

Формула Бернулли: показывает конкретную вероятность появления события А, при независимых испытаниях. $P_{k,n} = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$, $q=1-p$

показательное распределение! если плотность распределения вероятностей $f(x) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$ $F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$, где $F(x) = \int_0^x f(x) dx = -e^{-\lambda x} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}$

мат. ожидание $m_x = \frac{1}{\lambda}$

$$m_x = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = -x \cdot e^{-\lambda x} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = -\frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \Big|_0^{\infty} = \frac{1}{\lambda}$$

$$\begin{aligned} u &= x \\ dv &= e^{-\lambda x} dx \\ v &= \int e^{-\lambda x} dx = -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \end{aligned}$$

дисперсия $Dx = \sigma_x^2 = \frac{1}{\lambda^2}$

$R(t) = e^{-\lambda t}$ вероятность не отказа модели системы.

$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ отказает

$$Dx = M(x^2) - m_x^2$$

$$M(x^2) = \int_0^{\infty} x^2 \cdot \lambda \cdot e^{-\lambda x} dx = \frac{2}{\lambda^2}, \quad Dx = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2}$$

среднее отклонение $\sigma_x = \sqrt{Dx} = \frac{1}{\lambda}$

Ковариация - мера линейной зависимости функций случайных величин, если XY независимые случайные величины, то она равна нулю.

$$COB: k_{xy} = \sum_i \sum_j (x_i - m_x)(y_j - m_y) P_{ij}$$

$$COB: \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)(y - m_y) f(x, y) dx dy$$

$$k_{xy} = k_{yx}$$

дисперсия СВ есть ковариация ее с самой собой

$$D(x \pm y) = Dx \pm Dy \pm 2k_{xy}$$

$$|k_{xy}| \leq \sigma_x \sigma_y$$

ДСВ - конечная, либо бесконечная счетная множество значений

НСВ - заполняют некоторый интервал числовой оси

свойства плотности: $f(x) \geq 0$; $F(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$; $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$ (нормировка); $f(x) = F'(x) \leq P.P.O$

$P(a < x < b) = \int_a^b f(x) dx$ - вероятность попасть X на участок (a, b)

Вероятность попасть в точку СВНТ = 0; условие нормировки выполняется под всей кривой расп. равен 1

III теорема Чебышева I - случайная величина X с мат. ожиданием и дисперсией. Кажд СВ X

проводится n независимых опытов, в результате которых она принимает значения $X_1 \rightarrow X_n$

Рассматривается среднее ариф. всех этих значений зависящих от n. $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

СВ Y_n образуют последовательности, теорема утверждает, что Y_n сходится по вероятности

и мат. ожиданию СВ X. С.A значений сходится по вероятности к ее мат. ожиданию при $n \rightarrow \infty$

III. Ч. II - неограниченная последовательность независимых X_1, X_2, X_n с разл. мат. Mx.

Если все дисперсии ограничены сверху одним и тем же числом D, то разность между средним ариф. наблюдаемых значений и С.A их мат. ожиданий сходится по вероятности к нулю.

$$P(|X_n - a| < \epsilon) > 1 - \delta, \quad \text{где } X_n - a = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} - m_x$$

монотонная - $Y = \Psi(X)$ $g(y) = f(\Psi(y)) \cdot |\Psi'(y)|$ $X = \Psi(y)$ обратная.

линейное преобразование a, b не изменяет вида закона распределения $Y = aX + b, a, b = const$

$$X = \Psi(y) = \frac{y-b}{a}, \Psi'(y) = \frac{1}{a}, g(y) = f\left(\frac{y-b}{a}\right) \cdot \frac{1}{|a|}$$

немонотонная: неединственная обратная фнк: $X_1 = \Psi_1(y), X_2 = \Psi_2(y)$

$$g(y) = \sum_{k=1}^n f[\Psi_k(y)] \cdot |\Psi_k'(y)|$$

Схема выбора:

все возможные комбинации, отличающиеся 1 элементом
 Сочетание $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$, $C_n^m = C_n^{n-m}$, $C_n^0 + C_n^1 + C_n^2 + \dots + C_n^n = 2^n$, $C_{n+1}^k = C_n^k + C_n^{k-1}$; $C_n^0 = 1$

Размещение $A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$ - все возможные упорядоченные подмножества без возвращения, но упорядочивание имеется

Сочетание с повторением C_{n+m-1}^m выбор с возвращением m элементов множества E без упоряд.

Размещение с повторением $W_n^m = n^m$ может содержать любой элемент $[1, n]$ раз

Оценка дисперсии ...!

$$\tilde{m} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, \tilde{d} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \tilde{m})^2}{n-1}, \tilde{\sigma} = \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \tilde{m}^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

при неизвестной математической.

$$\tilde{d} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2$$

при известном Mx ; a - параметр

$\tilde{\sigma}$ - ср. кв. отклонение

дисперсия CA n результатов измерений (сг X_1, \dots, X_n)

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, D[a] = D\left[\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}\right] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D[x_i] = \frac{n \cdot \sigma_x^2}{n^2} = \frac{\sigma_x^2}{n}$$

в n раз меньше дисперсия отдельного результата измерений (зависит от)

Мат. ожидания $Mx = M[X] = \begin{cases} \sum_{i=1}^n x_i p_i & \text{СВДТ} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx & \text{СВНТ} \end{cases}$

дисперсия $Dx = \begin{cases} \sum_{i=1}^n (x_i - m_x)^2 \cdot p_i & \text{СВДТ} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^2 f(x) dx & \text{СВНТ} \end{cases}$

параметр момент $a_k = M[X^k] = \begin{cases} \sum_{i=1}^n x_i^k \cdot p_i & \text{СВДТ} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^k f(x) dx & \text{СВНТ} \end{cases}$

СВДТ

центр рассеивания $\mu_{ks} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^k \cdot (y - m_y)^s f(x, y) dx dy$

ковариация $k_{xy} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x) \cdot (y - m_y) f(x, y) dx dy$

СВНТ

центр рассеивания $\mu_{ks} = \sum_i \sum_j (x_i - m_x)^k (y_j - m_y)^s P_{ij}$

ковариация $k_{xy} = \sum_i \sum_j (x_i - m_x) (y_j - m_y) P_{ij}$

$$np - q \leq m_0 \leq np + q$$

$$P(X < M_0) = P(X > M_0) = F(M_0) = \frac{1}{2}$$

мода - точка максимума плотности распределения

медиана - ранжированное значение

большее/меньшее значение

дисперсия - дисперсионная величина

$$f(x) = \frac{a}{1+x^2} \quad x \in (-\infty; \infty)$$

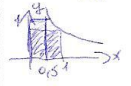
$$a \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = a \cdot \arctan x \Big|_{-\infty}^{\infty} = 1$$

$$a \cdot \left(\frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2} \right) = 1$$

$$a = \frac{1}{\pi}$$

$$x \in (0, 1] \quad y < \frac{1}{2} \quad y < \frac{1}{2x}$$

$$P(A) = \frac{S_m}{S_n} = \frac{1}{2} + \int_{0,5}^1 \frac{dx}{2x} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \ln x \Big|_{0,5}^1 = \frac{1}{2}(1 + \ln 2)$$



$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 1 \\ a(x-1)^2, & 1 < x \leq 3 \\ 1, & x > 3 \end{cases}$$

1) элемент 2

$$F(2) - F(1) = \frac{1}{4}$$

2) элемент 2, 5

$$F(5) - F(2,5) = 1 - \frac{9}{16} = \frac{7}{16}$$

$y(x) = F'(x)$ плотность распределения

$Z = X + Y$ (правила сложения, вероятности функции)

$$Z = 5X - 2Y + 3, \quad D(X) = 4, \quad D(Y) = 11$$

$$D(Z) = 25 \cdot 4 + 4 \cdot 11 + 0 = 144$$

Команда состоит из 3 игр. имеет вероятность. Всего 15, 5 впереме

$$P(A) = 1 - \frac{C_{10}^3}{C_{15}^3} = \frac{87}{81}$$

можно 4 события: 0,5; 0,05 + 0,95 \cdot 0,1 = ...

$$(5,6)^n < 0,3$$

$$n > 6,6$$

тоод, 5 впер, дерит 2. $P(A) = \frac{5}{100} \cdot \frac{2}{99}$

мрл сред. вых. $P(A) = \frac{7}{10} \cdot \frac{6}{9} \cdot \frac{5}{8}$

$$P = 1 - q^4 = 1 - 0,5^4 = 0,9375$$

$$P = 1 - a^3 = 0,875$$

$$a = 0,5$$

равновесие за стол $7! \cdot 7! + 7! \cdot 7! = 2 \cdot (7!)^2$

попытка выг: $P(A) = \frac{48! \cdot 4!}{(12!)^4} \cdot \frac{52!}{(13!)^4}$

нет асимметрии $P(A) = \frac{C_{12}^5 \cdot C_{10}^5 \cdot C_5^5}{C_5^5 \cdot C_{10}^5 \cdot C_5^5}$, но $P(A) = \frac{C_{12}^4 \cdot C_8^4 \cdot C_4^4}{C_5^5 \cdot C_{10}^5 \cdot C_5^5}$

1 событие: $P(A) = 1 - a_1 \cdot a_2 \cdot a_3$

2 события 15 знаков, $P(A) = P_1 + P_2 = k$

500 испытаний, $p = 0,002$

$\lambda = np = 500 \cdot 0,002 = 1$; вероятность 3 раз: $P(A) = \frac{e^{-1} \cdot 1^3}{3!} \approx 0,0613$

$$P_k(k) = \frac{(n)^k \cdot e^{-n}}{k!}$$

10 шт. Т деп 0,05

$$M(X) = np = 0,5$$

$$Dx = npq = 0,475$$

$$P(|X - M(X)| < \epsilon) \geq 1 - D(X) / \epsilon^2$$

$$\epsilon = 2$$

$$P(|X - 0,5| < 2) \geq 1 - 0,475/4 = 0,88$$

отказов меньше 8%

невыгода опроща.

примет значение в интервале

$$F(x_2) - F(x_1) = \text{вероятность}$$

вер $\frac{1}{2}$, наличие 40-60, 100 часов работы

$$M(X) = 100 \cdot 0,5 = 50 \quad D(X) = 100 \cdot 0,5 \cdot 0,5 = 25$$

$$\epsilon = 60 - M(X) = 10$$

$$P(|X - 50| < 10) \geq 1 - \frac{25}{10^2} = 0,75$$

x	2	4	7
P	0,5	0,2	0,3

$$x \leq 2 \quad F(x) = 0$$

$$2 < x \leq 4 \quad F(x) = 0,5$$

$$4 < x \leq 7 \quad F(x) = 0,7$$

$$x > 7 \quad F(x) = 1$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x \leq 2 \\ 0,5 & \text{при } 2 < x \leq 4 \\ 0,7 & \text{при } 4 < x \leq 7 \\ 1 & \text{при } x > 7 \end{cases}$$

$P_n = n!$ сколько способов переставить n объектов

$C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ сколько способов можно выбрать m из n объектов

$A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$ "и" в каждой выборке переставить их местами

или "И + ; ; и" $n \circ$

$P_n(\text{объект}) = \frac{n!}{m_1! \cdot m_2! \cdot \dots \cdot m_n!}$ как способ, которыми можно переставить n объектов

$C_n^m \cdot m-1 = \frac{(n+m-1)!}{m! \cdot (n-1)!}$ для выбора предметов n множеств; каждая состоит из одинаковых объектов

$A_n^m(\text{объект}) = n^m$ сколько способов выбрать m объектов, если в каждой переборке выборке их различия

$P(A) = \frac{k}{n}$ классическая вероятность

$P(A) = P(A|H_1) \cdot P(H_1) + P(A|H_2) \cdot P(H_2)$ полная вероятность

$P_n(k) = C_n^k \cdot p^k \cdot a^{n-k}$ биномиальная

$P(A) = \frac{P(A|H_1) + P(A|H_2)}{P(H_1) + P(H_2)}$ Байеса

$P(A) = \frac{S_1}{S_2}$ классиф. вер.

$nP - a \leq m < nP + P$

$M_x = p_1 \cdot x_1 + \dots + p_n \cdot x_n = \frac{at+b}{2} = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = nP$

$D_x = M(x^2) - (M(x))^2 = p_1 \cdot x_1^2 + \dots + p_n \cdot x_n^2 - (x_1 p_1 + x_2 p_2)^2 = nPa^2$

$= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \frac{(b-a)^2}{12}$

$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$

$f(x) = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$ $= \sqrt{3} dx$

$R(t) = e^{-\lambda t}$, $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ (экспоненциальная работа)

$P(X=k) = \frac{a^k}{k!} \cdot e^{-a}$, $a = \lambda = np = mx$ закон пуассона, Плуассона

$\int \text{tg} x dx = -\ln|\cos x|$ $\int \frac{dx}{\sin^2 x} = -\text{ctg} x$

$\int dx = x$ $\int \frac{dx}{\cos^2 x} = \text{tg} x$

$\int \frac{dx}{x} = \ln|x|$ $\int \frac{dx}{a^2 - x^2} = \arcsin \frac{x}{a}$

$\int x^n = \frac{x^{n+1}}{n+1}$ $\int \frac{dx}{\sqrt{a^2 - x^2}} = \frac{1}{a} \arccos \frac{x}{a}$

$\int a^x dx = \frac{a^x}{\ln a}$ $\int \frac{dx}{a^2 + x^2} = \frac{1}{a} \text{arctg} \frac{x}{a}$

$\int e^x dx = e^x$ $\int \frac{dx}{a^2 - x^2} = \frac{1}{2a} \ln \left| \frac{a+x}{a-x} \right|$

$\int \sin x dx = -\cos x$ $\int \frac{dx}{\sqrt{a^2 \pm x^2}} = \ln|x + \sqrt{x^2 \pm a^2}|$

$\int \cos x dx = \sin x$

$\int x dx = \frac{x^2}{2}$ $\int \frac{dx}{\sqrt{x}} = 2\sqrt{x}$ $\int u dv = uv - \int v du$
 u, v - интервал; u, du - произволь.

$G_n(x) = \prod_{k=1}^n (a_k + p_k \cdot x) = \sum_{m=0}^n P_{nm} \cdot x^m$

$M_x = np$, $\sigma^2 = npa$, $\alpha_x = \frac{a-p}{\sqrt{npa}}$, $\epsilon_x = \frac{t - \sigma p a}{npa}$

$\alpha_x = \frac{2}{\sqrt{x^2}} - \frac{1}{x^2}$, $\delta_x = \frac{1}{x}$

$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$ нормальное св. величин в интервале, или $F(2) - F(1)$

$P(X=k) = \frac{C_n^k \cdot C_{n-k}^{m-k}}{C_n^m}$ закон распределения

$R(k) = \frac{1}{\sqrt{npa}} \cdot \varphi(x)$, $X = \frac{k - np}{\sqrt{npa}}$ локальная

$P\left(\left|\frac{M}{n} - p\right| \leq \epsilon\right) = 2\varphi\left(\epsilon \sqrt{\frac{n}{pa}}\right)$

$D_{const} = 0$

$y = ax + b$

$m_y = a \cdot m_x + b$