

①: 若 $X \sim \pi(\lambda)$, 即:

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

数学期望:

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{(k-1)!}$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$$

注意: $e^x = 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^{k-1}}{(k-1)!}$

故: $E(X) = \lambda$

② 均匀分布的数学期望

设 $X \sim U(a, b)$, 则 $P(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in (a, b) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

$$\int_a^b x P(x) dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b x dx = \frac{a+b}{2}$$

(3). 随机变量函数的数学期望:

设 $Y = g(X)$, 且 $E(X) = E_1$, 求 Y 的数学期望 E_2

解: $E_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$, 从而有: 设 Y 的概率密度 $f_Y(y)$

故有: $Y = g(X)$ 的分布函数: \Rightarrow 此外要求 $g(x)$ 恒 > 0 或 < 0

$$F(Y) = \{P(g(X) \leq y)\} = P\{X \leq g^{-1}(y)\} = F_X(g^{-1}(y)), \text{其中 } F_X \text{ 是 } X \text{ 的分布函数,}$$

从而: $f_Y(y) = F'_X(g^{-1}(y)) [g^{-1}(y)]' = f[h(y)] h'(y)$
 对 $g(x) > 0$
 对 $g(x) < 0$
 均有: $f_Y(y) = f[h(y)] |h'(y)|$

从而有: 设 α, β 为变换后的上下限

$$E(Y) = \int_{\alpha}^{\beta} y f[h(y)] |h'(y)| dy = \pm \int_{\alpha}^{\beta} y f[h(y)] dh(y) = E[h(y)]$$

\Downarrow 代替: $y = g(x)$

$$\pm \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$

即: 当 $g(x)$ 恒 > 0 时, $E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$,

$g(x)$ 恒 < 0 时, $E(Y) = -\int_{+\infty}^{-\infty} g(x) f(x) dx$ (由于 α 对应 $+\infty$, β 对应 $-\infty$)

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

上述方法证明了 $g(x) > 0$ 和 $g(x)$ 恒 < 0 的情况, 该公式推广到 $g(x)$

上述方法证明了 $g'(x) > 0$ 和 $g'(x) \text{ 恒} < 0$ 的情况, 该公式推广到 $g'(x)$
为其它时也是成立的。
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$