

$$\varphi(x_{\min}) = \varphi(x_{\max}) = (x_{\max} - x_{\min})^2, \quad \varphi[(x_{\max} + x_{\min})/2] = (x_{\max} - x_{\min})^2 / 2.$$

Так як функція $\varphi(\Delta_1)$ на краях інтервалу $[x_{\min}; x_{\max}]$ приймає більші значення ніж в середній точці, а функція $P(\Delta_1)$ монотонно зростаюча (за визначенням функції розподілу), то оптимальне значення Δ_1 належить цьому інтервалу і залежить від вигляду функції $P(\Delta_1)$.

Для випадку рівномірного розподілу значень випадкового процесу в межах заданого інтервалу

$$P(\Delta_1) = (\Delta_1 - x_{\min}) / (x_{\max} - x_{\min}).$$

Тоді

$$\varphi(\Delta_1) = [(\Delta_1 - x_{\min})^3 + (x_{\max} - \Delta_1)^3] / (x_{\max} - x_{\min}).$$

Після нескладних перетворень отримаємо, що для такого вигляду функції $\varphi(\Delta_1)$ задача оптимізації зводиться до мінімізації виразу $\Delta_1^2 - (x_{\max} + x_{\min}) \cdot \Delta_1$. А це означає, що для випадку рівномірного розподілу значень випадкового процесу оптимальне значення Δ_1 рівне середній точці заданого інтервалу

$$(\Delta_1)_{opt} = (x_{\max} + x_{\min}) / 2.$$

Для нерівномірного розподілу значень випадкового процесу оптимальне значення Δ_1 буде зміщуватись в ту чи іншу сторону від цієї середньої точки.

Висновки. Дано рішення задачі оптимального вибору кроків нерівномірного квантування сигналу при передачі його по адаптивному каналу зв'язку, коли відома така статистична характеристика як інтервальна функція розподілу значень цього сигналу та інтервальна функція їх частот. На основі методу інтервального (множинного) аналізу доведено, що її розв'язок отримується із рішення сформульованої мінімаксної задачі (16).

Коли сигнал можна вважати стаціонарним випадковим процесом із відомою функцією розподілу, то мінімаксна задача зводиться до простішої задачі мінімізації заданої функції. Відмітимо, що отриманий результат для випадкового дискретного процесу узгоджується з відповідними результатами [1], але є більш точним, бо базується на значеннях відомої функції розподілу, а не використовує наближеного середнього (на кроці квантування) значення густини імовірності.

Література

1. Солодов А.В. Теория информации и ее применение к задачам автоматического управления и контроля. – М.: Наука, – 1967. – 432 с.
2. Лычак М.М. Элементы теории хаотичностей и ее применения // Проблемы управления и информатики. – 2002. – № 5. – С. 52-63.
3. Лычак М.М. Интервальные характеристики хаотических последовательностей // Кибернетика и системный анализ. – 2004. – № 5. – С. 58-71.
4. Лычак М.М. Интервальные функции распределения и скользящего среднего возмущений как основа множественного оценивания // Труды Всероссийского (с международным участием) совещания по интервальному анализу и его приложениям. – СПб. – 2006. – С. 78-82.

Надійшла 24.2.2007 р.

УДК 621.3

А.Я. КУЛИК, С.Г. КРИВОГУБЧЕНКО, Я.А. КУЛИК

Вінницький національний технічний університет

ВИЗНАЧЕННЯ ПАРАМЕТРІВ ТЕСТУВАННЯ КАНАЛУ ЗВ'ЯЗКУ

Визначені основні параметри тестування каналу зв'язку для забезпечення оптимального режиму передавання інформації. Середній квадрат похибки оцінки кореляційної функції визначається за допомогою апарату вейвлет-функцій.

В сучасних телекомунікаційних системах для передавання дискретних сигналів використовуються різні методи модуляції та багаторівневого кодування, але кінцеве обладнання систем передавання в тому чи іншому вигляді працює саме з двійковими сигналами, тому методологія тестування двійкового каналу із визначенням параметрів передавання має особливе значення.

Навіть для аналізу систем із відмінними від двійкових видами модуляції і кодування використовуються методики бітового тестування, тобто імітується процес перетворення сигналу до двійкового виду з подальшим аналізом зафіксованого сигналу. Виходячи з цього, двійковий канал узагальнено можна подати у наступному вигляді рис. 1.

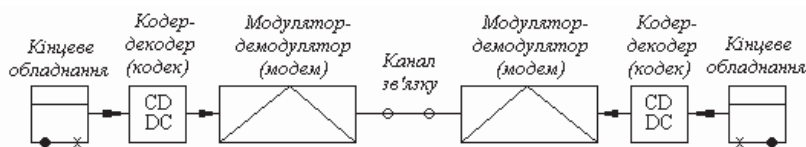


Рис. 1. Узагальнена структура двійкового дискретного каналу зв'язку

В режимі тестування з вимкненням каналу сигнал передається у вигляді однієї чи декількох тестових послідовностей, які фіксуються приймачем, після чого здійснюється аналіз помилок, що вносяться каналом, з метою визначення необхідних параметрів передавання. Для забезпечення ефективності процесу тестування і окремого визначення впливу каналу аналізатор приймача повинен забезпечувати передбачення структури тестової послідовності для її синхронізації. В цьому випадку режим тестування з вимкненням каналу забезпечує аналіз помилок з точністю до однієї бітової помилки за рахунок порівняння прийнятої тестової послідовності із зразковою.

Тестування без вимкнення каналу являє собою моніторинг працюючого каналу з аналізом помилок, який здійснюється паралельно обміну інформацією і незалежно від нього. Для здійснення аналізу можуть використовуватися дані, що передаються, або службова інформація. Це унеможливує передбачення аналізатором приймача кодових комбінацій і їх просте порівняння. В свою чергу, обмежуються можливості чіткого розподілу впливу каналу зв'язку і помилок приймача, а, внаслідок цього, і локалізації окремих бітових помилок.

Аналітичні співвідношення для оцінки параметрів передавання вимагають визначення реальних параметрів потужності шуму, а також імовірності спотворення елементарного сигналу p_0 . Виходячи з того, що оцінювання цих параметрів вимагає різних режимів роботи каналу зв'язку, процес тестування каналу з вимкненням доцільно реалізовувати в два етапи: вимірювання параметрів шуму в пасивному режимі та з передаванням двійкових тестових послідовностей для розрахунку імовірностей спотворення елементарних сигналів.

При цьому виникає проблема вибору довжини реалізації і кроку дискретності для забезпечення ефективної оцінки експериментальних даних. Шум в каналі зв'язку можна розглядати як випадковий процес, статистичні властивості якого на кінцевій довжині реалізації змінюються мало. Визначений таким чином випадковий процес можна розглядати як стаціонарний нормально розподілений.

Оскільки в якості бази для ідентифікації сигналів на приймальній частині найчастіше вибирається кореляційний аналіз, то і необхідні параметри для реалізації процесу необхідно визначати за оцінкою кореляційної функції. При цьому вибір параметрів залежить від оцінки очікуваних статистичних похибок, зумовлених кінцевим часом реалізації та точністю апроксимації. Природно, що за характеристику точності оцінки кореляційної функції $R^*(T, \tau)$ доцільно прийняти середній квадрат похибки СКВ $\sigma^2(T, \tau)$. Такі питання розглядаються в ряді робіт [1, 2], де аналіз проводиться для досить простих кореляційних функцій вигляду $R(\tau) = \sigma^2 \cdot e^{-\alpha\tau}$.

Кореляційні функції такого типу описують випадкові процеси, для яких не існує похідної, тому точність апроксимації реальної кореляційної функції вказаним виразом досить низька. В літературі [3, 4] показані переваги вейвлет-функцій для апроксимації функцій різного вигляду. Виходячи з цього, доцільно апроксимувати кореляційну функцію гаусівськими вейвлетами парних порядків, які за своїм виглядом вже нагадують кореляційну функцію і описуються аналітично, що є необхідним для подальшого аналізу.

СКВ оцінки кореляційної функції центрованих випадкових процесів з нормальним розподілом визначається формулою [1, 2]:

$$\sigma^2(T, \tau) = \frac{2}{T^2} \int_0^T (T - \theta) \cdot (R^2(\theta) + R(\theta + \tau) \cdot R(\theta - \tau)) d\theta \quad (1)$$

або для моменту $\tau = 0$ значення верхньої границі СКВ розраховується за виразом [5]

$$\sigma^2(T, 0) = \frac{4}{T^2} \int_0^T R^2(\theta) d\theta \quad (2)$$

Гаусівські вейвлети другого порядку описуються виразом вигляду:

$$g_2(x) = (1 - x^2) \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (3)$$

З урахуванням заміни змінних $\theta = x^2/2$ для означених інтегралів за (2) можна отримати

$$\sigma_{g_2}^2(T, 0) = \left(7a^4 e^{\frac{2\sqrt{2}T}{a}} - 7a^4 - 32T^2 - 14a^3 \sqrt{2T} - 28a^2 T - 16\sqrt{2} a T^{\frac{3}{2}} \right) \cdot \frac{e^{-\frac{2\sqrt{2}T}{a}}}{a^4 T^2} \quad (4)$$

Попередню оцінку величини a можна отримати за середньою кількістю локальних максимумів нормального стаціонарного диференційованого випадкового процесу [2]

$$b_0 = \frac{1}{2\pi} \left(\frac{\int_0^\infty \omega^4 \cdot S(\omega) d\omega}{\int_0^\infty \omega^2 \cdot S(\omega) d\omega} \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (5)$$

де $S(\omega) = \int_0^\infty D \cdot R(\tau) \cdot \cos \omega \tau \cdot d\tau$ – спектральна щільність.

Для вказаного випадку визначене середнє значення b_0 дорівнює

$$b_0 = \frac{\sqrt{5}}{2\pi \cdot a}. \quad (6)$$

З виразу (6) можна визначити параметр a гаусівського вейвлету, який максимально відповідає кореляційній функції випадкового процесу.

Параметром, який характеризує властивості кореляційної функції є час її затухання τ_3 . Задавшись значенням кореляційної функції для моменту згасання $R(\tau_3) = 0,005$, можна визначити значення τ_3 .

$$r(\tau_3) = \left(1 - \frac{\tau_3^2}{a^2} \right) \cdot e^{-\frac{\tau_3^2}{2a^2}} = 0,005. \quad (7)$$

Розв'язання цього рівняння дає пару значень τ_3 , з яких вибирається додатне. Отримане з (1) значення квадрата СКВ для гаусівського вейвлету другого порядку з урахуванням $T \gg \tau$, має вигляд

$$\sigma_{g2}^2 \approx \frac{9a^3\tau^2 - 39a^5 - 4a\tau^4 + 8T\tau^4 + 14a^4T - 6a^2T\tau^2}{a^4T^2}. \quad (8)$$

За відомим правилом “трьох сігма” [1] $\sigma(R(\tau)) \approx \frac{\varepsilon \cdot R(0)}{3}$ з урахуванням $R(0) = 1$, можна отримати

$$\frac{\sqrt{9a^3\tau^2 - 39a^5 - 4a\tau^4 + 8T\tau^4 + 14a^4T - 6a^2T\tau^2}}{a^2T} = \frac{\varepsilon}{3}. \quad (9)$$

Підставивши до (9) значення τ_3 , отримане з (7) можна визначити мінімальну границю тривалості реалізації T . На рис. 2 наведений графік залежності τ_3 від середньої кількості локальних максимумів початкового випадкового процесу b_0 в одиницю часу. Рис. 3 ілюструє залежність мінімальної границі тривалості реалізації T від середньої кількості локальних максимумів початкового випадкового процесу b_0 в одиницю часу.

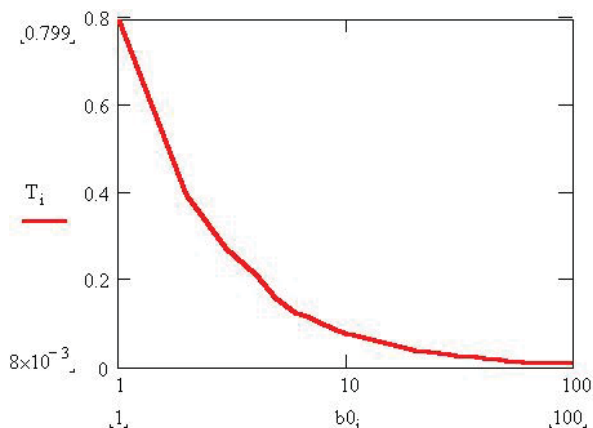


Рис. 2. Залежність τ_3 від середньої кількості локальних максимумів початкового випадкового процесу b_0 в одиницю часу

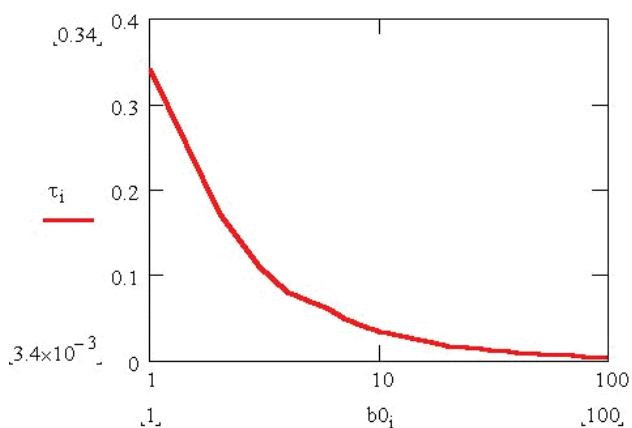


Рис. 3. Залежність мінімальної границі тривалості реалізації T від середньої кількості локальних максимумів початкового випадкового процесу b_0 в одиницю часу

Для обчислення оцінки кореляційної функції розрахунки здійснюються в дискретних точках з постійним кроком $\Delta\tau$. Реальні процеси мають необмежений спектр, тому визначення кроку дискретності за вищою гармонікою, як це пропонується в літературі [1], неможливе.

Динамічна похибка для нормованої кореляційної функції визначається співвідношенням [5].

$$|\eta(\tau)| = \frac{\sup_{\theta \in [\tau_i, \tau_{i+1}]} |r''(\tau)|}{8} \cdot \Delta\tau^2. \quad (10)$$

Таким чином, за умови неперевіщення динамічною похибкою значення $|\eta(\Delta\tau/2)|$, параметр $\Delta\tau$ приймає

значення

$$\Delta\tau \leq \frac{2}{\pi \cdot n_0} \sqrt{2 \left| \eta \left(\frac{\Delta\tau}{2} \right) \right|}. \quad (11)$$

Для гаусівського вейвлету другого порядку параметр n_0 визначається

$$n_0 = \frac{\sqrt{3}}{\pi \cdot a}, \quad (12)$$

звідки достатньо просто визначити $\Delta\tau$.

З урахуванням того, що $m_{\Delta\tau} = \frac{\tau_3}{\Delta\tau}$, проведена оцінка СКВ за виразом (8) показує, що для $m_{\Delta\tau} > 10$ приріст СКВ за рахунок зміни кроку дискретності не перевищує 1 %, тобто є значно меншим від змін за рахунок інших параметрів, в тому числі і довжини реалізації.

Крім вирішення основного завдання, яке полягає у передаванні-прийманні даних при визначених умовах, і пов'язаного з ним вирішення комплексу локальних задач, побудова засобів передавання з адаптацією до параметрів каналу зв'язку вимагає наявності обладнання для тестування каналу, як це подано вище. Разом з тим, спеціалізований процесор цифрового оброблення сигналів призначений для ефективного здійснення передавання-приймання даних з виконанням матричних операцій скалярного добутку для розрахунку кореляційних функцій, але не має вбудованих пристроїв (таймерів, АЦП тощо) для забезпечення тестування каналу, тому ці задачі треба розділити в часі:

- спеціалізовані процесори ЦОС, які мають 16 (типу M1827BE3, M1867BM1, L1867BM2, TMS320C10, TMS320C25 тощо), 32 (типу TMS320C30, L1867BM2, DSP96002, 1B577 тощо) або 64 (типу L1879BM1, NM6403) розряди, використовуються для вирішення основного завдання і використовуються суто як зв'язкові процесори;

- для тестування каналу задіюються менш потужні восьмирорядні однокристальні мікроконтролери універсального типу.

Таким чином, схема приймача та передавача з можливістю адаптації буде мати вигляд, поданий на рис. 4.

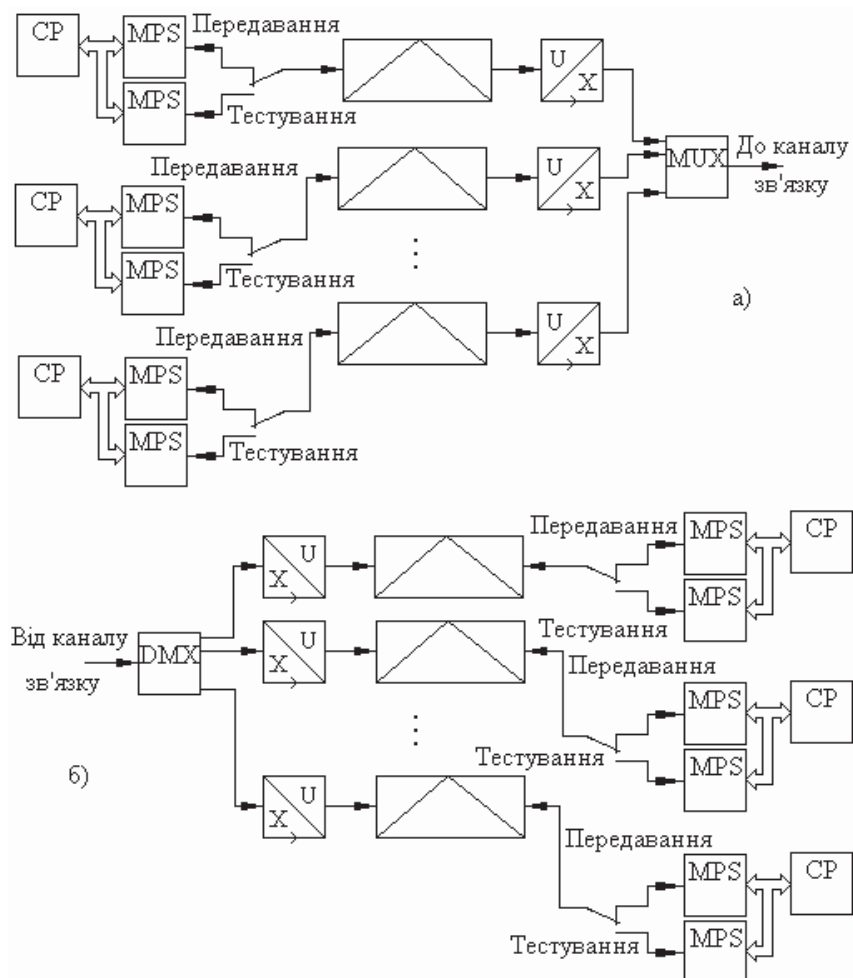


Рис. 4. Узагальнена структура передавальної (а) і приймальної (б) частин

Восьмирорядний однокристальний мікроконтролер здійснює тестування каналу, визначає необхідні

параметри передавання і передає їх до потужного зв'язкового процесора, який і виконує основне завдання. Це дозволяє не перебудовувати повністю весь пристрій передавання інформації, використовуючи практично в незмінному вигляді зв'язковий процесор, а лише добавляти до нього блок тестування каналу з відповідним програмним забезпеченням.

Для певних випадків виявляється достатнім використання однокристалного мікроконтролера КМ1816ВЕ51 (КМ1816ВЕ31), який за своїми характеристиками спроможний здійснювати тестування каналу зв'язку для реальних умов передавання більшості модемів телефонних ліній. Додаткове підключення УСАПП типу КР580ВВ51 дозволяє суттєво розширити діапазон зміни швидкості передавання. Обов'язковою умовою для визначення рівня завод є підключення додаткового зовнішнього АЦП.

Більш придатним для вирішення поставленої задачі може бути один з контролерів сімейства AVR, що виробляються фірмою Atmel, які дозволяють в асинхронному режимі досягати швидкості 115,2 Кбіт/с, мають синхронний та асинхронний приймачі-передавачі, два або три таймери, аналоговий компаратор та вбудований 10-розрядний чотири- або восьмиканальний АЦП.

Література

1. Вероятностные методы в вычислительной технике / Под ред. А.Н. Лебедева, Е.А. Чернявского. – М.: Высшая школа, 1986. – 312 с.
2. Кривогубченко Д.С. Методи адаптації пристроїв передавання інформації до параметрів каналу зв'язку. – Дис... канд. техн. наук: 05.13.05. – Вінниця, 2004. – 148 с.
3. Давыдов А.В. Вейвлетные преобразования сигналов. – Екатеринбург: УГГУ, ИГиГ, ГИН, Фонд электронных документов. – 2005. – 180 с. – <http://prodav.narod.ru/index.htm>
4. Дьяконов В.П. Вейвлеты. От теории к практике. – М.: Солон-Р, 2002. – 448 с.
5. Кветний Р.Н., Кулик А.Я., Кривогубченко С.Г., Кривогубченко Д.С. Методи адаптації пристроїв передавання інформації до параметрів каналу зв'язку. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2005. – 161 с.

Надійшла 12.2.2007 р.

УДК 004.048

Р.О. ГУЗІЙ

Черкаський державний технологічний університет

СИСТЕМНІ МОДЕЛІ ТА МЕТОДИ РОЗРОБКИ ІНФОРМАЦІЙНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ПІДПРИЄМСТВ ЗВ'ЯЗКУ

Даний матеріал оглядовий і адресований, насамперед, керівникам проектів розробки й інтеграції складних інформаційних систем (ІС). Досвід таких розробок у нашій країні поки не дуже великий, його аналіз призводить до деяких висновків і дозволяє сформулювати формальні методи, що можуть бути використані в складних проектах.

Вступ. В даний час велика увага приділяється розробці методологій системного проектування ІС для різних галузей народного господарства. На початкових етапах розробки ІС центральне місце займали інженерні питання: удосконалення інформаційної бази, створення мов і трансляторів для моделювання складних систем і автоматизації виробничих місць, спеціалізованих пристроїв введення і виводу інформації. Хоча ці питання і зараз залишаються дуже важливими, на перший план виступають наукові проблеми підвищення якості результатів діяльності і системної ефективності процесів розробки та інтеграції вже існуючих ІС.

Методологія розробки та інтеграції ІС містить три основні складові [1]:

- набір типів моделей для опису вимог до ІС, проектних і програмних рішень; кожна модель містить як визначення конструкцій (нотацію), так і правила їхнього використання (синтаксис);
- методика застосування набору моделей для побудови ІС; методика використовує фіксований набір моделей і визначає послідовність їхньої побудови для опису різних аспектів створюваної системи;
- процес організації проектних робіт; включає різні технології: планування, керування проектом, контролю якості і т.д.

Кожен проект можна розглядати як реалізацію конкретного процесу застосування методики. Залежно від обмежень по термінах і вартості, у конкретну реалізацію можуть бути включені лише окремі частини повної методики і процесу.

Методики опису прикладних ІС відносять до одного з двох видів – структурного чи об'єктного. Вірніше було б говорити про структурні і об'єктні набори моделей, тому що існують методики побудови тих самих моделей з несумісними синтаксичними правилами. Щоб зберегти коректність термінології, далі використовується більш нейтральний термін "підхід".

Структурний підхід асоціюється з роздільною побудовою моделі функцій (найчастіше діаграми потоків даних) і моделі даних (найчастіше діаграми "сутність - зв'язок"). До структурного підходу відносять наступні