

10. *Falin G.I., Templeton J.G.C.* Retrail Queues//Chapman and Hall. – 1997. – 328 p.
11. *Lakatos L.* On a simple continuous cycle-waiting problem // *Annales Univ. Sci. Budapest, Sect.Comp.* – 1994. – 14. – P. 105–113.
12. *Коба Е.В.* О системе обслуживания GI/G/1 с повторением заявок при обслуживании в порядке очереди // *Доп. НАН України.* – 2000. – №6. – С. 101–103.
13. *Коба Е.В.* Система обслуживания M/D/1 с заявками, повторяющимися через постоянное время, при частичной синхронизации входящего потока // *Кибернетика и системный анализ.* – 2000. – №6. – С. 177–180.
14. *Коба Е.В., Коваленко И.Н.* О двусторонней оценке распределения числа циклов заявки на орбите для одной системы обслуживания с повторением заявок // *Доп. НАН України.* – 2000. – №9. – С. 109–112.
15. *Коба Е.В.* О производительности процессора, обслуживающего двух абонентов, при постоянном времени повторения заявки // *Доп. НАН України.* – 2000. – №10. – С. 104–106.
16. *Коба Е.В.* О производительности замкнутой сети с показательным временем обслуживания и периодически повторяющимися заявками абонентов // *Кибернетика и системный анализ.* – 2000. – №3. – С. 176–179.

Стаття надійшла до редакції 17.06.02.

УДК 629.735.05:681.178:519.676 (045)

ББК 3 965 - 021.16 631 + 0561.9

І.Е. Райчев, асист.,

О.Г. Харченко, канд. техн. наук, доц.,

М.О. Яцков, канд. техн. наук, проф.,

В.А. Василенко, канд. техн. наук, доц.

## АВТОМАТИЗАЦІЯ ВИЗНАЧЕННЯ ПОКАЗНИКІВ ВІРОГІДНОСТІ ОБ'ЄКТІВ КОНТРОЛЮ ПРИ НАЯВНОСТІ РАЗОВОЇ КОМАНДИ

*Розглянуто проблеми оцінки вірогідності об'єктів контролю при наявності в алгоритмі контролю разової команди. Побудовано обчислювальні алгоритми і програми, які в подальшому рекомендуються до використання в процесі експлуатації, а також для випробувань комплексів програм контролю польоту з метою визначення показників вірогідності настання подій контролю.*

**Вступ.** Програмне забезпечення контролю польотів, обробляючи польотну інформацію, виконує діагностування об'єкта контролю автоматизований технологічний комплекс «повітряне судно-екіпаж» і визначає, чи відбувалися різного роду відхилення в процесі польоту. Оскільки польотна інформація може містити похибки реєстрації, перетворення, необхідно оцінювати ступінь об'єктивності результатів діагностування, для чого обчислюється вірогідність настання подій контролю, яка являє собою міру об'єктивності зображення дійсного стану об'єкта контролю результатами діагностування.

Задачу контролю найчастіше вирішують, використовуючи метод перевірки статистичних гіпотез, що викладений у роботах [1; 2; 3], де дається постановка задачі, математичні методи її вирішення і методичні вказівки, що спрощують побудову алгоритмів обчислення вірогідності. Проблема, що виникає при сертифікаційних випробуваннях програмного забезпечення контролю польотів, зокрема полягає у відсутності алгоритмів і програм визначення вірогідності результатів контролю об'єктів при наявності в них разової команди. Застосування методу номограм [4] у цьому випадку неефективне, оскільки обчислення виконуються експертом вручну. Отримані методики автоматизації процедури обчислення показників вірогідності настання подій контролю при наявності логічної команди рекомендується використовувати для створення тестових наборів даних для подальшого тестування програмного забезпечення контролю польотів [5; 6].



Через вплив на повітряне судно різних випадкових факторів будемо вважати, що контрольовані аналогові параметри є випадковими функціями. Тому для обчислення оцінок параметрів і прийняття рішення про стан об'єкта контролю використовуємо методи математичної статистики. Відповідно до загальної теорії перевірки статистичних гіпотез результат діагностування може містити помилки I і II роду (працездатний об'єкт визнаний непрацездатним і непрацездатний об'єкт визнаний працездатним). Оцінку вірогідності величинами помилок I і II роду використаємо для статистичного оцінювання контрольованих параметрів, а методику перевірки статистичних гіпотез – для перевірки на приналежність цих параметрів інтервалам допуску [2].

Як об'єкти контролю будемо розглядати параметри, зареєстровані на час польоту повітряного судна, що беруть участь в алгоритмах контролю. Якщо в алгоритм контролю входять разові команди, то для них, як правило, відома надійність граничного елемента (системи визначення і реєстрації граничних значень параметра)  $P(\Gamma)$  і  $P(\bar{\Gamma})$ , причому

$$P(\Gamma) + P(\bar{\Gamma}) = 1.$$

Не будемо зважати на розкид порогів спрацьовування, для яких похибка розподілена за рівномірним законом, і врахуємо досягнення граничного значення контрольованого параметра. Тоді ймовірність досягнення граничного значення безперервного параметра визначиться на основі щільнісного розподілу з урахуванням значення допуску за формулами:

$$P(A)_g = \int_{-\infty}^{x_g} f(x) dx ;$$

$$P(A)_n = \int_{x_n}^{+\infty} f(x) dx ,$$

причому

$$P(A)_g + P(\bar{A})_g = 1 ;$$

$$P(A)_n + P(\bar{A})_n = 1 .$$

Ймовірності результатів контролю при наявності разової команди обчислюють за формулами:

$$P(AB) = P(A)P(\Gamma) = P(A)P(B/A) ; \quad (1)$$

$$P(A\bar{B}) = P(A)P(\bar{\Gamma}) = P(A)P(\bar{B}/A) ; \quad (2)$$

$$P(\bar{A}B) = P(\bar{A})P(\Gamma) = P(\bar{A})P(B/\bar{A}) ; \quad (3)$$

$$P(\bar{A}\bar{B}) = P(\bar{A})P(\bar{\Gamma}) = P(\bar{A})P(\bar{B}/\bar{A}) . \quad (4)$$

За формулами (1), (4) визначаються правильні оцінки стану об'єкта контролю «придатний» і «непридатний» відповідно. За формулою (2) визначається величина помилки I роду, а за формулою (3) – величина помилки II роду.

Умовні ймовірності  $P(B/A), P(B/\bar{A}), P(\bar{B}/A), P(\bar{B}/\bar{A})$  можна подати у вигляді таких співвідношень:

$$P(B/A) = P(\Gamma) ;$$

$$P(B/\bar{A}) = P(\Gamma) ;$$

$$P(\bar{B}/A) = P(\bar{\Gamma}) ;$$

$$P(\bar{B}/\bar{A}) = P(\bar{\Gamma}) .$$



Звідси укладаємо, що

$$P(B/A) = P(\bar{B}/\bar{A}) = P(\Gamma);$$

$$P(\bar{B}/A) = P(\bar{B}/\bar{A}) = P(\bar{\Gamma}),$$

тому

$$P(B/A) + P(\bar{B}/A) = P(\Gamma) + P(\bar{\Gamma}) = 1;$$

$$P(B/\bar{A}) + P(\bar{B}/\bar{A}) = P(\Gamma) + P(\bar{\Gamma}) = 1.$$

Якщо враховувати гістерезис граничного елемента, то необхідно використовувати формули для безперервних параметрів. При цьому центр розподілу параметра знаходиться на границі допуску спрацювання граничного елемента, а максимальне значення відхилення  $\Delta/2$  контрольованого параметра визначається за нормативно-технічною документацією згідно нормального закону розподілу. Вважаємо, що відомо значення спостереження контрольованого параметра, що реалізувалося. Необхідно обчислити значення показників вірогідності – помилки I і II роду. Будемо вважати, що реєструемі значення контрольованого параметра розподілені за нормальним законом із щільністю розподілу:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-M)^2/2\sigma^2}.$$

Для того, щоб розрахувати необхідні показники, скористаємося формулами (1), (2), (3), (4). Умовні ймовірності, що входять у ці формули, будемо одержувати з таких співвідношень [7]:

$$P(B/A) = \frac{\int_{x_n}^{x_e} f(x) \left[ \int_{x_n-x}^{x_e-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{x_n}^{x_e} f(x) dx}; \quad (5)$$

$$P(\bar{B}/A) = \frac{\int_{x_n}^{x_e} f(x) \left[ \int_{M-4\sigma_x-x}^{x_n-x} f(t) dt + \int_{x_e-x}^{M+4\sigma_x-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{x_n}^{x_e} f(x) dx}; \quad (6)$$

$$P(B/\bar{A}) = \frac{\int_{M-4\sigma_x}^{x_n} f(x) \left[ \int_{x_n-x}^{x_e-x} f(t) dt \right] dx + \int_{x_e}^{M+4\sigma_x} f(x) \left[ \int_{x_n-x}^{x_e-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{M-4\sigma_x}^{x_n} f(x) dx + \int_{x_e}^{M+4\sigma_x} f(x) dx}; \quad (7)$$

$$P(\bar{B}/\bar{A}) = \frac{\int_{M-4\sigma_x}^{x_n} f(x) \left[ \int_{M-4\sigma_x-x}^{x_n-x} f(t) dt + \int_{x_e-x}^{M+4\sigma_x-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{M-4\sigma_x}^{x_n} f(x) dx} + \frac{\int_{x_e}^{M+4\sigma_x} f(x) \left[ \int_{M-4\sigma_x-x}^{x_n-x} f(t) dt + \int_{x_e-x}^{M+4\sigma_x-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{x_e}^{M+4\sigma_x} f(x) dx}; \quad (8)$$

де  $x_e$  і  $x_n$  – верхня і нижня границі допускового інтервалу;  $M$  – математичне сподівання аналогового параметра в алгоритмі контролю;  $\sigma_x$  – дисперсія об'єкта контролю:

$$\sigma_x = (x_e - x_n) / (2 \cdot 2). \quad (9)$$



Обчислюючи вирази (6), (7) і (8), із суми досить залишати лише перший доданок (інтеграли з границею  $M-4\sigma_x$ ), якщо об'єкт «працює» за нижнім допуском, і другий доданок (інтеграли з границею  $M+4\sigma_x$ ), якщо об'єкт «працює» за верхнім допуском.

**Обчислення показника  $D_{\bar{F}} = P(A\bar{B})$  (помилки I роду).** Якщо контрольований параметр «працює» за верхнім допуском величину помилки I роду можна визначити, виходячи з формул (2) і (6):

$$P(A\bar{B}) = P(A)P(\bar{B}/A) = \int_{M-4\sigma_x}^{x_s} f(x) dx \frac{\int_{x_s-x}^{M+4\sigma_x-x} f(t) dt}{\int_{x_s}^{x_s} f(x) dx} =$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_t} \int_{M-4\sigma_x}^{x_s} e^{-(x-M)^2/2\sigma_x^2} dx \left[ \frac{\int_{x_s-x}^{M+4\sigma_x-x} e^{-t^2/2\sigma_t^2} dt}{\int_{x_s}^{x_s} e^{-(x-M)^2/2\sigma_x^2} dx} \right]. \quad (10)$$

**Обчислення показника  $\bar{D}_{\bar{F}} = P(\bar{A}B)$  (помилки II роду).** Величину помилки II роду будемо визначати, виходячи з формул (3) і (7). Якщо об'єкт «працює» за верхнім допуском, одержимо

$$P(\bar{A}B) = P(\bar{A})P(B/\bar{A}) = \int_{M-4\sigma_x}^{x_n} f(x) dx \frac{\int_{x_s}^{M+4\sigma_x} f(x) \left[ \int_{x_n-x}^{x_s-x} f(t) dt \right] dx}{\int_{x_s}^{M+4\sigma_x} f(x) dx} =$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_t} \int_{M-4\sigma_x}^{x_n} e^{-(x-M)^2/2\sigma_x^2} dx \left[ \frac{\int_{x_s}^{M+4\sigma_x} e^{-(x-M)^2/2\sigma_x^2} \left[ \int_{x_n-x}^{x_s-x} e^{-t^2/2\sigma_t^2} dt \right] dx}{\int_{x_s}^{M+4\sigma_x} e^{-(x-M)^2/2\sigma_x^2} dx} \right]. \quad (11)$$

Оцінки правильної діагностики  $P(AB)$  і  $P(\bar{A}\bar{B})$  можна отримати з формул (1), (5), та формул (4), (8), якщо об'єкт контролю «працює» за верхнім допуском. У випадку, якщо об'єкт «працює» за нижнім допуском, усі перетворення виконуються аналогічно викладеним, але відкидаються інтеграли з границями  $(M+4\sigma_x)$  і враховуються ті, які мають границі  $(M-4\sigma_x)$ .

Обчислення проведемо з використанням математичного пакета MathCad. Вірогідність настання подій контролю оцінюється величинами помилок I і II роду, що не повинні перевищувати 0,01 і 0,001 відповідно [8]. Величину дисперсії контрольованого параметра  $\sigma_x$  можна визначити за правилом  $3\sigma$ , розділивши модуль відхилення  $\Delta/2$  на 3, тобто  $\sigma_x = \Delta/6$ . Однак, щоб врахувати можливість більш істотного виходу параметра за межу інтервалу, інколи приймають  $\sigma_x = \Delta/4$  (див. формулу (9)). Величину дисперсії каналу контролю  $\sigma_t$ , виходячи з вимог до точності засобів контролю, приймемо рівною не більш, ніж  $\sigma_x/4$ .

Крім обчислення помилок, визначимо інтервал, де помилки I і II роду знаходяться в припустимих межах. Для цієї мети скористаємося наступним прийомом: зафіксувавши нижню границю допуску  $x_n$ , будемо рухати верхню границю  $x_s$  нагору, починаючи зі значень, розташованих відразу вище  $M$  до значень трохи вище верхнього допуску. Для кожного значення  $x_s$  обчислюємо величини помилок. У такий спосіб визначимо початок інтервалів для помилок I і II роду. Перетинання множини точок, що входять у перший і другий інтервали, дасть шуканий довірчий інтервал, верхня границя якого не повинна відстояти від нижньої більш, ніж на фізичну величину виміру одиниці коду параметра з метою точності. При визначенні інтервалу допуску керуємося величиною відносної похибки для очікуваного значення контрольованого параметра (див. таблицю).



**Характеристичні значення аналогових параметрів  
(регістратор МСРП-64-2, літак Ту-154Б)**

Параметр	Канал	Діапазон виміру	Відносна похибка, %	Ціна коду
H <sub>б</sub>	2	-250-13000 м	±3	59 м
V <sub>пр</sub>	4	80-800 км/г	±3	3,5 км/г

Визначимо вірогідність контролю параметра V<sub>пр</sub> з алгоритму контролю працездатності «Відмовлення подовжнього каналу стабілізації». Подія в каталозі алгоритмів контролю записується в такий спосіб:

$$S095 = (V_{пр}/150) \wedge i_{у\text{прод}}$$

Програму, що реалізує алгоритм обчислень, наведено на рис. 1 і 2 (див. формули (10) і (11)).

З рис. 1 і 2 випливає, що придатним шуканим інтервалом для V<sub>пр</sub> є інтервал [153.5; 155.5], оскільки починаючи зі швидкості 153,5 км/год помилка I роду має припустимі показники. Верхня границя 155,5 В має значення при створенні тестових наборів даних: комплекси програм допускового контролю, що випробовуються, обробляючи тестовий політ, повинні фіксувати подію S095 для будь-якого V<sub>пр</sub> ∈ [153.5, 155.5], а не тільки для значень швидкості, більших 155,5 км/ч. Отже, рекомендується брати більш жорсткі допуски, ніж ті, що вказані в нормативно-технічній документації.

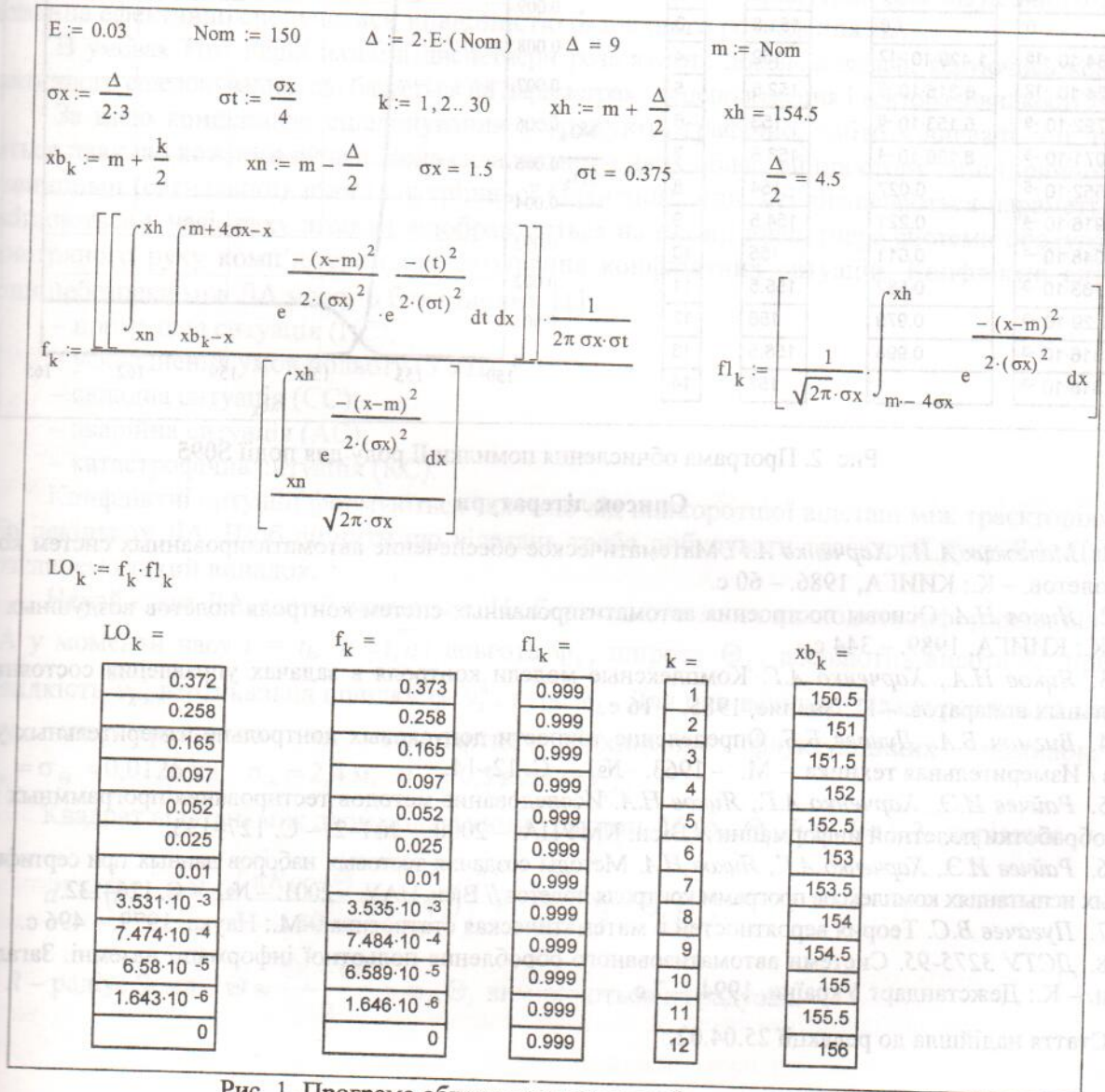


Рис. 1. Програма обчислення помилки I роду для події S095



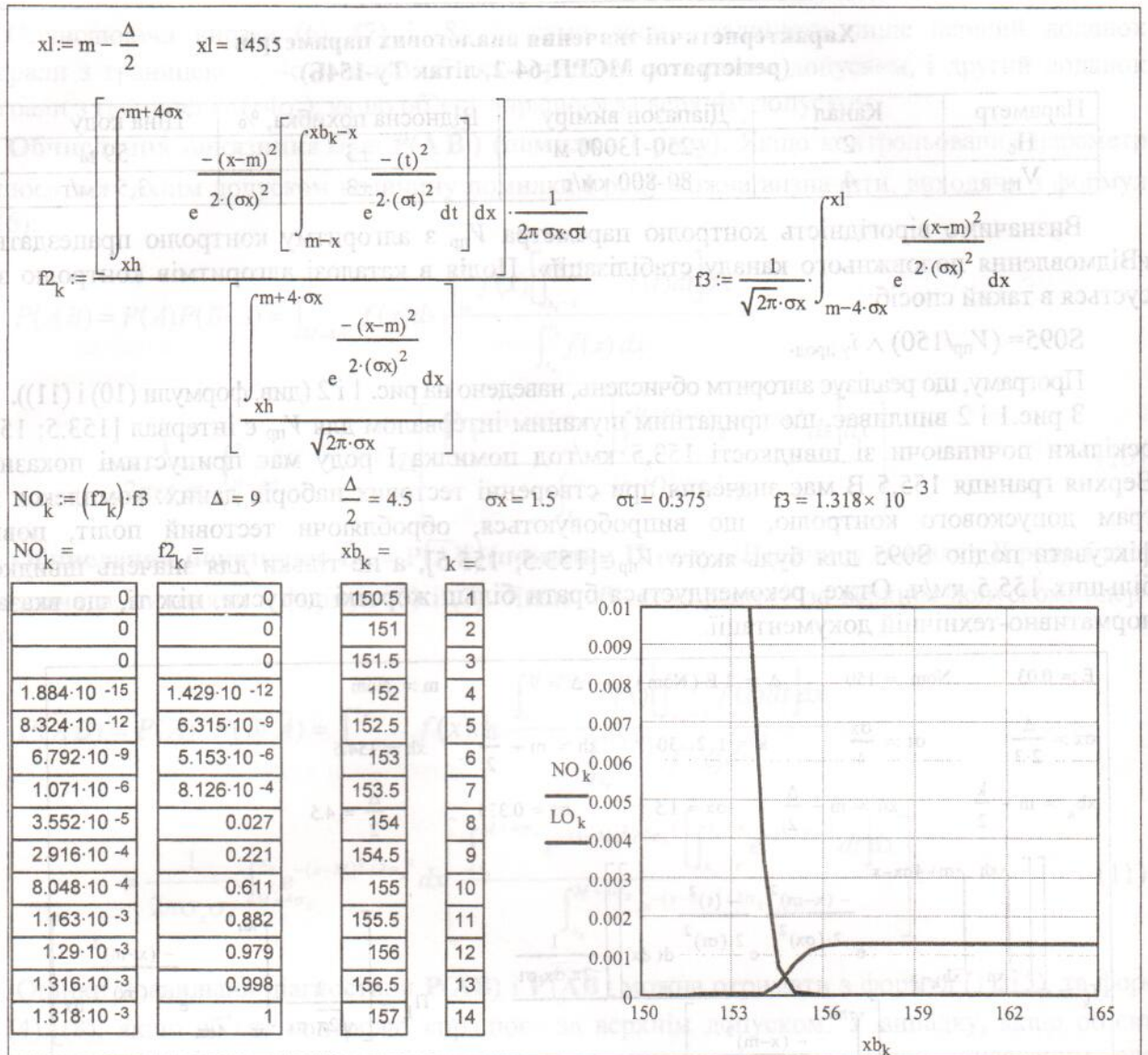


Рис. 2. Програма обчислення помилки II роду для події S095

## Список літератури

1. Малежик А.И., Харченко А.Г. Математическое обеспечение автоматизированных систем контроля полетов. – К.: КИИГА, 1986. – 60 с.
2. Якув Н.А. Основы построения автоматизированных систем контроля полетов воздушных судов. – К.: КИИГА, 1989. – 344 с.
3. Якув Н.А., Харченко А.Г. Комплексные модели контроля в задачах управления состоянием летательных аппаратов. – К.: Знание, 1985. – 16 с.
4. Вигман Б.А., Дунаев Б.Б. Определение точности допусковых контрольно-измерительных устройств / Измерительная техника. – М. – 1963. – №1. – С. 12–14.
5. Райчев И.Э., Харченко А.Г., Якув Н.А. Исследование методов тестирования программных модулей обработки полетной информации // Вісн. КМУЦА. – 2000. – №1–2. – С. 127–133.
6. Райчев И.Э., Харченко А.Г., Якув Н.А. Методы создания тестовых наборов данных при сертификационных испытаниях комплексов программ контроля полетов // Вісн. НАУ. – 2001. – №1. – С. 126–132.
7. Пугачев В.С. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Наука, 1979. – 496 с.
8. ДСТУ 3275-95. Системи автоматизованого оброблення польотної інформації наземні. Загальні вимоги. – К.: Дежстандарт України, 1994. – 7 с.

Стаття надійшла до редакції 25.04.02.