

ВОССТАНОВЛЕНИЕ ИНФОРМАЦИИ В ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИХ КОМПЛЕКСАХ ПРИ НЕШТАТНЫХ СИТУАЦИЯХ

Нештатные ситуации, вызванные эволюцией структуры и параметров информационно-управляющих комплексов.

Рассмотрим задачу восстановления информации в информационно-управляющих комплексах (ИУК) при нештатных ситуациях, вызванных отказами оборудования или аномальными внешними возмущениями. Считаем, что отказы моделируются случайным вектором $\gamma(k)$, характеризующим эволюцию структуры или параметров ИУК во времени в виде конечной цепи Маркова.

Пусть уравнение состояния ИУК:

$$X(k+1) = F[X(k), \gamma(k), U(k), W(k)], \quad (1)$$

а уравнение наблюдения:

$$y(k) = h[X(k), \gamma(k), V(k)]; \quad (2)$$

Считаем, что значения вектора $\gamma(k)$ принадлежат конечному множеству R_N , содержащему N элементов:

$$R_N = \{\gamma: \gamma = \gamma_i, i = \overline{1, N}\}, \quad (3)$$

последовательность $\gamma(k)$ образует во времени марковскую цепь с известной матрицей переходных вероятностей:

$$P_{ij} = P[\gamma(k) = \gamma_i / \gamma(k-1) = \gamma_j] \quad (4)$$

из состояния γ_j в момент времени $k-1$ в состояние γ_i в следующий k -й момент.

Задача фильтрации заключается в получении оптимальной оценки вектора состояния $\hat{X}(k/k)$ по наблюдениям $Y_1^k = \{y(k), y(k-1), \dots, y(1)\}$, которая удовлетворяет критерию минимума среднеквадратического значения ошибки. Этот критерий приводит к оценкам условного среднего:

$$\hat{X}(k/k) = M\{X(k) / Y_1^k\}. \quad (5)$$

Качество оценок определяется условной корреляционной матрицей ошибок оценивания:

$$P(k/k) = M\{[X(k) - \hat{X}(k/k)][X(k) - \hat{X}(k/k)]^T / Y_1^k\}. \quad (6)$$

Сформулированная задача сводится к задаче нелинейной фильтрации даже в тех случаях, когда уравнения состояния и наблюдений ИУК линейны. Это связано с тем, что в процессе фильтрации вектора состояния системы необходимо оценивать также и случайный вектор параметров $\gamma(k)$. Причем оценивание $\gamma(k)$ означает идентификацию типа структуры ИУК в текущий момент времени.

Введем обозначения:

$$\Gamma_i(k) = \{\gamma(k) = \gamma_i\}, i = \overline{1, N} \quad (7)$$

$$\overline{\Gamma}_i(k) = \{\Gamma_{ik}(k), \Gamma_{ik-1}(k-1), \dots, \Gamma_{i1}(1)\} = \{\gamma(k) = \gamma_{ik}, \gamma(k-1) = \gamma_{ik-1}, \dots, \gamma(1)\}, \quad (8)$$

где каждый индекс i определяет номер структуры, в которой может находиться в данный момент ИУК.

Для определения всех возможных реализаций вектора параметров $\gamma(k)$ от начала наблюдения по текущий момент включительно необходимо задать $\Gamma_i(k)$ для всех наборов последовательности индексов $\{i_k, i_{k-1}, \dots, i_1\}$. Причем общее число таких реализаций равно N^k . Обозначим пространство этих реализаций, содержащее N^k элементов, через Ω_k .

Известно, что оценка $X(k/k)$ может быть приведена к виду:

$$\hat{X}(k/k) = \sum_{i \in N^k} \hat{X}^{(i)}(k/k) P[\overline{\Gamma}_i(k) / Y^k], \quad (9)$$

$$\text{где} \quad \hat{X}_{(i)}(k/k) = M[X(k) / Y^k, \overline{\Gamma}_i(k)] \quad (10)$$

– оптимальная оценка, полученная для конкретной реализации последовательности $\overline{\Gamma}_i(k)$ и удовлетворяющая критерию минимума среднеквадратического значения ошибки (частная оценка вектора $X(k)$); $P[\overline{\Gamma}_i(k) / Y^k]$ – условная вероятность этой реализации.

Следовательно, оптимальная оценка вектора состояния ИУК образуется как взвешенная сумма частных оценок, полученных для каждой реализации последовательности значений вектора параметров $\gamma(k)$, причем весовыми коэффициентами являются апостериорные вероятности этих реализаций. При этом следует учитывать, что, так как число реализаций $\overline{\Gamma}_i(k)$ с течением времени возрастает, то оптимальный фильтр требует бесконечно растущего объема памяти и, следовательно, в общем случае нереализуем.

Апостериорные вероятности последовательностей $\overline{\Gamma}_i(k)$ можно рассчитать рекуррентным образом, используя представление $\overline{\Gamma}_i(k)$ в виде:

$$\overline{\Gamma}_i(k) = \{\Gamma_i(k), \overline{\Gamma}_j(k-1)\} = \{\gamma(k) = \gamma_i, \gamma(k-1) = \gamma_{jk-1}, \dots, \gamma(1) = \gamma_{j1}\}; \quad (11)$$

$$i, j_{k-1}, j_{k-2}, \dots, j_1 \in I = \{i: i = \overline{1, N}\};$$

$$\overline{\Gamma}_j(k-1) = \{\Gamma_j(k-1), \overline{\Gamma}_l(k-2)\} = \{\gamma(k-1) = \gamma_j, \gamma(k-2) = \gamma_{lk-2}, \dots, \gamma(1) = \gamma_{l1}\} \quad (12)$$

$$j, l_{k-2}, l_{k-3}, \dots, l_1 \in I = \{i: i = \overline{1, N}\};$$

и формулу Байеса:

$$P(\overline{\Gamma}_i(k) / Y^k) = P[\overline{\Gamma}_i(k) / y(k), Y_i^{k-1}] = \frac{f[y(k) \overline{\Gamma}_i(k), Y_i^{k-1}] P[\overline{\Gamma}_i(k), Y_i^{k-1}]}{f[y(k) / Y_i^{k-1}]}, \quad (13)$$

где $f[y(k) \overline{\Gamma}_i(k), Y_i^{k-1}]$ – условная плотность распределения вероятности

измерений $y(k)$, рассчитанная для оптимального фильтра, согласованного с конкретной реализацией процесса $\overline{\Gamma_i(k)}$; $f[y(k)/Y_i^{k-1}]$ – условная плотность распределения вероятностей;

Выражение (13) с учетом:

$$P(\overline{\Gamma_i(k)}/Y_i^{k-1}) = P[\Gamma_i(k), \overline{\Gamma_j(k-1)}/Y_i^{k-1}] = P[\Gamma_i(k)/\overline{\Gamma_j(k-1)}, Y_i^{k-1}] P[\overline{\Gamma_j(k-1)}/Y_i^{k-1}]; \quad (14)$$

$$P_{ij}^{\Delta} = P[\Gamma_i(k)/\Gamma_j(k-1), \overline{\Gamma_i(k-2)}, Y_i^{k-1}] = P[\Gamma_i(k)\Gamma_j(k-1)]; \quad (15)$$

приводится к виду:

$$P[\overline{\Gamma_i(k)}/Y_i^k] = \frac{f[y(k)/\overline{\Gamma_i(k)}, Y_i^{k-1}] P_{ij}}{\sum_{n \in \Omega_k} f[y(k)/\overline{\Gamma_n(k)}, Y_i^{k-1}] P[\overline{\Gamma_n(k)}/Y_i^{k-1}]} \cdot P[\overline{\Gamma_j(k-1)}/Y_i^{k-1}]; \quad (16)$$

Найдем теперь корреляционную матрицу ошибок оптимального оценивания:

$$P(k/k) = \sum_{n \in \Omega_k} P[\overline{\Gamma_n(k)}/Y_i^k] \{ P(k/k, \overline{\Gamma_n(k)}) + [\hat{X}^{(n)}(k/k) - \hat{X}(k/k)] \cdot [\hat{X}^{(n)}(k/k) - \hat{X}(k/k)]^T \}; \quad (17)$$

Таким образом, алгоритм оптимальной фильтрации в случае, когда значения вектора параметров $\gamma(k)$, описывающего характер нарушений в системе, образуют марковскую цепь, сводится к последовательности следующих вычислений:

1. На основании принятой реализации измерений $y(k)$ рассчитываются частные оценки вектора состояния вида (10). Эти оценки строятся с учетом уравнений состояния и наблюдений конкретных ИУК и согласуются с конкретной реализацией последовательности нарушений $\overline{\Gamma_i(k)}$.
2. С помощью выражения (16) находятся значения весовых коэффициентов $P[\overline{\Gamma_i(k)}/Y_i^k]$.
3. По формуле (9) вычисляется результирующая оценка вектора состояния $\hat{X}(k/k)$.
4. По формуле (17) рассчитывается корреляционная матрица ошибок оценивания, после чего все вычисления повторяются.

Необходимость иметь при реализации оптимальных фильтров бесконечно растущий объем памяти заставляет искать алгоритмы субоптимальной (квазиоптимальной) фильтрации, которые, несколько уступая оптимальным по точности, требовали бы для своей реализации существенно меньших вычислительных затрат.

Нештатные ситуации, связанные с искажением информационного обмена.

Пусть модель информационного сообщения описывается с помощью уравнения состояния:

$$X(k+1) = \Phi(k+1, k)X(k) + W(k), \quad (18)$$

а модель канала измерительной системы – с помощью уравнения наблюдения вида:

$$y(k) = \gamma(k)H(k)X(k) + U(k), \quad (19)$$

где $\gamma(k)$ – диагональная матрица, элементы которой – случайные величины, принимающие только два значения: $\gamma_i(k) = 1$ (режим нормальной работы) и $\gamma_i(k) = 0$ (режим отказа, вызванный пропаданиями информационного сигнала).

Для заданной модели ИУК найдем практически реализуемые субоптимальные алгоритмы оценивания вектора состояния.

Так как общее число возможных реализаций последовательностей значений величины $\gamma(k)$ для каждого информационного канала равно двум (либо $\gamma_i(k) = 1$ либо $\gamma_i(k) = 0$), то, воспользовавшись общей формулой (9), можно получить следующее выражение для оптимального алгоритма фильтрации для j -го канала:

$$\hat{X}_j(k/k) = \hat{X}_j^{(1)}(k/k)P(\gamma = 1/Y_1^k) + \hat{X}_j^{(0)}(k/k)P(\gamma = 0/Y_1^k), \quad (20)$$

здесь $\hat{X}_j^{(1)}(k/k)$ и $\hat{X}_j^{(0)}(k/k)$ – частные оценки, полученные при условии, что в уравнении наблюдений (19) величина $\gamma(k)$ равна 1 и 0 соответственно.

Причем:

$$\hat{X}_j^{(1)}(k/k) = \hat{X}_j^{(1)}(k/k-1) + [P^{(1)}(k/k)H^T(k)R^{-1}(k)]\tilde{Z}_j^{(1)}(k/k-1), \quad (21)$$

$$\hat{X}_j^{(0)}(k/k) = [\Phi(k, k-1)]\hat{X}_j^{(0)}(k-1/k-1), \quad (22)$$

$$\text{где} \quad \tilde{Z}_j^{(1)}(k/k-1) = y_j(k) - H_j(k)\hat{X}_j^{(1)}(k/k-1). \quad (23)$$

Для вычисления весовых коэффициентов $P(\gamma = 1/Y_1^k)$ и $P(\gamma = 0/Y_1^k)$, которые представляют апостериорные вероятности соответствующих значений параметрической переменной γ , следует воспользоваться общей формулой (16):

$$P(\gamma = 1/Y_1^k) = \Lambda(k) \frac{P(\gamma = 1/Y_1^{k-1})}{P(\gamma = 0/Y_1^{k-1})} \left[1 + \frac{P(\gamma = 1/Y_1^{k-1})}{P(\gamma = 0/Y_1^{k-1})} \Lambda(k) \right]^{-1}; \quad (24)$$

$$\Lambda(k) = \left[\frac{\det P_{\tilde{Z}}^{(0)}(k)}{\det P_{\tilde{Z}}^{(1)}(k)} \right]^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^k [\tilde{Z}(i)/k-1]^T [P_{\tilde{Z}}^{(i)}(k)]^{-1} \tilde{Z}(i)(k/k-1) \right\}; \quad (25)$$

$$P[\gamma = 1/y(1)] = q.$$

где $\Lambda(k)$ – отношение правдоподобия, аналогичное тому, которое встречается в задачах обнаружения при использовании последовательного анализа Вальда, q – исходная вероятность исправного состояния канала.

Частная оценка $\hat{X}_j^{(1)}(k/k)$ вычисляется с помощью фильтра в соответствии с алгоритмом (21). Частная оценка $\hat{X}_j^{(0)}(k/k)$ – в соответствии с алгоритмом (23).

Так как апостериорная вероятность $P(\gamma = 1/Y_1^k)$ в условиях нормального функционирования по мере увеличения времени наблюдения стремится к 1, а величина $P(\gamma = 0/Y_1^k) \rightarrow 0$, то схема, изображенная на рис.1, превращается в обычный фильтр. Если же канал информационного обмена находится в состоянии отказа ($\gamma=0$), то $\lim_{k \rightarrow \infty} P(\gamma = 1/Y_1^k) = 0$, и результирующая оценка формируется за счет величины $\hat{X}^{(0)}(k/k)$.

Данную структуру можно рассматривать как адаптивную систему совместного обнаружения и оценивания случайного сигнала $X(k)$.

Исследование модели ИУК для подвижного объекта путем математического моделирования (рис.1) позволяет проанализировать реализации случайного сообщения $X(k)$, наблюдений $y(k)$ и субоптимальной оценки $\hat{X}(k/k)$, представленных в безразмерном виде. Моменты времени, в которые моделировались нарушения исправного состояния информационного канала, отмечены стрелками. Точностные характеристики исследуемого субоптимального алгоритма приведены на рис.1 (кривая 1). Там же для сравнения показана временная зависимость дисперсии ошибок фильтрации (2), полученная для тех же реализаций $y(k)$, что и в случае субоптимального фильтра. Обе зависимости рассчитаны по 100 реализациям для курсового угла движения динамического объекта при фиксированной последовательности $\gamma(k)$, т.е. нарушения моделировались для одних и тех же моментов времени. Сравнение приведенных точностных характеристик позволяет заключить, что при появлении отказов в информационном канале субоптимальный нелинейный фильтр имеет преимущество перед обычным оптимальным фильтром. Зависимость от времени апостериорных вероятностей $P(1/k)$ исправного состояния информационного канала для одной реализации $y(k)$ и $q(k) = 0,9$ приведена на рис. 4. Эта зависимость однозначно определяет поведение коэффициента усиления фильтра. В моменты появления отказов величина $P(1/k)$ резко падает, что влечет за собой соответствующее уменьшение коэффициента усиления фильтра, что в свою очередь приводит к потере чувствительности к вновь поступающим данным и в качестве текущей оценки выдает оценку экстраполяции.

Алгоритм субоптимальной фильтрации для модели канала информационного обмена следующий:

$$\hat{X}(k/k) = \hat{X}(k/k-1) + P(1/k)K_1(k)\tilde{Z}(k)(k/k-1); \quad (26)$$

$$\hat{X}(0/0) = M\{X(0)\}; \quad (27)$$

$$\hat{X}(k/k-1) = \Phi(k, k-1)\hat{X}(k-1/k-1); \quad (28)$$

$$P(1/k) = \frac{f_1(k)q(k)}{f_1(k)q(k) + f_0(k)[1-q(k)]}; \quad (29)$$

$$f_i(k) = f[y(k)/\gamma(k) = i, Y_1^{k-1}]; \quad (30)$$

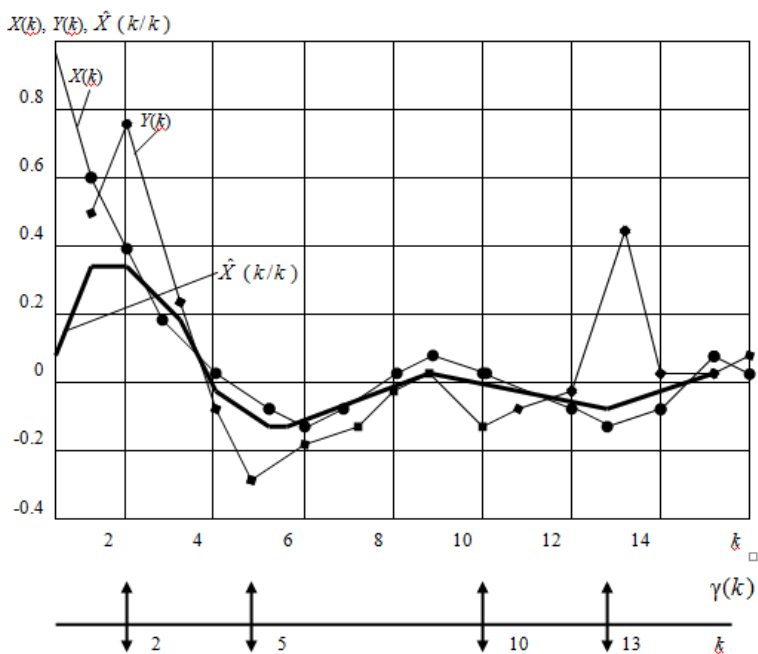


Рис. 1

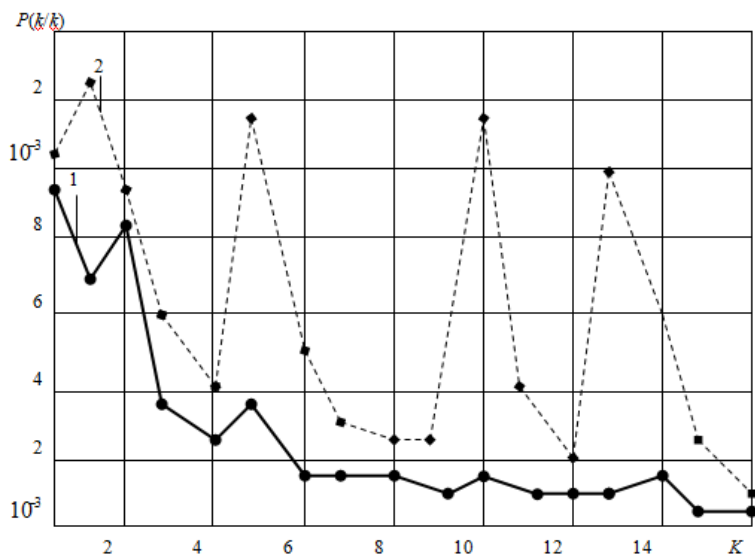


Рис. 2

$$N\{iH(k)\hat{X}(k/k-1), iH(k)P(k/k-1)H^T(k) + R(k)\}, i = 0, 1; \quad (31)$$

$$P(k/k-1) = \Phi(k, k-1)P(k-1/k-1)\Phi^T(k, k-1) + Q(k-1), P(0/0) = P_0; \quad (32)$$

$$P(k/k) = P(k/k-1) - P(1/k)K_1(k)H(k)P(k/k-1) + [1 - P(1/k)]P(1/k)K_1(k)S(k)K_1^T(k); \quad (33)$$

$$K_1(k) = P(k/k-1)H^T(k)[H(k)P(k/k-1)H^T(k)R(k)]^{-1}; \quad (34)$$

$$S(k) = [y(k) - H(k)\hat{X}(k/k-1)][y(k) - H(k)\hat{X}(k/k-1)]^T. \quad (35)$$

Величина $P(1/k)$ представляет собой рекуррентно рассчитываемую вероятность того, что при заданном векторе наблюдении Y_1^k величина γ на данном шаге примет значение 1, т.е. канал измерения в данный k -й момент времени находится в исправном состоянии.

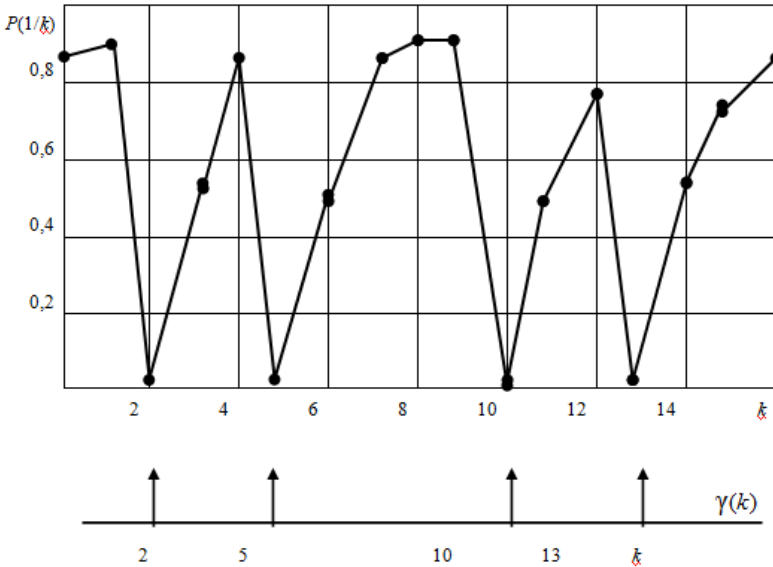


Рис. 3

В приведенном алгоритме, с точки зрения практической реализации, имеется существенный недостаток, связанный с априорным заданием значений вероятности исправного состояния информационного канала $q(k)$, что связано с вычислением апостериорных вероятностей $P(1/k)$.

С целью ликвидации данного недостатка, т.е. и повышения точности алгоритма, предлагается использовать рекуррентные соотношения для вычисления апостериорных вероятностей исправного состояния канала $P(1/k)$:

$$P(1/k) = P\{\gamma(k) = 1/Y_1^k\} = \int_0^1 \frac{f_1(k)q}{f_1(k)q + f_0(k)(1-q)} f(q/Y_1^k) dq, \quad (36)$$

где $f(q/Y_1^k)$ – апостериорная плотность распределения вероятностей величины q .

С помощью формулы Байеса эту плотность легко представить в рекуррентной форме:

$$f(q/Y_1^k) = \frac{f[y(k)/q, Y_1^{k-1}]f[q/Y_1^{k-1}]}{\int_0^1 f[y(k)/q, Y_1^{k-1}]f[q/Y_1^{k-1}]dq}, \quad (37)$$

с начальным условием $f[q(k)/y(0)] = 1$ на интервале $[0, 1]$.

Плотность вероятностей $f[y(k)/q, Y_1^{k-1}]$, входящую в числитель записанного выражения (3.137), можно записать в виде:

$$f[y(k)/q, Y_1^{k-1}] = qf[y(k)/\gamma = 1, Y_1^{k-1}] + (1-q)f[y(k)/\gamma = 0, Y_1^{k-1}] = qf_1(k) + (1-q)f_0(k). \quad (38)$$

Вводя обозначение:

$$\overline{q(k-1)} = M\{q/Y_1^{k-1}\} = \int_0^1 qf(q/Y_1^{k-1})dq,$$

с учетом (37), (38) выражение (36) может быть представлено в виде:

$$P(1/k) = \frac{\overline{f_1(k)q(k-1)}}{f_1(k)\overline{q(k-1)} + f_0(k)[1 - \overline{q(k-1)}]}. \quad (39)$$

При практических расчетах на ЭВМ непрерывную плотность распределения $f(q/Y_1^{k-1})$, входящую в (37) целесообразно аппроксимировать дискретным распределением в N узловых точках, число которых в общем случае определяет точность расчетов:

$$f(q/Y_1^k) = \sum_{j=1}^N q_j \delta(q - q_j). \quad (40)$$

В этом случае для вычисления апостериорной плотности распределения $f(q/Y_1^k)$ необходимо вычислить каждое из значений этой плотности на интервале $[0, 1]$, т.е.

$$f(q/Y_1^k) = \frac{[q_j f_1(k) + (1 - q_j) f_0(k)] f(q_j / Y_1^{k-1})}{q(k-1) f_1(k) + [1 - q(k-1)] f_0(k)}, \quad (41)$$

где

$$\overline{q(k-1)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N q_j f(q_j / Y_1^{k-1}). \quad (42)$$

Результаты статистического моделирования приведены на рис. 4. При этом моменты возникновения отказов не фиксировались. Анализ полученных результатов позволяет заключить, что точностные характеристики данного алгоритма несколько выше, чем у алгоритма, основанного на априорном вычислении $P(1/k)$ (рис. 3), однако предложенный алгоритм требует больших вычислительных возможностей, что необходимо учитывать при практической реализации конкретных ИУК.

Поэтому при упрощении алгоритма основное внимание следует обратить на сокращение процедуры вычисления апостериорной вероятности $P(1/k)$ исправного состояния информационного канала. Причем:

$$\hat{X}(k/k) = \hat{X}(k/k-1) + P(1/k)K_1(k)[y(k) - H(k)\hat{X}(k/k-1)]. \quad (43)$$

Для получения аналитических результатов с целью теоретического исследования рассмотрим случай скалярных измерений при матрице наблюдения $H = \text{diag}(1, 0, 0, \dots)$. Апостериорная вероятность:

$$P(1/k) = q(k)R^{\frac{1}{2}}(k) \exp \left[-\frac{[y(k) - H(k)\hat{X}(k/k-1)]^2}{2\sum_1^2(k)} \right] \times \\ \times \left\{ q(k)R^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{[y(k) - H(k)\hat{X}(k/k-1)]^2}{2\sum_1^2(k)} \right] + (1-q(k))\sum_1(k) \exp \left[-\frac{y^2(k)}{2R(k)} \right] \right\}^{-1}, \quad (44)$$

где

$$\sum_1^2(k) = H(k)P(k/k-1)H^T(k) + R(k).$$

Соответствующие плотности распределения вероятностей, входящие в выражение (44), изображены на рис. 5. Определим пороговое значение $y_{\text{пор}}(k)$, при котором величина апостериорной вероятности исправного состояния информационного канала ИУК отличается от единицы на любое малое наперед заданное число $\varepsilon > 0$. Подставляя выражение $(1 - \varepsilon)$ в левую часть (44) и разрешив его относительно $y_{\text{пор}}(k)$:

$$y_{\text{пор}}(k) = \frac{\sqrt{R(k)}\sum_1(k)}{\sum_1^2(k) - R(k)} \left\{ [H(k)\hat{X}(k/k-1)]^2 + 2[\sum_1^2(k) - R(k)] \cdot \ln \frac{(1-q(k)(1-\varepsilon))}{q(k)\sqrt{R(k)\varepsilon}} \right\}^{\frac{1}{2}} - \\ - \frac{R(k)}{\sum_1^2(k) - R(k)} H(k)\hat{X}(k/k-1). \quad (45)$$

Уравнение для оценки описывается при этом выражением (43), а корреляционная матрица ошибок фильтрации выражением:

$$P(k/k) = \begin{cases} P(k/k-1) - K_1(k)H(k)P(k/k-1), & \text{при } y(k) \geq y_{\text{пор}}; \\ P(k/k-1), & \text{при } y(k) < y_{\text{пор}}. \end{cases} \quad (46)$$

Следует, однако, заметить, что расчет пороговых значений в соответствии с выражением (46) практически мало удобен. Во-первых, это выражение не дает непосредственной связи между точностью оценивания и величиной порога, что затрудняет выбор обоснованных значений величины ε , и, во-вторых, сами выражения достаточно громоздки с вычислительной точки зрения в реальном масштабе времени. Поэтому с целью дальнейших упрощений, учитывая зависимость $y_{\text{пор}}(k)$ от дисперсии $\sum_1^2(k)$, целесообразно изменять пороговые уровни пропорционально величине этой дисперсии, т.е. выбирать:

$$y_{\text{пор}}(k) = \beta_1 \sum_1(k),$$

где $\beta > 1$ – постоянный коэффициент, который определяется в процессе предварительного математического моделирования.

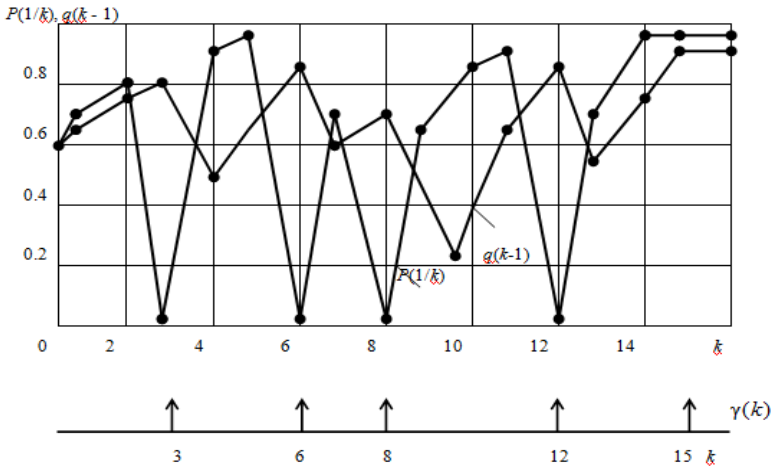


Рис. 4

Так как величина дисперсии $\sum_1^2(k)$ непосредственно рассчитывается в процессе формирования алгоритма, то нахождение пороговых уровней в этом случае не требует дополнительных вычислений, и расчет априорной вероятности $P(1/k)$ исправного состояния информационного канала ИУК упрощается:

$$P(1/k) = \begin{cases} 1, & \text{если } y \geq y_{\text{пор}}; \\ 0, & \text{если } y(k) < y_{\text{пор}}(k). \end{cases}$$

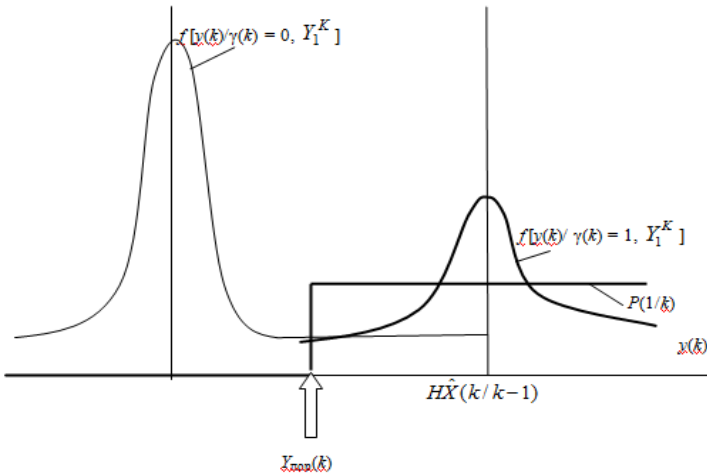


Рис. 5

Следовательно, при отказе ($y(k) < y_{\text{пор}}(k)$) информационного канала ИУК матричный коэффициент усиления $K_1(k)$ приравнивается нулю, а алгоритм (фильтр) вычисляет экстраполированное значение оценки вектора состояния ИУК, не используя вновь поступающих данных.

Оценка эффективности методов обработки измерительной информации в информационно-управляющих комплексах

При выборе для практических приложений того или иного метода обработки измерительной информации для обеспечения отказоустойчивости обычно принимается во внимание два фактора – точностные характеристики и требуемый для реализации объем вычислений.

В дискретных системах трудно получить в замкнутой форме общее выражение для корреляционной матрицы ошибок алгоритма. Поэтому при сравнении точности различных методов и их алгоритмов приходится прибегать к статистическому моделированию их на ЭВМ. Очевидно, что с помощью такого моделирования можно получить качественные результаты лишь для конкретных случаев, интересующих разработчика ИУК. С этой целью сравним известные алгоритмы фильтрации. Для повышения точности сравнения на все исследуемые фильтры будем подавать одну и ту же реализацию входного процесса $y(k)$ и дисперсии ошибок оценивания рассчитываем по 100 реализациям, в которых моменты появления отказов фиксированы. Результаты статистического моделирования (по одной координате – углу наклона траектории) показаны на рис. 6.

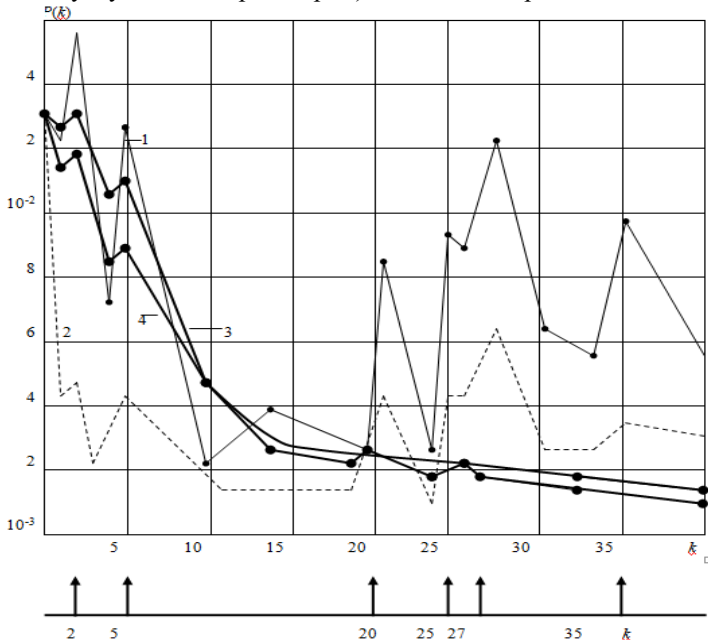


Рис. 6

На этом рисунке показаны временные зависимости дисперсий ошибок оценивания $P(k/k)$ для следующих фильтров:

1. Линейный оптимальный фильтр:

$$P(k/k-1) = \Phi(k, k-1)P(k-1/k-1)\Phi^T(k, k-1) + G(k, k-1)Q(k-1)G^T(k, k-1). \quad (47)$$

2. Упрощенный нелинейный фильтр.

Для упрощенного нелинейного фильтра апостериорная вероятность исправного состояния информационного канала $P(1/k)$ рассчитывается путем сравнения принятой реализации $y(k)$ с двумя порогами $y_{\text{пор}}(k) = \pm 3\sqrt{P(k/k)}$;

3. Субоптимальный нелинейный фильтр:

$$P(1/k) = \frac{f_1(k)q(k)}{f_1(k)q(k) + f_0(k)[1-q(k)]}; \quad (48)$$

4. Адаптивный фильтр.

Величина $P(1/k)$ определяется соотношением:

$$P(1/k) = \frac{f_1(k)q(k-1)}{f_1(k)q(k-1) + f_0(k)[1-q(k)]}. \quad (49)$$

Анализ результатов, проведенных исследований, позволяет заключить, что появление потока отказов $\gamma(k)$ значительно ухудшает (практически на порядок) точностные характеристики линейного оптимального фильтра, который проигрывает адаптивному фильтру примерно в 30-40 раз. Субоптимальный нелинейный фильтр при $k > 10$ не уступает по точности адаптивному фильтру.

Перейдем теперь к анализу вычислительных затрат, требуемых для реализации исследуемых фильтров для рассматриваемого модельного примера – динамического объекта. Объем вычислений будем приближенно оценивать числом необходимых операций умножения. Результаты расчетов приведены в таблице. При расчете апостериорной вероятности $P(1/k)$ в адаптивном фильтре число операций умножения зависит от количества узловых точек, используемых для представления плотности распределения $f(q/Y^k)$.

Приведенные в таблице оценочные данные для вычислительных затрат на реализацию алгоритмов фильтрации с повышенной устойчивостью к отказам наряду с результатами сравнительной оценки точности этих алгоритмов позволяют также обоснованно подойти к их выбору с учетом конкретных требований в каждом отдельном случае.

Прежде всего, следует учитывать, что комплексирование информации физически разнородных датчиков в рассматриваемой системе осуществляется по инвариантной схеме, преимущество которой заключается в том, что для построения алгоритма обработки измерительной информации не требуется априорных сведений о статистике оцениваемого параметра (параметра движения объекта управления), а необходимо знать лишь модели ошибок отдельных датчиков. При этом оцениваемым вектором состояния при

филтрации является вектор ошибок, который в качестве переменных состояния может включать медленно изменяющиеся компоненты каждого из датчиков. Полученную оценку этого вектора следует использовать для компенсации ошибок в канале автономной системы.

Таблица

Вид уравнения наблюдения	Вид вычислений	Тип фильтра			
		Линейный оптимальный	Упрощенный нелинейный	Субоптимальный нелинейный	Адаптивный
$y(k) = \gamma(k) \times H(k)X(k) + V(k),$ $\gamma(k) = \begin{cases} 1, & q(k) \\ 0, & 1 - q(k) \end{cases}$	Фильтрация	$M_k(n, s, r)$	$M_k(n, s, r)$	$M_{\text{сф}}(n, s, r) = M_k(n, s, r) + n^2S + nS^2 + S^2 + 3$	
	Определение $P(1/k)$	–	Сравнение $y(k)$ с общим порогом	$2(S^2 + S + 4)$	$2(S^2 + S + 3) + 2N + 1$
	Общее число умножений	$M_k(n, s, r)$	$M_k(n, s, r)$	$M_k(n, s, r) + n^2S + nS^2 + 3S^2 + 2S + 11$	$M_k(n, s, r) + n^2S + nS^2 + 3S^2 + 2S + 10 + 6N$

Выводы

Предложена математическая модель бортового информационно-управляющего комплекса как при отсутствии отказов, так и при нештатных ситуациях, связанных с отказами в информационной, вычислительной и энергетических системах.

Использование обычного фильтра Калмана в задаче восстановления информации становится невозможным из-за потери чувствительности к новым отказам. Предъявлены требования к необходимой производительности бортовых ЭВМ при реализации рекуррентных алгоритмов филтрации в реальном масштабе времени.

Для идентификации нештатных ситуаций, связанных с искажением информационного обмена, предложен рекуррентный алгоритм оптимальной дискретной филтрации в случае, когда значения элементов вектора параметров $\gamma(k)$, описывающих характер нарушений в системе, образуют марковскую цепь. На основе сравнения линейного оптимального, упрощенного нелинейного, субоптимального нелинейного и адаптивного фильтров получены оценочные данные для вычислительных затрат на реализацию алгоритмов филтрации с повышенной устойчивостью к отказам.

1. Машиков О.А., Кравченко Ю.В., Савченко В.А. Синтез високоточної радіонавігаційної системи на основі метода аналізу ієрархії показників якості / Зб. наук. пр. ПІМЕ НАН

України, – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 22, с. 41- 48.

2. *Машков О.А., Чумакевич В.О., Шуренко В.А.* Шляхи створення та дослідження функціонально-стійкої моделі вимірально-обчислювального комплексу / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 24, с. 40-47.

3. *Машков О.А., Барабаш О.В.* Топологічні критерії та показники функціональної стійкості складних ієрархічних систем / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, – „Моделювання та інформаційні технології”, 2003, Вип. 25, с. 29-35.

4. *Машков О.А., Кононов О.А.* Возможности обеспечения функциональной устойчивости эргатических систем управления в рамках существующего методического аппарата / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, Вип. 32, Київ, 2006, с.151-157.

5. *Азарсков В.М., Дурняк Б.В., Кондратенко С.П., Машков О.А.* Анализ возможных вариантов построения функционально устойчивого комплекса управления дистанционно пилотируемыми летательными аппаратами с применением псевдоспутниковых технологий / Зб. наук. пр. ІПМЕ, НАН України, вип. 42, 2007, с. 28-40.

6. *Азарсков В.М., Дурняк Б.В., Кондратенко С.П., Машков О.А.* Проблемы построения моделей функционально устойчивого комплекса управления дистанционно пилотируемыми летательными аппаратами с применением псевдоспутниковых технологий / Моделювання та інформаційні технології / ІПМЕ НАН України, вип. 43, 2007, с. 118-127.

7. *Машков О.А., Усаченко Л.М.* Теоретические основы построения функционально-устойчивой автоматизированной системы обслуживания воздушного движения (терминология и модели) / Моделювання та інформаційні технології / ІПМЕ НАН України, вип. 47, 2008, с. 3-17.

8. *Дурняк Б.В., Машков О.А., Усаченко Л.М., Сабат В.І.* Методологія забезпечення функціональної стійкості ієрархічних організаційних систем управління / Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України, вип. 48, 2008, с. 3-21.

Поступила 20.09.2010р.

УДК 004.056

А.М. Богданов, д-р техн. наук, ИССЗИ НТУУ «КПИ», г. Киев

ФИЛОСОФИЯ ИНФОРМАЦИОННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ И ПОДГОТОВКА ГОСУДАРСТВЕННЫХ УПРАВЛЕНЦЕВ

В последнее время все шире и глубже в сознание людей внедряется Концепция Общественной Безопасности (КОБ), которая была разработана коллективом военных ученых СССР в конце 80-х годов прошлого века. Концепция прошла парламентские слушания в Государственной Думе Российской Федерации 28 ноября 1995 года, была одобрена и рекомендована к внедрению. В Украине с материалами Концепции можно ознакомиться по работам [1,2], видеолекциям [3], а также с помощью многочисленных