

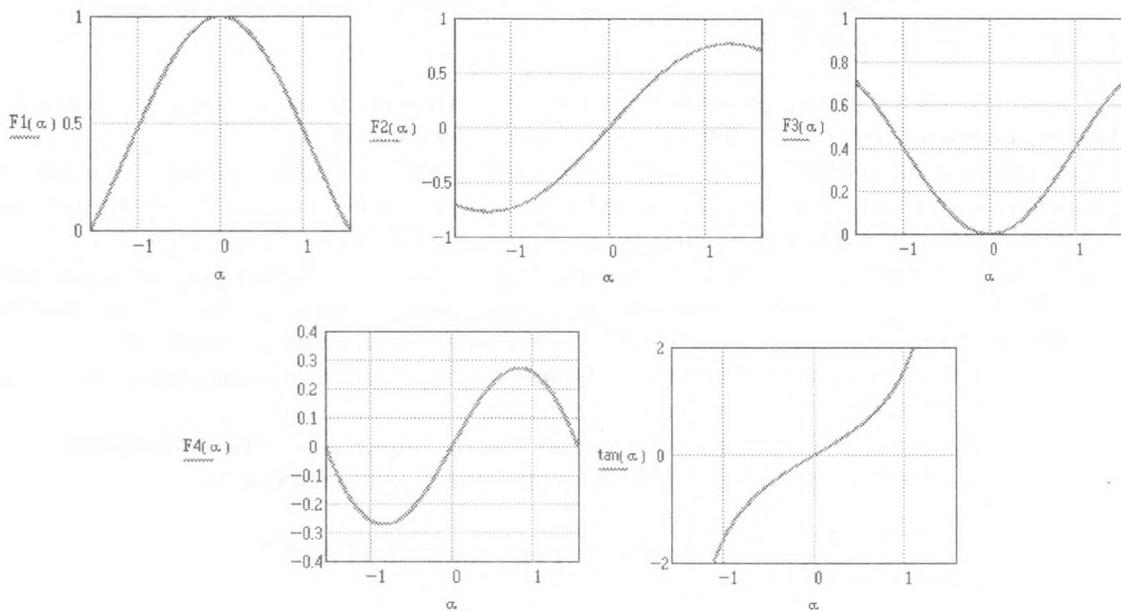
При этом весовые коэффициенты при компенсации помех в суммарном и разностном каналах при соответствующих парциальных диаграммах направленности являются одинаковыми.

В качестве примера ниже представлены парциальные диаграммы направленности для случая четырех сейсмоприемников:

$$F_1(\alpha) = \cos \alpha/2 \cos \alpha, \quad F_3(\alpha) = \sin \alpha/2 \sin \alpha;$$

$$F_2(\alpha) = i \cos \alpha/2 \sin \alpha, \quad F_4(\alpha) = i \sin \alpha/2 \cos \alpha.$$

$$\frac{F_2(\alpha)}{F_1(\alpha)} = -\frac{F_3(\alpha)}{F_4(\alpha)} = \operatorname{tg} \alpha.$$



Литература

1. Джунь В.И., Щесняк С.С. Адаптивные антенные системы с подавлением помех по главному лепестку диаграммы направленностей. // Зарубежная радиоэлектроника. – 1988. – N 4.

ПАРАМЕТРЫ ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ ВРЕМЕНИ УСТАНОВЛЕНИЯ СИГНАЛА ПРИ ТРЕУГОЛЬНОМ ЗАКОНЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ АМПЛИТУДНОЙ ПОГРЕШНОСТИ

Ю. А. Козусев

Гомельский государственный технический университет
им. П. О. Сухого, Республика Беларусь

В [1] рассмотрена погрешность измерения времени установления сигнала как функции амплитудной погрешности, имеющей распределение Гаусса. В ряде случаев плотность вероятности амплитудной погрешности имеет треугольное распределение (Симпсона). Преобразование амплитудной погрешности во временную показано на рис. 1. Предполагается, что систематические погрешности исходных равномерно распределенных величин отсутствуют или пренебрежимо малы, а переходный процесс на конечном участке имеет экспоненциальное затухание с постоянной τ .

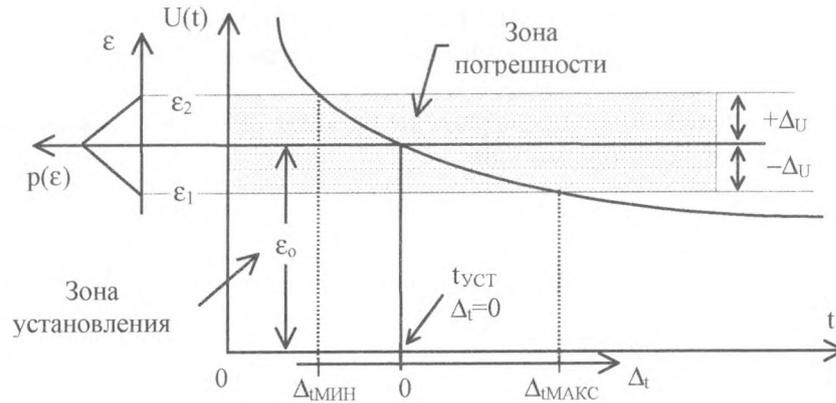


Рис. 1. Связь между мгновенными значениями амплитудной ΔU и временной Δt погрешностей

К треугольному распределению амплитудной погрешности могут быть сведены конкретные реализации измерителей времени установления сигнала:

- при наличии двух независимых эталонных ЦАП в канале формирования $U_{\text{оп}}$, один из которых выполняет роль компенсирующего установившийся сигнал, а другой (или два дополнительных) непосредственно формирует заданную зону установления;
- при наличии эталонного ЦАП в канале формирования $U_{\text{оп}}$ и равномерном законе распределения погрешности устройства сравнения: равномерный дрейф нуля усилителя вертикального отклонения осциллографа, напряжения смещения компаратора;
- при наличии эталонного ЦАП в канале формирования $U_{\text{оп}}$ и цифровой коррекции аддитивной погрешности сравнивающего устройства.

Границы интервала амплитудной погрешности определим как $\varepsilon_1 = \varepsilon_0 - \Delta_Y = \varepsilon_0(1 - \delta)$, $\varepsilon_2 = \varepsilon_0 + \Delta_Y = \varepsilon_0(1 + \delta)$, тогда плотность вероятности временной погрешности Δt :

$$g(\Delta t) = \begin{cases} \left[\frac{(1 + \delta) - \exp(-\Delta t / \tau)}{\tau \delta^2} \right] \cdot \exp(-\Delta t / \tau), & -\tau \ln(1 + \delta) \leq \Delta t \leq 0 \\ \left[\frac{\exp(-\Delta t / \tau) - (1 - \delta)}{\tau \delta^2} \right] \cdot \exp(-\Delta t / \tau), & 0 \leq \Delta t \leq -\tau \ln(1 - \delta) \end{cases}$$

где ε_0 – номинальное значение уровня зоны установления; $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ – соответственно, минимальное и максимальное значения случайной величины ε ; $\delta = \Delta_Y / \varepsilon_0$ – относительная полуширина треугольной плотности распределения ε .

Например, при контроле ЦАП К1108ПА1 с $N=12$ и напряжением полной шкалы $U_{\text{шш}}=10.24\text{В}$, $\varepsilon_0 = U_{\text{шш}} \cdot 2^{-(N+1)} = 1.25\text{мВ}$. Пусть для компенсации (измерения) $U_{\text{уст}}$ контролируемого ЦАП применен 15-разрядный ЦАП с шагом квантования $h = U_{\text{шш}} \cdot 2^{-N_{\text{CT}}} = 0.312\text{мВ}$ и для формирования зоны установления $\varepsilon_0 = 1.25\text{мВ}$ применен также 15-разрядный ЦАП. В этом случае $U_{\text{уст}}$ будет определено с абсолютной погрешностью $\pm h/2 = \pm 0.156\text{мВ}$ и уровень отсчета сформирован с такой же погрешностью. В результате наложения двух величин реальный уровень отсчета будет сформирован с максимальной погрешностью $\delta_U = \pm 0.312\text{мВ}$ и распределен по треугольному закону в диапазоне $\varepsilon_1 = \varepsilon_0 - \Delta_Y = 0.938\text{мВ} \leq \varepsilon \leq \varepsilon_2 = \varepsilon_0 + \Delta_U = 1.562\text{мВ}$, а максимальная относительная амплитудная погрешность составит $\delta = \Delta_U / \varepsilon_0 = 0.25$.

Характеристическая функция [2] временной погрешности Δt :

$$\Theta(u) = \int_{\Delta t_{\text{мин}}}^{\Delta t_{\text{макс}}} e^{ju\Delta t} g(\Delta t) d\Delta t = \frac{(1 + \delta)^{2 - ju\tau} + (1 - \delta)^{2 - ju\tau} - 2}{\delta^2 (1 - ju\tau)(2 - ju\tau)}$$

На рис. 2 построены характеристические функции полученного распределения от нормированной переменной $u' = u\delta/\pi$ для двух значений параметра $\delta=1$ и $\delta=0.25$.

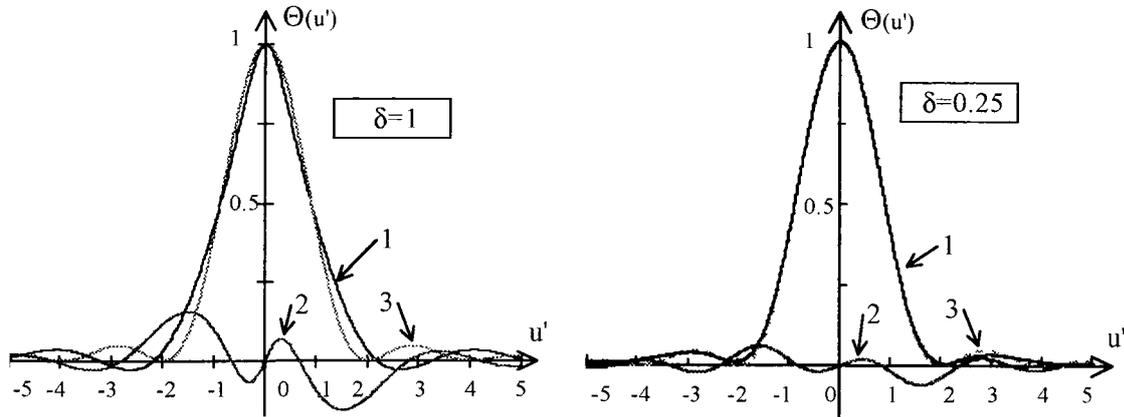


Рис. 2. Характеристические функции: 1 – действительная часть, 2 – мнимая часть, 3 – исходного распределения Симпсона.

Мнимая часть $\Theta(u)$ отлична от 0 – признак несимметрии плотности. По мере уменьшения параметра $\delta \text{Arg}[\Theta(u)] \rightarrow 0$, а $\text{Re}[\Theta(u)]$ и $|\Theta(u)|$ все более приближаются к действительной характеристической функции распределения Симпсона, которое можно рассматривать как частный предельный случай анализируемой плотности.

Математическое ожидание временной погрешности:

$$M[\Delta_t] = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{1}{j} \frac{d \ln \Theta(u)}{du} = \tau \left[\frac{3}{2} - \frac{1}{6} \ln \left(\frac{1+\delta}{1-\delta} \right) - \frac{1+\delta^2}{2\delta^2} \ln(1-\delta^2) \right] \approx$$

$$\approx \tau \frac{\delta^2}{12} \left[1 + \frac{\delta^2}{5} + \frac{3\delta^2}{40} + \dots \right].$$

Семиинвариант второго порядка – дисперсия

$$D(\delta) = \chi_2 = \lim_{u \rightarrow 0} \frac{1}{j^2} \frac{d^2 \ln Z(u)}{du^2} = \tau^2 \left[\frac{5}{4} + \frac{(1-\delta^2)^2}{4\delta^2} \ln^2 \left(\frac{1+\delta}{1-\delta} \right) - \frac{(1+\delta)^2}{2\delta^4} \ln^2(1+\delta) - \right.$$

$$\left. - \frac{(1-\delta)^2}{2\delta^4} \ln^2(1-\delta) \right] \approx \tau^2 \frac{\delta^2}{6} \left[1 + \frac{13}{40} \delta^2 + \frac{41}{280} \delta^4 + \dots \right].$$

Аналогично определены семиинварианты третьего и четвертого порядка и характеристики погрешности в зависимости от параметра δ :

$M = \chi_1$ [сек] – семиинвариант и начальный момент первого порядка, матожидание;

$D = \chi_2 = \mu_2$ [сек²] – дисперсия, семиинвариант и центральный момент второго порядка;

$\sigma = \sqrt{D}$ [сек] – среднее квадратическое отклонение;

$\chi_3 = \mu_3$ [сек³] – семиинвариант третьего порядка, третий центральный момент;

$\gamma_1 = \chi_3 / \sigma^3$ – коэффициент асимметрии;

χ_4 [сек⁴] – семиинвариант четвертого порядка;

$\mu_4 = \chi_4 + 3D^2$ [сек⁴] – четвертый центральный момент;

$\gamma_2 = \chi_4 / \sigma^4$ – коэффициент эксцесса;

$\Xi = \mu_4 / \sigma^4$ – эксцесс распределения. Эксцесс нормального закона принят равным 3;

$\chi = \sqrt{\Theta^{-1}}$ – контрэксцесс распределения;

$k = e^{H/2\sigma}$ – рассчитанный по методике [3] энтропийный коэффициент, где H – введенная К. Шенноном энтропия:

$$H = - \int_{-\infty}^{+\infty} g(\Delta_i) \cdot \ln[g(\Delta_i)] d(\Delta_i) = \ln \left[\pi e^2 \delta (1 + \delta)^{-\frac{(1+\delta)^2}{2\delta^2}} (1 - \delta)^{-\frac{(1-\delta)^2}{2\delta^2}} \right].$$

δ	$\rightarrow 0$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
M	0	0.0008	0.0034	0.0076	0.0138	0.022	0.0325	0.0458	0.0625	0.084	0.114
D	0	0.0017	0.0068	0.0154	0.0281	0.0454	0.0684	0.0986	0.139	0.195	0.289
σ	0	0.0409	0.0822	0.124	0.168	0.213	0.262	0.314	0.373	0.44	0.538
χ_3	0	0	0.0001	0.0005	0.0017	0.0045	0.0103	0.022	0.0454	0.096	0.252
γ_1	0	0,086	0.173	0.644	0.359	0.463	0.578	0.712	0.877	1.110	1.620
χ_4	0	< 0	< 0	< 0	< 0	< 0	< 0	0.002	0.0124	0.055	0.373
μ_4	0	0	0	0.0006	0.0021	0.0057	0.0137	0.0311	0.0703	0.170	0.624
γ_2	-0.6	-0.589	-0.554	-0.492	-0.399	-0.266	-0.075	0.2045	0.6433	1.45	4.470
Θ	2.4	2.411	2.446	2.080	2.601	2.734	2.925	3.205	3.643	4.45	7.470
χ	0.645	0.644	0.639	0.631	0.620	0.605	0.585	0.559	0.524	0.474	0.366
k	2.020	2.018	2.013	2.004	1.992	1.975	1.953	1.923	1.883	1.830	1.720

Литература

1. Козусев Ю. А. Определение доверительного интервала погрешности измерения времени установления электрического сигнала // Материалы МНТК "Современные проблемы машиноведения", – Гомель, 1998. – Т. 2. – С. 149–150.
2. Лукач Е. Характеристические функции – Пер. с англ. – Под ред. В. М. Золотарева. – М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1979.
3. Новицкий П. Ф., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л.: Энергоатомиздат, 1985.

ДИСКРЕТНЫЕ СИСТЕМЫ В КУРСЕ «УПРАВЛЕНИЕ ПРОМЫШЛЕННЫМИ ОБЪЕКТАМИ»

В. Д. Ежов

Гомельский государственный технический университет
им. П. О. Сухого, Республика Беларусь

Интенсивное развитие современных средств вычислительной техники привело к широкому распространению цифровых систем управления, которые в настоящее время используются в различных отраслях промышленности. Методы проектирования подобных систем существенно отличаются от классических методов, применяемых при анализе и расчете систем непрерывного типа. Во-первых, это связано с тем, что основой математического аппарата проектирования цифровых систем являются разностные схемы, которые заменяют дифференциальные уравнения, описывающие непрерывные системы. Соответственно, методы, связанные с использованием обычного преобразования Лапласа, заменяются различными формами Z-преобразования. Во-вторых, алгоритмы, применяемые при расчете цифровых систем, в частности, построение дискретных моделей, зачастую могут быть реализованы только с помощью ЭВМ.