

Список літератури

1. *Методика* определения минимумов эшелонирования, применяемых для разделения параллельных линий пути в структурах маршрутов ОВД. Циркуляр 120-AN/89/2. – Монреаль: ICAO, 1976. – 238 с.
2. *Руководство* по методике планирования воздушного пространства для определения минимумов эшелонирования. 1-е изд. – Монреаль: ICAO, 1998.
3. Харченко В.П., Косенко Г.Г. Многоальтернативный последовательный метод в задачах ситуационного анализа воздушной обстановки // Моделирование радиоэлектронных систем и комплексов обеспечения полетов: Сб. науч. тр. – К.: КМУГА, 1996. – С. 3 – 10.
4. Білецький А.Я., Корчунов Д.О., Харченко В.П. Принципи побудови ситуаційних моделей системи керування повітряним рухом // Вісн. КМУЦА. – 2000. № 3–4. – С. 255 – 260.
5. Косенко Г.Г. Критерии информативности при различении сигналов. – М.: Радио и связь, 1992. – 255 с.
6. *Аэронавигационное обслуживание*. Дополнительные региональные правила. DOC 7030. – Монреаль: ICAO, 1986.

Стаття надійшла до редакції 08.02.02.

УДК 629.735.33

О.А. Зеленков, канд. техн. наук, доц.,
Б.Г. Масловський, доц.

РОЗРОБКА ІНТЕГРОВАНОЇ СИСТЕМИ КОМП'ЮТЕРНОГО МОНІТОРИНГУ СИСТЕМ АВТОМАТИЧНОЇ ПОСАДКИ ЛІТАКІВ НА ЕТАПІ ЕКСПЛУАТАЦІЇ

Розглянуто застосування алгоритмів отримання статистичних оцінок параметрів приземлення повітряних суден при комп'ютерному моніторингу стану систем автоматичної посадки під час експлуатації.

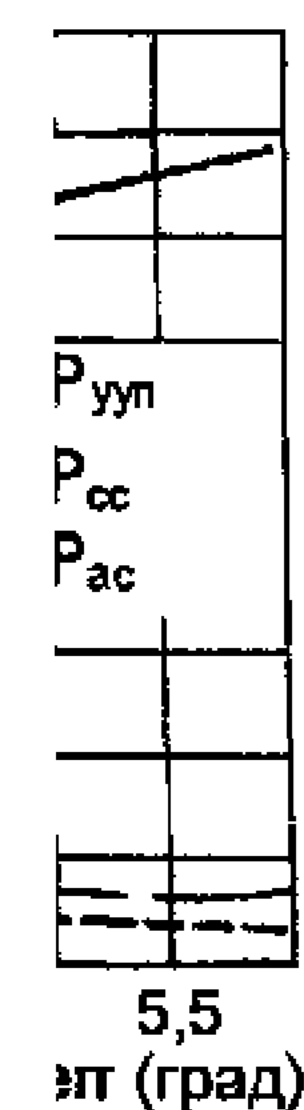
Безперервний інтенсивний розвиток інформаційних технологій, з одного боку, та комп'ютеризація керуючих і регулюючих функцій в бортових системах керування, з іншого боку, призвели до зростання ролі супроводжуючого моніторингу з метою контролю всіх систем керування рухом літака на всіх етапах польоту (контролю стану як парку літаків, так і окремих об'єктів), можливого моделювання деяких ситуацій під час експлуатації.

За великою кількістю об'єктів та інформаційних параметрів від кожного з них оперативне оцінювання інформації, що надходить, безсумнівно повинно проводитися на основній базі відповідними комп'ютерними системами з відповідним спеціалізованим програмним забезпеченням при наявності необхідної бази даних.

Комп'ютерний моніторинг може здійснюватися за структурною схемою, яка наведена на рис. 1.

Модуль багатоканального запису інформаційних (визначаючих) параметрів складається із системи датчиків і аналого-цифрового перетворювача, які забезпечують вимірювання параметрів і можуть виконувати лінеаризацію характеристик датчиків, фільтрацію, масштабування сигналів, стискання інформації для приведення до стандартного вигляду, зручного для подальшої обробки. Такий комп'ютерний моніторинг може забезпечити рішення задач надійності і точності поточного стану, індивідуальне прогнозування поведінки, включаючи обслуговування за станом і безпечну роботу об'єктів.

Найраціональнішим підходом до постановки задачі розробки системи інтелектуальної підтримки прийняття рішень високого рівня відповідальності (на рівні авіакомпаній) є підхід, орієнтований на інтеграцію двох пов'язаних інформаційних технологій: технології побудови банку даних і технології інтелектуального аналізу інформації. З погляду авторів комп'ютерний моніторинг має автоматизовану систему спостереження і прийняття рішень у випадку необхідності в будь-який момент часу для зменшення або зняття невизначеності.



У цьому розумінні процес отримання поточної інформації можна розглядати як зменшення невизначеності, а її кількість – як кількісну міру ступеня невизначеності.

Існує два основних джерела невизначеності. По-перше, невідомо якому розподілу підпорядковані вихідні дані. По-друге, невідомо який розподіл має ту множину (генеральну сукупність), про який ми маємо зробити висновок за його підмножиною, що створює вихідні дані. Тому однією з головних задач першого етапу комп'ютерного моніторингу є оцінка законів розподілу інформативних параметрів, так як результати другого етапу моніторингу (оцінювання стану об'єкта і прогнозування його поведінки) суттєво залежать від надійності оцінки законів розподілу. Далі пропонується один з можливих алгоритмів одержання надійної комп'ютерної оцінки.

У сучасних умовах система обробки даних повинна забезпечувати негайне використання кожного елемента інформації, що надходить, для отримання і уточнення необхідних статистичних оцінок, тобто така система обробки повинна бути адаптивною до зростаючого у часі інформаційного забезпечення.

Оцінка математичного сподівання визначається за формулою

$$\bar{X}_{N+1} = \frac{\sum_{i=1}^N X_i + X_{N+1}}{N+1} = \frac{N\bar{X}_N + X_{N+1}}{N+1} = [N+1]^{-1} [N\bar{X}_N + X_{N+1}],$$

де X_{N+1} – значення параметра на поточному кроці; \bar{X}_N – оцінка математичного сподівання інформативного параметра, отримана на попередньому кроці моніторингу.

Оцінка математичного сподівання \bar{X} з кожним кроком уточнюється на величину

$$\Delta\bar{X} = \bar{X}_{N+1} - \bar{X}_N = [N+1]^{-1} N\bar{X}_N + [N+1]^{-1} X_{N+1} - \bar{X}_N = [N+1]^{-1} [X_{N+1} - \bar{X}_N(N+1) + N\bar{X}_N].$$

Введення поправки $\Delta\bar{X}$ призводить також до зміни центрованих значень $\overset{\circ}{X}_N$, які були визначені раніше за N вимірюваннями, тобто

$$\overset{\circ}{X}_{N+1} = \begin{cases} X_{N+1} - \bar{X}_{N+1} \\ X_N - \Delta\bar{X} \end{cases}.$$

Відповідний алгоритм для оцінки дисперсії S^2 має вигляд:

$$S_N^2 = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X}_N)^2;$$

$$S_{N+1}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X}_N)^2 + (X_{N+1} - \bar{X}_{N+1})^2}{N} = \frac{(N-1)S_N^2 + (X_{N+1} - \bar{X}_{N+1})^2}{N} =$$

$$= N^{-1} [(N-1)S_N^2 + (X_{N+1} - \bar{X}_{N+1})^2] = \frac{N-1}{N} S_N^2 + \frac{1}{N+1} (X_{N+1} - \bar{X}_{N+1})^2.$$

Перший доданок одержаного виразу являє собою зважене (коефіцієнт $\frac{N-1}{N}$) значення отриманої раніше оцінки дисперсії S^2 . Другий доданок являє собою внесок, отриманий за рахунок нового $(N+1)$ -го вимірювання.

Алгоритм визначення оцінки щільності розподілу має певні особливості.

Передусім, неможливо обґрунтувати вигляд теоретичної кривої розподілу. Це, з одного боку, виключає можливість застосування більшості відомих методів обробки, а з іншого – вимагає інваріантності алгоритму обробки до вигляду закону розподілу. Другою особливістю є скінченна мета обробки отримання інформації для подальшого моделювання даної випад-

кової величини на ЕОМ. Скінченний результат обробки повинен бути зручним для зберігання і використання інформації на ЕОМ.

Найбільш просто і ефективно ця задача вирішується з застосуванням непараметричних оцінок парзенівського типу [1; 2]. При цьому оцінка щільності розподілу $f(x)$ подається у вигляді:

$$f_N(x) = \frac{1}{hN} \sum_{i=1}^N k\left(\frac{x-x_i}{h}\right), \quad (1)$$

де h – деякий коефіцієнт розмірності; N – загальна кількість реалізацій випадкової величини x ; $k\left(\frac{x-x_i}{h}\right)$ – деяка вагова функція, названа ядром; x_i – i -та реалізація випадкової величини.

Отже, при використанні оцінки (1) вирішують задачу згладжування експериментальних даних, що отримують за рахунок введення ядра $k(y) \neq 0$ у деякому околі кожної експериментальної точки x_i .

На рис. 2 показаний результат оцінювання щільності розподілу з використанням нормального ядра. Рациональний вибір такого ядра визначає швидкість збіжності.

Незначний програш у цьому випадку окупується істотним спрощенням процесу обчислень.

Коефіцієнт розмитості h визначає область, у якій ядро відмінне від нуля. Вибираючи h великим, дістаємо погану оцінку внаслідок її малої дозвільної здатності. Якщо ж значення h мале, то оцінка (1) подається у вигляді сукупності N окремих δ -подібних викидів, тобто зашумленої і незгладженої. Вибираючи

$$h = 0,5 \sup_i |x_i - x_{i-1}|,$$

де x_i – члени впорядкованого варіаційного ряду, тобто

$$k(y) = \begin{cases} 0,5, & x_i - h \leq x \leq x_i + h; \\ 0, & |x - x_i| > h, \end{cases}$$

з урахуванням (1) маємо:

$$f_N(x) = N^{-1} \sum_{i=1}^N k_i(x). \quad (2)$$

Перевагою оцінки (2) є простота і зручність машинної реалізації. На рис. 3 наведено приклад побудови парзенівської оцінки при $N = 5$.

Запис поточної інформації про щільність розподілу може бути заснований на апроксимації $f_n(x)$ східчастої кривої, що обмежує ряд прямокутників рівної площі (рис. 4) [3].

Загальна кількість інтервалів розбиття Q визначається заданою точністю апроксимації, а координати точок розбиття – рекурентним способом з рівняння:

$$\int_{s_{q-1}}^{s_q} f(x) dx = F(s_q) - F(s_{q-1}) = Q^{-1},$$

де $q = \overline{1, Q}$, а q_0 дорівнює мінімальному значенню X .

При використанні даного методу в пам'яті зберігаються координати $(Q+1)$ точок розбиття s_q і їхня загальна кількість.

Оцінка $f_{N+1}(x)$ може бути подана у вигляді:

$$f_{N+1}(x) = (N+1)^{-1} \sum_{i=1}^N k_i^{(N+1)}(x) + (N+1)^{-1} k_i^{(N+1)}(x), \quad (3)$$

$$\text{де } k_i^{(N+1)}(x) = h_{N+1}^{-1} \begin{cases} 0,5, & |x - x_i| \leq h_{N+1}; \\ 0, & |x - x_i| > h_{N+1}. \end{cases}$$

Розглянемо процес отримання масиву $S_{N+1}(Q)$ за відомим масивом

$$S_N(Q) = \{S_0^N, S_1^N, \dots, S_Q^N\}$$

і значенням X_{N+1} .

Виходячи з мінімуму інтегральної середньоквадратичної похибки апроксимації, визначається коефіцієнт h :

$$h_N = N^{-0,2}.$$

З умовою збіжності можна отримати:

$$h_{N+1} = (N+1)^{-0,2} = h_N \frac{N^{0,2}}{(N+1)^{0,2}}.$$

Якщо порівняти це з оцінкою $f_N(x)$ за виразом (2), то парзенівська оцінка щільності розподілу $f_N(x)$, отримана, як і оцінка (2), за об'ємом N , але на відміну від неї при коефіцієнті розмитості $f_N(x)$. Рівняння (3) можна звести до вигляду:

$$f_{N+1}(x) = N(N+1)^{-1} \hat{f}_N(x) + (N+1)^{-1} k_{N+1}^{(N+1)}(x),$$

$$\text{де } \hat{f}_N(x) = N^{-1} \sum_{i=1}^N k_i^{(N+1)}(x).$$

Отже, отримання оцінки $f_{N+1}(x)$ можливе через визначення $\hat{f}_N(x)$ за відомою $f_N(x)$.

Так як оцінка $\hat{f}_N(x)$ будується за тими самими статистичними даними, то межі її області існування відносно $[S_0^{(N)}, S_Q^{(N)}]$ визначаються за формулою:

$$\hat{S}_0^{(N)} = S_0^N + (h_N - h_{N+1}), \quad \hat{S}_Q^{(N)} = S_Q^N - (h_N - h_{N+1}).$$

Зрізання області існування оцінки $\hat{f}_N(x)$ призводить до відповідної зміни її ординат відносно вихідної $f_N(x)$ з тим, щоб виконувалася умова нормування:

$$\int_{\hat{S}_0^{(N)}}^{\hat{S}_Q^{(N)}} \hat{f}_N(x) dx = 1,$$

а визначення оцінки $\hat{f}_N(x)$ через $f_N(x)$ означає симетричне зрізання оцінки $f_N(x)$ на величину $2(h_N - h_{N+1})$ з відповідним нормуванням.

Оскільки всі прямокутники мають однакову площу і загальну кількість Q , то площа кожного з них дорівнює Q^{-1} (рис. 5). Крім цього,

$$Q^{-1} = (S_q^{(N)} - S_{q-1}^{(N)})^{-1} f_q(x).$$

Тоді ордината оцінки щільності розподілу $f_N(x)$ буде дорівнювати:

$$f_q(x) = I_q = Q^{-1} (S_q^{(N)} - S_{q-1}^{(N)})^{-1}.$$

Застосуємо до цієї оцінки розглянуту операцію зрізання і нормування:

$$\hat{f}_N(x) \equiv \hat{I}_q = m I_q, \quad \hat{S}_0^{(N)} \leq x \leq \hat{S}_Q^{(N)},$$

де m – нормуючий множник, який можна визначити наступним чином.

Площа під апроксимованою $f_N(x)$ дорівнює $Q Q^{-1} = 1$, тоді площа зрізаної ділянки, заштрихованої на рис. 6:

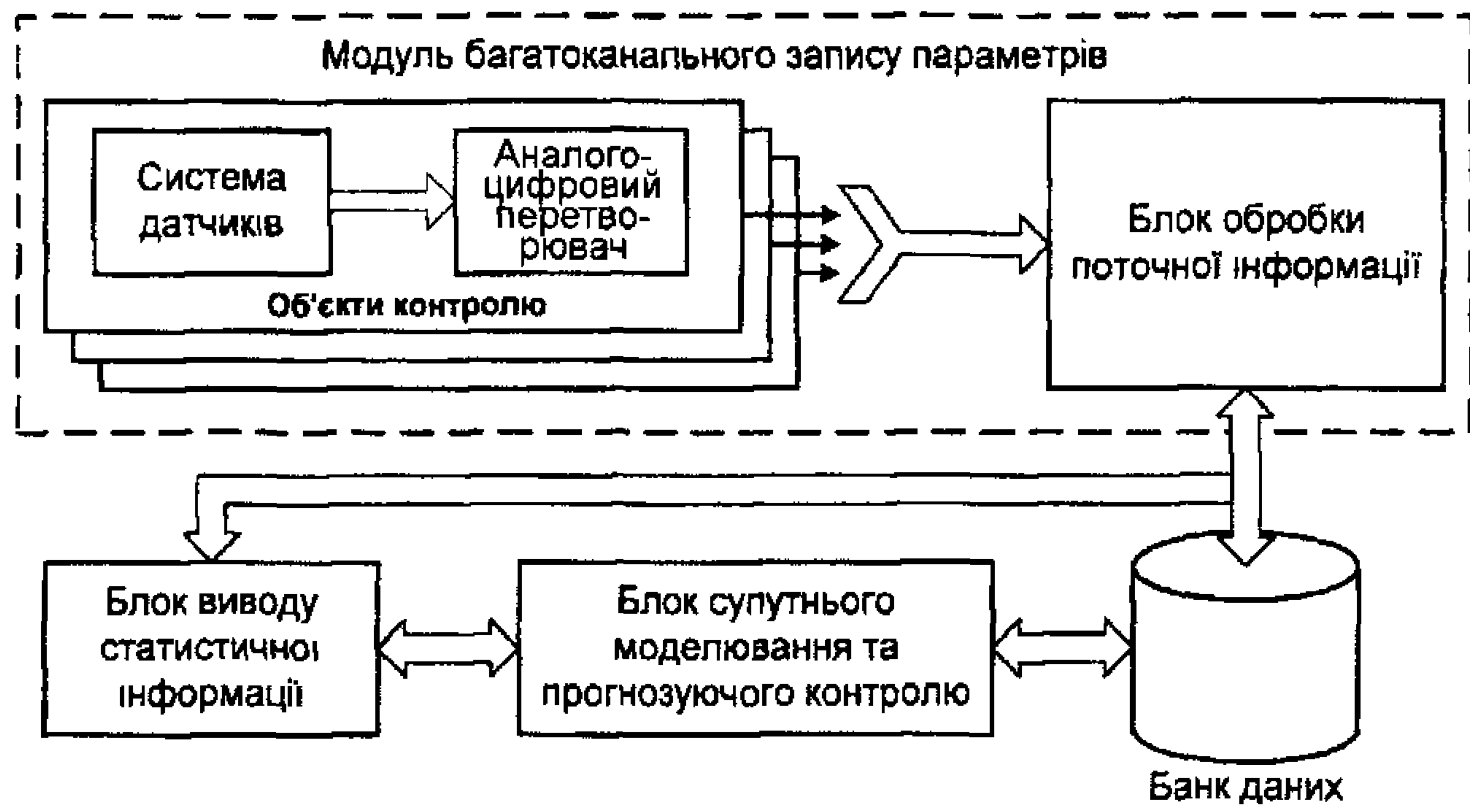


Рис. 1

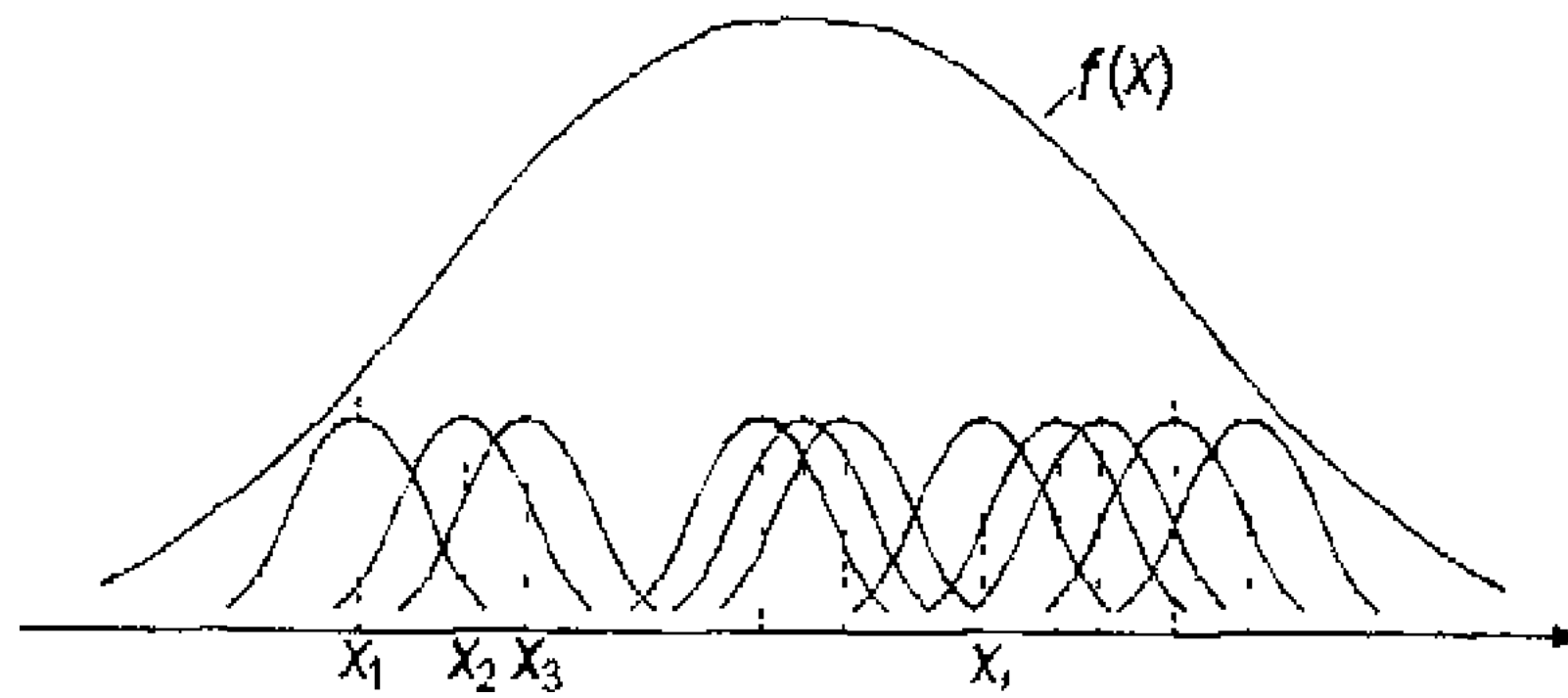


Рис. 2

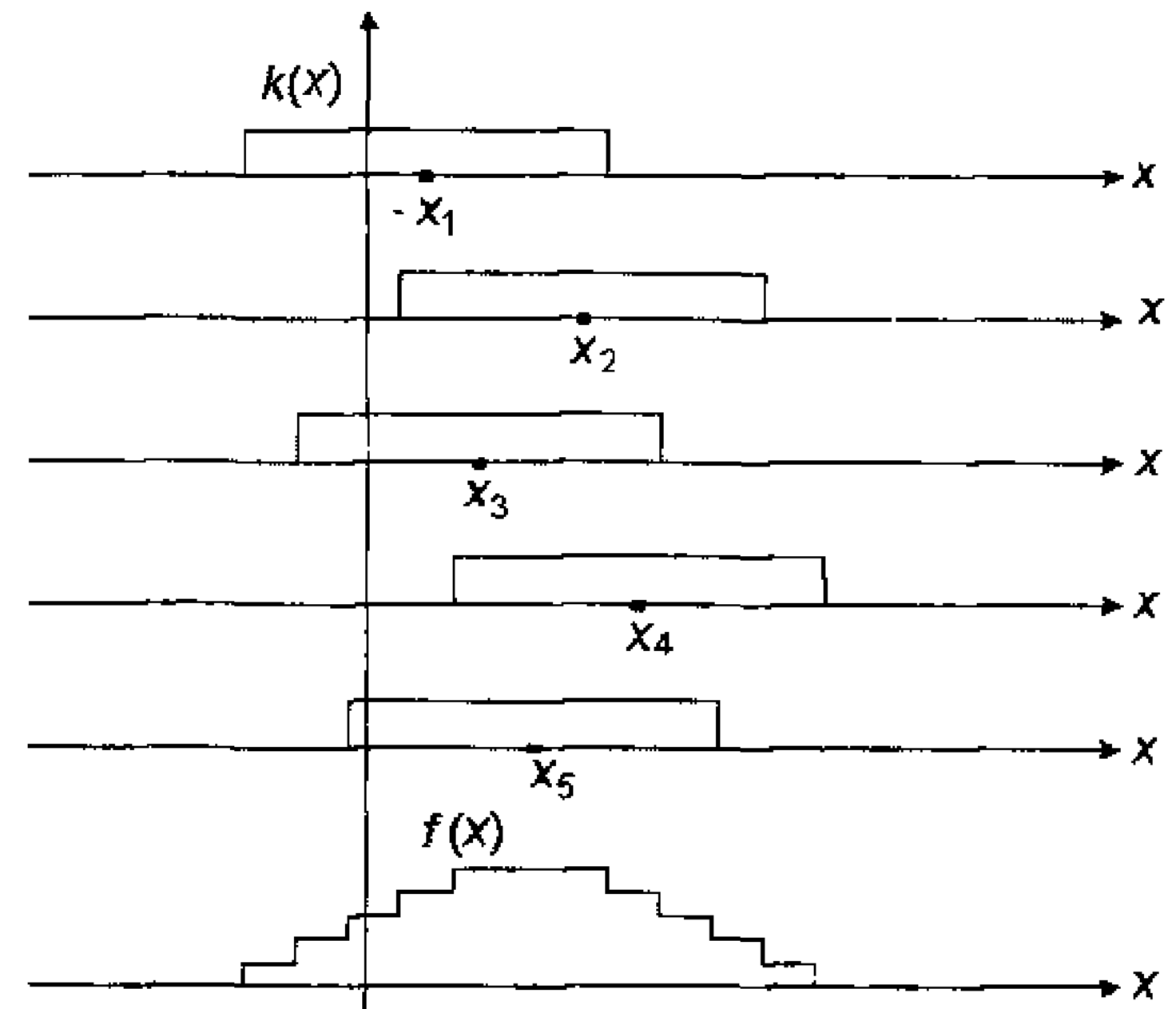


Рис. 3

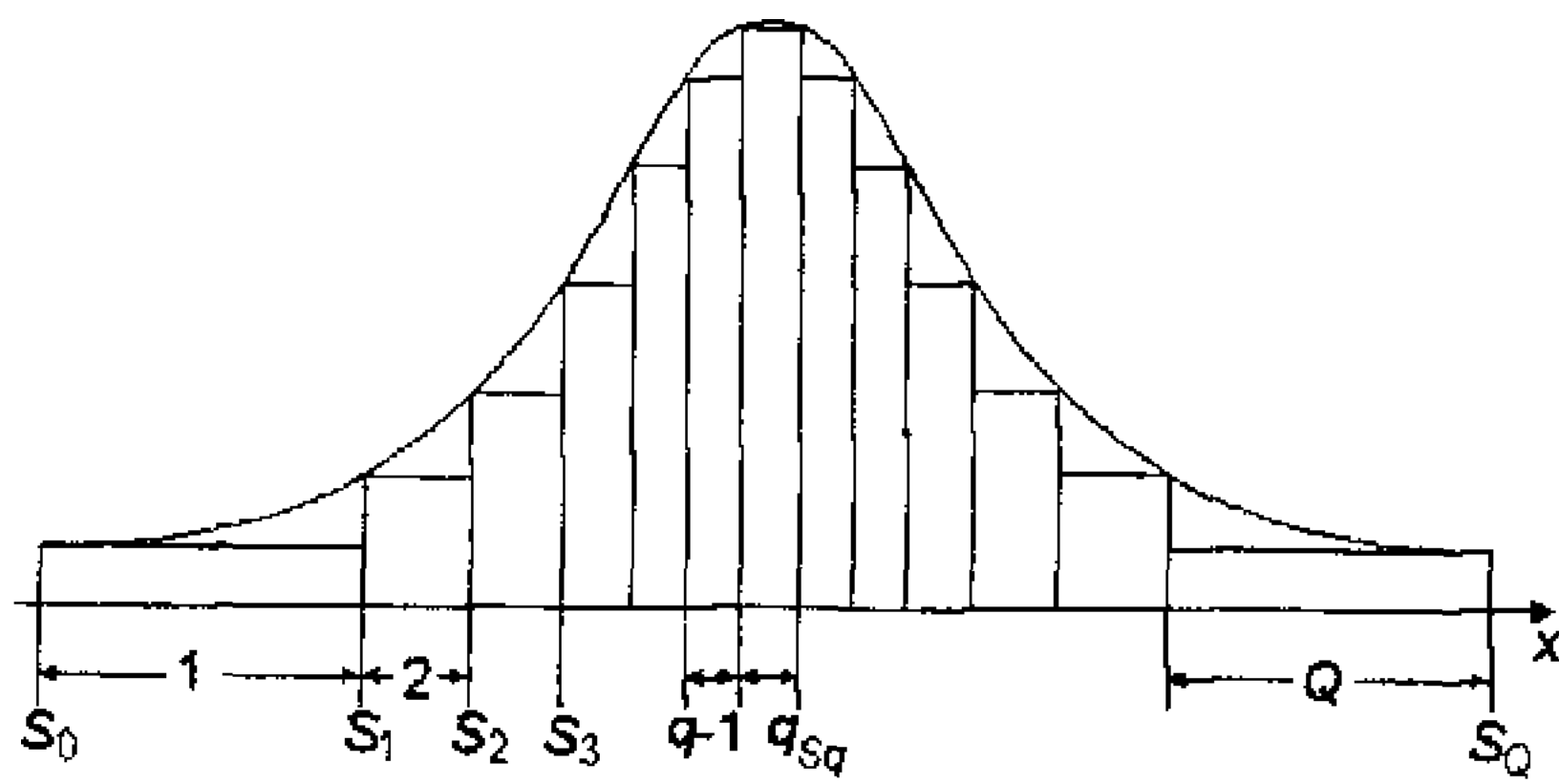


Рис. 4

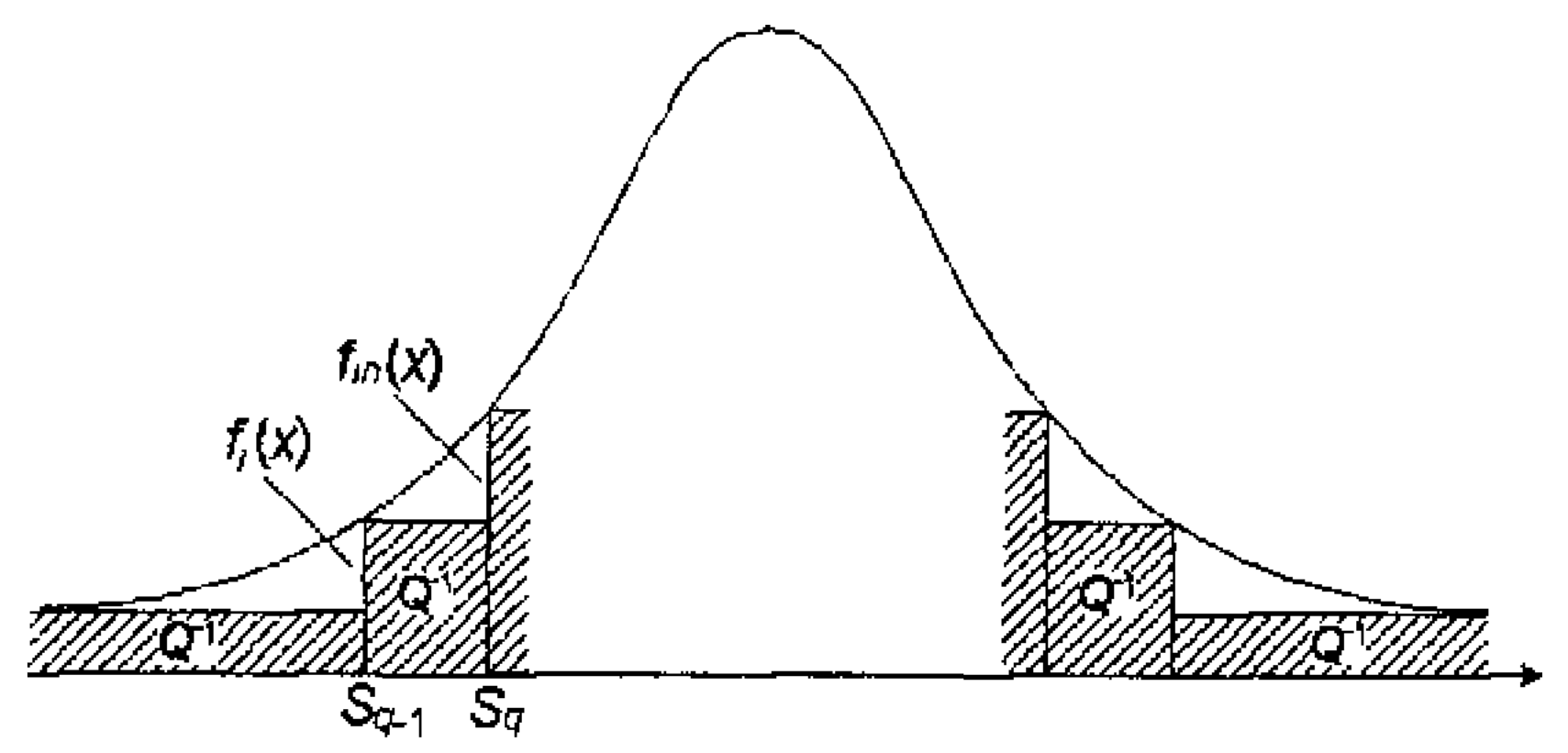


Рис. 5

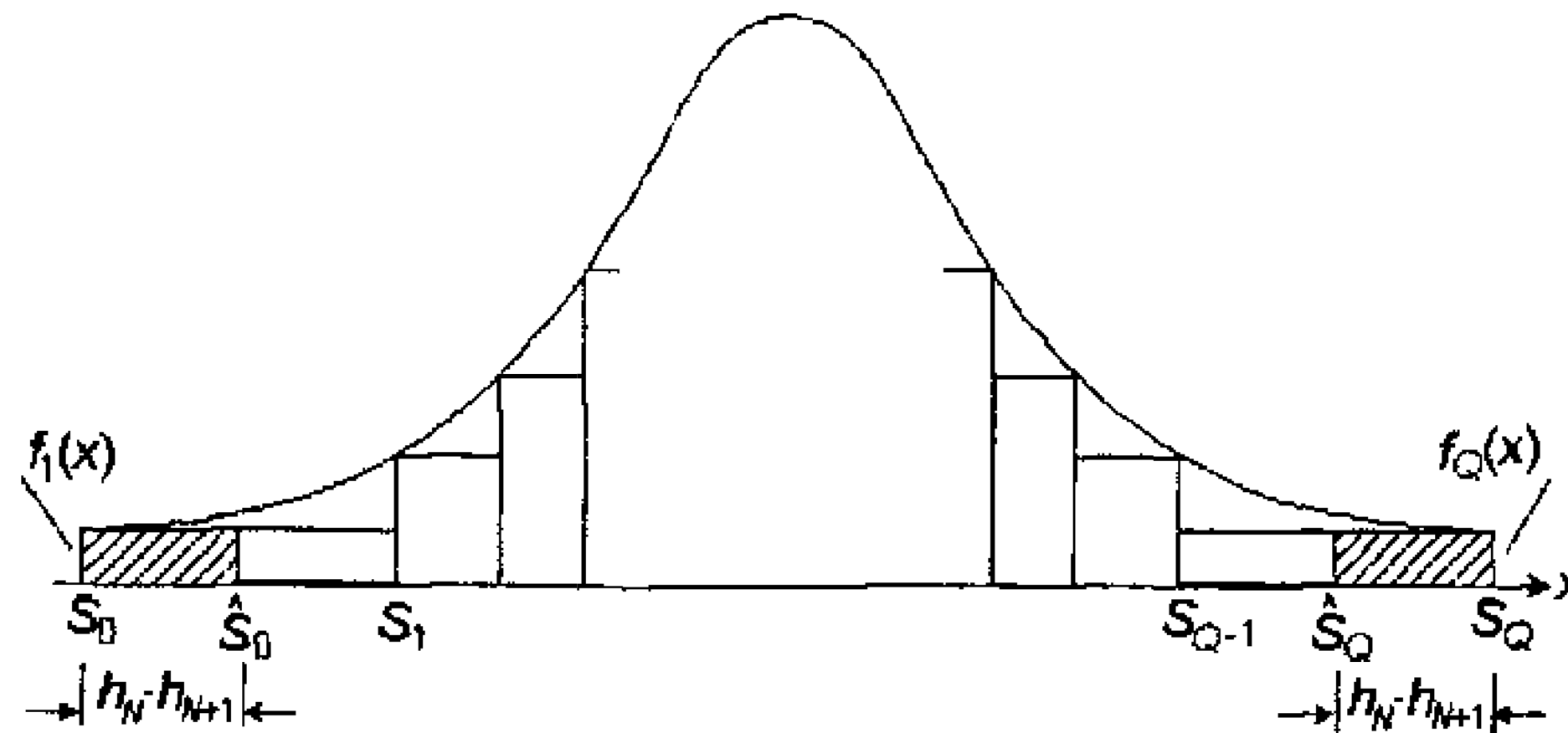


Рис. 6

за-
з-
ті
б-
зі
та
і,
і,

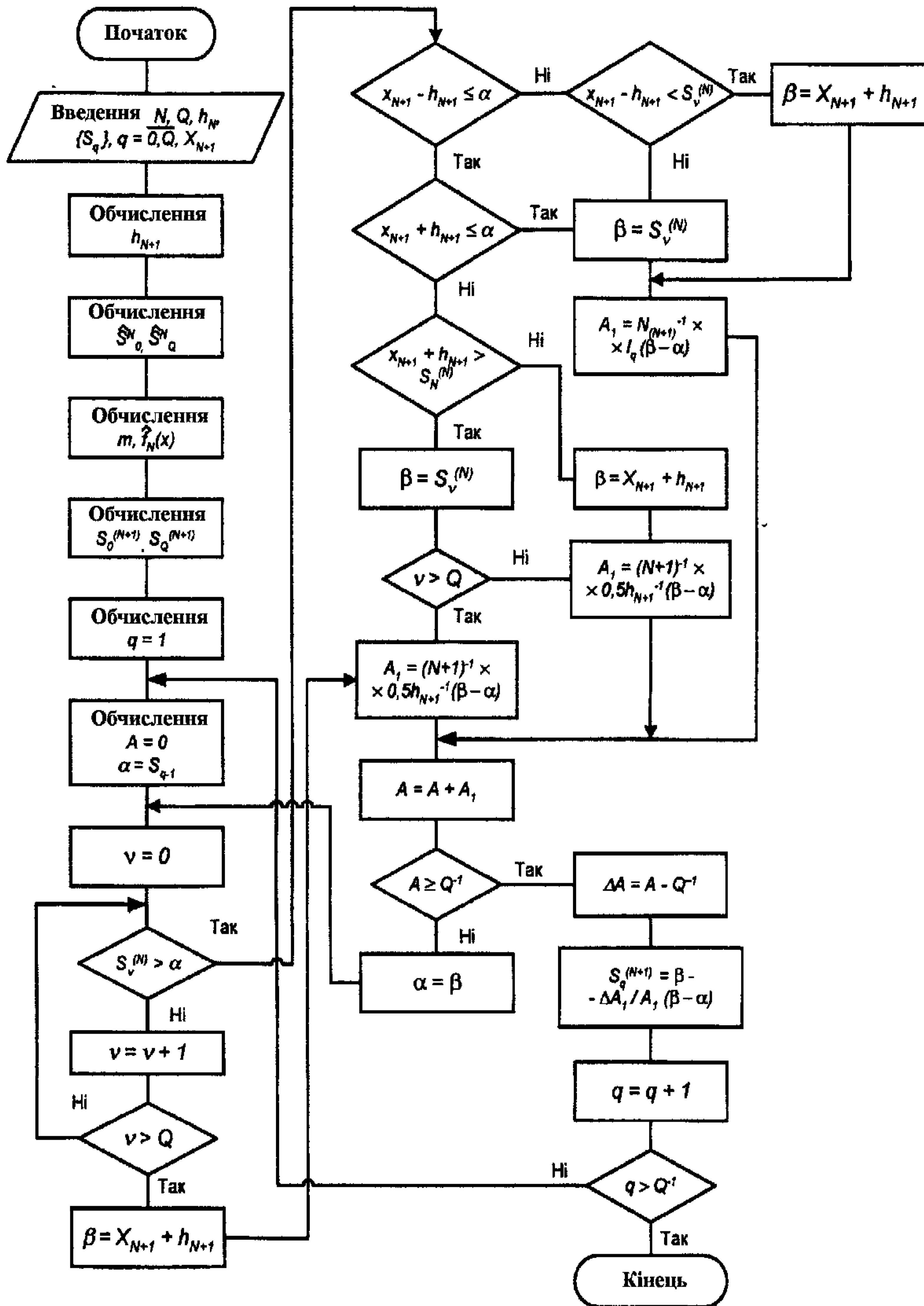


Рис. 7

$$f_1(x)(h_N - h_{N+1}) + f_Q(x)(h_N - h_{N+1}) = (S_1 - S_0)^{-1} Q^{-1}(h_N - h_{N+1}) + (S_Q - S_{Q-1})^{-1} Q^{-1}(h_N - h_{N+1}).$$

Площа під зрізаною кривою буде дорівнювати:

$$1 - Q^{-1} \left[(S_1 - S_0)^{-1} + (S_Q - S_{Q-1})^{-1} \right] h_N - h_{N+1}.$$

Отже, величина нормуючого множника m визначиться, як відношення площ:

$$m = \left\{ 1 - Q^{-1} \left[(S_1^{(N)} - S_0^{(N)})^{-1} + (S_Q^{(N)} - S_{Q-1}^{(N)})^{-1} \right] (h_N - h_{N+1}) \right\}^{-1}.$$

На цей множник необхідно помножити значення ординат оцінки $f_N(x)$ для отримання ординат оцінки $\hat{f}_N(x)$, визначаючи тим самим новий масив координат точок розбиття $S_{N+1}(Q)$.

Логічну схему алгоритму наведено на рис. 7.

Отже, запропонований алгоритм може забезпечити роботу блока обробки поточної інформації модуля багатоканального запису інформації системи комп'ютерного моніторингу, виконуючи функції статистичної обробки інформаційних параметрів, що надходять від об'єктів спостереження.

Крім цього, цей процес можна розглядати як стискання інформації для подальшого запису в банк даних, що є однією з головних задач першого етапу і підготовки інформації для обробки на другому етапі комп'ютерного моніторингу.

Список літератури

1. Parzen E. On estimation of a probability density function and mode // Ann. Math. Stat. – 1962. – Vol. 33, № 3. – P. 1065–1076.
2. Фукунага Х. Введение в статистическую теорию распознавания образов. – М.: Наука, 1979. – С. 366.
3. Зеленков О.А., Бунчук О.О. Математичні моделі у розрахунках на ЕОМ: Навч. посіб. – К.: КМУЦА, 2000. – 240 с

Стаття надійшла до редакції 08.02.02.

УДК 629.735.071:629.35.72:681.3(045)

І.П. Сердюк

СИНТЕЗ РОЗВ'ЯЗУВАЛЬНИХ ПРАВИЛ ПРИ СЕРТИФІКАЦІЇ РІВНЯ ПРОФЕСІЙНОЇ ПІДГОТОВКИ ЛЬОТНИХ ЕКІПАЖІВ

Розглянуто методику синтезу розв'язувальних правил із застосуванням алгоритмів теорії розпізнавання образів при сертифікації рівня професійної підготовки льотних екіпажів під час підтвердження присвоєного мінімуму при метеомінімумі 1-ї та 2-ї категорій ІКАО на комплексному тренажері літака.

Рівень безпеки польотів сучасних повітряних суден (ПС) значною мірою залежить від надійної діяльності членів екіпажів як у нормальних умовах, так в особливих випадках польоту. Підвищення надійності діяльності членів екіпажу потребує удосконалення системи професійної підготовки. Найбільш ефективним засобом професійної підготовки членів екіпажу є системні та комплексні тренажери ПС.

Для розв'язання задач оперативного оцінювання діяльності екіпажу при тренуваннях на тренажері використовують алгоритми допускного контролю [1]. Недостатня інформаційна база допускного контролю, у основу якого покладено обмеження, регламентовані нормативними документами ПС, вимушує притягати для оцінки експертний досвід інструкторів. Інструкторська оцінка виконаного польотного завдання може проводитися за багатобальною