

А. И. Заико

БЕЗУСЛОВНЫЕ N-МЕРНЫЕ ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА ЗАИКО

Приведены безусловные n-мерные характеристики оригинального случайного процесса с равномерным законом распределения. Показано, что они выражаются через моментные характеристики не выше второго порядка. *Случайный процесс; равномерное распределение; n-мерные характеристики*

Стационарный эргодический случайный процесс с равномерным законом распределения [1–4] используется для описания и оптимизации дискретных и цифровых преобразований [5–7]. Однако применение его для теоретических и ряда практических исследований сдерживается отсутствием вероятностных характеристик выше четырехмерных.

В статье устраняется этот недостаток и приводятся n-мерные вероятностные характеристики этого процесса, а также их значения, когда процесс обладает Марковским свойством.

ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ

Из теории случайных процессов известно, что n-мерная плотность распределения вероятности [8]

$$w_n[X_1; X_2; \dots; X_n] = w_1[X_1] \prod_{i=2}^n w_i[X_i | X_1; X_2; \dots; X_{i-1}] \quad (1)$$

где $w_1[X_1]$ – одномерная плотность распределения вероятности, а $w_i[X_i | X_1; X_2; \dots; X_{i-1}]$ – i-мерная условная плотность вероятности распределения реализации процесса $x(t_i) = X_i$ при условии, что $x(t_1) = X_1, x(t_2) = X_2, \dots, x(t_{i-1}) = X_{i-1}$.

Для рассматриваемого случайного процесса

$$w_1[X_1] = \begin{cases} (X_e - X_n)^{-1}, & X_n \leq X_1 \leq X_e; \\ 0, & \text{в остальных случаях;} \end{cases}$$

$$w_i[X_i | X_1; X_2; \dots; X_{i-1}] = \begin{cases} [X_e(X_1; X_2; \dots; X_{i-1}) - X_n(X_1; X_2; \dots; X_{i-1})]^{-1}, \\ X_n(X_1; X_2; \dots; X_{i-1}) \leq X_i \leq X_e(X_1; X_2; \dots; X_{i-1}); \\ 0, & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad (2)$$

где динамический диапазон изменения $x(t_i)$ (знаменатель выражения (2))

$$X_e(X_1; X_2; \dots; X_{i-1}) - X_n(X_1; X_2; \dots; X_{i-1}) = (X_e - X_n) \times \left[1 - \begin{pmatrix} \rho_{1i} & \dots & \rho_{(i-2)i} & \rho_{(i-1)i} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & \dots & \rho_{1(i-2)} & \rho_{1(i-1)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{1(i-2)} & \dots & 1 & \rho_{(i-2)(i-1)} \\ \rho_{1(i-1)} & \dots & \rho_{(i-2)(i-1)} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ \dots \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]$$

$\rho_{ij} = \rho_{ji}$ – нормированная корреляционная функция [3–4].

МОМЕНТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПРОЦЕССА

Начальный момент первого порядка (математическое ожидание) случайной величины $x(t_n)$

$$m_n = \int_{X_n}^{X_e} \dots \int_{X_n}^{X_e} X_n w_n[X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \dots dX_n = \int_{X_n}^{X_e} X_n w_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1}) dX_n = \frac{X_e + X_n}{2} = m,$$

а ее дисперсия (второй центральный момент)

$$D_n = \int_{X_n}^{X_e} \dots \int_{X_n}^{X_e} (X_n - m_n)^2 w_n[X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \dots dX_n = \left\{ \rho_{1n}^2 + \left[\begin{pmatrix} \rho_{1n} & \rho_{2n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 (1 - \rho_{12})^2 + \left[\begin{pmatrix} \rho_{1n} & \rho_{2n} & \rho_{3n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \times \left[1 - \begin{pmatrix} \rho_{13} & \rho_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \right\}$$

$$\begin{aligned}
 & + \left[\begin{pmatrix} \rho_{1n} & \cdots & \rho_{(n-2)n} & \rho_{(n-1)n} \end{pmatrix} \times \right. \\
 & \times \left. \begin{pmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1(n-2)} & \rho_{1(n-1)} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho_{1(n-2)} & \cdots & 1 & \rho_{(n-2)(n-1)} \\ \rho_{1(n-1)} & \cdots & \rho_{(n-2)(n-1)} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ \cdots \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right] \times \\
 & \times \left[\begin{pmatrix} 1 - \rho_{1(n-1)} & \cdots & \rho_{(n-3)(n-1)} & \rho_{(n-2)(n-1)} \end{pmatrix} \times \right. \\
 & \times \left. \begin{pmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1(n-3)} & \rho_{1(n-2)} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho_{1(n-3)} & \cdots & 1 & \rho_{(n-3)(n-2)} \\ \rho_{1(n-2)} & \cdots & \rho_{(n-3)(n-2)} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ \cdots \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right] + \\
 & + \left[\begin{pmatrix} 1 - \rho_{1n} & \cdots & \rho_{(n-2)n} & \rho_{(n-1)n} \end{pmatrix} \times \right. \\
 & \times \left. \begin{pmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1(n-2)} & \rho_{1(n-1)} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho_{1(n-2)} & \cdots & 1 & \rho_{(n-2)(n-1)} \\ \rho_{1(n-1)} & \cdots & \rho_{(n-2)(n-1)} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ \cdots \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right] \Bigg\} D,
 \end{aligned}$$

где m – математическое ожидание случайного процесса, а его дисперсия $D = \frac{(X_{\sigma} - X_n)^2}{12}$ [2–4].

Ковариационная функция (второй смешанный начальный момент) двух случайных величин $x(t_1)$ и $x(t_n)$

$$\begin{aligned}
 m_{1n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} X_1 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \\
 & = m^2 + R_{1n},
 \end{aligned}$$

где их корреляционная функция (второй смешанный центральный момент)

$$\begin{aligned}
 R_{1n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} (X_1 - m_1)(X_n - m_n) \times \\
 & \times w_n [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \\
 & = \rho_{1n} D.
 \end{aligned} \tag{3}$$

Ковариационная функция случайных величин $x(t_2)$ и $x(t_n)$

$$\begin{aligned}
 m_{2n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} X_2 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \\
 & = m^2 + R_{2n},
 \end{aligned}$$

где их корреляционная функция

$$R_{2n} = \left[\rho_{12} \rho_{1n} + (\rho_{1n} \quad \rho_{2n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} (1 - \rho_{12})^2 \right] D. \tag{4}$$

Ковариационная функция случайных величин $x(t_3)$ и $x(t_n)$

$$\begin{aligned}
 m_{3n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} X_3 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \\
 & = m^2 + R_{3n},
 \end{aligned}$$

где их корреляционная функция

$$\begin{aligned}
 R_{3n} &= \left\{ \begin{aligned} & \rho_{13} \rho_{1n} + (\rho_{13} \quad \rho_{23}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\ & \times (\rho_{1n} \quad \rho_{2n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} (1 - \rho_{12})^2 + \\ & + (\rho_{1n} \quad \rho_{2n} \quad \rho_{3n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\ & \times \left[1 - (\rho_{13} \quad \rho_{23}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \end{aligned} \right\} D. \tag{5}
 \end{aligned}$$

Аналогично начальные моменты третьего порядка

$$\begin{aligned}
 m_{12n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} X_1 X_2 X_n w_n [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \\
 & = \left\{ m^2 + \left[\begin{aligned} & \rho_{12} + \rho_{1n} + \rho_{12} \rho_{1n} + \\ & + (\rho_{1n} \quad \rho_{2n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} (1 - \rho_{12})^2 \end{aligned} \right] D \right\} m;
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 m_{13n} &= \int_{X_n}^{X_{\sigma}} \cdots \int_{X_n(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})}^{X_{\sigma}(X_1; X_2; \dots; X_{n-1})} X_1 X_3 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \cdots dX_n = \left\{ m^2 + \right. \\
 & + \left. \left[\begin{aligned} & \rho_{13} + \rho_{1n} + \rho_{13} \rho_{1n} + (\rho_{13} \quad \rho_{23}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\ & \times (\rho_{1n} \quad \rho_{2n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} (1 - \rho_{12})^2 + \\ & + (\rho_{1n} \quad \rho_{2n} \quad \rho_{3n}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\ & \times \left[1 - (\rho_{13} \quad \rho_{23}) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \end{aligned} \right] D \right\} m;
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 m_{23n} = & \int \dots \int_{X_n}^{X_n} \dots \int_{X_n}^{X_n} X_2 X_3 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \dots dX_n = \{m^2 + \\
 & + [\rho_{12}\rho_{13} + \rho_{12}\rho_{1n} + \rho_{13}\rho_{1n} + \\
 & + \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \\
 & + \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \\
 & + \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \left. \vphantom{\int} \right\} (1 - \rho_{12})^2 + \\
 & + \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \ \rho_{3n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left[1 - \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \left. \vphantom{\int} \right\} D \} m.
 \end{aligned}$$

Заметим, что центральные смешанные моменты третьего порядка $M_{12n} = M_{13n} = M_{23n} = 0$.

Начальный момент четвертого порядка

$$\begin{aligned}
 m_{123n} = & \int \dots \int_{X_n}^{X_n} \dots \int_{X_n}^{X_n} X_1 X_2 X_3 X_n w_n \times \\
 & \times [X_1; X_2; \dots; X_n] dX_1 \dots dX_n = \\
 & m^4 + \{ \rho_{12} + \rho_{13} + \rho_{1n} + \rho_{12}\rho_{13} + \rho_{12}\rho_{1n} + \rho_{13}\rho_{1n} + \\
 & + \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \\
 & + \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \\
 & + \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \left. \vphantom{\int} \right\} (1 - \rho_{12})^2 + \\
 & + \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \ \rho_{3n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left[1 - \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \left. \vphantom{\int} \right\} m^2 D + M_{123n},
 \end{aligned}$$

где центральный момент четвертого порядка

$$\begin{aligned}
 M_{123n} = & \left\{ \frac{9}{5} \rho_{12} \rho_{13} \rho_{1n} + \right. \\
 & + \left[\rho_{1n} \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \right. \\
 & + \rho_{13} \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \\
 & + \rho_{12} \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \left. \vphantom{\int} \right\} (1 - \rho_{12})^2 + \\
 & + \rho_{12} \left(\rho_{1n} \ \rho_{2n} \ \rho_{3n} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \times \\
 & \times \left[1 - \left(\rho_{13} \ \rho_{23} \right) \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right]^2 \left. \vphantom{\int} \right\} D^2.
 \end{aligned}$$

МАРКОВСКОЕ СВОЙСТВО ПРОЦЕССА

Для случайных процессов, обладающих Марковским свойством, последствие ограничивается предыдущим сечением

$$w_i[X_i | X_1; X_2; \dots; X_{i-1}] = w_2[X_i | X_{i-1}]$$

и n -мерная плотность распределения вероятности равна произведению (1)

$$w_n[X_1; X_2; \dots; X_n] = w_1[X_1] \prod_{i=2}^n w_2[X_i | X_{i-1}].$$

Тогда корреляционные функции (3), (4) и (5):

$$\begin{aligned}
 R_{1n} &= \rho_{12} \dots \rho_{(n-1)n} D; \\
 R_{2n} &= \rho_{23} \dots \rho_{(n-1)n} [\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2] D; \\
 R_{3n} &= \rho_{34} \dots \rho_{(n-1)n} \{ \rho_{23}^2 [\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2] + (1 - \rho_{23})^2 \} D.
 \end{aligned}$$

Начальные моменты третьего порядка

$$\begin{aligned}
 m_{12n} &= \left\{ m^2 + \left[\rho_{12} (1 + \rho_{23} \dots \rho_{(n-1)n}) + \right. \right. \\
 & \left. \left. + \rho_{23} \dots \rho_{(n-1)n} (\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2) \right] D \right\} m; \\
 m_{13n} &= \left\{ m^2 + [\rho_{12} \rho_{23} (1 + \rho_{34} \dots \rho_{(n-1)n}) + \right. \\
 & \left. + \rho_{34} \dots \rho_{(n-1)n} [\rho_{23}^2 (\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2) + (1 - \rho_{23})^2] D \right\} m; \\
 m_{23n} &= \left\{ m^2 + [\rho_{23} (1 + \rho_{34} \dots \rho_{(n-1)n}) (\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2) + \right. \\
 & \left. + \rho_{34} \dots \rho_{(n-1)n} [\rho_{23}^2 (\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2) + (1 - \rho_{23})^2] D \right\} m.
 \end{aligned}$$

Начальный момент четвертого порядка

$$m_{123n} = m^4 + \left\{ \rho_{12} \left[1 + \rho_{23} (1 + \rho_{34} \cdots \rho_{(n-1)n}) \right] + \right. \\ \left. + \rho_{23} (1 + \rho_{34} \cdots \rho_{(n-1)n}) \left(\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2 \right) + \right. \\ \left. + \rho_{34} \cdots \rho_{(n-1)n} \left[\rho_{23}^2 \left(\rho_{12}^2 + (1 - \rho_{12})^2 \right) + (1 - \rho_{23})^2 \right] \right\} m^2 D + M_{123n},$$

где центральный момент четвертого порядка

$$M_{123n} = \rho_{12} \rho_{34} \cdots \rho_{(n-1)n} \times \\ \times \left[\frac{9}{5} \rho_{12}^2 \rho_{23}^2 + 3 \rho_{23}^2 (1 - \rho_{12})^2 + (1 - \rho_{23})^2 \right] D^2.$$

Таким образом, разработанный случайный процесс имеет безусловную n -мерную плотность распределения вероятности, которая также выражается через моменты не выше второго порядка, т. е. через математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию. Это позволяет применять его не только для решения практических задач, но и для теоретических исследований.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Заико А. И.** Свид. 72200700005. Случайный процесс Заико А. И. с равномерным законом распределения. Математическая модель. Зарег. ФГУП «ВНТИЦ» 28.02.07 г. Описание. 10 с.
2. **Zaiko A. I.** Random signal with uniform distribution // *Measurement Techniques*. 1999. V. 41. June. P. 11–13.
3. **Заико А. И.** Случайные процессы. Модели и измерения: Учеб. пособие. М.: МАИ, 2006. 207 с.
4. **Заико А. И.** Случайный процесс Заико с равномерным законом распределения // *Вестник УГАТУ*. 2008. № 1(28). С. 188–193.
5. **Zaiko A. I.** Dynamic Model of Bitwise-Balancing Analog-to-Digital Converter // *Measurement Techniques*. 2000. V. 42. December. P. 627–631.
6. **Zaiko A. I.** Dynamic Model of Analog-to-Digital Tracking Converter // *Measurement Techniques*. 2001. V. 43. December. P. 700–704.
7. **Zaiko A. I.** Using an information criterion to choose the time interval for discretization of signals with a uniform distribution law // *Measurement Techniques*. 2002. V. 44. July. P. 146–150.
8. **Вентцель А. Д.** Курс теории случайных процессов: Учеб. пособие. М.: Наука, 1975. 319 с.

ОБ АВТОРЕ

Заико Александр Иванович, проф. каф. теоретич. основ электротехники. Дипл. инженер электронной техники (УАИ, 1970). Д-р техн. наук по информац.-измерит. системам (ЛЭТИ, 1990). Заслуж. изобретатель РБ и РФ. Дейст. член Международ. инж. акад. Иссл. в области метрологич. обеспечения, анализа и синтеза информац.-измерит. систем и измерения случайных процессов.