

ОБРАБОТКА СИГНАЛОВ, ИЗОБРАЖЕНИЙ И РЕЧИ

УДК 004.942

В.М. Артемьев, А.О. Наумов, Л.Л. Кохан

ФИЛЬТРАЦИЯ СИГНАЛОВ ПРИ ВНЕЗАПНЫХ ОТКАЗАХ ДАТЧИКОВ
НА ОСНОВЕ РЕКУРРЕНТНОГО ПОДХОДА НАИМЕНЬШИХ КВАДРАТОВ

Предлагается методика синтеза отказоустойчивых фильтров с резервированием датчиков на основе рекуррентного метода наименьших квадратов (детерминированного подхода). Ее реализация позволяет получать простые алгоритмы фильтрации с обнаружением отказа датчиков и осуществлять перестройку структуры фильтра, обеспечивающую его работоспособность.

Введение

Под отказоустойчивостью понимается способность системы к сохранению работоспособного состояния при наличии отказов ее элементов [1]. Обеспечение отказоустойчивости достигается путем введения аппаратной или информационной избыточности, что приводит к двум способам ее реализации: путем резервирования элементов или алгоритмическим путем. В настоящей работе рассматривается методика решения задачи отказоустойчивой фильтрации при резервировании датчиков одного и того же сообщения, которые могут работать на различных физических принципах.

Решение сводится к обнаружению канала с отказом, его исключению и изменению структуры или параметров фильтра для обеспечения дальнейшей работы. На рис. 1 показаны измерительная система с N датчиками сигнала \mathbf{x}_k , результаты измерений \mathbf{z}_k с ошибками (шумами) \mathbf{v}_k , а также фильтр с выходным сигналом $\hat{\mathbf{x}}_k$ и перестраиваемой структурой или параметрами. При обнаружении отказа соответствующий датчик отключается и производится изменение структуры или параметров фильтра.

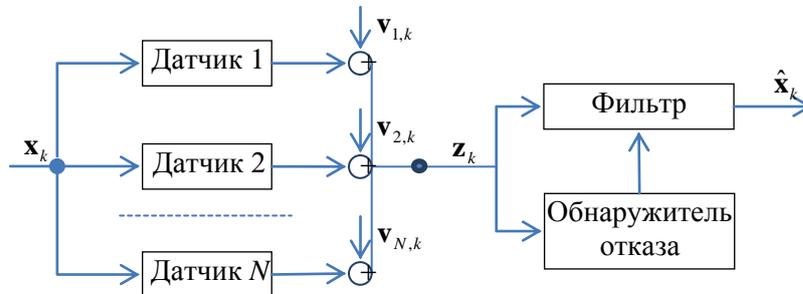


Рис. 1. Блок-схема отказоустойчивого фильтра

Отказы могут быть постепенными, когда чувствительность датчика снижается в течение определенного времени, и внезапными при резком ее уменьшении. В настоящей работе рассматривается только случай внезапных отказов с их обнаружением по результатам измерений.

Рассмотрению задач фильтрации в условиях отказов датчиков посвящено значительное число публикаций, приведенных, в частности, в обзорах [2, 3]. Общая методика решения задач такого рода изложена в публикациях по теории систем со случайной структурой [4, 5]. В имеющихся работах используется статистический подход, в том числе на основе методологии фильтра Калмана (ФК). Такой подход имеет ограничения, состоящие в том, что алгоритмы отказоустойчивой фильтрации оказываются сложными и их реализация требует больших вычислительных затрат. Это затрудняет решение в реальном масштабе времени. При статистическом подходе критерием оптимальности является минимизация дисперсии ошибки фильтрации на основе измерений, априорных и апостериорных статистических данных. Последнее приводит к необходимости выполнения операций нахождения апостериорных статистических характеристик, что и усложняет структуру алгоритма.

и \mathbf{w}_k полагаются статистически независимыми. В результате вектор выходных сигналов датчиков размерности N $\mathbf{z}_k = [z_{1,k}; z_{2,k}; \dots; z_{N,k}]^T$ определяется уравнением $\mathbf{z}_k = H_k \mathbf{x}_k + \mathbf{v}_k$.

Задача заключается в нахождении уравнений текущей оценки вектора полезного сигнала $\hat{\mathbf{x}}_k = [\hat{x}_{1,k}, \hat{x}_{2,k}, \dots, \hat{x}_{m,k}]^T$ на основе выбранного критерия оптимальности и текущих измерений \mathbf{z}_k методом РМНК.

Существует два подхода к решению задачи фильтрации с резервированием датчиков сигналов: централизованный и децентрализованный. В первом случае производится первоначальное объединение сигналов каждого из датчиков с последующей одноканальной фильтрацией, во втором случае – многоканальная фильтрация выходов каждого из датчиков, а затем объединение результатов. Каждая из этих схем имеет свои преимущества и недостатки. В данной работе решается задача синтеза централизованного варианта фильтрации.

В основе методики синтеза лежит выбор функционала потерь $J_k(\hat{\mathbf{x}}_k)$. Для классического метода наименьших квадратов в качестве функционала используется квадратичная форма невязки (КФН) $(\mathbf{z}_k - H_k \hat{\mathbf{x}}_k)^T R_k^{-1} (\mathbf{z}_k - H_k \hat{\mathbf{x}}_k)$ [7], где символ « -1 » обозначает операцию обращения матрицы. Этот функционал зависит лишь от текущих оценок и не зависит от предыдущих, что не дает возможности получения рекуррентных оценок. При использовании РМНК требуется расширение КФН путем включения сглаживающей квадратичной формы, зависящей от предыдущих оценок. Ее выбор производится исходя из сущности решаемой задачи. Для сформулированных выше исходных данных подходящим вариантом является квадратичная форма $(\hat{\mathbf{x}}_k - A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1})^T Q_k^{-1} (\hat{\mathbf{x}}_k - A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1})$, вытекающая из модели полезного сигнала (1). В результате функционал потерь выглядит следующим образом:

$$J_k(\hat{\mathbf{x}}_k) = (\mathbf{z}_k - H_k \hat{\mathbf{x}}_k)^T R_k^{-1} (\mathbf{z}_k - H_k \hat{\mathbf{x}}_k) + (\hat{\mathbf{x}}_k - A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1})^T Q_k^{-1} (\hat{\mathbf{x}}_k - A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1}).$$

Этот функционал определяет текущие потери фильтрации в детерминированной постановке, и его можно трактовать следующим образом: первое слагаемое учитывает влияние измерений \mathbf{z}_k на качество решения $\hat{\mathbf{x}}_k$, второе позволяет согласовать его с решением $\hat{\mathbf{x}}_{k-1}$ на предыдущем шаге фильтрации с учетом модели (1).

Критерием оптимальности служит минимизация функционала потерь $\min_{\hat{\mathbf{x}}_k} J_k(\hat{\mathbf{x}}_k)$, необходимое условие которого представляется в виде уравнения

$$\frac{\partial J_k(\hat{\mathbf{x}}_k)}{\partial \hat{\mathbf{x}}_k} = -2H_k^T R_k^{-1} (\mathbf{z}_k - H_k \hat{\mathbf{x}}_k) + 2Q_k^{-1} (\hat{\mathbf{x}}_k - A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1}) = 0. \quad (2)$$

Его решение приводит к уравнению оптимального одноканального ФНК

$$\hat{\mathbf{x}}_k = K_{1,k} A_k \hat{\mathbf{x}}_{k-1} + K_{0,k} \mathbf{z}_k. \quad (3)$$

Здесь матричный коэффициент $K_{1,k}$ размерности $m \times m$ имеет форму

$$K_{1,k} = (Q_k^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k)^{-1} Q_k^{-1} \quad (4)$$

и задает экстраполяцию оценки $\hat{\mathbf{x}}_{k-1}$ на следующий шаг. Матричный коэффициент усиления $K_{0,k}$ размерности $(m \times N)$ определяется равенством

$$K_{0,k} = (Q_k^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k)^{-1} H_k^T R_k^{-1} \quad (5)$$

и позволяет уточнить экстраполированное значение за счет наблюдения \mathbf{z}_k на текущем шаге фильтрации. Структура уравнения (3) говорит о рекуррентном характере фильтрации. Резерви-

рование учитывается величиной N . При отказе одного из датчиков эта величина изменяется, тем самым меняются значения коэффициентов усиления, что и приводит к изменению параметров оптимального фильтра. Путем эквивалентных преобразований уравнение (3) сводится к структуре фильтра:

$$\hat{\mathbf{x}}_k = K_{1,k}^* \hat{\mathbf{x}}_{k-1} + K_{0,k}^* (\mathbf{z}_k - H_k K_{1,k}^* \hat{\mathbf{x}}_{k-1}), \quad (6)$$

где

$$K_{1,k}^* = A_k, \quad K_{0,k}^* = K_{0,k}. \quad (7)$$

В данном случае структура ФНК и первое слагаемое в формуле (6), определяющие экстраполяцию оценки, совпадают с ФК. Коэффициенты усиления ФНК находятся по формулам (4), (5) или (7), в то время как у ФК это требует решения ковариационного уравнения совместно с уравнением для оптимального коэффициента усиления, что более трудоемко.

2. Уравнения обнаружителя отказов

Одновременно с решением задачи фильтрации осуществляется обнаружение отказов в каждом из N каналов датчиков, поэтому уравнения обнаружителя формируются для каждого из них в отдельности. При этом все сигналы обнаружителя скалярные, включая измеренный $z_{j,k}$, $j = \overline{1, N}$. Для сокращения записи символ j в дальнейшем опускается.

При отказе датчика уровень помех, как правило, возрастает. Обозначим их через $v_{от,k}$ с дисперсией $\sigma_{от,v,k}^2$, величина которой может отличаться от $\sigma_{v,k}^2$ в режиме фильтрации. Отношение среднеквадратических отклонений (СКО) шумов после отказа и перед ним $p_k = \sigma_{от,v,k} / \sigma_{v,k}$ определяет степень изменения уровня шумов после отказа. Для нахождения уравнения обнаружителя, полагая $x_k = 0$, используется та же методика, что и для режима фильтрации с учетом приведенных выше уравнений. Функция потерь может быть представлена в следующей форме:

$$J_k(\hat{x}_k) = (\sigma_{от,v,k}^2)^{-1} (z_k - h_k \hat{x}_k)^2 + (\sigma_{x,k}^2)^{-1} \hat{x}_k^2, \quad (8)$$

где $\sigma_{x,k}^2$ – дисперсия входного сигнала x_k . Исходя из уравнения оптимальности $\partial J_k(\hat{x}_k) / \partial \hat{x}_k = 0$ формула оценки сигнала имеет вид

$$\hat{x}_k = C_k z_k, \quad C_k = \frac{q_k h_k}{p_k^2 + q_k^2 h_k^2}. \quad (9)$$

Здесь через q_k обозначено отношение СКО сигнала к СКО шумов $q_k = \sigma_{x,k} / \sigma_{v,k}$. До момента отказа величина потерь (8) будет высокой, так как уравнение оценки (9) настроено на нулевой сигнал $x_k = 0$. При отказе величина потерь снижается, и это изменение служит источником информации о наличии отказа. Подставляя формулу (9) в (8), получаем выражение для оптимального значения функции потерь:

$$J_{0,k} = D_k z_k^2, \quad D_k = (\sigma_{x,k}^2)^{-1} \left[(1 - h_k C_k)^2 \frac{q_k^2}{p_k^2} + C_k^2 \right].$$

Отсюда следует, что величина оптимальных потерь пропорциональна z_k^2 . Это дает возможность определять момент отказа по данной переменной. До момента отказа $z_k^2 = (h_k x_k + v_k)^2$, а поскольку в совпадающие моменты времени x_k и v_k статистически независимы, математическое ожидание до отказа

$$\langle z_k^2 \rangle = h_k^2 \sigma_x^2 + \sigma_{v,k}^2 = d_{1,k}. \quad (10)$$

После отказа $z_k^2 = v_{от,k}^2$, поэтому его математическое ожидание

$$\langle z_k^2 \rangle = \sigma_{от,v,k}^2 = d_{2,k}.$$

Разность между $d_{1,k}$ и $d_{2,k}$ является средним диапазоном изменения переменной z_k^2 . Если переменная (10) измеряется точно, то момент отказа также определяется точно путем сравнения переменной с порогом $d_{2,k} < d < d_{1,k}$. Однако в процессе обнаружения математическое ожидание $\langle z_k^2 \rangle$ находится приближенно путем усреднения по времени переменной z_k^2 :

$$\langle z_k^2 \rangle \approx \tau^{-1} \sum_{r=0}^{\tau-1} z_{k-r}^2 = y_k(\tau),$$

где τ – время усреднения. Такая оценка будет состоятельной лишь для стационарного процесса. При нестационарном она может рассматриваться как эмпирическая. Переменная $\langle z_k^2 \rangle$ будет случайным процессом, поэтому возникают ошибки в определении момента отказа за счет ложных обнаружений и запаздывания при принятии решения. Уравнение обнаружителя имеет вид

$$\pi_k = \begin{cases} 1, & \text{если } y_k(\tau) \leq d; \\ 0, & \text{если } y_k(\tau) > d, \end{cases}$$

где символ $\pi_k = 1$ соответствует решению о наличии отказа. Понижения вероятности ложных обнаружений и запаздывания можно добиться путем выбора порога d . При этом снижение величины порога уменьшает вероятность ложных обнаружений, но увеличивает время запаздывания, и наоборот. В данном случае получить аналитическое выражение для вероятности ложных обнаружений и времени запаздывания от параметров d , τ невозможно и их приходится определять путем моделирования с использованием метода статистических испытаний.

В практических задачах интерес представляют ситуации, когда вероятность ложных обнаружений мала, что позволяет определять ее в пуассоновском приближении. Известно [8], что в этом случае вероятность пропорциональна среднему числу пересечений процессом $y_k(\tau)$ порога d . В качестве критерия целесообразно выбрать среднее число, равное единице, что обеспечивает малую вероятность хотя бы одного ложного обнаружения на интервале наблюдения. В качестве такого интервала можно выбрать среднее время безотказной работы датчика $t_{от}$, приведенное в перечне технических характеристик. За счет случайного характера $y_k(\tau)$ при отсутствии ложных обнаружений момент обнаружения отказа $t_{об}$ происходит со случайным запаздыванием $t_{об} - t_{от}$, среднее время которого обозначается через ϑ . Величины d и ϑ находятся путем моделирования по большому числу реализаций $y_k(\tau)$, для чего на интервале от $d_{1,k}$ до $d_{2,k}$ задается определенное число уровней порога d и находится среднее число пересечений этих уровней $\mu(d)$, а также соответствующие значения $\vartheta(d)$. На графике $\mu(d)$ определяется уровень порога, соответствующего значению $\mu(d) = 1$, и значение ϑ для этого уровня.

Оценка показателей качества фильтрации производится на трех интервалах: $0 \leq k < t_{от}$, $t_{от} \leq k < t_{об}$, $k \geq t_{об}$. Первый интервал соответствует случаю безотказной работы, на втором, со средней длительностью ϑ , происходит обнаружение отказа, а на третьем продолжается процесс фильтрации с учетом отключения канала отказавшего датчика.

Критерий (2) определяет величину потерь фильтрации при детерминированном подходе, и синтезированный ФНК будет оптимальным по этому критерию. Представляет интерес оценка показателя качества ФНК по величине дисперсии ошибки фильтрации, где оптимальным является ФК. Сравнение дисперсий ошибок ФК и ФНК дано в работе [9].

3. Дисперсии ошибок фильтрации

На первом и третьем интервалах используются оптимальные фильтры, найденные в соответствии с уравнениями (3) – (5). В первом случае уравнение фильтра находится для моделей с учетом N датчиков, а в третьем – с учетом оставшихся $N - 1$ датчиков. На втором интервале сохраняется структура и параметры $K_{0,k}$, $K_{1,k}$ фильтра первого интервала, однако он уже не будет оптимальным, поскольку из-за отказа датчика матрица измерений H_k изменится и станет равной $H_{от,k}$ и ковариационная матрица шумов измерений изменится с R_k на $R_{от,k}$ за счет изменения дисперсии шумов отказавшего датчика. Из-за этого на втором интервале дисперсия ошибки возрастет. После обнаружения отказа канал отказавшего датчика отключается, при этом матрица измерений остается равной $H_{от,k}$, а ковариационная матрица шумов изменится с $R_{от,k}$ на $R_{об,k}$, где дисперсия шумов отказавшего датчика обнуляется. Для этих характеристик определяется структура и параметры фильтра, которые будут оптимальными для изменившихся условий работы. В результате дисперсия ошибки фильтрации уменьшится, однако будет больше по сравнению с первым интервалом, поскольку объем полезной информации снизится.

Более общей является методика оценки дисперсии ошибки на втором интервале, а на первом и третьем интервалах она может рассматриваться как частные случаи.

Вектор ошибки размерности m на втором интервале имеет вид

$$\mathbf{e}_{от,k} = \mathbf{x}_k - \hat{\mathbf{x}}_{от,k}, \quad (11)$$

где \mathbf{x}_k определяется уравнением (1), а $\hat{\mathbf{x}}_{от,k}$ есть оценка на этом интервале, определяемая уравнением

$$\hat{\mathbf{x}}_{от,k} = K_{1,k} A_k \hat{\mathbf{x}}_{от,k-1} + K_{0,k} \mathbf{z}_{от,k}. \quad (12)$$

Здесь коэффициенты усиления фильтра $K_{1,k}$ и $K_{0,k}$ остаются теми же, что и на первом интервале, и находятся по формулам (4) и (5), а измерения определяются формулой

$$\mathbf{z}_{от,k} = H_{от,k} \mathbf{x}_k + \mathbf{v}_{от,k}. \quad (13)$$

Подставляя уравнения (1), (12) и (13) в выражение для ошибки (11) и учитывая, что $\hat{\mathbf{x}}_{от,k-1} = \mathbf{x}_{k-1} - \mathbf{e}_{от,k-1}$, получаем уравнение ошибки в виде

$$\mathbf{e}_{от,k} = K_{1,k} A_k \mathbf{e}_{от,k-1} + (I - K_{0,k} H_{от,k} - K_{1,k}) A_k \mathbf{x}_{k-1} + (I - K_{0,k} H_{от,k}) \mathbf{w}_k - K_{0,k} \mathbf{v}_{от,k}.$$

С учетом формул (4) и (5) матрицу $(I - K_{0,k} H_{от,k})$ можно преобразовать следующим образом:

$$\begin{aligned} (I - K_{0,k} H_{от,k}) &= [Q_k^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k]^{-1} [Q_k^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k] \times \\ &\times \left\{ I - [Q_k^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k]^{-1} H_k^T R_k^{-1} H_{от,k} \right\} = K_{1,k} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k}). \end{aligned}$$

В итоге уравнение ошибки

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_{от,k} &= [K_{1,k} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k})] A_k \mathbf{e}_{от,k-1} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k}) A_k \mathbf{x}_{k-1} + \\ &+ [K_{1,k} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k})] \mathbf{w}_k - K_{0,k} \mathbf{v}_{от,k}. \end{aligned} \quad (14)$$

Уравнение (14) зависит от входного сигнала \mathbf{x}_{k-1} , что делает необходимым совместное решение уравнений (1) и (14), имеющих совместную размерность $2m$. Представим эту систему в векторной форме $\mathbf{r}_{y,k} = [\mathbf{x}_k; \mathbf{e}_{от,k}]^T$, удовлетворяющей матричному уравнению

$$\mathbf{r}_{от,k} = B_{1,k} \mathbf{r}_{от,k-1} + B_{2,k} \mathbf{w}_k + B_{3,k} \mathbf{v}_{от,k}.$$

Здесь матрицы имеют следующую форму:

$$B_{1,k} = \begin{vmatrix} A_k; & 0 \\ K_{0,k} (H_k - H_{от,k}) A_k; & [K_{1,k} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k})] A_k \end{vmatrix}; \quad (15)$$

$$B_{2,k} = \begin{vmatrix} I \\ K_{1,k} + K_{0,k} (H_k - H_{от,k}) \end{vmatrix}; \quad B_{3,k} = \begin{vmatrix} 0 \\ -K_{0,k} \end{vmatrix}.$$

Поскольку в совпадающие моменты времени воздействия \mathbf{w}_k и $\mathbf{v}_{от,k}$ статистически независимы, а также не зависят от $\mathbf{r}_{от,k-1}$ в предыдущий момент времени, при нулевом математическом ожидании вектора $\langle \mathbf{r}_{от,k} \rangle = 0$ его ковариационная матрица

$$P_{от,k} = \langle \mathbf{r}_{от,k} \mathbf{r}_{от,k}^T \rangle = B_{1,k} P_{от,k-1} B_{1,k}^T + B_{2,k} Q_k B_{2,k}^T + B_{3,k} R_{от,k} B_{3,k}^T. \quad (16)$$

В составе диагональных элементов матрицы (16) находятся m дисперсий ошибок фильтрации вектора \mathbf{x}_k .

На первом интервале $H_{от,k} = H_k$ и матрицы (15) упрощаются, что приводит к независимым уравнениям для входного сигнала x_k и ошибки фильтрации, которая в этом случае обозначается через $\mathbf{e}_k = \mathbf{x}_k - \hat{\mathbf{x}}_k$. Уравнение ошибки (14) принимает вид

$$\mathbf{e}_k = K_{1,k} A_k \mathbf{e}_{k-1} + K_{1,k} \mathbf{w}_k - K_{0,k} \mathbf{v}_k. \quad (17)$$

Соответствующее ему уравнение ковариационной матрицы ошибки выглядит следующим образом:

$$P_{e,k} = K_{1,k} A_k P_{e,k-1} A_k^T K_{1,k}^T + K_{1,k} Q_k K_{1,k}^T + K_{0,k} R_k K_{0,k}^T.$$

Данное уравнение автономно и не зависит от уравнения ФНК.

На третьем интервале уравнение ковариационной матрицы ошибки остается таким же, как и (17), за исключением формул для коэффициентов усиления и матрицы шумов измерений. Конечные значения дисперсий на предыдущем интервале являются начальными для последующего.

4. Пример

В качестве входного воздействия рассматривается стационарная случайная последовательность:

$$x_k = a x_{k-1} + w_k, \quad 0 < a < 1,$$

где w_k – стационарный центрированный белый шум с дисперсией σ_w^2 . Измерения $z_{1,k}$ и $z_{2,k}$ ($m=1$, $N=2$) осуществляются посредством двух датчиков с постоянными коэффициентами чувствительности h_1 , h_2 и статистически независимыми случайными ошибками $v_{1,k}$ и $v_{2,k}$ в виде стационарных центрированных белых шумов с дисперсиями $\sigma_{v_1}^2$ и $\sigma_{v_2}^2$. В процессе работы возможны отказы датчиков со средними временами безотказной работы $t_{от,1} = t_{от,2}$ соответственно. Ниже рассматривается вариант отказа первого датчика, после чего коэффициент чувствительности $h_1 = 0$, а дисперсия шума на его выходе возрастает до значения $\sigma_{от,v_1}^2$ ($p = \sigma_{от,v_1} / \sigma_{v_1} > 1$). Исследования с использованием методики, изложенной выше, проводились

при следующих значениях параметров: $a=0,83$ (длительность корреляции равна 5); $\sigma_{v_1} = \sigma_{v_2} = 1$; $\sigma_{от,v_1} = 2$; $h_1 = 1$; $h_2 = 0,5$; $t_{от,1} = t_{от,2} = 1000$; время усреднения $\tau = 100$.

На рис. 3, а показана реализация процесса $z_{1,k}$ на выходе первого датчика с моментом отказа при $k = 1000$, а на рис. 3, б – реализация процесса $y_{1,k}(\tau)$.

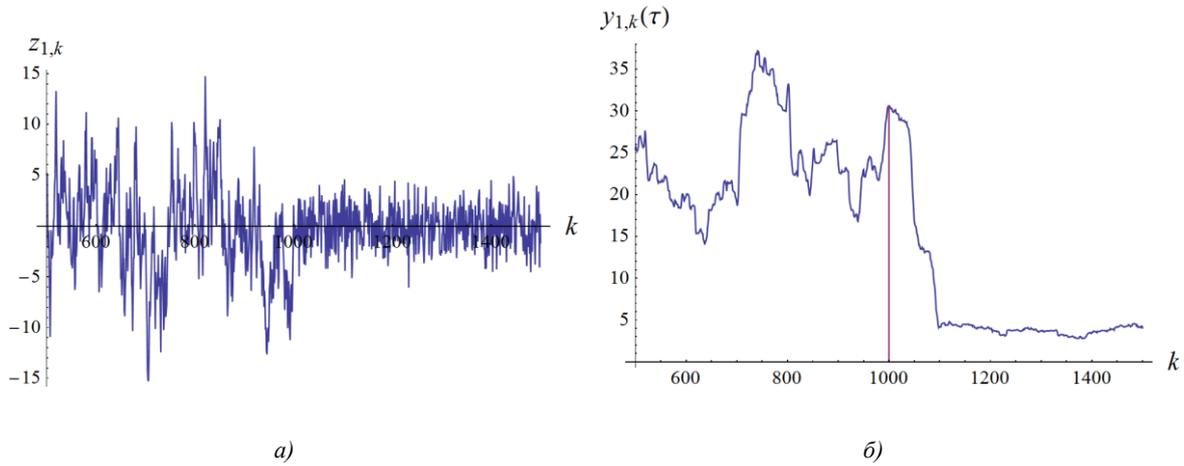


Рис. 3. Выход первого датчика: а) результаты измерений ($z_{1,k}$); б) математическое ожидание квадрата измерений ($y_{1,k}(\tau)$)

Уровень порога d и среднее время запаздывания обнаружения ϑ определялись по 100 реализациям процесса $y_{1,k}(\tau)$. По графику на рис. 4, а для $\mu(d)=1$ найден уровень порога $d=9,5$, а время запаздывания $\vartheta = 60$, соответствующее порогу, определялось по зависимости на рис. 4, б.

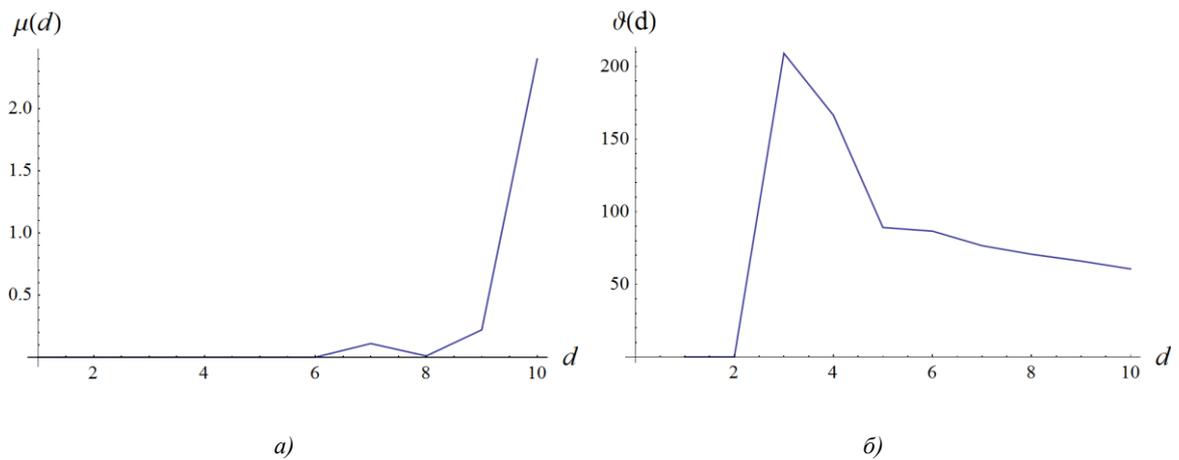


Рис. 4. Зависимости от уровня порога d : а) среднего числа пересечений $\mu(d)$; б) среднего времени запаздывания обнаружения $\vartheta(d)$

Зависимость $\vartheta(d)$ на участке $0 < d \leq 3$ определяется шумами и для решения задачи не представляет интереса.

С использованием уравнений (15) – (17) получен график изменения дисперсии ошибки фильтрации $\sigma_{e,k}^2$ на трех интервалах фильтрации (рис. 5).

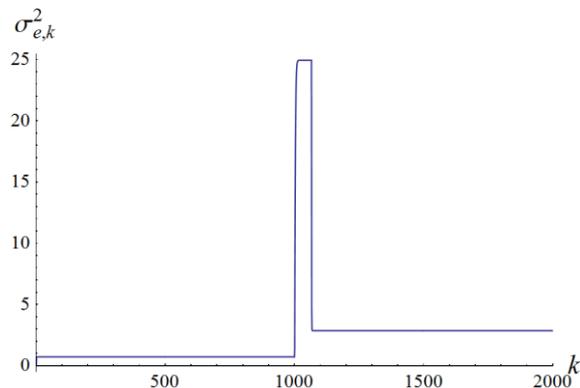


Рис. 5. Дисперсия ошибки фильтрации $\sigma_{e,k}^2$ при отказе первого датчика

Полученные результаты показывают, что работоспособность фильтра при отказе первого датчика сохраняется, однако дисперсия ошибки фильтрации после обнаружения отказа возрастает. На интервале среднего времени задержки обнаружения Θ дисперсия ошибки максимальна. Поскольку данный интервал мал по сравнению со средним временем безотказной работы, такое увеличение дисперсии практически не влияет на показатели качества фильтрации.

Заключение

Работоспособность фильтра при отказе датчика может быть достигнута путем резервирования. При этом требуется выполнение операции обнаружения момента отказа, отключения канала отказавшего датчика и изменения алгоритма фильтрации с учетом смены условий функционирования. При статистическом подходе алгоритмы выполнения данной процедуры оказываются весьма сложными и требуют больших вычислительных затрат при реализации в реальном масштабе времени. Сокращение возможно путем перехода от статистического подхода к детерминированному для синтеза фильтров на основе рекуррентного метода наименьших квадратов. В статье рассмотрена методика такого синтеза, и на ее основе получены уравнения фильтра и обнаружителя отказов. Структура этих уравнений получается достаточно простой для реализации и позволяет сохранять работоспособность фильтра при отказах датчиков. На конкретном примере продемонстрирована технология использования предложенной методики. Помимо резервирования возможно обеспечение отказоустойчивости алгоритмическим путем, что является предметом дальнейших исследований.

Список литературы

1. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения : ГОСТ 27.002–89. – Введ. 01.07.90. – Минск : Гос. комитет по стандартизации Республики Беларусь : Ин-т машиноведения АН СССР, 1990. – 36 с.
2. Willsky, A.S. A survey of design methods for failure detection in dynamic systems / A.S. Willsky // Automatica. – 1976. – Vol. 92. – P. 601–611.
3. Гришкин, Ю.П. Обнаружение нарушений в динамических системах / Ю.П. Гришкин // Зарубежная радиоэлектроника. – 1981. – № 5. – С. 42–53.
4. Артемьев, В.М. Теория динамических систем со случайными изменениями структуры / В.М. Артемьев. – Минск : Высшая школа, 1979. – 160 с.
5. Казаков, И.Е. Анализ систем случайной структуры / И.Е. Казаков, В.М. Артемьев, В.А. Бухалев. – М. : Наука, 1993. – 270 с.
6. Степанов, А.О. Введение в теорию оценивания / А.О. Степанов. – СПб. : ГНЦ РФ ЦНИИ «Электроприбор», 2009. – 496 с.

7. Эльясберг, П.Е. Определение движения по результатам измерений / П.Е. Эльясберг. – М. : Наука, 1976. – 416 с.
8. Тихонов, В.И. Выбросы случайных процессов / В.И. Тихонов. – М. : Наука, 1970. – 392 с.
9. Артемьев, В.М. Рекуррентная линейная фильтрация случайных последовательностей методом наименьших квадратов с регуляризацией решения / В.М. Артемьев, А.О. Наумов, Л.Л. Кохан // Доклады Национальной академии наук Беларуси. – 2017. – № 1. – С. 95–101.

Поступила 29.05.2017

*Институт прикладной физики
НАН Беларуси,
Минск, ул. Академическая, 16
e-mail: naumov@iap.bas-net.by*

V.M. Artemiev, A.O. Naumov, L.L. Kokhan

**SIGNAL FILTERING FOR SUDDEN SENSOR FAILURES BASED
ON RECURRENT LEAST SQUARES METHOD**

Synthesis technique for fault-tolerant filters with redundant sensors based on recurrent least squares method (deterministic approach) is proposed. It allows to design simple filtering algorithms with failure detection and to realize filter structure reorganization providing filter functionality.