

Науковий журнал

2.2006

ВІСНИК

**Хмельницького
національного
університету**



(Вісник Технологічного
університету Поділля)

Технічні науки, Т1

**Ювілейний випуск до 40-річчя
заснування Інституту механіки
та інформатики**

Хмельницький 2006

ВІСНИК

Хмельницького

національного

університету

Засновано в липні 1997р.

Виходить 6 разів на рік

Хмельницький, 2006, №2, Т.1 (79)

**Засновник і видавець: Хмельницький національний університет
(до 2005 р. – Технологічний університет Поділля, м. Хмельницький)**

Головний редактор	Скиба М.Є. , заслужений працівник народної освіти України, академік УТА, д.т.н., професор, ректор Хмельницького національного університету
Голова редакційної колегії	Сілін Р.І. , заслужений працівник народної освіти України, академік МАІ, академік АН України, академік УТА, д.т.н., професор
Заступник головного редактора	Каплун В.Г. , академік УТА, д.т.н., професор
Відповідальний секретар	Гуляса В.О. , завідувач патентно-інформаційним відділом, Хмельницький національний університет

Члени редколегії

Технічні науки

д.т.н. Кіницький Я.Т., к.т.н. Баннова І.М., д.т.н. Гладкий Я.М., к.т.н. Домбровський А.Б., к.т.н. Драпак Г.М., д.т.н. Калда Г.С., д.т.н. Камбург В.Г., д.т.н. Ковтун В.В., д.т.н. Костогриз С.Г., д.т.н. Кузьменко А.Г., д.т.н. Локазюк В.М., д.т.н. Мазур М.П., к.т.н. Мандзюк І.А., д.т.н. Мичко А.А., д.т.н. Мясішев О.А., д.т.н. Параска Г.Б., д.т.н. Ройзман В.П., д.т.н. Рудницький В.Б., д.т.н. Семенюк М.Ф., д.т.н. Славинська А.Л., д.т.н. Стечишин М.С., к.т.н. Троцишин І.В., д.т.н. Шевеля В.В., д.т.н. Либа В.П., д.ф.-м.н. Качурик І.І.

Технічний редактор Атаєв А.Ф.
Редактор-коректор Броженко В.О.

Адреса редакції: Україна, 29016, м. Хмельницький, вул. Інститутська, 11, Хмельницький національний університет
☎ редакція журналу "Вісник Хмельницького національного університету"
e-mail: (8-03822) 2-51-08
patent_1@beta.tup.km.ua
web: <http://visniktup.narod.ru>
http://library.tup.km.ua/visnyk_tup.htm

Зареєстровано Міністерством України у справах преси та інформації.
Свідоцтво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації
Серія КВ № 9722 від 29 березня 2005 року (перереєстрація)

© Хмельницький національний університет, 2006
© Редакція журналу "Вісник Хмельницького національного університету", 2006

**АНАЛІЗ ХАРАКТЕРИСТИК ПРОЦЕДУРИ КОНТРОЛЮ ДОСТОВІРНОСТІ
КУТОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ У РАДІОМАЯЧНІЙ СИСТЕМІ ПОСАДКИ
САНТИМЕТРОВОГО ДІАПАЗОНУ**

Для системи посадки сантиметрового діапазону запропонована спрощена процедура контролю достовірності кутових даних, яка ефективно використовує заданий формат сигналу та спосіб сканування виділеного кутового сектору, проаналізовано якісні показники контрольної процедури та дано рекомендації щодо її практичної реалізації

Вступ

У радіомаячній системі посадки сантиметрового діапазону TRSB (Time Reference Scanning Beam), яка виконавчим комітетом ICAO (International Civil Aviation Organization) прийнята у якості стандарту систем посадки повітряних суден (ПС) на перспективу після 2000 року, підвищена достовірність та цілісність кутової інформації обумовлена як способом просторового сканування заданого кутового сектора так і прийнятим форматом сигналів та методом їх обробки [1, 2]. Зокрема стандартом TRSB передбачено визначення кутових координат ПС бортовим вимірником шляхом вимірювання часової різниці між двома послідовними опроміненнями ПС вузькими віялоподібними променями, які швидко сканують у виділеному кутовому секторі у напрямку "вперед" – "назад", як показано на рис.1.

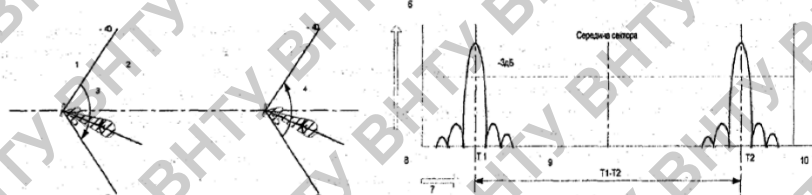


Рис.1. Вимірювання кутових координат повітряного судна у системі посадки сантиметрового діапазону:

- 1- азимутальна антена; 2- осова лінія ЗПС; 3- сканування "вперед"; 4- сканування "назад";
- 5- сигнальний імпульс; 6- поріг вимірювання -3дБ; 7- час, ме, 8- початок сканування "вперед";
- 9- кутове положення повітряного судна пропорційне результату вимірювання часової різниці $T_1 - T_2$;
- 10 - кінець сканування "назад".

Рівномірність руху скануючих променів призводить до двократного опромінення ПС на протязі одного періоду сканування та симетричному розташуванні сигнальних імпульсів "вперед" – "назад" відносно середини виділеного кутового сектора. Регулярність появи сигнальної пари імпульсів "вперед" – "назад" та їх симетрія відносно середини сектора сканування може бути покладена у основу процедури контролю достовірності кутових даних [2,3].

Постановка задачі

Оскільки принцип роботи вищезгаданої контрольної процедури є однаковим для обох кутових каналів – курсу та глісади, то обмежимося її описом на прикладі азимутального каналу. Припустимо, що на $(k-1)$ -му циклі сканування схемою селекції виділено сигнальний імпульс "вперед" максимальної амплітуди, а його часове положення відносно середини сектора сканування зафіксовано шляхом виставлення відповідного строб-імпульсу. Рівномірність руху скануючого променя дозволяє виставляти упереджений строб-імпульс під сигнальний імпульс "назад". Якщо кутовий сигнальний імпульс "назад" потрапляє в строб упередження, то вмикається схема вимірювання часового інтервалу між характерними точками кутових сигнальних імпульсів "вперед" – "назад", виконується відлік кута місця ПС, при цьому часове положення імпульсного сигналу "вперед" запам'ятовується на наступний k -й цикл сканування. Проте через вплив перешкод симетричні пари можуть з'являтися нерегулярно, а тому результати вимірювань не обробляються до тих пір поки у процедурі контролю достовірності кутових даних не буде виконано певних умов з урахуванням того факту, що внесення запізнення обмежується маневреними можливостями ПС і повинно бути мінімальним.

Оскільки послідовність випробовувань, яка полягає у фіксації факту потрапляння або не потрапляння кутових сигнальних імпульсів в упереджений строб-імпульс є статистично незалежною, причому кожен її елемент може приймати лише два несумісні значення:

$$Y_i = \begin{cases} A - \text{з імовірністю } p_{ci}; \\ \bar{A} - \text{з імовірністю } p_{mi}, \end{cases}$$

де p_{ci} , p_{mi} – априорно задані імовірності потрапляння в строб упередження на протязі i -го циклу сканування сигнального та хибного імпульсів, відповідно, то за таких умов контроль достовірності кутових даних, по суті, зводиться до перевірки простої гіпотези H_0 – "сигнал є" проти її простої альтернативи H_1 безпосередньо у процесі виконання посадочного маневру, тобто у реальному масштабі часу.

Згідно [4], загальний вираз для логарифму відношення правдоподібності через N циклів сканування можна записати:

$$0 \leq -\lg \left(\frac{1-p_{pp}}{P_{xm}} \right) + \sum_{i=1}^N \left[Y_i \cdot \lg \left(\frac{a_i}{p_{mi}} \right) + (1-Y_i) \cdot \lg \left(\frac{1-a_i}{1-p_{mi}} \right) \right] \leq \lg \frac{P_{pp} \cdot (1-P_{xm})}{P_{xm} \cdot (1-P_{pp})}$$

де $a_i = 1 - (1-p_{ci})(1-p_{mi})$ – імовірність попадання імпульсу у строб у i -му циклі сканування;

P_{pp} , P_{xm} – априорно задані імовірності правильного виявлення та хибної тривоги, відповідно.

У цьому виразі величину $-\lg[(1-P_{pp})/(1-P_{xm})]$ можна розглядати як початкову вагу вимірювань, відому априорно, а складові $\lg(a_i/p_{mi})$, $\lg[(1-a_i)/(1-p_{mi})]$ – як вагу поточних вимірювань з результатами A , \bar{A} .

На практиці вхід ПС у зону дії радіомаяка та прямування згідно вибраної траєкторії відбувається на відносно невеликих відстанях, тому прийом сигналів на борту ПС здійснюється при малих рівнях шумів, тобто співвідношення сигнал / шум є суттєво більшим одиниці. За таких умов ваги поточних вимірювань мало відрізняються від "+1" та "-1", що дає можливість, для практично цікавих випадків, процедуру контролю достовірності кутових даних звести до наступного:

– якщо на i -му циклі сканування сигнальний імпульс потрапив у строб-імпульс "вперед", то вага вимірювання збільшується на одиницю порівняно з попереднім результатом;

– якщо на i -му циклі сканування у строб-імпульс "назад" потрапив хибний імпульс, то вага вимірювання зменшується на одиницю.

З практичної точки зору, це дозволяє застосувати субоптимальну процедуру контролю достовірності кутових даних у вигляді широко відомої схеми реверсивного лічильника, вміст якого у кожному циклі сканування порівнюється з верхнім та нижнім порогами. Початковий стан лічильника визначається початковою вагою вимірювань, яку можна визначити наперед на основі априорно заданих величин P_{pp} , P_{xm} .

Розрахунок та аналіз якісних показників процедури контролю достовірності кутових даних

Для спрощеного розрахунку якісних показників субоптимальної процедури контролю достовірності кутових даних: середній час прийняття рішення, імовірність правильного рішення через N циклів сканування, середньоквадратичний розкид часу прийняття рішення скористаємось моделлю дискретних випадкових блукань [5], якщо у якості випадкових координат блукаючої частки прийняти вміст реверсивного лічильника, а у якості початкового стану лічильника – початкову вагу вимірювань, послідовно з верхнім та нижнім порогами прийняття рішень поглинаючі екрани. Для цього випадку різницеве рівняння, яке описує траєкторію випадкових блукань має вигляд [6]:

$$P(z, n) = p P(z+1, n) + (1-p) P(z-1, n), \quad (1)$$

де $P(z, n)$ – імовірність того, що вміст реверсивного лічильника вперше перевищить нижній поріг рахунку;
 z – вміст лічильника;
 $p = f(p_{ch}, p_{ur})$ – імовірність того, що сигнальний імпульс потрапить у строб.

Граничні умови, які пов'язані з досягненнями порогів прийняття рішень, зводяться до співвідношень:

$$P(0, n) = P(a, n) = 0 \text{ при } n \gg 1;$$

$$P(0, 0) = 1, P(z, 0) = 0 \text{ при } z > 0;$$

$$a = \lg \frac{(1 - P_{кр}) P_{пр}}{(1 - P_{пр}) P_{кр}} - \text{верхній поріг рахування.}$$

Застосування стандартного прийому розв'язування різницевих рівнянь з використанням апарату утворювальних функцій:

$$F(z, s) = \sum_{n=0}^{\infty} P(z, n) s^n$$

дозволяє показати, що утворювальна функція $F(z, s)$ імовірності першого досягнення верхнього порігу рахування описується виразом:

$$F_a(z, s) = (p/q)^{a-z} \frac{\lambda_1 z(s) - \lambda_2 z(s)}{\lambda_1 a(s) - \lambda_2 a(s)}, \quad q = 1 - p;$$

де $\lambda_{1,2} = \frac{1 \pm (1 - 4pq)^{1/2}}{2ps}$ – окремі розв'язки різницевого рівняння відносно утворювальної функції $F(z, s)$

Середній час до прийняття рішення та дисперсія часу аналізу знаходяться з наступних співвідношень [6]:

$$T_c = E\{T\} = \left. \frac{dF_a(z, s)}{ds} \right|_{s=1} \quad (2)$$

$$D\{T\} = \left\{ \frac{d^2 F_a(z, s)}{ds^2} + \frac{dF_a(z, s)}{ds} \left[\frac{dF_a(z, s)}{ds} \right]^2 \right\} \Big|_{s=1} \quad (3)$$

Зворотне перетворення $F_a(z, s)$ з використанням розкладання утворювальної функції на прості дроби приводить до явного виразу імовірності прийняття правильного рішення за n -му цикл сканування, тобто імовірності захоплення сигналу азимутального радіомаяка:

$$P(z, n) = (1/a) 2^a q^{[n-(a-z)]/2} p^{[n-(a-z)]/2} \sum_{\nu=1}^{a-1} \cos(\pi \nu / a) \sin(\pi \nu / a) \sin[\pi \nu (a-z) / a].$$

Розрахунок якісних показників для випадку, коли приймається рішення про недостовірність кутових даних, знову опирається на рівняння (1), але зі зміненими граничними умовами та поєднанням з верхнім порогом рахунку пружного екрану, а з нижнім – поглинаючого. З фізичної точки зору це означає, що втрата раніше захопленого сигналу відбувається лише після a потраплянь послідовних імпульсів у строб-імпульс сканування " назад ". Утворювальна функція для імовірності першого досягнення нижнього порігу згідно [6] матиме вид:

$$F_b(z, s) = (q/p)^{z^2} \frac{[q^{1/2} \sin(a-z+1)\varphi - p^{1/2} \sin(a-z)\varphi]}{[q^{1/2} \sin(a+1)\varphi - p^{1/2} \sin(a\varphi)]}$$

Середній час прийняття рішення, у відповідності з формулою (2), складає

$$E\{T\} = \begin{cases} \frac{z}{q-p} + \frac{p(a+1)}{q^2 (q-p)^2} [1 - (q/p)^a] & \text{при } q \neq p, \\ z + z(2a-z) & \text{при } q = p. \end{cases}$$

Оскільки явний вираз для $D\{T\}$ у відповідності з формулою (3) отримати утруднено, то подальші розрахунки показників якості виконувались за допомогою ЕОМ. Імовірність втрати кутового сигналу на n -му

сканувальному циклі розраховувалась за наступною формулою:

$$P(z, n) = -2^n q^{(n+1)/2} p^{(n-1)/2} \sum_{v=1}^a \cos^{v-1} \phi_v \frac{q \sin^2 \phi_v}{\{(a+1) q^{1/2} \cos(a+1) \phi_v - a p^{1/2} \cos(a \phi_v)\}}$$

де ϕ_v – корені рівняння $q^{1/2} \sin(a+1) \phi - p^{1/2} \sin(a \phi) = 0$, які лежать у інтервалі $[\pi v/(a+1), \pi(v+1)/(a+1)]$, $v = 1, \dots, a$.

Рівняння такого типу, звичайно, розв'язують чисельними методами.

У якості контрольного прикладу проведемо розрахунки якісних показників процедури контролю достовірності кутових даних для азимутального каналу за наступних початкових даних: $p_c = 0,8$; $p_{\text{ши}} = 0,1$; $P_{\text{пр}} = 0,95$; $P_{\text{зм}} = 10^{-6}$. На рис.2 наведена зростаюча від циклу до циклу імовірність прийняття правильного рішення, яка обчислювалась за формулою:

$$P_r = \sum_{n=0}^N P(z, n) \text{ і представлена кривими 1,2,3 .}$$

З огляду на криву 1 неважко помітити, що процес прийняття правильного рішення закінчується з імовірністю рівній одиниці. Розкид кривих на рис.2 показує на високу чутливість часу аналізу до імовірностей результатів випробувань, пов'язаних з перевіркою потраплянь сигнальних імпульсів у строб-імпульс сканування "назад". Дійсно порівняння кривих 1 та 2 підтверджує, що при однакових імовірностях захоплення сигналу радіомаяка, наприклад, $P_r = 0,5$ час аналізу для випадку $p_c = 0,6$ у 4-5 разів більше ніж при $p_c = 0,8$.

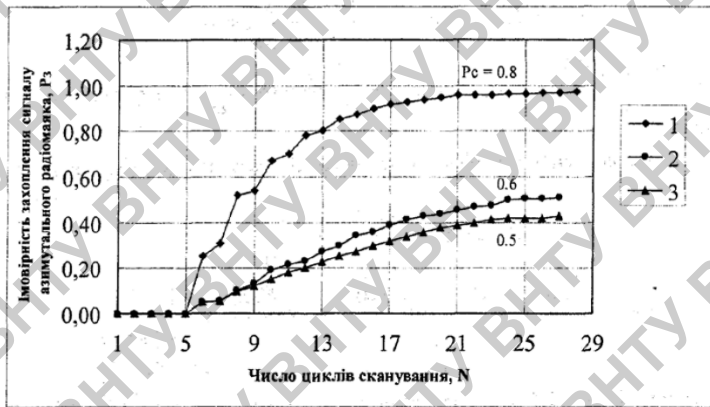


Рис.2. Залежність імовірності захоплення сигналу азимутального радіомаяка від числа циклів сканування

У табл. 1 наведено середні значення часу прийняття рішення про достовірність кутових даних для різних режимів роботи азимутального радіомаяка та різних p_c .

Таблиця 1

Середні значення та дисперсії часу захоплення сигналів азимутального радіомаяка для різних режимів роботи процедури контролю достовірності

Імовірність попадання сигналу азимутального радіомаяка у строб-імпульс "назад", P_c		0.2	0.4	0.5	0.6	0.8
Режим захоплення сигналу азимутального радіомаяка	$T_{\text{сп}}, \text{с}$	-	-	0.39	0.33	0.29
	$D\{T_{\text{сп}}\}, \text{с}^2$	-	-	-	0.14	0.02
Режим втрати сигналу азимутального радіомаяка (без попереднього захоплення)	$T_{\text{сп}}, \text{с}$	0.11	0.23	-	0.105	-
	$D\{T_{\text{сп}}\}, \text{с}^2$	0.006	0.076	-	0.047	-

Найбільше середнє значення часу аналізу відповідає $p_c = 0,5$ і дорівнює приблизно 0,4с. Оскільки вимірювання кутових координат ПС, зазвичай, виконуються при $(c/\omega) \gg 1$, то величини p та q суттєво відрізняються від 0,5. У такому, важливому для практики, випадку величина $T_c = 0,4\text{с}$ може слугувати лише у якості верхньої границі оцінки середнього часу прийняття правильного рішення. Якісні показники процесу втрати раніше захопленого сигналу азимутального радіомаяка наведено у табл. 2 та на рис. 3.

Таблиця 2

Середні значення та дисперсії часу втрати сигналів азимутального радіомаяка для різних режимів роботи процедури контролю достовірності

Імовірність попадання сигналу азимутального радіомаяка у строб-імпульс "назад", P_c	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
Режим втрати сигналу азимутального радіомаяка (після попереднього захоплення)					
T_{cp} , с	0.32	0.43	0.59	1.03	2.57
$D\{T_{cp}\}$, с ²	0.005	0.022	0.078	0.384	-

Для цього режиму максимальне значення величини T_c становить біля 2,6 с. Середні значення часу захоплення сигналу радіомаяка та його втрати суттєво різні завдяки різним початковим та граничним умовам.

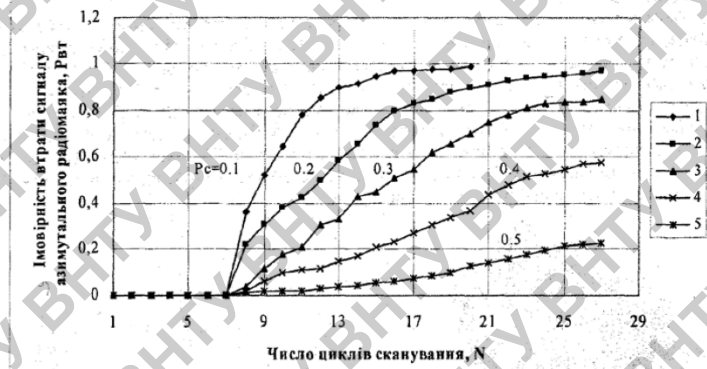


Рис.3. Залежність імовірності втрати сигналу азимутального радіомаяка від числа циклів сканування

Висновки

1. Наведені розрахунки показують, що з точки зору оперативності контролю достовірності посадочних даних доцільно використовувати субоптимальний послідовний алгоритм, зручний для практичної реалізації через відсутність трудомістких операцій множення, ділення та взяття натурального логарифму. При цьому для ймовірностей $P_{np} = 0.95$, типових для високоточних систем, час прийняття рішення про передачу сигналу наведення на супровід у середньому складає 0.3с при середньоквадратичному розкиді менше ніж 0.15с, що дозволяє обмежити величину верхнього порогу рахування до восьми, тобто при апаратній реалізації алгоритму застосувати трьохрозрядний реверсивний лічильник.

2. Якісні показники контрольної процедури найбільш критичні до зміни імовірності потрапляння кутового сигнального імпульсу у строб сканування "назад". Так, наприклад, для вибраних порогів рахування $\Pi_n=8$, $\Pi_n=0$ та заданих $P_{np} = 0.95$; $P_{ст} = 10^{-6}$ двократне збільшення цієї імовірності від 0.2 до 0.4 викликає зростання дисперсії часу аналізу прийняття рішення про втрату супроводу більш ніж у 17 разів.

Література

1. Time Reference Scanning Beam Microwave Landing System for International Civil Aviation, New-York, FAA, December. Working Grup Seventh Meeting – London. Signal format specification for the time reference scanning beam., FAA, 1975, OP 233-261.
2. Спецификация формата сигнала для системы сканирующего луча с отсчетом времени. Материалы FAA, 1975г., февраль, OP 233-261.
3. Сантиметровые системы посадки самолетов / В.М. Бенин, Е.И. Шолупов, В.А.Кожевников, И.А. Хаймович. – М.: Машиностроение, 1985. – 224 с.
4. Тихонов В.И., Миронов М.А. Марковские процессы. – М.: Сов. радио, 1967. – 488 с.
5. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения: Пер. с англ. / Под ред. Е. Б. Дынкина. – М.: Мир, 1967. – Т.1. – 423с.
6. Weesakul B. The random walk between a reflecting and absorbing barrier.-Ann. Math. Statist., 32, №3, 1961, p. 63-78.

Надійшла 22.03.2006 р.