На рис. 3 приведены зависимости от степени турбулентности s относительного смещения среднего значения Δu, возникающего при том и другом способах статистической обработки. Из сравнения результатов следует, что для уменьшения систематической составляющей погрешности определения средней скорости турбулентного течения целесообразно ориентировать вектор пространственной частоты интерференционного поля в измерительном объеме ЛДИСа ближе к среднему направлению потока так, чтобы $\alpha_0 \approx 0$, и статистическую обработку результатов измерения проводить по алгоритму (3).

Более полное устранение смещения средней скорости может быть достигнуто при измерении двух проекций вектора скорости и статистической обработке результатов с учетом функции распределения (2).

ЛИТЕРАТУРА

1. **Кулеш В. П.** Анализ оптической системы ЛДИСа методом Фурье.— Труды ЦАГИ, 1976, вып. 1750, с. 70—82.
2. **McLaughlin D. K., Tiederman W. G.** Baising correction for individual realization of laser anemometer measurements in turbulent flows.— Phys. Fluids, 1973, vol. 16, N 12.
3. **Хезель В., Роди В.** Новый метод устранения смещения при статистической обработке данных от лазерного измерителя скорости.— Приборы для науч. исслед., 1977, № 7.
4. **Соболев В. С., Шмойлов Н. Ф.** Погрешности осреднения случайных профилей скорости лазерным доплеровским измерителем.— В кн.: Методы лазерной доплеровской диагностики в гидродинамике: (Материалы междунаpод. школы-семинара). Минск: Ин-т тепло- и массообмена АН БССР, 1978.
5. **Буххаве П., Касперсон К.** Обработка информации о дискретных частицах, полученной с помощью лазерного доплеровского анемометра.— В кн.: Материалы VIII конгресса ИМЕКО. М., 1979.

Поступило в редакцию 5 ноября 1979 г.;
окончательный вариант — 25 марта 1980 г.

УДК 519.281.1

В. Л. ГОРОХОВ

(Ленинград)

РАНГОВЫЙ ОБНАРУЖИТЕЛЬ СБОЕВ ДЛЯ СИСТЕМЫ ОБРАБОТКИ ИЗОБРАЖЕНИЙ

При автоматизированной цифровой обработке изображений, например, в астрономии часто возникает задача выявления и устранения хаотических импульсных помех типа сбоев. Такие помехи возникают в случаях хаотических сдвигов разрядов в регистрах цифровых устройств. Учитывая возможное разнообразие шумовой обстановки, при обнаружении сбоев целесообразно обратиться к методам непараметрической статистики [1]. Будем описывать обрабатываемые массивы данных X, задаваясь достаточно широким классом распределений шума $F(x)$, имеющих плотность $f(x)$, для которой практически выполняются условия, предложенные в [1].

В такой ситуации возможно описание сбоев с помощью параметра сдвига Δ в классе распределений, обладающих сдвиговым свойством. Уточним дальнейшие предпосылки.

Пусть для обнаружения сбоя изображение анализируется двумя интервалами разрешения $(x_1, \ldots, x_m)$ и $(x_{m+1}, \ldots, x_N)$, где x_i — независимые отсчеты случайного процесса соответственно для первой (чисто шумовой) и второй (проверяемой) выборок. Плотность распределения отсчетов в отсутствие сбоя одинакова при любом $i = \overline{1, N}$, удовлетворяет условиям [1] и неизвестна. Теперь задача обнаружения сбоя состоит в проверке сложных статистических гипотез

$$H_0 : \Delta \neq 0, \quad H_1 : \Delta > 0 \tag{1}$$

на базе совместных плотностей

$$f(x) = \prod_{i=1}^{N} f(x_i),$$

$$g(x) = \prod_{i=1}^{m} f(x_i) \prod_{i=m+1}^{N} f(x_i - \Delta)$$

объединенной выборки для случая нулевой гипотезы и альтернативы соответственно. Учитывая непараметрическую формулировку задачи, решающее правило для проверки гипотез (1) целесообразно искать в классе локально наиболее мощных (ЛНМ) ранговых правил, которые определяют решающие процедуры, нечувствительные к изменениям закона распределения шума. Согласно теореме 2.4.4 [1] в данной ситуации существует ЛНМ-ранговый критерий с критической областью

$$\sum_{i=m+1}^{N} a\left(R_i, f(x)\right) \geqslant k. \tag{2}$$

Здесь $a(\bullet)$ — метки распределения $F(x)$, R_i — ранги объединенной выборки, k — пороговый уровень.

Для построения явной структуры критерия требуется знание вида плотности $f(x)$, которая в данной задаче считается неизвестной. Поэтому ниже предлагается асимптотический вид критической области, позволяющий использовать непосредственную оценку вида исходного распределения на базе шумовой выборки (при $N \geqslant 60$). Для этого перейдем от (2) к известному приближению

$$\sum_{i=m+1}^{N} E\left(x^{(R_i)}\right) \geqslant k,$$

где $E(\bullet)$ — усреднение по распределению $F(\bullet)$.Это приближение справедливо для широкого класса распределений при следующем условии на плотность: $f(x, \Delta) = f(x, 0)\varphi(x)$, $\varphi(x)$ — линейная функция. Заметим, что $E(\bullet)$ можно заменить ее асимптотическим значением $\lambda_{i/(N+1)}$ — квантилем исходного распределения. Сам квантиль представляется в общем виде как $F^{-1}(R_i/(N+1))$, где $F^{-1}(\bullet)$ — функция, обратная распределению шумовой выборки, откуда и следует искомый асимптотический вид теста

$$\sum_{i=m+1}^{N} F^{-1}\left(R_i/(N+1)\right) \geqslant k.$$

Заменим неизвестный вид $F^{-1}(\bullet)$ ее оценкой $\widehat{F}^{-1}(\bullet)$, выполненной на основе эмпирической функции распределения шумовой выборки, и получим непараметрический вид критической области для проверки гипотез (1):

$$\sum_{i=m+1}^{N} \widehat{F}^{-1}\left(R_i/(N+1)\right) \geqslant k. \tag{3}$$

Величина порога k определяется заданным уровнем вероятности α ложной тревоги и легко вычисляется для нормальной аппроксимации распределения статистики критерия $k = \sigma\Phi^{-1}(1-\alpha) + \mu$, где μ и σ^2 — среднее и дисперсия статистики критерия; Φ^{-1} — функция, обратная интегралу вероятности. Величины μ и σ^2 можно вычислять, следуя методике [1] и теореме 2.3.4 [1] (например, для экспоненциальной модели $\mu = nm/(n+m)$, $\sigma = \sqrt{nm/(n+m)}$, m и n — объемы шумовой и проверяемой выборок). Методами статистического моделирования были вычислены мощности критерия (5), равные 0,57; 0,53; 0,56 (при $\alpha = 10^{-2}$, $\Delta \sim 1{,}2$, $n = 60$, $m = 60$) для нормальной, экспоненциальной и логистической моделей соответственно. Аналогично вычислены мощности критерия Манна — Уитни (0,55; 0,51; 0.58) и критерия Ван дер Вардена (0,59; 0,54; 0,5) для тех же моделей. Статистическая погрешность 3%.

Таким образом, эффективность критерия (3) для малых Δ «устойчива» при изменении типа распределения отсчетов. Этого можно было ожидать, поскольку форма критерия (3) получена из ЛНМ-алгоритма (2), обладающего свойством локальной оптимальности для широкого класса распределений смеси сигнала и шума. Кроме того, структура алгоритма (3) не зависит от типа распределения шума, а вероятность ложных тревог остается постоянной при фиксированном пороге.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Гаек Я., Шидак З.** Теория ранговых критериев.— М.: Наука, 1971.

Поступило в редакцию 25 марта 1981 г.;
окончательный вариант — 9 апреля 1982 г.