З урахуванням (6) остаточна формула отримання підсумкових вагових значень факторів матиме такий вигляд:

$$S_{Fj} = \sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{n} \left(k_{ij} w_i + \Delta_j \right). \qquad (7)$$

Величини S_{Fj} служать підставою для ранжування ваг, тобто встановлення рівнів факторів технологічного процесу.

Висновки

Отримані рівні забезпечують синтезування вихідної моделі пріоритетного впливу виокремлених факторів на досліджуваний процес. На основі цієї моделі та шкали відносної важливості об’єктів [4] будується матриця попарних порівнянь [5], нормалізовані компоненти головного власного вектора якої визначають уточнені вагові значення факторів ТП і, як результат, – оптимізовану модель забезпечення якості технологічного процесу.

1. *Сеньківський В. М*. Формалізація факторів процесу макетування шпальти газети / В. М. Сеньківський, І. В. Гілета // Поліграфія і видавнича справа. № 1 (51), Львів: 2010. – С. 61-68.
2. *Піх І. В*. Інформаційні технології у видавничих процесах / І.В. Піх, В.М. Сеньківський. – Львів: УАД, 2013. – 224 с.
3. *Сеньківський В. М*. Синтез моделі факторів композиційного оформлення іміджевої презентації / В. М. Сеньківський, І. В. Піх, Р. Р. Андріїв // Поліграфія і видавнича справа. № 4 (56), Львів: 2011. – С. 117-124.
4. *Т. Саати*. Принятие решений (Метод анализа иерархий) / Т. Саати. – М.: Радио и связь, 1993. – 278 с.
5. *Лямець В. І*. Системний аналіз. Вступний курс. – 2-е вид., перероб. та допов. / В. І. Лямець, А. Д. Тевяшев. – Харків: ХНУРЕ, 2004. – 448 с. Рос. мовою.

Поступила 25.9.2013р.

УДК 004.451

Д.Д. Пелешко, І.Г. Цмоць, А.В. Шкодин
Національний університет “Львівська політехніка”

ІНТЕРВАЛЬНЕ ОЦІНЮВАННЯ ДЛЯ АВТОМАТИЗАЦІЇ ПРОЦЕДУРИ ФОКУСУВАННЯ В СИСТЕМІ СТЕРЕОБАЧЕННЯ

Вступ. У загальному випадку базова відстань *C* між точками C_1 і C_2 за методом триангуляції може бути змінною (рис.1). Наприклад у рухомих робото технічних системах пристрої реєстрації можуть бути розміщені на амортизованих платформах. У цьому випадку система розбалансовується і зростає потреба частого виконання процедури фокусування.

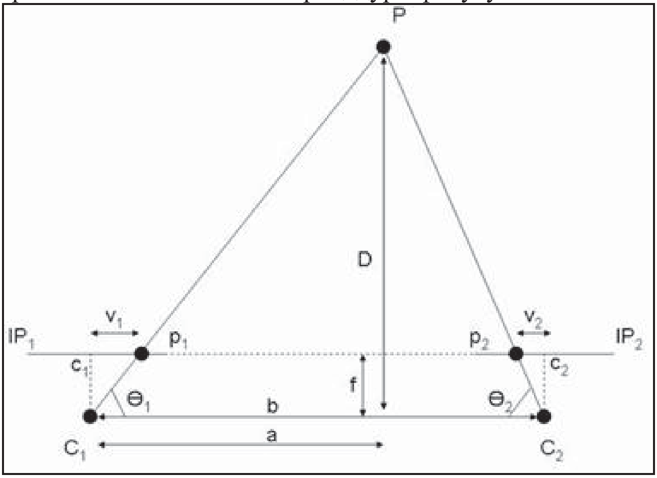

Рис. 1. Визначення базової відстанні C між точками C_1 і C_2 за методом триангуляції

Така процедура є витратною стосовно обчислювальних ресурсів і часу виконання. А це, у свою чергу, призводить до простоювання системи у цілому. Тому виникає необхідність зменшення частоти процедури фокусування. Мінімізація частоти використання цієї процедури шляхом використання фіксованих часових проміжків не є вдалою, оскільки вона при відсутності зворотних зв'язків не забезпечує залежності процедури фокусування від розбалансування. Для ефективного вирішення цієї проблеми необхідно така функціональність, яка на основі поточних значень характеристик системи визначатиме необхідність процедури фокусування. Для цього пропонується модифікація методу тріангуляції, яка враховуватиме можливість зміни розмірів базової лінії.

Постановка задачі. Основним завданням роботи є розроблення методу, який забезпечує автоматизацію процесу фокусування системи стереобачення із нефіксованими пристроями реєстрації. В основі методу є інтервальне оцінювання зміни базової відстані між пристроями реєстрації.

Метод інтервального оцінювання. Математичною основою методу автоматизованого запуску процедури фокусування є використання статистики відстаней $\Delta = \{C_z|, z = 1..\ N\}$. Тут C_z є відстань між точками C_1 і C_2 у результаті z-го вимірювання, N – розмірність статистики $\{C_z\}$, яка визначає загальну кількість замірів на часовому проміжку між запусками процедури фокусування. Розподіл величини $\{C_z\}$ на проміжку $[1..\ N]$ має стохастичний характер і його безпосередньо не можна використовувати в подальшому розгляді. Квантуванням випадкової величини $\{C_z\}$ формуємо вибірку із генеральної сукупності

$$\forall z \in \left[1..N\right],\ \exists k \in \left[1..N_{(C)}\right]: \quad C_z = C_{z\,k} \in \Lambda_{(C)k} = \left[\mathrm{I}_{(C)k-1}, \mathrm{I}_{(C)k}\right[, \tag{1}$$

де $\Lambda_{(C)k} = \left[\mathrm{I}_{(C)k-1}, \mathrm{I}_{(C)k}\right[$ – k-й інтервал інтервали впорядкованої за зростанням (чи спаданням) величини $\{C_z\}$; $C_{z\ k}$ – z-те значення величини $\{C_z\}$, яке потрапляє в k-й інтервал; $\mathrm{I}_{(C)k}$ – інтервальна границя; $N_{(C)}$ – кількість інтервалів. Незалежно від значення k початкове та кінцеве значення набору інтервальних границь $\left\{\mathrm{I}_{(C)k}\right\}$ визначають за формулами

$$\mathrm{I}_{(C)0} = \min_{z\in[1..N]}\left(C_z\right); \quad \mathrm{I}_{(C)N_{(C)}} = \max_{z\in[1..N]}\left(C_z\right). \tag{2}$$

Через $\mathbf{\Lambda}_{(C)}$ позначимо набір інтервалів випадкової величини $\{C_z\}$ і називатимемо варіаційним рядом

$$\mathbf{\Lambda}_{(C)} = \left\{\Lambda_{(C)k}\right\}. \tag{3}$$

Для формування відрізків набору $\mathbf{\Lambda}_{(C)}$ скористаємось формулою [2]

$$k = \log_2 N + 1. \tag{4}$$

Необхідно пам’ятати про те, що за [2] на розмірність $\mathbf{\Lambda}_{(C)}$ накладаються обмеження

$$8 \div 10 \le N_{(C)} \le 20 \div 25. \tag{5}$$

Кожному інтервалу $\Lambda_{(C)k}$ поставимо у відповідність середнє значення випадкової величини $\{C_z\}$ цього інтервалу

$$M_{(C)k} = \mathrm{M}\,\sigma_{zk} = \frac{1}{n_{(C)k}} \sum_{C_{zk}\in\Lambda_{(C)k}} C_{zk};\Lambda_{(C)k} \to M_{(C)k}, \mathbf{M}_{(C)} = \left\{M_{(C)k}\right\}, k = \overline{1, N_{(C)}}, \tag{6}$$

де $n_{(C)k}$ – кількість випадкової величини C_z на інтервалі $\Lambda_{(C)k}$ з експериментальною частотою [2]

$$f_{(C)k} = \frac{n_{(C)k}}{N}. \tag{7}$$

Очевидно, що має місце $N = \sum_{k=1}^{N_{(C)}} n_{(C)k}$ і $\mathbf{M}_{(C)}$ буде також відсортованим за зростанням.

Перевірка гіпотези. На практиці оцінюють наближеність випадкової величини до нормального розподілу за такими методами [2]:

- частотний – полягає у використанні критерію Пірсона (критерій χ^2);
- автокореляційний – полягає у визначенні кореляції між характеристиками C_z та C_{z+d}, де d – зсув за послідовностями $\{C_z\}$;
- серійний – полягає у визначенні частоти появи можливих комбінацій

і оцінювання за критерієм χ^2;
- циклічний – полягає у перевірці очікуваної кількості циклів із кількістю циклів, які більші чи менші від деякої константи, за яку беруть значення математичного сподівання із підрахунком істинної кількості циклів різної довжини, що порівнюється за критерієм χ^2.

З чотирьох наведених для перевірки гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини $\{C_z\}$ виберемо перший метод, як класичний і універсальний. Для цього, маючи $\Lambda_{(C)}$ і (6), (7), використаємо критерій χ^2 для випадкової величини $\{C_z\}$ з густиною розподілу [2]

$$f\left(C_z\right)=\begin{cases}\dfrac{1}{2^{\frac{K}{2}}\Gamma\left(\dfrac{K}{2}\right)}e^{-\frac{C_z}{2}}C_z^{\frac{K}{2}-1}, & \text{при } C_z>0;\\ 0, & \text{при } C_z\le 0;\end{cases} \tag{8}$$

де K – ступені свободи, а $\Gamma\left(\dfrac{K}{2}\right)=\int\limits_0^\infty C_z^{\frac{K}{2}-1}e^{-\frac{C_z}{2}}dC_z$ – гама-функція [2].

Для випадкової величини $\{C_z\}$ розглянемо математичне сподівання $M_{(\mathbf{C})}$, дисперсію $D_{(\mathbf{C})}$ та середньоквадратичне відхилення $\sigma_{(\mathbf{C})}$

$$M_{(\mathbf{C})}=\mathrm{M}\,C_z=\frac{1}{N}\sum_{z=1}^{N}C_z\,; \tag{9}$$

$$D_{(\mathbf{C})}=\mathrm{D}\,C_z=\frac{1}{N-1}\sum_{z=1}^{N}\left(C_z-M_{(\mathbf{C})}\right)^2; \tag{10}$$

$$\sigma_{(\mathbf{C})}=\sqrt{D_{(\mathbf{C})}}\,. \tag{11}$$

Теоретичну частоту величини $\{C_z\}$, яка відповідає k-му інтервалу, обчислюємо за формулою Муавра-Лапласа [3]

$$\Phi_{(C)k}=\Phi\left(M_{(C)k}\right)=\frac{\mathrm{I}_{(C)k}-\mathrm{I}_{(C)k-1}}{N_{(C)}}\frac{1}{\sigma_{(\mathbf{C})}\sqrt{2\pi}}e^{-\left(\frac{M_{(C)k}-M_{(\mathbf{C})}}{\sqrt{2}\sigma_{(\mathbf{C})}}\right)^2}. \tag{12}$$

З врахуванням (7) обчислюване значення критерію Пірсона $\chi^2_{\text{обч}}$ визначаємо за формулою [2]

$$\chi^2_{\text{обч},(C)}=N\sum_{k=1}^{N_{(C)}}\frac{\left(f_{(C)k}-\Phi_{(C)k}\right)^2}{\Phi_{(C)k}}\,. \tag{13}$$

Порівняно із табличним значенням критерію приймається рішення про правильність із заданим рівнем значимості (α) гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини [1].

Зазначимо, що вибір нормального розподілу під час формулювання і перевірки гіпотези та подальшої побудови інтервалу довіри зумовлений результатами практичних експериментів, які засвідчили існування саме такого розподілу. А тому під час використання на практиці з метою пришвидшення роботи алгоритмів пропонуємо опускати цей крок.

Оскільки теоретично випадкова величина може мати інший розподіл, то цей крок пропонуємо залишити у складі алгоритму і у разі не підтвердження гіпотези вибрати іншу функцію розподілу і інтервал довіри.

У разі дуже великих за розмірністю наборів зображень, за законом великих чисел, гіпотеза про нормальний розподіл підтверджується автоматично, а тому цей крок можна також пропустити.

У разі прийняття гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини $\{C_z\}$, її приймаємо точковою оцінкою для побудови інтервалу довіри для математичного сподівання нормальної вибірки за невідомого середньоквадратичного відхилення [1]

$$\Lambda_{(C)\text{дов}} = \left[M_{(\mathbf{C})} - t m_{(\mathbf{C})};\ M_{(\mathbf{C})} + t m_{(\mathbf{C})} \right], \tag{14}$$

де $m_{(\mathbf{C})}$ – середньоквадратичне відхилення середнього арифметичного

$$m_{(\mathbf{C})} = \frac{\sigma_{(\mathbf{C})}}{\sqrt{N}}. \tag{15}$$

з довірчою імовірністю

$$p = 2\Phi(t_C). \tag{16}$$

Формули (14) – (16) отримано з точкового оцінювання на основі розподілу Стьюдента.

Множник $t = t\left(\dim\left\{C_z\right\} - 1\right)$ (процентиль розподілу Стьюдента [1]) можна підібрати так, щоб імовірність того, що істинне значення математичного сподівання $E\left(C_z\right)$ випадкової величини $\{C_z\}$ перебувало поза межами інтервалу $\Lambda_{(C)\text{дов}}$, не перевищувала деякого достатньо малого рівня значимості α. Можливість такого вибору існує завдяки тому, що випадкова величина $(M_{(\mathbf{C})} - E\left(C_z\right)) / m_{(\mathbf{C})}$ має розподіл Стьюдента з кількістю ступенів свободи k – 1. Тому за t можна вибрати з таблиці розподілу Стьюдента критичну точку, яка відповідає рівню значимості α та кількості ступенів свободи k – 1. Різниця 1 – α, яка дорівнює p, дає надійність оцінки $\Lambda_{(C)\text{дов}}$.

Інтервал довіри, який отриманий за (14), є обов'язковим у випадку малих (менше 30) [3] за розмірністю наборах випадкових величин.

У разі відомого середньоквадратичного відхилення та середніх і великих за розмірністю вибірок множник t може бути значенням зворотної функції Лапласа Φ(t), а значення $\sigma_{(\mathbf{M})}$ у (12), яке по суті є виправленою девіацією, можна замінити на задане.

Якщо значення z-го заміру C_z потрапляє в інтервал $\Lambda_{(C)\text{дов}}$, то поточне значення C приймається таким, що належить набору Y; у протилежному випадку – набору Ω:

$$\forall z \in [1..N]: \begin{cases} C_z \notin \Lambda_{(C)\text{дов}} \to C_z \in \Omega; \\ C_z \in \Lambda_{(C)\text{дов}} \to C_z \in Y. \end{cases} \tag{17}$$

де m – максимально допустима кількість вимірювань довжини C.

Набір Ω є статистичною множиною незадовільних відхилень довжини між точками C_1 і C_2. При досягненні статистичної значимості множини Ω автоматично запускається процедура фокусування, яка включає в себе оновлення інтервальної оцінки $\Lambda_{\text{дов}}$.

Висновки. Розроблений метод інтервального оцінювання дає можливість в автоматичному режимі запускати процедури фокусування системи, у який розбалансування системи відбуваються внаслідок зміни базової відстані при нефіксованих реєстраційних пристроях. Використання в якості основного параметра інтервального оцінювання базової відстані має як свої переваги так і недоліки. Основною перевагою є уникнення залежності від еталонної відстані – система за визначеним критерієм може динамічно сама визначати еталонну відстань.

Очевидно, що оцінка відхилень від базової відстані є більш прийнятної з точки зору розширених можливостей управління процедурою фокусування, або системою стерео бачення вцілому. Адже у цьому випадку існує можливість диференційованого аналізу відхилень як у горизонтальному так і у вертикальному напрямках і відповідно їх комбінаціях. Але при цьому будуть зростати обчислювальні витрати, що не завжди є прийнятним у апаратних реалізаціях систем стерео бачення.

Наостанок відзначимо, що запропонований метод може стати базисом для оцінки фактично усіх параметрів, які впливають на процедуру фокусування.

1. *Гурман В.Е.* Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике/ В.Е. Гурман. – М.: Высш. шк., 1979. – 400с.

2. *Лихолетов И.И.* Руководство к решению задач по высшей математике, теории вероятностей и математической статистике/ И.И. Лихолетов, И. П. Мац¬кевич. – Минск: Вишєйшая школа, 1969. – 454с.

3. *Колмогоров А.Н.* Основные понятия теории вероятностей: учеб. пособие/ А.Н. *Колмогоров*. – 2-е изд. – М.: Наука, 1974. – 544с.

Поступила 7.10.2013р.