

# Probability Theory: Lecture note

May 15, 2018

*Class 15*

Jingxiao Chen

## 1. 母函数(Generating function)

定义

对于数列 $a_n$ 及其母函数 $g(z)$

$$(a_n)_{n=0}^{\infty} \rightarrow g(z) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n z^n$$

利用 $g(z)$ 求 $E(x)$ ,  $\text{Var}(x)$

$$E(x) = \sum n a_n = g'(1)$$

$$E(x^2) - E(x) = g''(1)$$

$$\text{Var}(x) = g''(1) + g'(1) - [g'(1)]^2$$

从 $E(x)$ ,  $\text{Var}(x)$ 求 $g(z)$

$$a_j = \frac{1}{j!} g^{(j)}(0)$$

由唯一性定理得左右两边两两对应, 这条性质非常重要, 我们可以同过 $g$ 的性质得到 $E$ ,  $\text{Var}$ 的性质

例1

$$\sum_{i=1}^{\infty} a_j z_i = \sum_{i=1}^{\infty} b_i z_i \Leftrightarrow a_i = b_i$$

思考题如何证明上式的正确性

定义 卷积

$$c_i = \sum_{j=0}^l a_j b_{j-1}$$

性质 对于随机变量 $a, b, c$  若 $a, b$ 独立同分布, 且有 $g_a(z)g_b(z) = g_c(z)$  则 $c = a + b$

例2

$P(T = j) = p_j = q^{j-1}p \quad j \geq 1$  几何分布

$$g(z) = \sum_{j=1}^{\infty} p_j z_j = \frac{p}{q} \sum_{j=1}^{\infty} (q \cdot z)^j = \left( \frac{pz}{1 - qz} \right)$$

例3: 负二项分布 (抛硬币问题)

描述 假设有一组独立的伯努利数列, 每次实验有两种结果“成功”和“失败”。每次实验的成功概率是 $p$ , 失败的概率是 $1-p$ 。我们得到一组数列, 当预定的“非成功”次数达到 $r$ 次, 那么结果为“成功”的随机次数会服从负二项分布

$$S_n = \sum_{i=1}^n T_i$$

其母函数

$$\begin{aligned} g_{S_n}(z) &= (g_T(z))^n \\ &= \left( \frac{pz}{1 - qz} \right)^n \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \binom{n+j-1}{n-1} \dots \\ &= \sum_{k=n}^{\infty} \binom{k-1}{n-1} p^n q^{(k-n)} z^k \end{aligned}$$

由 $(\frac{g(z)}{z})^n = (\frac{p}{1-qz})^n$ 有

$$P(s_n = h + j) = \binom{n+j-1}{j} p^n q^j = \binom{-n}{j} p^n (-q)^j$$

此外, 我们利用 $g_X(z) = E(z^X)$ 可以得到很多东西例如, 若 $x_1, x_2$ 独立,

$$E(z^{x_1+x_2}) = E(z^{x_1})E(z^{x_2})$$

## 2. 拉普拉斯变换(Laplace transform) $L_x(\lambda)$

定义拉普拉斯变换对于随机变量 $X$ , 参数 $\lambda \in [0, \infty]$ , 有函数 $L_x(\lambda)$

$$\text{连续: } L_x(\lambda) = E(e^{-\lambda x}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\lambda u} f(u) du$$

$$\text{离散: } L_x(\lambda) = E(e^{-\lambda x}) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j e^{j\lambda} \quad (\text{可能不存在})$$

若 $x_1, x_2$ 独立:

$$E(e^{-\lambda(x_1+x_2)}) = E(e^{-\lambda x_1})E(e^{-\lambda x_2})$$

## 3. 矩母函数(moment generating function) $M_x(t)$

定义矩母函数对于随机变量 $X$ , 参数 $t$ , 有函数 $M_x(t)$

$$\begin{aligned} M_x(t) &= E(e^{tx}) \\ &= E(1 + tx + \frac{t^2 x^2}{2!} + \dots) \\ &= 1 + E(x)t + \frac{E(x^2)}{2!}t^2 + \dots \end{aligned}$$

本质上讲, 矩母函数即是矩的母函数

若 $x_1, x_2$ 独立:

$$M_{x_1}(t)M_{x_2}(t) = M_{x_1+x_2}(t)$$

## 4. 特征函数(characteristic function) $\varphi_x(\theta)$

定义特征函数对于随机变量 $x$

$$\varphi_x(\theta) = E(e^{i\theta x})$$

我们可以另 $t = i\theta$ 从而与矩母函数进行类比。

由于涉及到傅里叶变换相关知识, 在这里不再进行更多的介绍。

## 5. 常见分布

几种常见分布的矩母函数和特征函数

	$M_x(t)$	$\varphi(t)$
Bernoulli	$1 - p + pe^t$	$1 - p + pe^{it}$
Geomatic	$\frac{pe^t}{1 - (1-p)e^t}$	$\frac{pe^{it}}{1 - (1-p)e^{it}}$
$Poisson(\lambda)$	$e^{\lambda(e^t - 1)} \quad (t < \lambda)$	$e^{\lambda(e^{it} - 1)}$
Normal $N(\mu, s^2)$	$e^{t\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$	$e^{it\mu - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$

正态分布  $n$  阶矩 若  $X \sim N(0, 1)$

$$\begin{aligned}
 M_x(\theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{\theta x} \varphi(x) dx \\
 \varphi(x) &= \frac{e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(\theta x - \frac{x^2}{2}) dx \\
 &= e^{\frac{\theta^2}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x - \theta) dx \\
 &= e^{\frac{\theta^2}{2}}
 \end{aligned}$$

我们可以得到

$$1 + \frac{\theta^2}{2} + \frac{1}{2!} \left(\frac{\theta^2}{2}\right)^2 + \cdots = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\theta^n}{n!} E(X^n)$$

从中取一项  $\frac{1}{n! 2^n} = \frac{E(X^{2n})}{2n!}$ , 明显有

$$\begin{cases} E(X^{2n+1}) = 0 \\ E(X^{2n}) = \frac{(2n)!}{n! 2^n} \end{cases}$$

性质 对于两个独立的随机变量  $X_1, X_2$

$$\begin{aligned}
 X_1 &\sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \\
 X_2 &\sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \\
 \Rightarrow X_1 + X_2 &\sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)
 \end{aligned}$$

证明

$$\begin{aligned}
 M_{x_1+x_2}(\theta) &= M_{x_1}(\theta) M_{x_2}(\theta) \\
 &= e^{\mu_1 \theta + \frac{\sigma_1^2}{2} \theta^2} e^{\mu_2 \theta + \frac{\sigma_2^2}{2} \theta^2} \\
 &= e^{(\mu_1 + \mu_2) \theta + \frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{2} \theta^2} \\
 &= \text{暂记 } M_x(\theta)
 \end{aligned}$$

由唯一性定理可知  $M_{x_1+x_2}(\theta) = M_x(\theta)$  唯一

## 6. 中心极限定理 (Central Limit Theorem)

描述 对于随机变量  $X_i \sim X$ ,  $E(X) = \mu$ ,  $Var(X) = \sigma^2$

记

$$Z_n = \frac{X_1 + \cdots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$$

下式成立

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(a \leq Z_n \leq b) = F(b) - F(a) = \int_a^b \frac{e^{-\frac{\theta^2}{2}}}{\sqrt{2n}} dx$$

**证明** 对于特征函数  $\varphi_{x-\mu}(\theta) = \varphi(\theta)$  则

$$\begin{aligned}\varphi_{Z_n} &= \prod_{j=1}^n \varphi\left(\frac{\theta}{\sigma\sqrt{n}}\right) \\ &= \left(\varphi\left(\frac{\theta}{\sigma\sqrt{n}}\right)\right)^n\end{aligned}$$

**定理** Levy's Continuity Theorem

$$\begin{aligned}\varphi'(\theta) &= iE((x - \mu)e^{i\theta(x-\mu)}) \\ \varphi''(\theta) &= -E((x - \mu)^2 - e^{i\theta(x-\mu)})\end{aligned}$$

由上面两式子在0处泰勒展开

$$\begin{aligned}\varphi(\theta) &= 1 + 0 - \frac{\sigma^2\theta^2}{2} + \theta^2 h(\theta) \\ (\varphi'(0) &= 0, \quad \varphi''(0) = -\sigma^2)\end{aligned}$$

注意到当  $\theta \rightarrow 0$  有  $h(\theta) \rightarrow 0$

$$\begin{aligned}\varphi_{Z_n}(\theta) &= \prod_{j=1}^n \varphi\left(\frac{\theta}{\sigma\sqrt{n}}\right) \\ &= \left(\varphi\left(\frac{\theta}{\sigma\sqrt{n}}\right)\right)^n \\ &= e^{n \log(1 - \frac{\theta^2}{2n} + \frac{\theta^2}{n\sigma^2} h(\frac{\theta}{\sigma\sqrt{n}}))}\end{aligned}$$

又由洛必达法则可以得到

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{Z_n}(\theta) = e^{-\frac{\theta^2}{2}}$$

由唯一性定理可得，此时趋向于一个分布