

# Математическая статистика

## Домашняя работа № 1

### Вероятностные распределения

Попов Юрий, СКБ-172

**Задание 1.1** Выбор одного дискретного распределения и одного непрерывного распределения

Из представленных в задании таблиц я выбрал **Геометрическое** (дискретное) и **Экспоненциальное** (непрерывное) распределения

**Задание 1.2** Описание основных характеристик распределения

#### 1.2.1 Экспоненциальное распределение

Пусть случайная величина задается законом распределения:

$$f(x) = \lambda \exp(-\lambda x), x \in R, x > 0$$

#### Математическое ожидание

**Определение 1** Математическое ожидание абсолютно непрерывной случайной величины  $\xi$ , распределение которой задаётся плотностью  $f_x(x)$ , равно

$$E\xi = \int_{-\infty}^{\infty} x f_x(x) dx$$

Будем искать мат.ожидание через метод моментов.

Найдем первый момент:

$$M\xi = \int_0^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x \lambda \exp(-\lambda x) dx = [-x \exp(-\lambda x)]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} \exp(-\lambda x) dx = \frac{1}{\lambda}$$

Первый момент равен математическому ожиданию, следовательно

$$E\xi = \frac{1}{\lambda}$$

## Дисперсия

**Определение 2** *Дисперсией* случайной величины называют математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины от её математического ожидания

$$D\xi = E(\xi - E(\xi))^2$$

Будем искать дисперсию также через метод моментов.

Найдем второй момент:

$$\begin{aligned} M^2\xi &= \int_0^{\infty} x^2 \lambda \exp(-\lambda x) dx = [-x^2 \exp(-\lambda x)]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} 2x \exp(-\lambda x) dx = \\ &= 0 + \left[-\frac{2}{\lambda} x \exp(-\lambda x)\right]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} \exp(-\lambda x) dx = \frac{2}{\lambda} \end{aligned}$$

Определение можно записать по-другому:  $D(X) = E(\xi^2) - E(\xi)^2$

Соответственно,  $D(X) = \frac{2}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\lambda}$

Дисперсия равна:

$$D\xi = \frac{1}{\lambda}$$

## Производящая функция моментов

**Определение 3** Если случайная величина  $X$  абсолютно непрерывна, то есть она имеет плотность  $f_x(x)$ , то *Производящая функция моментов* равна

$$M_x(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) f_x(x) dx$$

Найдем производящую функцию моментов:

$$\begin{aligned}
M_x(t) &= E[\exp(tX)] \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) f_x(x) dx \\
&= \int_0^{\infty} \exp(tx) \lambda \exp(-\lambda x) dx \\
&= \lambda \int_0^{\infty} \exp((t - \lambda)x) dx \\
&= \lambda \left[ \frac{1}{t - \lambda} \exp((t - \lambda)x) \right]_0^{\infty} \\
&= \frac{\lambda}{\lambda - t}
\end{aligned}$$

Производящая функция моментов:

$$M_x(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$$

## Характеристическая функция

**Определение 4** *Характеристической функцией* случайной величины  $\xi$ , принимающей действительные значения, называется функция

$$\varphi_x(t) = E[\exp(it\xi)], \quad -\infty < t < +\infty$$

Найдем характеристическую функцию:

$$\begin{aligned}
\varphi_x(t) &= E[\exp(itX)] \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(itx) f_x(x) dx \\
&= \int_0^{\infty} \exp(itx) \lambda \exp(-\lambda x) dx \\
&= \lambda \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx + i\lambda \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx
\end{aligned}$$

Отдельно посчитаем каждый интеграл:

$$\begin{aligned}
& \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx \\
&= \left[ \frac{1}{t} \sin(tx) \exp(-\lambda x) \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} \frac{1}{t} \sin(tx) (-\lambda \exp(-\lambda x)) dx \\
&= \frac{\lambda}{t} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \\
&= \frac{\lambda}{t} \left\{ \left[ -\frac{1}{t} \cos(tx) \exp(-\lambda x) \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} \left( -\frac{1}{t} \cos(tx) \right) (-\lambda \exp(-\lambda x)) dx \right\} \\
&= \frac{\lambda}{t} \left( \frac{1}{t} - \frac{\lambda}{t} \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx \right) \\
&= \frac{\lambda}{t^2} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx
\end{aligned}$$

Получаем:

$$\begin{aligned}
\int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{\lambda}{t^2} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx \\
\left( 1 + \frac{\lambda^2}{t^2} \right) \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{\lambda}{t^2} \\
\int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{\lambda}{(t^2 + \lambda^2)}
\end{aligned}$$

Теперь считаем второй интеграл:

$$\begin{aligned}
& \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \\
&= \left[ -\frac{1}{t} \cos(tx) \exp(-\lambda x) \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} \left( -\frac{1}{t} \cos(tx) \right) (-\lambda \exp(-\lambda x)) dx \\
&= \frac{1}{t} - \frac{\lambda}{t} \left\{ \left[ \frac{1}{t} \sin(tx) \exp(-\lambda x) \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} \frac{1}{t} \sin(tx) (-\lambda \exp(-\lambda x)) dx \right\} \\
&= \frac{1}{t} - \frac{\lambda}{t} \left( \frac{\lambda}{t} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \right) \\
&= \frac{1}{t} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx
\end{aligned}$$

Получаем:

$$\begin{aligned}\int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{1}{t} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \\ \left(1 + \frac{\lambda^2}{t^2}\right) \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{1}{t} \\ \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx &= \frac{t}{t^2 + \lambda^2}\end{aligned}$$

Соединяем вместе:

$$\begin{aligned}\varphi_x(t) &= \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx + i\lambda \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \\ &= \frac{\lambda^2}{(t^2 + \lambda^2)} + \frac{i\lambda t}{t^2 + \lambda^2} \\ &= \frac{\lambda}{\lambda - it}\end{aligned}$$

Характеристическая функция:

$$\varphi_x(t) = \frac{\lambda}{\lambda - it}$$

## Функция распределения

**Определение 5** Если случайная величина  $\xi$ , принимает действительные значения, то ее распределение удобно описывать *функцией распределения*

$$F_k(x) = P(k \leq x), \quad -\infty < x < \infty$$

Найдем функцию распределения:

Если  $x < 0$ : (Потому что  $x$  не может принимать отрицательные значения)

$$F_x(x) = P(X \leq x) = 0$$

Если  $x > 0$ :

$$\begin{aligned} F_x(x) &= P(X \leq x) \\ &= \int_{-\infty}^x f_x(t) dt \\ &= \int_0^x \lambda \exp(-\lambda t) dt \\ &= [-\exp(-\lambda t)]_0^x \\ &= -\exp(-\lambda x) + 1 \end{aligned}$$

Итого, получаем:

$$F_x(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - \exp(-\lambda x), & x \geq 0 \end{cases}$$

## Графики

1) График плотности вероятности:

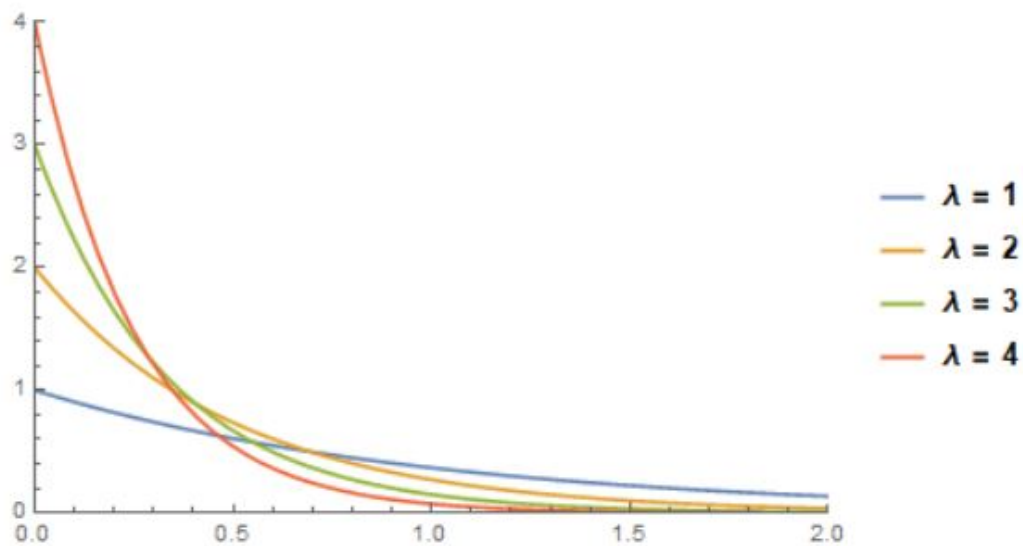


Рис.1.2.1.1

2) График функции распределения:

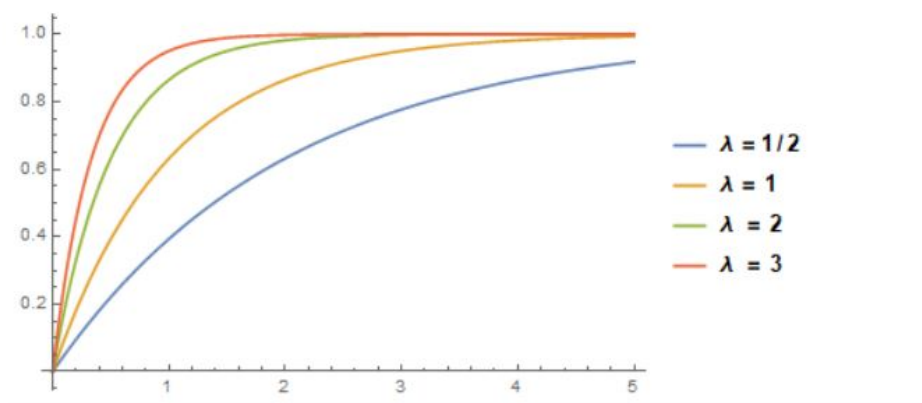


Рис.1.2.1.2

### 1.2.2 Геометрическое распределение

Пусть случайная величина задается законом распределения:

$$p(x) = p(1-p)^x, x \in N \cup \{0\}, 0 < p < 1$$

#### Математическое ожидание

**Определение 6** Математическим ожиданием неотрицательной дискретной случайной величины  $\xi$  называется величина

$$E\xi = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$

Будем искать мат.ожидание через метод моментов.

Найдем первый момент:

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^x p x \\ &= (1-p)p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-1} x \\ &= -(1-p)p \sum_0^{\infty} \frac{d}{dp} (1-p)^x \\ &= -(1-p)p \frac{d}{dp} \sum_0^{\infty} (1-p)^x \\ &= -(1-p)p \frac{d}{dp} \frac{1}{1-(1-p)} \\ &= -(1-p)p \frac{d}{dp} \frac{1}{p} \\ &= -(1-p)p(-p^{-2}) \\ &= (p-p^2)p^{-2} \\ &= \frac{1}{p} - 1 \\ &= \frac{1-p}{p} \end{aligned}$$



Математическое ожидание:

$$E[X] = \frac{1-p}{p}$$

## Дисперсия

**Определение 7** *Дисперсией* случайной величины называют математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины от её математического ожидания

$$D\xi = E(\xi - E(\xi))^2$$

Будем искать дисперсию также через метод моментов

Найдем второй момент:

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \sum_0^{\infty} (1-p)^x p x^2 \\ &= (1-p)^2 p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x^2 \\ &= (1-p)^2 p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x(x+1-1) \\ &= (1-p)^2 p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x(x-1) + \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^x x \\ &= (1-p)^2 p \sum_{x=0}^{\infty} \frac{d^2}{dp^2} (1-p)^x + E[X] \\ &= (1-p)^2 p \frac{d^2}{dp^2} \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^x + \frac{1-p}{p} \\ &= (1-p)^2 p \frac{d^2}{dp^2} \frac{1}{1-(1-p)} + \frac{1-p}{p} \\ &= (1-p)^2 p \frac{d^2}{dp^2} \frac{1}{p} + \frac{1-p}{p} \\ &= 2(1-p)^2 p \cdot p^{-3} + \frac{1-p}{p} \\ &= 2(1-2p+p^2)p^{-2} + \frac{1-p}{p} \\ &= \frac{2-3p+p^2}{p^2} \end{aligned}$$

Определение можно записать по-другому:  $D(X) = E(\xi^2) - E(\xi)^2$

Соответственно,

$$\begin{aligned} D(X) &= \frac{2-3p+p^2}{p^2} - (1-p)^2 \\ &= \frac{2-3p+p^2-(1-2p+p^2)}{p^2} \\ &= \frac{1-p}{p^2} \end{aligned}$$

Итого, дисперсия равна

$$D(X) = \frac{1-p}{p^2}$$

## Производящая функция моментов

**Определение 8** Если случайная величина  $x$  дискретна, то есть она имеет плотность  $P(X = x_i) = p_i$ , то *Производящая функция моментов* равна

$$M_x(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \exp(tx_i)p_i$$

Найдем производящую функцию моментов:

$$\begin{aligned} M_x(t) &= E[\exp(tX)] \\ &= \sum_0^{\infty} (1-p)^x p \exp(tx) \\ &= p \sum_0^{\infty} [(1-p) \exp(t)]^x \\ &= \frac{p}{1-(1-p) \exp(t)} \end{aligned}$$

Но у нас есть условие на  $t$  :

$$(1-p) \exp(t) < 1$$

$$\exp(t) < \frac{1}{1-p}$$

$$t < -\ln(1-p)$$

Итого, производящая функция моментов геометрического распределения определена для  $t < -\ln(1-p)$  и равна:

$$M_x(t) = \frac{p}{1-(1-p) \exp(t)}$$

## Характеристическая функция

**Определение 9** Если случайная величина  $x$  дискретна, то есть она имеет плотность  $P(X = x_i) = p_i$ , то *характеристическая функция* равна

$$\varphi_x(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \exp(tx_i) p_i$$

Найдем характеристическую функцию:

$$\begin{aligned} \varphi_x(t) &= E[\exp(itX)] \\ &= \sum_0^{\infty} (1-p)^x p \exp(itx) \\ &= p \sum_0^{\infty} [(1-p) \exp(it)]^x \\ &= \frac{p}{1-(1-p) \exp(it)} \end{aligned}$$

Итого, характеристическая функция равна:

$$\varphi_x(t) = \frac{p}{1-(1-p) \exp(it)}$$

**Определение 10** Если случайная величина  $\xi$ , принимает действительные значения, то ее распределение удобно описывать *функцией распределения*

$$F_k(x) = P(k \leq x), \quad -\infty < x < \infty$$

Найдем функцию распределения:

При  $x < 0$  :  $F_x(x) = 0$  При  $x > 0$  :

$$\begin{aligned} F_x(x) &= P(X < x) \\ &= \sum_{y=0}^x (1-p)^y p \\ &= p \sum_{y=0}^x (1-p)^y \\ &= p \frac{1-(1-p)^{x+1}}{1-(1-p)} \\ &= 1 - (1-p)^{x+1} \end{aligned}$$

Итого, функция распределения равна:

$$F_x(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1-p)^{x+1}, & x \geq 0 \end{cases}$$

## Графики

1) Гистограмма вероятностей ( $p = 1/6$ ):

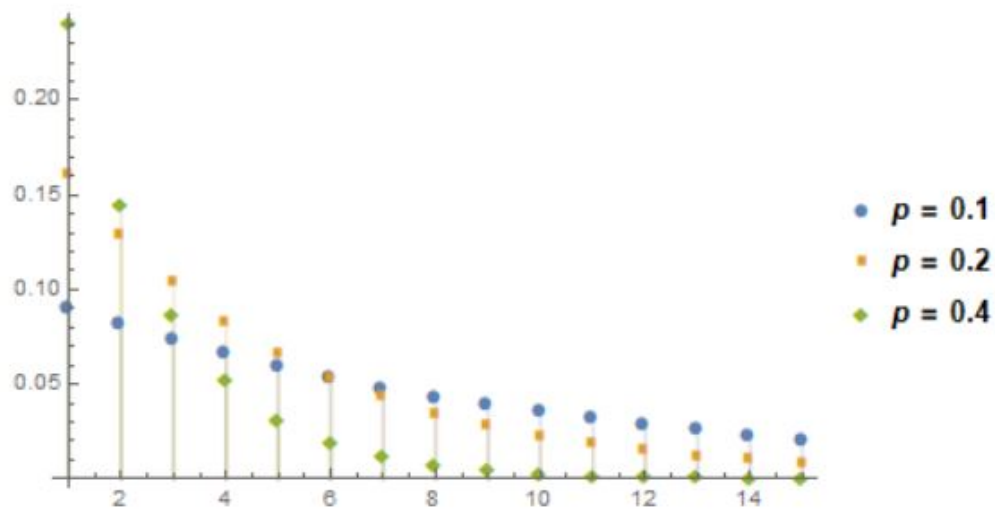


Рис.1.2.3

2) График функции распределения:

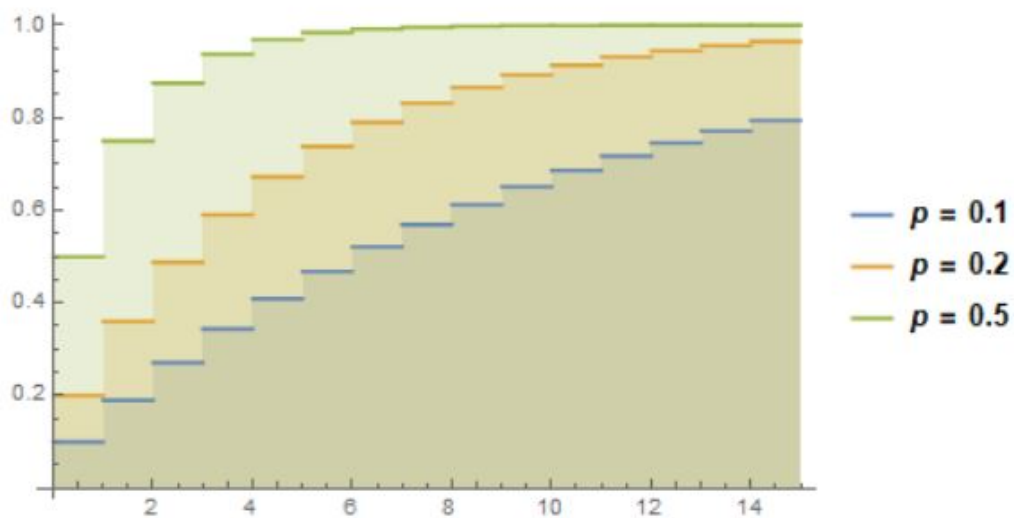


Рис.1.2.4

**Задание 1.3** Поиск примеров событий, которые могут быть описаны выбранными случайными величинами

**Типичные интерпретации** экспоненциального распределения:

Экспоненциальное распределение в основном используется для тестирования надежности продукта. Экспоненциальное распределение часто моделирует время ожидания и может помочь вам ответить на такие вопросы, как:

“Сколько времени пройдет, прежде чем сильный ураган обрушится на Атлантическое побережье?” или

“Как долго будет работать трансмиссия в моей машине, прежде чем она сломается?”.

Экспоненциальное распределение связано с несколькими известными распределениями. Информация взята из следующих источников:

**Источник1**

**Источник2**

1)Первое это, конечно же, связь с распределением Пуассона: Если число событий в единицу времени следует распределению Пуассона, то количество времени между событиями следует экспоненциальному распределению.

Экспоненциальное распределение связано с распределением Пуассона. В то время как экспоненциальная модель моделирует время между последовательными событиями на непрерывном временном интервале, распределение Пуассона имеет дело с событиями, которые происходят в течение фиксированного периода времени.

2)Экспоненциальное распределение является частным случаем гамма-распределения. Это непрерывный аналог геометрического распределения, которое моделирует время между успехами в серии независимых испытаний.

3)Экспоненциальное распределение также является частным случаем распределения Вейбулла, которое происходит, когда параметр формы Вей-

булла = 1.

#### 4)Связь с распределением Эрланга

Время обслуживания агентов(например, сколько времени требуется сотруднику, чтобы обслужить клиента) также можно смоделировать как экспоненциально распределенные переменные. Общая длина процесса(последовательность из нескольких независимых задач) следует распределению Эрланга: распределение суммы нескольких независимых экспоненциально распределенных переменных

**Нетипичные интерпретации** экспоненциального распределения:  
Это также важное распределение для построения непрерывных цепей Маркова.

***Задание 1.4*** Описание способа моделирования выбранных случайных величин

Теперь сделаем тоже самое для геометрического распределения!

***Задание 1.2*** Описание основных характеристик распределения