оказываются статистически неэффективными, в силу чего не следует ожидать положительных эффектов обнаружения при применении статистик контрастной обработки, основанных на отношениях элементов выборок с показателем степени, большим единицы.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Карпова О. М., Нежевенко Е. С., Уманцев Г. Д.** Распознавание изображений известной формы на фотоснимках.— «Автометрия», 1975, № 3, с. 68.
2. **Веряскин Ф. Ф., Выдрин Л. В., Давыдов В. Т., Мантуш Т. Н., Нежевенко Е. С., Панков Б. Н., Твердохлеб П. Е.** Оптико-электронный процессор для распознавания изображений.— «Автометрия», 1975, № 3, с. 73.
3. **Левин Б. Р.** Оптимальные алгоритмы обнаружения сигналов, устойчивые к изменению априорных данных.— «Изв. высш. учеб. заведений. Радиоэлектроника», 1970, т. XIII, вып. 2, с. 107.
4. **Дмитриенко А. Н., Корадо В. А.** О непараметрических свойствах обнаружителей, оптимальных для гауссовской помехи с неизвестной интенсивностью.— «Радиотехника и электроника», 1972, т. XVII, вып. 10, с. 2071.
5. **Левин Б. Р.** Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 3. М., «Сов. радио», 1976.
6. **Прокофьев В. Н.** Инвариантное правило некогерентного обнаружения сигнала на фоне шумов неизвестного уровня.— «Радиотехника и электроника», 1973, т. XVIII, вып. 3, с. 547.
7. **Артамонов А. Ф., Шишкин И. Ф.** Контрастный прием на нелинейном приемнике.— «Радиотехника», 1972, т. 26, № 6, с. 94.
8. **Нестерук В. Ф., Порфирьева Н. Н., Попов Г. П.** Вопросы теории инвариантного обнаружения.— «Вопросы радиотехники. Сер. общетехн.», 1967, т. 15, с. 37.
9. **Шметтерер Л.** Введение в математическую статистику. М., «Наука», 1976.
10. **Кендалл М. Д., Стьюарт А.** Статистические выводы и связи. М., «Наука», 1973.
11. **Баталов Ю. В., Мирошников М. М., Порфирьева Н. Н.** О контрастном методе обработки фотографий Марса.— «ОМП», 1973, № 9, с. 11.
12. **Богданович В. А., Прокофьев В. Н.** Оптимальный обнаружитель сигналов в неизвестных шумах.— «Изв. высш. учеб. заведений. Радиоэлектроника», 1970, т. 13, вып. 2, с. 157.
13. **Градштейн И. С., Рыжик И. М.** Таблицы интегралов, сумм, рядов, произведений. М., Физматгиз, 1963.
14. **Фихтенгольц Г. М.** Курс дифференциального и интегрального исчисления. Т. II. М., «Наука», 1966, с. 560.

Поступила в редакцию 17 мая 1977 г.

УДК 621.317

Ю. Д. ПОПОВ

(Киев)

ОПТИМИЗАЦИЯ ОДНОГО МЕТОДА ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ ПРИ ЦИКЛИЧЕСКИХ ИЗМЕРЕНИЯХ

Следуя работе [1], рассмотрим систему равенств

$$x=(k_1+\widehat{\varphi}_1)/d_1=(k_2+\widehat{\varphi}_2)/d_2=\ldots=(k_m+\widehat{\varphi}_m)/d_m, \tag{1}$$

где x — восстанавливаемая величина, принимающая значения из интервала $[0, 1)$; $k_i=[d_ix]^+$; $\widehat{\varphi}_i=\{d_ix\}^+$ — соответственно целая и дробная части от d_ix; d_i — заданные числа, удовлетворяющие соотношению $0<d_1<d_2<\ldots<d_m$. Величина x подлежит оценке по наблюденным значениям $\widehat{\varphi}_1, \widehat{\varphi}_2, \ldots, \widehat{\varphi}_m$, при этом $k_1, k_2, \ldots, k_m$ не известны. Заметим, что система (1) избыточна, если φ_i измеряются безошибочно и на d_i

наложены некоторые простые ограничения (так, если $d_1<1$, то $\hat{x}=\hat{\varphi}_1/d_1$ точно оценивает x). На практике, однако, безошибочное измерение $\hat{\varphi}_i$ невозможно, и поэтому в системе (1) $\hat{\varphi}_i$ заменяются на $\{\varphi_i+\psi_i\}^+$, где ψ_i — некоторые случайные величины, φ_i — истинные значения $\hat{\varphi}_i$.

Поставленная задача описывает проблему устранения многозначности циклических измерений в фазометрических системах. Один из распространенных в инженерной практике методов ее решения — последовательный пересчет измерений из одной шкалы в другую — задается следующим алгоритмом. В качестве оценки x в $i+1$-й итерации выбирают:

$$\hat{x}_{i+1}=\frac{1}{d_{i+1}}[d_{i+1}\hat{x}_i-\hat{\varphi}_{i+1}+0{,}5]^+ +\frac{\hat{\varphi}_{i+1}}{d_{i+1}};\qquad(2)$$

$$\hat{x}_1=\hat{\varphi}_1/d_1,\quad i=1,\ 2,\ \ldots,\ m-1,\ d_1<1.$$

Формулы, аналогичные приведенным, изучались ранее в работах [2—5].

Полагая $\hat{x}_i=x+\delta_i$ и подставляя это выражение в (2), получим последовательный пересчет измерений из одной шкалы в другую — задании оценки $\hat{x}_{i+1}$ через δ_i:

$$\begin{gathered}\delta_{i+1}=\frac{1}{d_{i+1}}[d_{i+1}\delta_i-\psi_{i+1}+0{,}5]^+ +\frac{\psi_{i+1}}{d_{i+1}};\\ \delta_1=-\frac{1}{d_1}[\varphi_1+\psi_1]^+ +\frac{\psi_1}{d_1},\qquad i=1,2,\ldots,m-1.\end{gathered}\qquad(3)$$

Решая (3), найдем ошибку δ_m оценки x с помощью $\hat{x}_m$:

$$\delta_m=\frac{1}{d_m}\left[\frac{d_m}{d_{m-1}}\left(\left[\frac{d_{m-1}}{d_{m-2}}\left(\ldots\left(\left[\frac{d_3}{d_2}\left(\left[\frac{d_2}{d_1}(-[\varphi_1+\psi_1]^+ +\psi_1)-\right.\right.\right.\right.\right.\right.\right.$$

$$\left.\left.\left.\left.\left.\left.-\psi_2+0{,}5\right]^+ +\psi_2\right)-\psi_3+0{,}5\right]^+ +\psi_3\right)\ldots\right)-\psi_{m-1}+0{,}5\right]^+ +$$

$$\left.\left.+\psi_{m-1}\right)-\psi_m+0{,}5\right]^+ +\frac{\psi_m}{d_m}.\qquad(4)$$

Заметим, что (4) принимает простой вид, если отношение d_{i+1}/d_i — целое число. Тогда

$$\delta_m=-\frac{1}{d_1}[\varphi_1+\psi_1]^+ +\sum_{i=1}^{m-1}\frac{1}{d_{i+1}}\left[\frac{d_{i+1}}{d_i}\psi_i-\psi_{i+1}+0{,}5\right]^+ +\frac{\psi_m}{d_m}.\qquad(5)$$

Представим формулы (4) и (5) в виде

$$\delta_m=\Delta_m/d_m+\psi_m/d_m,\qquad(6)$$

где Δ_m/d_m — ошибка, связанная с неоднозначностью восстановления x (аномальная ошибка), и ψ_m/d_m определяет точность оценки x с помощью $\hat{x}_m$.

Для ошибки, выраженной в форме (4) и (5), величина Δ_m имеет вид соответственно

$$\Delta_m=\left[\frac{d_m}{d_{m-1}}\left(\left[\frac{d_{m-1}}{d_{m-2}}\left(\ldots\left(\left[\frac{d_3}{d_2}\left(\left[\frac{d_2}{d_1}(-[\varphi_1+\psi_1]^+ +\psi_1)-\psi_2+0{,}5\right]^+ +\right.\right.\right.\right.\right.\right.$$

$$\left.\left.\left.\left.\left.\left.+\psi_2\right)-\psi_3+0{,}5\right]^+ +\psi_3\right)\ldots\right)-\psi_{m-1}+0{,}5\right]^+ +\psi_{m-1}\right)-\psi_m+0{,}5\right]^+;\qquad(7)$$

$$\Delta_m = d_m \left(-\frac{1}{d_1} [\varphi_1 + \psi_1]^+ + \sum_{i=1}^{m-1} \frac{1}{d_{i+1}} \left[\frac{d_{i+1}}{d_i} \psi_i - \psi_{i+1} + 0{,}5 \right]^+ \right). \qquad (8)$$

Теперь нетрудно видеть, что слагаемое 0,5 в соотношениях (2) вводится для существенного уменьшения вероятности ошибки неоднозначности восстановления x и соответствует тому случаю, когда величины ψ_i симметрично распределены и имеют среднее значение $M\psi_i = 0$ (см. [3]).

Анализируя полученные представления ошибки δ_m, приходим к следующей естественной постановке задачи анализа и синтеза фазометрической системы.

Исходя из требуемой точности оценки x, задаем d_m. Выбираем $d_1 < 1$ и уровень значимости α, близкий к нулю. При фиксированных d_1, d_m и α, используя совместное распределение вектора ошибок $(\psi_1, \ldots$ $\ldots, \psi_m)$, находим m и величины $d_2, \ldots, d_{m-1}$ так, чтобы выполнялось соотношение

$$P_{d_2,\ldots,d_{m-1}} \{\Delta_m = 0\} \geqslant 1 - \alpha.$$

При этом, естественно, погрешность в оценке x с помощью $\widehat{x}_m$ равна ψ_m / d_m с вероятностью, не меньшей $1 - \alpha$. Если наперед задается и m, то задача сводится к отысканию $d_2, \ldots, d_{m-1}$, максимизирующих

$$P_{d_2,\ldots,d_{m-1}} \{\Delta_m = 0\}$$

(здесь α задавать не нужно).

Заметим, что если существует совместная плотность вероятностей $f(t_1, \ldots, t_m)$ вектора ошибок $(\psi_1, \ldots, \psi_m)$, то

$$P_{d_2,\ldots,d_{m-1}} \{\Delta_m = 0\} = \int\limits_D \!\ldots\! \int f(t_1, \ldots, t_m)\, dt_1 \ldots dt_m, \qquad (9)$$

где

$$D = \Bigg\{ (t_1, \ldots, t_m) : \left[\frac{d_m}{d_{m-1}} \left(\left[\frac{d_{m-1}}{d_{m-2}} \left(\ldots \left(\left[\frac{d_3}{d_2} \left(\left[\frac{d_2}{d_1} \left(-[\varphi_1 + t_1]^+ + t_1 \right) - \right.\right.\right.\right.\right.\right.\right.$$

$$\left.\left.\left.\left.\left.\left. - t_2 + 0{,}5 \right]^+ + t_2 \right) - t_3 + 0{,}5 \right]^+ + t_3 \right) \ldots \right) - t_{m-1} + 0{,}5 \right]^+ +$$

$$\left. + t_{m-1} \right) - t_m + 0{,}5 \Big]^+ = 0 \Bigg\}.$$

Явное задание области D через ограничения, налагаемые непосредственно на каждое t_i (типа $a_i \leqslant t_i < b_i$), будет показано далее в примере, к которому мы сейчас и перейдем.

П р и м е р. Заданы $m = 3$, d_1 и d_3. Случайные величины ψ_i, $i = 1, 2, 3$, независимы и распределены по нормальному закону с параметрами $(0, \sigma_i)$. Предположим также, что переброс в первой шкале отсутствует $([\varphi_1 + \psi_1]^+ = 0)$. Это так, если φ_1 близко к $d_1/2$, а ψ_1 невелико. К тому же указанный переброс может быть легко обнаружен, если рассматривать φ_1 не из интервала $(0, d_1)$, а из более узкого интервала $(\varepsilon, d_1 - \varepsilon)$, $\varepsilon > 0$. При этом

$$\Delta_3 = \left[\frac{d_3}{d_2} \left[\frac{d_2}{d_1} \psi_1 - \psi_2 + 0{,}5 \right]^+ + \frac{d_3}{d_2} \psi_2 - \psi_3 + 0{,}5 \right]^+$$

и область D будет иметь вид

$$D = \left\{ (t_1, t_2, t_3) : \left[\frac{d_3}{d_2} \left[\frac{d_2}{d_1} t_1 - t_2 + 0{,}5 \right]^+ + \frac{d_3}{d_2} t_2 - t_3 + 0{,}5 \right]^+ = 0 \right\}.$$

Нетрудно видеть, что можно также записать $D=\bigcup\limits_{k=-\infty}^{\infty} D_k$, где D_k задается системой неравенств

$$\begin{cases} k-0{,}5 \leqslant \frac{d_2}{d_1} t_1 - t_2 < k+0{,}5; \\ -\frac{d_3}{d_2} k - 0{,}5 \leqslant \frac{d_3}{d_2} t_2 - t_3 < -\frac{d_3}{d_2} k + 0{,}5. \end{cases}$$

Теперь, принимая во внимание, что

$$f(t_1, t_2, t_3) = \prod_{i=1}^{3} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_i} \exp\left\{-\frac{t_i^2}{2\sigma_i^2}\right\},$$

из соотношения (9) после несложных преобразований получим

$$P_{d_2}\{\Delta_3=0\} = H \sum_{k=-\infty}^{\infty} \int\limits_{k-0,5}^{k+0,5} \int\limits_{-\frac{d_3}{d_2}k-0,5}^{-\frac{d_3}{d_2}k+0,5} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[Au_1^2 + Bu_1u_2 + Cu_2^2\right]\right\} du_1 du_2, \tag{10}$$

где H, A, B, C суть функции от d_2 и параметров d_1, d_3, σ_1, σ_2, σ_3 и определяются соотношениями:

$$H=\frac{d_1}{2\pi\sqrt{Q}}; \quad A=\frac{d_1^2\left(d_2^2\sigma_3^2+d_3^2\sigma_2^2\right)}{d_2^2 Q}; \quad B=\frac{2d_1^2 d_3\sigma_2^2}{d_2 Q};$$

$$C=\frac{d_1^2\sigma_2^2+d_2^2\sigma_1^2}{Q}; \quad Q=d_1^2\sigma_2^2\sigma_3^2+d_2^2\sigma_1^2\sigma_3^2+d_3^2\sigma_1^2\sigma_2^2.$$

Заметим, что (10) представляет собой интеграл от двумерной нормальной плотности с координатами центра рассеивания (0, 0), средними квадратическими отклонениями

$$\Sigma_1=\frac{d_2\sqrt{Q}}{d_1}\left[\left(d_2^2\sigma_3^2+d_3^2\sigma_2^2\right)\left(1+d_1^2d_3^2\sigma_2^4\right)\right]^{-1/2}$$

и

$$\Sigma_2=\sqrt{Q}\left[\left(d_1^2\sigma_2^2+d_2^2\sigma_1^2\right)\left(1+d_1^2d_3^2\sigma_2^4\right)\right]^{-1/2}$$

и коэффициентом корреляции

$$R=-d_1d_3\sigma_2^2\left[1+d_1^2d_3^2\sigma_2^4\right]^{-1/2}.$$

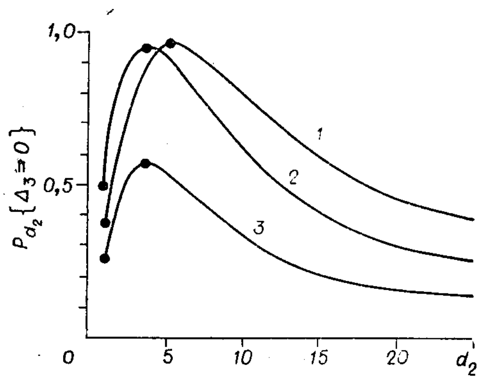
Отсюда следует, в частности, что в выражении (10) главное значение имеет слагаемое при $k=0$, а остальные с ростом $|k|$ быстро убывают.

Значение d_2, при котором $P_{d_2}\{\Delta_3=0\}$, достигает максимума, удовлетворяет довольно сложному уравнению, куда, помимо рациональных функций от d_2, входят и функции, представляющие собой нормальную плотность, и интегралы от нее. Поэтому данное уравнение не выписывается здесь явно, а задача максимизации (10) решается численно.

Таблица 1

$\sigma_1=\sigma_2=\sigma_3$	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	$\sigma_1=0{,}02$; $\sigma_2=0{,}04$; $\sigma_3=0{,}06$
$d_{2\max}$	3,5	3,5	3,5	3,5	3,5	3,5	5,0
$\max P_{d_2}\{\Delta_3=0\}$	1	0,999	0,961	0,847	0,705	0,575	0,970

В табл. 1 приводятся значения d_2, максимизирующие вероятность $P_{d_2}\{\Delta_3=0\}$ и само значение этой вероятности для $d_1=0{,}5$, $d_3=25$ при некоторых значениях σ_1, σ_2 и σ_3. На рисунке показана зависимость $P_{d_2}\{\Delta_3=0\}$ от d_2 при $\sigma_1=0{,}02$; $\sigma_2=0{,}04$; $\sigma_3=0{,}06$ (кривая *1*), $\sigma_1=\sigma_2=\sigma_3=0{,}03$ (кривая *2*) и $\sigma_1=\sigma_2=\sigma_3=0{,}06$ (кривая *3*). Заметим, что при значительных отклонениях d_2 от оптимального значения вероятность $P_{d_2}\{\Delta_3=0\}$ существенно уменьшается.



Зависимость вероятности правильного устранения многозначности от изменения шкалы d_2 при фиксированных шкалах d_1 и d_3.

Рассмотрим приближенное решение примера с иной точки зрения. Пока мы не будем искать оптимальное значение параметра d_2, а оценим лишь вероятность $P\{\Delta_3=0\}$ того, что параметр k_3 определяется правильно (аномальная ошибка отсутствует). Дополнительно сделаем следующие предположения, незначительно ограничивающие общность рассуждений.

1) Дисперсии случайных величин ψ_i совпадают ($\sigma_i=\sigma$, $i=1, 2, 3$).

2) Отношение d_{i+1}/d_i, $i=1, 2$, постоянно и равно целому числу ($d_2/d_1=d_3/d_2=h$).

Последнее условие (h — целое число), как указывалось ранее, приводит к тому, что Δ_3 имеет вид

$$\Delta_3=h[h\psi_1-\psi_2+0{,}5]^++[h\psi_2-\psi_3+0{,}5]^+.$$

Вычислим теперь приближенно

$$P\{\Delta_3=0\}=P\{h[h\psi_1-\psi_2+0{,}5]^++[h\psi_2-\psi_3+0{,}5]^+=0\}=$$

$$=\sum_{n=-\infty}^{\infty}P\{[h\psi_1-\psi_2+0{,}5]^+=n;\ [h\psi_2-\psi_3+0{,}5]^+=-hn\}=$$

$$=\sum_{n=-\infty}^{\infty}P\{n-0{,}5\leqslant\xi_1<n+0{,}5;\ -hn-0{,}5\leqslant\xi_2<-hn+0{,}5\},$$

где $\xi_1=h\psi_1-\psi_2$, $\xi_2=h\psi_2-\psi_3$ представляют собой нормально распределенные случайные величины с параметрами 0 и $\sigma\sqrt{h^2+1}\simeq h\sigma$. Заметим также, что при h, достаточно большом, ξ_1 определяется в основном случайной величиной ψ_1, а ξ_2 — соответственно случайной величиной ψ_2. Так как ψ_1 и ψ_2 независимы, то можно считать независимыми и случайные величины ξ_1 и ξ_2. Нетрудно видеть, что коэффициент корреляции ξ_1 и ξ_2 равен

$$r_{\xi_1,\xi_2}=-h/(h^2+1)\simeq-1/h.$$

Учитывая сказанное, будем иметь

$$P\{\Delta_3=0\}\simeq\sum_{n=-\infty}^{\infty}P\{n-0{,}5\leqslant\xi_1<n+0{,}5\}P\{-hn-$$
$$-0{,}5\leqslant\xi_2<-hn+0{,}5\}.$$

В последней сумме при σ, достаточно малом, и h, достаточно большом,

$$P\{-hn-0{,}5\leqslant\xi_2<-hn+0{,}5\}\simeq0$$

для всех $n \neq 0$, и поэтому

$$P\{\Delta_3=0\} \simeq [P\{-0{,}5 \leqslant \xi < 0{,}5\}]^2,$$

где ξ имеет то же распределение, что и ξ_1 и ξ_2, а именно нормальное с параметрами 0 и $h\sigma$.

Переходя к стандартному распределению с параметрами (0,1), получим

$$P\{\Delta_3=0\} \simeq [2\Phi(0{,}5/h\sigma)]^2 \quad (\text{см. } [4, 5]).$$

Здесь

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{z^2}{2}} dz.$$

Аналогично рассуждая, можно получить следующую приближенную формулу для случая m шкал:

$$P\{\Delta_m=0\} \simeq [2\Phi(0{,}5/h\sigma)]^{m-1}. \qquad (11)$$

Приводимая ниже табл. 2 дает зависимость вероятности $P\{\Delta_m=0\}$ правильного восстановления параметра k_m как функции от среднеквадратической ошибки σ случайных величин ψ_i, $i=\overline{1, m}$, при $d_1=0{,}5$, $h=7$, $m=3$; 4. Результаты получены с использованием приближенной формулы (11) и достаточно хорошо совпадают с данными табл. 1.

Таблица 2

σ	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06
$P\{\Delta_3=0\}$	1	0,9992	0,966	0,859	0,718	0,587
$P\{\Delta_4=0\}$	1	0,9988	0,949	0,796	0,608	0,450

Используя только что описанную приближенную методику, покажем на примере, как добавление промежуточной шкалы увеличивает надежность правильного восстановления параметра k_m. Для оценки $P\{\Delta_3=0\}$ выберем $h=8$, а для оценки $P\{\Delta_4=0\}$ возьмем $h=4$. Тогда в обоих вариантах последние шкалы совпадают и при $d_1=0{,}5$ равны 32. Зависимость указанных вероятностей от σ приведена в табл. 3.

Таблица 3

σ	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06
$P\{\Delta_3=0\}$	1	0,996	0,927	0,778	0,622	0,494
$P\{\Delta_4=0\}$	1	1	1	0,995	0,963	0,892

Пусть теперь $d_{i+1}/d_i=h_i$ и $\sqrt{D\psi_i}=\sigma_i$, $i=\overline{1, m-1}$. Тогда формула (11) приобретает вид

$$P\{\Delta_m=0\} \simeq 2^{m-1} \prod_{i=1}^{m-1} \Phi\left(\frac{0{,}5}{h_i \sigma_i}\right).$$

Нетрудно видеть, что вероятность $P\{\Delta_m=0\}$, задаваемая последним соотношением, достигает максимума при

$$h_k = \frac{1}{\sigma_k}\left(H\prod_{i=1}^{m-1}\sigma_i\right)^{\frac{1}{m-1}}, \quad k=\overline{1, m-1}, \tag{12}$$

где $H = \prod_{i=1}^{m-1} h_i = d_m/d_1 = \text{const}$.

Формула (12) может быть использована в качестве первого приближения при выборе оптимального соотношения шкал. В частности, если $\sigma_i=\sigma$ для всех $i=\overline{1, m-1}$, то

$$h_k = H^{\frac{1}{m-1}} \quad \text{и} \quad d_k = \left(\frac{d_m}{d_1}\right)^{\frac{k-1}{m-1}} d_1.$$

По указанной приближенной методике при $\sigma_1=0{,}02$; $\sigma_2=0{,}04$; $\sigma_3=0{,}06$ и $d_1=0{,}5$; $d_3=25$ оптимальное значение d_2 равно 5, при этом $P\{\Delta_3=0\}=0{,}975$, что хорошо согласуется с данными табл. 1.

Автор выражает признательность В. Л. Макарову за полезные обсуждения, Д. В. Усовскому и В. Г. Шелепову за проведенные расчеты.

ЛИТЕРАТУРА

1. **Глобенко Ю. В., Скрыпник Г. И.** О разрешении неоднозначности циклических измерений.— «Автометрия», 1972, № 4, с. 69—82.
2. **Тетнев Г. С.** К вопросу о выборе параметров многошкальных измерительных систем.— «Радиотехника и электроника», 1965, № 9, с. 1710—1712.
3. **Тененбаум М. М., Созиев А. С.** К вопросу о точности двухшкальных измерительных систем.— «Радиотехника и электроника», 1968, № 9, с. 1591—1596.
4. **Скрыпник Г. И., Серова А. А., Атаев Д. И.** О надежности устранения многозначности фазовых измерений.— «Радиотехника и электроника», 1968, № 10, с. 1753—1761.
5. **Собцов Н. В.** Оценка максимального правдоподобия в многошкальной измерительной системе.— «Радиотехника и электроника», 1972, № 10, с. 2076—2083.

Поступила в редакцию 7 июня 1977 г.

УДК 551.46.083

С. В. ДОЦЕНКО, Б. А. НЕЛЕПО, М. Г. ПОПЛАВСКАЯ

(Севастополь)

МЕТОД ОПТИМАЛЬНОЙ КОРРЕКЦИИ СИГНАЛОВ ДИСТАНЦИОННЫХ ПРИБОРОВ С УЧЕТОМ ФЛУКТУАЦИОННЫХ ШУМОВ

Дистанционные приборы, установленные на ИСЗ, производят осреднение измеряемого поля в пределах элемента разрешения, размеры которого довольно велики в сравнении с характерным масштабом поля. Это приводит к подавлению в выходном сигнале прибора высокочастотных составляющих спектра пространственных неоднородностей поля. Поэтому применение таких приборов для исследования тонкой структуры физических полей поверхности океана затруднительно.

Приближение формы выходного сигнала прибора к форме измеряемого поля в центре элемента разрешения его датчика может быть осуществлено с помощью линейной коррекции выходного сигнала. Решение такой задачи хорошо известно применительно к измерению одномерных процессов (обычно функции времени) [1]. Специфика же рас-