Оглавление

Занятие 2. Характеристики случайного процесса	1
Контрольные вопросы и задания	3
Аудиторные задачи	3
Домашнее задание	11

Занятие 2. Характеристики случайного процесса

Контрольные вопросы и задания

Приведите определение случайного процесса.

Случайный процесс $\xi\left(t\right),\,t\in T$ — это параметризированная совокупность случайных величин.

Что называют конечномерными распределениями случайного процесса?

 $\{\mu_{t_1,\dots,t_n};\,t_1,\dots,t_n\in T,\,n\geq 1\}$ — набор конечномерных распределений процесса ξ , где μ_{t_1,\dots,t_n} — распределение вектора $(\xi\left(t_1\right),\dots,\xi\left(t_n\right))$ в \mathbb{R}^n , то есть для борелевского $\Delta\in\mathcal{B}\left(\mathbb{R}^n\right),\,\mu_{t_1,\dots,t_n}\left(\Delta\right)=P\left\{(\xi\left(t_1\right),\dots,\xi\left(t_n\right))\in\Delta\right\}.$

Приведите определение функции математического ожидания, дисперсии и ковариационной функции случайного процесса.

```
m\left(t\right)=M\xi\left(t\right),\,t\in T— функция среднего. D\xi\left(t\right),\,t\in T— функция дисперсии. K\left(t,s\right)=M\left[\xi\left(t\right)-m\left(t\right)\right]\!\cdot\!\left[\xi\left(s\right)-m\left(s\right)\right],\,t,s\in T— функция ковариации.
```

Аудиторные задачи

2.2

Задание. Пусть

$$\xi(t) = X \cdot e^{-t}, t > 0,$$

где X — случайная величина, которая имеет нормальное распределение с параметрами $a,\,\sigma^2$. Найдите математическое ожидание, дисперсию, ковариационную функцию и одномерную плотность распределения случайного процесса $\xi=\{\xi\left(t\right),\,t>0\}.$

Peшeнue. Сейчас $T=(0,\infty)$.

Случайная величина X имеет распределение $N\left(a,\sigma^{2}\right)$. Нужно найти $M\xi\left(t\right)=m\left(t\right),\,D\xi\left(t\right),\,$ ковариационную функцию $K\left(t,s\right)$ и одномерную плотность распределения $p_{\xi}\left(t\right)$.

Найчнём с математического ожидания

$$m\left(t\right) = M\left(X \cdot e^{-t}\right) = e^{-t}MX = e^{-t} \cdot a.$$

Далее — функция дисперсии $D\xi\left(t\right)=D\left(X\cdot e^{-t}\right)=e^{-2t}\cdot DX$. Дисперсия X — известная: $e^{-2t}\cdot DX=e^{-2t}\cdot \sigma^2$.

Далее — ковариационная функция

$$K(t,s) = M\left[\xi(t) - m(t)\right] \cdot \left[\xi(s) - m(s)\right] = cov\left[\xi(t), \xi(s)\right].$$

Вместо $\xi(t)$, $\xi(s)$ подставляем их значения

$$cov [\xi (t), \xi (s)] = cov (Xe^{-t}, Xe^{-s}).$$

Множители выносятся

$$cov(Xe^{-t}, Xe^{-s}) = e^{-t-s}cov(X, X) = e^{-t-s}DX = e^{-t-s}\sigma^2.$$

Последнее — это плотность $\xi(t) \sim N(e^{-t}a, e^{-2t}\sigma^2)$.

Нужно написать нормальную плотность с заданными математическим ожиданием и дисперсией

$$p_{\xi(t)}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi e^{-2t}\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{\left(x - e^{-t}a\right)^2}{2e^{-2t}\sigma^2}}.$$

Траектория процесса изображена на рисунке 1 и имеет разный вид в зависимости от значения случайной величины X.



Рис. 1: Траектория процесса

2.3

Задание. Пусть

$$\xi\left(t\right) =e^{-Xt},\,t>0,$$

где X — случайная величина, которая имеет показательное распределение с параметром λ . Запишите конечномерные распределения случайного процесса $\{\xi\left(t\right),\,t>0\}$. Найдите его математическое ожидание, дисперсию и ковариационную функцию.

Решение. $\xi(t) = e^{-Xt}$, где $X \sim Exp(\lambda)$, t > 0.

Нужно найти m(t), K(t,s), конечномерные распределения.

Найдём математическое ожидание в момент t. По определению

$$m(t) = Me^{-Xt} = \int_{0}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} e^{-Xt} dX = \frac{\lambda}{\lambda + t}.$$

Траектории такого процесса изображены на рисунке 2: чем больше X, тем быстрее эта функция убывает.



Рис. 2: Траектория процесса

Ковариационная функция считается по определению

$$K(t,s) = M\xi(t)\xi(s) - M\xi(t)M\xi(s) = Me^{-Xt - Xs} - \frac{\lambda}{\lambda + t} \cdot \frac{\lambda}{\lambda + s}.$$

Подставим найденное значение фунцкии математического ожидания

$$Me^{-Xt-Xs} - \frac{\lambda}{\lambda+t} \cdot \frac{\lambda}{\lambda+s} = \frac{\lambda}{\lambda+t+s} - \frac{\lambda^2}{(\lambda+t)(\lambda+s)}.$$

Считаем функцию распределения случайного вектора $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ — рис. 3.

 $F_{(\xi(t_1),\dots,\xi(t_n))}(\vec{x}) = P\left\{\xi\left(t_1\right) \leq x_1,\dots,\xi\left(t_n\right) \leq x_n\right\}$. Вместо ξ напишем формулу $P\left\{\xi\left(t_1\right) \leq x_1,\dots,\xi\left(t_n\right) \leq x_n\right\} = P\left(e^{-Xt_1} \leq x_1,\dots,e^{-Xt_n} \leq x_n\right)$. Величины зависимы, потому что все они выражаются через X. Все неравенства решаем относительно X

$$P(e^{-Xt_1} \le x_1, \dots, e^{-Xt_n} \le x_n) = P\{X \ge -\frac{\ln x_1}{t_1}, \dots, X \ge -\frac{\ln x_n}{t_n}\}.$$

Перепишем через максимум

$$P\left\{X \ge -\frac{\ln x_1}{t_1}, \dots, X \ge -\frac{\ln x_n}{t_n}\right\} = P\left\{X \ge \max\left(-\frac{\ln x_1}{t_1}, \dots, -\frac{\ln x_n}{t_n}\right)\right\}.$$



Рис. 3: Выбираем точки, в которых ищем распределение случайного процесса

Обозначим максимум буквой т

$$P\left\{x \ge \max\left(-\frac{\ln x_1}{t_1}, \dots, -\frac{\ln x_n}{t_n}\right)\right\} = \int_{m}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda X} dX = -e^{-\lambda X}\Big|_{m}^{+\infty}.$$

На бесконечности получаем ноль

$$-e^{-\lambda X}\Big|_{m}^{+\infty} = e^{-\lambda m} = e^{-\lambda \max\left(\ln x_{1}^{-\frac{1}{t_{1}}}, \dots, \ln x_{n}^{-\frac{1}{t_{n}}}\right)}$$

Выносим логарифм

$$e^{-\lambda \max\left(\ln x_1^{-\frac{1}{t_1}}, \dots, \ln x_n^{-\frac{1}{t_n}}\right)} = e^{-\lambda \ln \max\left(x_1^{-\frac{1}{t_1}}, \dots, x_n^{-\frac{1}{t_n}}\right)}$$

Экспонента и логарифм уничтожают друг друга

$$e^{-\lambda ln\max\left(x_1^{-\frac{1}{t_1}},\dots,x_n^{-\frac{1}{t_n}}\right)} = \max\left(x_1^{-\frac{1}{t_1}},\dots,x_n^{-\frac{1}{t_n}}\right)^{-\lambda} = \min\left(x_1^{\frac{\lambda}{t_1}},\dots,x_n^{\frac{\lambda}{t_n}}\right).$$

Все выкладки были законные, только когда $0 < x_1, \dots, x_n < 1$.

Плотности у такого векора $(\xi(t_1),\ldots,\xi(t_n))$ быть не может, потому что $\xi(t_1)^{\frac{1}{t_1}}=e^{-X}=\xi(t_2)^{\frac{1}{t_2}}.$ Сейчас у нас только одна случайная величина. Это можно переписать как $\xi(t_2)=\xi(t_1)^{\frac{t_2}{t_1}},\,y=x^{\frac{t_2}{t_1}}.$

С вероятностью $1(\xi(t_1), \xi(t_2)) \in L$ — рис. 4.

Значения вектора всегда попадают на такую линию. Площадь кривой — ноль.

Плотность — производная от функции распределения, а минимум нельзя дифференцировать.

2.4

Задание. Рассмотрим случайный процесс

$$X(t) = A\cos(\varphi + \lambda t)$$
,



где A и φ являются независимыми случайными величинами такими, что $MA^2<\infty,$ а φ имеет равномерное распределение на отрезке $[0,2\pi].$ Найдите математическое ожидание и ковариационную функцию процесса

$$\{X(t), t \geq 0\}.$$

Решение. $\varphi \sim U([0, 2\pi])$.

Траектория такого процесса изображена на рисунке 5.



Рис. 5: Траектория процесса

Тут случайная амплитуда и случайный сдвиг по фазе.

 $MX\left(t\right)=M\left[A\cos\left(\varphi+\lambda t\right)\right]$. Случайные величины A и φ — независимые. $M\left[A\cos\left(\varphi+\lambda t\right)\right]=MAM\cos\left(\varphi+\lambda t\right)$. Математическое ожидание косинуса можем найти, потому что у φ известна плотность

$$MAM\cos\left(\varphi + \lambda t\right) = MA \cdot \int_{0}^{2\pi} \cos\left(\varphi + \lambda t\right) \cdot \frac{1}{2\pi} \cdot d\varphi.$$

Интеграл косинуса по периоду — ноль.

Ковариационная функция $K\left(t,s\right)=MX\left(t\right)X\left(s\right)-MX\left(t\right)MX\left(s\right)=$ Произведение математических ожиданий мы знаем

$$=MX\left(t\right) X\left(s\right) =M\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda t\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi +\lambda s\right) \cos \left(\varphi +\lambda s\right) \right] =% \frac{1}{2}\left[A^{2}\cos \left(\varphi$$

Используем независимость

$$=MA^{2}\cdot M\left[\cos\left(\varphi+\lambda t\right)\left(\varphi+\lambda s\right)\right]=$$

Применяем формулу для произведения косинусов

$$=MA^{2}\cdot M\left\{ \frac{1}{2}\cdot\cos\left[2\varphi+\lambda\left(t+s\right) \right] +\frac{1}{2}\cdot\cos\left[\lambda\left(t-s\right) \right] \right\} =$$

Математическое ожидание первого слагаемого — ноль

$$= \frac{1}{2} \cdot MA^{2} \cdot \cos \left[\lambda \left(t - s\right)\right].$$

Двумерная характеристика процесса зависит только от расстояния между двумя точками. Это стационарный процесс. Его характеристики не меняются при сдвиге.

2.5

 $\it 3adanue.$ Пусть τ — случайная величина, которая имеет равномерное распределение на отрезке [0,1], и пусть $\{X(t), t\in [0,1]\}$ — процесс ожидания, связанный с этой случайной величиной, то есть

$$X(t) = 1\{t \ge \tau\}, t \in [0, 1].$$

Запишите конечномерные распределения процесса $\{X(t), t \in [0,1]\}$, найдите его математическое ожидание и ковариационную функцию.

Решение. τ — случайная величина с распределением U([0,1]).

Сначала нарисуем траекторию такого процесса (рис. 6). Случайное au выпало.



Рис. 6: Траектория процесса

$$m(t) = MX(t) = M1\{t \ge \tau\} = P(t \ge \tau) = F_{\tau}(t) = \frac{t-a}{b-a} = t.$$

Ковариационная функция K(t,s) = M[X(t)X(s)] - MX(t)MX(s). Произведение индикаторов — это индикатор пересечения

$$M[X(t) | X(s)] - MX(t) MX(s) = P\{\tau \le \min(t, s)\} - ts = \min(t, s) - t \cdot s.$$

Конечномерные распределения — распределение вектора $(X(t_1), \ldots, X(t_n))$. Каждый X — это 0 или 1.

$$P\{(X(t_1),\ldots,X(t_n))=(0,\ldots,0)\}=P\{\tau\in(t_n,1]\}=1-t_n.$$

Точки t_n изображены на рисунке 7.

Рис. 7: Временная ось

У вектора получается (n+1)-но значение

$$(X(t_1), \dots, X(t_n)) = \begin{cases} (0, \dots, 0), & 1 - t_n, \\ (0, \dots, 0, 1), & t_n - t_{n-1}, \\ \dots, \\ (0, \dots, 0, 1, \dots, 1), & t_{k+1} - t_k, \\ \dots, \\ (1, \dots, 1), & t_1. \end{cases}$$

2.6

Задание. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ — независимые одинаково распределённые случайные величины с функцией распределения F, и пусть

$$X(t) \equiv F_n^*(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1} \{\xi_i \le t\}, t \in \mathbb{R}.$$

Запишите конечномерные распределения процесса $\{X(t), t \in \mathbb{R}\}$, найдите его математическое ожидание и ковариационную функцию.

Решение.

$$X(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{1} \{ \xi_i \le t \}$$

— это эмпирическая функция распределения (рис. 8).

Эмпирическая функция распределения — это несмещённая оценка функции распределения.

$$cov\left(X\left(t\right),X\left(s\right)\right) = cov\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{1}\left\{\xi_{i} \leq t\right\}, \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{1}\left\{\xi_{i} \leq s\right\}\right) =$$

Нужно вынести константы

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i,j=1}^{n} cov \left(\mathbb{1} \left\{ \xi_i \le t, \ \mathbb{1} \left\{ \xi_j \le s \right\} \right\} \right) =$$



Рис. 8: Эмпирическая функция распределения

Случайные величины ξ_1,\dots,ξ_n — независимые. Ковариация независимых величин — ноль

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} (\mathbb{1} \{ \xi_i \le t \}, \, \mathbb{1} \{ \xi_i \le s \}).$$

Посчитаем ковариацию двух индикаторов

$$cov(1\{\xi_i \le t\}, 1\{\xi_i \le s\}) = M1\{\xi_i \le t \land s\} - F(t)F(s) =$$

Математическое ожидание индикатора событие — вероятность этого события, которая в данном случае по определению равна функции распределения

$$= F(t \wedge s) - F(t) F(s),$$

где ∧ означает минимум.

Все слагаемые в сумме раны этому выражению

$$K(t,s) = \frac{1}{n} \left[F(t \wedge s) - F(t) F(s) \right].$$

Теперь нужно написать конечномерные распределения этого процесса. Фиксируем t_1, t_2, \ldots, t_m (рис. 9).

$$X(t) \in \left\{0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, 1\right\}.$$

По t, X увеличивается. Эта функция монотонна.

Рис. 9: Фиксируем моменты времени

$$0 \le k_1 \le k_2 \le \ldots \le k_m \le n.$$

Конечномерные распределения имеют вид

$$P\left\{X\left(t_{1}\right)=\frac{k_{1}}{n},\,X\left(t_{2}\right)=\frac{k_{2}}{n},\ldots,X\left(t_{m}\right)=\frac{k_{m}}{n}\right\}=$$

P(для k_1 наблюдений $\xi \leq t_1$, для k_2-k_1 наблюдений $t_1 < \xi \leq t_2,\ldots$, для $n-k_m$ наблюдений $\xi > t_m$) Имеем мультиномиальное распределение

$$= \frac{n!}{k_1! (k_2 - k_1)! \dots (n - k_m)!} \cdot F(t_1)^{k_1} \cdot [F(t_2) - F(t_1)]^{k_2 - k_1} \cdot \dots,$$

где первое слагаемое — количество способов разбить n величин на группы.

2.7

 $3 a \partial a n u e$. Найдите характеристическую функцию случайной величины $X\left(\eta\right)$, где $\{X\left(t\right),\,t\in\left[0,1\right]\}$ — процесс из задачи 2.5, а η — независимая от X случайная величина, которая принимает значения 0 и 1 с вероятностями $\frac{1}{3}$ и $\frac{2}{3}$ соответственно.

Peшение. $X(t) = 1 \{t \geq \tau\}.$

Задана случайная величина

$$\eta = \begin{cases} 0, & \frac{1}{3}, \\ 1, & \frac{2}{3}. \end{cases}$$

Интересуемся $\varphi_{X(\eta)}$. Траектория случайного процесса изображён на рисунке 10.



Рис. 10: Траектория случайного процесса

Случайная величина принимает значения 0 и 1: $X\left(0\right)=0,\,X\left(1\right)=1,$ значит, $X\left(\eta\right)=\eta.$

$$\varphi_{X(\eta)}\left(\lambda\right)=\varphi_{\eta}\left(\lambda\right)=Me^{i\lambda\eta}=\frac{1}{3}\cdot1+\frac{2}{3}\cdot e^{i\lambda}.$$

То, что они независимы, тут не важно.

Домашнее задание

2.12

Задание. Пусть

$$\xi(t) = Xt + a, t \in \mathbb{R},$$

где X — равномерно распределённая на отрезке (a,b) случайная величина. Запишите конечномерные распределения случайного процесса $\{\xi\left(t\right),\,t\in\mathbb{R}\}$. Найдите его математическое ожидание, дисперсию и ковариационную функцию.

Решение. $\xi\left(t\right)=Xt+a,\,t\in\mathbb{R},$ где $X\sim U\left(a,b\right).$

Нужно найти m(t), $D\xi(t)$, K(t,s), конечномерные распределения.

Найдём математическое ожидание в момент t

$$m\left(t\right)=M\xi\left(t\right)=M\left(Xt+a\right)=M\left(Xt\right)+Ma=tMX+a=t\cdot\frac{a+b}{2}+a.$$

Траектории такого процесса изоражены на рисунке 11: чем больше X, тем больше угол наклона прямой к оси 0t.

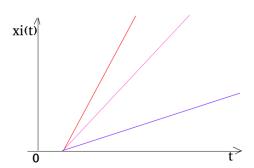


Рис. 11: Траектории случайного процесса

$$D\xi\left(t\right)=D\left(Xt+a\right)=D\left(Xt\right)+Da=t^{2}DX=t^{2}\cdot\frac{\left(b-a\right)^{2}}{12}.$$

Ковариационная функция считается по определению

$$K(t,s) = M[\xi(t)\xi(s)] - M\xi(t)M\xi(s) =$$

Подставляем выражение для случайного процесса, раскрываем скобки и

вычисляем математическое ожидание

$$= M \left[(Xt + a) (Xs + a) \right] - M (Xt + a) M (Xs + a) =$$

$$= M \left[X^2 ts + Xa (t + s) + a^2 \right] - \left(t \cdot \frac{a + b}{2} + a \right) \left(s \cdot \frac{a + b}{2} + a \right) =$$

$$= ts \cdot \frac{a^2 + ab + b^2}{3} + a (t + s) \cdot \frac{a + b}{2} + a^2 - ts \cdot \frac{(a + b)^2}{4} - ta \cdot \frac{a + b}{2} - a^2 -$$

$$-as \cdot \frac{a + b}{2} =$$

$$= ts \left(\frac{a^2 + ab + b^2}{3} - \frac{a^2 + 2ab + b^2}{4} \right) + (t + s) a \cdot \frac{a + b}{2} - \frac{a + b}{2} \cdot a (t + s) =$$

$$= ts \cdot \frac{4a^2 + 4ab + 4b^2 - 3a^2 - 6ab - 3b^2}{12} = ts \cdot \frac{a^2 - 2ab + b^2}{12} = ts \cdot \frac{(a - b)^2}{12}.$$

Считаем функцию распределения случайного вектора $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ — рис. 12.

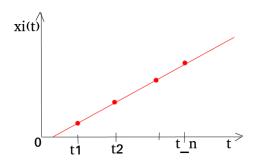


Рис. 12: Выбираем точки, в которых ищем распределение случайного процесса

 $F_{(\xi(t_1),\dots,\xi(t_n))}(\vec{x}) = P\left\{\xi\left(t_1\right) \leq x_1,\dots,\xi\left(t_n\right) \leq x_n\right\}$. Вместо ξ напишем формулу $P\left\{\xi\left(t_1\right) \leq x_1,\dots,\xi\left(t_n\right) \leq x_n\right\} = P\left(Xt_1+a \leq x_1,\dots,Xt_n+a \leq x_n\right)$. Величины зависимы, потому что все они выражаются через X. Все неравенства решаем относительно X

$$P(Xt_1 + a \le x_1, \dots, Xt_n + a \le x_n) = P(Xt_1 \le x_1 - a, \dots, Xt_n \le x_n - a) =$$

Делим на константы левые части неравенств

$$= P\left(X \le \frac{x_1 - a}{t_1}, \dots, X \le \frac{x_n - a}{t_n}\right) =$$

Перепишем через минимум

$$= P\left\{X \le \min\left(\frac{x_1 - a}{t_1}, \dots, \frac{x_n - a}{t_n}\right)\right\} =$$

Обозначим минимум буквой m для удобства

$$=P\left(X\leq m\right)=\int\limits_{a}^{m}\frac{1}{b-a}\cdot\mathbbm{1}\left\{ X\in\left(a,b\right)\right\} dX=\frac{1}{b-a}\int\limits_{a}^{m}dX=\frac{1}{b-a}\cdot\left.X\right|_{a}^{m}=$$

Подставляем пределы интегрирования

$$= \frac{1}{b-a} \cdot (m-a) = \frac{1}{b-a} \cdot \left[\min \left(\frac{x_1 - a}{t_1}, \dots, \frac{x_n - a}{t_n} \right) - a \right]$$

при $m \in (a, b)$, иначе — ноль.