

коефіцієнтів адитивного шумового впливу на канал. Такі коефіцієнти можуть мати внутрісистемний характер ліній зв'язку тому для каналу зв'язку можуть бути спрощені. Дане спрощення дозволило використати відомі параметри існуючих каналів зв'язку з КАМн для побудови залежностей завадостійкості від різних кількісних станів модуляції.

Нормоване значення відношення сигнал/шум в цифровому каналі зв'язку до значення відношення сигнал/шум непевного каналу буде мати суттєву різницю і нелінійну залежність в характеристиці, що важливо для оцінки необхідного значення параметру E_b/N_0 .

Враховуючи гаусов інтеграл помилок для визначення ймовірності помилки в каналі зв'язку з АГБШ отримана залежність ймовірності виникнення помилки в каналі з КАМн та проведено детальний аналіз залежностей на границі лінійних ділянок функцій, що показало критичне значення завадостійкості каналу та необхідні значення зміни співвідношення сигнал/шум в каналі зв'язку.

Література

1. Скляр Б. Цифровая связь. Теоретические основы и практическое применение / Скляр Б. – Издательский дом «Вильямс», 2007. – 1104 с.
2. Белов В.С. Захисні алгоритми в каналах з різними типами завмирань / В.С. Белов // ВНТУ ХЛІ регіональна науково-технічна конференція професорсько-викладацького складу, співробітників та студентів університету з участю працівників науково-дослідних організацій та інженерно-технічних працівників підприємств м. Вінниці та області. [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://conf.vntu.edu.ua/> (20.05.2012 р.)
3. Скляр Б. Цифровая связь. Теоретические основы и практическое применение / Скляр Б. – Издательский дом «Вильямс», 2007. – 1104 с.
4. Кичак В.М. Визначення бітових спотворень в каналах з прямою корекцією помилок / В.М. Кичак, В.С. Белов, А.С. Белов // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2012. – № 1. – С. 121-124.
5. Финк Л.М. Сигналы, помехи, ошибки... Заметки о некоторых неожиданностях, парадоксах и заблуждениях в теории связи / Финк Л.М. – М. : Радио и связь, 1978. – 1984.
6. Морелос-Сарагоса Р. Искусство помехоустойчивого кодирования. Методы, алгоритмы, применение / Морелос-Сарагоса Р. – [пер. с англ. В.Б. Афанасьева]. – М. : Техносфера, 2006. – 320 с.
7. MIMO-OFDM for LTE, WiFi and WiMAX: Coherent versus Non-coherent and Cooperative Turbo Transceivers (Wiley - IEEE) 201.
8. Котельников В.А. О пропускной способности эфира и проволоки в электросвязи – Всесоюзный энергетический комитет / В.А. Котельников // Материалы к I Всесоюзному съезду по вопросам технической реконструкции дела связи и развития слаботочной промышленности, 1933. Репринт статьи в журнале УФН, 2006. – С. 762-770.

Надійшла 20.6.2012 р.
Рецензент: д.т.н. Злепко С.М.

УДК 621.396.98

Ю.М. ВОЛОВИК, А.Ю. ВОЛОВИК, М.А. ШУТИЛО

Вінницький національний технічний університет

В.В. ЗАГОРСЬКИЙ

Вінницький технічний коледж

АДАПТИВНА ФІЛЬТРАЦІЯ РІЗНОТОЧНИХ КУТОВИХ ВИМІРЮВАНЬ В СИСТЕМІ ПОСАДКИ САНТИМЕТРОВОГО ДІАПАЗОНУ

В статті розглядається задача фільтрації куткових вимірювань різної точності, які проводяться на борту повітряного судна в процесі заходу на посадку. Пропонується адаптивний метод фільтрації аномальних похибок куткових вимірювань, ефективність якого підтверджена результатами статистичного моделювання.

In article the problem of a filtration of angular measurements of the different accuracy which is carried out onboard an aircraft in the course of landing approach is considered. The adaptive method of a filtration of abnormal errors of the angular measurements which efficiency is confirmed by results of statistical modelling is offered.

Ключові слова: оптимальна нелінійна фільтрація, фільтр Калмана, статистичне моделювання.

Вступ. Радіомаячні системи посадки сантиметрового діапазону (MLS-Microwave Landing System) розробляються на основі рішень Міжнародної організації цивільної авіації (ICAO) від 1972 р. Вони призначені для отримання на борту повітряного судна (ПС) та видачі екіпажу і в систему автоматичного керування польотом інформації про кути відхилення ПС від номінальної траєкторії посадки у вертикальній та горизонтальній площинах, віддалі до розрахованого місця приземлення, стану злітно-посадкової смуги, категорії метеомінімуму обслуговування та тощо. В якості міжнародного стандарту прийнята система TRSB

(Time Reference Scanning Beam) [1–2], параметри якої регламентовані ІСАО. Стандартом ІСАО до системи посадки сантиметрового діапазону передбачені підвищені вимоги щодо точності та надійності виведення ПС у напрямку на злітно-посадкову смугу з метою швидкої стабілізації на посадковій траєкторії та її точного додержання. Оскільки процес посадки короткотерміновий, а можливості маневру ПС обмежені як у просторі, так і у часі, то необхідна мінімізація похибок наведення не тільки в усталеному режимі, а і в перехідному. Для цього доцільно використовувати фільтри, параметри яких змінюються у часі. Найбільш поширена методика синтезу таких фільтрів опирається на теорію оптимальної фільтрації за Калманом [3, 5].

Постановка задачі. Ефективне використання методів оптимальної фільтрації передбачає повноту апріорних даних про обставини, за яких виконується процес посадки, а саме динамічну модель – обґрунтовані припущення щодо закону зміни у часі кута місця ПС при виконанні посадочного маневру; модель вимірювального тракту, яка визначає зв'язок між результатами вимірювань кута місця ПС та параметрами динамічної моделі; статистичні характеристики діючих збурень і завад та спосіб їх взаємодії з інформативним параметром; критерій оптимальності. Сучасний опис моделей динамічних процесів (систем) переважно виконується в термінах методу простору станів. У роботі [3] була запропонована математична модель динаміки кута місця повітряного судна при виконанні ним посадкового маневру:

$$\mathbf{x}(k+1) = \mathbf{A}(k+1, k)\mathbf{x}(k) + \mathbf{B}(k+1, k)\mathbf{w}(k); \quad (1)$$

$$\mathbf{y}(k) = \mathbf{C}(k)\mathbf{x}(k) + \mathbf{n}(k), \quad (2)$$

де $\mathbf{x}(k) = [x_1(k), x_2(k)]^T$ – значення кута місця ПС та швидкості його зміни у поточний момент

часу k , відповідно; $\mathbf{A}(k+1, k) = \begin{bmatrix} 1 & T \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$, $\mathbf{B}(k+1, k) = [0 \ 1]^T$, $\mathbf{C}(k+1) = [1 \ 0]$ – системні матриці;

$\mathbf{w}(k), \mathbf{n}(k)$ – гаусові білі послідовності з нульовим середнім значенням та апріорно заданими кореляційними матрицями $\mathbf{Q}(k) = 17 \cdot 10^{-4}$ (град / с²)², $\mathbf{R}(k) = 36 \cdot 10^{-4}$ (град.)²; T – інтервал дискретизації, величина якого визначається темпом оновлення кутових даних – 40,5 Гц ($T = 0,0247$ с).

Якість роботи фільтра Калмана значною мірою залежить від того наскільки динамічна модель інформативного процесу та радіовимірювального тракту разом з апріорними даними про початкові умови, похибки вимірювань та діючі збурення відповідають дійсності. Звернувши увагу на рис. 5 [3] неважко побачити, що в процесі виконання посадкового маневру точність первинних вимірювань кута місця ЛА змінюється у широких межах і суттєво відрізняється від номінальної ($\sigma^2 = 36 \cdot 10^{-4}$), яка вводиться у фільтр. За таких умов оцінки кута місця ПС, у кращому випадку, будуть квазіоптимальними, а у гіршому – не виключена їх розбіжність з результатами первинних вимірювань.

Мета роботи полягає в розширенні сфери застосування методів калманівської фільтрації для випадку, коли апріорна інформація про функціональний стан радіовимірювального тракту малодостовірна або відсутня.

Адаптивна фільтрація аномальних похибок кутових вимірювань. Логічно обґрунтованим кроком на шляху досягнення поставленої мети є пошук більш адекватних методів обробки результатів первинних кутових вимірювань, які б забезпечили одночасне оптимальне оцінювання як параметрів інформативного процесу так і функціонального стану радіовимірювального тракту. Для цього було запропоновано скорегувати математичну модель радіовимірювального тракту таким чином, щоб вона враховувала можливість появи результатів вимірювань різної точності (у тому числі й аномальних) [3]

$$\mathbf{y}(k) = \mathbf{C}(k)\mathbf{x}(k) + \mathbf{q}(k)\mathbf{n}(k), \quad (3)$$

де $\theta(k)$ – являє собою некорельовану випадкову послідовність і описує статистичні властивості аномальних похибок кутових вимірювань, при цьому вона може приймати лише два значення 1, σ ($\sigma \gg 1$) з апріорно заданими ймовірностями

$$p[\mathbf{q}(k) = 1] = q_1(k); \quad p[\mathbf{q}(k) = \sigma] = q_s(k) = 1 - q_1(k).$$

При $\theta(k) = 1$, що відповідає номінальним умовам роботи радіовимірювального тракту, кореляційна матриця шумів вимірювань $\mathbf{R}(k)$ визначається регламентованими похибками первинних бортових вимірювань кутових координат ПС, а поява раптових аномалій враховувалась зростанням шумів радіовимірювального тракту до величини $\sigma^2 \mathbf{R}(k)$.

За таких умов, у роботі [3] на основі байєсової методології було синтезовано пристрій оптимальної фільтрації аномальних похибок кутових вимірювань, який формує поточну оцінку кутових координат повітряного судна у вигляді зваженої суми модельно-умовних оцінок фільтрів Калмана, узгоджених з двома гіпотезами $\theta(k) = 1$ і $\theta(k) = \sigma$

$$\mathbf{x}^*(k|k) = \sum_{n=1}^s \mathbf{x}_n^*(k|k) p[\mathbf{q}(k) = n | \mathbf{Y}_1^k]; \quad (4)$$

$$p[\mathbf{q}(k) = n | \mathbf{Y}_1^k] = \frac{q_n(k) f[\mathbf{x}(k) | \mathbf{Y}_1^k, \mathbf{q}(k) = n]}{\sum_{n=1}^s (\text{чисельник})}; \quad (5)$$

причому

$$\sum_{n=1}^s p[q(k)=n | Y_1^k] = 1.$$

Оскільки кореляційна матриця похибок оцінювання $P(k/k)$ через обчислення апостеріорних ймовірностей $p[\theta(k) = n | Y_1^k]$ залежить від результатів поточних вимірювань $y(k)$

$$P(k | k) = \{ P_1(k | k) + [x^* 1(k | k) - x^*(k | k)] [x^* 1(k | k) - x^*(k | k)] T \} \mathcal{C} p[q(k)=1 | Y_1^k] + \\ + \{ P_S(k | k) + [x^* S(k | k) - x^*(k | k)] [x^* S(k | k) - x^*(k | k)] T \} \mathcal{C} p[q(k)=S | Y_1^k]. \quad (6)$$

то пристрій обробки, у цілому, слід розглядати як цифровий нелінійний фільтр, практична реалізація якого потребує використання бортової мікро-ЕОМ.

Покажемо, що математична модель кутомірного радіоканалу (3) зберігає працездатність і у тому випадку, коли повні апіорні дані про ймовірність розладнань у радіовимірювальному тракту відсутні. При цьому неявно припускається, що як і раніше, $q(k)$ є незалежною на кожному кроці випадковою послідовністю, а ймовірність справної роботи радіоканалу $q_1(k)$ є величиною постійною, але невідомою для спостерігача. Апіорі лише передбачається рівномірний закон її розподілу на інтервалі $[0, 1]$.

Як і раніше, поточну оцінку $x^*(k | k)$ будемо обчислювати у вигляді зваженої суми (4) з тією лише різницею, що замість апіорно заданої величини $q_n(k)$, яка входить до складу виразу для апостеріорної ймовірності справної роботи радіовимірювального тракту необхідно підставляти середнє значення цієї ймовірності $\overline{q_1(k)}$. Докажемо, що середнє значення ймовірності $\overline{q_1(k)}$ може бути обчислене за формулою

$$\overline{q_1(k)} = \int_0^1 \frac{f[q_1 | Y_1^{k-1}] f[y(k) | Y_1^{k-1}, q_1]}{f[y(k) | Y_1^{k-1}]} dq_1. \quad (7)$$

Для цього представимо апостеріорну ймовірність (5) при $n = 1$ у вигляді умовного середнього значення

$$p[q(k)=1 | Y_1^k] = \int_0^1 f[\theta(k)=1, q_1 | Y_1^k] dq_1 = \int_0^1 f[q_1 | Y_1^k] p[q(k)=1 | Y_1^k, q_1] dq_1. \quad (8)$$

Застосування правила Байєса до співмножника $f[q_1 | Y_1^k]$ виразу (8) призводить до такої розрахункової формули:

$$f[q_1 | Y_1^k] = \frac{f[q_1 | Y_1^{k-1}] f[y(k) | Y_1^{k-1}, q_1]}{f[y(k) | Y_1^{k-1}]}, \quad (9)$$

де $f[q_1 | Y_1^{k-1}]$ – апостеріорна густина розподілу ймовірностей q_1 , яка уже була розрахована на попередньому

k – циклі обчислень за початкової умови $f[q_1 | Y^0] = 1$. Другий співмножник виразу (8) при фіксованому значенні q_1 може бути записаним у формі аналогічній виразу (5), тобто

$$p[q(k)=1 | Y_1^k] = q_1 f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=1, q_1] \times \times \quad (10)$$

$$\{ q_1 f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=1, q_1] + (1 - q_1) f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=S, q_1] \}^{-1}.$$

Оскільки результат поточного вимірювання $y(k)$ у явному вигляді не залежить від величини q_1 , то густина розподілу ймовірностей

$$f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=1, q_1] = f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=1].$$

Сума у знаменнику (10) є не що інше, як густина розподілу ймовірностей $f[y(k) | Y_1^{k-1}, q_1]$. Просте об'єднання виразів (8)–(10) дає такий результат:

$$p[q(k)=1 | Y_1^k] = \frac{f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k)=1]}{f[y(k) | Y_1^{k-1}]} \int_0^1 f[q_1 | Y_1^{k-1}] dq_1. \quad (11)$$

Двократне застосування операції усереднення по q_1 та $\theta(k)$ до густини розподілу $f[y(k) | Y_1^{k-1}]$ дозволяє виразити її через відомі величини q_1 , густини розподілу ймовірностей

$f[q_1 | Y_1^{k-1}]$ та $f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = n]$

$$\begin{aligned} f[y(k) | Y_1^{k-1}] &= \int_0^1 f[q_1, y(k) | Y_1^{k-1}] dq_1 = \int_0^1 f[q_1, Y_1^k] f[y(k) | Y_1^{k-1}, q_1] dq_1 = \\ &= \int_0^1 \{q_1 f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = 1] + (1 - q_1) f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = s_1]\} f[q_1 | Y_1^{k-1}] dq_1 = \\ &= \sum_{n=1}^s \overline{q_n(k)} f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = n], \quad n = 1, s; \end{aligned}$$

де $\overline{q_1(k)} = \int_0^1 f[q_1, Y_1^{k-1}] dq_1$; $\overline{q_s(k)} = 1 - \overline{q_1(k)}$,

що приводить до співвідношення, яке підтверджує раніше висловлене припущення

$$p[q(k) = 1 | Y_1^k] = \frac{\overline{q_1(k)} f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = 1]}{\sum_{n=1}^s \overline{q_n(k)} f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = n]}. \quad (12)$$

Стосовно отриманого виразу, то слід звернути увагу на дві важливі обставини:

- по-перше, при виводі формули (12), хоч і неявно, але робилось припущення, що функція $f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = 1] + f[y(k) | Y_1^{k-1}, q(k) = s]$ була апроксимована гаусовою з еквівалентними параметрами, до речі такі припущення є типовими в задачах квазіоптимальної нелінійної фільтрації [5];
- по-друге, розширення функціональних можливостей пристрою фільтрації, яке проявляється у подоланні апіорної невизначеності відносно ймовірності справного стану каналу спостережень, потребує суттєвого ускладнення процедури обчислення апостеріорної ймовірності $p[q(k) = 1 | Y_1^k]$, при цьому в оперативній пам'яті необхідно зберігати неперервну густину $f[q_1 | Y_1^{k-1}]$.

Ці обставини у багатьох випадках можуть бути вирішальними щодо практичного застосування пристрою оцінювання кутових координат повітряного судна з включенням елементів адаптивного прийому і повинні бути обґрунтованими результатами статистичного моделювання.

Аналіз ефективності адаптивної фільтрації аномальних похибок кутових вимірювань. Оскільки синтезований адаптивний фільтр є нелінійним, якісні показники якого залежать від результатів поточних вимірювань, а взаємодіючі інформаційні потоки, за фізичною природою – стохастичні, то у основу методології дослідження ефективності процедур фільтрації покладено метод статистичного моделювання. Оцінка ефективності роботи пристроїв фільтрації виконувалась шляхом порівняння статистичних характеристик точності адаптивного фільтра з статистичними характеристиками еталону – фільтра Калмана та нелінійного фільтра, синтезованого у роботі [3]. Статистичне моделювання виконувалось для ділянки планування, де ПС рухається з заданим (відповідно до класу ПС) кутом місця з використанням математичних моделей (1), (3). У якості апіорних даних були взяті типові дані, притаманні високоточним вимірюванням, що виконуються у системі посадки сантиметрового діапазону.

$$\mathbf{x}(0) = \begin{bmatrix} 3.0 \\ 0.01 \end{bmatrix}; \quad \mathbf{x}^*(0/0) = \begin{bmatrix} 2.5 \\ 0.006 \end{bmatrix}; \quad \mathbf{R}(k+1) = 0.0036; \quad \mathbf{Q}(k) = 0.0001; \quad s = 1,30;$$

$$\mathbf{P}(0/0) = \begin{bmatrix} 0.625 & 0.0 \\ 0.0 & 0.06 \end{bmatrix}; \quad N_1 = 50; \quad N = 200; \quad q_1(k+1) = 0.8; \quad T = 0.0247.$$

Порівняльний аналіз результатів фільтрації виконувався за умов максимально наближених до ідентичних, тобто до входів досліджуваних пристроїв надходили одні і ті ж реалізації випадкових процесів $y(k)$, $\mathbf{x}(k+1)$, $\theta(k)$, $\mathbf{n}(k)$, $\mathbf{w}(k)$. Такі заходи сприяли підвищенню достовірності результатів статистичного моделювання. Випадкові втрати точності кутомірного каналу імітувались дискретною послідовністю $\theta(k)$, яка могла приймати у кожному такті значення 1, σ з апіорно заданими ймовірностями $q_1(k) = 0.8$ та $q_\sigma(k) = 0.2$, відповідно, проте для спостерігача ці ймовірності були невідомими. Для номінальних умов польоту при $\theta(k) = 1$ точність первинних вимірювань визначалась кореляційною матрицею $E\{\mathbf{n}(k)\mathbf{n}(k)^T\} = \mathbf{R}(k) = 0.0036$. Поява раптових аномалій враховувалась зростанням шумів радіовимірювального тракту до величини $\sigma^2 \mathbf{R}(k)$ ($\sigma = 30$). Початкове значення вектора стану $\mathbf{x}(0)$ у кожній реалізації приймалось випадковим, у той час як початкова оцінка $\mathbf{x}^*(0/0)$ кута місця ПС оставалась незмінною.

На рис. 1а показана одна з можливих реалізацій потоку первинних вимірювань кута місця ПС з аномальними похибками при $q_\sigma(k+1) = 1 - q_1(k+1) = 0.2$; $\sigma = 30$. Результати обробки цього потоку, отримані адаптивним пристроєм фільтрації з підвищеною стійкістю до порушень працездатності кутомірного радіоканалу ілюструються рис.1б, а характеристики точності представлені на рис. 2. Значення $P_{11}(k/k)$ отримані шляхом усереднення 50-и реалізацій оцінок, що вироблялись адаптивним

фільтром підвищеної надійності при фіксованій реалізації індикаторної послідовності $\theta(k+1)$ протягом усього обчислювального експерименту. У даному обчислювальному експерименті апостеріорний розподіл $f[q_1/Y_1^k]$ апроксимувався на інтервалі $[0, 1]$ рівно-дискретною сіткою, яка складалася з п'ятдесяти точок. Потім кожне дискретне значення апостеріорної густини розподілу $f[q_1/Y_1^k]$ перераховувалось на кожному такій обчислень за формулою

$$p[q_i/Y_1^{k+1}] = \frac{\{q_i f[y(k+1)/Y_1^k, \theta(k+1)=1] + (1-q_i) f[y(k+1)/Y_1^k, \theta(k+1)=\sigma]\} p[q_i/Y_1^k]}{q_i(k) f[y(k+1)/Y_1^k, \theta(k+1)=1] + [1-q_i(k)] f[y(k+1)/Y_1^k, \theta(k+1)=\sigma]}$$

для отримання відповідного дискретного значення апостеріорної густини розподілу $f[q_1/Y_1^{k+1}]$.

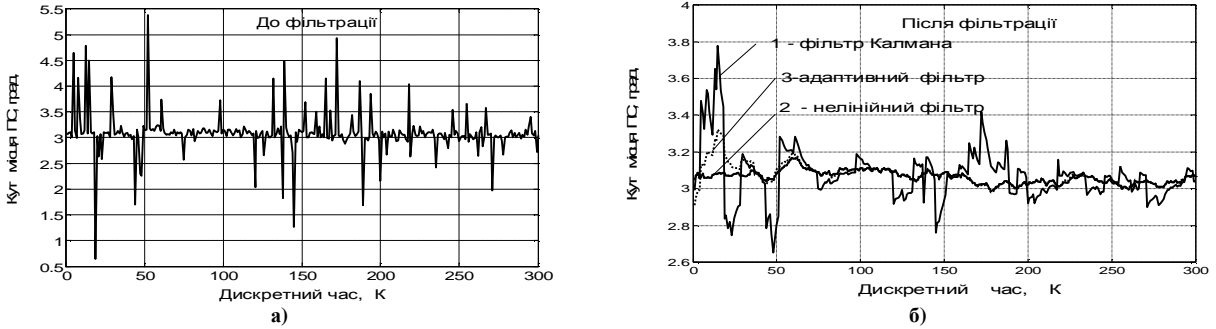


Рис. 1. Результати фільтрації аномальних похибок куткових вимірювань

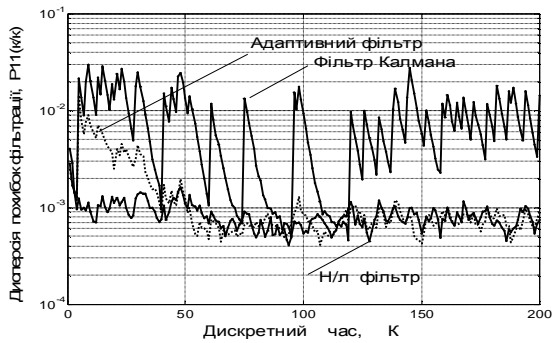


Рис. 2. Якісні показники фільтрів аномальних похибок куткових вимірювань

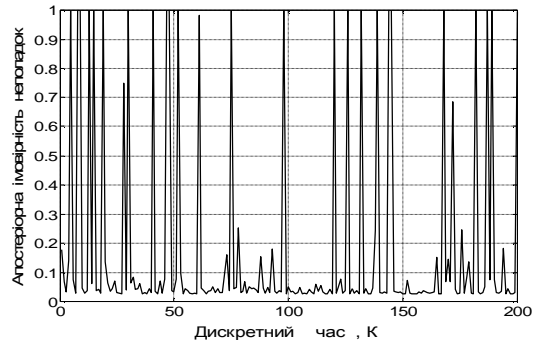


Рис. 3. Зміна у часі апостеріорної ймовірності $p[\theta(k) = 1 | Y_1^k]$ виявлення аномальних похибок

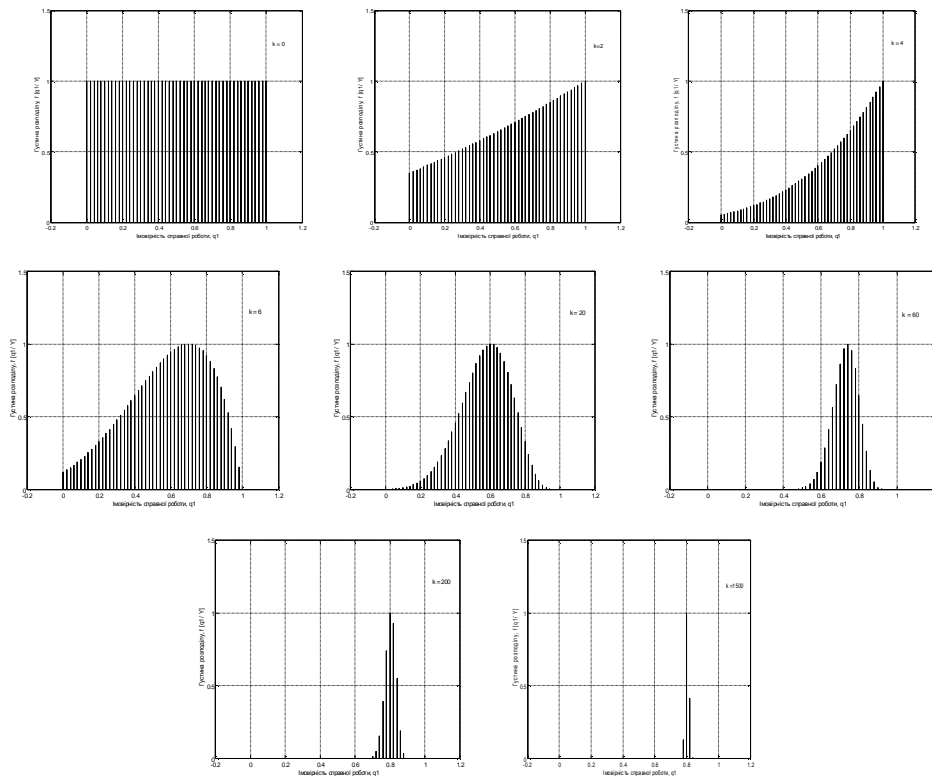


Рис. 4. Еволюція густини розподілу ймовірностей справної роботи кутомірного каналу $f[q_1/Y_1^{k+1}]$ у процесі адаптації

Середнє значення ймовірності справного стану каналу спостережень на кожному такті обчислювалось на основі співвідношення

$$q_1(k) = 0.02 \sum_{i=0}^{49} q_i p[q_i / Y_1^k].$$

Типова реалізація середнього значення ймовірності $\overline{q_1}(k)$ показана на рис. 5 і ілюструє процес подолання апріорної невизначеності протягом перших сорока тактів рекурентних обчислень. Після того, як статистика неполадок вивчена процес збіжності до істинного значення ймовірності неполадок 0.2 проходить досить повільно (рис. 4). Це значить, що адаптивні схеми фільтрації слід використовувати у тих випадках, коли питання оптимізації перехідного процесу не стоїть на порядку денному, а динаміка зміни у часі інформаційного параметру значно повільніша за динаміку адаптивного фільтра.

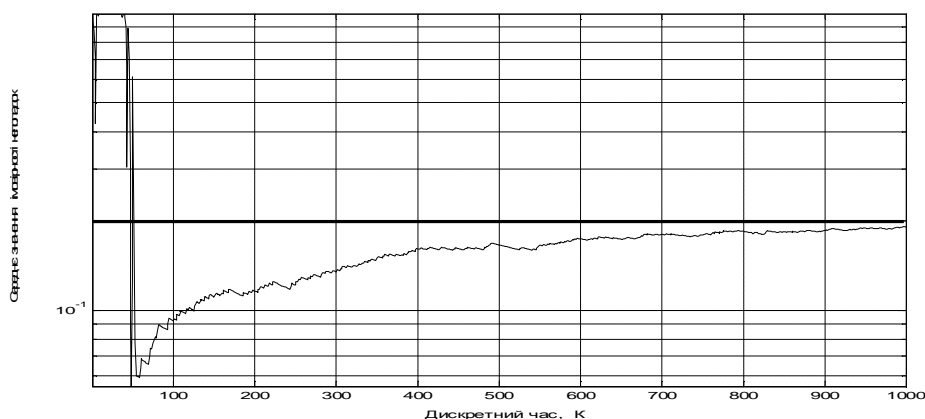


Рис. 5. Зміна у часі середнього значення апостеріорної ймовірності розладнань та її збіжність у процесі адаптації до істинного значення 0.2

Висновки. Аналіз наведених кривих показує, що за характеристиками точності в усталеному режимі адаптивний фільтр близький до оптимального нелінійного фільтра, який генерує псевдобайєсові оцінки кута місця повітряного судна, але натомість від останнього не вимагає апріорних даних про ймовірність можливих розладнань. Розбіжність цих оцінок на перших 40–50 тактах обчислювального процесу можна пояснювати ефектом самонавчання адаптивного фільтра та подолання початкової апріорної невизначеності, про що свідчать рис. 4–5. Порівняно з фільтром Калмана, виграв у точності складає приблизно у 25–30 разів, а апостеріорна ймовірність аномальних похибок $p[\theta(k) = \sigma Y_1^k]$, яка керує матричним коефіцієнтом передачі фільтра змінюється у часі так, як показано на рис. 3. При відсутності аномалій $p[\theta(k) = \sigma Y_1^k] = 0$ розглянуті фільтри мають однаковий механізм фільтрації і характеристики точності співпадають. Проте, як уже вище наголошувалось, реалізація схеми адаптивної фільтрації потребує значних обчислювальних ресурсів – об'єму пам'яті та лічильного часу. Це пов'язано, головним чином, з необхідністю апроксимації неперервної густини розподілу ймовірностей $f[q_1 / Y_1^k]$ її значеннями у дискретних точках та подальшим корегуванням і зберіганням цих значень у процесі рекурентних обчислень.

Перспективи подальших досліджень. Аналіз отриманих результатів показує, що підвищення стійкості розроблених методів фільтрації до аномальних похибок кутових вимірювань потребує надмірності програмних засобів у вигляді додаткових обчислень у реальному часі порівняно з алгоритмом фільтра Калмана. Це призводить до надмірного завантаження обчислювальних засобів і при обмеженому часі обробки кутових даних може бути неприпустимим. Той факт, що за наявності аномальних похибок індикаторна змінна $\theta(k+1)$ приймає значення $\sigma \gg 1$ можна ефективно використати для побудови квазіоптимальних методів дискретної фільтрації також з підвищеною, але меншою порівняно з розглянутою стійкістю до порушень працездатності кутомірного радіоканалу.

Література

1. O'keeffe H. B. The development of interscan – a new microwave approach and landing guarantee system for International Civil Aviation / H. B. O'keeffe, W. G. Feige // Proc. of IREE. – 1975. – Vol. 36. – P. 145–148.
2. Sanders L. Instrument Landing System / L. Sanders, V. Fritch, Jr. John // IEEE Trans. on Com. – 1973. – Vol. 21. – № 5. – P. 435–454.
3. Оптимальна фільтрація різноточних кутових вимірювань в системі посадки сантиметрового діапазону / В.М. Кичак, Ю.М. Воловик, А.Ю. Воловик, М.А. Шутило // Вісник Хмельницького національного університету. Технічні науки. – 2011. – № 3. – Т. 1. – С. 154–161.
4. Сосновский А. А. Радиоэлектронное оборудование летательных аппаратов / А.А. Сосновский,

И.А. Хаймович. – М. : Машиностроение, 1987. – 256 с.

5. Ярлыков М.С. Статистическая теория радионавигации / Ярлыков М.С. – М. : Радио и связь, 1985. – 344 с.

6. Сантиметровые системы посадки самолетов / [В.М. Бенин, Е.И. Шолупов, В.А. Кожевников, И.А. Хаймович]. – М. : Машиностроение, 1985. – 224 с.

7. Сейдж Э. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении / Э. Сейдж, Дж. Мелс ; пер. с англ. ; под ред. Б. Р. Левина. – М. : Связь, 1976. – 496 с.

8. Зингер Р.А. Оценка характеристик оптимального фильтра для слежения за пилотируемой целью / Р.А. Зингер // Зарубежная радиоэлектроника. 1971. – № 8. – С. 5–28.

Надійшла 21.6.2012 р.

Рецензент: д.т.н. Осадчук О.В.

УДК 621.396.6

О.В. ВОЙЦЕХОВСЬКА, О.О. ЛАЗАРЄВ, Л.І. ПОКОТИЛЮК, Р.Ю. ЧЕХМЕСТРУК

Вінницький національний технічний університет

ДОСЛІДЖЕННЯ СХЕМОТЕХНІЧНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ L-НЕГАТРОНІВ НА ОПЕРАЦІЙНОМУ ПІДСИЛЮВАЧІ

Проведено дослідження реалізації L-негатронів на інверторах від'ємного імпедансу на операційних підсилювачах. Показано, що перевагою реалізації L-негатронів на інверторах від'ємного імпедансу є можливість одержання від'ємної індуктивності без використання котушок індуктивності шляхом інверсії реактивного опору додатної ємності.

The research of realization of L-negatron on negative impedance invertors on operational amplifiers is worked out. A possibility of obtain negative inductance without inductance coils by inversion reactance of positive capacitance is an advantage of L-negatron on negative impedance invertors.

Ключові слова: L-негатрон, інвертор від'ємного імпедансу, від'ємна індуктивність.

Вступ

Використання в сучасних інформаційних системах нових функціональних пристроїв електроніки, таких як L-негатрони – прилади, що мають від'ємне значення диференційної індуктивності, – дає можливість покращити їх технічні параметри, такі як швидкодія, точність вимірювань, чутливість тощо [1]. Перспективною є реалізація від'ємної індуктивності схемотехнічним шляхом, оскільки це дозволяє синтезувати L-негатрони з необхідними параметрами без значних технологічних складностей.

Отримати від'ємне значення індуктивності можна за допомогою перетворювачів імпедансу (ПІ), які дозволяють перетворити додатну індуктивність або ємність навантаження у вхідну від'ємну індуктивність шляхом забезпечення необхідного зсуву фаз між напругою і струмом через зміну напрямку струму в операційному підсилювачі або зміні знаку напруги [2].

Перетворювачі від'ємного імпедансу будуються на підсилювачі, охопленому позитивним зворотним зв'язком. Як підсилювач в ПІ можуть використовуватися різні активні прилади, однак сучасні операційні підсилювачі (ОП) є універсальними приладами, що дозволяють будувати ПІ, параметри яких в широкому діапазоні частот не залежать від передатної характеристики активних приладів, а визначаються параметрами елементів кіл зворотного зв'язку, забезпечують схемотехнічну простоту реалізації, широкий частотний діапазон роботи (від нуля до сотень мегагерц), так як частота, на якій коефіцієнт підсилення рівний одиниці, сучасних високошвидкісних ОП досягає 1,5 ГГц [3].

Основи побудови перетворювачів імпедансу на операційних підсилювачах описано в роботах Ф. Бенінга [2], Ж. Марше [4], І.М. Філановського та інших [5, 6]. Однак, в основному увага приділялась R-негатронам – приладам з від'ємним диференціальним опором, і лише Ф. Бенінг [2] першим показав, що ці принципи можна покласти в основу реалізації від'ємної ємності [7] та індуктивності.

Мета роботи та формулювання задач дослідження

Метою роботи є:

- 1) проведення дослідження різних варіантів схемотехнічної реалізації L-негатрона на інверторах від'ємного опору, що використовують операційні підсилювачі;
- 2) обґрунтування принципів побудови L-негатронів;
- 3) комп'ютерне моделювання з метою визначення оптимальних та граничних значень параметрів.

Теоретичне обґрунтування побудови L-негатронів на операційних підсилювачах

При побудові перетворювачів від'ємного імпедансу при позитивному послідовному зворотному зв'язку за напругою (U -ПІ) або паралельному зворотному зв'язку за струмом (I -ПІ) реалізуються конвертори від'ємного опору, для яких від'ємний вхідний імпеданс Z_{ex} пропорційний імпедансу навантаження Z_n ; а при позитивному паралельному зворотному зв'язку за напругою або послідовному зворотному зв'язку за