

Висновки

За результатами практичних досліджень, що проведені за допомогою сучасних САПР розробки ПП, за результатами аналізу впливу перекосу діелектрика у смужковій лінії передачі високошвидкісних інтерфейсів, встановлено:

- 1) перекош шарів найбільш сильно впливає на такі параметри око-діаграми, як око-ширини і око-висота, що обумовлено інтерференцією прямої та відбитої хвилі («дзвін»);
- 2) під час перекосу діелектрика не виникає суттєвих затримок передачі сигналу завдяки тому, що діелектрична проникність матеріалу у зонах стискання змінюється не суттєво, а основний вплив відбувається за рахунок деформації геометричних розмірів топологічних елементів та їх взаємного розташування;
- 3) розмах джитера збільшується приблизно на 20%, що обумовлено додаванням нестабільностей параметрів усієї лінії передачі у численні відбиті (перевідбиті) хвилі, що з'являється під час перекосу.
- 4) явище перекосу шарів препрегу впливає на інтегральну цілісність сигналів, що може бути оцінена, як погіршення якісних показників ліній передачі до 20% за умови величини перекосу, що сягає третини товщини препрегу у складі смужкової лінії передачі високошвидкісного інтерфейсу передачі сигналів UWB;
- 5) у лініях передачі печатних плат, що використовують UWB пристрої і сигнали глобальний перекош діелектрику вздовж печатної плати найбільш сильно впливає на диференційні лінії передачі із електромагнітним зв'язком вздовж широкого боку печатних провідників, тому останні не рекомендується використовувати у пристроях вказаного призначення.

Література

1. Джонсон Говрад В. Конструирование высокоскоростных цифровых устройств: начальный курс черной магии / Джонсон Говрад В., Грэхем, Мартин. : Пер. с англ. – М.: Издательский дом «Вильямс», 2006, – 624с.:ил. – Парал. тит. англ.
2. Джонсон Говрад В. Высокоскоростная передача цифровых данных: высший курс черной магии / Джонсон Говрад В. : Пер. с англ. – М.: Издательский дом «Вильямс», 2005, - 1024с.:ил. – Парал. тит. англ.

Рецензент: д.т.н. Троцишин І.В.
Надійшла 6.2.2012 р.

УДК 551.501.793

В.П. РОЙЗМАН, О.В. ОМЕЛЬЯНЧУК, І.В. ГУРМАН
Хмельницький національний університет

МЕТОД СТАТИСТИЧНОЇ ОЦІНКИ СТРУКТУРНОЇ НАДІЙНОСТІ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

В статті розглядається метод оцінки надійності складних радіотехнічних систем, що базується на узагальненні статистичних оцінок надійності окремих підсистем, дає змогу більш точно екстраполювати значення показників надійності радіотехнічних систем навіть при певній невизначеності їх системних проявів.

The article of estimation of reliability of the difficult radiotechnical systems that is based on generalization of statistical estimations of reliability of separate to the subsystem gives an opportunity more exactly to extrapolate the value of reliability of the radiotechnical systems indexes even at a certain vagueness them system displays, is examined in the article. The brought methodology over.

Ключові слова: радіотехнічні системи, надійність.

Аналіз сучасних тенденцій розвитку радіотехнічних систем (РТС) свідчить про стрімке підвищення їх функціональності, що призводить до значного ускладнення їх структури, а відповідно до зниження показників надійності. Незважаючи на поліпшення якості елементної бази, підвищення надійності таких систем може бути забезпечене тільки на основі комплексного підходу. Сутність даного підходу полягає в системному урахуванні складної структури РТС, сумісному використанні методів резервування (зокрема, часового і структурного) і вдосконаленні методів організації і проведення профілактико-відновлювальних заходів з максимальним урахуванням чинників і умов реального функціонування систем [1, 2].

Одним з найрозповсюдженіших методів оцінки надійності складних технічних систем є метод статистичних випробувань. Однак для одержання статистично достовірних результатів, особливо при широкому різновиді властивостей надійності окремих елементів системи і її великої структурної надмірності, потрібні значні обсяги витрати машинного часу.

Аналіз показує, що основні витрати часу при статистичних випробуваннях складної системи обумовлені необхідністю перевірки працездатності в кожній реалізації. При високій початковій надійності p_i елементів або великій структурній надмірності, що характерно для розгалужених мереж комутації, перевірка працездатності переважної більшості реалізацій дає позитивний результат, що якісно характеризує їх

інформативність. А отже очевидним є прагнення знайти деяке перетворення системи, що дає змогу штучно зменшити початкову надійність її елементів, щоб швидше набрати необхідну статистику відмов і одержати зворотне перетворення, що дає змогу перераховувати отримані результати на реальні показники надійності елементів системи.

Назвемо перетином підмножину елементів системи, вилучення яких приводить до втрати працездатності. Розглянемо деякий перетин u , у який входить рівно z елементів. Частота випадання такого перетину при статистичних випробуваннях прагне по ходу випробувань до її ймовірності:

$$P_u = \prod_{i \notin u} p_i \prod_{i \in u} (1 - p_i). \quad (1)$$

Якщо позначити через N загальне число елементів системи, то ймовірність P_u можна записати у вигляді:

$$P_u = \left(\prod_{i=1}^N p_i \right) \prod_{j \in u} (1 - p_j) / p_j. \quad (2)$$

Змінимо вихідні показники надійності системи таким чином, щоб кожний співмножник $(1 - p_j) / p_j$ другого добутку збільшився в g раз. Інакше кажучи, замість елемента з надійністю p_j введемо елемент із надійністю p'_j такий, щоб задовольнялася умова:

$$(1 - p'_j) / p'_j = g(1 - p_j) / p_j. \quad (3)$$

При цьому з виразу (3) надійність наступного елемента визначається:

$$p'_j = \frac{1}{\left[p_j + g(1 - p_j) / p_j \right]}. \quad (4)$$

Якщо зробити перетворення виразу (2) для всіх елементів системи, то ймовірність випадання перетину u у процесі випробувань зміниться і складе:

$$P_u = \frac{\prod_{j \in u} g(1 - p_j) / p_j}{\prod_{i=1}^N [p_i + g(1 - p_i)]}.$$

Введемо коефіцієнт d збільшення частоти випадання перетину:

$$d = P'_u / P_u. \quad (5)$$

Підставляючи в вираз (5) старе і нове значення частоти випадання перетину u , одержуємо:

$$d = \prod_{i=1}^N p_i [p_i + g(1 - p_i)]^{-1} \prod_{j \in u} g(1 - p_j) / p_j. \quad (6)$$

Якщо в перетин u входить рівно z елементів, то

$$d = g^z \prod_{i=1}^N \frac{p_i}{[p_i + g(1 - p_i)]}, \quad (7)$$

де другий співмножник $\prod_{i=1}^N p_i [p_i + g(1 - p_i)]^{-1} = K$ константа для вихідної системи. Коефіцієнт

прискорення можна представити у вигляді $d = g^{zk}$. Звідси випливає, що запропоноване перетворення показників надійності не приводить до порушення відносної частоти появи перетинів фіксованої ваги z , так як коефіцієнт прискорення для всіх цих перетинів однаковий. Однак відносна частота появи перетинів ваги $z+w$ у порівнянні з перетинами ваги z збільшується в g^w разів. Тому в ході статистичних випробувань перетвореної системи можна набрати достатню статистику по перетинах більшої ваги, ймовірність появи яких у вихідній системі буває звичайно дуже низькою.

Перерахунок ймовірності появи перетину u з перетвореної системи у вихідну проводиться відповідно до виразу (5):

$$P_u = P'_u / d = \frac{P'_u}{g^z K}. \quad (8)$$

Для виконання зворотного перетворення (8) крім факту відмови системи необхідно фіксувати й вагу z відповідного перетину.

З виразу (8) випливає, що кожний випадок появи перетину u з вагою z у перетвореній системі відповідає $g^{-z} K^{-1}$ випадкам появи такого ж перетину у вихідній системі. При цьому якщо в перетвореній системі за час випробувань відбулося t відмов, то для вихідної системи еквівалентне число відмов складає:

$$m_{екв} = K^{-1} \prod_{i=1}^N g^{-z_i}, \quad (9)$$

де z_i – кількість елементів, що вийшли з працездатного стану при i -й відмові системи.

При виникненні чергової m -ї відмови в перетвореній системі, оцінка надійності P_m вихідної системи уточнюються відповідно до виразу:

$$P_m = 1 - m_{екв} / M = 1 - (MK)^{-1} \prod_{i=1}^N g^{-z_i}, \quad (10)$$

де M – загальне число переглянутих реалізацій станів перетвореної системи.

Виникає питання, яким слід вибирати параметр перетворення γ для максимального прискорення. Процесу статистичних випробувань конкретної системи. З виразу (4) слідує, що при $\gamma=1$ зміна вихідної надійності не відбувається і прискорення відсутнє. Якщо вибрати γ занадто великим, то в перетвореній системі будуть в основному виникати перетини великої ваги, не характерні для вихідної системи, причому їх внесок у результуючу надійність при більших z відповідно до виразу (8) буде невеликий. Тому параметр γ слід вибирати таким чином, щоб максимізувати ймовірність виникнення найбільш «ймовірних» перетинів.

Розглянемо ці питання більш докладно. Для простоти припустимо, що показники надійності всіх елементів системи однакові і дорівнюють p . Позначимо через $P(z)$ імовірність виникнення станів відмов ваги z . Очевидно, що ймовірність втрати працездатності системи в такому випадку складе:

$$Q = \sum_{z=1}^N P(z). \quad (11)$$

Зазвичай, для реальних систем значення $P(z)$ досить плавно міняється зі збільшенням ваги перетину, тому в якості найбільш ймовірного перетину можна вибрати клас перетинів середньої ваги:

$$Z_{cp} = \frac{\sum_{z=1}^N zp(z)}{\sum_{z=1}^N P(z)}. \quad (12)$$

Для надійних систем у виразі (12) можна знехтувати всіма членами, крім першого ненульового, що відповідає мінімальному перетину вагою z_0 , який і буде найбільш ймовірним. Таким чином, завдання полягає в тому, щоб максимізувати коефіцієнт прискорення для найбільш ймовірного перетину, тобто знайти максимум функції $d_{(g)}$ при $z=z_0, p_i=p, (i=1,2,\dots,N)$:

$$d_{(g)} = \frac{g^{z_0}}{[p + g(1-p)]^N}. \quad (13)$$

З умови $\partial d_{(g)} / \partial \gamma = 0$ одержуємо оптимальне значення:

$$g_0 = z_0 p \left[(N - z_0) / (1 - p) \right]^{-1}. \quad (14)$$

Підставляючи вираз (14) в (4), неважко перекопатись, що оптимальне значення γ_0 відповідає перерахованому значенню надійності елемента системи $p'=1-z_0/N$. Інакше кажучи, для максимального прискорення процедури статистичних випробувань необхідно в такий спосіб перерахувати надійність елементів системи, щоб середня вага відмов у перетвореній системі відповідала вазі найбільш ймовірного перетину.

Прискорення темпу набору статистики відмов відповідно до виразу (13) складе:

$$d_m = \left\{ \frac{z_0}{[(1-p)N]} \right\}^{z_0} \left[\frac{(N-z_0)}{(pN)} \right]^{N-z_0}.$$

Так, для системи з параметрами $p=0,99, N=20, z_0=3$, час випробувань можна скоротити приблизно в 150 раз для ймовірності отриманих результатів не гірше, чим у випадку прямого набору статистики відмов системи.

Проведені на ПЕОМ порівняльні статистичні випробування конкретних систем по звичайному і пропонованому методах показали, що прискорення збіжності результатів випробувань відповідає наведеним теоретичним оцінкам.

Література

1. Барзилович Е.Ю. Некоторые математические вопросы теории обслуживания сложных систем / Е.Ю. Барзилович, В.Н. Каштанов. – М. : Сов.радио, 1971. – 272 с.
2. Войнов К.Н. Прогнозирование надежности механических систем / Войнов К.Н. – Ленинград : Машиностроение, 1978. – 208 с.

3. Вопросы математической теории надёжности / Под. ред. Б.В. Гнеденко. – М. : Радио и связь, 1983. – 374 с.

4. Глазунов Л.П. Основы теории надежности автоматических систем управления / Глазунов Л.П., Грабовецкий В.П., Щербаков О.В. – Ленинград : Энергоатомиздат, 1984. – 208 с.

Рецензент: д.т.н. Троцишин І.В.

Надійшла 16.2.2012 р.

УДК 621.396.96

В.Б. РУДНИЦЬКИЙ, І.І. ЧЕСАНОВСЬКИЙ, Л.В. КАРПОВА, С.В. МАРЦЕНЮК

Хмельницький національний університет

ПІДВИЩЕННЯ РОЗДІЛЬНОЇ ЗДАТНОСТІ НАПІВАКТИВНИХ РАДІОЛОКАЦІЙНИХ ЗАСОБІВ З ВИКОРИСТАННЯМ АЛГОРИТМУ КОРЕЛЯЦІЙНОГО ОЦІНЮВАННЯ СУМІШІ ЕХО-СИГНАЛІВ

В статті запропоновано метод обробки радіолокаційних ехо-сигналів на основі алгоритму додаткового автокореляційного оцінювання комплексної обвідної ехо-суміші, що дає змогу реалізувати наявну амплітудну та кутову модуляцію в радіолокаційних сигналах навіть без попередньої їх оцінки. Отримано ряд аналітичних виразів функцій невизначеності радіолокаційних сигналів при їх амплітудній та кутовій модуляції випадковими процесами з різними законами розподілу.

The paper proposed a method of processing radar echo signals based on the autocorrelation algorithm further evaluation of the complex envelope of the echo-mix that you can implement existing amplitude and angular modulation of radar signals even without their preliminary evaluation. A series of analytical expressions of uncertainty functions of radar signals in their amplitude and angular modulation of random processes with different laws of distribution.

Ключові слова: ехо-сигнал, алгоритм, кореляція, закони розподілу.

Дослідження недетермінованої моделі імпульсного радіолокаційного сигналу [3] показує наявність потенційної можливості щодо покращення характеристик активних та напівактивних радіолокаційних засобів. Це обумовлено наявністю додаткової амплітудної та кутової модуляції в зондуємому сигналі [2], а отже і вищими їх потенційними можливостями. Проте, недетермінованість модулюючих складових, через їх флуктуаційну природу, не дає змоги застосувати оптимальний (узгоджений) алгоритм, а отже вони носять паразитний характер і єдиним можливим виходом, що застосовується на сьогоднішній день, є максимальна їх компенсація [1].

В статті пропонується дещо альтернативний підхід, а саме метод, що базується на використанні автокореляційних властивостей сигналу, при оцінці яких однаково враховуються як детерміновані, так і недетерміновані складові. Основна ідея методу базується на тому, що при напівактивній радіолокації всі ехо-сигнали в одному періоді зондування корельовані між собою як за детермінованими, так і за недетермінованими складовими [3,1].

Математична модель групового ехо-сигналу – суміші ехо-сигналів від M – цілей, без урахування шумів та завад, може бути представлена у такому вигляді:

$$\mathbf{u}_{sp}(t) = \sum_{n=1}^M A_n U(t-t_n) x_u(t-t_n) \exp j(\omega_0 t + \omega_n(t-t_n) + j_0 + j_n + x_j(t-t_n)), \quad (1)$$

де $\omega_n = \frac{4\pi\vartheta_{rn}}{\lambda}$ – доплерівське зміщення частоти; $\varphi_n = \frac{2\omega_0 D_n}{c}$ – фазовий зсув ехо-сигналу; ϑ_{rn} – радіальна швидкість n -ї цілі (елементу цілі); D_n – відстань до n -ї цілі (елементу цілі).

Цей вираз містить сигнали з певними амплітудними і кутовими відмінностями, що вносяться при відбитті від різних цілей (елементів), проте всі вони мають ідентичні флуктуаційні амплітудні і кутові модуляційні складові, внесені ще при формуванні зондуємого сигналу. Через флуктуаційну природу цих складових, синтезувати оптимальну їм структуру алгоритму обробки неможливо, а можливо реалізувати лише оптимальний алгоритм по усереднених значеннях, який в реальних умовах є більше раціональним, ніж оптимальним.

Для оцінки потенційних можливостей розрізнення ехо-сигналів в такій суміші, необхідно проаналізувати її кореляційну функцію, яку зручніше виразити через комплексну обвідну.

Комплексна обвідна суміші ехо-сигналів (1) має вигляд:

$$\mathbf{u}_{sp}(t) = \sum_{n=1}^M A_n U(t-t_n) x_u(t-t_n) \exp j[\omega_n(t-t_n) + x_j(t-t_n)] \exp j\varphi_n. \quad (2)$$

Як відомо із теорії кореляційного аналізу, кореляційна функція адитивної суміші комплексних обвідних (2) може бути представлена у вигляді суми взаємокореляційних функцій комплексних обвідних окремих ехо-сигналів: