УДК 681.3:519.62:519.711

С. Б. Приходько, к. т. н., доц.

СТРУКТУРНА ІДЕНТИФІКАЦІЯ НЕЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ СИСТЕМ НА ОСНОВІ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ НОРМАЛІЗОВАНИХ СИГНАЛІВ

Запропоновано метод структурної ідентифікації нелінійних стохастичних диференціальних систем, оснований на використанні математичних моделей (стохастичних диференціальних рівнянь) для нормалізованих вхідних-вихідних випадкових сигналів нелінійних стохастичних диференціальних систем, перетворення Джонсона і формули Іто.

Вступ

Стохастичною диференціальною системою (СДС) прийнято називати таку систему, поведінка якої описується стохастичним диференціальним рівнянням (СДР) [1, 2]. Велика кількість динамічних об'єктів у техніці (наприклад, літаки, судна, електроенергетичні системи та ін.) є саме такими системами. Відомо, що ці системи, як об'єкти управління, характеризуються наявністю різних невизначеностей. До них відносяться неточний опис математичної моделі, неконтрольована зміна параметрів, дія на систему випадкових зовнішніх впливів. Часткове або повне усунення подібних невизначеностей в процесі функціонування СДС здійснюється за вимірами сигналів методами ідентифікації, в тому числі і структурної. Окрім традиційних задач управління динамічними об'єктами, контролю їх параметрів, в останній час розвиваються напрямки, пов'язані з передачею інформації із використанням випадкових несучих сигналів [3—5] і захисту звуку на основі СДР [6—8], які також потребують застосування методів ідентифікації нелінійних СДС.

В останні роки для розв'язання задач ідентифікації нелінійних об'єктів і систем, разом з класичними методами, починають використовувати методи ідентифікації на основі гарантованого оцінювання, нейронних мереж [9], оцінок спектрів високих порядків [10, 11]. При цьому не припиняють шукати можливості застосування добре розроблених методів теорії лінійних стохастичних систем. Це веде до необхідності нормалізації стохастичних систем, тобто переходу до таких систем, у яких розподіли вхідного і вихідного сигналів є нормальними. Таким чином, виникає проблема нормалізації нелінійних стохастичних систем, тобто проблема знаходження прийнятної нормальної моделі [2].

Зараз, як правило, ця проблема вирішується або за рахунок методів лінеаризації, або шляхом застосування припущення про нормальність сигналів у системі. Але такі підходи можуть коректно застосовуватися лише тоді, коли закони розподілів сигналів у системі незначно відрізняються від нормальних, а нелінійності є несуттєвими. У разі, коли це не так, може використовуватися метод, який базується на побудові СДР для нормалізованих випадкових процесів із СДР для реальних негаусівських випадкових процесів на основі застосування перетворення Джонсона та формули Іто. Вперше цей метод був запропонований для розв'язання задачі захисту інформації в звукових файлах [7, 8], а пізніше був використаний для оцінки параметрів СДС [12—14]. Зазначимо, що його застосування можливо у разі, коли відомі математичні моделі (СДР) випадкових сигналів у СДС. Але часто вони не відомі і потребують визначення в результаті розв'язання задачі структурної ідентифікації нелінійної СДС за вхідними та вихідними випадковими сигналами. Розв'язання цієї задачі можна спростити, якщо застосувати СДР для нормалізованих випадкових сигналів нелінійної СДС.

В [15] був запропонований метод побудови математичних моделей (СДР) нормалізованих випадкових сигналів нелінійних СДС, суть якого полягає у такому. Спочатку для відповідного випадкового сигналу нелінійної СДС знаходять аналітичну модель закону розподілу ординат цього сигналу із сімей розподілів Джонсона. Далі на основі перетворення Джонсона виконують нормалізацію випадкового сигналу. За реалізацією нормалізованого випадкового сигналу оцінюють його спектральну щільність і апроксимують її дробово-раціональною функцією. Далі, використовуючи метод формуючих фільтрів, отримують СДР для нормалізованого сигналу.

Метою роботи є розробка методу структурної ідентифікації нелінійних СДС на основі застосування математичних моделей (СДР) нормалізованих вхідних та вихідних випадкових сигналів. Суть запропонованого методу полягає у такому. Спочатку будуємо СДР для нормалізованих вхідних та вихідних випадкових сигналів нелінійної СДС [15]. Після їх побудови маємо параметри законів розподілу ординат відповідних сигналів із сімей розподілів Джонсона. Використовуючи перетворення Джонсона з відповідними параметрами і формулу Іто, із СДР для нормалізованих випадкових сигналів отримуємо СДР для випадкових сигналів, нелінійної СДС.

Постановка задачі

Нехай задані реалізації компонент випадкового сигналу $x(t)=\{x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t)\}$ нелінійної СДС. Нехай компоненти $x(t)$ можуть бути перетворені у відповідні компоненти випадкового процесу $z(t)=\{z_1(t), z_2(t), \dots, z_n(t)\}$ з нормальним розподілом (нормалізовані випадкові сигнали). Необхідно за реалізаціями компонент випадкового сигналу $x(t)$ побудувати СДР вигляду

$$dx = f(x,t)\,dt + G(x,t)\,dW(t). \tag{1}$$

При цьому нехай випадковий сигнал $x(t)$ є розв'язком СДР (1) на $\Delta=[0,T]$ з початковою умовою $x(0)=\nu$. Тут $x(t)\in R^n$, $f(x,t)\in R^n$, R^n — n-вимірний (дійсний) евклідів простір, $G(t,x)\in R^{n\times m}$ — матрична функція розміру $(n\times m)$, $W(t,x)\in R^m$ — m-вимірний стандартний вінерівський процес, компонентами якого є незалежні стандартні (скалярні) вінерівські процеси, а $\nu(t)\in R^n$ — випадковий вектор початкових умов. Компоненти випадкового процесу $x(t)$ будемо вважати стаціонарними у широкому розумінні на інтервалі часу Δ.

Теоретичне розв'язання. Побудова СДР для нормалізованих випадкових сигналів нелінійної СДС

Позначимо $x(t)=x_1(t)$ і $z(t)=z_1(t)$. Випадковий сигнал $x(t)$ може бути перетворений у випадковий процес $z(t)$ з нормальним розподілом за допомогою перетворення Джонсона, яке в загальному випадку має вигляд [16]

$$z=\gamma+\eta h(x,\phi,\lambda),\quad -\infty<\gamma<\infty,\quad \eta>0,\quad \lambda>0,\quad -\infty<\phi<\infty, \tag{2}$$

де h — довільна функція; γ, η, λ, ϕ — параметри розподілу Джонсона.

Джонсон запропонував три різні сім'ї функцій h:

$$h(x,\phi,\lambda)=\ln\left(\frac{x-\phi}{\lambda}\right),\quad x\ge\phi \text{ (сім'я } S_L\text{)};$$

$$h(x,\phi,\lambda)=\ln\left(\frac{x-\phi}{\lambda+\phi-x}\right),\quad \phi\le x\le\phi+\lambda, \text{ (сім'я } S_B\text{)};$$

$$h(x,\phi,\lambda)=\operatorname{Arsh}(\bar{x}),\quad -\infty\le x\le+\infty \text{ (сім'я } S_U\text{)},$$

де $\bar{x}=(x-\phi)/\lambda$; $\operatorname{Arsh}(\bar{x})=\ln\left[\bar{x}+\sqrt{(\bar{x})^2+1}\right]$.

Для сімей S_L, S_B і S_U функції щільності ймовірності задаються відповідно як

$$f_L(x)=\frac{\eta}{\sqrt{2\pi}(x-\phi)}\exp\left\{-\frac{\eta^2}{2}\left[\frac{\gamma-\eta\ln\lambda}{\eta}+\ln(x-\phi)\right]^2\right\};$$

$$f_B(x)=\frac{\eta\lambda}{\sqrt{2\pi}(x-\phi)(\lambda+\phi-x)}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\eta\ln\left(\frac{x-\phi}{\lambda+\phi-x}\right)\right]^2\right\};$$

$$f_U(x)=\frac{\eta}{\sqrt{2\pi\left\{(x-\phi)^2+\lambda^2\right\}}}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\gamma+\eta\,\mathrm{Arsh}(\overline{x})\right]^2\right\}.$$

Сім'ї розподілів Джонсона відрізняються багатостатністю форм і у площині асиметрії у квадраті A^2 та ексцесу ε займають значні області. На рис. 1 показані області комбінацій A^2 і ε для розподілів Джонсона. Ця діаграма дозволяє підібрати сім'ю розподілів Джонсона за значеннями оцінок A^2 та ε вибіркового розподілу.

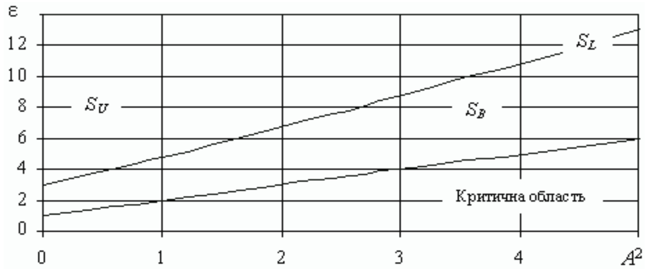

Рис. 1. Комбінації A^2 і ε для розподілів Джонсона

Параметри функції щільності ймовірності γ, η, λ та ϕ для обраної сім'ї розподілів Джонсона в загальному випадку можна знайти шляхом розв'язання такої задачі математичного програмування:

$$\theta=\arg\min_{\theta}\left\{\sum_{j=1}^{m}\left[y(x_j)-f(x_j,\theta)\right]^2\right\},$$

де θ — вектор невідомих параметрів, $\theta=\{\gamma,\eta,\lambda,\phi\}$; x_j — значення випадкової величини x в середині *j*-го підінтервалу; $y(x_j)$ — значення ординати гістограми при значенні x_j; $f(x_j,\theta)$ — вираз функції щільності ймовірності при значенні x_j; m — кількість підінтервалів гістограми.

Після нормалізації $x(t)$ на основі перетворення Джонсона (1) за реалізацією сигналу $z(t)$ оцінюємо його спектральну щільність і апроксимуємо її дробово-раціональною функцією.

Зазначимо, що фактично задача побудови СДР для нормалізованих сигналів по вхідним і вихідним випадковим сигналам нелінійної СДС у випадку, коли СДР для випадкових сигналів невідомі, є задачею статистичної ідентифікації. А, як відомо, задача статистичної ідентифікації некоректна за Тихоновим [17]. Для її регуляризації, окрім методу О. М. Тихонова, може бути використано згладжування оцінки спектральної щільності кореляційними вікнами [18].

***Визначення* 1** [19]. Гаусовський стаціонарний випадковий процес $\{z(t),\ t\in R^1\}$ має дробово-раціональну спектральну щільність $S_z(\omega)$ у разі, якщо

$$S_z(\omega)=\frac{1}{2\pi}\frac{\left|H(i\omega)\right|^2}{\left|F(i\omega)\right|^2},\tag{3}$$

де $F(x)=\sum_{k=0}^{n}a_kx^k$, $a_n=1$, $H(x)=\sum_{k=0}^{m}b_kx^k$, $m\le n-1$, причому корені багаточленів $F(x)$ і $H(x)$ лежать у лівій півплощині.

Далі припускаємо, що $\{z(t),\ t\in R^1\}$ — дійсний стаціонарний гаусівський випадковий процес з дробово-раціональною спектральною щільністю $S_z(\omega)$ вигляду (3) і коваріаційною функцією

$$R_z(\tau)=\int_{-\infty}^{+\infty}e^{i\omega\tau}S_z(\omega)\,d\omega.$$

Розглянемо систему з *n* лінійних СДР для випадкового процесу

$$z(t) = \{z_1(t), z_2(t), \ldots, z_n(t)\}^T .$$

Структура цієї системи описана в теоремі [19].

Теорема 1 [19]. Нехай $z(t)$ задовольняє системі з n лінійних СДР

$$dz(t) = Az(t)dt + Bdw(t),\ z(0) = \nu , \tag{4}$$

де $w(t)$ — скалярний стандартний вінерівський процес,

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 1 & \ldots & 0 \\ 0 & 0 & \ldots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \ldots & 1 \\ -a_0 & -a_1 & \ldots & -a_{n-1} \end{bmatrix};\quad B = \begin{bmatrix} 0 \\ \cdots \\ 0 \\ q_{n-m} \\ q_{n-m+1} \\ \cdots \\ q_n \end{bmatrix};$$

$\{a_0, \ldots, a_{n=1}\}$ — коефіцієнти багаточлену $F(x)$, а параметри $\{q_{n-m}, \ldots, q_n\}$ визначаються за рекурентними формулами: $q_{n-m} = b_m$, $q_k = b_{n-k} - \sum\limits_{i=n-m}^{k-1} a_{n-k+i} q_i$, $k = n-m+1,\ldots,n$; $\{b_0, \ldots, b_m\}$ — коефіцієнти багаточлену $H(x)$.

Якщо випадковий вектор ν не залежить від $\{w(t), t \geq 0\}$ і має розподіл $N(0; R_\nu)$, де коваріаційна матриця R_ν задовольняє системі алгебраїчних рівнянь

$$AR_\nu + R_\nu A^T + BB^T = 0 ,$$

то компонента $z_1(t)$ вектора $z(t)$ є стаціонарним гаусівським центрованим випадковим процесом зі спектральною щільністю (3).

***Визначення* 2**. Система СДР (4) називається формуючим фільтром для процесу $z(t)$ з дробово-раціональною спектральною щільністю $S_z(\omega)$ вигляду (3).

Використовуючи метод формуючих фільтрів для нормалізованого сигналу $z(t)$, отримуємо СДР (4). СДР (4) є шуканою математичною моделлю (формуючим фільтром) для нормалізованого сигналу $z(t)$, ординати якого були отримані на основі перетворення (2) ординат випадкового сигналу $x(t)$ нелінійної СДС. Далі покажемо, як на основі цієї математичної моделі — СДР (4) — можуть бути побудовані СДР (1) для випадкових сигналів нелінійної СДС, тобто може бути розв'язана задача структурної ідентифікації нелінійної СДС.

Побудова СДР для випадкових сигналів нелінійної СДС

Покажемо як на основі СДР (4), перетворення Джонсона и формули Іто можна отримати СДР (1). Для цього скористаємося відомими теоремами про існування розв'язку СДР і формулу Іто [19], врахувавши те, що формулювання цих теорем можна спростити для СДР (4), виходячи з його лінійності.

Відповідно до теореми 1 $z(t)$ задовольняє системі з n лінійних СДР (4). Нехай $z(t)$ є розв'язком СДР (4) на $\Delta = [0, T_0]$ з початковою умовою $z(0) = \nu$.

Позначимо $d(z,t) = Az(t)$, $|d(z,t)|^2 = \sum\limits_{k=1}^{n} d_k^2(z,t)$, а $|\mathbf{B}|^2 = \sum\limits_{k=n-m}^{n} B_k^2$.

Теорема 2. Нехай випадкова величина ν не залежить від $\{W(t), t \in \Delta\}$, $M\{|\nu|^2\} < \infty$, а коефіцієнти рівняння (4) $d(z,t)$ неперервні за змінними $t \in \Delta$, $z \in R^n$. Нехай також:

а) знайдеться таке $K < \infty$, що за усіх $t \in \Delta$, $z \in R^n$

$$\left|\mathbf{d}(\mathbf{z},t)\right|^2+\left|\mathbf{B}\right|^2 \le K\left(1+\left|\mathbf{z}\right|^2\right);$$

б) знайдеться таке $C<\infty$, що за усіх $t\in\Delta$, $z,y\in R^n$

$$\left|\mathbf{d}(\mathbf{z},t)-\mathbf{d}(\mathbf{y},t)\right|^2 \le C\left|\mathbf{z}-\mathbf{y}\right|^2.$$

Тоді на $\Delta=[0,T]$ існує і єдине з ймовірністю 1 неперервний розв'язок $z(t)$ рівняння (4) з початковою умовою $z(0)=\nu$, причому

$$\mathrm{M}\left\{\left|\mathbf{z}(t)\right|^2\right\} \le L\left(1+\mathrm{M}\left\{\left|\nu\right|^2\right\}\right),\ t\in\Delta,$$

де константа L залежить лише від T і K.

Нехай задана скалярна детермінована функція $h_1(\mathbf{x},t)$, $\mathbf{x}(t)\in R^n$, $t\in\Delta$. Застосуємо перетворення $z_1(t)=h_1(\mathbf{x}(t),t)$. Припустимо, що з $h_1(\mathbf{x},t)$ задані скалярні детерміновані функції $h_2(\mathbf{x},t)$, $h_3(\mathbf{x},t),\ldots$, $h_n(\mathbf{x},t)$, $\mathbf{x}(t)\in R^n$, $t\in\Delta$. А $z_2(t)=h_2(\mathbf{x},t)$, $\ldots$, $z_n(t)=h_n(\mathbf{x},t)$. При цьому $h_2(\mathbf{x},t)=h_1'(\mathbf{x},t)$, $\ldots$, $h_n(\mathbf{x},t)=h_{n-1}'(\mathbf{x},t)$. Нехай задана скалярна детермінована функція $h_1^{-1}(\mathbf{z},t)$, $\mathbf{z}(t)\in R^n$, $t\in\Delta$. Застосуємо перетворення $x_1(t)=h_1^{-1}(\mathbf{z},t)$ до розв'язку $\mathbf{z}(t)$ рівняння (4). Процес $\mathbf{z}(t)$ за побудовою має стохастичний диференціал. Виникає питання, буде також і $x_1(t)$ мати стохастичний диференціал? Відповідь на це питання дає така теорема.

Теорема 3 (формула Іто). Нехай функція $h_1^{-1}(\mathbf{z},t)$ неперервно диференційована на Δ за t, двічі неперервно диференційована за $\mathbf{z}$ і виконуються умови теореми 2, Тоді

$$dx_1=\upsilon_1(\mathbf{z},t)\,dt+\sigma_1(\mathbf{z},t)\,d\mathbf{W}(t), \tag{5}$$

де $\upsilon_1(\mathbf{z},t)=\dfrac{\partial h_1^{-1}(\mathbf{z},t)}{\partial t}+\left(\dfrac{\partial h_1^{-1}(\mathbf{z},t)}{\partial \mathbf{z}}\right)^T\mathbf{d}(\mathbf{z},t)+\dfrac{1}{2}\mathrm{tr}\left[\dfrac{\partial^2 h_1^{-1}(\mathbf{z},t)}{\partial^2\mathbf{z}}\mathbf{B}\mathbf{B}^{\mathrm{T}}\right]$; $\sigma_1(\mathbf{z},t)=\left(\dfrac{\partial h_1^{-1}(\mathbf{z},t)}{\partial \mathbf{z}}\right)^T\mathbf{B}$;

$\mathrm{tr}[\cdot]$ — слід матриці.

Нехай задані скалярні детерміновані функції $h_2^{-1}(\mathbf{z},t)$, $h_3^{-1}(\mathbf{z},t),\ldots$, $h_n^{-1}(\mathbf{z},t)$, $\mathbf{z}(t)\in R^n$, $t\in\Delta$. Застосуємо перетворення $x_1(t)=h_1^{-1}(\mathbf{z},t)$, $x_2(t)=h_2^{-1}(\mathbf{z},t)$, $\ldots$, $x_n(t)=h_n^{-1}(\mathbf{z},t)$ до розв'язку $\mathbf{z}(t)$ СДР (4). Компоненти вектора $\mathbf{x}$ будуть мати стохастичний диференціал за теоремою 3

$$d\mathbf{x}=\upsilon(\mathbf{z},t)\,dt+\upsilon(\mathbf{z},t)\,d\mathbf{W}(t). \tag{6}$$

Підставимо в праву частину СДР (6) вирази для компонентів вектора $\mathbf{z}$:

$$z_1(t)=h_1(\mathbf{x}(t),t)=\gamma+\eta h(x_1(t),\phi,\lambda);\ z_2(t)=h_2(\mathbf{x}(t),t)=h_1'(\mathbf{x}(t),t);$$

$$z_3(t)=h_3(\mathbf{x}(t),t)=h_2'(\mathbf{x}(t),t);\ \ldots;\ z_n(t)=h_n(\mathbf{x}(t),t)=h_{n-1}'(\mathbf{x}(t),t). \tag{7}$$

Після підстановки в праву частину СДР (6) вирази (7) отримуємо шукане СДР (1). Таким чином, задача структурної ідентифікації нелінійної СДС розв'язана.

Зазначимо, що в роботі всі СДР розглядаються у розумінні Іто. Якщо СДР розглядати у розумінні Стратоновича, то замість формули Іто необхідно використовувати звичайну формулу диференціала складної функції. Можна показати, що якщо СДР (4) розглядати у розумінні Стратоновича і для переходу до СДР (1) застосувати формулу Іто, то у результаті зворотного переходу від СДР (1) до СДР (4), ми не отримаємо початкове СДР (4). Теж можна сказати і у випадку, коли СДР (4) розглядати у розумінні Іто, а для переходу до СДР (1) застосувати звичайну формулу диференціала складної функції.

Нажаль, у загальному випадку θ-диференціалу формулу для нього, як відомо [2], вивести не вдається. Тому запропонований у роботі метод структурної ідентифікації нелінійних СДС на основі застосування математичних моделей (СДР) нормалізованих вхідних і вихідних випадкових сигналів однозначно може бути застосований у випадку, коли СДР (1) і СДР (4) розглядають або у розумінні Іто, або у розумінні Стратоновича. У випадку θ-диференціалу запропонований метод може бути використаний лише тоді, коли вдається вивести формулу для θ-диференціалу.

Приклад побудови нелінійного СДР для негаусівського випадкового сигналу на основі СДР для нормалізованого сигналу

Для прикладу розглянемо побудову нелінійного СДР для звукового сигналу $x(t)$, розподіл ординат якого суттєво відрізняється від нормального (ексцес значно більше за 3). Фактично мовний сигнал є подібним випадковим сигналом. Як було показано в [7, 8], такий сигнал може бути перетворений в нормальний випадковий процес $z(t)$ за допомогою перетворення Джонсона із сім'ї S_U. Оцінка спектральної щільності може бути апроксимована такою дробово-раціональною функцією:

$$\tilde{S}_z = \frac{D_z \alpha_z}{\pi} \frac{2b_z^2}{\omega^4 + 2\left(\alpha_z^2 - \beta_z^2\right)\omega^2 + b_z^4}, \tag{8}$$

де D_z — дисперсія $z(t)$; $b_z^2 = \alpha_z^2 + \beta_z^2$; α_z і β_z — відповідно коефіцієнт загасання і середня частота кореляційної функції $z(t)$.

Використовуючи метод формуючих фільтрів для нормалізованого сигналу $z(t)$ зі спектральною щільністю (8), отримуємо СДР (4)

$$\ddot{z} + 2\alpha_z \dot{z} + b_z^2 z = 2b_z \sqrt{D_z \alpha_z}\, n(t), \tag{9}$$

де $n(t)$ — білий шум.

Позначивши, $z_1 = z(t)$ і $z_2 = \dot{z}(t)$, перетворимо рівняння (9) в систему СДР

$$\begin{aligned} \dot{z}_1 &= z_2; \\ \dot{z}_2 &= 2b_z \sqrt{D_z \alpha_z}\, n(t) - 2\alpha_z z_2 - b_z^2 z_1. \end{aligned} \tag{10}$$

З перетворення (2) знаходимо x_1 и x_2:

$$x_1 = h_1^{-1}(\mathbf{z}, t) = \phi + \lambda \frac{\exp(2\bar{z}) - 1}{2\exp(\bar{z})}; \; x_2 = \dot{x}_1 = h_2^{-1}(\mathbf{z}, t) = \frac{\lambda}{2\eta} z_2 \exp(\bar{z}). \tag{11}$$

Використовуючи формулу Іто (5), систему СДР (10) і функції (11), отримуємо СДР (1):

$$\dot{x}_1 = x_2; \;\; \dot{x}_2 = 2b_z \frac{\lambda}{\eta}\sqrt{D_z \alpha_z\left(1 + \bar{x}^2\right)}\, n(t) - 2\alpha_z x_2 - b_z^2\left(\gamma + \eta \operatorname{Arsh}(\bar{x})\right)\frac{\lambda}{\eta}\left(\sqrt{1 + \bar{x}^2}\right) + \frac{x_2^2 \bar{x}}{\lambda\left(1 + \bar{x}^2\right)}.$$

Висновки

Вперше розроблено метод структурної ідентифікації нелінійних СДС на основі застосування математичних моделей для нормалізованих вхідних і вихідних випадкових сигналів, перетворення Джонсона та формули Іто, який дозволяє будувати математичні моделі випадкових сигналів у СДС у вигляді СДР коли ці сигнали відрізняються від гаусівських.

Описаний метод побудови математичних моделей (СДР) нормалізованих випадкових сигналів нелінійних СДС у разі, коли СДР для випадкових сигналів невідомі, разом з запропонованим раніше методом знаходження СДР для нормалізованих випадкових сигналів нелінійних СДС у разі, коли СДР для випадкових сигналів відомі, утворюють певну методологію побудови математичних моделей (СДР) нормалізованих вхідних і вихідних випадкових сигналів нелінійних СДС на основі перетворення Джонсона, формули Іто і метода формуючих фільтрів. Її використання дає можливість розв'язання задач ідентифікації нелінійних СДС. В подальшому планується застосувати цю методологію для розв'язання задачі сигнальної ідентифікації нелінійних СДС.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Пугачев В. С. Стохастические дифференциальные системы / В. С. Пугачев, И. Н. Синицын. — М. : Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1985. — 560 с.

2. Пугачев В. С. Теория стохастических систем: учеб. пособ. / В. С. Пугачев, И. Н. Синицын. — М. : Логос, 2000. — 1000 с. — ISBN 5-88439-146-3.

3. Salberg A.-B. Secure digital communication by means of stochastic process shift keying: Principles and properties / A.-B. Salberg, A. Hansen // Proceedings of NORSING-99, Asker, Norway. — 1999. — P. 48—53. — Режим доступу: http://www.norsig.no/norsig99/Articles/salberg.pdf.

4. Приходько С. Б. Применение случайных сигналов для передачи информации в системах связи / С. Б. Приходько // Вісник ХНУ. — Хмельницький: ХНУ, 2005. — № 4. — Ч.1, Т.1 (68) — С. 248—251.

5. Приходько С. Б. Цифровая связь посредством манипуляции случайного процесса / С. Б. Приходько // Электроника и связь : научно-техн. журнал. — Проблемы электроники : темат. вып. — Ч. 3. — Киев : НТУУ «КПИ», ГУИКТ, 2007.— С. 98—101. — ISSN 1811-4512.

6. Приходько С. Б. Применение стохастических дифференциальных уравнений для защиты звуковой информации / С. Б. Приходько // Труды Одесского политехнического университета, 2003. — Вип.2 (20). — С. 163—166.

7. Приходько С. Б. Применение преобразования компонент стохастических дифференциальных уравнений для защиты от несанкционированного прослушивания информации в звуковых файлах / С. Б. Приходько // Збірник наукових праць НУК. — Миколаїв : НУК, 2004. — № 5 (398). — С. 117—125. — ISBN 966-321-022-2.

8. Prikhodko S. The application of Johnson transform and stochastic differential equations for protection of the information in sound files / S. Prikhodko // Інтернет–Освіта–Наука–2004 : четверта міжн. конф. ІОН–2004, 28 вересня — 16 жовтня, 2004 р. Зб. матер. конф. — Том 2. — Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2004. — С. 471—475.

9. Робастные методы оценивания, идентификации и адаптивного управления : моногр. / [Азарсков В. Н., Блохин Л. Н., Житецкий Л. С., Куссуль Н. Н.]. — К.: НАУ, 2004. — 500 с. — ISBN 966-598-187-0.

10. Vasta M. Stochastic parameters estimation of non-linear systems using only higher order spectra of measured response / M. Vasta, J. B. Roberts // Journal of Sound and Vibration. — 1998. — 213(2). — P. 201—221.

11. Vasta M. Stochastic parameters estimation of non-linear systems / M. Vasta. — Режим доступу : http://bacmac.aae.uiuc.edu/iutam/abstracts/vasta.pdf.

12. Приходько С. Б. Интервальная оценка параметров стохастических дифференциальных систем на основе преобразований Джонсона / С. Б. Приходько // Автоматика-2004 : матер. 11-ї міжнар. конф. з автоматичного управління, м. Київ, 27—30 вересня 2004 р. — Київ, Вид-во НУХТ, 2004. — Т. 1. — С. 93.

13. Приходько С. Б. Інтервальне оцінювання параметрів стохастичних диференціальних систем на основі модифікації узагальненого методу моментів / С. Б. Приходько // Автоматика-2006 : матер. XIII міжнар. конф. з автоматичного управління, м. Вінниця, 25—28 вересня 2006 року. — Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2007. — С. 69—75.– ISBN 978-966-641-210-5.

14. Приходько С. Б. Оцінка параметрів стохастичних диференціальних рівнянь узагальненим методом моментів з попереднім перетворенням їх компонентів / С. Б. Приходько // Проблеми математичного моделювання : міждерж. науково-методич. конф. (23—25 травня 2007 р., м. Дніпродзержинськ) : тези допов. — Дніпродзержинськ : ДДТУ, 2007. — С. 43—44.

15. Приходько С. Б. Методи побудови математичних моделей нормалізованих сигналів нелінійних стохастичних диференціальних систем / С. Б. Приходько // Проблеми математичного моделювання : міждерж. науково-методич. конф. (28—30 травня 2008 р., м. Дніпродзержинськ) : тези допов. — Дніпродзержинськ: ДДТУ, 2008. — С. 137—139.

16. Кендалл М. Теория распределений / М. Кендалл, А. Стюарт; пер. с англ. / под ред. А. Н. Колмогорова. — М. : Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1966. — 588 с.

17. Бессонов А. А. Методы и средства идентификации динамических объектов / А. А. Бессонов, Ю. В. Загашвили, А. С. Маркелов. — Л. : Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние, 1989. — 280 с.— ISBN 5-283-04456-4.

18. Молчанов А. А. Моделирование и проектирование сложных систем / А. А. Молчанов. — К. : Выща шк. Головное изд-во, 1988. — 359 с.— ISBN 5-11-000228-2.

19. Миллер Б. М., Панков А. Р. Теория случайных процессов в примерах и задачах / Б. М. Миллер, А. Р. Панков. — М. : ФИЗМАТЛИТ, 2002. — 320 с. — ISBN 5-9221-0206-0.

Рекомендована кафедрою автоматики та інформаційно-вимірювальної техніки

Надійшла до редакції 21.10.08
Рекомендована до друку 20.11.08

Приходько Сергій Борисович — доцент кафедри інформаційних управляючих систем та технологій.

Національний університет кораблебудування імені адмірала Макарова, м. Миколаїв