

# ДЗ 2-3

## по Теории Массового Обслуживания

от Татаринова Никиты Алексеевича, БПИ193

2022.10.19

### Задание 1

#### Условие

Найдите частные решения разностных уравнений.

а)  $y(t) = 0.4 \cdot y(t-1) - 2 \quad y(0) = 1$

б)  $y(k) = \frac{\lambda}{k} \cdot y(k-1) \quad y(0) = e^{-\lambda}$

#### Решение

а)

$$y(t) = 0.4 \cdot y(t-1) - 2 = 0.4^t \cdot y(0) - 2 \cdot \frac{0.4^t - 1}{0.4 - 1} = 0.4^t + \frac{10}{3} \cdot (0.4^t - 1)$$

$$y(t) \xrightarrow{t \rightarrow +\infty} -\frac{10}{3}$$

б)

$$y(k) = \frac{\lambda}{k} \cdot y(k-1) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot y(0) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}$$

$$y(k) \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} 0$$

#### Ответ

а)

$$y(t) = 0.4^t + \frac{10}{3} \cdot (0.4^t - 1)$$

$$y(t) \xrightarrow{t \rightarrow +\infty} -\frac{10}{3}$$

б)

$$y(k) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}$$

$$y(k) \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} 0$$

## Задание 2

### Условие

Найдите частные решения дифференциальных уравнений с заданными начальными условиями.

а)

$$y - x \cdot \frac{dy}{dx} = 0 \quad y(2) = 6$$

б)

$$x \cdot \frac{dy}{dx} + 3 \cdot y = x^2 \quad y(0) = 0$$

### Решение

а)

$$y - x \cdot \frac{dy}{dx} = 0$$
$$y = x \cdot \frac{dy}{dx}$$

Обособленное решение:

$$y(t) = 0$$

Не подходит из-за начальных условий. Отбросим это решение:

$$\frac{dy}{y} = \frac{dx}{x}$$

$$\int \frac{dy}{y} = \int \frac{dx}{x} + C$$

$$\ln|y| = \ln|x| + C$$

$$|y| = e^C \cdot |x|$$

Общее решение:

$$\begin{cases} y = \pm e^C \cdot |x| \\ y = \pm e^C \cdot x \end{cases}$$

Из начальных условий:

$$\begin{cases} 6 = y(2) = e^C \cdot |2| \\ 6 = y(2) = e^C \cdot 2 \end{cases} \rightarrow \begin{cases} C = \ln(3) \\ C = \ln(3) \end{cases}$$

Частные решения:

$$\begin{cases} y = 3 \cdot |x| \\ y = 3 \cdot x \end{cases}$$

б)

$$x \cdot \frac{dy}{dx} + 3 \cdot y = x^2$$

$$\frac{dy}{dx} + \underbrace{\left(\frac{3}{x}\right)}_{a(x)} \cdot y = \underbrace{x}_{f(x)}$$

Интегрирующий множитель:

$$u(x) = \exp\left(\int a(x) \cdot dx\right) = \exp\left(\int \frac{3}{x} \cdot dx\right) = \exp(3 \cdot \ln|x|) = |x|^3$$

Общее решение:

$$y(x) = \frac{\int f(x) \cdot u(x) \cdot dx + C}{u(x)} = \frac{\int x \cdot |x|^3 \cdot dx + C}{|x|^3} = \frac{\frac{1}{5} \cdot |x|^5 + C}{|x|^3} = \frac{1}{5} \cdot x^2 + \frac{C}{|x|^3}$$

Из начальных условий:

$$0 = y(0) = \frac{1}{5} \cdot 0^2 + \frac{C}{|0|^3}$$
$$C = 0$$

Частное решение:

$$y = \frac{1}{5} \cdot x^2$$

**Ответ**

а)

$$\begin{cases} y = 3 \cdot |x| \\ y = 3 \cdot x \end{cases}$$

б)

$$y = \frac{1}{5} \cdot x^2$$

## Задание 3

### Условие

Компания, занимающаяся страхованием автомобилей, выплачивает 500 у.е. при наступлении страхового случая. Страховые случаи происходят пуассоновским потоком, в среднем 10 случаев в месяц. Пусть  $X$  — объём страховых выплат за год. Найдите:

а)  $E[X]$  и  $D[X]$ ;

б)  $\mathbf{P}\{X < 65000\}$ ;

в) сумму, которую нужно выделить, чтобы покрыть годовые выплаты с вероятностью 95%.

Указание. В пунктах (б) и (в) используйте нормальное приближение.

### Решение

а) Стаховые случаи происходят в пуассоновском потоке с средним значением  $\lambda = 10$  случаев в месяц; за каждый страховой случай выплачивается  $m = 500$  у.е.; интересуется объём страховых выплат  $X$  за  $t = 12$  месяцев (год). В таком случае:

$$X \sim \text{Pois}(m \cdot \lambda \cdot t) \sim \text{Pois}(60000)$$

$$E[X] = D[X] = \lambda \cdot t = 60000$$

б)

$$\mathbf{P}\{X < 65000\} = \mathbf{P}\left\{\frac{X - E[X]}{\sqrt{D[X]}} < \frac{65000 - E[X]}{\sqrt{D[X]}}\right\} = \mathbf{P}\{Z < 20.4124\} \approx 1$$

в)

$$0.95 = \mathbf{P}\{X \leq n\}$$

$$\mathbf{P}\left\{Z \leq \frac{n - E[X]}{\sqrt{D[X]}}\right\} = 0.95$$

$$\frac{n-E[X]}{\sqrt{D[X]}} = 1.65$$

$$n = 60405$$

### Ответ

- a)  $E[X] = D[X] = \lambda \cdot t = 60000$ ;  
 б)  $\mathbf{P}\{X < 65000\} \approx 1$ ;  
 в) 60405.

## Задание 4

### Условие

Suppose that customers may arrive only at discrete moments of time:

$$0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \dots, \frac{n-1}{n}, 1, \frac{n+1}{n}, \dots \quad n \in \mathbb{N}$$

An arrival occurs with the probability  $p$  at each of these moments regardless of the history (the process is memoryless). Let  $T$  be a random variable denoting the time of the first arrival.

- a) Derive the complementary cdf for  $T$ :  $G(t) = \mathbf{P}\{T > t\}$ .  
 б) Find the mean waiting time  $E[T]$ . You can use the alternative expectation formula:

$$E[T] = \int_0^{+\infty} G(t) \cdot dt = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} G\left(\frac{k}{n}\right)$$

- с) Consider the marginal case:  $n \rightarrow +\infty$  and  $p = n$ , so that is the mean number of arrivals per unit of time (the arrival rate). Find  $G(t)$  and  $E(T)$ .

### Решение

- a) Обозначим:

$$\mathbf{P}(k) = \mathbf{P}\left\{T \leq \frac{k}{n}\right\} \quad k \geq 0$$

Тогда:

$$\begin{cases} \mathbf{P}(0) = p \\ \mathbf{P}(k) - \mathbf{P}(k-1) = (1 - \mathbf{P}(k-1)) \cdot p \end{cases}$$

$$\mathbf{P}(k) = (1-p) \cdot \mathbf{P}(k-1) + p = (1-p)^k \cdot \mathbf{P}(0) + p \cdot \frac{1 - (1-p)^k}{1 - (1-p)} = 1 - (1-p)^{k+1}$$

$$G_{\mathbb{N}}(k) = 1 - \mathbf{P}(k) = (1-p)^{k+1}$$

$$G(t) \approx (1-p)^{n \cdot t + 1}$$

- б)

$$\begin{aligned} E[T] &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} G\left(\frac{k}{n}\right) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} G_{\mathbb{N}}(k) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^{k+1} = \\ &= \frac{1}{n} \cdot (1-p) \cdot \frac{1}{1 - (1-p)} = \frac{1}{n} \cdot \left(\frac{1}{p} - 1\right) \end{aligned}$$

c)

$$E[T] = \frac{1}{n} \cdot \left( \frac{n}{\lambda} - 1 \right) = \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\lambda}$$

$$G(t) = \left( 1 - \frac{\lambda}{n} \right)^{n \cdot t + 1} = \left( \left( 1 - \frac{\lambda}{n} \right)^n \right)^t \cdot \left( 1 - \frac{\lambda}{n} \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} e^{-\lambda \cdot t}$$

**Ответ**

a)

$$G_{\mathbb{N}}(k) = 1 - \mathbf{P}(k) = (1-p)^{k+1}$$

$$G(t) \approx (1-p)^{n \cdot t + 1}$$

b)

$$E[T] = \frac{1}{n} \cdot \left( \frac{1}{p} - 1 \right)$$

c)

$$E[T] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\lambda}$$

$$G(t) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} e^{-\lambda \cdot t}$$