

Ю. М. ВЕШКУРЦЕВ

(Омск)

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ПОГРЕШНОСТИ АНАЛИЗАТОРА ФЛУКТУАЦИЙ С ИДЕАЛЬНЫМ ФИЛЬТРОМ В ЦЕПИ ФОРМИРОВАНИЯ ОПОРНОГО КОЛЕБАНИЯ

Изучение флуктуаций параметров сигнала, равно как и создание инструментов для анализа флуктуаций, до сих пор актуальны. В данной работе на рассмотрение выносятся усложненная модель измерительного инструмента, каким является анализатор статистических характеристик конечной разности 2-го порядка фазы сигнала. На рис. 1 приведена структурная схема анализатора, описание которой имеется в [1]. Терминология и обозначения [1] сохранены. В данной статье рассчитываются погрешности определения статистических характеристик флуктуаций фазы в предположении, что первое и второе линейные устройства (см. рис. 1) идентичны и каждое представляет собой идеальный фильтр с постоянной времени T_0 .

В качестве исходных приведем формулы [1] для дисперсии оценки действительной $A(v_m)$ и мнимой $B(v_m)$ частей характеристической функции $\Theta_1(v_m, t)$:

$$M_2(A) = \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T g(T-t_1) g(T-t_2) [\operatorname{Re} \Theta_6(v_m, -2v_m, -v_m, 2v_m, v_m, -v_m, t_2 - t_1) + \operatorname{Re} \Theta_6(v_m, -2v_m, v_m, -2v_m, v_m, v_m, t_2 - t_1)] dt_1 dt_2 - \operatorname{Re}^2 \Theta_3(v_m, -2v_m, v_m); \quad (1)$$

$$M_2(B) = \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T g(T-t_1) g(T-t_2) - [\operatorname{Re} \Theta_6(v_m, -2v_m, -v_m, 2v_m, v_m, -v_m, t_2 - t_1) \operatorname{Re} \Theta_6(v_m, -2v_m, v_m, -2v_m, v_m, v_m, t_2 - t_1)] dt_1 dt_2 - \operatorname{Im}^2 \Theta_3(v_m, -2v_m, v_m), \quad (2)$$

где $g(T-t)$ — импульсная характеристика интегратора. В эти выражения неизвестными входят шестимерные и трехмерная характеристические функции, для расчета которых предварительно требуется установить коэффициенты корреляции флуктуаций фаз сигналов в цепи фор-

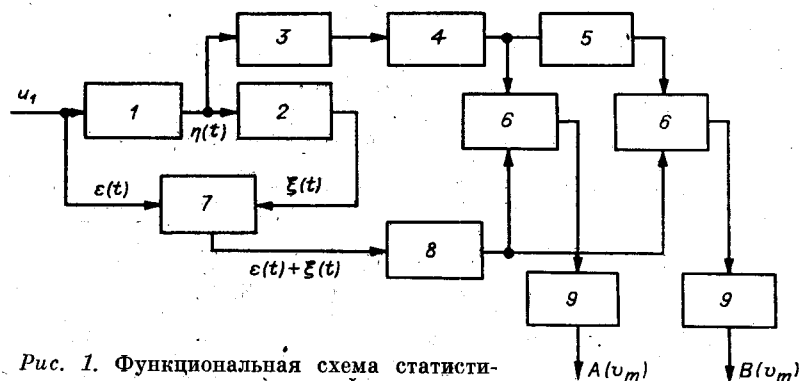


Рис. 1. Функциональная схема статистического анализатора фазы:

1 и 2 — первое и второе линейные устройства; 3 — удвоитель частоты и фазы; 4 — канал преобразования опорного сигнала; 5 — фазовращатель на 90° ; 6 — перемножитель; 7 — смеситель частот; 8 — канал преобразования исследуемого сигнала; 9 — интегратор

мирования опорного колебания, образующей типовое звено статистического анализатора.

1. Корреляция флуктуаций фазы сигнала в цепи типового звена статистического анализатора. Пусть каждое линейное устройство в схеме рис. 1 имеет П-образную частотную и линейную фазовую характеристики. Это допущение вытекает из ранее принятого предложения использовать в анализаторе идеальный фильтр. Коэффициент передачи такого фильтра $K(j\omega) = K_0 \exp(-j\omega T_0)$ при $-\omega_{\max} < \omega < \omega_{\max}$, где ω_{\max} — максимальная частота в спектре исследуемого сигнала $u_1 = U_{m1} \cos[\omega t + \varepsilon(t)]$ с флуктуациями фазы $\varepsilon(t)$. Если положить $K_0 = 1$, то напряжение на выходе первого линейного устройства составит

$$u_{\text{вых1}}(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\omega_{\max}}^{+\omega_{\max}} G(j\omega) e^{j\omega(t-T_0)} d\omega = u_1(t - T_0)$$

и соответственно на выходе второго линейного устройства будет $u_{\text{вых2}}(t) = u_1(t - 2T_0)$, где $G(j\omega)$ — спектральная плотность сигнала u_1 . Представим в развернутом виде напряжения $u_{\text{вых1}}(t)$ и $u_{\text{вых2}}(t)$, после чего получим

$$\begin{aligned} u_{\text{вых1}}(t) &= U_{m1} \cos[\omega(t - T_0) + \varepsilon(t - T_0)]; \\ u_{\text{вых2}}(t) &= U_{m1} \cos[\omega(t - 2T_0) + \varepsilon(t - 2T_0)]. \end{aligned}$$

Сравнение этих напряжений с сигналом u_1 показывает, что в них произошло преобразование флуктуаций $\varepsilon(t)$ во флуктуации $\eta(t) = \varepsilon(t - T_0)$ и $\xi(t) = \varepsilon(t - 2T_0)$.

Такое преобразование флуктуаций возможно, если импульсная характеристика $h(t - T_0)$ каждого идеального фильтра представляет для них дельта-функцию. В этом случае обратное преобразование Фурье от импульсной характеристики дает коэффициент передачи по фазе каждого идеального фильтра в виде $K_{1,2}(j\omega) = \exp(-j\omega T_0)$. Очевидно, коэффициент передачи по фазе типового звена статистического анализатора фазы равен произведению указанных коэффициентов каждого фильтра и имеет вид $K(j\omega) = \exp(-j2\omega T_0)$.

Наличие коэффициентов передачи по фазе и импульсных характеристик фильтров для флуктуаций фазы сигнала позволяет по известным соотношениям [2] рассчитать корреляцию флуктуаций фазы сигналов на входе и выходе каждого идеального фильтра, а также всего типового звена статистического анализатора. Если принять, что на входе звена флуктуации описываются функцией автокорреляции $k_\varepsilon(\tau)$, то флуктуации $\eta(t)$, $\xi(t)$ в других точках типового звена имеют функции автокорреляции $k_\eta(\tau) = k_\xi(\tau) = k_\varepsilon(\tau)$. При этом функции взаимной корреляции флуктуаций фаз сигналов в разных точках типового звена составят

$$\begin{aligned} k_{\varepsilon\eta}(\tau) &= k_{\eta\xi}(\tau) = k_\varepsilon(\tau - T_0); \\ k_{\varepsilon\xi}(\tau) &= k_\varepsilon(\tau - 2T_0). \end{aligned}$$

Полученные зависимости учтем при расчете многомерных характеристических функций.

2. Дисперсии оценок действительной и мнимой частей характеристической функции с учетом реальных параметров схемы анализатора флуктуаций. Примем совпадающими средние частоты исследуемого сигнала u_1 и полосы пропускания каждого идеального фильтра, а флуктуации фазы $\varepsilon(t)$ есть нормально распределенный стационарный случайный процесс с нулевым средним значением. Природа возникновения изучаемых флуктуаций $\varepsilon(t)$ заранее неизвестна, однако в технике обычно постулируется, что флуктуации фазы имеют функцию автокорреляции, описываемую либо экспоненциальной

$$k_\varepsilon(\tau) = \sigma_\varepsilon^2 e^{-\alpha|\tau|}, \quad (3)$$

либо гауссовской

$$k_\varepsilon(\tau) = \sigma_\varepsilon^2 e^{-\alpha^2 \tau^2} \quad (4)$$

кривой, где σ_ε^2 — интенсивность флуктуаций $\varepsilon(t)$; α — скорость флуктуаций. Такие функции автокорреляции имеют, например, фазовые шумы в точке приема радиосигнала образцовой частоты [3], причем время корреляции шумов может достигать нескольких часов. Поэтому при небольших T_0 флуктуации $\varepsilon(t)$, $\eta(t)$ и $\xi(t)$ в анализаторе рис. 1 получаются зависимыми и распределенными по нормальному закону.

Для суммы конечного числа зависимых нормально распределенных случайных процессов многомерную характеристическую функцию будем искать в виде [2]

$$\Theta_n(v_1, v_2, \dots, v_n, t) = \exp \left(j \sum_{k=1}^n a_k v_k - \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n \sum_{k=1}^n \sigma_l \sigma_k R_{lk} v_l v_k \right), \quad (5)$$

где a — среднее значение, а σ — среднее квадратичное значение флуктуаций; R_{lk} — коэффициенты авто- и взаимной корреляции, которые для флуктуаций $\varepsilon(t)$, $\eta(t)$, $\xi(t)$ установлены в первом разделе нашей работы. С учетом вышеизложенного вычислим необходимые нам впоследствии шестимерные и трехмерные характеристические функции для экспоненциальной (3) и гауссовской (4) форм кривых. После вычислений получим

$$\Theta_6(v_m, -2v_m, -v_m, 2v_m, v_m, -v_m, t_2 - t_1)_\varepsilon = \exp(-b_\varepsilon + 6ce^{-\alpha|t_2-t_1|} - 8ce^{-\alpha|t_2-t_1-T_0|} + 2ce^{-\alpha|t_2-t_1-2T_0|}); \quad (6)$$

$$\Theta_6(v_m, -2v_m, v_m, -2v_m, v_m, v_m, t_2 - t_1)_\varepsilon = \exp(-b_\varepsilon - 6ce^{-\alpha|t_2-t_1|} + 8ce^{-\alpha|t_2-t_1-T_0|} - 2ce^{-\alpha|t_2-t_1-2T_0|}); \quad (7)$$

$$\Theta_3(v_m, -2v_m, v_m, t - t)_\varepsilon = \exp(-(1/2)b_\varepsilon) \quad (8)$$

при аппроксимации функции автокорреляции флуктуаций $\varepsilon(t)$ экспоненциальной кривой (3) и

$$\Theta_6(v_m, -2v_m, -v_m, 2v_m, v_m, -v_m, t_2 - t_1)_\varepsilon = \exp(-b_\varepsilon + 6ce^{-\alpha^2(t_2-t_1)^2} - 8ce^{-\alpha^2(t_2-t_1-T_0)^2} + 2ce^{-\alpha^2(t_2-t_1-2T_0)^2}); \quad (9)$$

$$\Theta_6(v_m, -2v_m, v_m, -2v_m, v_m, v_m, t_2 - t_1)_\varepsilon = \exp(-b_\varepsilon - 6ce^{-\alpha^2(t_2-t_1)^2} + 8ce^{-\alpha^2(t_2-t_1-T_0)^2} - 2ce^{-\alpha^2(t_2-t_1-2T_0)^2}); \quad (10)$$

$$\Theta_3(v_m, -2v_m, v_m, t - t)_\varepsilon = \exp\left(-\frac{1}{2}b_\varepsilon\right) \quad (11)$$

при аппроксимации функции автокорреляции флуктуаций $\varepsilon(t)$ гауссовской кривой (4), где

$$b_\varepsilon = c(3 - 4e^{-\alpha T_0} + e^{-2\alpha T_0}); \quad b_\varepsilon = c(3 - 4e^{-\alpha^2 T_0^2} + e^{-4\alpha^2 T_0^2}); \quad c = v_m^2 \sigma_\varepsilon^2.$$

Здесь и далее индекс ε обозначает экспоненциальную, а индекс ε — гауссовскую аппроксимации функции $k_\varepsilon(\tau)$.

Если в схеме анализатора рис. 1 построить интегратор с импульсной характеристикой

$$g(T - t) = \frac{\beta \exp[\beta(t - T/2)]}{2 \operatorname{sh}(\beta T/2)}, \quad (12)$$

то окончательные выражения для дисперсий $M_2(A)$, $M_2(B)$ оценок действительной $A(v_m)$ и мнимой $B(v_m)$ частей характеристической функции $\Theta_1(v_m, t)$ с учетом (1), (2), (6) — (11) в нашей задаче приобретают вид

$$M_2(A)_\varepsilon = \frac{e^{-b_\varepsilon}}{4Q \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \int_{-S}^0 \operatorname{sh}\left(\frac{y+S}{Q}\right) \{ \operatorname{ch}[2c(3e^{y-S} - 4e^{y-S/\delta} + e^{y-2S/\delta})] + \operatorname{ch}[2c(3e^{y-S} - 4e^{-1y+S/\delta} + e^{-1y+2S/\delta})] - 2 \} dy; \quad (13)$$

$$M_2(B)_o = \frac{e^{-b_0}}{4Q \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \int_{-S}^0 \operatorname{sh}\left(\frac{y+S}{Q}\right) [\operatorname{sh}(6ce^y - 8ce^{y-S/\delta} + 2ce^{y-2S/\delta}) + \operatorname{sh}(6ce^y - 8ce^{-|y+S/\delta|} + 2ce^{-|y+2S/\delta|})] dy \quad (14)$$

при аппроксимации $k_e(\tau)$ кривой (3) и

$$M_2(A)_r = \frac{e^{-b_r}}{4Q \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \int_{-S}^0 \operatorname{sh}\left(\frac{y+S}{Q}\right) [\operatorname{ch}(6ce^{-y^2} - 8ce^{-(y-S/\delta)^2} + 2ce^{-(y+2S/\delta)^2}) + \operatorname{ch}(6ce^{-y^2} - 8ce^{-(y+S/\delta)^2} + 2ce^{-(y+2S/\delta)^2}) - 2] dy; \quad (15)$$

$$M_2(B)_r = \frac{e^{-b_r}}{4Q \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \int_{-S}^0 \operatorname{sh}\left(\frac{y+S}{Q}\right) [\operatorname{sh}(6ce^{-y^2} - 8ce^{-(y-S/\delta)^2} + 2ce^{-(y+2S/\delta)^2}) + \operatorname{sh}(6ce^{-y^2} - 8ce^{-(y+S/\delta)^2} + 2ce^{-(y+2S/\delta)^2})] dy \quad (16)$$

при аппроксимации $k_e(\tau)$ кривой (4), где $S = \alpha T$; $Q = \alpha/\beta$; $\delta = T/T_0$; β — параметр интегратора. Вычисления дисперсий (13)–(16) производились численным методом, поскольку аналитическое решение интегралов не представляется возможным.

3. Результаты расчетов и их обсуждение. Расчет дисперсий (13)–(16) для разных значений v_m , S , Q , δ , σ_e проделан на ЭВМ ЕС-1022. При вычислении интегралов использовалась формула Симпсона, обеспечившая погрешность не хуже 1%. Результаты приближенного интегрирования представлены на рис. 2, 3, на которых изображены зависимости $M_2(A)_o$, $M_2(B)_o$, $M_2(A)_r$, $M_2(B)_r$ от безразмерного времени интегрирования $S = \alpha T$, причем дробь α/β , характеризующая отношение ширины спектра флуктуаций к полосе интегратора, является параметром Q . Анализ графического материала позволяет выявить следующие закономерности.

На обоих рисунках при $S \geq 2$ выполняются приближенные равенства $M_2(A)_o \approx M_2(A)_r$, $M_2(B)_o \approx M_2(B)_r$, т. е. при постановке идеальных фильтров в цепь формирования опорного колебания погрешности измерения статистических характеристик флуктуаций фазы практически не зависят от функции автокорреляции последних. Надо полагать, что количественные значения дисперсий характеризуют здесь потенциально достижимую точность измерения статистических характеристик конечной разности второго порядка фазы сигнала. Правда, если для оценок

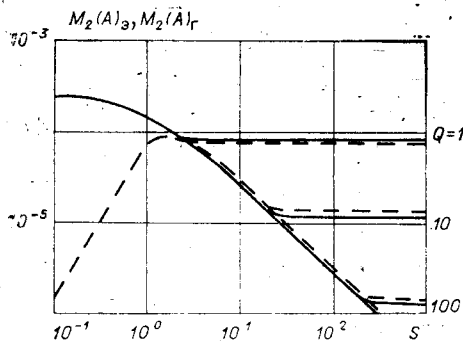


Рис. 2. Зависимость погрешности измерения оценки действительной части характеристической функции от времени интегрирования (сплошные линии — экспоненциальная аппроксимация, штриховые — гауссовская аппроксимация функции $k_e(\tau)$, $\sigma_e^2 = \pi^2/72$); $S_0 = 0,04$; $v_m = 1$

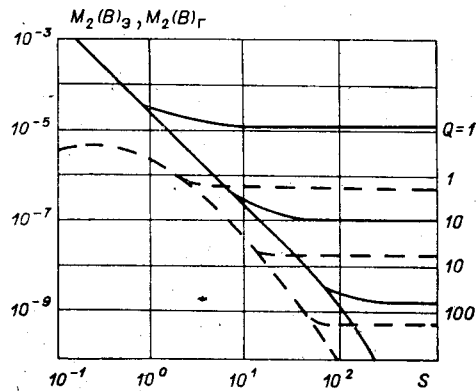


Рис. 3. Зависимость погрешности измерения оценки мнимой части характеристической функции от времени интегрирования: $S_0 = 0,04$; $v_m = 1$

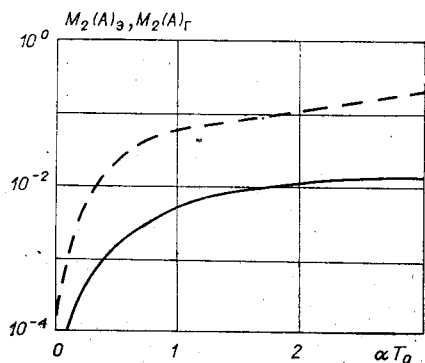


Рис. 4. Зависимость погрешности измерения оценки действительной части характеристической функции от параметра фильтра:

$$v_m = 1; S = 100; Q = 10$$

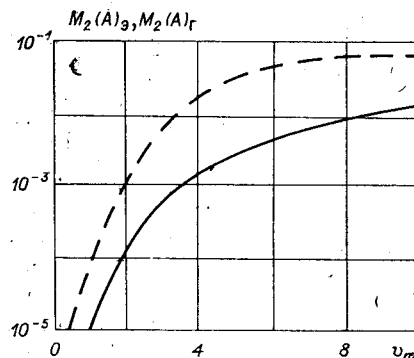


Рис. 5. Зависимость погрешности измерения оценки действительной части характеристической функции от значения ее параметра:

$$S_0 = 0,03; S = 100; Q = 10$$

$M_2(A)_z, M_2(A)_r$ этот вывод справедлив при любом $Q \geq 1$, то для оценок $M_2(B)_z, M_2(B)_r$ приближенное равенство наступает при $Q \geq 100$. При $Q < 100$ значение $M_2(B)_z > M_2(B)_r$. Исчезнувшее приближенное равенство $M_2(B)_z \approx M_2(B)_r$ можно восстановить, если при измерении оценки $M_2(B)_z$ выбрать Q в 2 раза больше по сравнению с его значением при измерении оценки $M_2(B)_r$. Объясняется это тем, что для достижения заданной погрешности при измерении статистических характеристик медленно меняющихся фазовых сдвигов требуется интегратор с большей постоянной времени, чем при измерении быстрых флуктуаций фазы.

При $S < 2$ приведенные выше равенства вырождаются в неравенства $M_2(A)_z > M_2(A)_r, M_2(B)_z > M_2(B)_r$. Эти неравенства возникают вследствие малого времени интегрирования, которое для медленных флуктуаций фазы должно быть большим.

На рис. 4 изображена зависимость $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ от безразмерного коэффициента $S_0 = \alpha T_0$. Значения дисперсий $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ получены с погрешностью не более 3% путем расчета их по приближенным формулам, приведенным в следующем разделе. Кривые на рисунках показывают увеличение $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ с ростом S_0 , причем условно можно выделить три участка S_0 : $S_0 < 0,5$; $0,5 \leq S_0 < 1,5$; $S_0 \geq 1,5$. При $S_0 < 0,5$ наблюдается сильная зависимость дисперсий от параметров идеального фильтра и скорости изменения флуктуации фазы. На этом участке графика рассматривается измерение конечной разности второго порядка флуктуаций $\epsilon(t)$, когда на погрешность ее измерения оказывает влияние приращение T_0 аргумента функции $\epsilon(t)$ или скорость изменения $\epsilon(t)$ при постоянном приращении аргумента. Это обстоятельство позволяет сделать вывод о том, что при $S_0 < 0,5$ случайные процессы $\epsilon(t), \eta(t), \xi(t)$ имеют между собой сильные корреляционные связи, тогда как при $0,5 \leq S_0 < 1,5$ они коррелированы слабо. При $S_0 \geq 1,5$, по-видимому, можно констатировать исчезновение отмеченной корреляции. Здесь $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ не зависят от S_0 и определяются в основном параметрами интегратора. Уточним для ясности, что значению $S_0 = 1,5$ удовлетворяют, например, случайный процесс с $\alpha = 15$ Гц и идеальный фильтр с $T_0 = 100$ мс.

Зависимость дисперсий $M_2(B)_z, M_2(B)_r$ от коэффициента S_0 имеет вид, аналогичный приведенному на рис. 4. Отличие заключается в том, что при одних и тех же значениях S_0 дисперсии $M_2(B)_z, M_2(B)_r$ более чем на порядок меньше дисперсий $M_2(A)_z, M_2(A)_r$.

На рис. 5 изображена зависимость $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ от параметра v_m характеристической функции $\Theta_1(v_m, t)$. Как и следовало ожидать, с ростом v_m дисперсии $M_2(A)_z, M_2(A)_r$ увеличиваются, поскольку это эквивалентно умножению изучаемых флуктуаций на коэффициент v_m . Извест-

но [4], что увеличение измеряемой величины (в данном случае флуктуаций фазы) при постоянной погрешности чувствительности прибора приводит к расширению полосы ошибок, которое, в свою очередь, становится возможным только при увеличении дисперсии погрешности измерений, причем резкое увеличение дисперсий $M_2(A)_s$, $M_2(A)_r$ наблюдается на участке, где $v_m = (4 - 6)$. При $v_m > 6$ дисперсии растут слабо. Это позволяет рекомендовать параметр v_m выбирать не более 4, 5 или 6 при разработке всех анализаторов, кроме приборов, оценивающих плотность вероятности разности второго порядка флуктуаций фазы сигнала.

4. Внедрение результатов в практику вычислений. Расчеты погрешностей анализатора по точным формулам (13) — (16) не всегда удобно и даже не всегда целесообразно выполнять на ЭВМ, поскольку при больших S , Q и малой (0,01%) погрешности вычислений на это уходит несколько часов машинного времени. Поэтому в процессе разработки анализатора при выявлении преимуществ того или иного варианта схемы можно предложить приближенные оценки погрешностей (13) — (16), требующие для расчета микрокалькулятор типа «Электроника БЗ-21». Выигрыш во времени может достигать при этом 10 раз, так как при любых S , Q на вычисление одного значения тратится всего 15—20 мин.

Учитывая характер изменения подынтегральной функции, оценки дисперсий $M_2(A)_s$, $M_2(B)_s$ рекомендуем вычислять по формулам

$$M_2 = \frac{e^{-2b_s}}{4 \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \left\{ \sum_{k=1}^{n_1} \frac{1}{n! (n^2 Q^2 - 1)} [\Psi^n(0) U_n(0) + \Psi^n(-2S_0) U_n(-2S_0)] + \right. \\ \left. + \frac{2S_0}{3n_2} \left\{ f(0) + f(-2S_0) + \sum_{k=1}^{n_2-1} [3 + (-1)^{k+1}] f\left(-\frac{2k}{n_2} S_0\right) \right\} \right\},$$

где

$$U_n(y) = nQ \operatorname{sh}((y+S)/Q) - \operatorname{ch}((y+S)/Q) + e^{-n(y+S)}; \\ \Psi(y) = v_m^2 \sigma_e^2 [3e^y - 4e^{-|y+S_0|} + e^{-(y+2S_0)}]; \\ f_A(y) = 2 \operatorname{sh}((y+S)/Q) \operatorname{sh}^2[\Psi(y)]; \\ f_B(y) = \operatorname{sh}((y+S)/Q) \operatorname{sh}[2\Psi(y)]; \\ n_A = 2k; n_B = 2k - 1;$$

n_A , $f_A(y)$ — обозначения для вычисления оценки (13); n_B , $f_B(y)$ — обозначения для вычисления оценки (14).

Проверка приближенных формул для расчета дисперсий $M_2(A)_s$, $M_2(B)_s$ с погрешностью 10% и менее показала, что число слагаемых обеих сумм зависит от коэффициентов v_m , S_0 , S , Q . Составлена таблица для выбора числа слагаемых n_1 , n_2 , из которой следует, что при расчетах $n_1 \leq 5$, $n_2 \leq 128$.

Учитывая характер изменения подынтегральной функции, оценки дисперсий $M_2(A)_r$, $M_2(B)_r$ рекомендуем вычислять по формулам

$$M_2 = \frac{e^{-2b_r}}{4Q \operatorname{sh}^2(S/2Q)} \left\{ \frac{S(d-1)}{6d} \sum_{i=1}^n \frac{1}{d^i} \left[(d+1) f\left(-\frac{S}{d^i}\right) + 4df\left(-\frac{S}{d^i} \frac{d+1}{2}\right) \right] \right\},$$

где

$$f_A(y) = 2 \operatorname{sh}((y+S)/Q) \sum_{k=1}^2 \operatorname{sh}^2[\Psi_k(y)];$$

$$f_B(y) = \operatorname{sh}((y+S)/Q) \sum_{k=1}^2 \operatorname{sh}[2\Psi_k(y)];$$

$$\Psi_k(y) = v_m^2 \sigma_e^2 (3e^{-y^2} - 4e^{-[(-1)^k y + S_0]^2} + e^{-[(-1)^k y + 2S_0]^2});$$

$f_A(y)$ — обозначение для вычисления оценки (15); $f_B(y)$ — обозначение для вычисления оценки (16).

Проверка приближенных формул для расчета дисперсий $M_2(A)_r$, $M_2(B)_r$ с погрешностью 10% и менее показала, что число слагаемых в сумме и коэффициент d зависят от коэффициентов v_m , S_0 , S , Q . Составлена таблица для выбора коэффициентов n и d , из которой следует, что при расчетах следует выбирать $d = 1,1-2$, $n \leq 97$.

Таким образом, практика подтвердила, что расчеты по приближенным формулам вполне пригодны и позволяют оперативно получать результаты в процессе проектирования анализаторов конечной разности фазы сигнала.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вешкурцев Ю. М. Статистическая оценка точности анализатора флуктуаций с контуром в цепи формирования опорного колебания.— Радиотехника и электроника, 1980, т. 25, № 5.
2. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники.— М.: Сов. радио, 1966.
3. Пашев Г. П., Поршнева В. А., Садовский А. Б. Новые методы обработки информации при высокоточных измерениях отклонений частоты квантовых мер частоты по сигналу образцовой частоты радиостанции РБУ 66 (6) кГц.— Техника средств связи. Сер. Радиоизмерительная техника, 1977, вып. 2 (8).
4. Новицкий П. В. Основы информационной теории измерительных устройств.— Л.: Энергия, 1968.

Поступила в редакцию 4 февраля 1985 г.

УДК 519.24

В. А. ГОРОХОВАТСКИЙ, С. Ф. КАЦАЛАП, Е. П. ПУТЯТИН

(Харьков)

АНАЛИЗ ИЗОБРАЖЕНИЙ В УСЛОВИЯХ ЛОКАЛЬНЫХ ИСКАЖЕНИЙ

В различных областях техники находят применение корреляционно-экстремальные системы анализа изображений, в которых распознавание объектов или оценка параметров объектов на изображении производится путем оптимизации сходства анализируемого изображения с эталоном [1]. Распространение корреляционных методов объясняется их оптимальными свойствами в условиях влияния аддитивных помех, действующих равномерно по всему изображению [2]. При этом величина сходства (корреляции) непосредственно связана со значением функции правдоподобия, зависящей от анализируемого изображения как от параметра [2, 3].

При автоматическом определении местоположения объекта на изображении в корреляционно-экстремальных системах часто возникают трудности из-за частичного локального искажения функции изображения. Такие искажения вызваны «заслонениями» искомого объектов элементами фона, на котором анализируется объект, или действием организованных помех и могут быть названы локальными помехами. Существующие методы вычисления корреляционного сходства и измерения координат по причине их интегрального характера оказываются непомерно устойчивыми к таким искажениям. Имитационные эксперименты показывают [4], что локальное искажение 30% точек изображения снижает вероятность правильного обнаружения объектов до величины 0,5—0,6.

В работе с целью повышения помехоустойчивости алгоритмов измерения координат объектов на изображении разработан подход, связанный с анализом отдельных фрагментов. Обсуждаются вопросы оптимизации алгоритмов.