передатню характеристику рис. 6 можна представити у виді:

$$\bar{K}(b) = \text{rect} [|b| - 2R],$$

$$\text{rect}(x \geq 0) = 1; \quad \text{rect}(x < 0) = 0.$$

Така апроксимація процедури виявлення завади безумовно доцільна при $R_1 \gg h_1^2 \cap R_2 \gg h_1^2$, що можливе при $\rho \rightarrow 1$; $h_2^2 = h_{21}^2 + h_{22}^2 \gg h_1^2$.

Висновки

1. Алгоритм компенсації асинхронної переривчастої завади, подібної до корисного ФМ-сигнала, виявляється приблизно вдвічі складнішим за алгоритм компенсації синхронної завади.
2. Асинхронізм переривчастої завади, подібної корисному ЦС, не є підставою для принципової можливості її компенсації.
3. Найгірша завадостійкість алгоритму компенсації переривчастої завади спостерігається за умови її синхронізму за тактовими точками і в області, коли завада за миттєвою потужністю не перевищує корисний сигнал більше, ніж на 6 дБ або менша за нього на 10-15 дБ.
4. Одержані результати узагальнюють опубліковані раніше в [2, 3, 5, 13] і підтверджують принципову можливість компенсації асинхронних завад з переривчастим випромінюванням, подібних до корисного цифрового сигналу.

Перелік посилань

1. Verdu S. Multiuser detection / S.Verdu. – Cambridge, 1998. – 302 с.
2. Бураченко Д. Л. Потенциальная помехоустойчивость демодулятора цифрового сигнала с компенсацией структурной прерывистой помехи / Д.Л. Бураченко, В.Ф. Єрохин. – Радиотехника. – 1989, № 9, с. 61-62 / Деп. в ЦНТИ «Информсвязь». – 1989, № 1463, с. 34.
3. Бураченко Д. Л. Алгоритм разделения аддитивных неортогональных синхронных сигналов / Д.Л. Бураченко, В.Ф. Єрохин. – Радиотехника. – 1985, № 12, с. 58-59 / Деп. в ЦНТИ «Информсвязь». – 1985, № 686, с. 20.
4. Бобровский В. И. Многопользовательское детектирование / В.И. Бобровский. – Ульяновск: Вектор – С, 2007. – 348 с.
5. Єрохін В. Ф. Багатокористувачьке детектування / В.Ф. Єрохін. – Навч. посібник. – К.: ІСЗЗІ КПІ ім. Ігоря Сікорського, 2017. – 162 с.
6. Евсеев В. В. Применение нелинейной обработки для компенсации помех в радиотехнических системах / В.В. Евсеев, С.С. Никулин, А.В. Титов. – Вестник Воронежского института МВД России. – 2017. – с. 119-128.
7. Манохин А. Е. Адаптивный компенсатор помех на основе формирования моделей случайных процессов / А.Е. Манохин, Ю.А. Нифонтов. – Журнал радиоэлектроники. – 2011, № 2. – Екатеринбург, институт радиоэлектроники и информационных технологий РТФ УрФУ им. Первого Президента РФ Б.Н. Ельцина.
8. Ревунова Е. Г. Разделение сигнальных смесей на основе принципа минимального описания / Ревунова Е.Г. // Компьютерні засоби, мережі та системи – 2005. – Вип. № 4. – С. 86-93.
9. Zvonar Z. Suboptimum Multiuser Detector for Synchronous CDMA Frequency Selective Rayleigh Fading Channels / Zvonar Z., Brady D. – IEEE Transactions on Communication. – March 1994.
10. Mitru U. A Generalized Adaptive Decorrelating Detector for Synchronous CDMA Systems / Mitru U., Poor H. – IEEE Trans on Communications. – 1995.
11. Multiuser receivers for randomly spread signals: fundamental limits with and without decision feed back / Miller R.R. – IEEE Trans Inform Theory. – 2001. – Vol. 47. – p. 268-283.
12. Yerokhin V. F. Parameters of the Carrier Sense Multiple Access Protocol with Conflicts Resolving at the Physical Layer / V.F. Yerokhin, A.S. Poliakova, R.Yu. Sboiev, V.D. Hol – Visnyk NTUU KPI Seria – RadiotekhnikaRadioaparatabuduvannia, 2019, Iss. 79, pp. 55-59.
13. Єрохін В. Ф. Алгоритм компенсації подібної сигналу асинхронної завади з двійковою фазовою маніпуляцією / Єрохін В.Ф., Карплюк В.В. // Збірник наукових праць "Спеціальні телекомунікаційні системи та захист інформації": Зб. наук. праць. – К.: ІСЗЗІ КПІ ім. Ігоря Сікорського, 2017. – Вип. 2 (2). – С. 27-35.

References

- [1] Verdu S. (1998) Multiuser detection, Cambridge University Press, 302 p.
- [2] Burachenko D. L. and Erohin V. F. (1989). Potentsialnaya pomehoustoychivost demodulyatora tsifrovogo signala s kompensatsiey strukturnoy preryivistoy pomehi [Potential immunity of a digital signal demodulator with compensation for structural discontinuous interference]. *Radiotekhnika*, Iss. 9, pp. 61-62.
- [3] Burachenko D. L. and Erohin V. F. (1985) Algoritm razdeleniya additivnykh neortogonalnykh sinhronnykh signalov [Algorithm for separation of additive non-orthogonal synchronous signals]. *Radiotekhnika*, Iss. 12, pp. 58-59 / *Dep. v TsNTI «Informsvyaz»*, Iss. 686, p. 20.
- [4] Bobrovskiy V. I. (2007) *Mnogopolzovatel'skoye detektirovaniye* [Multi-user detection]. Ulianovsk, Vector-S, 348 p.
- [5] Yerokhin V. F. (2017) *Bahatokorystuvatske detektuvannia* [Multi-user detection], Kyiv, Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute, 162 p.
- [6] Evseev V. V., Nikulin S. S. and Titov A. V. (2017) The use of nonlinear processing to compensate for interferences in radio engineering systems. *Vestnik Voronezhskogo instituta MVD Rossii*, No 1, pp. 119-128.
- [7] Manohin A. E. and Nifontov Yu. A. (2011) Adaptivnyi kompensator pomeh na osnove formirovaniya modeley sluchaynykh protsessov [Adaptive noise compensator based on the formation of models of random processes]. *Zhurnal radioelektroniki*, Iss. 2.
- [8] Revunova E. G. (2005) Razdelenie signalnykh smesey na osnove printsipa minimalnogo opisaniya [Separation of signal mixtures based on the principle of minimum description]. *Kompyuterni zasoby, merezhi ta systemy*, Iss. 4, pp. 86-93.
- [9] Zvonar Z. and Brady D. (1995) Suboptimal multiuser detector for frequency-selective Rayleigh fading synchronous CDMA channels. *IEEE Transactions on Communications*, Vol. 43, Iss. 2/3/4, pp. 154-157. DOI: 10.1109/26.380025
- [10] Mitru U. (1995) A Generalized Adaptive Decorrelating Detector for Synchronous CDMA Systems. *IEEE Transactions on Communications*.
- [11] Muller R. (2001) Multiuser receivers for randomly spread signals: fundamental limits with and without decision-feedback. *IEEE Transactions on Information Theory*, Vol. 47, Iss. 1, pp. 268-283. DOI: 10.1109/18.904526
- [12] Yerokhin V. F., Poliakova A. S., Sboiev R. Yu. and Hol V. D. (2019) Parameters of the Carrier Sense Multiple Access Protocol with Conflicts Resolving at the Physical Layer. *Visnyk NTUU KPI Seria – Radiotekhnika, Radioaparatabuduvannia*, Iss. 79, pp. 55-59. DOI: 10.20535/RADAP.2019.79.55-59.
- [13] Yerokhin V. F. and Karpluk V. V. (2017) Alhorytm kompensatsii podobnoi syhnalu asynkronnoi zavady z dviikovoio fazovoio manipuliatsieio [Algorithm of similar asynchronous noise compensation algorithm with binary phase manipulation]. *Zbirnyk naukovykh prats Spetsialni telekomunikatsiini systemy ta zakhyst informatsii*, Iss. 2 (2), pp. 27-35.

Методика и результаты синтеза и анализа потенциальной помехоустойчивости компенсатора асинхронной прерывистой помехи, подобной полезному фазоманипулированому сигналу

Ерохин В. Ф., Ирка М. С.

В телекоммуникационных радиосистемах со случайным множественным доступом (СМД) сигналы пользователей характеризуются случайным прерывистым режимом излучения и возникновением их столкновений в среде распространения, то есть, конфликтами на физическом уровне. Практический интерес представляют ситуации, когда полезный и прерывистый мешающий сигналы асинхронны по тактовым точкам. Следует также отметить, что когда прерывистых взаимнонеортогональных на длине информационной ошибки сигналов больше двух, алгоритмы обнаружения-разделения, оптимальные по критерию минимума вероятности ошибки в оценке дискретного параметра полезного сигнала оказываются слишком сложными. Поэтому здесь исследуется тот случай, когда мешающий сигнал – один. Синтезирован алгоритм демодуляции двоичного фазоманипулированного сигнала наблюдается на фоне подобной помехи асинхронной по тактовым точкам, которая характеризуется случайным прерывистым режимом излучения. Критерием оптимальности при синтезе выбран минимум вероятности ошибки в оценке дискретного информационного параметра полезного сигнала. Также применены допущения, что все не информационные параметры полезного сигнала и подобной ему помехи точно известны. Среда распространения считается стационарной во времени. Указанные исходные данные для синтеза позволяют при анализе получить потенциальные границы помехоустойчивости разделения цифрового сигнала, наблюдаемого на фоне подобной ему прерывистой помехи. В результате получен «каркас» процедуры демодуляции-разделения, который далее следует дополнить узлами (блоками) оценки непрерывных параметров, которые не являются информационными – частот, начальных фаз, амплитуд, форм огибающих, тактовых точек. Алгоритм демодуляции цифрового сигнала в условиях воздействия подобной асинхронной прерывистой помехи оказывается примерно вдвое сложнее по сравнению с ранее известным, когда сигнал и помеха по тактовым точкам предусматривались синхронными. Характерной отличительной чертой полученного компенсационного алгоритма является отсутствие обратных связей – процедура компенсации выполняется «вперед», на выходах корреляторов сигнала и помехи. Результат обобщается на случай, когда тактовые частоты сигнала и помехи отличаются на произвольную величину. Предлагается упрощающее приближение полученного алгоритма.

Ключевые слова: дискретный параметр; правило принятия решений; взаимно неортогональные цифровые сигналы; прерывистая помеха, подобная полезному сигналу; потенциальная помехоустойчивость

Methodology and Results of Synthesis and Analysis of Potential Resilience for Noise Immunity Compensator of an Asynchronous Intermittent Interference Similar to a Useful Phase-Manipulated Signal

Yerokhin V. F., Irkha M. S.

In telecommunication radio systems with random multiple-access (RMA), user signals are characterized by a random intermittent radiation mode and the occurrence of their collisions in the propagation medium, i.e. conflicts at the physical level. Practical interest belongs to the situations when the useful and interfering (intermittent) signals are asynchronous at clock points. It should also be noted that when there are intermittent mutually non-orthogonal signals along the length of the information error more than two, the detection-separation algorithms that are optimal in terms of the minimum probability of error in estimating the discrete parameter of the useful signal are too complex. Therefore, the simplest case is investigated here, when the interfering signal is the only one. An algorithm for demodulation of a binary phase-manipulated signal is observed, which is observed at the background of a similar asynchronous clock noise, which is characterized by a random intermittent radiation mode. The minimum probability of error in the discrete information parameter estimation of the useful signal is chosen as the criterion of optimum for the synthesis. It is also assumed that all non-information parameters of the useful signal and similar interference are precisely known. The distribution medium is considered to be stationary in time. These initial data for the synthesis allow obtaining in the analysis the potential limits of the noise immunity of the digital signal demodulation, which is observed at the background of a similar intermittent noise. The result is a «framework» of the demodulation-separation procedure, which should be subsequently supplemented with nodes (blocks) of continuous parameters estimation that are not informational – frequencies, initial phases, amplitudes, shapes of bending, clock points, etc. The algorithm for demodulating a digital signal under the influence of such an asynchronous intermittent interference turns out to be about twice as complicated in comparison with the previously known one, when the signal and the interference at the clock points were assumed to be synchronous. A characteristic feature of the obtained compensation algorithm is the absence of feedback – the compensation procedure is performed forward, at the outputs of the signal correlators and interference. The result is generalized to the case when the clock frequencies of the signal and interference differ by an arbitrary value. A simplified approximation of the obtained algorithm is proposed.

Key words: discrete parameter; decision-making rule; mutually non-orthogonal digital signals; intermittent noise, similar to a useful signal; potential resilience