

Теория принятия решений

Лисид Лаконский

October 2023

Содержание

| | | |
|----------|--|----------|
| 1 | Лекция — 28.10.2023 | 2 |
| 1.1 | Дискретные случайные величины | 2 |
| 1.1.1 | Биномиальное распределение | 2 |
| 1.1.2 | Пуассоновское распределение | 2 |
| 1.1.3 | Геометрическое распределение | 2 |
| 1.1.4 | Решение задач | 2 |
| 1.2 | Непрерывные случайные величины | 3 |
| 1.2.1 | Плотность распределения | 3 |
| 1.2.2 | Функция распределения | 3 |
| 1.2.3 | Числовые характеристики | 4 |
| 1.2.4 | Решение задач | 4 |

1 Лекция — 28.10.2023

1.1 Дискретные случайные величины

1.1.1 Биномиальное распределение

$$P_n(k) = C_n^K p^k q^{n-k}$$

Закон биномиального распределения:

$$\begin{pmatrix} x & 0 & 1 & \dots & k & n \\ p & q^n & npq^{n-1} & & C_n^k p^k q^{n-k} & p^n \end{pmatrix}$$
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \sum_k C_n^k p^k q^{n-k}, & 0 < x \leq n \\ 1, & x > n \end{cases}$$

Параметры: n, p

Числовые характеристики:

1. Математическое ожидание: $M(x) = np$

2. Дисперсия: $D(x) = n(1-p)p$

Если $np \in Z$, то это будет **наивероятнейшее число успешных испытаний**.

1.1.2 Пуассоновское распределение

Если $n \rightarrow \infty, p \rightarrow 0, P_n(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, где $\lambda = np$.

Закон Пуассоновского распределения:

$$\begin{pmatrix} x & 0 & 1 & \dots & k & n \\ p & e^{-\lambda} & \lambda e^{-\lambda} & & \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} & \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \end{pmatrix}$$

Параметры: λ

Числовые характеристики:

1. Математическое ожидание: $M(x) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda$

2. Дисперсия: $D(x) = M(x^2) - (M(x))^2 = \dots = \lambda$

1.1.3 Геометрическое распределение

Рассматривается серия n независимых испытаний, в которых успех появляется с одинаковой вероятностью p и эти испытания **заканчиваются как только наступает успех**: $P_k = (1-p)p^{k-1}$

Закон геометрического распределения:

$$\begin{pmatrix} x & 1 & 2 & \dots & k \\ p & p & (1-p)p & \dots & (1-p)^{k-1}p \end{pmatrix}$$

Параметры: p

Числовые характеристики:

1. Математическое ожидание: $M(x) = \frac{1}{p}$

2. Дисперсия: $D(x) = \frac{1-p}{p^2}$

1.1.4 Решение задач

Пример №1 Вероятность того, что электроприбор откажет — 0.15. Сколько часов в среднем прибор отработает до первого сбоя?

Ответ: $M(X) = \frac{1}{0.15} \approx 6.67$ (часов)

1.2 Непрерывные случайные величины

Определение 1 Случайная величина X называется непрерывной, если её функция распределения $F(x)$ является непрерывной.

Определение 2 Вероятность того, что случайная величина X примет значение из промежутка $[a; b)$ равняется приращению функции распределения на этом промежутке:

$$P(a \leq X < b) = F(b) - F(a)$$

1.2.1 Плотность распределения

Определение 3 Плотностью распределения вероятностей непрерывной случайной величины называется первая производная её функции распределения, то есть

$$f(x) = F'(x)$$

Свойства плотности распределения

1. Плотность распределения неотрицательная функция, то есть

$$\forall x \in (-\infty; \infty) f(x) \geq 0$$

2. Вероятность того, что случайная величина примет какое-либо значение, равняется единице:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

3. $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} f(x) = 0$

Пример №1 Пусть $f(x) = c \operatorname{arctg} x$. При каком c $f(x)$ будет являться плотностью распределения? Рассмотрим $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} c \operatorname{arctg} x = \pm \frac{c\pi}{2}$. Чтобы это выражение было равно нулю, c должно быть равно нулю. Но интеграл единице ни при каком c не будет равняться. Следовательно, $f(x)$ ни при каком c не будет плотностью распределения.

1.2.2 Функция распределения

- | | |
|--------------------------------------|--|
| 1. $F'(x) = f(x)$ | 3. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ |
| 2. $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$ | 4. $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ |

Из этих свойств следует:

$$P(\alpha < x < \beta) = F(\beta) - F(\alpha)$$

Пример №1 Найти плотность распределения непрерывной случайной величины, если

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x^2, & x \in (0; 1] \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

Просто, по определению, найдем производные:

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ 2x, & x \in (0; 1] \\ 0, & x > 1 \end{cases}$$

1.2.3 Числовые характеристики

1. **Математическое ожидание:** $M(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$
2. **Дисперсия:** $D(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(x))^2 f(x) dx$. Но не забываем про то, что мы все так же можем считать по формуле:
 $D(x) = M(x^2) - M(x)^2$, где $M(x^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$
3. **Среднеквадратическое отклонение:** $\sigma(x) = \sqrt{D(x)}$
4. **Модой непрерывной величины** называют то ее значение, которому соответствует максимальное значение функции плотности.
5. **Медианой непрерывной величины** называется её значение, при котором имеет место равенство

$$P(X < M_e) = P(X > M_e)$$

Оптимальное свойство медианы. Сумма произведений отклонений значений случайной величины от медианы на соответствующие вероятности будет меньше, чем от любой другой величины:

$$\sum_{i=1}^n |x_i - M_e| * p_i = \min$$

6. **Начальный момент:** $M(x^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f(x) dx$

Для дискретной случайной величины: $\alpha^k = M(x^k) = \sum_{k=1}^n x^k P_k$

7. **Центральный момент:** $\mu_k = M(x - M(x))^k = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(x))^k f(x) dx$
8. **Коэффициент асимметрии:** $A = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$. Характеризует асимметрию распределения данной случайной величины. Неформально говоря, коэффициент асимметрии положителен, если правый хвост распределения длиннее левого, и отрицателен в противном случае.
9. **Экссес:** $E = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3$ служит для сравнения данного распределения с нормальным распределением. Если эксцесс у распределения положителен, то кривая будет более островершинной. Если эксцесс распределения отрицателен, то пик будет гладким.

Если один из интегралов расходится, то этой случайной величины не существует.

1.2.4 Решение задач

Пример №1 Пусть

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < -2 \\ -\frac{x^3}{4}, & -2 \leq x \leq 0 \\ 0, & x > 0 \end{cases}$$

Найти коэффициент асимметрии и эксцесс.

1. **Коэффициент асимметрии.** Найдем математическое ожидание:

$$\alpha_1 = M(x) = \int_{-2}^0 x \left(-\frac{x^3}{4}\right) dx = -\frac{x^5}{20} \Big|_{-2}^0 = -\frac{32}{20} \approx -1.6.$$

$$\alpha_2 = M(x^2) = -\frac{x^6}{24} \Big|_{-2}^0 = \frac{64}{24} \approx 2.67, \mu_2 = \alpha_2 - \alpha_1^2 = 2.67 - (1.6)^2 \approx 0.11, \alpha_3 = -4.57, \mu_3 = \alpha_3 - 3\alpha_1\alpha_2 + 2\alpha_1^3 = 0.05,$$

$$\alpha_4 = 8, \mu_4 = \alpha_4 - 4\alpha_1\alpha_3 + 6\alpha_1^2\alpha_2 - 3\alpha_1^4 \approx 0.1$$

Теперь можем посчитать коэффициент асимметрии: $A = \frac{0.05}{\sqrt{0.11}^3} = \frac{0.05}{0.33^3} \approx 1.39$

2. **Эксцесс.** Воспользуемся уже посчитанными в ходе предыдущих вычислений. Получается:

$$E = \frac{\mu^4}{\sigma^4} - 3 = \frac{0.1}{0.33^4} - 3 \approx 5.4$$