ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 2012
Seria: TRANSPORT z. 75 Nr kol. 1863

Igor AREFYEV[1], Aleksandr KLAVDIEV[2]

PROGNOZOWANIE INFORMACYJNE STANU SYSTEMU TRANSPORTOWEGO

Streszczenie. W artykule został przedstawiony, oparty na prognozie, model oceny informacji przy podejmowaniu decyzji w zarządzaniu systemem transportowym. Wskazano, że zadanie określenia głębi retrospekcji, opartej na prognozie wstępnej z uwzględnieniem starzenia się informacji, może być w pełni rozwiązane przy wykorzystaniu tradycyjnych metod statystyki matematycznej.

INFORMATION FORECASTING STATE TRANSPORTATION SYSTEM

Summary. The paper presents a predictive model for evaluating information in making decisions on management of the transport system. It is shown that the problem of determining the depth forecast's flashbacks to the aging information can be adequately solved by traditional methods of mathematical statistics.

1. WPROWADZENIE

Starzenie się informacji, opartej na prognozie w warunkach podjęcia decyzji przy operatywnym zarządzaniu systemami transportowymi, warunkuje konieczność wybrakowania nieaktualnych danych. Dane zadanie związane jest z prognozowaniem parametrów potoków ładunków na konkretnym obiekcie [2].

Ogólne formułowanie zadania porównania wyników prognozowanych obliczeń, otrzymanych z wykorzystaniem retrospekcji o różnej głębi, polega na tym, że ujawnienie okresu starzenia się informacji określa się za pomocą wielkości głębi retrospekcji $(T_2, T_3, ..., T_{k+1})$: informacja o stanie systemu transportowego (ST) w momencie analizy, informacja o możliwych zmianach w ST w planowanym okresie, informacja o zmianie składu parku taboru ruchomego ST zgodnie z zasadą multimodalności.

Początkową wielkość stanu ST $T_1 = 0$ należy przyjąć za punkt kontrolny. W tym punkcie informacja jest jeszcze aktualna i można ją uważać za wiarygodną zgodnie z warunkami wzorca [1]. W trakcie wariacji prognozowania zostaje określone k wielkości ocen punktowych $X_0(T_0)$.

[1] Akademia Morska, ul. H. Pobożnego 11, 70 - 500 Szczecin, tel. (+ 48) 4809668, fax. (+ 48) 4809643, mail: i.arefyev@am.szczecin.pl.
[2] Zachodniopółnocny Uniwersytet Techniczny, Sankt Petersburg, Rosja.

Jeśli rozpatrzymy różnicę tych ocen punktowych, to:

$$Z_1 = X_2(T_2) - X_1(T_1),...,Z_j = X_{j+1}(T_{j+1}) - X_j(T_j),...,$$
$$Z_k = X_{k+1}(T_{k+1}) - X_k(T_k), \tag{1}$$

Wielkości $Z_j(j=1,...,k)$ można uważać za niezależne wielkości losowe, których zachowanie opisuje pewne nieznane prawo podziału $F(Z)$.

Dla ST, wskutek ograniczonej objętości informacji wyjściowej, jest dostatecznie trudne ustalenie ich stanu za pomocą klasycznych metod statystyki matematycznej. Dlatego konieczne jest opracowanie specjalnych metod rozwiązania zadań porównania wyników prognoz w zakresie ograniczonej liczby retrospekcji [3]. Przy tym należy podkreślić, że wybrane momenty (wielkość oczekiwana, dyspersja i in.) w rzeczywistości mogą zostać określone według wyciągu $Z_j(j=1,...,k)$.

Określenie prawa rozdziału wielkości losowej Z i jej analiza pozwalają na statystyczną i pojęciową interpretację wyników porównania badań prognozowych, obliczenie współczynnika zaufania (zbudowanie obszaru poufnego), sprawdzenie hipotezy statystycznej o niesprzeczności danych prognozy i kontrolnej wielkości szeregu dynamicznego.

Tradycyjnie dla opisu podobnego rodzaju wystąpienia wielkości losowych odwołujemy się przede wszystkim do zwykłego podziału (Gaussa), który odgrywa fundamentalną rolę w badaniach probabilistyczno-statystycznych. Teoretyczną podstawę procedury uściślenia matematycznego modelu formułowania prawa podziału wielkości losowej Z stanowi aparat funkcji charakterystycznych.

W tym przypadku funkcja podziału $F(Z)$ sumy wielkości losowej n i wielkości losowych Z_j na podstawie multiplikatywnej właściwości funkcji charakterystycznych określa funkcja charakterystyczna:

$$\phi_Z(t) = \sum_{n=0}^{\infty} P_n \exp\left(itmn - \frac{t^2}{2}\sigma^2 n\right), \tag{2}$$

gdzie:

$\exp\left(itmn - \frac{t^2}{2}\sigma^2 n\right)$ – funkcja charakterystyczna normalnej wielkości losowej z parametrami m i σ.

Jako przykład mający znaczenie użytkowe w badanej dziedzinie rozpatrzymy podział sumy liczby Poissona zwykle podzielonych wielkości losowych. W tym celu utworzymy równanie:

$$\sum_{n=0}^{\infty} \exp\left(itmn - \frac{t^2}{2}\sigma^2 n\right) \frac{v^n \exp(-v)}{n!} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} \exp(jtz_j). \tag{3}$$

Parametry normalnego prawa podziału m i σ i prawa Poissona v mogą być określone w rezultacie minimalizacji niezgodności lub za pomocą momentów. Metoda momentów w odniesieniu do rozpatrywanego równania polega na przyrównywaniu pewnej liczby wybranych momentów, ocenianych po prawej stronie równania (3), do odpowiednich teoretycznych momentów, określanych według funkcji charakterystycznej lewej strony równania [3]:

$$\phi^n(0) = i^n E\left[Z^n\right]. \quad (4)$$

Liczba otrzymanych w tym przypadku równań powinna być równa liczbie ocenianych parametrów (tutaj trzem).

Konsekwentnie różnicując funkcje charakterystyczne według t i przyrównując w otrzymanych pochodnych wielkości t do zera, można utworzyć następujący system równań:

$$\left.\begin{aligned} & mv = Z^{\exists}, \\ & m^2(v^2+v)+\sigma^2 v = Z^{\exists 2}+\sigma_z^2, \\ & m^3(v^3+5v^2+v)+3m\sigma^2 v^2 = \sigma_z^3 S_k + 3Z^{\exists}\sigma_z^2 + Z^{\exists 3}, \end{aligned}\right\}, \quad (5)$$

gdzie:

S_k – asymetria prawa podziału równa głównemu momentowi trzeciego szeregu.

Po pewnych przekształceniach algebraicznych z systemu równań (5) można obliczyć średnią liczbę sumowanych wielkości losowych (parametr prawa Poissona):

$$v = \frac{1}{\sqrt{1+S_k V_z^3 + 2V_z^2} - 1}. \quad (6)$$

Wielkość oczekiwana i średnie kwadratowe odchylenie sumowanej zwykłej wielkości losowej zostaną wyrażone jako:

$$m = \frac{Z^{\exists}}{v} \text{ i } \sigma = mV_z\sqrt{v}. \quad (7)$$

W wyrażeniach (6) i (7) współczynnik wariacji V_z jest określony według pierwszych dwóch momentów $Z^{\exists}$ i $\left(Z^{\exists 2}+\sigma_z^2\right)$.

Wykorzystując wzór odwrócenia:

$$f(z) = \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\exp(-tz)\phi_z(t)dt, \quad (8)$$

można otrzymać zwartość podziału Poissona liczby zwykłych wielkości losowych:

$$f(z) = \sum_{n=0}^{\infty}\frac{v^n\exp(-v)}{n!}\cdot\frac{1}{\sqrt{2\pi n}\sigma}\exp\left[-\frac{(nm-z)^2}{2\sigma^2 n}\right]. \quad (9)$$

Jest oczywiste, że zwartość podziału (9) (a dokładniej parametry v, m i σ) zależy od objętości wyborów wielkości losowych $\{Z_j\}$, j=1,...,k; j=1,..., k-1 itd.

Analizując etapowo retrospektywną informację, można zbudować rodzinę gęstości podziału $f_j(z)$ (j=k,k-1,...). Zadanie wybrakowania przestarzałej informacji w tym przypadku sprowadza się do rozwiązania kolejnego szeregu zadań sprawdzania hipotez statystycznych o przynależności parametru kontrolnego Z_0 do populacji generalnej, opisywanej przez prawo podziału o zwartości (8. 3. 5). Przy tym należy uwzględnić, że wskutek przeprowadzonej schematyzacji procesu transportowego $Z_0 = 0$, ustalenia stopnia ważności α i uwzględnienia symetrycznego charakteru prawa podziału (9) można znaleźć taką wielkość indeksu j, przy której spełniłaby się jedna z następujących nierówności:

$$\left.\begin{aligned} \frac{\alpha}{2} &\geq \sum_{n=0}^{\infty} \frac{v_j^n \exp(-v_j)}{n!} \Phi\left(\frac{m_j\sqrt{n}}{\sigma_j}\right), \\ 1-\frac{\alpha}{2} &\leq \sum_{n=0}^{\infty} \frac{v_j^n \exp(-v_j)}{n!} \Phi\left(\frac{m_j\sqrt{n}}{\sigma_j}\right), \; j = k, k-1, \ldots, \end{aligned}\right\}, \tag{10}$$

gdzie:

$\Phi\left(\frac{m_j\sqrt{n}}{\sigma_j}\right)$ – funkcja Laplace'a.

Sprawiedliwość stosunków (10) wynika z oczywistej procedury obliczania funkcji podziału przez zwartość (10):

$$\frac{\alpha}{2} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{v_j^n \exp(-v_j)}{n!} \cdot \int_{-\infty}^{0} \frac{1}{\sqrt{2\pi n}\sigma} \exp\left[-\frac{(nm-z)^2}{2\sigma^2 n}\right] dz. \tag{11}$$

2. WNIOSKI

W ten sposób zadanie określenia głębi prognozowanej retrospekcji, z uwzględnieniem starzenia się informacji w procesach zarządzania systemami transportowymi, może być dostatecznie pewnie rozwiązane przy zastosowaniu tradycyjnych metod statystyki matematycznej oraz tradycyjnego modelu matematycznego podziału sum liczby Poissona.

Bibliografia

1. Arefyev I.: Diagnosttik and conditio estimation process of construction of the ship on sustem PERT on the basis of integrated characteristics. „Logistyka”, nr 6/2010.
2. Арефьев И.Б., Трояновский Я.: Автоматизация судопропуска на внутренних водных путях. СПб, СПГТУ, 2007.
3. Клавдиев А.А., Пасевич В.: Адаптивные технологии информационно-вероятностного анализа транспортных систем. СПб, СЗТУ, 2009, с. 305.