

взаємодію полотна ЗПС і пневмошин розглянуто в рамках гіпотези нелінійного відведення. Врахування скінченності відношення мас опор шасі і корпусу може принципово вплинути на висновок про наявність автоколивань. Запропонований метод визначення параметрів граничних циклів може застосовуватися при вивченні одночастотних режимів коливань багатоступеневих нелінійних систем зі слабким зв'язком.

#### Список літератури

1. Плахтиенко Н.П., Шифрин Б.М. Поперечные упруго-фрикционные вибрации движущегося по взлетно-посадочной полосе самолета // Прикладная механика. – 2001. – Т. 37, № 5. – С. 136–143.
2. Микеладзе В.Г., Тутов В.М. Основные геометрические и аэродинамические характеристики самолетов и ракет. – М.: Машиностроение, 1990. – 144 с.
3. Лобас Л.Г., Вербицкий В.Г. Качественные и аналитические методы в динамике колесных машин. – К.: Наук. думка, 1990. – 232 с.
4. Malcolm J. Abzug. Directional stability and control during landing rollout // J. of Aircraft. – 1999. – Vol. 36, №3. – P. 584–590.
5. Davis P.A., Martinson V.J., Yager T.J., Stubbs S.M. 26x6.6 radial-belted aircraft tire performance // SAE Techn.Pap.Ser. – 1991. – 912157. – P. 9.
6. Лигум Т.И., Скрипниченко С.Ю., Шишмарев А.В. Аэродинамика самолета Ту-154Б. – М.: Транспорт, 1985. – 263 с.
7. R. van der Valk, Pacejka H.B. An analysis of a civil aircraft main gear shimmy failure // Vehicle system dynamics. – 1993. – Vol. 22. – P. 97–121.
8. Батъ М.И., Джанелидзе Г.Ю., Кельзон А.С. Теоретическая механика в примерах и задачах. Т. 2. – М.: Наука, 1964. – 663 с.

Стаття надійшла до редакції 14.10.02.

0571-521.9-023

УДК 629.735.33

Посадка самолета  
система автоматической посадки  
характеристики системы посадки

Б.Г. Масловський, доц.  
(Національний авіаційний університет)

О.А. Зеленков, канд. техн. наук, проф.  
(Національний авіаційний університет)

### ПРОГНОЗУВАННЯ ТОЧІСНИХ ХАРАКТЕРИСТИК СИСТЕМ АВТОМАТИЧНОЇ ПОСАДКИ ЛІТАКІВ

Розглянуто питання організаційного і математичного забезпечення прогнозування стану систем автоматичної посадки літаків за реалізаціями визначальних параметрів приземлення. Наведено алгоритм визначення прогнозних характеристик.

Вимір визначальних вихідних параметрів процесу автоматичного приземлення в точці дотику дозволяє судити про якість посадки чи технічний стан системи автоматичної посадки (САП).

У сучасній САП для підвищення безпеки польотів використовують різні види резервування, автомат безпеки і контролю. Однак це не виключає можливості виникнення особливих ситуацій через відмови в системі, що спричиняє необхідність прогнозування технічного стану САП для підвищення безпеки польотів. Причому прогнозування можна розглядати як своєрідний сигналізатор, що виявляє потенційні відмови і попереджує виникнення фактичних відмов. Можливість прогнозування технічного стану заснована на тім, що відмови складних технічних систем пов'язані звичайно не з виходом з ладу окремих їхніх елементів чи блоків, а з погіршенням і виходом за припустимі межі їхніх характеристик, що відбивають функціональне призначення системи. Характеристики ці відображаються сукупністю параметрів, що, як правило, піддаються виміру.

Особливість авіаційної техніки (складність системи, велика кількість різномірних і випадкових впливів, що не спостерігаються) при розв'язанні задач прогнозування утрудняє викорис-

тання фізико-математичної моделі опису поведінки системи. Тому для прогнозування в цьому випадку доцільно користуватися не моделями системи, а моделями параметрів, що характеризують працездатність цієї системи.

Прогнозування технічного стану САП конкретного літака назвемо індивідуальним імовірнісним [1]. Вважаючи, що для САП виконується умова незалежності результатів виміру декількох параметрів, задачу багатовимірною прогнозування для об'єкта в цілому можна звести до більш простих задач одновимірною індивідуального прогнозування для кожного окремого параметра цього об'єкта.

Індивідуальне прогнозування засновано на неявній апроксимації зміни моментних характеристик прогнозованого процесу: умовного математичного сподівання

$$M_X[X_n / X_1, X_2, \dots, X_N] = M_n$$

і умовної дисперсії

$$\sigma_X^2[X_n / X_1, X_2, \dots, X_N] = \sigma_n^2,$$

що відображають процес зміни технічного стану об'єкта. Апроксимація здійснюється за реалізацією ряду незалежних значень визначальних параметрів  $X_n$ , вимірюваних у моменти посадок ( $n = 1, 2, \dots, N$ ) з метою наступної екстраполяції цих параметрів на майбутні посадки  $N + T$  ( $T$  – інтервал упередження, обумовлений кількістю майбутніх посадок).

Априорних зведень про вигляд апроксимуючих функцій  $M_n$  і  $\sigma_n^2$  немає. Однак, виходячи з особливості експлуатації авіаційної техніки, можна припустити, що середнє значення і дисперсія прогнозованого параметра можуть бути апроксимовані поліномами невисокого порядку. Ступінь полінома і його коефіцієнтів можуть уточнюватися в процесі експлуатації САП.

Тоді модель прогнозованого параметра буде мати вигляд:

$$X_n = M_n + \xi_n, \quad (1)$$

де  $M_n = \sum_{i=0}^j a_i n^i$  – квазідетермінована складова;  $\xi_n$  – некорельована випадкова складова з нульовим математичним сподіванням, у загальному випадку нестационарна за дисперсією;  $j$  – максимальний ступінь полінома.

Взявши в загальному вигляді для прогнозування модель (1), необхідно далі за даними експлуатації для кожного з прогнозованих параметрів визначити порядок полінома і характер випадкової складової.

Виходячи з того, що для ймовірнісного прогнозу необхідно мати упереджені оцінки математичного сподівання і дисперсії, на інтервалі спостереження потрібно виявити тенденцію їхньої зміни. Для цього необхідно розбити весь інтервал спостереження на рівні підінтервали, у кожному з них визначити оцінки середніх і дисперсій. При цьому необхідно вирішити питання про обсяг вибірки в підінтервалі. Очевидно, що чим більший обсяг, тим точніші оцінки, але при великих обсягах можна не помітити зміни оцінок у часі.

Крок прогнозу повинний дорівнювати інтервалу дискретизації досліджуваного ряду на ділянці спостереження. У даному випадку прогноз на один крок уперед відповідає упередженню на кількість посадок, що міститься в підінтервалі (обсягу миттєвої вибірки). Обсяг підвибірки дорівнює 10, а мінімальний обсяг загальної вибірки, за якою визначається характер моделі, – 100. Упередження на один крок уперед буде становити десять посадок, а інтервал упередження оцінок середнього і дисперсії буде дорівнювати одиниці.

Запропонований алгоритм імовірнісного прогнозу являє собою послідовність обробки даних вимірів за кожним прогнозованим параметром. На рис. 1 наведено приклад такого алгоритму для обробки значень бокового відхилення літака в умовних точках дотику до злітно-посадкової смуги. Він складається з таких етапів.

**Розрахунок оцінки математичного сподівання і середньоквадратичного відхилення.** Таку оцінку в межах однієї підвибірки для усіх підвибірок по черзі (обсяг підвибірки  $N = 10$  при

$i = 1, 2, \dots, N$ , кількість підвбірок  $L = 10$  при  $l = 1, 2, \dots, L$ , загальна змінна кількість значень досліджуваного ряду  $n = l \times N$ ) здійснюють за формулами:

$$\bar{X}_l = \sum_{i=1}^N \frac{X_i}{N};$$

$$S_l = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X}_l)^2}{N-1}}.$$

**Апроксимація трендів.** У результаті апроксимації трендів поліномом першого порядку за методом найменших квадратів визначають поліноми і їх коефіцієнти:

$$\tilde{X}_l = a_0 + a_1 l;$$

$$\tilde{S}_l = b_0 + b_1 l.$$

Після апроксимації трендів проводять прогнозування.

Під час побудови будь-якої прогнозувальної моделі висловують гіпотезу про динаміку величини  $\xi_n$ , тобто про характер тренда. Найчастіше прогноз ведуть за аналітичним виразом отриманого тренда. При цьому для виходу за границі досліджуваного періоду досить продовжити значення незалежної змінної – порядкового номера ряду.

Однак у даному випадку розв'язувана задача має ряд відмінних рис. По-перше, хоча прогнозування ведеться за рядом середніх у підвбірках, проте воно повинно відбивати властивості всього ряду  $n = 100$ . Тому використовуваний метод має бути ефективним у дослідженні рядів з великою кількістю спостережень. По-друге, процес зміни характеристик досліджуваного ряду має досить високу інерцію, внаслідок якої в прогнозованому періоді процес буде відбуватися приблизно в тих же умовах, що й в аналізованому. Отже, використовуваний метод має додавати велику значущість старшим значенням ряду. По-третє, з приходом нової інформації в обсязі підвбірки  $L = 10$ , вибірка ( $n = 100$ ) зрушується вперед на один крок (одну підвбірку), а значення першої – самої ранньої підвбірки випускаються. Таким чином, досліджуваний ряд постійно оновлюється. Отже, використовуваний метод має бути адаптивним до зміни значень досліджуваного ряду.

Виходячи із цього, для прогнозування доцільно вибрати адаптивний до зміни значень досліджуваного ряду метод експоненційного згладжування, ідея якого полягає в тому, що ряд динаміки згладжується за допомогою зваженої експоненційної середньої, вага якої підлягає експоненційному закону і характеризує останні значення ряду.

Основним змістом процедури експоненційного згладжування є обчислення за рекурентними формулами поправок коефіцієнтів полінома, що згладжує, вибір початкових умов і оптимального значення параметра  $\theta$ .

**Визначення початкових умов і параметра згладжування.** Експоненційну середню визначають за рекурентною формулою Брауна:

$$S_i^k(y) = \theta S_i^{[k-1]}(y) + (1-\theta)S_{i-1}^k(y).$$

Точних рекомендацій для вибору оптимальної величини параметра згладжування  $\theta$  і початкових умов немає. З огляду на особливості розв'язуваної задачі логічно вибрати значення  $\theta$ , виходячи з довжини інтервалу згладжування [2]:

$$\theta = \frac{2}{L+1},$$

де  $L$  – кількість підвбірок ряду.

Початкові умови першого і другого ступеня для обраної лінійної моделі мають вигляд (відповідно для значень середнього і середньоквадратичного відхилення):

$$\tilde{S}_0^{[1]} = a_0 - a_1 \frac{1-\theta}{\theta};$$

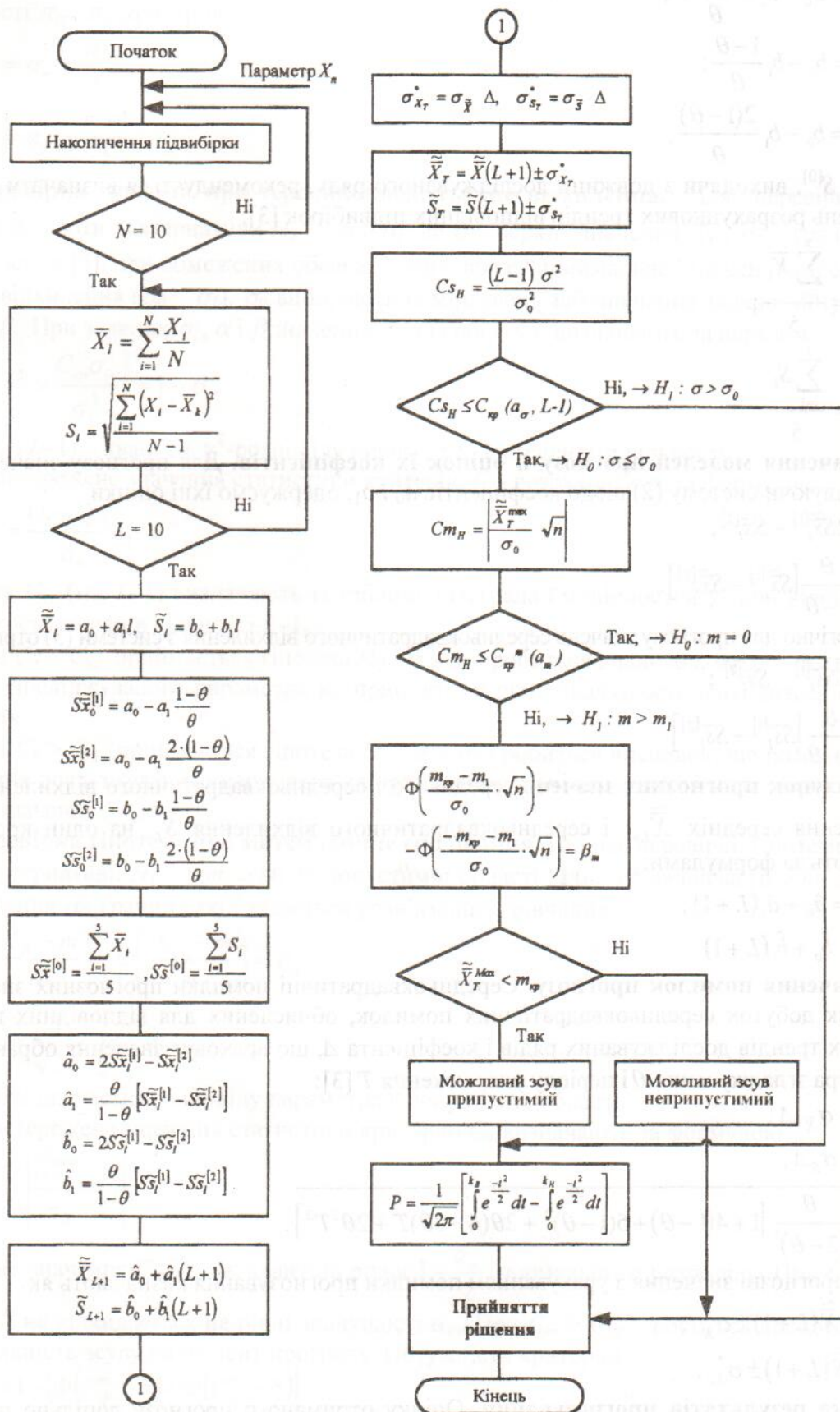


Рис. 1. Схема алгоритму ймовірнісного прогнозування

$$\tilde{S\bar{x}}_0^{[2]} = a_0 - a_1 \frac{2(1-\theta)}{\theta}; \quad (2)$$

$$S\tilde{S}_0^{[1]} = b_0 - b_1 \frac{1-\theta}{\theta};$$

$$S\tilde{S}_0^{[2]} = b_0 - b_1 \frac{2(1-\theta)}{\theta}, \quad (3)$$

а значення  $S^{(0)}$ , виходячи з довжини досліджуваного ряду, рекомендується визначати з перших п'яти значень розрахункових трендів відповідних підвибірок [3]:

$$\tilde{S\bar{x}}^{[0]} = \frac{\sum_{i=1}^5 \bar{X}_i}{5};$$

$$S\tilde{S}^{[0]} = \frac{\sum_{i=1}^5 S_i}{5}.$$

**Визначення моделей прогнозу й оцінок їх коефіцієнтів.** Для прогнозу значень середнього, вирішуючи систему (2) щодо коефіцієнтів  $a_0$  і  $a_1$ , одержуємо їхні оцінки

$$\hat{a}_0 = 2S\tilde{S}_1^{[1]} - \tilde{S\bar{x}}_1^{[2]};$$

$$\hat{a}_1 = \frac{\theta}{1-\theta} [S\tilde{S}_1^{[1]} - \tilde{S\bar{x}}_1^{[2]}].$$

Аналогічно для прогнозу значень середньоквадратичного відхилення з системи (3) отримаємо

$$\hat{b}_0 = 2S\tilde{S}_1^{[1]} - S\tilde{S}_1^{[2]};$$

$$\hat{b}_1 = \frac{\theta}{1-\theta} [S\tilde{S}_1^{[1]} - S\tilde{S}_1^{[2]}].$$

**Розрахунок прогнозних значень середнього і середньоквадратичного відхилення.** Прогнозні значення середніх  $\tilde{\bar{X}}_{L+1}$  і середньоквадратичного відхилення  $\tilde{S}_{L+1}$  на один крок уперед розраховують за формулами:

$$\tilde{\bar{X}}_{L+1} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1(L+1);$$

$$\tilde{S}_{L+1} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1(L+1).$$

**Визначення помилок прогнозу.** Середньоквадратичні помилки прогнозних значень визначають як добуток середньоквадратичних помилок, обчислених для відповідних відхилень від лінійних трендів досліджуваних рядів і коефіцієнта  $\Delta$ , що враховує значення обраного раніше параметра згладжування  $\theta$  і періоду упередження  $T$  [3]:

$$\sigma_{\bar{x}_T}^* = \sigma_{\bar{x}} \Delta;$$

$$\sigma_{s_T}^* = \sigma_s \Delta,$$

$$\text{де } \Delta = \sqrt{\frac{\theta}{(2-\theta)^3} [1 + 4(1-\theta) + 5(1-\theta)^2 + 2\theta(4-3\theta)T + 2\theta^2 T^2]}.$$

Тоді прогнозні значення з урахуванням помилки прогнозування визначають як

$$\tilde{\bar{X}}_T = \tilde{\bar{X}}(L+1) \pm \sigma_{\bar{x}_T}^*;$$

$$\tilde{S}_T = \tilde{S}(L+1) \pm \sigma_{s_T}^*.$$

**Оцінка результатів прогнозування.** Оцінку отриманого прогнозу доцільно проводити перевіркою гіпотез про середньоквадратичне відхилення  $H_0^\sigma: \sigma \leq \sigma_0$  проти альтернативи  $H_1^\sigma: \sigma > \sigma_1$  і про математичне сподівання  $H_0^m: m = 0$  проти альтернативи  $H_1^m: m > m_1$  [4].

Для перевірки гіпотез необхідно визначити потрібні рівні значущості  $\alpha_\sigma$  і  $\alpha_m$ , а так само потужності  $\pi_\sigma$  і  $\pi_m$  критеріїв:

$$\alpha_m = \alpha_\sigma = \frac{\alpha}{2};$$

$$\pi_m = \pi_\sigma = \frac{\pi + 1}{2}.$$

**Перевірка гіпотези про середньоквадратичне відхилення.** Для перевірки гіпотези  $H_0^\sigma: \sigma \leq \sigma_0$  проти альтернативи  $H_1^\sigma: \sigma > \sigma_1$ , де  $\sigma$  – верхнє значення  $\tilde{S}_T^B$ ,  $\sigma_1$  – гранично допустиме значення [5], при обмежених обсягах даних деяке “приймальне” значення середньоквадратичного відхилення ( $\sigma_0 < \sigma_1$ ),  $\sigma_0$  вибирають із міркувань забезпечення заданої потужності критерію  $1 - \beta$ . При заданих  $\sigma_1$ ,  $\alpha$  і  $\beta$  значення  $\sigma_0$  для обсягу  $L$  визначають за виразом

$$P\left\{\chi^2 > \frac{C_{кр} \sigma_0^2}{\sigma_1^2}\right\} = 1 - \beta,$$

де  $C_{кр}(\alpha_\sigma, L-1)$  – квантіль  $\chi^2$ -розподілу рівня  $\alpha$  з  $L-1$  степенями вільності.

Спостережене значення статистики критерію  $C_{сн}$  розраховують за формулою

$$C_{сн} = \frac{(L-1)\sigma^2}{\sigma_0^2},$$

а квантіль  $C_{кр}(\alpha_\sigma, L-1)$  визначають із таблиць інтеграла ймовірностей  $\chi^2$  при рівні значущості  $\alpha_\sigma$  і кількості степенів вільності  $L-1$ .

При  $C_s \leq C_{кр}$  приймається гіпотеза  $H_0: \sigma \leq \sigma_0$  і робиться висновок, що розкид прогнозного значення досліджуваного параметра на прийнятому рівні значущості знаходиться в припустимих межах.

При  $C_s > C_{кр}$  приймається гіпотеза  $H_1: \sigma > \sigma_0$  і робиться висновок, що розкид прогнозного значення досліджуваного параметра на прийнятому рівні значущості може перевищувати допустиме значення.

**Перевірка гіпотези про математичне сподівання.** Під час перевірки гіпотези  $H_0^m: m = 0$  проти альтернативи  $H_1^m: |m| > m_1$  із допустимої області  $\Omega(m, \sigma)$  визначається  $m_1$  для отриманого значення  $\sigma_0$ , границя якої задається розв'язанням рівняння

$$\Phi\left(\frac{X_B - m}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{X_H - m}{\sigma}\right) = P_{Tp},$$

$$\text{де } \Phi(*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^* e^{-\frac{t^2}{2}} dt,$$

$P_{Tp}$  – необхідна частка розподілу параметра в допустимій області.

Спостережене значення статистики критерію  $C_m$  визначають за формулою

$$C_m = \left| \frac{\tilde{X}_T^{\max}}{\sigma_0} \sqrt{n} \right|,$$

а критичне значення  $C_{кр}^m$  – як квантіль рівня  $1 - \frac{\alpha_m}{2}$  нормального розподілу. При  $C_m \leq C_{кр}^m$  гіпотеза  $H_0^m$  не відкидається на рівні значущості  $\alpha_m$ . При  $C_m > C_{кр}^m$  робиться висновок про можливість наявності зсуву на момент прогнозу. Потужність критерію

$$\pi_m = 1 - [\Phi(C_{кр}^m - \delta) + \Phi(C_{кр}^m + \delta)],$$

$$\text{де } \delta = \frac{m_1}{\sigma_0} \sqrt{n}.$$

За наявності систематичного зсуву приземлень (за умови, що  $\tilde{S}_T^B < \sigma_0$ ) для перевірки гіпотези про допустимість зсуву визначають значення  $m_{кр}$  за рівнянням

$$\Phi\left(\frac{m_{кр} - m_1}{\sigma_0} \sqrt{n}\right) - \Phi\left(\frac{-m_{кр} - m_1}{\sigma_0} \sqrt{n}\right) = 1 - \pi_m = \beta_m.$$

При  $\tilde{X}_T^{\max} < m_{кр}$  на рівні значущості  $\alpha_m$  з потужністю  $\pi_m$  робиться висновок про допустимість можливого зсуву приземлень на момент прогнозу.

На рис. 2 наведено результати роботи алгоритму по обробці ряду статистичного моделювання приземлення літака.

За результатами прогнозування середньоквадратичного відхилення й інтервалу помилки  $C_s = 13,334$  при  $C_{скр} = 16,919$ , отже, приймається гіпотеза  $H_0: \sigma \leq \sigma_0$ .

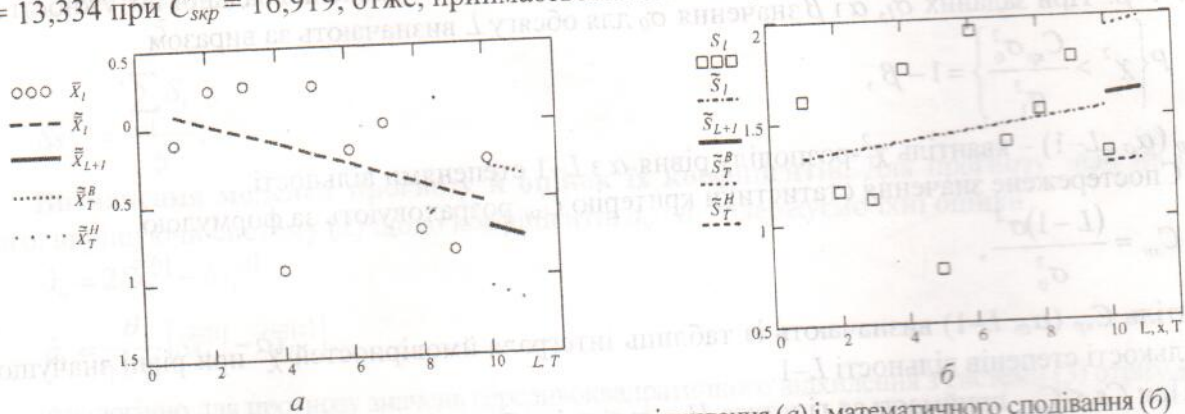


Рис. 2. Результат прогнозування середньоквадратичного відхилення (а) і математичного сподівання (б)

За результатами прогнозування математичного сподівання й інтервалу помилки  $C_m = 2,245$  при  $C_{кр}^m = 1,96$ , отже,  $C_m > C_{кр}^m$  і приймається альтернативна гіпотеза  $H_1^m: |m| > m_1$ , тобто робиться висновок про можливу наявність зсуву на момент прогнозу. Однак на рівні значущості  $\alpha_m$  і потужності  $\pi_m$ ,  $m_{кр} = 11,92$ ,  $\tilde{X}_T^{\max} = -1,157$  то  $|\tilde{X}_T^{\max}| < m_{кр}$  робиться висновок про допустимість можливого зсуву приземлень на момент прогнозу.

**Визначення ймовірності перебування прогнозного значення контрольованого визначального параметра в допустимій області.** Знаючи прогнозні значення  $\tilde{S}_T^B$  і  $\tilde{X}_T^{\max}$ , можна визначити ймовірність перебування на момент прогнозу контрольованого визначального параметра  $X$  у допустимій області в точці приземлення з рівнем довіри  $\gamma$

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ \int_0^{k_B} e^{-\frac{t^2}{2}} dt - \int_0^{k_H} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right],$$

$$\text{де } k_{B(H)} = \frac{X_{B(H)} - \tilde{X}_T^{\max}}{\tilde{S}_T^B \left[ 1 + \frac{\chi_\gamma}{\sqrt{2n}} + \frac{5\chi_\gamma^2 + 10}{12n} \right]},$$

$X_{B(H)}$  – верхнє (нижнє) допустиме значення визначального параметра, що задається нормативними документами;  $\chi_\gamma$  – квантіль рівня  $\gamma$  нормального розподілу;  $\gamma$  – довірча ймовірність. Наприклад, для бокового відхилення літака від осі злітно-посадкової смуги  $X_{B(H)} = \pm 21,3$  м при ширині смуги 45 м.

Для розглянутого прикладу при довірчій ймовірності  $\gamma = 0,99$  і  $\chi_\gamma = 2,33$  ймовірність успішного приземлення на момент прогнозу за визначальним параметром  $X$  дорівнює  $P = 0,97851$ , що задовольняє вимоги ІКАО, тобто  $P_{Тр} \geq 0,96$ .

**Ухвалення рішення про подальшу експлуатацію системи.** Значення ймовірності  $P$ , отримане в розглянутому прикладі, вказує на можливість успішного приземлення на момент прогнозу за визначальним параметром  $X$ . Отже, система (з огляду на цей параметр) може експлуатуватися без будь-яких обмежень.

Запропонований метод дозволяє здійснювати змінний стиск даних, оскільки не потрібно запам'ятовувати всі значення прогнозованого параметра, а тільки оцінки середніх і дисперсій кожної підвибірки, досить просто використати нову інформацію, обсяг якої має бути не менше ніж обсяг підвибірки, а також із надходженням інформації виконувати поточний контроль за параметром і одержувати прогнозне значення цього параметра.

#### Список літератури

1. *Диагностирование и прогнозирование технического состояния авиационного оборудования* / Под ред. И.М. Синдеева. – М.: Транспорт, 1984. – 191 с.
2. *Френкель А.А.* Прогнозирование производительности труда: методы и модели. – М.: Экономика, 1989. – 214 с.
3. *Лукашин Ю.П.* Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования. – М.: Статистика, 1979. – 254 с.
4. *Синицын Б.С., Белгородский С.Л., Зеленков А.А., Мирошниченко О.Г.* Применение методов математической статистики при анализе точности бортовых систем автоматизированного управления // Измерения, контроль и автоматизация (ИКА). – М.: ЦНИИТЭИ приборостроения, 1981. – №3(37). – С. 43–52.
5. *Проект инструктивных материалов по сертификации систем автоматической посадки.* Циркуляр АЗ/36-7В/195. – Монреаль, ИКАО, 1979. – 18 с.

Стаття надійшла до редакції 25.10.02.

УДК 521.12-2 666

УДК 519.21

Комплекс зенітно-ракетний, техніка України, техніка ракетної системи, модель функціонально-математическа на надійність комплексу

**О.О. Овчаров**, здобувач  
(Київський національний економічний університет)

### СПЕЦИФІКАЦІЯ ФУНКЦІОНАЛЬНО-МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ОЦІНЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ СТРУКТУРИ ЗЕНІТНО-РАКЕТНИХ КОМПЛЕКСІВ

*Розглянуто математичну модель оцінювання надійності процесу функціонування довільних реальних систем.*

Воєнно-економічні проблеми перебудови Збройних сил (ЗС) України є актуальними, особливо з погляду входження нашої держави в структури НАТО. Науково-технічний потенціал країни досить легко міг би забезпечити успішне вирішення цих проблем, зважаючи на найкращі досягнення деяких параметрів у космології, космонавтиці, ракетобудуванні, авіабудуванні, танкобудуванні, матеріалознавстві, а також у побудові зенітно-ракетних комплексів (ЗРК). Але науково-технічна позитивна можливість вирішення проблеми не має фінансового забезпечення в зв'язку з недостатнім бюджетним фінансуванням, що носить стохастичний, важко передбачуваний характер.

В умовах, що склалися, доцільно розглядати не всю проблему в комплексі ЗС, а часткові підпроблеми для окремих видів озброєння і військової техніки (ОВТ) та їх структур, але з огляду на майбутню перспективу комплексного вирішення всієї проблеми. Тому не можна ставити вирішення підпроблеми як окремої і самостійної, потрібно розглядати тактико-технічні вимоги (ТТВ) і тактико-технічні характеристики (ТТХ) підсистеми раціонально (по можливості оптимально) щодо всієї системи ЗС України, і насамперед, до науково-передбачуваного майбутнього її стану.

Особливо актуальною постає проблема оптимального вирішення побудови структури вимог до ТТХ окремого виду ЗС для продукування окремих зразків ОВТ з огляду на перспективу. Деякі підходи до раціонального вирішення підпроблеми розбудови ЗРК у науковій літературі вже є. Щодо оптимального вирішення розподілу вимог до окремих елементів системи за ТТВ до неї в цілому, то ця науково-дослідна проблема на сьогодні не має свого повного вирішення че-