УДК 519.2

С.О. КІБІТКІН, С.В. ЧОРНИЙ

Харківський університет Повітряних Сил, Україна

МЕТРОЛОГІЧНІ АСПЕКТИ ЕКСПЕРТНОЇ ОЦІНКИ РОЗРІЗНЮВАЛЬНОЇ ЗДАТНОСТІ ФОТОАПАРАТУРИ СПОСТЕРЕЖЕННЯ

В статті приведені результати дослідження параметрів моделі групи експертів візуального аналізу при виконанні сертифікації апаратури спостереження.

розрізнювальна здатність, фотоапаратура спостереження, хибне спостереження

Вступ

Постановка проблеми. В програмі угоди "Відкрите небо" важливим етапом є визначення розрізнювальної здатності фотоапаратури спостереження. На цьому етапі працює група експертів, яка власне і визначає розрізнювальну здатність.

При цьому виникає цілий ряд кваліметричних метрологічних проблем, серед яких важливими являються визначення чисельності і кваліфікації експертів спостереження, визначення об'єму вибірки та обробка результатів спостереження.

Обробка результатів спостереження включає визначення аномальних вимірювань, визначення закону розподілу, визначення меж, за якими дані вважатимемо невірогідними.

Аналіз літератури. В [1] представлена правова основа для спостереження за територіями тих країн, які підписали цей договір. В [2] розглянуті класичні визначення математичного сподівання, а також і дисперсії, які використовувалися як основа для розрахунку значень роздільної здатності. В [3] розглянуто поняття розподілу функції від випадкової величини. В [4] проведені дослідження особливостей візуального аналізу зображень при сертифікації апаратури спостереження. В [5] представлена інформація математичного моделювання і проведення математичних розрахунків.

Мета статті. Групу експертів можна розглядати, як вимірювальну систему, при цьому виникає проблема визначення метрологічних характеристик такого засобу вимірювання та визначення випадкової помилки. Однією із задач є вивчення розподілу цієї помилки. Одним із методів підходу є характеризування експертної групи дисперсією оцінок, а також абсолютною та відносною похибками.

Результати досліджень

Єдиною формальною ознакою «хибного спостереження» є його аномально велике віддалення від центру розподілу. Тому в експериментальній практиці дослідники стали просто відкидати крайні, «дуже віддалені» від центру спостереження. Цей спосіб отримав назву центрування вибірки. Проте для ухвалення рішення про виключення передбачуваного промаху необхідні які-небудь формальні критерії.

Розглянемо методи призначення меж цензурування вибірки для видалення промахів. Найпростіший з таких методів полягає у використовуванні «правила 3σ», коли за вибіркою з віддаленими рішеннями, схожими на промахи, обчислюється оцінка 3σ, а всі $|x_i| \geq 3\sigma$ визначаються промахами і видаляються з подальших розрахунків.

Поширеним методом визначення координати центру розподілу є її оцінка у вигляді середнього арифметичного всіх звітів, тобто у вигляді (1):

$$\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \ . \qquad (1)$$

© С.О. Кібіткін, С.В. Чорний

Переважне використання цієї оцінки серед теоретиків та практиків пояснюється зовсім не тим, що це «найкраща» або, як говорять математики, ефективна оцінка центру, а тим, що це єдина оцінка, яку можна виразити аналітично, тобто формулою, і підставляти у такому вигляді в інші співвідношення, аналізувати їх тощо.

Як початкові дані використуємо детальність зображення на місцевості, а також кількість випадків виявлення цієї детальності за даними експертів. Аналіз гістограм розподілу рішень експертів показує, що закон розподілу є складною функцією і не відповідає ідеальному закону Гауса. Тому для математичного опису гістограми розподілу рішень експертів будемо використовувати нормальний багатомодальний Гаусівській закон розподілу

$$G = \sum_{j=1}^{n} N_j \exp\left(-\left(R - R_j\right)^2 / \left(2\sigma_j\right)^2\right), \qquad (2)$$

де G – щільність імовірності оцінок розрізнювальної здатності; R – вектор поточних значень розрізнення; R_j – параметр максимуму j-ї моди; $\boldsymbol{N_j}$ – амплітуда j-ї моди; σ_j – середньоквадратичне відхилення j-ї моди.

На підставі залежності (2) можуть бути розраховані середні значення розрізнювальної здатності. Можливі два варіанти розрахунку середніх значень:

– обчислення медіани, отриманої після апроксимації фігури, обмеженої кривою розподілу на нескінченному інтервалі (рис. 1, графік 1):

$$M_f = \left(\int_{-\infty}^{x_0} G(x)dx - \int_{x_0}^{\infty} G(x)dx \right)^2, \quad x_0 = 25; \qquad (3)$$

– обчислення медіани, отриманої після апроксимації кривої розподілу, яка усічена по крайніх точках реальних даних (рис. 1, графік 2):

$$M_{uf} = \left(\int_{l_1}^{x_1} G(x)dx - \int_{x_1}^{l_n} G(x)dx \right)^2, \quad x_1 = 25. \qquad (4)$$

На рис. 1 наведені типові приклади апроксимації експериментальних даних формулою (1).

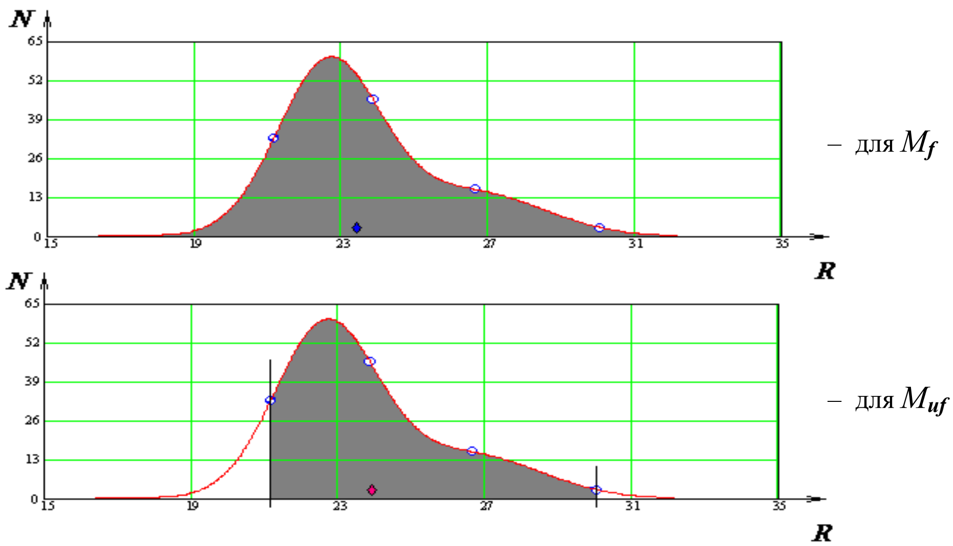


Рис. 1. Апроксимація експериментальних даних

Оцінку роботи групи експертів в цілому передбачається вести за дисперсією отриманого закону розподілу. Так виникає питання обчислення цієї дисперсії і порівняння її із значенням дисперсій окремих мод, складених між собою.

Дисперсія розраховується за формулами:

$$D_f = \sum_{j=1}^{n} \left(l_j - M_f\right)^2 p_j \, ; \quad D_{uf} = \sum_{j=1}^{n} \left(l_j - M_{uf}\right)^2 p_j \, , \qquad (5)$$

де $p_j = \left(\frac{m_j}{50}\right)$; $\sum_{j=1}^{n} p_j = 1$.

В існуючій методиці вибірку статистичних даних скорочують на 20% шляхом відкидання найменшого та найбільшого значень у п’яти прольотів над мірою без яких-небудь пояснень. В розробленій нами методиці отримані дані, які дають пояснення заборони відкидання цих значень.

В якості критерію вірогідності роботи експертів було розраховано 3σ. Отримані результати показують що відкидання значень, яких і так занадто мало для оцінки, неможливо. В проаналізованих 250 випадках всього у 25 з них необхідно відкидати одне значення та у 1 випадку необхідно відкидати два значення, що складає 2%.

Методика, що пропонується, встановлює довірчі межі. Відомо, що до маловірогідних значень у разі нормального розподілу слід відносити значення, які випадають за «3σ», що складає вірогідність 0,997.

У разі багатомодального закону виникає питання про справедливість використовування «правила 3σ». У зв'язку з цим проведено дослідження, які показують, що (спираючись на національний стандарт України), погрішність $\Delta_{0,9}$ має унікальну властивість для широкого класу законів розподілу, що вживаються, але тільки вона має однозначний зв'язок з середнім квадратичним відхиленням у вигляді $\Delta_{0,9} = 1,6\sigma$ незалежно від виду закону розподілу. Тому за відсутності даних про вид закону розподілу для визначення двосторонньої довірчої вірогідності, пропонує використовувати тільки $P_Д = 0,9$.

Довірчу вірогідність $P_Д = 0,95$ національний стандарт пропонує використовувати за відсутністю даних про закон розподілу для односторонньої вірогідності.

Довірча вірогідність $P_Д = 0,99$ використовується лише при вказівці погрішності первинних і робочих еталонів.

У зв'язку з цим доцільно допрацювати методику співвідношеннями, які дозволяють визначити для даного конкретного випадку, які значення необхідно відкидати чи ні, виходячи із заданої вірогідності.

У якості критерію доцільно обрати квадрат різниці між заданим значенням довірчої вірогідності і інтегралом в відшукуваних межах інтеграла від щільності вірогідності. В результаті мінімізації по змінним верхній і нижній межах функції (для двох випадків: (6) – фігури, обмеженої кривою розподілу на нескінченному інтервалі; (7) – фігури, обмеженої кривою розподілу, яка усічена по крайніх точках) виходить оптимальне значення меж, при яких $P_{зад}$ дорівнює цьому інтегралу:

$$T(\alpha) = \left(P_{зад} - \int_{-\alpha+x_0}^{\alpha+x_0} G(x)dx \right)^2, \qquad (6)$$

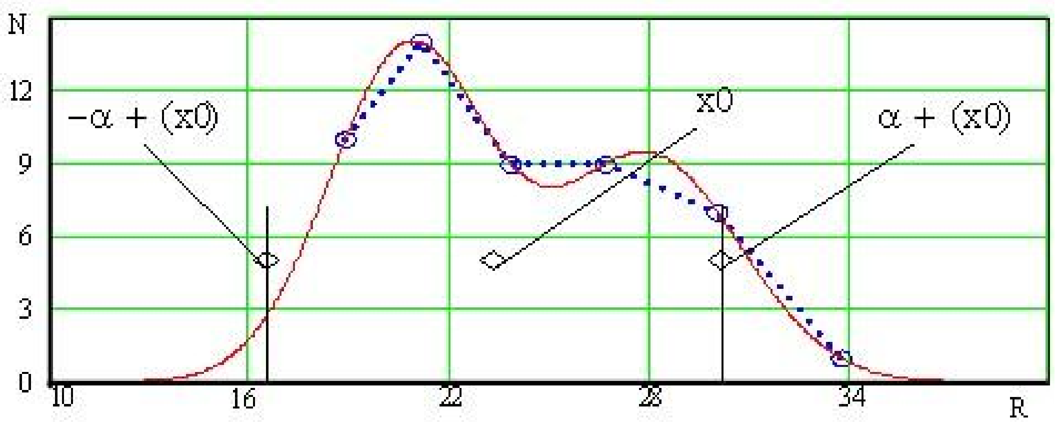
де $P_{зад} = 0{,}9$ при $T(\alpha) = 0$;

$$T(\alpha) = \left(P_{зад} - \int_{-\alpha+x_1}^{\alpha+x_1} G(x)dx \right)^2, \qquad (7)$$

де $P_{зад} = 0{,}9$ при $T(\alpha) = 0$.

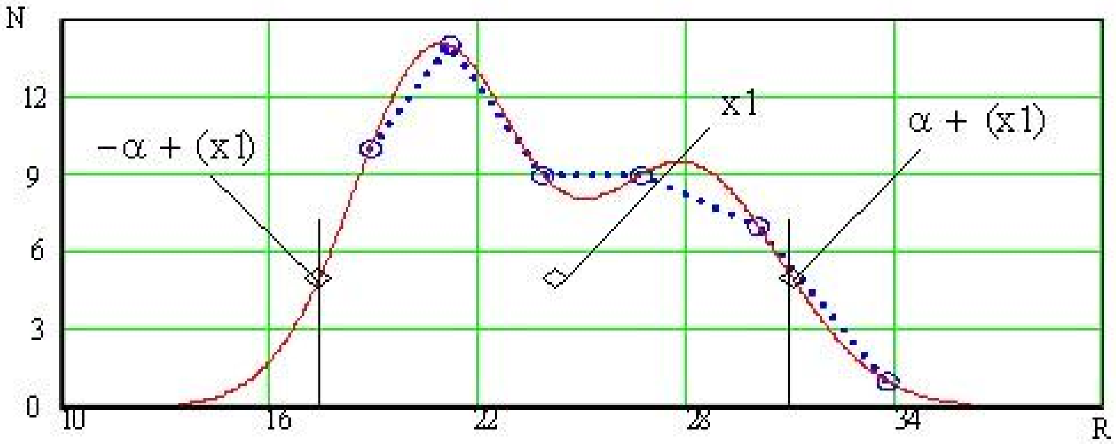
У виразах (6), (7) $T(\alpha)$ – закон обчислення значень межі; $P_{зад}$ – довірча вірогідність; $\pm\alpha$ – межа відсікання маловірогідних рішень.

Графічно це показано на рис. 2 і 3 відповідно.



x0 = 23,306; α = 7,056; – α + x0 = 16,462; α + x0 = 30,149

Рис. 2. Випадок фігури, обмеженої кривою розподілу на нескінченному інтервалі



x1 = 24,183; α = 6,844; – α + x1 = 17,34; α + x1 = 31,027

Рис. 3. Випадок фігури, обмеженої кривою розподілу, яка усічена по крайніх точках

Висновки

1. Розроблено методику експертної оцінки розрізнювальної здатності апаратури спостереження.

Досліджено закони розподілу рішень експертів. Показано, що закони мають багатомодальний характер. Розроблено математичну модель групи експертів, що здійснюють візуальний аналіз зображень при сертифікації апаратури спостереження. Модель отримано у вигляді аналітичної залежності, що описує закон розподілу рішень експертів.

Проведено дослідження довірчих меж отриманого закону розподілу.

2. Виявлено необхідність подальшої розробки механізмів оцінки кваліфікації окремих експертів на підставі розроблених математичний моделей визначення розрізнювальної здатності.

3. Необхідна розробка алгоритмів автоматичного розпізнавання міри на фотознімках.

4. Потрібна розробка алгоритмів автоматичного вимірювання розрізнювальної здатності по зображенню міри.

Література

1. Кирк У. Клир, Стивен Е. Блок. Договор «Открытое небо». – Агентство по уменьшению угрозы. Отдел истории 45045 Aviation Drive Dulles International Airport Dulles, VA 20166 – 7517, 1999. – 70 с.

2. Чистяков В.П. Курс теории вероятностей. – М.: Наука, 1982. – 256 с.

3. Ивченко Г.И., Медведев Ю.И. Математическая статистика. – М.: Высш. шк., 1984. – 248 с.

4. Черный С.В., Кибиткин С.А. Исследование особенностей визуального анализа изображений при сертификации аппаратуры наблюдения // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ. – 2003. – Вип. 3. – С. 112 – 177

5. Артемьев Б.Г., Голубев С.М. Справочное пособие для работников метрологических служб. – М.: Издательство стандартов, 1990. – 528 с.

Надійшла до редакції 07.03.2005

Рецензент: д-р техн. наук, проф. І.І. Зима, Харківський університет Повітряних Сил, Харків.