Академия наук прикладной радиоэлектроники
Министерство образования и науки Украины
Харьковский национальный университет радиоэлектроники

Прикладная радиоэлектроника

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.asare.org/journal

УДК 621. 391

АДАПТИВНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ СООБЩЕНИЙ В ТЕЛЕМЕТРИЧЕСКОМ КАНАЛЕ СВЯЗИ, ПОРАЖЕННОМ ХАОТИЧЕСКОЙ ИМПУЛЬСНОЙ ПОМЕХОЙ

В.М. КИЧАК, Ю.Н. ВОЛОВИК, А.Ю. ВОЛОВИК

Рассмотрено совместное влияние гауссовских шумов и хаотических импульсных помех на точность оценивания сообщений в телеметрическом канале связи. Приводятся результаты синтеза специальных алгоритмов оценивания сообщений, обладающих повышенной устойчивостью к воздействиям импульсных помех, дан сравнительный анализ их точности и обоснованы требования к производительности необходимых вычислительных средств.

The paper considers the simultaneous nfluence of Gaussian noises and chaotic pulse noises on messages estimation precision in a telemetric communication channel. The results of the synthesis of special message estimation algorithms, which are highly-stable to pulse noise effect, are given; the comparative analysis of their accuracy is provided; the requirement to the capacity of the required computation facilities are grounded.

ВВЕДЕНИЕ

Телеметрические системы нашли широкое распространение в разнообразных отраслях народного хозяйства, науки и техники. К таким отраслям можно отнести, например, геофизику, океанологию, метрологию, медицину, авиационную и ракетную технику, системы управления промышленными предприятиями и технологическими процессами.

Характерной чертой подобных систем является наличие большого количества и разнообразия измеряемых физических величин, которые необходимо передавать на большие расстояния с высокой точностью и скоростью. В ряде случаев ошибка передачи не должна превышать полпроцента полной шкалы динамического диапазона измеряемой физической величины при скорости передачи информационного потока порядка 10^6–10^7 бит/с при допустимой вероятности ошибки 10^{-4}–10^{-6} [1, 2].

Проблемой многих телеметрических систем есть несоответствие между высокой скоростью передачи данных и достоверностью их приема в условиях влияния импульсных помех, характерных для радиотехнических каналов связи. Такие помехи, не очень вредные для телефонных каналов связи, оказывают существенное влияние на передачу данных, предназначенных для систем управления и принятия решений. Вопросы оптимального приема данных по радиотелеметрическим каналам связи в условиях воздействий хаотических импульсных помех (ХИП) рассматривались в ряде работ и в основном сводились к синтезу оценочно-компенсационных процедур фильтрации [3–5]. К сожалению, практическая реализация оптимальных процедур сопряжена со значительными трудностями, обусловленными ограничениями на объем памяти и быстродействие используемых микропроцессорных средств.

В данной работе сделана попытка снять подобные ограничения, но за счет отказа от условия строгой оптимальности, т. е. по сути предлагаются субоптимальные процедуры оценивания телеметрических данных, в общем случае не требующие априорных знаний о вероятностях появления ХИП [2].

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ И ОСНОВНЫЕ РАСЧЕТНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Рассмотрим линейную динамическую систему, которая формирует следующую модель сообщения:

$$x(k+1)=A(k)x(k)+B(k)w_1(k). \qquad (1)$$

Это сообщение передается по радиотелеметрическому каналу связи, пораженному хаотической импульсной помехой (ХИП):

$$y(k)=C(k)x(k)+\gamma(k)\theta(k)+w_2(k). \qquad (2)$$

Здесь введены обозначения: $x(k)$ — n-мерный вектор состояния формирующей системы; $y(k)$ — m-мерный вектор наблюдений; $A(k),B(k),C(k)$ — системные матрицы; $w_1(k),w_2(k)$ — белые гауссовы шумы с нулевыми средними значениями и соответствующими корреляционными матрицами $Q(k),R(k)$; $\gamma(k)$ — случайная индикаторная последовательность, которая характеризует процесс появления хаотических импульсных помех; $\theta(k)$ — скачкообразный процесс со счетным числом состояний $\sigma_i, i=1,...,N$, который описывает возможные значения амплитуд импульсной помехи.

Для упрощения последующих преобразований выражение (2) приведем к виду

$$y(k)=C(k)x(k)+\gamma(k)\nu(k) \qquad (3)$$

и ограничимся случаем, когда $\gamma(k)$ принимает значения $1, \sigma$ ($\sigma \gg 1$) с вероятностями $p_1(k), p_\sigma(k)$.

Обобщение на случай $\gamma(k)=\sigma_i, i=1,...,N$, принципиальных затруднений не вызывает, за исключением, повышения размерности задачи.

Случай $\gamma(k)=1$ соответствует условию работы без воздействий импульсных помех, ковариационная матрица шумов наблюдений $v(k)$ равна $R(k)$ и определяется качественными показателями канала радиосвязи. Случайные появления импульсных помех в канале связи приводят к потере регламентированной точности, что можно учитывать, в первом приближении, внезапным возрастанием ковариационной матрицы шумов наблюдений до величины $\sigma^2 R(k)$.

Как известно [6–7], оптимальная оценка, которая оптимизирует многошаговый байесовский риск при условии, что вектор наблюдений $Y_1^k=\{y(1),...,y(k)\}$ зависит от конкретной реализации последовательности $\Gamma_1^k=\{\gamma(1),...,\gamma(k)\}$, можно представить в виде взвешенной суммы 2^k модельно-условных оценок

$$\hat{x}_0(k+1/k)=$$

$$=\sum_{\gamma=1}^{\sigma}...\sum_{\gamma=1}^{\sigma}\int_{-\infty}^{\infty}\{x(k+1)f[x(k+1)/Y_1^k,\Gamma_1^k]dx(k+1)\}p(Y_1^k,\Gamma_1^k),$$

где $p(Y_1^k,\Gamma_1^k)$ — апостериорная вероятность реализации определенной параметрической ветви Γ_1^k.

Нетрудно видеть, что для практических вычислений данная оценка мало привлекательна, так как с ростом k потребность в объеме оперативной памяти возрастает по показательному закону 2^k. С целью получения оценок $\hat{x}(k+1/k)$ в форме, приемлемой для реализации на микро-ЭВМ будем ограничивать на каждом вычислительном такте k число параметрических ветвей. Для этого предположим, что осреднение по множеству Γ_1^{k-1} уже выполнено на $(k-1)$ такте, а плотность распределения вероятностей $f[x(k)/Y_1^{k-1}]$ аппроксимирована гауссовой [8] с эквивалентными параметрами $\hat{x}(k/k-1)$, $P(k/k-1)$. Тогда субоптимальная оценка, которую, в дальнейшем, будем называть псевдобайесовской, может быть найдена рекуррентно на основе соотношений

$$\hat{x}(k+1/k)=\sum_{i=1}^{\sigma}x(k+1)f[x(k+1)/Y_1^k,\gamma(k)=i]\times \times p[\gamma(k)=i/Y_1^k]dx(k+1), \tag{4}$$

где

$$f[x(k+1)/Y_1^k,\gamma(k)=i]=$$

$$=\frac{f[x(k+1)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]f[y(k)/Y_1^{k-1},x(k+1),\gamma(k)=i]}{f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]};$$

$$f[x(k+1)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]=$$

$$=N\Big[A(k)\hat{x}(k/k-1),\ A(k)P(k/k-1)A^{\mathrm{T}}(k)+ B(k)Q(k)B^{\mathrm{T}}(k)\Big];$$

$$f[y(k)/Y_1^{k-1},\ x(k+1),\ \gamma(k)=i]= =N\big[C(k)x(k),\ i^2R(k)\big];$$

$$f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]=$$

$$=N\Big[C(k)\hat{x}(k/k-1),\ C(k)P(k/k-1)C^{\mathrm{T}}(k)+i^2R(k)\Big];$$

$N[\cdot]$ — нормальная плотность распределения вероятностей, $i=\overline{1,\sigma}$.

Непосредственное применение правила Байеса к выражению $p[\gamma(k)=i/Y_1^k]$ дает

$$p[\gamma(k)=i/Y_1^k]=$$

$$=\frac{p[\gamma(k)=i/Y_1^{k-1}]\,f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]}{\sum_{i=1}^{\sigma}p[\gamma(k)=i/Y_1^{k-1}]f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]}, \tag{5}$$

$$p[\gamma(k)=i/Y_1^{k-1}]=$$

$$=\sum_{r=1}^{\sigma}p[\gamma(k-1)=i/Y_1^{k-1}]p[\gamma(k)=i/\gamma(k-1)=i],$$

где $p[\gamma(k-1)=i/Y_1^{k-1}]$ — величина, известная с предыдущих вычислений на $(k-1)$ такте;

$p[\gamma(k)=i/\gamma(k-1)=i]$ — элемент матрицы переходных вероятностей, заданной априорно.

Относительно свойств оценок, которые полностью определяются соотношениями (4)–(5), полезно сделать следующие замечания:

оценка (4) является нелинейной относительно наблюдений, так как весовой множитель (5) непосредственно зависит от текущего значения результата наблюдения $y(k)$;

устойчивость оценок (4) к воздействию импульсных помех обеспечивается естественным путем, а именно путем совмещения функций «обнаружение — оценивание»;

в состав оценки (4) входит, в общем случае, банк оценок, полученных с помощью модельно-условных фильтров Калмана, число которых в каждый момент времени k неизменно и равно числу выдвинутых гипотез N относительно возможных значений амплитуды хаотической импульсной помехи.

Алгоритм (4)–(5) сохраняет работоспособность и в том случае, когда априорные данные о вероятностях появления импульсных помех отсутствуют. Укажем на такую возможность на отдельном примере: $\gamma(k)$ — независимая случайная последовательность, которая принимает значения $\overline{1,\sigma}$ с постоянными, но неизвестными вероятностями q_i, равномерно распределенными на интервале (0, 1). Непосредственное применение вышеизложенной методики снова приводит к соотношениям (4)–(5), однако апостериорную вероятность $p[\gamma(k)=i/Y_1^{k-1}]$ теперь следует вычислять по формуле

$$p[\gamma(k)=i/Y_1^k]=\frac{\overline{q_i(k-1)}\,f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]}{\sum_{i=1}^{\sigma}\overline{q_i(k-1)}\,f[y(k)/Y_1^{k-1},\gamma(k)=i]}, \quad (6)$$

где $\overline{q_i(k-1)}=\int_0^1 q_i f[q_i/Y_1^{k-1}dq_i]$. (Приложение).

2. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

В заключение приведем сравнительный анализ эффективности рассмотренных алгоритмов оценивания, ограниваясь для упрощения расчетов примером сообщения, которое формируется дискретной динамической системой второго порядка:

$$\begin{bmatrix}x_1(k+1)\\x_2(k+1)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1 & 0{,}03\\0 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}x_1(k)\\x_2(k)\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}0\\w_2(k)\end{bmatrix};$$

$$y(k)=x_1(k)+\gamma(k)\vartheta(k)$$

с начальными условиями:

$$\left[x_1(0),x_2(0)\right]^{\mathrm{T}}=[1\ 0{,}2];$$

$$\left[\overset{*}{x}_1(0/0),\overset{*}{x}_2(0/0)\right]^{\mathrm{T}}=[0{,}1\ \ 0{,}5];$$

$$Q(k)=4\cdot10^{-4};\ R(k)=25\cdot10^{-4};\ P_{11}(0/0)=0{,}25;$$
$$P_{22}(0/0)=0{,}05;$$
$$p_1(k)=0{,}8;\ \sigma=10.$$

Перечень сравниваемых показателей и их расчетные значения приведены в табл. 1.

При этом предполагалось, что время выполнения операций перехода, сложения и умножения 32-разрядных чисел с фиксированной запятой составляло 0,2, 03, 2,8 мкс, соответственно, что примерно отвечает возможностям процессора с тактовой частотой 33 Мгц. Общее число арифметических и логических операций в рассмотренных алгоритмах оценивалось в соответствии с методикой [4].

Следует заметить, что поскольку в данной работе рассматривались требования к продуктивности процессора по отношению к показателям оптимального алгоритма Калмана, то при одинаковых условиях сравнения относительные показатели приобретают устойчивый характер и от выбранного типа микропроцессора, практически, не зависят.

Характеристики точности, полученные методом статистического моделирования на ЭВМ, представлены на рис. 1. Цифрами 1–3 показаны дисперсии ошибок оценивания сообщения $P_{11}(k+1/k)$, которые рассчитывались на основе 100 реализаций псевдобайесовских оценок (4)–(5), адаптивных оценок (6) и оценок алгоритма Калмана, соответственно. Сравнивая кривые 1–3 нетрудно заметить, что в данных условиях использование алгоритма Калмана является неэффективным. Этого и следовало ожидать, потому что по своей природе он не предназначен для работы в условиях априорной неопределенности относительно состояния канала наблюдений.

Рис. 1. Точность оценивания сообщений алгоритмами: 1 — псевдобайесовским; 2 — адаптивным; 3 — Калмана

Точность псевдобайесовских оценок хуже адаптивных примерно на 10–20%, однако последние предъявляют повышенные требования к вычислительной мощности микро-ЭВМ. Это, главным образом, связано с необходимостью сохранения в цифровом виде непрерывной плотности распределения вероятностей $f[q_1/Y_1^{k-1}]$. В данном вычислительном эксперименте для цифрового представления $f[q_1/Y_1^{k-1}]$ на интервале (0–1) использова-

Таблица 1

Затраты вычислительных мощностей на один такт работы

Алгоритмы оценивания	Число операций умножений	Число операций сложений	Время выполнения ариф. операций (мкс)	Время выполнения лог. операций (мкс)	Требуемый объем памяти	Относит. потери в точности (перех. режим)	Относит. потери в точности (уст. режим)
Алгоритм Калмана	11	6	32.6	131.4	10	20–25	5 –8
Псевдо-байесовский	84	41	247.5	1417	26	1,14	1,23
Адаптивный	576	292	1721	6785	133	1,0	1,0

лась равнодискретная сетка с шагом 0,02. Среднее значение $q_1(k-1)$ рассчитывалось по формуле $\overline{q_i(k-1)} = 0{,}02\sum_{j=0}^{49} q_j f[q_j / Y_1^{k-1}]$.

Типовая реализация $\overline{q_1(k-1)}$ показана на рис. 2 (кривая 1), которая иллюстрирует сходимость процесса адаптации до истинного значения, равного 0,8.

Там же (кривая 2) показано среднее значение средней вероятности $\overline{q_1(k-1)}$, которое рассчитывалось также путем усреднения по ста реализациям $\overline{q_1(k-1)}$, однако случайная последовательность $\gamma(k)$ не фиксировалась. Цифрою 3 обозначена апостериорная вероятность исправного состояния радиотехнического канала связи, для вычисления которой использовалась формула (6), при этом моменты появления импульсной помехи отмечались на оси времени стрелками.

Это — 3, 7,11, 15, 20 такты.

Рис. 2. Результаты расчетов апостериорных вероятностей отсутствия хаотической импульсной помехи

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, результаты вычислительного эксперимента и сравнительного анализа дали возможность:

подтвердить эффективность предложенных процедур оценивания, с точки зрения повышения устойчивости к воздействию хаотических импульсных помех;

обосновать требования к вычислительной мощности специальных микропроцессорных средств, предназначенных для обработки сигналов в радиотехническом канале связи, пораженном хаотической импульсной помехой.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Покажем, что в случае априорной неопределенности относительно вероятности поражения радиотелеметрического канала связи хаотической импульсной помехой, для вычисления апостериорной вероятности текущего состояния радиоканала $p[\gamma(k)=i/Y_1^k]$ следует пользоваться формулой (6).

В этом можно убедиться, если выполнить следующую последовательность преобразований [6]:

$$p[\gamma(k)=i/Y_1^k] = \int_0^1 f[q_i/Y_1^k]\, p[\gamma(k)=i/Y_1^k, \gamma(k)=i, q_i]\, dq_i, \qquad (П1)$$

где
$$f[q_i/Y_1^k] = \frac{f[q_i/Y_1^{k-1}]\, f[y(k)/\ Y_1^{k-1}, q_i]}{f[y(k)/Y_1^{k-1}]}, \qquad (П2)$$

$f[q_i/Y_1^{k-1}]$ — функция, которая определяется из вычислений на $(k-1)$ такте;

$$p[\gamma(k)=i/Y_1^k, \gamma(k)=i, q_i] = \frac{q_i f[y(k)/Y_1^{k-1}, \gamma(k)=j, q_i]}{f[y(k)/Y_1^k, q_i]}, \qquad (П3)$$

$$f[y(k)/Y_1^{k-1}, \gamma(k)=j, q_i] = f[y(k)/Y_1^{k-1}, \gamma(k)=j]$$

потому, что $y(k)$ при фиксированном $\gamma(k)$ явно не зависит от q_i;

$$f[y(k)/Y_1^{k-1}] = \underset{\gamma(k)}{E}\left\{ \underset{q_i}{E} \left\{ f\left[y(k) \Big/ Y_1^{k-1}, q_i \right] \right\} \Big/ Y_1^{k-1}, \gamma(k)=j, q_i \right\} =$$

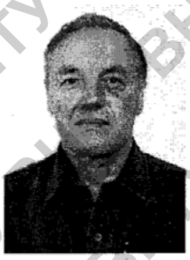
$$= \sum_{i,j=1}^{\sigma} \overline{q_i(k-1)}\, f\left[y(k) \Big/ Y_1^{k-1}, \gamma(k)=j \right], i, j = 1, \sigma. \qquad (П4)$$

Подстановка (П2)–(П4) в (П1) непосредственно приводит к формуле (6).

Литература: 1. *Мановцев А.П.* Введение в цифровую радиотелеметрию. — М.: Энергия, 1977. — 273 с. 2. Достижения в области телеметрии: Пер. с англ. — М.: Мир, 1980. — 327 с. 3. *Лоуренс Р., Кауфман Г.* Фильтр Калмана для коррекции цифрового канала связи. // Зарубежная радиоэлектроника. — 1983. — № 1. — С. 88–95. 4. *Ярлыков М.С.* Применение марковской теории нелинейной фильтрации в радиотехнике. — М.: Сов. радио, 1980. — 360 с. 5. *Шелухин О. И.* Оценка параметров состояний, устойчивая к воздействию импульсных помех. // Радиотехника. — 1994. — № 6. — С. 68–70. 6. *Чабдаров Ш.М., Надеев А.Ф., Сафонов В.Л.,Файзуллин Р.Р., Егоров А.Е., Кокунин П.А.* Новые классы полигауссовых моделей в статистической теории приема сигналов современных радиоэлектронных систем // Прикладная радиоэлектроника. — 2002. Том 1. № 2. — С. 171–180. 7. *Аоки М.* Оптимизация стохастических систем. — М.: Наука, 1971. — 424 с. 8. *Сейдж Э.П., Мелса Дж . Л.* Теория оценивания и ее применение в связи и управлении: Пер. с англ. / Под ред. Б.Р. Левина. —М.: Связь, 1976. — 406 с.

Поступила в редколлегию 22.05.2006

Кичак Василий Мартинович, доктор технических наук, профессор, директор Института радиотехники, связи и приборостроения Винницкого национального технического университета, заведующий кафедрою телекоммуникационных систем и телевидения, действительный член Академии Прикладной радиоэлектроники Беларуси, России, Украины.



Воловик Юрий Никитович, кандидат технических наук, доцент кафедры телекоммуникационных систем и телевидения Винницкого национального технического университета. Область научных интересов: радиотехнические системы, обработка сигналов в системах региональной радионавигации, оптимальная фильтрация и управление в стохастических динамических системах.

Воловик Андрей Юрьевич, начальник системы посадки, подразделение А-3848. Область научных интересов: обработка сигналов в радиомаячных системах посадки, статистическая радиотехника, оценивание состояний и управление в динамических системах.