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 **Экс-поненциальное**(непрерывное) распределения

Ссылка на таблицу: https://clck.ru/JdRWD

Сначала проделаем всё домашнее задание для непрерывного распределения

Задание 1.2 Описание основных характеристик распределения

Будем искать мат.ожидание и дисперсию через метод моментов.

1)Найдем первый момент:

$$E(X) = M\xi = \int_{0}^{\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\infty} x \lambda \exp(-\lambda x) dx = [-x \exp(-\lambda x)]_{0}^{\infty} + \int_{0}^{\infty} \exp(-\lambda x) dx = \frac{1}{\lambda}$$

Первый момент == мат. ожиданию, следовательно математическое ожидание мы нашли

2) Найдем второй момент:

$$M^{2}\xi = \int_{0}^{\infty} x^{2}\lambda \exp(-\lambda x)dx = [-x^{2}\exp(-\lambda x)]_{0}^{\infty} + \int_{0}^{\infty} 2x \exp(-\lambda x)dx =$$

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

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

3) Найдем производящую функцию моментов:

$$M_x(t) = E[\exp(tX)]$$

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

$$= \int_0^{\infty} \exp(tx) \lambda \exp(-\lambda x) dx$$

$$= \lambda \int_0^{\infty} \exp((t-\lambda)x) dx$$

$$= \lambda \left[\frac{1}{t-\lambda} \exp((t-\lambda)x) \right]_0^{\infty}$$

$$= \frac{\lambda}{\lambda - t}$$

Производящая функция моментов: $M_x(t) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$

4)Найдем характеристическую функцию:

$$\varphi_x(t) = E[\exp(itX)]$$

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

$$= \int_0^{\infty} \exp(itx) \lambda \exp(-\lambda x) dx$$

$$= \lambda \int_0^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx + i\lambda \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

Отдельно посчитаем каждый интеграл:

$$\int_0^\infty \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

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

$$= \frac{\lambda}{t} \int_0^\infty \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

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

$$= \frac{\lambda}{t} \left(\frac{1}{t} - \frac{\lambda}{t} \int_0^\infty \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx \right)$$

$$= \frac{\lambda}{t^2} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^\infty \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

Получаем:

$$\int_{0}^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{\lambda}{t^{2}} - \frac{\lambda^{2}}{t^{2}} \int_{0}^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx$$
$$(1 + \frac{\lambda^{2}}{t^{2}}) \int_{0}^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{\lambda}{t^{2}}$$
$$\int_{0}^{\infty} \cos(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{\lambda}{(t^{2} + \lambda^{2})}$$

Теперь считаем второй интеграл:

$$\int_0^\infty \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

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

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

$$= \frac{1}{t} - \frac{\lambda}{t} \left(\frac{\lambda}{t} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx \right)$$

$$= \frac{1}{t} - \frac{\lambda^2}{t^2} \int_0^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx$$

Получаем:

$$\int_{0}^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{1}{t} - \frac{\lambda^{2}}{t^{2}} \int_{0}^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx$$
$$(1 + \frac{\lambda^{2}}{t^{2}}) \int_{0}^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{1}{t}$$
$$\int_{0}^{\infty} \sin(tx) \exp(-\lambda x) dx = \frac{t}{t^{2} + \lambda^{2}}$$

Соединяем вместе:

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

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

5) Найдем функцию распределения:

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

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

Если x > 0:

$$F_x(x) = P(X \le x)$$

$$= \int_{-\infty}^x f_x(t)dt$$

$$= \int_0^x \lambda \exp(-\lambda t)dt$$

$$= [-\exp(-\lambda t)]_0^x$$

$$= -\exp(-\lambda x) + 1$$

Итого, получаем:

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

Перейдем к графикам:

1)График плотности вероятности:

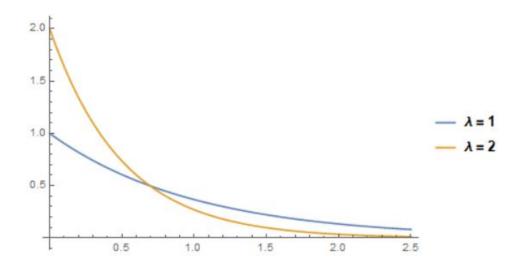


Рис.1.2.1

2) График функции распределения (при λ = 1):

In[47]= Show[Plot[0, {x, -5, 0}], Plot[1 - Exp[-x], {x, 0, 5}], PlotRange → {{-3, 3}, {-3, 3}}]

[пок… [график функции [график ф… показательная функция]

2

1

2

1

2

3

-1

-2

-3

Рис.1.2.2

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 Вейбулла = 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 выбран- ных случайных величин

Теперь проделаем тоже самое для геометрического распределения!

Задание 1.2 Описание основных характеристик распределения

Будем искать мат.ожидание и дисперсию через метод моментов.

1)Найдем первый момент:

$$E[X] = \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^x px$$

$$= (1-p)p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-1}x$$

$$= -(1-p)p \sum_{0}^{\infty} \frac{d}{dp} (1-p)^x$$

$$= -(1-p)p \frac{d}{dp} \sum_{0}^{\infty} (1-p)^x$$

$$= -(1-p)p \frac{d}{dp} \frac{1}{1-(1-p)}$$

$$= -(1-p)p \frac{d}{dp} \frac{1}{p}$$

$$= -(1-p)p(-p^{-2})$$

$$= (p-p^2)p^{-2}$$

$$= \frac{1}{p} - 1$$

$$= \frac{1-p}{p}$$

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

2) Найдем второй момент:

$$E[X^{2}] = \sum_{0}^{\infty} (1-p)^{x} p x^{2}$$

$$= (1-p)^{2} p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x^{2}$$

$$= (1-p)^{2} p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x (x+1-1)$$

$$= (1-p)^{2} p \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x-2} x (x-1) + \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x} x$$

$$= (1-p)^{2} p \sum_{x=0}^{\infty} \frac{d^{2}}{dp^{2}} (1-p)^{x} + E[X]$$

$$= (1-p)^{2} p \frac{d^{2}}{dp^{2}} \sum_{x=0}^{\infty} (1-p)^{x} + \frac{1-p}{p}$$

$$= (1-p)^{2} p \frac{d^{2}}{dp^{2}} \frac{1}{1-(1-p)} + \frac{1-p}{p}$$

$$= (1-p)^{2} p \frac{d^{2}}{dp^{2}} \frac{1}{p} + \frac{1-p}{p}$$

$$= 2(1-p)^{2} p \cdot p^{-3} + \frac{1-p}{p}$$

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

$$= \frac{2-3p+p^{2}}{p^{2}}$$

По определению $D(X) = E(X^2) - E(X)^2$ Соответственно,

$$D(X) = \frac{2-3p+p^2}{p^2} - (1-pp)^2$$
$$= \frac{2-3p+p^2-(1-2p+p^2)}{p^2}$$
$$= \frac{1-p}{p^2}$$

Итого, $D(X) = \frac{1-p}{p^2}$

3)Найдем производящую функцию моментов:

$$M_x(t) = E[\exp(tX)]$$

$$= \sum_{0}^{\infty} (1 - p)^x p \exp(tx)$$

$$= p \sum_{0}^{\infty} [(1 - p) \exp(t)]^x$$

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

Но у нас есть условие на t : $(1-p)\exp(t) < 1 \, \exp(t) < \tfrac{1}{1-p} \, \, t < -\ln(1-p)$

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

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

4) Найдем характеристическую функцию:

$$\varphi_x(t) = E[\exp(itX)]$$

$$= \sum_{0}^{\infty} (1-p)^x p \exp(itx)$$

$$= p \sum_{0}^{\infty} [(1-p) \exp(it)]^x$$

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

Итого, характеристическая функция равна:

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

5)Найдем функцию распределения:

При x < 0 : $F_x(x) = 0$ При x > 0 :

$$F_x(x) = P(X < x)$$

$$= \sum_{y=0}^{x} (1-p)^y p$$

$$= p \sum_{y=0}^{x} (1-p)^y$$

$$= p \frac{1-(1-p)^{x+1}}{1-(1-p)}$$

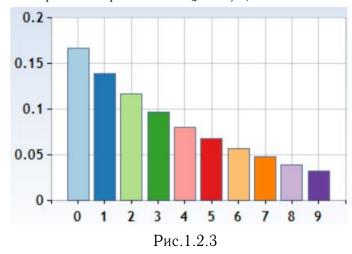
$$= 1 - (1-p)^{x+1}$$

Итого, функция распределения равна:

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

Перейдем к графикам:

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



2)График функции распределения:

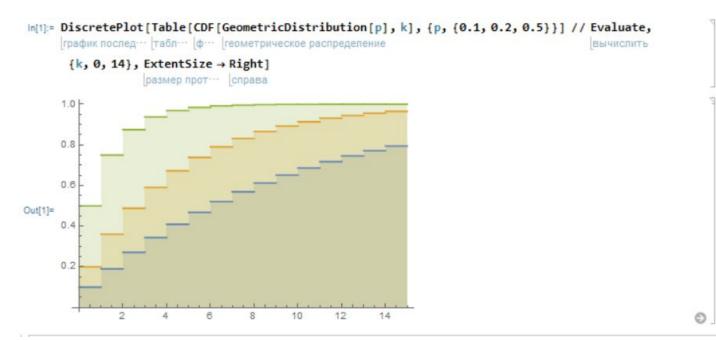


Рис.1.2.4