

Авторы документа: Черкасов Владислав, Ахметов Артём, Петрусова Екатерина, Гнусарёв Сергей. Отдельная благодарность Тиме Гринёву за замечания и помощь.

Задача №1

Для случайного процесса с независимыми и однородными по времени приращениями вычислить математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию.

Решение:

- По определению процесса с однородными приращениями можем считать, что $X(0) \stackrel{\text{н.н.}}{=} 0$, следовательно, $X(t)$ — процесс Леви. Тогда для $h > 0$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}X(t+h) - \mathbb{E}X(t) &= \mathbb{E}[X(t+h) - X(t)] = \mathbb{E}[X(h) - X(0)] = \mathbb{E}X(h) \Rightarrow \\ &\Rightarrow \mathbb{E}X(t) + \mathbb{E}X(h) = \mathbb{E}X(t+h), \forall t \geq 0, h > 0 \end{aligned}$$

Получили функциональное уравнение Коши, имеющее единственное (нормальное) решение $\mathbb{E}X(t) = c \cdot t$. Тогда при $t = 1$:

$$\mathbb{E}X(1) = c \Rightarrow \mathbb{E}X(t) = t \cdot \mathbb{E}X(1);$$

- Так как рассматриваемый процесс является процессом с независимыми приращениями, то $X(t), X(t+h) - X(t)$ — независимые величины, а значит:

$$\begin{aligned} \mathbb{D}X(t+h) &= \mathbb{D}[X(t) + X(t+h) - X(t)] = \mathbb{D}X(t) + \mathbb{D}[X(t+h) - X(t)] = \mathbb{D}X(t) + \mathbb{D}X(h) \Rightarrow \\ &\Rightarrow \mathbb{D}X(t) + \mathbb{D}X(h) = \mathbb{D}X(t+h) \end{aligned}$$

Снова получили уравнение Коши, имеющее решение $\mathbb{D}X(t) = \tilde{c} \cdot t$. При $t = 1$ имеем:

$$\mathbb{D}X(1) = \tilde{c} \Rightarrow \mathbb{D}X(t) = t \cdot \mathbb{D}X(1);$$

- $K(t, s) = cov(X(t), X(s)) = \mathbb{E}[X(t)X(s)] - \mathbb{E}X(t) \cdot \mathbb{E}X(s) = \{$ не ограничивая общности, считаем $t > s\} = cov(X(t) - X(s), X(s)) + cov(X(s), X(s)) = 0 + \mathbb{D}X(s)$

В случае $t < s$ аналогичным образом получим $K(t, s) = \mathbb{D}X(t)$. Таким образом, $K(t, s) = \mathbb{D}X[min(t, s)] = \mathbb{D}X(1) \cdot min(t, s)$.

Задача №2

Случайный процесс $\xi(t) = A \cdot \cos(\omega t + \phi)$, где ω — неслучайная константа, A и ϕ независимы, $\mathbb{E}(A) = m$, $\mathbb{D}(A) = \sigma^2$, ϕ — равномерно распределена на отрезке $[0, 2\pi]$. вычислить математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию для $\xi(t)$. Доказать, что это стационарный в широком смысле случайный процесс.

Решение:

В силу независимости A и ϕ получаем

$$\mathbb{E}(\xi(t)) = \mathbb{E}(A)\mathbb{E}(\cos(\omega t + \phi)) = m \int_0^{2\pi} \cos(\omega t + y) \frac{1}{2\pi} dy = 0$$

Далее

$$\begin{aligned} \text{cov}(\xi(t), \xi(s)) &= \mathbb{E}(A \cdot \cos(\omega t + \phi) \cdot A \cdot \cos(\omega s + \phi)) = \mathbb{E}(A^2) \cdot \mathbb{E}(\cos(\omega t + \phi) \cdot \cos(\omega s + \phi)) = \\ &= \{\cos\alpha \cdot \cos\beta = \frac{1}{2} \cdot (\cos(\alpha - \beta) + \cos(\alpha + \beta))\} = (\sigma^2 + m^2) \cdot \frac{1}{2} \cdot \mathbb{E}(\cos(\omega(t-s)) + \cos(\omega(t+s) + 2\phi)) = \\ &= \frac{1}{2}(\sigma^2 + m^2) \cdot (\cos(\omega(t-s))) \end{aligned}$$

Отсюда

$$\mathbb{D}(\xi(t)) = \frac{1}{2} \cdot (\sigma^2 + m^2)$$

Таким образом, математическое ожидание процесса не меняется со временем, а ковариационная функция зависит от разности аргументов, т.е. мы имеем стационарный в широком смысле случайный процесс.

Задача №3

Пусть $W(t)$ – стандартный винеровский процесс. Доказать, что он непрерывен в среднем квадратическом, но не является дифференцируемым в среднем квадратическом.

Решение:

$$a(t) = \mathbb{E}(W(t)) \equiv 0$$

$$K(t, s) = \sigma^2 \min(t, s), \text{ поэтому}$$

1) $K(t, s)$ непрерывна в точке $(t_0, t_0) \Rightarrow W(t)$ непрерывна в среднем квадратическом

2) $\frac{\partial^2 K(t, s)}{\partial t \partial s} \not\equiv 0$ (достаточно рассмотреть односторонние производные по переменной t в точке (t, t) , они будут равны 0 и 1, что говорит об отсутствии первой производной, а, следовательно, и второй), поэтому $W(t)$ не является дифференцируемым в среднем квадратическом

Задача №4

$\xi(t)$ – пуассоновский процесс, $\eta(t) = \int_0^t \xi(s)ds$. Вычислить математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию для $\eta(t)$.

Решение:

Пуассоновский процесс $\{\xi(t), t \geq 0\}$ непрерывен в среднем квадратическом. Действительно,

$$\mathbb{E}|\xi(t+s) - \xi(t)|^2 = \mathbb{E}|\xi(s)|^2 = \lambda^2 s^2 + \lambda s \rightarrow 0, s \rightarrow 0$$

Тогда для вычисления указанных величин воспользуемся свойствами интеграла Римана от случайных процессов, а также свойствами пуассоновского процесса о его математическом ожидании и о значении его ковариационной функции:

$$\mathbb{E}(\eta(t)) = \int_0^t \mathbb{E}(\xi(s))ds = \int_0^t \lambda s ds = \frac{\lambda t^2}{2};$$

$$\begin{aligned}
 cov(\eta(t), \eta(s)) &= \int_0^t \int_0^s K(u, v) dudv = \int_0^t \int_0^s \lambda \min(u, v) dudv = \\
 &= \int_0^t \left[\int_0^v \lambda \min(u, v) du + \int_v^s \lambda \min(u, v) du \right] dv = \int_0^t \left[\int_0^v \lambda u du + \int_v^s \lambda v du \right] dv = \\
 &= \int_0^t \left[\frac{\lambda v^2}{2} + \lambda v(s-v) \right] dv = \int_0^t \left[\lambda vs - \frac{\lambda v^2}{2} \right] dv = \frac{\lambda st^2}{2} - \frac{\lambda t^3}{6} = \frac{\lambda t^2}{6}(3s-t); \\
 \mathbb{D}(\eta(t)) &= cov(\eta(t), \eta(t)) = \frac{\lambda t^3}{3}
 \end{aligned}$$

Задача №5

Пусть $W(t)$ - стандартный винеровский процесс. $\xi_1 = \int_0^\pi \cos t dW(t)$, $\xi_2 = \int_0^\pi \sin t dW(t)$. Найти $\mathbb{E}(\xi_1)$, $\mathbb{E}(\xi_2)$, $\mathbb{D}(\xi_1)$, $\mathbb{D}(\xi_2)$, $cov(\xi_1, \xi_2)$.

Решение:

Стандартный винеровский процесс порождает стандартный белый шум. В силу свойств стохастического интеграла для простых функций:

1. $\mathbb{E}(\xi_1) = \mathbb{E}(\xi_2) = 0$;
2. $\mathbb{D}(\xi_1) = \mathbb{E}(\xi_1^2) = \mathbb{E}\left(\int_0^\pi \cos t dW(t)\right)^2 = \int_0^\pi \cos^2 t dt = \frac{\pi}{2}$;
3. $\mathbb{D}(\xi_2) = \mathbb{E}(\xi_2^2) = \mathbb{E}\left(\int_0^\pi \sin t dW(t)\right)^2 = \int_0^\pi \sin^2 t dt = \frac{\pi}{2}$;
3. $cov(\xi_1, \xi_2) = \mathbb{E}(\xi_1 \cdot \xi_2) = \mathbb{E}\left(\int_0^\pi \sin t \cos t dW(t)\right) = \int_0^\pi \sin t \cos t dt = 0$.

Задача №6

Корреляционная функция стационарного процесса равна $K(\tau) = \exp(-\tau^2)$. Найти спектральную плотность $f(\lambda)$. Обратно, дана спектральная плотность $f(\lambda) = \exp(-|\lambda|)$, найти $K(\tau)$.

Решение:

В силу формулы $f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-i\tau\lambda) K(\tau) d\tau$, $\lambda \in \mathbb{R}^1$

$$\begin{aligned}
 f(\lambda) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-i\tau\lambda) K(\tau) d\tau = \\
 &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-i\tau\lambda) \exp(-\tau^2) d\tau = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-i\frac{u}{\sqrt{2}}\lambda\right) \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) \frac{1}{2\sqrt{\pi}} du =
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \exp\left(-\frac{\lambda^2}{4}\right)$$

Обратно, в силу формулы $K(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(i\tau\lambda) f(\lambda) d\lambda$, $\tau \in \mathbb{R}^1$

$$K(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \exp(i\tau\lambda) \exp(-|\lambda|) d\lambda = 2 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} \exp(i\tau\lambda) \cdot \frac{1}{2} \cdot \exp(-|\lambda|) d\lambda = \frac{2}{1 + \tau^2}$$

Задача №7

Пусть $W(t)$ - стандартный винеровский процесс, $h(\tau) = \exp(-\tau)$, $\tau > 0$, $\xi(t) = \int_{-\infty}^t h(t-s)W(s)ds$. Вычислить математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию для такого процесса. То же самое для процесса $\eta(t) = \int_{-\infty}^t h(t-s)dW(s)$.

Решение:

Заметим сразу, что значения обоих интегралов не изменятся, если верхний предел взять равным бесконечности. Вычисление всех моментов основывается на приведённых на лекциях свойствах интеграла Римана от случайного процесса и стохастического интеграла. В силу результата задачи №3 винеровский процесс непрерывен в среднем квадратическом, поэтому $[t_1 \leq t_2]$

$$\mathbb{E}(\xi(t)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbb{E}(h(t-s)W(s)) ds = 0$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(\xi(t_1), \xi(t_2)) &= \text{cov}\left(\int_{-\infty}^{t_1} h(t_1-s_1)W(s_1)ds_1, \int_{-\infty}^{t_2} h(t_2-s_2)W(s_2)ds_2\right) = \\ &= \exp(-(t_1+t_2)) \text{cov}\left(\int_{-\infty}^{t_1} \exp(s_1)W(s_1)ds_1, \int_{-\infty}^{t_2} \exp(s_2)W(s_2)ds_2\right) = \\ &= \exp(-(t_1+t_2)) \int_{-\infty}^{t_1} \int_{-\infty}^{t_2} \exp(s_1+s_2) K_W(s_1, s_2) ds_1 ds_2 = \\ &= \exp(-(t_1+t_2)) \int_{-\infty}^{t_1} \int_{-\infty}^{t_2} \exp(s_1+s_2) \min(s_1, s_2) ds_1 ds_2 = t_1 - 1 - \frac{1}{2} e^{t_1-t_2} \\ \mathbb{D}(\xi(t)) &= t - \frac{3}{2} \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}(\eta(t)) = 0$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(\eta(t_1), \eta(t_2)) &= \int_{-\infty}^{+\infty} h(t_1-s)h(t_2-s) ds = \frac{1}{2} e^{t_1-t_2} \\ \mathbb{D}(\eta(t)) &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

Задача №8

Случайный процесс $\xi(t)$ удовлетворяет стохастическому дифференциальному уравнению

$$d\xi(t) = -\xi(t)dt + d\eta(t), t \geq 0.$$

Найти общий вид решения этого уравнения.

Решение:

Общее решение уравнения имеет вид:

$$\xi(t) = W(t, 0) \cdot \xi(0) + \int_0^t W(t, s)d\eta(s),$$

где $W(t, s)$ есть фундаментальное решение:

$$\begin{cases} \frac{d}{dt}W(t, s) = -W(t, s), t > s; \\ W(s, s) = 1 \end{cases}$$

Решим уравнение для $W(t, s)$:

$$\frac{dW(t, s)}{dt} = -W(t, s)$$

$$\frac{dW(t, s)}{W(t, s)} = -dt$$

$$\ln [W(t, s)] = -t + \ln C$$

$$W(t, s) = Ce^{-t};$$

$$W(s, s) = Ce^{-s} = 1 \Rightarrow C = e^s \Rightarrow W(t, s) = e^{s-t}$$

Тогда общее решение стохастического дифференциального уравнения примет вид:

$$\xi(t) = e^{-t} \cdot \xi(0) + \int_0^t e^{s-t} d\eta(s)$$

Задача №9

Стационарный случай процесс $\xi(t)$ имеет спектральную плоскость $f(\lambda) = \exp(-|\lambda|)$. Доказать, что этот процесс является дифференцируемым в среднем квадратическом и найти корреляционную функцию для производной.

Решение:

Стационарный случайный процесс будет дифференцируемым в среднем квадратическом \Leftrightarrow

$$\int_{-\infty}^{\infty} \lambda^2 f(\lambda) d\lambda < \infty$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \lambda^2 f(\lambda) d\lambda = \int_{-\infty}^{\infty} \lambda^2 \exp(-|\lambda|) d\lambda = 2 \int_0^{\infty} \lambda^2 \exp(-\lambda) d\lambda = 2 \cdot 2 = 4 < \infty$$

Теперь воспользуемся приведённым на лекциях соотношением, связывающим спектральную плотность стационарного процесса и его линейного преобразования: $f_1(\lambda) = |\phi(\lambda)|^2 f(\lambda)$, где $\phi(\lambda)$ — спектральная характеристика линейного преобразования, которая в данном случае равна $i\lambda$. Итак, $f_1(\lambda) = \lambda^2 e^{-|\lambda|}$. Искомая корреляционная функция является преобразованием Фурье найденной спектральной плотности. Таким образом корреляционная функция:

$$K(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \lambda^2 e^{-|\lambda|} e^{i\tau\lambda} d\lambda = \frac{4(1 - 3\tau^2)}{(1 + \tau^2)^3}$$

Задача №10

Случайный процесс $\xi(t)$ имеет среднее $\mathbb{E}(\xi(t)) = a(t) = 0$ и корреляционную функцию $K_\xi(t, s) = \cos(t - s)$. Найти корреляционную функцию для процесса $\eta(t) = \xi(t) + \xi'(t)$.

Решение:

$$K_\eta(t, s) = \text{cov}(\eta(t), \eta(s)) = \text{cov}(\xi(t), \xi(s)) + \text{cov}(\xi'(t), \xi(s)) + \\ + \text{cov}(\xi(t), \xi'(s)) + \text{cov}(\xi'(t), \xi'(s))$$

Покажем, что $\xi(t)$ непрерывно дифф. :

- 1) $a(t) = 0$ — непр. дифф. $\forall t$
- 2) $\exists \frac{d^2 K_\xi(t, s)}{dt ds} = \cos(t - s)$ — непр. в т. (t_0, t_0)

$\Rightarrow \xi(t)$ — непр. дифф.

$\Rightarrow \{\text{По теореме}\}$

$$\begin{aligned} \text{cov}(\xi'(t), \xi'(s)) &= \frac{d^2 K_\xi(t, s)}{dt ds} = \cos(t - s) \\ \text{cov}(\xi'(t), \xi(s)) &= \frac{d K_\xi(t, s)}{dt} = \sin(s - t) \\ \text{cov}(\xi(t), \xi'(s)) &= \frac{d K_\xi(t, s)}{ds} = \sin(t - s) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow K_\eta(t, s) = 2 \cdot \cos(t - s)$$

Задача №11

$W(t), t \geq 0$ — стандартный винеровский процесс. Образуем случайную последовательность по правилу:

$$\xi_n = W(n) - W(n - 1), n \geq 1.$$

Доказать, что это стационарная в широком смысле случайная последовательность.

Решение:

Из определения стандартного винеровского процесса получаем, что

- 1) с.в. $\xi_n, n \geq 1$, - независимы,
- 2) с.в. $\xi_n, n \geq 1$, - имеют стандартное нормальное распределение, т.е. одинаково распределены.

Отсюда получаем, что $\mathbb{E}(\xi_n) = 0$. Далее, для $m = n$:

$$\text{cov}(\xi_n, \xi_m) = \mathbb{D}(\xi_n) = 1,$$

для $m \neq n$:
 $\text{cov}(\xi_n, \xi_m) = 0$.

Таким образом, математическое ожидание процесса не меняется со временем, а ковариационная функция зависит от разности аргументов, т.е. мы имеем стационарный в широком смысле случайный процесс.

Задача №12

Стационарная последовательность $\xi(n)$ имеет спектральную плотность $f(\lambda) = 10 + 6\cos(\lambda) = |3 + e^{-i\lambda}|^2$. По наблюдениям $\xi(n), n \leq 0$, найти оптимальный линейный прогноз на один шаг вперёд.

Решение: 1. $f_1(\lambda) = 3 + e^{-i\lambda}$

2. $h_1 f_1(\lambda) = e^{i\lambda} \cdot (3 + e^{-i\lambda}) = 3e^{i\lambda} + 1$

3. $h_1 \equiv 1, h_2 \equiv 3e^{i\lambda}$

4. $h_1(\lambda) \equiv 1, f_1(\lambda) = 3 + e^{-i\lambda}$

5. $g(\lambda) = \sum_{n=-\infty}^0 c_n e^{in\lambda}$

$$gf_1 = 3c_0 + (3c_{-1} + c_0)e^{-i\lambda} + \dots \equiv 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \begin{cases} 3c_0 = 1 \\ 3c_{-1} + c_0 = 0 \\ 3c_{-2} + c_{-1} = 0 \\ \dots \end{cases} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \begin{cases} c_0 = \frac{1}{3} \\ c_{-1} = -\frac{1}{3^2} \\ c_{-2} = \frac{1}{3^3} \\ \dots \end{cases}$$

Таким образом, получим прогноз:

$$\tilde{\xi} = \sum_{n=-\infty}^0 \frac{(-1)^{-n}}{3^{1-n}} \xi_n$$

Под символом ∞ , конечно, не подразумевается бесконечность, так как на практике может быть только конечное число наблюдений. Имеется ввиду достаточно большое число.

Задача №13

Найти наилучшую линейную оценку для с.в. ν в пространстве $L = \{a + b\xi\}$, где $\mathbb{E}(\xi) = \mathbb{E}(\nu) = 0$, $\mathbb{D}(\xi) = 1$, $\text{cov}(\xi, \nu) = 1$.

Решение:

В соответствие с леммой о перпендикуляре будем искать $\bar{\nu} \in L$, что

$$(\nu - \bar{\nu}, \xi_1) = 0, \forall \xi_1 \in L$$

Пусть $\bar{\nu} = \bar{a} + \bar{b}\xi$, $\xi_1 = a + b\xi$, тогда

$$\begin{aligned} (\nu - \bar{\nu}, \xi_1) &= \mathbb{E}((\nu - \bar{\nu}) \cdot \xi_1) = \mathbb{E}((\nu - \bar{a} - \bar{b}\xi) \cdot (a + b\xi)) = \mathbb{E}(\nu a + b\nu\xi - \bar{a}a - \bar{b}a\xi - \bar{b}a\xi - \bar{b}b\xi^2) = \\ &= b - \bar{a}a - \bar{b}b \end{aligned}$$

Подставляя вместо (a, b) поочерёдно $(1, 0)$, $(0, 1)$, получим систему уравнений:

$$\begin{cases} -\bar{a} = 0 \\ 1 - \bar{b} = 0 \end{cases}$$

Значит $\bar{a} = 0$, $\bar{b} = 1$. Ответ $\nu = \xi$.

Задача №14

Для $t \in [0, \ln 2]$ наблюдается случайный процесс со стохастическим дифференциалом $d\xi(t) = (\alpha_1 \exp(t) + \alpha_2 \exp(2t)) + d\eta_0(t)$. Выписать вид оптимальных оценок для α_1 и α_2 .

Решение:

$$d\xi(t) = \theta(t)dt + d\eta_0(t)$$

$$\theta(t) = \sum_{k=1}^n \alpha_k \phi_k(t)$$

$$\text{Для } t \in [t_1, t_2], b_{jk} = \int_{t_1}^{t_2} \phi_j(t) \phi_k(t) dt$$

$$B = (b_{jk}), C = (c_{jk}) = B^{-1}$$

$$\begin{aligned} c_k(t) &= \sum_{j=1}^n c_{kj} \phi_j(t) \Rightarrow \phi_1(t) = \exp(t), \phi_2(t) = \exp(2t) \\ t_1 &= 0, t_2 = \ln 2 \end{aligned}$$

Тогда

$$b_{11} = \int_0^{\ln 2} \exp(t) \exp(t) dt = \frac{3}{2}$$

$$b_{12} = b_{21} = \int_0^{\ln 2} \exp(t) \exp(2t) dt = \frac{7}{3}$$

$$b_{22} = \int_0^{\ln 2} \exp(2t) \exp(2t) dt = \frac{15}{4}$$

Таким образом,

$$B = \begin{pmatrix} 3/2 & 7/3 \\ 7/3 & 15/4 \end{pmatrix}$$

Нетрудно вычислить, что

$$C = B^{-1} = \frac{72}{13} \begin{pmatrix} 15/4 & -7/3 \\ -7/3 & 3/2 \end{pmatrix}$$

И окончательно находим, что

$$\begin{aligned} c_1(t) &= \frac{270}{13} \exp(t) - \frac{168}{13} \exp(2t) \\ c_2(t) &= -\frac{168}{13} \exp(t) + \frac{108}{13} \exp(2t) \\ &\Downarrow \\ \hat{\alpha}_1 &= \int_0^{\ln 2} \left(\frac{270}{13} \exp(t) - \frac{168}{13} \exp(2t) \right) dt \\ \hat{\alpha}_2 &= \int_0^{\ln 2} \left(-\frac{168}{13} \exp(t) + \frac{108}{13} \exp(2t) \right) d\xi(t) \end{aligned}$$

Задача №15

При движении по некоторому лабиринту Вы в первый раз равновероятно сворачиваете либо налево, либо направо. Далее на каждой развилке Вы с вероятностью 0.7 сворачиваете туда же, что и в предыдущий раз, а с вероятностью 0.3 в противоположную сторону. Какова вероятность того, что вы свернете налево:

- а) на третьей развилке,
- б) на 1000-ой развилке?

Решение:

Мы имеем цепь Маркова с двумя состояниями, которые обозначим 1 и 2. По условию начальное распределение приписывает каждому из них вероятности, равные $\frac{1}{2}$. Далее, матрица перехода за один шаг имеет вид:

$$P = \begin{pmatrix} 0.7 & 0.3 \\ 0.3 & 0.7 \end{pmatrix}$$

Распределение цепи на третьей развилке, т.е. через два шага имеет вид

$$P^{(2)} = P^{(0)} \cdot P(2).$$

Вычисляем

$$P(2) = \begin{pmatrix} 0.7 & 0.3 \\ 0.3 & 0.7 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 0.7 & 0.3 \\ 0.3 & 0.7 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.58 & 0.42 \\ 0.42 & 0.58 \end{pmatrix}.$$

Далее

$$P_1^{(2)} = P_1^{(0)} \cdot P_{11}(2) + P_2^{(0)} \cdot P_{21}(2) = 0.5 \cdot 0.58 + 0.5 \cdot 0.42 = 0.5.$$

Второй вопрос относится к поиску стационарного распределения. Для этого нам нужно решить следующую систему уравнений:

$$\pi_1 = \pi_1 \cdot 0.7 + \pi_2 \cdot 0.3,$$

$$\pi_2 = \pi_1 \cdot 0.3 + \pi_2 \cdot 0.7,$$

$$\pi_1 + \pi_2 = 1.$$

Решением этой системы является $\pi_1 = \pi_2 = 0.5$.

- Ответ:
a) 0.5
б) 0.5

Задача №16

Пусть цепь Маркова с непрерывным временем имеет два состояния и следующую матрицу интенсивностей перехода

$$A = \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 2 & -2 \end{pmatrix}$$

Используя уравнения Колмогорова, найти вероятности перехода $P_{ij}(t), t \geq 0$.

Решение:

Мы имеем цепь Маркова с непрерывным временем и конечным числом состояний. Такая цепь всегда регулярна. Для неё справедливы как первая, так и вторая системы уравнений Колмогорова. Зафиксируем конечное состояние $j = 1$ и рассмотрим обратную систему уравнений Колмогорова:

$$\begin{cases} \frac{dP_{11}(t)}{dt} = -1 \cdot P_{11}(t) + 1 \cdot P_{21}(t) \\ \frac{dP_{21}(t)}{dt} = 2 \cdot P_{11}(t) - 2 \cdot P_{21}(t) \end{cases}$$

и дополним её начальными условиями:

$$P_{11}(0) = 1, P_{21}(0) = 0.$$

Заметим, что ввиду свойства непрерывности справа:

$$P_{12}(0) = 0, P_{22}(0) = 1.$$

Это линейная система дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами. В матричном виде это уравнение имеет вид:

$$\frac{dP(t)}{dt} = A \cdot P(t).$$

Его решение можно записать в виде:

$$\begin{aligned} P(t) &= e^{A \cdot t} \cdot P(0) = \begin{pmatrix} \frac{e^{-3t}}{3} + \frac{2}{3} & \frac{1}{3} - \frac{e^{-3t}}{3} \\ \frac{2}{3} - \frac{2e^{-3t}}{3} & \frac{2e^{-3t}}{3} + \frac{1}{3} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} \frac{e^{-3t}}{3} + \frac{2}{3} & \frac{1}{3} - \frac{e^{-3t}}{3} \\ \frac{2}{3} - \frac{2e^{-3t}}{3} & \frac{2e^{-3t}}{3} + \frac{1}{3} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

P.S. Удачи на зачёте!