

изменения контрастности параметрами являются окно обработки, среднее значение яркости, новое среднее значение яркости и коэффициент пропорциональности.

Л и т е р а т у р а

1. Я р о с л а в с к и й Л.И. Введение в цифровую обработку изображений.-М.:Сов.радио, 1979.

2. В и т т и х В.А., С е р г е е в В.В., С о и ф е р В.А. Обработка изображений в автоматизированных системах научных исследований.-М.:Наука, 1982.

3. М у ч н и к И.Б., П а м о р о з с к и й Е.И., Э л ь м а н Р.И. Автоматизированная обработка полутоновых изображений (обзор состояния проблемы).-Автоматика и телемеханика, 1981, № 2, с.84-.

ТЕХНИЧЕСКОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ АВТОМАТИЗИРОВАННЫХ СИСТЕМ НАУЧНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 543.42

Р.Т.С а й ф у л л и н

ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ "КОНТРАСТИРОВАННОГО" СПЕКТРА
В СИСТЕМАХ ОБРАБОТКИ АНАЛИТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ (г. Куйбышев)

Спектрограмма несет в себе информацию о качественном и количественном составе анализируемой смеси. Целью качественного анализа в общем случае является идентификация неизвестного соединения, целью количественного анализа - определение процентного содержания компонентов смеси. Для получения результатов количественного и качественного анализа спектрограмма должна быть соответствующим образом обработана.

В процессе обработки необходимо перейти от реальной спектрограммы, представленной выходным сигналом анализатора, к "контрастированной" спектрограмме. Каждый компонент анализируемой смеси представляется в "контрастированном" спектре линией с характеризующей его совокупностью определяющих параметров (интенсивность линии, положение линии). Задачей автоматической обработки в этом случае является получение "контрастированного" спектра и определение параметров спектральных линий с высокой точностью и надежностью.

При изучении свойств оценок параметров, полученных из "контрастированного" спектра, будем для простоты полагать, что в исход-

ной спектрограмме был один компонент. Это позволит аккуратно провести математические рассуждения, которые будут справедливы и в случае, когда "контрастированный" спектр соответствует многокомпонентной смеси [1].

Пусть исходная спектрограмма имеет вид

$$y(t) = g(t) + n(t), \quad (1)$$

где $g(t)$ - математическая модель исходной спектральной линии;
 t - развертывающий параметр;
 $n(t)$ - белый шум, т.е. случайный процесс, обладающий свойствами $M^*n(t) = 0$, $Mn(t)n(s) = \sigma^2 \delta(t-s)$.

Тогда "контрастированный" спектр, соответствующий $y(t)$, может быть представлен как [1]

$$\hat{Z}_y(t) = \sum_{j=-m}^m C_j(\tau) y(t+jh), \quad (2)$$

где $C_j(\tau)$ - весовые коэффициенты;
 τ - параметр разрешения [1];
 h - интервал дискретизации.

Пусть $hn = T$. Рассмотрим оценку параметра ρ - интенсивность спектральной линии "контрастированного" спектра, задаваемую формулой

$$\hat{\rho}_{n,m} = \sum_{k=m}^{n-m} \hat{Z}_y(t_{nk}) h. \quad (3)$$

Здесь $t_{nk} = kh = \frac{k}{n} T$. Изучим свойства оценки (3). Для этого представим формулу (3) в виде суммы частей: неслучайной $\rho_1(n,m)$ и случайной $\rho_2(n,m)$:

$$\hat{\rho}_{n,m} = \rho_1(n,m) + \rho_2(n,m). \quad (4)$$

Неслучайная часть допускает запись [1]:

$$\begin{aligned} \rho_1(n,m) &= \sum_{k=m}^{n-m} h (\tilde{Z}_y(t_{nk}) - Z_y(t_{nk})) + \sum_{k=m}^{n-m} h Z_y(t_{nk}) - \int_0^T Z_y(t) dt + \\ &+ \int_0^T Z_y(t) dt = Z_y^{(1)}(n,m) + Z_y^{(2)}(n,m) + Z_y^{(3)}. \end{aligned} \quad (5)$$

Согласно [1]

$$|Z_y^{(1)}(n,m)| \leq \sup_{t \in [0, T]} E_2 \sum_{k=m}^{n-m} h = \sup_{t \in [0, T]} E_2 T (1 - \frac{2m}{n}). \quad (6)$$

*M - символ математического ожидания.

Оценим $Z_T^{(2)}(n, m)$:

$$\begin{aligned} |Z_T^{(2)}(n, m)| &= \left| \sum_{\kappa=m}^{n-m} h Z_T(t_{n\kappa}) - \sum_{\kappa=1}^n \int_{(\kappa-1)h}^{\kappa h} Z_T(t) dt \right| \leq \left(\int_0^{mh} + \int_{(n-m)h}^T \right) Z_T(t) dt + \\ &+ \left| \sum_{\kappa=m}^{n-m} h (Z_T(t_{n\kappa}) - Z_T(\tilde{t}_{n\kappa})) \right| \leq 2 \max_{t \in [0, \frac{m}{n} T]} Z_T(t) \frac{m}{n} T + (\max_{t \in [0, T]} Z_T'(t)) h T (1 - \frac{m}{n}) \end{aligned} \quad (7)$$

где $\tilde{t}_{n\kappa} \in [(\kappa-1)h, \kappa h]$;

$$Z_T^{(3)} = \int_0^T Z_T(t) dt = \rho - \int_{-\infty}^0 Z_T(t) dt - \int_T^{\infty} Z_T(t) dt. \quad (8)$$

Поскольку

$$M \hat{\rho}_{n,m} = \rho_1(n, m), \quad (9)$$

формулы (6) - (8) дают оценку для величины смещения $\hat{\rho}_{n,m}$. Если $n \rightarrow \infty$ таким образом, что $\frac{m}{n} \rightarrow 0$, то $M \hat{\rho}_{n,m} \rightarrow Z_T^{(2)}$. Дисперсия оценки $\hat{\rho}_{n,m}$

$$D \hat{\rho}_{n,m} = M \rho_2^2(n, m). \quad (10)$$

По неравенству Коши-Буняковского [2]

$$D \hat{\rho}_{n,m} \leq T^2 (1 - \frac{2m}{n}) \sigma_j^2 \sum_{j=-m}^m [c_j(T)]^2. \quad (11)$$

Величину среднеквадратического отклонения $\hat{\rho}_{n,m}$ от ρ подсчитать вают по формуле

$$M(\hat{\rho}_{n,m} - \rho)^2 = D \hat{\rho}_{n,m} + (M \hat{\rho}_{n,m} - \rho)^2. \quad (12)$$

В качестве оценки параметра μ - положение спектральной линии "контрастированного" спектра возьмем величину $\hat{\mu}_{n,m}$, которая задается формулой

$$\hat{\mu}_{n,m} = \frac{1}{\hat{\rho}_{n,m}} \sum_{\kappa=m}^{n-m} \hat{Z}_T(t_{n\kappa}) t_{n\kappa} h. \quad (13)$$

Рассмотрим случайное событие

$$A_{n,m} = \left\{ \left| \frac{\hat{W}_{n,m}}{\hat{\rho}_{n,m}} - \mu \right| > \varepsilon \right\} = \left\{ \left| \hat{\mu}_{n,m} - \mu \right| > \varepsilon \right\}, \quad (14)$$

где

$$\hat{W}_{n,m} = \sum_{\kappa=m}^{n-m} \hat{Z}_T(t_{n\kappa}) t_{n\kappa} h. \quad (15)$$

Нетрудно заметить, что

$$A_{n,m} \subseteq \left\{ \left| \frac{\hat{W}_{n,m} - p\mu}{\hat{\rho}_{n,m}} - \frac{\hat{W}_{n,m} - p\mu}{p} \right| > \frac{\varepsilon}{3} \right\} \cup \left\{ \left| \frac{\hat{W}_{n,m} - p\mu}{p} \right| > \frac{\varepsilon}{3} \right\} \cup \left\{ \left| \frac{p\mu}{\hat{\rho}_{n,m}} - \mu \right| > \frac{\varepsilon}{3} \right\} = A_{n,m}^{(1)} \cup A_{n,m}^{(2)} \cup A_{n,m}^{(3)}. \quad (16)$$

С другой стороны,

$$A_{n,m}^{(1)} \subseteq B_{n,m}^{(n)} \cup B_{n,m}^{(2)}, \quad (17)$$

$$\text{где } B_{n,m}^{(n)} = \left\{ \left| \hat{W}_{n,m} - p\mu \right| > \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}} \right\}; \quad (18)$$

$$B_{n,m}^{(2)} = \left\{ \left| \frac{1}{\hat{\rho}_{n,m}} - \frac{1}{p} \right| > \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}} \right\}. \quad (19)$$

Оценим вероятность P_r осуществления события $B_{n,m}^{(n)}$. По неравенству Чебышева [2]

$$P_r \{ B_{n,m}^{(n)} \} \leq \frac{3}{\varepsilon} M(\hat{W}_{n,m} - p\mu)^2, \quad (20)$$

т.е. нужно найти оценку для среднеквадратического отклонения

$$M(\hat{W}_{n,m} - p\mu)^2 = D\hat{W}_{n,m} + (M\hat{W}_{n,m} - p\mu)^2. \quad (21)$$

Формула (21) аналогична формуле (12). Следовательно, нужно оценить величину смещения оценки $\hat{W}_{n,m}$ и ее дисперсию. Оценка этих величин осуществляется по формулам, аналогичным (5) – (11). Получив оценку для среднеквадратического отклонения по формуле (21), мы можем оценить вероятность осуществления события $B_{n,m}^{(n)}$ по формуле (20).

Найдем оценку для $P_r \{ B_{n,m}^{(2)} \}$. Так как $\hat{\rho}_{n,m} > 0$, неравенство

$$\left| \frac{1}{\hat{\rho}_{n,m}} - \frac{1}{p} \right| > \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}}$$

эквивалентно двум неравенствам:

$$\hat{\rho}_{n,m} - p > \frac{p^2 \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}}}{1 - p \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}}}; \quad \hat{\rho}_{n,m} - p < \frac{-p^2 \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}}}{1 + p \sqrt{\frac{\varepsilon}{3}}}.$$

Таким образом,

$$P_r \{B_{n,m}^{(2)}\} \leq P_r \left\{ |\hat{\rho}_{n,m} - \rho| > \frac{\rho^2 \sqrt{\frac{\epsilon}{3}}}{1 - \rho \sqrt{\frac{\epsilon}{3}}} \right\} + P_r \left\{ |\hat{\rho}_{n,m} - \rho| > \frac{\rho^2 \sqrt{\frac{\epsilon}{3}}}{1 + \rho \sqrt{\frac{\epsilon}{3}}} \right\} \leq \frac{6}{\rho^4 \epsilon} M(\hat{\rho}_{n,m} - \rho)^2 (1 + \rho^2 \frac{\epsilon}{3}), \quad (22)$$

где $M(\hat{\rho}_{n,m} - \rho)^2$ задается формулой (12).

Соотношение (22) получено с привлечением неравенства Чебышева: $P_r \{A_{n,m}^{(1)}\}$ оценивается аналогично $P_r \{B_{n,m}^{(2)}\}$, а $P_r \{A_{n,m}^{(2)}\}$ аналогично $P_r \{B_{n,m}^{(1)}\}$.

Получив оценки сверху для $P_r \{A_{n,m}^{(1)}\}$, $P_r \{A_{n,m}^{(2)}\}$, $P_r \{A_{n,m}^{(3)}\}$, мы можем согласно выражению (16) оценить

$$P_r \{A_{n,m}\} = P_r \{A_{n,m}^{(1)}\} + P_r \{A_{n,m}^{(2)}\} + P_r \{A_{n,m}^{(3)}\} \leq \Phi(\epsilon). \quad (23)$$

Задаваясь величиной ϵ , которая нам подходит по точности, мы получим оценку вероятности того, что $|\hat{\mu}_{n,m} - \mu| > \epsilon$. Полученные соотношения (12), (23) могут быть использованы при нормировании алгоритмической погрешности в системах обработки аналитической информации.

Л и т е р а т у р а

1. С а й ф у л л и н Р.Т. Непараметрические методы разделения многокомпонентных аналитических сигналов. - В сб.: Автоматизация экспериментальных исследований. - Куйбышев: КуАИ, 1982.

2. К о р н Г., К о р н Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. - М.: Наука, 1979.

УДК 681.327

В.Г.М и х а й л о в

ОРГАНИЗАЦИЯ ОБЩЕГО ВЫХОДА ДЛЯ ТЕЛЕВИЗИОННЫХ УСТРОЙСТВ
ОТОБРАЖЕНИЯ, ИСПОЛЬЗУЮЩИХ РАЗЛИЧНЫЕ СПОСОБЫ КОДИРОВАНИЯ
ИНФОРМАЦИИ (г. Куйбышев)

Одна из особенностей телевизионных устройств отображения (ТУО) заключается в возможности представления их совокупностью модулей, каждый из которых специализируется на воспроизведении отдельных однотипных деталей или классов изображений [1]. Это позволяет, в частности, разделить ТУО, ориентированное на работу с измерительно-информацией, на модуль для воспроизведения графиков (МГ) и модуль