

ПРИСТРОЇ ТА СИСТЕМИ РАДІОЗВ'ЯЗКУ, РАДІОЛОКАЦІЇ, РАДІОНАВІГАЦІЇ

УДК 621.396.26

АДАПТИВНЕ ОЦІНЮВАННЯ ДАНИХ В СИСТЕМІ ЗВ'ЯЗКУ З НЕСТАЦІОНАРНИМ БАГАТОПРОМЕНЕВИМ КАНАЛОМ

Шпилька О.О., Жук С.Я.

Вступ. Постановка задачі

На практиці параметри багатопроменевого каналу зв'язку можуть змінюватися у випадкові моменти часу. Це призводить до розходження алгоритмів оцінювання даних і непрацездатності системи зв'язку. Одним із перспективних напрямків боротьби з багатопроменим розповсюдженням сигналу є сумісне оцінювання параметрів каналу і даних [1]. Такий підхід не потребує передачі тестової послідовності, що дозволяє забезпечити функціонування системи зв'язку шляхом перезапуску алгоритму у разі виявлення його розходження. Тому важливе значення має задача виявлення зміни параметрів багатопроменевого каналу зв'язку, що дозволяє своєчасно перезапускати алгоритми оцінювання.

Модель передачі інформаційних символів через багатопроменивий канал зв'язку може бути представлена у вигляді дискретної динамічної системи, яка описується рівняннями

$$x(k) = x(k-1); \quad (1)$$

$$y(k) = H(k)x(k) + v(k), \quad (2)$$

де $x(k) = [c_0, c_1, \dots, c_{\Delta-1}]^T$ - вектор, який містить невідомі параметри каналу зв'язку; $y(k)$ - вимірювання на виході багатопроменевого каналу; $H(k) = [s_j(k), s_i(k-1), \dots, s_\beta(k-\Delta+1)]$ - вектор-рядок, що містить інформаційні символи $j, i, \beta = \overline{1, m}$; m - позиційність модуляції; Δ - кількість променів в каналі зв'язку; $v(k)$ - некорельована гаусівська послідовність $N(0, R(k))$.

Послідовність інформаційних символів $s_j(k)$ являється ланцюгом Маркова з матрицею ймовірностей переходів $\Pi_{ij}(k-1, k)$ і початковими ймовірностями $p_i(0)$, $i, j = \overline{1, m}$.

Теоретичне обґрунтування

Неперервнозначний компонент $x(k)$ та ланцюг Маркова $s_j(k)$ утворюють змішаний марківський процес в дискретному часі. Використовуючи

методику, приведену в [2], можна показати, що квазіоптимальний алгоритм сумісної інтерполяції даних і фільтрації параметрів багатопроменевого каналу зв'язку описується рівняннями

$$W_{I_n}^*(k) = \prod_{ij}(k, k-1) \sum_{\alpha=1}^m W_{I_r}(k-1); \quad (3)$$

$$W_{I_n}(k) = P(y(k)/I_n(k), Y(k-1))W_{I_n}^*(k)/P(y(k)/Y(k-1)); \quad (4)$$

$$x_{I_n}^*(k) = \prod_{ij}(k, k-1) \sum_{\alpha=1}^m W_{I_r}(k-1) \mathbf{x}_{I_r}(k-1)/W_{I_n}^*(k); \quad (5)$$

$$P_{I_n}^*(k) = \prod_{ij}(k, k-1) \sum_{\alpha=1}^m W_{I_r}(k-1) \left\{ \mathbf{P}_{I_r}(k-1) + \right. \\ \left. + \left[\mathbf{x}_{I_r}(k-1) - x_{I_n}^*(k) \right] \left[\mathbf{x}_{I_r}(k-1) - x_{I_n}^*(k) \right]^T \right\} / W_{I_n}^*(k); \quad (6)$$

$$\mathbf{x}_{I_n}(k) = x_{I_n}^*(k) + K_{I_n}(k)(y(k) - H_{I_n}(k)x_{I_n}^*(k)); \quad (7)$$

$$K_{I_n}(k) = P_{I_n}^*(k)H_{I_n}^T(k)D_{I_n}^{-1}(k); \quad (8)$$

$$\mathbf{P}_{I_n}(k) = P_{I_n}^*(k) + K_{I_n}(k)H_{I_n}(k)P_{I_n}^*(k), \quad (9)$$

де $x_{I_n}^*(k), \mathbf{x}_{I_n}(k), P_{I_n}^*(k), \mathbf{P}_{I_n}(k)$ - математичні очікування і кореляційні матриці умовних екстрапольованої $W_{I_n}^*(x(k))$ і апостеріорної $W_{I_n}(x(k))$ густини ймовірності неперервного компонента $x(k)$ при умові $I_n(k)$; $I_n(k) = s_j(k), \dots, s_\beta(k - \Delta + 1)$ - послідовність значень які приймає дискретний компонент $s_j(k)$ на інтервалі $k, \dots, k - \Delta + 1$, $j, \beta = \overline{1, m}$; $W_{I_n}^*(k), W_{I_n}(k)$ - сумісні екстрапольована і апостеріорна ймовірність послідовності значень дискретного компонента $I_n(k)$; $K_{I_n}(k)$ - вектор коефіцієнтів підсилення каналу квазіоптимального пристрою; $I_r(k-1) = s_i(k-1), \dots, s_\alpha(k-\Delta)$ - послідовність значень дискретного компонента на інтервалі $k-1, \dots, k-\Delta$, $i, \alpha = \overline{1, m}$; $H_{I_n}(k)$ - вектор-строка, який містить символи, що відповідають послідовності $I_n(k)$; $D_{I_n}(k)$ - матриця яка визначається по формулі $D_{I_n}(k) = H_{I_n}(k)P_{I_n}^*(k)H_{I_n}^T(k) + R(k)$; $P(y(k)/I_n(k), Y(k-1))$ - гауссівська умовна густина ймовірності $N(H_{I_n}(k)x_{I_n}^*(k), D_{I_n}(k))$; $P(y(k)/Y(k-1))$ - умовна густина ймовірності, яка розраховується за формулою

$$P(y(k)/Y(k-1)) = \sum_{j=1}^m \dots \sum_{\beta=1}^m P(y(k)/I_n(k), Y(k-1)) W_{I_n}^*(k, \dots, k - \Delta + 1).$$

Алгоритм (3)...(9) є адаптивним тому, що одночасно з оцінюванням даних здійснюється подолання апріорної невизначеності відносно невідомих параметрів багатопроменевого каналу зв'язку.

Рівняння (1) враховує, що характеристики каналу не змінюються в часі. Але на практиці зазвичай канал нестационарний, внаслідок чого з'являються помилки оцінки параметрів каналу, які проявляються в розходженні квазіоптимального пристрою. Особливістю задачі виявлення розходження квазіоптимального пристрою є те, що параметри моделі процесу розходження є невідомими. Тому можливо лише рішення задачі виявлення факту розходження без оцінки його величини. Зазвичай для цього застосовуються евристичні статистики типу вікна яке переміщується, які використовують інформацію про "нев'язки".

По аналогії з задачею виявлення розходження фільтру Калмана [3], для виявлення розходження в квазіоптимальному пристрої використаємо статистику

$$Q(k) = \sum_{c=k-w+1}^k e^2(c) / D_{I_n}(c), \tag{10}$$

де випадкова величина $e(k) = y(k) - H_{I_n}(k)x_{I_n}(k)$ - "нев'язка". Значення індекса I_n в виразах $e(k)$ і $D_{I_n}(k)$ визначається по максимуму екстрапольованої ймовірності $W_{I_n}(k)$.

Визначена таким чином випадкова величина $Q(k)$ є вихідною статистикою для вирішення задачі виявлення розладки. В подальшому для прийняття рішення про виявлення розходження $Q(k)$ порівнюється з порогом Q_0 , величина якого розраховується по заданим значенням ймовірності хибної тривоги.

Для квазіоптимального пристрою, який працює в нормальному режимі, $e(k)$ має нульове математичне очікування і дисперсію $D_{I_n}(k)$. Для алгоритму (3)...(9) на модельному прикладі методом Монте - Карло були розраховані оцінки коефіцієнта кореляції ρ між невід'язками $e(k)$ і $e(k-1)$. При цьому встановлено, що невід'язки є слабо корельованими. Для визначення якості виявлення розходження квазіоптимального пристрою необхідно знати закон розподілу величини $Q(k)$. Для суми із L нормованих квадратів невід'язок $Q(k)$ справедливий χ^2 -розподіл з L степенями свободи [3]

$$\chi^2(Q) = \begin{cases} \frac{1}{2^{L/2} \Gamma(L/2)} Q^{L/2-1} \exp(-Q/2), & \text{при } Q > 0 \\ 0, & \text{при } Q \leq 0. \end{cases}$$

При наявності розходження математичне очікування $e(k)$ не дорівнює нулю, при цьому $Q(k)$ підчиняється нецентральному χ^2 -розподілу з L степенями свободи. Значення порога Q_0 , з яким порівнюється статистика $Q(k)$, розраховується по таблицям χ^2 -розподілу з L степенями свободи, виходячи із заданої ймовірності хибної тривоги. Рішення про розходження квазіоптимального пристрою приймається у випадку $Q(k) > Q_0$. Довжина вікна L визначається за результати математичного моделювання виходячи із можливих темпів розходження. У випадку виявлення розходження проводиться перезапуск квазіоптимального пристрою сумісного оцінювання даних і параметрів багатопроменевого каналу зв'язку.

Результати експериментальних досліджень

Аналіз алгоритму був проведений на модельному прикладі методом Монте-Карло по 500 реалізаціям. Канал описувався фільтром п'ятого порядку з коефіцієнтами: 0.8;0.6;0.5;0.25;0.1. Під час передачі 100-го символу коефіцієнти фільтру змінювались і приймали значення 0.4;0.6;0.6;0.25;0.2. Інформаційна послідовність формувалась із 250 рівноймовірних символів із сузір'я $\{1; -1\}$. Дисперсія помилки вимірювання $R = 0.01$. Матриця ймовірностей переходів симетрична, при цьому $\Pi_{11} = \Pi_{22} = 0.5$. Ймовірність хибної тривоги $P_{ХТ} = 10^{-3}$, довжина вікна $L = 8$.

На рис. 1 показані залежності СКВ помилки $\varepsilon(k) = H(k)x(k) - \hat{H}(k)\hat{x}(k)$.

Оцінка вектора $\hat{H}(k)$, яка містить послідовність інформаційних символів, та оцінка вектора стану $\hat{x}(k)$, яка містить параметри багатопроменевого каналу зв'язку, вибираються відповідно із всіх можливих $H_{I_n}(k)$ і $x_{I_n}(k)$ по максимуму апостеріорної ймовірності $W_{I_n}(k, \dots, k - \Delta + 1)$. Пунктирною лінією показано фактичне СКВ $\mathfrak{E}_\varepsilon(k)$ помилки ε , отримане методом Монте-Карло, а суцільною лінією – розраховане СКВ $\hat{\mathfrak{E}}_\varepsilon(k)$ за допомогою виразу

$$\hat{\epsilon}_\epsilon = \sum_{I_n} \left[H_{I_n}(k) \hat{\epsilon}_{I_n}(k) H_{I_n}^T(k) + \left(H_{I_n}(k) \hat{\epsilon}_{I_n}(k) - \hat{F}(k) \hat{\epsilon}(k) \right)^2 \right] W_{I_n}(k, \dots, k - \Delta + 1)$$

Також, з метою порівняння, на рис.1 штриховою лінією показана залежність фактичного СКВ $\hat{\epsilon}_\epsilon(k)$ помилки ϵ у випадку коли виявлення розходження не проводиться.

Як випливає з результатів моделювання, розроблений метод виявляє розходження та проводить перезапуск квазіоптимального алгоритму, що дозволяє контролювати помилку оцінювання неперервного компоненту. У випадку коли виявлення розходження не проводиться, фактичне СКВ $\hat{\epsilon}_\epsilon(k)$ перевищує розраховане фільтром СКВ у 4-6 разів. При цьому швидкість сходження квазіоптимального фільтру збільшується на порядок.

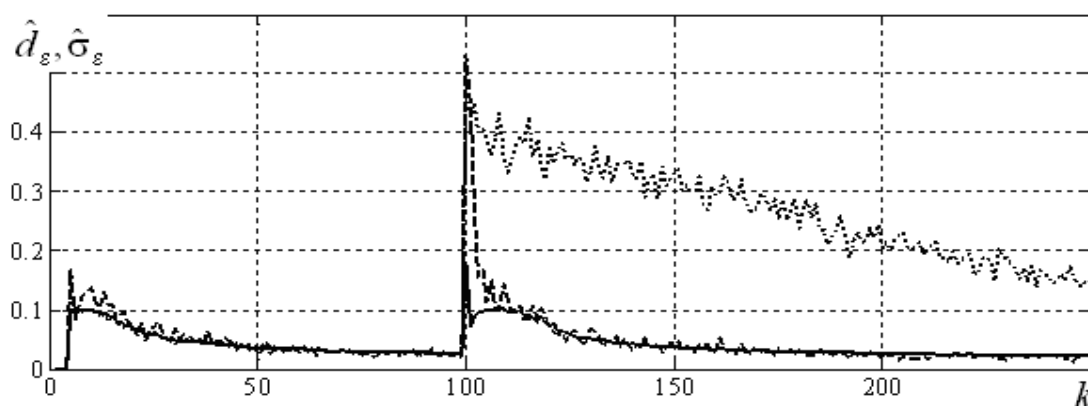


Рис. 1

Характеристики алгоритма: експериментальні значення ймовірності хибної тривоги $\hat{P}_{ХТ}$ і середній час виявлення розходження T_{cp} , - при заданих значеннях $P_{ХТ}$ і $L = 8$ приведені в таблиці 1.

Таблиця 1

$P_{ХТ}$	$5 \cdot 10^{-3}$	10^{-3}	$5 \cdot 10^{-4}$	10^{-4}
$\hat{P}_{ХТ}$	$4.8 \cdot 10^{-3}$	$0.9 \cdot 10^{-3}$	$3.5 \cdot 10^{-3}$	$0.9 \cdot 10^{-4}$
T_{cp}	1.45	1.54	1.59	1.65

Із табл.1 видно, що ймовірність хибної тривоги $\hat{P}_{ХТ}$ близька до заданої ймовірності хибної тривоги $P_{ХТ}$, що підтверджує допустимість χ^2 -розподілу з L степенями свободи для величини $Q(k)$.

Висновки

Розроблений спосіб дозволяє виявляти розходження квазіоптимального алгоритму сумісного оцінювання даних та параметрів багатопроменевого каналу із затримкою на один два такти після його виникнення, що дозволяє

підвищити ефективність передачі інформації по каналу зв'язку. У випадку коли виявлення розходження квазіоптимального алгоритму не проводиться, фактичне СКВ $\mathcal{E}_\epsilon(k)$ перевищує розраховане фільтром СКВ у 4-6 разів. При цьому швидкість сходження квазіоптимального фільтру збільшується на порядок.

Література

1. Шпилька А.А., Жук С.Я., Совместное оценивание данных и параметров многолучевого канала связи. Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций (РТ-2009): материалы 5-ой междунар. молодежной науч.-техн. конф./Севастопольский нац. технический ун-т. 20-25 апреля 2009 г. – Севастополь: изд-во "Вебер", 2009.-351с.
2. Жук С.Я. Методы оптимизации дискретных динамических систем со случайной структурой : монография. К.: НГУУ «КПИ», 2008.-232с.
3. Кузьмин С.З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. М., «Сов. радио», 1974.

Шпилька О.О., Жук С.Я. Виявлення зміни параметрів багатопроменевого каналу зв'язку. Розроблено спосіб виявлення розходження алгоритму сумісного оцінювання даних і параметрів нестационарного багатопроменевого каналу зв'язку у випадкові моменти часу. Проведено його аналіз шляхом статистичного моделювання на ЕОМ. Ключові слова: виявлення розходження, багатопроменевий канал, змішаний марківський процес.

Шпилька А.А., Жук С.Я. Определение изменения параметров многолучевого канала связи. Разработано способ определения расхождения алгоритма совместного оценивания данных и параметров многолучевого канала связи в случайные моменты времени. Произведено его анализ путем статистического моделирования на ЭОМ. Ключевые слова: обнаружение расходимости, многолучевой канал, смешанный марковский процесс.

Shpylka O., Zhuk S. Parameter's changing definition for multibeam communication link. There have been designed a method for definition of divergence between joint data estimation algorithm and multibeam communication link parameters in casual time moments. Its analysis has been discovered by computer statistical model. Key words: definition divergence, multibeam link, mixed Markov's process

УДК 621.396.9

ФУНКЦІЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ДИСКРЕТНОГО ДЕСЯТИЕЛЕМЕНТНОГО ЧАСТОТНО-МАНІПУЛЬОВАНОГО СИГНАЛУ

Мрачковський О.Д., Добріков О.В.

Дискретні частотні сигнали (ДЧС) являють собою послідовності елементів (елементарних сигналів), зміщених в часі та по частоті. Властивості ДЧС дозволяють використовувати їх в багатьох радіотехнічних системах. Це пояснюється тим, що по-перше вони дозволяють достатньо просто реалізувати велику базу B сигналу, по-друге вони дозволяють отримати кра-