УДК 629.735.072.8.08:681.3(045)

І.П. Сердюк

МЕТОД МОНІТОРИНГУ ПОЛЬОТНИХ ДАНИХ ДЛЯ ПІЛОТАЖНОГО ТРЕНАЖЕРА

Кафедра комп'ютерних інформаційних технологій, НАУ
e-mail: serdyuk@iit.nau.edu.ua

Розглянуто метод моніторингу польотних даних для пілотажного тренажера, заснований на аналізі густини ймовірності розподілу характеристик діяльності екіпажу транспортного літака в задачах підтвердження мінімуму командира повітряного судна при метеомінімумі, відповідному 1-й і 2-й категоріям ICAO, на пілотажному тренажері в умовах невеликої кількості експериментальних даних. Ступень складності оцінки функцій густини ймовірності, тобто кількість членів розкладання залежно від обсягу вибірки, вибраний за допомогою методу структурної мінімізації ризику.

Постановка проблеми

Останнє десятиліття характеризується інтенсивним проникненням комп'ютерних технологій у контроль якості льотної експлуатації авіаційної техніки та процеси підготовки і сертифікації авіаційних фахівців.

Одним із найбільш ефективних засобів професійної підготовки членів екіпажів є пілотажні тренажери повітряних суден (ПС).

Підвищення надійності льотної експлуатації вимагає вдосконалювання систем контролю процесів сертифікації авіаційних фахівців при виконанні задач на пілотажних тренажерах.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

Серед останніх необхідно відзначити дослідження О.С. Попова (Технічний університет, м. Щецин, Польща) і А.В. Третьякова (Санкт-Петербурзький державний університет аерокосмічного приладобудування, Росія), виконані в рамках міжнародного проекту ASIMI-Aero user-frendly SIMulation-based dIstance Learning [1]. Метою проекту були дослідження в галузі створення комп'ютерної системи навчання (КСН) для механіків і пілотів цивільної авіації, заснованої на методах штучного інтелекту і технологіях віртуальної реальності.

Авторами праці [1] відзначено, що КСН повинна забезпечувати функції контролю та керування процесами навчання. Однак авторами не поданий метод оцінювання функції густини ймовірності розподілу характеристик діяльності тих, яких навчають.

Специфіка задач контролю процесів підготовки авіаційних фахівців на пілотажних тренажерах полягає в звичайно невеликій кількості тих, яких навчають.

Установлення закономірностей для контролю та керування процесами навчання в умовах малих вибірок істотно відрізняються від класичних проблем установлення залежностей за вибірками великого обсягу.

Особливість їх полягає в тому, що у разі обмеженого обсягу вибірки якість відновленої функції залежить не тільки від точності апроксимації наявних емпіричних даних, але і від таких факторів, як складність апроксимуючої функції, внутрішня розмірність задачі і т.д.

Для кожного обсягу емпіричних даних існує своє співвідношення між складністю функції, що наближає, і досягнутою якістю наближення, при дотриманні якого відновлена залежність най-більше точно характеризує дійсну. Подальше наближення до емпіричних даних за рахунок ускладнення функції, що наближає, може привести до того, що відновлена функція буде краще наближати ці конкретні емпіричні дані, але гірше – дійсну функцію.

Мета статті – подання методу моніторингу польотних даних для пілотажного тренажера. Метод заснований на аналізі густини ймовірності розподілів характеристик діяльності екіпажа транспортного літака в задачах підтвердження мінімуму командира ПС при метеомінімумі, відповідному 1-й і 2-й категоріям ICAO, на піло-тажному тренажері в умовах невеликої кількості експериментальних даних.

Оцінка функції густини ймовірності

Оцінка функції густини ймовірності p_0 (t) шукається у вигляді розкладання за системою тригонометричних функцій:

$$\varphi_k(x) = \sqrt{\frac{4}{\pi}}\cos\left((2k-1)\frac{\pi}{2}x\right);$$

$$x \in [0,1]; \quad k = 1,2,\ldots,n;$$

$$\mathrm{p}^N(x) = \sum_{j=1}^{N} \lambda_i \varphi_j(x),$$

де λ_i – коефіцієнти розкладання.

Задача вибору ступеня складності оцінки, тобто кількість членів розкладання N залежно від обсягу вибірки n вирішується за допомогою методу структурної мінімізації ризику.

Функцією густини ймовірності називається така функція p(τ), інтеграл від якої дорівнює функції розподілу:

$$\int \theta(t-\tau)p(\tau)d\tau = F(t); \qquad (1)$$

$$\theta(t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } t \geq 0, \\ 0, & \text{якщо } t < 0. \end{cases}$$

У такий спосіб густина ймовірності p(τ) є роз-в'язком інтегрального рівняння Фредгольма I роду.

Отже, оцінити функцію густини ймовірності за вибіркою – значить знайти за вибіркою наближений розв'язок зазначеного рівняння.

Задача відшукання точного розв'язку рівняння (1) могла бути поставлена лише за наявності точної правої частини – функції розподілу $F(t)$.

У розглянутому випадку точна функція $F(t)$ невідома, а є лише вибірка $t_1,\ t_2,\ \ldots,\ t_n$ скінченного обсягу n.

Відповідно до теореми Гливенко [2] емпірична функція розподілу

$$F_n(t) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{l}\theta(t - t_i)$$

при досить великих n, як завгодно близька до $F(t)$ з імовірністю, як завгодно близької до одиниці.

Однак при будь-якому скінченному n розв'язок рівняння (1) може бути тільки наближеним.

Задача відшукання наближеного розв'язку інтегрального рівняння Фредгольма I роду за наближеною правою частиною належить до класу некоректно поставлених задач.

Задача оцінювання функції густини ймовірності є некоректна задача відшукання наближеного розв'язання інтегрального рівняння (1) за наближеною правою частиною – емпіричної функції розподілу. Для розв'язання цієї задачі використаний метод структурної мінімізації ризику.

Для відшукання наближеного розв'язку неко-ректної задачі $A \cdot p = F$ (A – оператор) у випадку, коли права частина задана в крапках $\tau_1, \ldots, \tau_l$ з точністю до випадкової незалежної перешкоди $y_i = F(\tau_i) + \xi_i$,

за методом структурної мінімізації ризику можна знайти мінімум за N і λ :

$$J = \left[\frac{1\Big/ l\sum_{j=1}^{l}\left[y_i - A\sum_{j=1}^{N}\lambda_j\varphi_j(\tau_i)\right]^2}{1-\sqrt{C/l}}\right]_{\infty}, \qquad (2)$$

де $C = ((N+1)(1+\ln l - \ln(N+1)) - \ln\eta)$.

Потім як оцінку розв'язку беруть функцію

$$p^N(x) = \sum_{j=1}^{N}\lambda_i\varphi_j(x).$$

Для відновлення густини ймовірності за цим методом вимірюють у крапках

$$\tau_i = i\pi/(2(l+1)); \quad i = 1, \ldots, l,$$

значення емпіричної функції розподілу $F_n(t)$ і деяку перешкоду ξ:

$$y_i = F_n(\tau_i) = F(\tau_i) + \xi_i.$$

При цьому, оскільки величини y_i взаємно ко-рельовані, перешкода ξ_i не може розглядатися як незалежна і вираз (2) не можна використовувати для знаходження наближеного розв'язку задачі. Щоб обійти ці труднощі, необхідно спочатку зробити декореляцію вибірки $\{y_i\}$, тобто перетворити її в іншу, некорельовану вибірку, а потім уже застосовувати метод структурної мінімізації ризику. У результаті замість виразу (2) маємо:

$$J(N,\lambda) = \left[\frac{1/l(y - F(\lambda))^T R_y^{-1}(y - F(\lambda))}{1-\sqrt{C/l}}\right]_{\infty}, \qquad (3)$$

де $C = ((N+1)(1+\ln l - \ln(N+1)) - \ln\eta)$;

$$y = \{y_1, \ldots y_l\};$$

$$F(\lambda) = \{F_1^{\lambda}, \ldots, F_l^{\lambda}\};$$

$$F_i^{\lambda} = \int_0^{\tau_i}\left(\sum_{j=1}^{N}\lambda_j\varphi_J(t)\right)dt.$$

Вираз (3) відрізняється від рівняння (2) наявністю у чисельнику оберненої коваріаційної матриці:

$$R_y^{-1} = \left\|\begin{matrix} r_1\ \rho_1\ \ 0\ \ 0\ldots \\ \rho_1\ \ r_2\rho_2\ 0\ldots \\ \ldots\ldots\ldots\ldots \\ \ldots 0\ \rho_{l-1}\quad r_{l-1}\rho_{l-1} \\ \ldots 0\quad 0\quad \rho_{l-1}\quad r_l \end{matrix}\right\|,$$

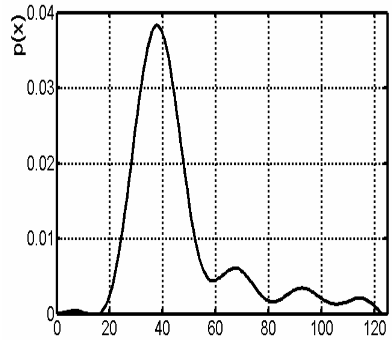
де $r_1 = \dfrac{nF(\tau_2)}{F(\tau_1)(F(\tau_2) - F(\tau_1))}$,

$$r_l = \frac{n(1 - F(\tau_{l-1})}{1 - F(\tau_l)(F(\tau_l) - F(\tau_{l-1}))},$$

$$r_i = \frac{n(F(\tau_i) - F(\tau_{i-2}))}{(F(\tau_i) - F(\tau_{i-1}))(F(\tau_{i-1}) - (F(\tau_{i-2}))},$$

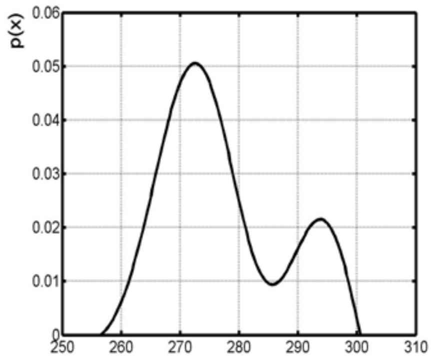
$i = 2, 3, \ldots, l-1$,

$$\rho_i = \frac{n}{F(\tau_{i+1}) - F(\tau_i)} \quad i = 1,\ 2,\ \ldots,\ l-1 .$$



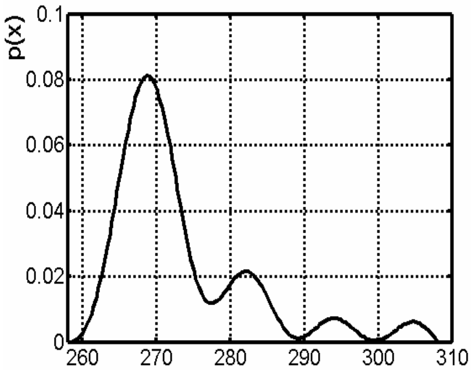
Геометрична висота, м

а



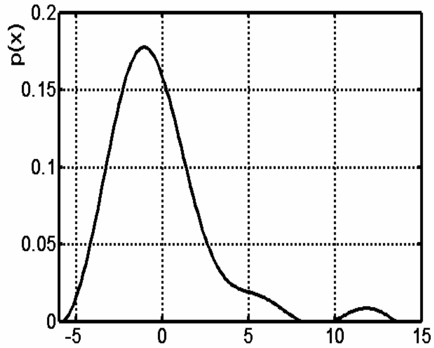
Приладова швидкість, км/г

б



Приладова швидкість, км/г

в



Вертикальна швидкість, м/с

г

Густина ймовірності розподілу геометричної висоти (*а*), приладової (*б, в*) та вертикальної (*г*) швидкостей (обсяг вибірки 71)

Коефіцієнти у виразі для обчислення R_y^{-1} залежать від невідомої функції $F(x)$, похідна від якої і є шукана густина ймовірності. Для відновлення густини ймовірності застосований двоетапний алгоритм.

На першому етапі за вибіркою оцінюються функція розподілу $F(x)$ і матриця R_y^{-1}, на другому – знайдена оцінка матриці підставляється у вираз (3) і шляхом мінімізації за N і λ знаходиться оцінка густини ймовірності.

Програма, у рамках якої проводилися дос-лідження [3], містить виконання задач під-твердження метеомінімуму 1-ї і 2-ї категорій у повному складі екіпажу літака Ту-154.

У процесі перевірки горизонтальна і вертикальна видимість задавалися інструктором тренажера залежно від умов тренування.

У разі підтвердження мінімуму 2-ї категорії зліт виконувався при імітації видимості на злітно-посадковій смузі 400–200 м.

На рисунку показано густину ймовірності розподілу геометричної висоти (*а*) та приладової швидкості (*б*) під час прибирання закрилків на етапі виходу ПС на друге коло та приладової (*в*) і вертикальної (*а*) швидкостей на видаленні 400 м від торця злітно-посадкової смуги на етапі заходу на посадку у визначених технологічних крапках 96 (*а, б, в*) і 75 (*г*) при підтвердженні мінімуму 2-ї категорії.

На рисунку *а* емпіричний ризик дорівнює 0,1285Е-01, значення критерію 0,3397Е-01, мінімум критерію досягається при N = 10, масштабний множник 0,8018Е-02, межі зміни X від A = 0,1786Е+01 до B = 0,3191Е+03, коефіцієнти розкладання

λ (1)= 0,1595E+01;

λ (2) = –0,2055E+00;

λ (3) = –0,1086E+01;

λ (4) = –0,1068E+01;

λ (5) = 0,1767E+00;

λ (6) = 0,5113E+00;

λ (7) = 0,6543E+00;

λ (8) = 0,2442E+00;

λ (9) = –0,1927E+00;

λ (10) = –0,2835E+00.

На рисунку *б* емпіричний ризик дорівнює 0,2804Е-01, значення критерію 0,5551Е-01, мінімум критерію досягається при N = 5, масштабний множник 0,2160Е-00, межі змін X від A = 0,25762Е+03 до B = 0,3191Е+03, коефіцієнти розкладання

λ (1)= 0,1359E+01;
λ (2)= –0,6775E+00;
λ (3)= –0,5954E+00;
λ (4)= –0,5046E+00;
λ (5)= 0,3486E+00.

На рисунку *в* емпіричний ризик дорівнює 0,2614Е-01, значення критерію 0,6913Е-01, мінімум критерію досягається при N = 10, масштабний множник 0,1768Е-00, межі змін X від A = 0,2516Е+03 до B = 0,3081Е+03, коефіцієнти розкладання

λ (1) = 0,1605E+01;
λ (2) = –0,1542E+00;
λ (3) = –0,1018E+01;
λ (4) = –0,9636E+00;
λ (5) = –0,2982E+00;
λ (6) = 0.2409E+00;
λ (7) = 0,6334E+00;
λ (8) = 0,4330E+00;
λ (9) = –0,5079E-01;
λ (10) = –0,3538E+00.

На рисунку *г* емпіричний ризик дорівнює 0,1664Е-01, значення критерію 0,3726Е-01, мінімум критерію досягається при N = 7, масштабний множник 0,4548Е+00, межі змін X від A= –0,8464Е+01 до В= 0,1352Е+02, коефіцієнти розкладання

λ (1)= 0,1634E+01;
λ (2) = –0,2324E+00;
λ (3) = –0,1281E+00;
λ (4) = –0,8271E+00;
λ (5) = 0,7504E-01;
λ (6) = 0,4139E+00;
λ (7) = 0,3511E+00.

Багатомодальні розподіли свідчать про неоднорідність дослідженого контингенту авіаційних фахівців у координатах характеристик діяльності. Неоднорідність характеристик є наслідком психофізичних розходжень, різних методик підготовки, індивідуальних стратегій пілотування.

Висновок

Задача вибору ступеня складності оцінки функції густини ймовірності розподілу характеристик діяльності, тобто числа членів розкладання залежно від обсягу вибірки вирішена за допомогою методу структурної мінімізації ризику.

Наведений метод можна рекомендувати для розробки систем контролю діяльності екіпажів інших типів ПС, а також операторів інших транспортних засобів і складних об’єктів та систем.

Література

1. *Попов О.С., Третьяков А.В.* Задачи построения компьютерных систем обучения для пилотов гражданской авиации // Авиакосмическое приборостроение. – 2003. – № 9. – С. 38–45.

2. *Алгоритмы* и программы восстановления зависимостей / Под ред. В.Н. Вапника. – М.: Наука, 1984. – 816 с.

3. *Сердюк І.П.* Синтез розв’язувальних правил при сертифікації рівня професійної підготовки льотних екіпажів // Вісн. НАУ. – 2002. – № 1. – С. 113–118.

Стаття надійшла до редакції 13.06.05.

И.П. Сердюк
Метод мониторинга полетных данных для пилотажного тренажера
Рассмотрен метод мониторинга полетных данных для пилотажного тренажера, основанный на анализе плот-ности вероятности распределения характеристик деятельности экипажа транспортного самолета в задачах подтверждения минимума командира воздушного судна при метеоминимуме, соответствующем 1-й и 2-й категориям ICAO, на пилотажном тренажере в условиях небольшого количества экспериментальных данных. Степень сложности оценки функций плотности вероятности, т.е. число членов разложения в зависимости от объема выборки, выбрана с помощью метода структурной минимизации риска.

I.P. Serdyuk
The flight data monitoring method for the flight simulator
Submitted the monitoring of the flight data method for a flight simulator, which is based on the analysis of probability density of distribution characteristics of the transport plane crew activity in tasks of the Capitan minimum confirming at meteominimum that corresponding to 1-st and to 2-nd ICAO categories on a flight simulator in conditions of small volume of the experimental data. Complexitie degree of an density function estimation, i.e. number of the decompose members, depending on volume of sample and select with the help of a risk structural minimization method.