

УДК 621.371

М.О. Гуменюк, ад'юнкт
І.М. Сашук, к.т.н., с.н.с.
В.В. Стрінада, к.т.н.

Житомирський військовий інститут ім. С.П. Корольова
Національного авіаційного університету

АЛГОРИТМ ОБРОБКИ ЗНАЧЕНЬ ПАРАМЕТРІВ ЗІ СТИБКОПОДІБНОЮ ЗМІНОЮ ПРИ ДІАГНОСТИЦІ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

Запропоновано алгоритм фільтрації значень параметрів діагностики зі стрибкоподібною зміною у випадковій моменти часу при діагностиці радіотехнічних систем. Розроблений алгоритм дозволяє підвищити точність визначення значень параметрів діагностики за рахунок спрощення правила прийняття рішення про зміну параметрів.

Вступ. Постановка проблеми. На сучасному етапі розвитку радіотехнічних систем (РТС) все більшої актуальності набуває комп'ютерна діагностика їх технічного стану. Використання діагностики особливо необхідне в тих випадках, коли при безпосередньому визначенні технічного стану виникають труднощі [1].

Проте зміна режимів роботи РТС супроводжується швидкою зміною параметрів діагностики, що значно ускладнює процес їх обробки в масштабі часу, близькому до реального [2]. У зв'язку з цим постає завдання розробки алгоритму обробки значень параметрів РТС, який дозволить одержати оцінку значень отриманих параметрів у реальному масштабі часу, оптимальну за критерієм мінімуму середньоквадратичного відхилення (СКВ) похибки оцінювання, зокрема в умовах апріорної невизначеності як величини, так і моментів зміни значень параметрів.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Найближче до задачі визначення значень параметрів РТС в умовах апріорної невизначеності змін у динаміці їх поведінки підходить оцінювання параметрів траєкторії рухомої цілі, що маневрує [3, 4]. Отже, доцільно проаналізувати основні підходи, що використовуються для розв'язання останньої задачі.

У загальному випадку задача фільтрації параметрів траєкторії цілі, що маневрує, формується як задача оцінки вектора стану динамічної системи, рівняння стану якої відповідає характеру її руху. Для розв'язання цієї задачі широкого поширення набули рекурентні алгоритми [5]. Врахування в алгоритмі фільтрації характеристик непередбаченого маневру через введення додаткового члена до кореляційної матриці похибок екстраполяції параметрів призводить до погіршення точності оцінювання за відсутності маневру [6]. Тому в літературі достатньо уваги приділено розв'язанню задачі фільтрації параметрів цілі, що маневрує, через розробку адаптивних фільтрів [5, 6]. Особливістю оцінювання параметрів рухомої цілі є те, що траєкторія представляється у вигляді послідовності спряжених ділянок прямолінійного та рівномірного руху, а також рівноприскореного руху на ділянці маневру. Це дає можливість підвищити точність оцінювання на ділянці маневру через заміну моделі руху цілі з лінійної на квадратичну з урахуванням значення інтенсивності маневру. Отже, необхідною операцією при розробці адаптивних алгоритмів є визначення як моменту початку й кінця маневру, так і величини інтенсивності маневру.

На відміну від оцінювання значень параметрів траєкторії рухомої цілі, зміна значення параметра РТС може відбуватися стрибкоподібно в заздалегідь невідомий момент і на апріорно невідому величину. Для його фільтрації доцільно використовувати адаптивний алгоритм, що налагоджений на фільтрацію параметрів, які не змінюються [6]. При виявленні зміни в рівняння стану вводиться додатковий (адаптивний) член, який характеризує складову моделі, що обумовлена моделлю зміни, тобто здійснюється алгоритмічне перетворення (модифікація) фільтра Калмана. При цьому передбачається використовувати одночасно два фільтри – один основний, що узгоджений із функціонуванням системи без змін, а другий – допоміжний, що використовується тільки для визначення моменту зміни в динаміці поведінки параметра й відповідної зміни початкових умов основного фільтра.

Використання у складі алгоритмів фільтрації для оцінювання значень параметрів із швидкою зміною блока визначення моменту зміни, що базується на послідовному правилі Вальда, вносить додаткову похибку оцінювання, пов'язану із затримкою визначення початку й кінця зміни параметра через неточне визначення характеристик допоміжного фільтра [6].

Отже, **метою статті** є дослідження можливості спрощення алгоритму обробки параметрів діагностики РТС, у складі якого застосовується фільтр зі зміною початкових умов, через використання лише одного фільтра та застосування правила прийняття рішення про зміни вектора параметрів діагностики, що не базується на теорії послідовних рішень.

Викладення основного матеріалу. Відповідно до [3], алгоритм прийняття рішення про значення параметрів діагностики РТС на основі отриманих спостережень $Y(t)$ набуває вигляду, представленого на рисунку 1.

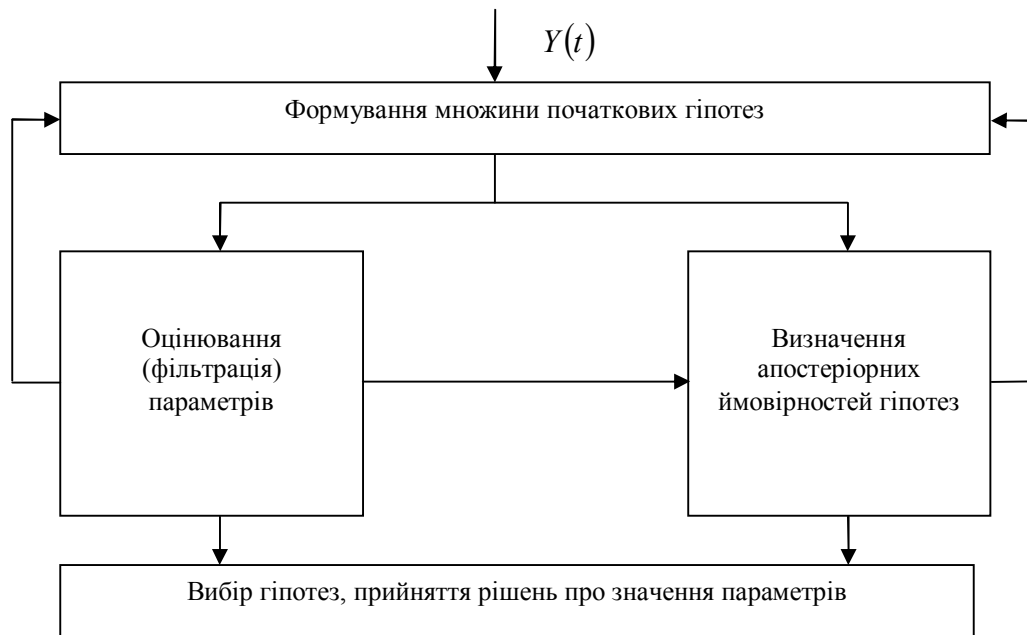


Рис. 1. Алгоритм прийняття рішення про значення параметрів

Наявність зворотних зв'язків у схемі характеризує можливість корекції дій на нижньому рівні за результатами обробки, яка реалізується на верхньому рівні.

В умовах наявності статистичної невизначеності відносно моделей зміни станів РТС постає необхідність перебору великої кількості частинних гіпотез при групуванні сукупності спостережень за їх приналежністю до РТС. Кількість частинних гіпотез різко зростає зі збільшенням кількості спостережень. Тому в інтересах отримання квазіоптимальних алгоритмів обробки використовується ряд прийомів, пов'язаних з організацією спостережень на раціональній основі, що забезпечує зменшення кількості можливих гіпотез [3]. Перший з таких прийомів забезпечує переведення вихідної множини значень елементів вектора $Y(t)$ у дискретну множину $Y(k)$.

В цьому випадку динаміка зміни параметра діагностики РТС, як і будь-якої динамічної системи, у кожний момент часу t_k , $k = \overline{1, n}$, де n – кількість вимірюваних значень параметра діагностики, може бути описана лінійним дискретним різницеvim рівнянням [6]:

$$X(k+1) = \hat{O}(k)X(k) + \gamma(k)[1(k, m) \delta(k, m)]^T, \tag{1}$$

де $X(k) = [x(k) \dot{x}(k)]^T$ – вектор стану, що характеризує динаміку поведінки вимірюваного параметра діагностики в k -ий момент спостереження;

$x(k)$ – значення параметра діагностики;

$\dot{x}(k)$ – швидкість зміни параметра;

$\hat{O}(k)$ – перехідна матриця, що описує закон зміни вектора параметрів діагностики за період $\Delta t = t_{k+1} - t_k$;

$\gamma(k)$ – випадкова величина, що характеризує зміну вектора параметра діагностики;

$1(k, m)$ – одинична функція;

m – невідомий момент виникнення змін;

$\delta(k, m)$ – символ Кронекера.

Будемо розглядати таку модель дискретного спостереження [6]:

$$Y(k) = H(k) X(k) + V(k), \tag{2}$$

де $Y(k)$ – вектор результатів вимірювання в k -ий момент спостереження;

$H(k)$ – матриця спостережень;

$V(k)$ – випадковий вектор гауссівських шумів вимірів.

Припустимо, що параметр $\gamma(k)$ може набувати двох значень: $\gamma(k) = 0$ та $\gamma(k) = \sigma$. В цьому випадку зменшення похибок обробки параметрів діагностики РТС можливе завдяки використанню для отримання оцінки $x(k)$ фільтра, початкові умови якого змінюються у момент τ . При цьому як оцінку будемо

завжди брати значення оцінки $x^{(0)}(k)$, яка синтезується за умови, що величина $\gamma(k) = 0$, але в момент, що відповідає моментові зміни параметра:

$$\tau = k, \hat{x}(k) = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r y(j), \dot{x}(k) = \dot{x}(k-1), \quad (3)$$

де $\hat{x}(k), \dot{x}(k-1)$ – оцінка значення швидкості параметра в k -ий та в $k-1$ -ий момент часу;

j – момент часу, що відповідає висуванню чергової пари гіпотез, за якою ще не прийнято рішення;

$j = \overline{1, r}$;

r – кількість вимірів, що використовуються для прийняття рішення про зміну параметра.

При цьому для визначення достатньо швидких змін у поведженні параметра можуть використовуватися різноманітні методи, але при рекурентному оцінюванні найбільш зручним є метод, що базується на аналізі параметрів закону розподілу оновлювального процесу [6]:

$$Z(k/k-1) = Y(k) - H(k) X(k/k-1), \quad (4)$$

який у фільтрі, погодженому з моделлю динаміки поведження параметра, являє собою білий гауссівський шум з кореляційною матрицею:

$$P_z(k) = H(k) P(k/k-1) H^T(k) + R(k).$$

Якщо відбуваються зміни в динаміці поведження параметра, то статистичні характеристики процесу $Z(k/k-1)$, що визначається (4), також змінюються.

Введемо в розгляд дві гіпотези: H_0 – зміни в динаміці поведження параметра відсутні, тобто $Z^{(v)}(k/k-1)$ розподілений за нормальним законом з кореляційною матрицею при $\gamma(k) = 0$, і гіпотезу H_1 – зміна в динаміці поведження параметра має місце, тобто $Z^{(v)}(k/k-1)$ розподілена за нормальним законом з кореляційною матрицею при $\gamma(k) = \sigma$. Тоді задача виявлення змін у динаміці поведження параметра може бути зведена до задачі перевірки істинності статистичних гіпотез H_0 і H_1 при невідомому моменті зміни τ і відомих значеннях параметра [6]. Для даного випадку метод виявлення змін у динаміці поведження параметра полягає у формуванні статистики вигляду [7]:

$$S(k) = \ln \frac{f(Z(k/k-1) / \gamma(k) = \sigma, Y^k)}{f(Z(k/k-1) / \gamma(k) = 0, Y^k)}. \quad (5)$$

У виразі (5) $f(Z(k/k-1) / \gamma(k) = i), i = 0, \sigma$ – апостеріорні щільності розподілу ймовірностей для випадків відсутності ($\gamma(k) = 0$) і наявності ($\gamma(k) = \sigma$) змін у динаміці поведження параметра відповідно. З урахуванням того, що щільності ймовірностей $f(Z(k/k-1) / \gamma(k) = i), i = 0, \sigma$ – гауссівські, вираз (5) можна переписати так:

$$S(k) = \ln \left[\frac{\det P_z^{(0)}(k)}{\det P_z^{(\sigma)}(k)} \right]^{\frac{1}{2}} + \frac{1}{2} \left\{ [Z^{(0)}(k/k-1)]^T [P_z^{(0)}(k)]^{-1} Z^{(0)}(k/k-1) - [Z^{(\sigma)}(k/k-1)]^T [P_z^{(\sigma)}(k)]^{-1} Z^{(\sigma)}(k/k-1) \right\}. \quad (6)$$

П

ри цьому правило, що вирішує, матиме вигляд [8]:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^r S(j) &\geq \ln A - \text{приймається гіпотеза } H_1; \\ \ln B &< \sum_{j=1}^r S(j) < \ln A - \text{здійснюється чергове спостереження}; \\ \sum_{j=1}^r S(j) &\leq \ln B - \text{приймається гіпотеза } H_0, \end{aligned} \quad (7)$$

де A і B – граничні значення прийняття рішення, які залежать від похибок першого та другого роду [8].

Таким чином, робота алгоритму виявлення моменту зміни в динаміці поведження параметра полягає в обчисленні для кожного моменту часу t_k значень оновлювальних процесів $Z^{(v)}(k/k-1)$ і кореляційних матриць у відповідних фільтрах Калмана та розрахунку на підставі цих даних статистик виду (6). Рішення про наявність змін у динаміці поведження параметра приймається в кожний поточний момент часу t_k згідно з правилом (7).

Однак використання у складі алгоритмів фільтрації для оцінювання значень параметра діагностики РТС із швидкою зміною блока визначення моменту зміни вносить додаткову похибку оцінювання, пов'язану із затримкою визначення початку й кінця зміни параметра. Тому рішення по кожному спостереженню будемо здійснювати на основі модифікованого методу допусків, який є більш придатним для виявлення швидких змін у поведженні параметра [9].

Сутність модифікованого методу допусків полягає в тому, що вимір $Y(k)$ вважається хибним за умови, що попередній вимір $Y(k-1)$ був вірогідний, якщо

$$|Y(k) - Y(k-1)| > \Delta Y_{\max} = |\dot{x}| \Delta t + \sigma_{\varepsilon}, \quad (8)$$

де \dot{x} – швидкість зміни параметра;

Δt – час зміни параметра;

ΔY_{\max} – допустиме значення відхилення між вимірами;

σ_{ε} – СКВ похибок вимірів.

Серед недоліків методу допусків можна зазначити складність визначення граничних значень для кожного параметра, що потребує як знання величини похибок засобів діагностики, так і апріорних даних відносно меж та швидкості зміни параметрів, що передаються. Завищення граничних значень знаходження параметра призведе до погіршення якості відбракування хибних вимірів. Подолання цього протиріччя можливе через використання для визначення припустимого значення зміни параметра інформації, що міститься у самих вимірах [10]. Тому прийняття рішення методом допусків про зміни параметрів за даними вимірів запропоновано здійснювати таким чином [9]. Якщо для r сусідніх різниць $\Delta j = |Y(j) - Y(j-1)|$, що надходять за достовірним виміром $Y(0)$, виконуються умови:

$$\begin{cases} \Delta 1 = |Y(1) - Y(0)| > \Delta Y_{\max}, \\ \Delta j \leq \Delta Y_{\max}, \end{cases} \quad (9)$$

то з досить високою імовірністю можна вважати, що перевищення допуску відбулося через зміну значень самого параметра, а отже, виміри $Y(j)$ є вірогідними.

При застосуванні методу допусків значення допуску фактично визначається за апріорною інформацією, що при апріорній невизначеності динаміки поведження параметра не дає змоги визначити достатньо точно допустиме значення зміни між вимірами. Розрахунок граничного значення ΔY_{\max} здійснюється на основі інформації, що міститься у вимірах. Якщо випадкова величина Δj розподілена за нормальним законом з параметрами $m_{\Delta j}$ та $\sigma_{\Delta j}$, то максимальна відміна наступного виміру від попереднього буде складати $\Delta Y_{\max} = m_{\Delta Y} + 3\sigma_{\Delta Y}$.

Проведемо порівняльний аналіз точності оцінювання параметра з використанням фільтра зі зміною початкових умов при використанні різних правил прийняття рішення про зміни параметра.

При цьому будемо вважати, що вимірювання здійснюються з відносною похибкою вимірів 0,1%. Під час проведення моделювання максимальне значення змін параметра між вимірами $\delta X(k)$ дорівнювало 3,6 та 7,2 для різних значень тривалості інтервалів зміни P . Значення СКВ похибок оцінювання, що було отримане осередненням у часі за 100 випадковими шумовими реалізаціями, для різної тривалості інтервалу зміни в динаміці поведження параметра, наведені у таблиці 1.

Таблиця 1

P	Модифікований алгоритм фільтрації		Фільтр зі зміною початкових умов	
	$\delta X(k) = 3,6$	$\delta X(k) = 7,2$	$\delta X(k) = 3,6$	$\delta X(k) = 7,2$
3	0,096	0,09	0,126	0,114
5	0,096	0,096	0,12	0,114
10	0,102	0,102	0,126	0,12
20	0,108	0,102	0,12	0,12
40	0,12	0,114	0,12	0,114

Аналіз наведених даних показав, що СКВ похибки оцінювання параметра для алгоритму, що використовує фільтр, зі зміною початкових умов на 10–20% більше, ніж для модифікованого алгоритму фільтрації.

Характер зміни в часі СКВ похибок оцінювання осереднених за 100 шумовими реалізаціями для фільтра зі зміною початкових умов та модифікованого алгоритму фільтрації наведений на рис. 2 та рис. 3 відповідно. Моделювання здійснювалося для випадку довільної випадкової реалізації шумів вимірів при зміні значення параметра діагностики РТС на 3,6 у момент часу $k = 40$.

Аналіз наведених результатів дозволяє зробити висновок, що застосування модифікованого алгоритму фільтрації при діагностиці дає можливість отримати оцінку значення параметра РТС з

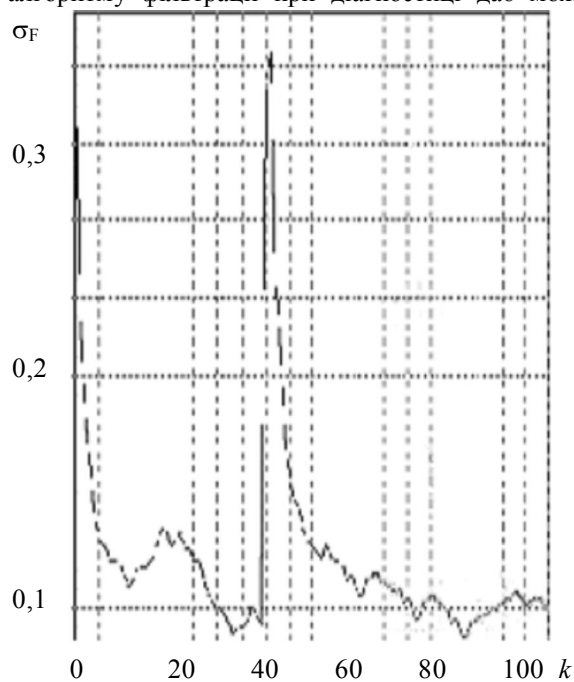


Рис. 2

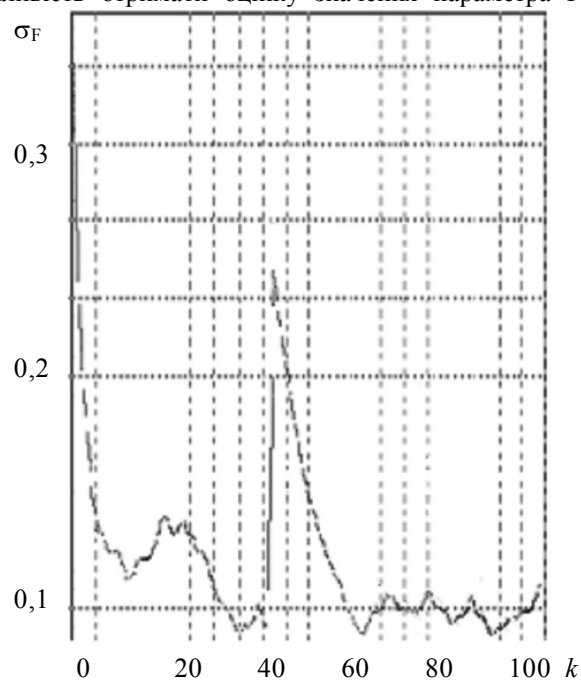


Рис. 3

більшою точністю, ніж алгоритм фільтрації, який містить фільтр зі зміною початкових умов з блоком визначення моментів зміни параметра, що базується на послідовному правилі Вальда. Це пояснюється тим, що використання лише одного фільтра та застосування правила прийняття рішення про зміни параметра, яке не базується на теорії послідовних рішень, не вносить додаткову похибку оцінювання, пов'язану із затримкою визначення початку й кінця зміни параметра через неточне визначення параметрів допоміжного фільтра.

Висновки. При діагностиці РТС більш придатним для отримання оцінки, оптимальної за критерієм мінімуму СКВ похибки оцінювання в умовах апріорної невизначеності як величини, так і моментів зміни значень параметрів РТС, є застосування модифікованого алгоритму фільтрації з використанням одного фільтра зі зміною початкових умов та блоком визначення моментів зміни на основі модифікованого методу допусків.

Перспективами подальших досліджень у цьому напрямку слід вважати розробку алгоритму фільтрації значень параметрів діагностики РТС з блоком визначення моментів зміни на основі колективних рішень.

ЛІТЕРАТУРА:

1. *Файнзильберг Л.С.* Математические методы оценки полезности диагностических признаков : моногр. / Л.С. Файнзильберг. – К. : Освіта України, 2010. – 152 с.
2. *Глуценко П.В.* Моделирование в диагностировании и прогнозировании состояния технических объектов / П.В. Глуценко. – М. : Вузовская книга, 2004. – 248 с.
3. *Радзиевский В.Г.* Теоретические основы радиоэлектронной разведки / В.Г. Радзиевский, А.А. Сирота. – 2-е изд., испр. и доп. – М. : Радиотехника, 2004. – 432 с.
4. *Бакут П.А.* Обнаружение движущихся объектов / П.А. Бакут, Ю.В. Жулина, Н.А. Иванчук. – М. : Сов. радио, 1980. – 288 с.
5. *Кузьмин С.З.* Цифровая радиолокация. Введение в теорию / С.З. Кузьмин. – К. : КВЦ, 2000. – 428 с.
6. *Гришин Ю.П.* Динамические системы, устойчивые к от казам / Ю.П. Гришин, Ю.М. Казаринов. – М. : Радио и связь, 1985. – 176 с.

7. *Сосулин Ю.Г.* Теория последовательных решений и ее применения / *Ю.Г. Сосулин, М.М. Фишман.* – М. : Радио и связь, 1985. – 272 с.
8. *Вальд А.* Последовательный анализ : пер. с англ. / под ред. *Б.А. Севастьянова.* – М. : Физматгиз, 1960. – 82 с.
9. *Жданюк Б.Ф.* Основы статистической обработки тракторных измерений / *Б.Ф. Жданюк.* – М. : Сов. радио, 1978. – 384 с.
10. *Цыплин Я.З.* Адаптивные алгоритмы оптимизации при априорной неопределенности / *Я.З. Цыплин* // Автоматика и телемеханика. – 1979. – № 6. – С. 94–108.

ГУМЕНЮК Максим Олексійович – ад'юнкт Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси:

– розробка алгоритмів обробки інформації.

Тел.: (моб.) (067)215–01–75.

Email: maxxxx-ua@mail.ru.

САЩУК Ігор Миколайович – кандидат технічних наук, старший науковий співробітник, заступник начальника Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету з навчальної та наукової роботи.

Наукові інтереси:

– проблеми створення складних інформаційних систем.

СТРИНАДА Віктор Васильович – кандидат технічних наук, викладач кафедри спеціальних систем озброєння Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси:

– розробка алгоритмічного забезпечення функціонування складних інформаційних систем.

Подано 20.07.2010