УДК 621.391

Олександр Юрійович Пермяков
Сергій Валентинович Ковбасюк
Ігор Давидович Варламов

МОДЕЛЬ ВИЗНАЧЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК НЕЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ ПРОЦЕСІВ З ВИКОРИСТАННЯМ БАГАТОМІРНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ

Актуальність

Визначення показників точності є однією з основних задач, яка виникає при дослідженні різноманітних динамічних об'єктів, що перебувають під впливом випадкових факторів та збурень. Розв'язання цієї задачі, в більшості випадків, вдається звести до розрахунку імовірнісних характеристик вихідних параметрів таких об'єктів по заданому стохастичному диференціальному рівнянню та імовірнісних характеристик його вхідних випадкових параметрів [1-3].

Так, наприклад, при розв'язанні балістичних задач в інтересах контролю і аналізу космічної обстановки виникає необхідність контролювати наскільки поточна або прогнозуєма точність оцінювання векторів орбітальних параметрів космічних об'єктів (КО) відповідає заданим вимогам. Точність визначення та екстраполяції положення КО залежить від адекватності математичних моделей опису їх руху та методів обробки вимірювальних даних і екстраполяції положення на визначений момент часу. На практиці у більшості випадків використовуються лінеаризовані підходи до розв'язання визначених задач з метою економії ресурсу обчислювальних систем. Однак особливість розв'язання задач балістико-навігаційного забезпечення полягає в тому, що вимірювані координати при спостереженні КО нелінійно залежать від параметрів траєкторії КО. У свою чергу, ці координати пов'язані з шуканими параметрами – початковими умовами руху КО, – через системи нелінійних диференційних рівнянь. Таким чином, розробка підходів до визначення статистичних характеристик нелінійних стохастичних процесів є актуальною задачею.

Постановка завдання

Обмежимо область досліджень випадкових процесів задачами аналізу точності нелінійних систем, які сформульовані в [4, 5]. Математична модель нелінійної системи описується диференційними рівняннями відносно вихідних координат. Математичний опис складається виходячи із об'єктивних законів взаємодії системи і середовища. Випадкові відхилення і збурення моделюються випадковими величинами і випадковими функціями.

В роботі [6] запропоновано підхід до визначення статистичних характеристик диференціального спектра випадкового процесу, який дозволяє на основі одномірних диференціально-тейлорівських перетворень [7, 8] отримати в області зображень точні моделі випадкових процесів у межах кореляційної теорії. Якщо випадковий процес $z(t,\Omega)$ розглядається від нульового моменту $t_0 = 0$, де Ω – випадкова величина, то математичне сподівання $m_z(t)$ визначається сумою математичних сподівань усіх дискрет диференціального спектра $\underline{z}(k,\Omega)$, $k = 0,1,2,3,...$ при $H = t$. Аналогічно визначається дисперсія $D_z(t)$ та кореляційна функція $R_z(t_1,t_2)$ випадкового процесу $\underline{z}(t,\Omega)$:

$$m_z(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \underline{m_z}(k); \quad D_z(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \underline{D_z}(k); \quad R_z(t_1,t_2) = \sum_{k=0}^{\infty} \underline{R_z}(k,t_1,t_2). \tag{1}$$

Запропонований підхід забезпечує точне в рамках кореляційної теорії моделювання випадкових процесів в області зображень, де можливе застосування різноманітних аналогів відомих аналітичних і чисельно-аналітичних методів аналізу та синтезу випадкових процесів і нелінійних стохастичних систем. Недоліком є необхідність проведення великого обсягу аналітичних викладок – отримання диференціального спектру як аналітичної функції від вектору Ω та взяття відповідних інтегралів, що при складних нелінійних моделях динамічних об'єктів (складних правих частинах диференційних рівнянь) практично неможливо.

Таким чином, *метою статті* є розробка моделі визначення статистичних характеристик нелінійних стохастичних процесів.

Основний матеріал

При дослідженні фізичних процесів методами математичного моделювання вихідна математична модель процесу часто піддається різного роду функціональним перетворенням з метою облегшення подальшого її використання. До цих перетворень відноситься і представлення складного вихідного процесу у вигляді степеневого ряду. При розгляді степеневих рядів виникає питання про кількість членів ряду, що використовується при розв'язанні задачі. На перший погляд можна припустити, що чим більше членів ряду тим краще відновлення процесу. Однак теоретичні та експериментальні дослідження довели, що кількість членів степеневого ряду повинна не перевищувати ступеня складності опису досліджуваного процесу. Кількість зайвих членів знижує оперативність та точність відновлення процесу дослідження за рахунок витрат обчислювального ресурсу та виникнення додаткових похибок обчислень.

Нехай задана математична модель

$$\dot{Y} = F(t, Y, V) \Leftrightarrow y_q = f_q(t, Y, V), \tag{2}$$

при $t \in [t_0, \ \ t_1]$, $Y_0 = Y(t_0)$,

де $Y = (y_q)$ – вектор розміром m;

Y_0 – вектор початкових умов;

$V = (v_i)$ – вектор випадкових параметрів розміром n.

Для випадкового вектора V задані імовірнісні характеристики, а саме щільність розподілу ймовірності

$$\phi_V = \phi(V) \tag{3}$$

На підставі математичної моделі (2) і (3) задача аналізу точності системи, що досліджується, формулюється наступним чином. Необхідно визначити імовірнісні характеристики деякого функціоналу

$$\Phi_Y = \Phi(t, Y(t)) \Rightarrow \varphi_l = \varphi_l(t, Y(t)), \tag{4}$$

при $l = 1, \ldots, L$, якщо задано векторне диференційне рівняння (2), щільність розподілення (3) вектору V.

Визначення ймовірнісних характеристик (4) зведемо до визначення математичного сподівання та кореляційної матриці

$$M[\Phi_Y] = M[\Phi(t, Y(t))] \Rightarrow M[\varphi_l] = M[\varphi_l(t, Y(t))], \tag{5}$$

при $l = 1, \ldots, L$,

$$K_{\Phi_Y} = K\left[\overset{\circ}{\Phi}_Y \overset{\circ}{\Phi}_Y^T\right] \Rightarrow K_{\varphi_l \varphi_s} = K\left[\overset{\circ}{\varphi}_l(t, Y(t)) \overset{\circ}{\varphi}_s(t, Y(t))\right], \tag{6}$$

при $l, s = 1, \ldots, L$.

Першим розглянемо широко розповсюджений на практиці метод лінеаризації при використанні степеневих рядів, в якості математичного апарату оберемо ряд Тейлора. Даний підхід проводить лінеаризацію шуканих вихідних параметрів відносно відповідних вхідних наступним чином:

$$\begin{gathered} \Phi(t, Y(t, V)) = \Phi(V) = \Phi\left(m_V + \overset{\circ}{V}\right) \approx \Phi(m_V) + \frac{\partial \Phi(m_V)}{\partial V}^T \overset{\circ}{V} = \\ = \Phi(m_V) + \frac{\partial \Phi}{\partial V}^T \overset{\circ}{V} \Rightarrow \varphi_l(V) = \varphi_l\left(m_V + \overset{\circ}{V}\right) \approx \varphi_l(m_V) + \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l(m_V)}{\partial v_i} \overset{\circ}{v}_i. \end{gathered} \tag{7}$$

де $\overset{\circ}{v}_i = v_i - m_{v_i}$ – центрований випадковий параметр.

Математичне сподівання для (5) визначається наступним чином

$$\begin{gathered} M^{\text{лін}}[\varphi_l(V)] = M\left[\varphi_l(m_V) + \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \overset{\circ}{v}_i\right] = M[\varphi_l(m_V)] + M\left[\sum_{i=1}^{N} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \overset{\circ}{v}_i\right] = \\ = M[\varphi_l(m_V)] + \sum_{i=1}^{N} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} M\left[\overset{\circ}{v}_i\right] = \varphi_l(m_V) \Rightarrow M^{\text{лін}}[\varphi_l(V)] = \varphi_l(m_V). \end{gathered} \tag{8}$$

Визначення кореляційної матриці (6) проводиться за допомогою наступних залежностей

$$\begin{gathered} K_{\varphi_l \varphi_s}^{\text{лін}} = M^{\text{лін}}[\varphi_l \varphi_s] - M^{\text{лін}}[\varphi_l] M^{\text{лін}}[\varphi_s] = \\ = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \overset{\circ}{v}_i\right)\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{\partial \varphi_s}{\partial v_i} \overset{\circ}{v}_i\right)\right] = M\left[\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \frac{\partial \varphi_s}{\partial v_j} \overset{\circ}{v}_i \overset{\circ}{v}_j\right] = \\ = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \frac{\partial \varphi_s}{\partial v_j} M\left[\overset{\circ}{v}_i \overset{\circ}{v}_j\right] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i} \frac{\partial \varphi_s}{\partial v_j} K_{ij} \Rightarrow \\ \Rightarrow K_{\varphi_l \varphi_s}^{\text{лін}} = \frac{\partial \varphi_s}{\partial V}^T K_V \frac{\partial \varphi_l}{\partial V} = \frac{\partial \varphi_l}{\partial V}^T K_V \frac{\partial \varphi_s}{\partial V}, \end{gathered} \tag{9}$$

де K_V – кореляційна матриця випадкового вектора V.

Такий підхід є найбільш простим і тому може бути застосований до будь-яких нелінійних диференційних рівнянь та дозволяє значно скоротити витрати машинного часу на розрахунок імовірнісних характеристик, але має найнижчу точність, так як використовує найбільші спрощення з усіх відомих підходів.

Покращити характеристики щодо точності лінеаризованого підходу можна за допомогою додаткового врахування нелінійних членів. Уточнена модель базується на тому, що при апроксимації процесу, який досліджується, враховується додатково квадратичний член ряду Тейлора:

$$\Phi\left(t, Y(t, V)\right) = \Phi(V) = \Phi\left(m_V + \overset{\circ}{V}\right) \approx \Phi(m_V) + \frac{\partial \Phi^T}{\partial V}\overset{\circ}{V} + \frac{1}{2}\overset{\circ}{V}{}^T \frac{\partial^2 \Phi}{\partial V^2}\overset{\circ}{V} \Rightarrow$$
$$\Rightarrow \varphi_l(V) = \varphi_l\left(m_V + \overset{\circ}{V}\right) \approx \varphi_l(m_V) + \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l(m_V)}{\partial v_i}\overset{\circ}{v}_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial v_i \partial v_j}\overset{\circ}{v}_i \overset{\circ}{v}_j. \tag{10}$$

При цьому знаходження імовірнісних характеристик проводиться за наступними виразами.

Визначення математичного сподівання

$$M\left[\varphi_l(V)\right] = \varphi_l(m_V) + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial v_i \partial v_j} K_{ij}. \tag{11}$$

Величина уточнення (11) в порівняні з (8) складає

$$\Delta M\left[\varphi_l(V)\right] = M\left[\varphi_l(V)\right] - M^{ё³í}\left[\varphi_l(V)\right] = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial v_i \partial v_j} K_{ij}. \tag{12}$$

Кореляційна матриця для уточненого підходу визначається наступним чином

$$\begin{aligned} K_{\varphi_l \varphi_s} &= M\left[\varphi_l \varphi_s\right] - M\left[\varphi_l\right] M\left[\varphi_s\right] = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i}\frac{\partial \varphi_s}{\partial v_j} K_{ij} + \\ &+ \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\sum_{r=1}^{n} \frac{\partial \varphi_l}{\partial v_i}\frac{\partial^2 \varphi_s}{\partial v_j \partial v_r}\mu_{3\,ijr} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\sum_{r=1}^{n} \frac{\partial \varphi_s}{\partial v_i}\frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial v_j \partial v_r}\mu_{3\,ijr} + \\ &+ \frac{1}{4}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\sum_{r=1}^{n}\sum_{p=1}^{n} \frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial v_i \partial v_j}\frac{\partial^2 \varphi_s}{\partial v_r \partial v_p}\left(\mu_{4\,ijrp} - K_{ij}K_{rp}\right). \end{aligned} \tag{13}$$

Величина уточнення (13) в порівняні з (9) у випадку, коли вектор вхідних параметрів розподілений за нормальним законом (тобто вичерпною інформацією є математичне сподівання та кореляційна матриця), визначається наступним чином

$$\Delta K\left[\varphi_l \varphi_s\right] = \frac{1}{4}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\sum_{r=1}^{n}\sum_{p=1}^{n} \frac{\partial^2 \varphi_l}{\partial x_i \partial x_j}\frac{\partial^2 \varphi_s}{\partial x_r \partial x_p}\left(K_{ir}K_{jp} + K_{ip}K_{jr}\right). \tag{14}$$

Таким чином, отримані вирази імовірнісних характеристик стохастичних рівнянь за допомогою багатомірних диференціальних перетворень з використанням квадратичного члену в розкладі функції в ряд Тейлора при врахуванні трьох членів.

Проблемним питанням у використанні степеневих рядів є розрахунок частинних похідних. Розглянемо задачу на прикладі визначення екстрапольованого положення КО, орбіта яких близька до колових. В цьому випадку нелінійний стохастичний процес може бути апроксимований з використанням перших трьох членів степеневого ряду. Для підвищення методичної точності та оперативності розрахунку частинних похідних від вимірювальних функцій Z за початковими умовами руху КО X_0 пропонується використати метод багатомірних диференціальних перетворень (ДП) [9,10]. Модель двомірних ДП P_2 для розрахунку частинних похідних першого порядку від вимірювальних функцій за початковими умовами руху КО $\partial Z/\partial X_0$, яка дозволяє провести всі три етапи метода варіацій в числово-аналітичному вигляді одночасно в області зображень, запишеться у вигляді:

$$X(k, k_1)_{T_N} = P_2\left\{\dot{X} = f(X)\right\}_{T_N \begin{smallmatrix} X(0,0)=X_0 \\ X(0,1)=E_6 \end{smallmatrix}} \Rightarrow \begin{pmatrix} X(k) \\ \delta X(k) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X(k, k_1)_{k_1=0} \\ Ä_{X_0}\left[X(k, k_1)\right]_{k_1=1} \end{pmatrix} \Rightarrow$$
$$\Rightarrow \begin{pmatrix} Z(k) \\ \delta Z(k) \end{pmatrix} = P\left\{\begin{pmatrix} \phi(X) \\ \Phi(X)\delta X \end{pmatrix}\right\}_{\begin{pmatrix} X(k) \\ \delta X(k) \end{pmatrix}} \Rightarrow \begin{pmatrix} Z(X_0) \\ \partial Z / \partial X_0 \end{pmatrix}_{T_N} = P^{-1}\left\{\begin{pmatrix} Z(k) \\ \delta Z(k) \end{pmatrix}\right\}_{T_N}. \tag{15}$$

Система диференціальних рівнянь, складається з векторного диференційного рівняння руху КО, та матричного диференційного рівняння руху КО в варіаціях. Розв'язок такої задачі Коші, розрахунок матриці $\partial X/\partial X_0$ проводиться шестикратно по блоково (матричне диференційне рівняння руху КО в варіаціях розкладається на шість векторних диференційних рівнянь), причому змінюється від циклу до циклу не організація розрахунку, а тільки початкові умови розрахунку (стовпці з E_6). Тобто за рахунок того, що розраховується тільки перша варіація, дуже громіздке семимірне диференційне перетворення розпадеться на шість двомірних (значно більш простіших) перетворень. При цьому одночасно розглядаємих незалежних змінних буде дві: перша – це час, а друга – почергово кожна з складових вектора початкових умов руху КО – X_0.

Результати імітаційного моделювання розрахунку $\partial Z/\partial X_0$ класичним методом варіацій з кінцево-різницевим методом Рунге-Кутти 4-го порядку і запропонованим методом при забезпеченні однакових точнісних характеристик доводять зменшення обчислювальної складності у 3-4 рази. Однак найбільш важливою перевагою багатомірних ДП є зменшення методичної складності розрахунку частинних похідних на відміну від числових методів, складність та методичні похибки яких не дозволяють використовувати їх для розрахунку частинних похідних вищого порядку.

Розглянемо можливість розрахунку масиву других частинних похідних, який представляє собою шість матриць других частинних похідних поточних параметрів руху КО за двома відповідними параметрами вектору початкових умов. Оскільки кількість незалежних змінних, за якими ведеться знаходження частинних похідних, визначає мірність диференціальних перетворень, визначення других частинних похідних можливо провести з використанням тривимірних диференціальних перетворень. При цьому одночасно будемо розглядати тріаду незалежних змінних – час та попарно два з шести параметрів руху КО.

Оскільки незалежних змінних, що одночасно розглядаються, три, то і цілочислових аргументів має бути три k_1, k_2, k_3. В області зображень, відповідно до порядку знаходження заданої кількості дискрет, знаходиться диференціальний спектр, що являє собою відрізок багатомірного ряду Тейлора рішення системи диференціальних рівнянь руху КА на інтервалі між вузлами сітки. Знайдений спектр за часовим аргументом є основою для почергового визначення спектрів за елементами параметрів руху, відповідно до елементів стовпців матриці частинних похідних, що знаходяться. Таким чином, знаходження на відрізку між вузловими точками тривимірного спектру можна представити наступною схемою (рис.1), де $\frac{\partial^2 X_t}{\partial x_0^2}$ – масив розміром $6\times6\times6$.

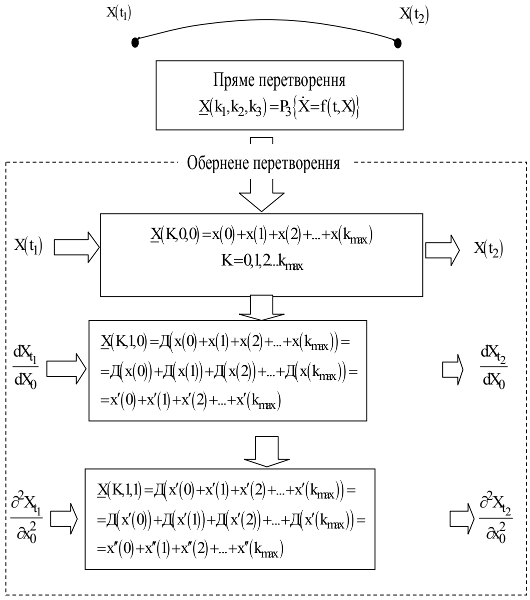

Рис.1. Модель розрахунку тривимірного диференціального спектру

Диференціальний спектр $\underline{X}(K, k_1 = 0, k_2 = 0)$, отриманий з системи рівнянь за часом, на відрізку траєкторії між вузловими точками числово-аналітичного розрахунку дає можливість визначити за кожним з шести параметрів динаміку їх зміни, що задана у вигляді членів ряду (у випадку, коли відновлююча функція є ряд). Це дозволяє провести диференціювання в області зображення отриманого спектру $Ä\left(\underline{X}(K, k_1 = 0, k_2 = 0)\right)$ за кожним з шести параметрів.

Результатом диференціювання зображення є система диференціальних спектрів, які визначають функції перших похідних поточних параметрів руху КО за початковими умовами на відрізку розв'язку. Крім того, отриманий спектр $\underline{X}(K, k_1 = 1, k_2 = 0)$ є основою знаходження матриці перших частинних похідних. Як і в попередньому випадку, для знаходження матриці других частинних похідних поточних параметрів руху КО за початковими умовами необхідно провести диференціювання отриманої системи диференціальних спектрів, враховуючи спектр за часовим аргументом $\underline{X}(K, k_1 = 0, k_2 = 0)$.

Таким чином, в результаті диференціювання кожного з шести частинних спектрів $\underline{X}(K, k_1 = 0, k_2 = 0)$ отримано масив розміром $6\times6\times6$, елементами якого є спектри, що описують функції других частинних поточних параметрів руху КО за відповідними парами параметрів початкових умов.

Оцінка ефективності запропонованого моделі оцінювання статистичних характеристик стохастичних нелінійних процесів на основі багатомірних ДП проводилась за результатами імітаційного моделювання при прогнозуванні положення космічного об'єкту та порівнювалась з лінеаризованим підходом. Аналіз розрахунків довів, що застосування запропонованого підходу не впливає на точність математичного сподівання прогнозованого положення КО (різниця близько 10^{-3} км), а середньоквадратична похибка за вектором положення для низькоорбітального КО з круговою орбітою зменшується до 13%. На рис. 2 подані залежності середньоквадратичної похибки визначення вектору положення КО σ_r від часу екстраполяції при різних значеннях похибок початкових умов σ_{r0}.

Отриманий позитивний ефект від застосування

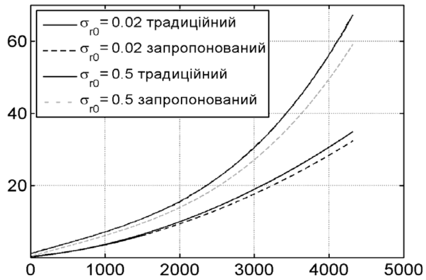

Рис.2. Залежність точності визначення положення КО від часу екстраполяції

багатомірних ДП можна пояснити наступним чином. Степеневі ряди, зокрема ряди Тейлора, у зв'язку з необхідністю проведення громіздкого аналітичного визначення в явному виді похідних вищих порядків від функцій, що входять в систему, яка розв'язується, були виключені з широкої практики інтегрування диференціальних рівнянь. Однак метод ДП, за рахунок можливості рекурентного, методично простого визначення похідних, відкрив нові можливості по використанню цих класичних методів [9, 10].

Висновки

Для використання на практиці степеневих рядів та врахування більш як двох членів розкладу при апроксимації складних динамічних об'єктів розроблена модель розрахунку імовірнісних характеристик, де частинні похідні запропоновано розраховувати за допомогою багатомірних диференціальних перетворень. На відміну від числових методів багатомірні ДП мають малу методичну складність, потребують менших обчислювальних витрат та практично не мають методичних похибок розрахунку.

Запропоновані рішення можуть бути використані для моделювання нелінійних стохастичних систем в реальному часі і прогнозування їх поведінки з метою скорочення об'єму обчислень за рахунок аналітичних перетворень.

Література

1. Драновский В.И. Вопросы системного проектирования и анализа космических систем дистанционного зондирования Земли / В.И. Драновский, Е.Д. Ярмольчук // Космическая техника. Ракетное вооружение: Сб. науч.-техн. ст. – Днепропетровск: ГКБ « Южное», 2004. – Вып. 1. – С. 242-253. **2. Медич Дж.** Статистически оптимальные линейные оценки и управление: Пер. с англ. / Дж. Медич; Под ред. А.С.Шаповалова. – М.: Энергия, 1973. – 440 с. **3. Эльяльсберг П.Э.** Измерительная информация: сколько ее нужно? Как ее обрабатывать? / П.Э. Эльяльсберг. – М.: Наука. Глав. Ред. физ-мат. лит., 1983. – 208 с. **4. Основы** автоматического управления / Г.И. Ванюхин, А.Н. Герасимов, С.В. Лучко, Л.Ф. Порфирьев. – М.: Воениздат, 1972. – 328с. **5. Чернецкий В.И.** Анализ точности нелинейных систем управления / В.И. Чернецкий. – М.: "Машиностроение", 1968. – 246 с. **6. Баранов В.Л.** Статистические характеристики дифференциального спектра траектории движения КА / В.Л. Баранов, Г.Л. Баранов, С.В. Ковбасюк // Космічна наука і технологія, 2001. – т.7, №4. – С. 147–153. **7. Пухов Г.Е.** Дифференциальные преобразования функций и уравнений / Г.Е. Пухов. – Киев: Наук. думка, 1984. – 420 с**. 8. Пухов Г.Е.** Дифференциальные спектры и модели / Г.Е. Пухов. – К.: Наукова думка, 1990. – 184 с. **9. Ковбасюк С.В.** Расчет частных производных от текущих элементов орбиты по начальным условиям движения космического аппарата на основе многомерных дифференциальных преобразований / С.В. Ковбасюк, М.Ю. Ракушев // Двойные технологии, 2004. – №2. – С. 15 – 18. **10. Семагина Э.П.** Дифференциальные преобразования и их возможности для решения задач динамики / Э.П. Семагина // Электронное моделирование, 1986. – т. 8, № 4. – С. 44-50.

Предложен подход по определению вероятностных характеристик векторных нелинейных стохастических уравнений при дополнительном учете квадратичных членов разложения функций в ряд Тейлора и расчета частных производных от исходных функций по входным на основе многомерных дифференциальных преобразований. Приведены результаты имитационного моделирования на примере сравнительного анализа экстраполяции положения космического объекта.

Ключевые слова: модель, нелинейные процессы, дифференциальное преобразование, имитационное моделирование, космический объект.

Proposed an approach to determine the probability characteristics of vector nonlinear stochastic equations with additional allowance of quadratic terms in the expansion of functions in a Taylor series and calculation of partial derivatives of functions from the input source on the basis of multidimensional differential transformations. Shows the results of simulation on an example of a comparative analysis of extrapolation of space object provisions.

Key words: model, non-linear processes, differential conversion, simulation, space object.