Gamma函数以及分布的理解

1:数学公式

$$\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$$

2: 数学性质

$$\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$$

3: 推论

$$\Gamma(n+1) = n\Gamma(n-1) = \ldots = n!$$

Gamma分布

1: Gamma函数到Gamma分布过程

Gamma函数同时除以 $\Gamma(x)$,公式变化过程如下:

$$1 = \int_0^\infty \frac{t^{x-1}e^{-t}}{\Gamma(x)} dt$$

进行符号转化,t换成x, x换成 α :

$$1 = \int_0^\infty \frac{x^{\alpha - 1} e^{-x}}{\Gamma(\alpha)} dx \tag{1}$$

 $\Rightarrow x = \beta t$

$$1 = \int_0^\infty \frac{(\beta t)^{\alpha - 1} e^{-\beta t}}{\Gamma(\alpha)} d\beta t$$

$$1 = \int_0^\infty \frac{\beta^{\alpha} t^{\alpha - 1} e^{-\beta t}}{\Gamma(\alpha)} dt$$
(2)

若是按照上述式子1,则得到如下概率密度的gamma分布:

$$f(x|\alpha) = \frac{x^{\alpha - 1}e^{-x}}{\Gamma(\alpha)}$$
 (3)

若是按照上述式子2,则得到如下概率密度的gamma分布:

$$f(x|\alpha,\beta) = \frac{\beta^{\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}$$
 (4)

两种Gamma分布的形式,其中式子4为其一般的定义式子,分布的取决于两个参数,当 $\beta = 1$ 时,可以看到式子4就退化到式子3了,式子3被称为标准gamma分布。

2:Gamma分布的性质

1) 当 $\beta = 1, \alpha = 1$ 时gamma分布退化为标准指数分布

$$f(x|\alpha,\beta) = \frac{e^{-x}}{\Gamma(1)} = e^{-x}$$

2)期望值:

$$E(f(x)) = \int_0^\infty x f(x) dx$$

$$= \int_0^\infty x \frac{\beta^\alpha x^{\alpha - 1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)} dx$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty x^\alpha e^{-\beta x} \Gamma(\alpha) dx$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty (t/\beta)^\alpha e^{-\beta(t/\beta)} d(t/\beta)$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\beta \Gamma(\alpha) \beta^\alpha} \int_0^\infty (t)^\alpha e^{-t} dt$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\beta \Gamma(\alpha) \beta^\alpha} \Gamma(\alpha + 1)$$

$$= \frac{\Gamma(\alpha + 1)}{\beta \Gamma(\alpha)}$$

$$= \frac{\alpha}{\beta}$$

$$= \frac{\alpha}{\beta}$$

2)方差值:

$$D(f(x)) = \frac{\alpha}{\beta^2}$$

3:Gamma分布到泊松分布

3.1: 泊松分布

1) 泊松分布定义

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

2) gamma分布, 当 $\beta = 1$ 时, 标准gamma分布:

$$f(x|\alpha = k+1) = \frac{x^k e^{-x}}{\Gamma(k+1)} = \frac{x^k e^{-x}}{k!}$$

对比看是泊松分布对应这离散随机量,gamma分布对应这连续的量,数学形式一样,变动的量不同而已。

3.2: 二项分布

1)二项分布定义如下:

$$P(X = k|n, p) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

其中p表示单次实验的成功的概率,n表示实验的次数,k表示成功的次数

2) 二项分布的累计概率分布如下:

$$P(X \le k) = \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \int_{p}^{1} t^{k} (1-t)^{n-k-1} dt$$
 (5)

证明过程如下:

$$\begin{split} \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \int_{p}^{1} t^{k} (1-t)^{n-k-1} dt &= \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \left\{ -\frac{kt^{k-1} (1-t)^{n-k}}{n-k} \mid_{p}^{1} + \int_{p}^{1} \frac{kt^{k-1} (1-t)^{n-k}}{n-k} \right\} \\ &= \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \left\{ p^{k-1} (1-p)^{n-k} + \int_{p}^{1} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt \right\} \\ &= C_{n}^{k} p^{k} (1-p)^{n-k} + \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_{p}^{1} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt \\ &= P(X = k|n, p) + P(X \le k-1) \end{split}$$

根据上面的推导可得如下,最终能够说明上述式子成立:

$$P(X \le k) = P(X = k|n, p) + P(X \le k - 1)$$

3.3: 二项分布, 泊松分布, Gamma分布关联

1) 二项分布到泊松分布过程

令 $np = \lambda$,则 $p = \frac{\lambda}{n}$,下面推导利用定理 $\lim_{x \to +\infty} (1 + \frac{a}{x})^x = e^a$ 这个定理也会好证明,只需要取 \log 后,采用洛必达法则即可证明。

$$\lim_{n \to \infty} P(X = k | n, p) = \lim_{n \to \infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k (1 - \frac{\lambda}{n})^{n-k}$$

$$= \lim_{n \to \infty} \frac{\lambda^k}{k!} \frac{n!}{(n-k)!n^k} (1 - \frac{\lambda}{n})^n (1 - \frac{\lambda}{n})^{-k}$$

$$= \lim_{n \to \infty} \frac{\lambda^k}{k!} \frac{n(n-1) \dots (n-k+2)(n-(k-1))}{n^k} (1 - \frac{\lambda}{n})^n (1 - \frac{\lambda}{n})^{-k}$$

$$= \lim_{n \to \infty} \frac{\lambda^k}{k!} \left[(1 - \frac{k-1}{n})(1 - \frac{k-2}{n}) \dots (1 - \frac{1}{n}) \right] (1 - \frac{\lambda}{n})^n (1 - \frac{\lambda}{n})^{-k}$$

$$= \lim_{n \to \infty} \frac{\lambda^k}{k!} (1 - \frac{\lambda}{n})^n$$

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

这里表明,当二项分布做无穷次实验时,会让其变为泊松分布。

2) 基于式子5, 令nt = x,则 $t = \frac{x}{n}$ 可以得到如下不等式

$$P(X \le k|n, p) = \frac{n!}{k!(n-k-1)!} \int_{np}^{n} \left(\frac{x}{n}\right)^{k} (1 - \frac{x}{n})^{n-k-1} d\frac{x}{n}$$

$$= \frac{(n-1)!}{k!(n-k-1)!} \int_{np}^{n} \left(\frac{x}{n}\right)^{k} (1 - \frac{x}{n})^{n-k-1} dx$$

$$= \int_{np}^{n} P(X = k|n-1, \frac{x}{n}) dx$$

基于上述1) 的推论,当 $n \to +\infty$ 时,则转为了泊松分布,其中对于二项分B(X|n,p)转为了 $Poisson(X|\lambda=np)$,对于 $B(X|n-1,\frac{x}{n})$ 转为 $Poisson(X|\lambda=\lim_{n\to\infty}(n-1)\frac{x}{n}=x)$,从而转为了泊松的如下形式:

$$Poisson(X \le k | \lambda) = \int_{\lambda}^{+\infty} Poisson(X = k | x) dx$$
 (6)

特别的情况下,当 $\lambda \to 0$ 时,泊松分布的概率性趋向于确定性,也就是说当 $\lambda = 0$ 时,这样的事件就是确定性事件了,也就是不管k值如何取,都不可能发生的事件了,从而确定性事件分布,从而其概率为1。那么会得到如下式子

$$1 = \int_0^{+\infty} \frac{e^{-x} x^k}{k!} \, dx$$

根据gamma的分布式子1, 当 $\alpha = k + 1$

$$1 = \int_0^\infty \frac{x^k e^{-x}}{\Gamma(k+1)} \, dx = \int_0^\infty \frac{x^k e^{-x}}{k!} \, dx$$

从上述可以看到gamma分布和泊松分布的关系由式子6可以附带有意思的推论式子:

$$Poisson(X \le k | \lambda) + \int_0^{\lambda} Poisson(X = k | x) dx = 1$$

$$Poisson(X \le k | \lambda) + \int_0^{\lambda} \frac{e^{-x} x^k}{k!} dx = 1$$

$$Poisson(X \le k | \lambda) + \int_0^{\lambda} Gamma(x | \alpha = k + 1, \beta = 1) dx = 1$$
(7)

4/4

式子7表明了泊松分布和gamma的关系,gamma的积分与泊松的累计概率求和为1。

参考资料:

LDA数学八卦

gamma, 二项式, 泊松分布的百度百科

https://maxiang.io/