

УДК 519.7

А. И. ЗАЙКО

СЛУЧАЙНЫЙ ПРОЦЕСС ЗАЙКО С РАВНОМЕРНЫМ ЗАКОНОМ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Изложена оригинальная математическая модель случайного процесса с равномерным законом распределения. Она адекватно описывает сигналы при дискретных и цифровых измерениях. *Случайный процесс; равномерное распределение*

ВВЕДЕНИЕ

Широкое распространение для описания измеряемых сигналов получил стационарный случайный процесс с нормальным (Гауссовым) законом распределения. Он обладает эргодическим свойством, хорошо согласуется с центральной предельной теоремой и характеризуется всего тремя параметрами: математическим ожиданием, дисперсией и ковариационной функцией [1, 2].

Недостатком нормального процесса являются бесконечные границы существования, что затрудняет применение его для описания дискретных и цифровых измерений. Использование усеченных нормальных законов распределений устраняет этот недостаток, но усложняет математическое описание [1, 2].

В статье описывается оригинальный стационарный случайный процесс с равномерным законом распределения плотности вероятности, который свободен от этих недостатков и сравнительно прост [3].

1. ОДНОМЕРНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ [1, 2]

Одномерная плотность распределения вероятности такого процесса

$$w_1[X] = \begin{cases} \frac{1}{X_B - X_H}, & X_H \leq X \leq X_B; \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases}$$

где X_H и X_B — нижняя и верхняя границы изменения сигнала $x(t)$.

Одномерное распределение вероятности

$$W_1[X] = \int_{X_H}^{X_1} w_1[Y] dY =$$

$$= \begin{cases} 0, & X < X_H; \\ \frac{X - X_H}{X_B - X_H}, & X_H \leq X \leq X_B; \\ 1, & X_B < X. \end{cases}$$

Математическое ожидание такого процесса

$$m = \int_{X_H}^{X_B} X w_1[X] dX = \frac{X_B + X_H}{2},$$

дисперсия

$$D = \sigma^2 = \int_{X_H}^{X_B} (X - m)^2 w_1[X] dX = \frac{(X_B - X_H)^2}{12}$$

и одномерная характеристическая функция

$$\theta_1[j\nu] = \int_{X_H}^{X_B} w_1[X] \exp^{j\nu X} dX = \exp(j\nu m) \frac{\sin(\sqrt{3}\nu\sigma)}{\sqrt{3}\nu\sigma}.$$

2. ДВУМЕРНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ [4, 5]

Условная двумерная плотность вероятности $w_2[X_2|X_1]$, также распределена равномерно между нижней $X_H(X_1)$ и верхней $X_B(X_1)$ границами динамического диапазона изменения $x(t_2)$ при условии, что $x(t_1) = X_1$, которые равны:

$$X_H(X_1) = X_H + (X_1 - X_H)\rho_{12};$$

$$X_B(X_1) = X_B - (X_B - X_1)\rho_{12},$$

где $\rho_{12} = \rho(t_2 - t_1)$ – нормированная корреляционная функция, обладающая следующими свойствами:

- 1) $\rho_{12} = \rho_{21}$;
- 2) $\rho_{11} = \rho_{22} = 1$;
- 3) $\rho_{-\infty 2} = \rho_{1\infty} = \rho_{-\infty\infty} = 0$.

Тогда условная двумерная плотность вероятности

$$w_2[X_2|X_1] = \begin{cases} \frac{1}{X_B(X_1) - X_H(X_1)} = \\ = \frac{1}{(X_B - X_H)(1 - \rho_{12})}, \\ X_H \leq X_1 \leq X_B; \\ X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1); \\ 0, \text{ в остальных случаях.} \end{cases}$$

Условные математическое ожидание $m_2(X_1)$ и дисперсия $D_2(X_1)$:

$$\begin{aligned} m_2(X_1) &= \int_{X_H(X_1)}^{X_B(X_1)} X_2 w_2[X_2|X_1] dX_2 = \\ &= m + (X_1 - m)\rho_{12}; \\ D_2(X_1) &= \int_{X_H(X_1)}^{X_B(X_1)} [X_2 - m_2(X_1)]^2 w_2[X_2|X_1] dX_2 = \\ &= D(1 - \rho_{12})^2. \end{aligned}$$

Отсюда следует, что X_2 можно выбирать раньше или позже X_1 , т. е. могут быть $t_2 > t_1$ или $t_2 < t_1$.

Двумерная плотность распределения вероятности

$$\begin{aligned} w_2[X_1; X_2] &= w_1[X_1]w_2[X_2|X_1] = \\ &= \begin{cases} \frac{1}{(X_B - X_H)[X_B(X_1) - X_H(X_1)]} = \\ = \frac{1}{(X_B - X_H)^2(1 - \rho_{12})}, \\ X_H \leq X_1 \leq X_B; \\ X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1); \\ 0, \text{ в остальных случаях.} \end{cases} \end{aligned}$$

Корреляционная функция процесса

$$R(t_2 - t_1) = \sigma^2 \rho_{12}.$$

Двумерная функция вероятности

$$\begin{aligned} W_2[X_1; X_2] &= \int_{X_H}^{X_1} \int_{X_H(X_1)}^{X_2} w_2[Y_1; Y_2] dY_1 dY_2 = \\ &= \begin{cases} 0, & X_1 < X_H, \quad X_2 < X_H(X_1); \\ \frac{(X_1 - X_H)[X_2 - X_H(X_1)]}{(X_B - X_H)^2(1 - \rho_{12})}, \\ X_H \leq X_1 \leq X_B, \\ X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1); \\ 1, & X_B < X_1, \quad X_B(X_1) < X_2. \end{cases} \end{aligned}$$

Двумерная характеристическая функция процесса

$$\begin{aligned} \theta_2[j\nu_1; j\nu_2] &= \int_{X_H}^{X_B} \int_{X_H(X_1)}^{X_B(X_1)} w_2[X_1; X_2] \exp^{j(\nu_1 X_1 + \nu_2 X_2)} dX_1 dX_2 = \\ &= \exp[j(\nu_1 + \nu_2)m] \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}\nu_2(1 - \rho_{12})\sigma]}{\sqrt{3}\nu_2(1 - \rho_{12})\sigma} \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12})\sigma}. \end{aligned}$$

3. ТРЕХМЕРНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ [5]

Условная трехмерная плотность вероятности $w_3[X_3|X_1; X_2]$ распределена равномерно между нижней $X_H(X_1; X_2)$ и верхней $X_B(X_1; X_2)$ границами динамического диапазона изменения $x(t_3)$ при условии, что $x(t_1) = X_1$ и $x(t_2) = X_2$, и равна

$$\begin{aligned} w_3[X_3|X_1; X_2] &= \frac{w_3[X_1; X_2; X_3]}{w_2[X_1; X_2]} = \frac{w_3[X_1; X_2; X_3]}{w_1[X_1]w_2[X_2|X_1]} = \\ &= \begin{cases} \frac{1}{X_B(X_1; X_2) - X_H(X_1; X_2)} = \\ = \frac{1}{(X_B - X_H)\left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}}\right)}, \\ X_H \leq X_1 \leq X_B, \quad X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1), \\ X_H(X_1; X_2) \leq X_3 \leq X_B(X_1; X_2); \\ 0, \text{ в остальных случаях.} \end{cases} \end{aligned}$$

Условные математическое ожидание $m_3(X_1; X_2)$ и дисперсия $D_3(X_1; X_2)$:

$$\left. \begin{aligned} m_3(X_1; X_2) &= \int_{X_H(X_1; X_2)}^{X_B(X_1; X_2)} X_3 w_3[X_3 | X_1; X_2] dX_3 = \\ &= m + (X_1 - m) \frac{\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} + \\ &\quad + (X_2 - m) \frac{\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2}; \\ D_3(X_1; X_2) &= \int_{X_H(X_1; X_2)}^{X_B(X_1; X_2)} [X_3 - m_3(X_1; X_2)]^2 \times \\ &\quad \times w_3[X_3 | X_1; X_2] dX_3 = \\ &= D \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}} \right)^2. \end{aligned} \right\}$$

Отсюда следует, что $w_3[X_3 | X_1; X_2]$ является четной функцией по отношению к сдвигам времени $t_2 - t_1$, $t_3 - t_1$ и $t_3 - t_2$. Это означает, что X_1 , X_2 и X_3 можно выбирать в любой последовательности.

Трехмерная безусловная плотность распределения вероятностей

$$\begin{aligned} w_3[X_1; X_2; X_3] &= w_2[X_1; X_2] w_3[X_3 | X_1; X_2] = \\ &= w_1[X_1] w_2[X_2 | X_1] w_3[X_3 | X_1; X_2] = \\ &= \left\{ \begin{aligned} &1 / \left\{ (X_B - X_H)[X_B(X_1) - X_H(X_1)] \right\} \times \\ &1 / \left\{ [X_B(X_1; X_2) - X_H(X_1; X_2)] \right\} \right\} = \\ &= 1 / ((X_B - X_H)^3 (1 - \rho_{12}) \times \\ &\quad \times \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}} \right)), \\ &X_H \leq X_1 \leq X_B; \\ &X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1); \\ &X_H(X_1; X_2) \leq X_3 \leq X_B(X_1; X_2); \\ &0, \text{ в остальных случаях.} \end{aligned} \right. \end{aligned}$$

Трехмерная функция вероятности

$$\begin{aligned} W_3[X_1; X_2; X_3] &= \\ &= \int_{X_H}^{X_1} \int_{X_H(X_1)}^{X_2} \int_{X_H(X_1; X_2)}^{X_3} W_3[Y_1; Y_2; Y_3] dY_1 dY_2 dY_3 = \end{aligned}$$

$$= \left\{ \begin{aligned} &0, \quad X_1 < X_H, \quad X_2 < X_H(X_1), \\ &X_3 < X_H(X_1; X_2); \\ &((X_1 - X_H)[X_2 - X_H(X_1)] \times \\ &[X_3 - X_H(X_1; X_2)]) / \\ &((X_B - X_H)[X_B(X_1) - X_H(X_1)] \times \\ &\times [X_B(X_1; X_2) - X_H(X_1; X_2)]), \\ &X_H \leq X_1 \leq X_B; \quad X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1); \\ &X_H(X_1; X_2) \leq X_3 \leq X_B(X_1; X_2); \\ &1, \quad X_B < X_1; \quad X_B(X_1) < X_2; \\ &X_B(X_1; X_2) < X_3. \end{aligned} \right.$$

Трехмерная характеристическая функция процесса

$$\begin{aligned} \theta_3[j\nu_1; j\nu_2; j\nu_3] &= \exp[j(\nu_1 + \nu_2 + \nu_3)m] \times \\ &\quad \times \frac{\sin[\sqrt{3}\nu_3 \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}} \right) \sigma]}{\sqrt{3}\nu_3 \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}} \right) \sigma} \times \\ &\quad \times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3 \frac{\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2}) (1 - \rho_{12}) \sigma]}{\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3 \frac{\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2}) (1 - \rho_{12}) \sigma} \times \\ &\quad \times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{13}) \sigma]}{\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{13}) \sigma}. \end{aligned}$$

4. ЧЕТЫРЕХМЕРНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ

Условная четырехмерная плотность вероятности $w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3]$ распределена равномерно между нижней $X_H(X_1; X_2; X_3)$ и верхней $X_B(X_1; X_2; X_3)$ границами динамического диапазона изменения $x(t_3)$ при условии $x(t_1) = X_1$ и $x(t_2) = X_2$, и равна

$$\begin{aligned} w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3] &= \\ &= \left\{ \begin{aligned} &1 / [X_B(X_1; X_2; X_3) - X_H(X_1; X_2; X_3)], \\ &X_H \leq X_1 \leq X_B, \\ &X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1), \\ &X_H(X_1; X_2) \leq X_3 \leq X_B(X_1; X_2), \\ &X_H(X_1; X_2; X_3) \leq X_4 \leq X_B(X_1; X_2; X_3); \\ &0, \text{ в остальных случаях,} \end{aligned} \right. \end{aligned}$$

где

$$\begin{aligned} X_B(X_1; X_2; X_3) - X_H(X_1; X_2; X_3) &= \\ &= (X_B - X_H) [1 - \rho_{34} (1 - \rho_{12}^2) \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}} \right) + \\ &\quad + \rho_{24} (1 - \rho_{13}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{23}}{1 + \rho_{13}} \right) + \\ &\quad + \rho_{14} (1 - \rho_{23}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{13}}{1 + \rho_{23}} \right)] / \\ &\quad (1 + 2\rho_{12}\rho_{23}\rho_{13} - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2 - \rho_{13}^2). \end{aligned}$$

Условные математическое ожидание $m_4(X_1; X_2; X_3)$ и дисперсия $D_4(X_1; X_2; X_3)$:

$$\begin{aligned} m_4(X_1; X_2; X_3) &= \\ &= \int_{X_{\text{н}}(X_1; X_2; X_3)}^{X_{\text{в}}(X_1; X_2; X_3)} X_4 w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3] dX_4 = \\ &= m + (X_1 - m)(-\rho_{34}(\rho_{13} - \rho_{12}\rho_{23}) - \\ &\quad - \rho_{24}(\rho_{12} - \rho_{13}\rho_{23}) + \rho_{14}(1 - \rho_{23}^2))/ \\ &\quad (1 + 2\rho_{12}\rho_{23}\rho_{13} - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2 - \rho_{13}^2) + \\ &\quad + (X_2 - m)(-\rho_{34}(\rho_{23} - \rho_{12}\rho_{13}) + \\ &\quad + \rho_{24}(1 - \rho_{13}^2) - \rho_{14}(\rho_{12} - \rho_{23}\rho_{13}))/ \\ &\quad (1 + 2\rho_{12}\rho_{23}\rho_{13} - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2 - \rho_{13}^2) + \\ &\quad + (X_3 - m)(\rho_{34}(1 - \rho_{12}^2) - \\ &\quad - \rho_{24}(\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}) - \rho_{14}(\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}))/ \\ &\quad (1 + 2\rho_{12}\rho_{23}\rho_{13} - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2 - \rho_{13}^2). \end{aligned}$$

Плотность вероятности $w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3]$ является четной функцией по отношению к сдвигам времени.

Четырехмерная безусловная плотность распределения вероятностей

$$\begin{aligned} w_4[X_1; X_2; X_3; X_4] &= w_3[X_1; X_2; X_3] \\ &\quad w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3] = \\ &= w_1[X_1] w_2[X_2 | X_1] w_3[X_3 | X_1; X_2] \\ &\quad w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3] = \\ &= \begin{cases} 1/\{(X_{\text{в}} - X_{\text{н}})[X_{\text{в}}(X_1) - X_{\text{н}}(X_1)] \times \\ \times [X_{\text{в}}(X_1; X_2) - X_{\text{н}}(X_1; X_2)] \times \\ [X_{\text{в}}(X_1; X_2; X_3) - X_{\text{н}}(X_1; X_2; X_3)]\}. \end{cases} \end{aligned}$$

Четырехмерная характеристическая функция процесса

$$\begin{aligned} \theta_4[j\nu_1, j\nu_2, j\nu_3, j\nu_4] &= \\ &= \exp[j(\nu_1 + \nu_2 + \nu_3 + \nu_4)m] \times \\ &\times \sin\{\sqrt{3}\nu_4[1 - (\rho_{34}(1 - \rho_{12}^2) \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}}\right) + \\ &\quad + \rho_{24}(1 - \rho_{13}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{23}}{1 + \rho_{13}}\right) + \\ &\quad + \rho_{14}(1 - \rho_{23}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{13}}{1 + \rho_{23}}\right)]/\sigma\} / \\ &\quad \sqrt{3}\nu_4[1 - (\rho_{34}(1 - \rho_{12}^2) \left(1 - \frac{\rho_{13} + \rho_{23}}{1 + \rho_{12}}\right) + \\ &\quad + \rho_{24}(1 - \rho_{13}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{23}}{1 + \rho_{13}}\right) + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\quad + \rho_{14}(1 - \rho_{23}^2) \left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{13}}{1 + \rho_{23}}\right)]/\sigma\} / \\ &\quad (1 + 2\rho_{12}\rho_{23}\rho_{13} - \rho_{12}^2 - \rho_{23}^2 - \rho_{13}^2)]\sigma \times \\ &\quad \times \{\sin\{\sqrt{3}[\nu_3 + \nu_4 \times (\rho_{34}(1 - \rho_{12}^2) - \\ &\quad - \rho_{24}(\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}) - \rho_{14}(\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}))/ \\ &\quad ((1 - \rho_{12}^2) - \rho_{23}(\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}) - \\ &\quad - \rho_{13}(\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}))](1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{13}}{1 + \rho_{23}})\sigma\} / \\ &\quad \{\sqrt{3}[\nu_3 + \nu_4 \times (\rho_{34}(1 - \rho_{12}^2) - \\ &\quad - \rho_{24}(\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}) - \rho_{14}(\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}))/ \\ &\quad ((1 - \rho_{12}^2) - \rho_{23}(\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}) - \\ &\quad - \rho_{13}(\rho_{13} - \rho_{23}\rho_{12}))]\left(1 - \frac{\rho_{12} + \rho_{13}}{1 + \rho_{23}}\right)\sigma\} \times \\ &\quad \times \{\sin[\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3 \frac{\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} + \\ &\quad + \nu_4 \frac{\rho_{24} - \rho_{14}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2})(1 - \rho_{12})\sigma\} / \\ &\quad \{\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3 \frac{\rho_{23} - \rho_{13}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} + \\ &\quad + \nu_4 \frac{\rho_{24} - \rho_{14}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2})(1 - \rho_{12})\sigma\} \times \\ &\quad \times \{\sin[\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{13} + \nu_4\rho_{14})\sigma\} / \\ &\quad \{\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{13} + \nu_4\rho_{14})\sigma\}. \end{aligned}$$

5. МАРКОВСКОЕ СВОЙСТВО

Это свойство ограниченного последействия описывается уравнением [1]

$$w_3[X_3 | X_1; X_2] = w_2[X_3 | X_2].$$

Из него следует, что при $\rho_{13} = \rho_{12}\rho_{23}$, где $t_1 \leq t_2 \leq t_3$, условная двумерная плотность вероятности процесса

$$\begin{aligned} w_2[X_3 | X_2] &= \frac{w_3[X_1; X_2; X_3]}{w_2[X_1; X_2]} = \\ &= \frac{w_3[X_1; X_2; X_3]}{w_1[X_1] w_2[X_2 | X_1]} = \\ &= \begin{cases} \frac{1}{X_{\text{в}}(X_2) - X_{\text{н}}(X_2)} = \\ = \frac{1}{(X_{\text{в}} - X_{\text{н}})(1 - \rho_{23})}, \\ X_{\text{н}} \leq X_1 \leq X_{\text{в}}, \\ X_{\text{н}}(X_1) \leq X_2 \leq X_{\text{в}}(X_1), \\ X_{\text{н}}(X_2) \leq X_3 \leq X_{\text{в}}(X_2); \\ 0, \text{ в остальных случаях,} \end{cases} \end{aligned}$$

где границы изменения

$$\begin{aligned} X_H(X_2) &= X_H + (X_2 - X_H) \rho_{23}; \\ X_B(X_2) &= X_B - (X_B - X_2) \rho_{23}. \end{aligned}$$

Условные математическое ожидание $m_3(X_2)$ и дисперсия $D_3(X_2)$ такого процесса:

$$\begin{aligned} m_3(X_2) &= \int_{X_H(X_2)}^{X_B(X_2)} X_3 w_2[X_3 | X_2] dX_3 = \\ &= m + (X_2 - m) \rho_{23}; \\ D_3(X_2) &= \int_{X_H(X_2)}^{X_B(X_2)} [X_3 - m_3(X_2)]^2 w_2[X_3 | X_2] dX_3 = \\ &= D(1 - \rho_{23})^2. \end{aligned}$$

Решением уравнения $\rho_{13} = \rho_{12}\rho_{23}$ является нормированная корреляционная функция

$$\begin{aligned} \rho_{ij} &= \rho(t_j - t_i) = \exp(-\alpha |t_j - t_i|), \\ 0 &\leq \alpha < \infty. \end{aligned}$$

Трехмерная характеристическая функция такого процесса

$$\begin{aligned} \theta_3[j\nu_1; j\nu_2; j\nu_3] &= \\ &= \exp[j(\nu_1 + \nu_2 + \nu_3)m] \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}\nu_3(1 - \rho_{23})\sigma]}{\sqrt{3}\nu_3(1 - \rho_{23})\sigma} \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3\rho_{23})(1 - \rho_{12})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3\rho_{23})(1 - \rho_{12})\sigma} \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{12}\rho_{23})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{12}\rho_{23})\sigma}. \end{aligned}$$

Аналогично для условных плотностей вероятности процесса с марковским свойством большей размерности выполняется условие $\rho_{ij} = \rho_{i1}\rho_{1k}\dots\rho_{rj}$, где $t_i \leq t_1 \leq t_k \leq \dots \leq t_r \leq t_j$.

Так, для условной четырехмерной плотности вероятности такого процесса

$$\begin{aligned} w_4[X_4 | X_1; X_2; X_3] &= w_2[X_4 | X_3] = \\ &= \frac{w_4[X_1; X_2; X_3; X_4]}{w_3[X_1; X_2; X_3]} = \\ &= \frac{w_4[X_1; X_2; X_3; X_4]}{w_1[X_1] w_2[X_2 | X_1] w_2[X_3 | X_2]} = \end{aligned}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{X_B(X_3) - X_H(X_3)} = \\ = \frac{1}{(X_B - X_H)(1 - \rho_{34})}, \\ X_H \leq X_1 \leq X_B, \\ X_H(X_1) \leq X_2 \leq X_B(X_1), \\ X_H(X_2) \leq X_3 \leq X_B(X_2), \\ X_H(X_3) \leq X_4 \leq X_B(X_3); \\ 0, \text{ в остальных случаях,} \end{cases}$$

где границы изменения

$$\begin{aligned} X_H(X_3) &= X_H + (X_3 - X_H) \rho_{34}; \\ X_B(X_3) &= X_B - (X_B - X_3) \rho_{34}. \end{aligned}$$

Условные математическое ожидание $m_4(X_3)$ и дисперсия $D_4(X_3)$:

$$\begin{aligned} m_4(X_3) &= \int_{X_H(X_3)}^{X_B(X_3)} X_4 w_2[X_4 | X_3] dX_4 = \\ &= m + (X_3 - m) \rho_{34}; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D_4(X_3) &= \\ &= \int_{X_H(X_3)}^{X_B(X_3)} [X_4 - m_4(X_3)]^2 w_2[X_4 | X_3] dX_4 = \\ &= D(1 - \rho_{34})^2. \end{aligned}$$

Четырехмерная характеристическая функция для такого процесса

$$\begin{aligned} \theta_4[j\nu_1; j\nu_2; j\nu_3; j\nu_4] &= \\ &= \exp[j(\nu_1 + \nu_2 + \nu_3 + \nu_4)m] \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}\nu_4(1 - \rho_{34})\sigma]}{\sqrt{3}\nu_4(1 - \rho_{34})\sigma} \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_3 + \nu_4\rho_{34})(1 - \rho_{23})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_3 + \nu_4\rho_{34})(1 - \rho_{23})\sigma} \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3\rho_{23} + \nu_4\rho_{23}\rho_{34})(1 - \rho_{12})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_2 + \nu_3\rho_{23} + \nu_4\rho_{23}\rho_{34})(1 - \rho_{12})\sigma} \times \\ &\times \frac{\sin[\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{12}\rho_{23} + \nu_4\rho_{12}\rho_{23}\rho_{34})\sigma]}{\sqrt{3}(\nu_1 + \nu_2\rho_{12} + \nu_3\rho_{12}\rho_{23} + \nu_4\rho_{12}\rho_{23}\rho_{34})\sigma}. \end{aligned}$$

Таким образом, предлагаемый случайный процесс требует минимума априорной информации и описывается всего тремя параметрами: нижней X_H и верхней X_B границами изменения и нормированной корреляционной функцией ρ_{ij} . Он адекватен большому

количеству реальных сигналов, легко идентифицируем, удобен для описания дискретной обработки сигналов и цифровой техники [6–8].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Бендат, Дж.** Прикладной анализ случайных данных / Дж. Бендат, А. Пирсол. М. : Мир, 1989. 540 с.
2. **Губарев, В. В.** Вероятностные модели : Справ. Ч. 2 / В. В. Губарев. Новосибирск : Новосиб. электротехн. ин-т, 1992. 210 с.
3. **Заико, А. И.** Свид. 72200700005. Случайный процесс Заико А.И. с равномерным законом распределения. Математическая модель / А. И. Заико. Зарег. ФГУП «ВНТИЦ» 28.02.07 г. Описание. 10 с.
4. **Заико, А. И.** Случайный сигнал с равномерным законом распределения / А. И. Заико // Измерительная техника. 1999. № 1. С. 9–11.
5. **Заико, А. И.** Случайные процессы. Модели и измерения : учеб. пособие / А. И. Заико. М. : МАИ, 2006. 207 с.
6. **Заико, А. И.** Динамическая модель аналого-цифрового преобразователя поразрядного уравнивания / А. И. Заико // Измерительная техника. 2000. № 7. С. 53–56.
7. **Заико, А. И.** Динамическая модель следящего аналого-цифрового преобразователя / А. И. Заико // Измерительная техника. 2001. № 7. С. 21–24.
8. **Заико, А. И.** Выбор шага дискретизации сигналов с равномерным законом распределения по информационному критерию / А. И. Заико // Измерительная техника. 2002. № 2. С. 24–26.

ОБ АВТОРЕ

Заико Александр Иванович, проф. каф. теоретич. основ электротехн. Дипл. инж. электрон. тех-ки (УАИ, 1970). Д-р техн. наук по информац.-измерит. системам (ЛЭТИ, 1990). Заслуж. изобретатель РБ и РФ. Член-кор. Междунар. инж. акад. Иссл. в обл. метрологич. обесп., анализа и синтеза информац.-измерит. систем.

