

## 随机过程 B 第三周作业 9 月 28 日 周一

PB18151866 龚小航

1.15 若  $X_1, X_2, \dots$  独立且有相同的以  $\lambda$  为参数的指数分布,  $N$  服从几何分布, 即

$$P(N = n) = \beta(1 - \beta)^{n-1}, \quad n = 1, 2, 3, \dots \quad 0 < \beta < 1$$

试求随机和  $Y = \sum_{i=1}^N X_i$  的分布。

解: 参考课本第 9 页例题 1.12 的证明过程, 有:

$$E[e^{tY} | N = n] = E[e^{t \sum_{i=1}^N X_i} | N = n] = E[e^{t \sum_{i=1}^n X_i}] = (g_X(t))^n$$

再直接求出  $g_X(t)$ , 这就是指数分布的矩母函数, 按定义:

$$g_X(t) = \int_0^{\infty} e^{tx} \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda}{t - \lambda} (e^{(t-\lambda)x} \Big|_{x=0}^{\infty}) = \frac{\lambda}{\lambda - t}$$

把这个结果代回, 即得:

$$E[e^{tY} | N = n] = (g_X(t))^n; \quad E[e^{tY} | N] = (g_X(t))^N = \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^N$$

判断  $Y$  的分布, 可以从  $Y$  的矩母函数形式上来判断, 由此计算其矩母函数:

$$\begin{aligned} g_Y(t) &= E[E(e^{tY} | N)] = E\left[\left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^N\right] = \sum_{n=1}^{\infty} \beta(1 - \beta)^{n-1} \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^n \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right) \beta \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} - \frac{\lambda\beta}{\lambda - t}\right)^{n-1} \end{aligned}$$

当且仅当  $\left|\frac{\lambda}{\lambda - t} - \frac{\lambda\beta}{\lambda - t}\right| < 1$  时  $g_Y(t)$  收敛, 此时利用等比数列求和, 得到:

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{\lambda - t} - \frac{\lambda\beta}{\lambda - t}\right)^{n-1} &= \lim_{n \rightarrow \infty} 1 * \frac{\left(\frac{\lambda}{\lambda - t} - \frac{\lambda\beta}{\lambda - t}\right)^n - 1}{\frac{\lambda}{\lambda - t} - \frac{\lambda\beta}{\lambda - t} - 1} = \frac{\lambda - t}{\lambda\beta - t} \\ \Rightarrow g_Y(t) &= \frac{\lambda\beta}{\lambda\beta - t} \end{aligned}$$

根据常用分布的矩母函数表示形式, 可知  $Y = \sum_{i=1}^N X_i$  服从参数为  $\lambda\beta$  的指数分布。

1.16 若  $X_1, X_2, \dots$  独立同分布,  $P(X_i = \pm 1) = 1/2$ ;  $N$  与  $X_i$  ( $i \geq 1$ ) 独立且服从参数为  $\beta$  的几何分布, 其中  $0 < \beta < 1$ . 试求随机和  $Y = \sum_{i=1}^N X_i$  的均值, 方差和三、四阶矩。

解: 求解均值、方差、矩, 显然需要用到矩母函数。先求出  $g_Y(t)$ :

$$E[e^{tY} | N = n] = E[e^{t \sum_{i=1}^N X_i} | N = n] = E[e^{t \sum_{i=1}^n X_i}] = (g_X(t))^n$$

再直接求出  $g_X(t)$ , 这就是两点分布的矩母函数, 按定义:

$$g_X(t) = \sum_{i=-1,1} e^{it} P(X = i) = \frac{e^t + e^{-t}}{2}$$

把这个结果代回, 即得:

$$E[e^{tY} | N = n] = (g_X(t))^n; \quad E[e^{tY} | N] = (g_X(t))^N = \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^N$$

由以上结果, 可以计算  $Y$  的矩母函数:

$$g_Y(t) = E[E(e^{tY} | N)] = E\left[\left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^N\right] = \sum_{n=1}^{\infty} \beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^n$$

最后由  $Y$  的矩母函数直接求出  $Y$  的一至四阶原点矩:

• 均值:

$$E[Y] = g'_Y(0) = \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2} \sum_{n=1}^{\infty} n\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-1}\right) \Big|_{t=0} = 0$$

• 方差: 即计算其二阶矩, 利用公式  $Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y)$  即可

$$\begin{aligned} E[Y^2] &= g''_Y(0) = \sum_{n=1}^{\infty} n(n-1)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-2} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^2 \\ &\quad + \sum_{n=1}^{\infty} n\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^n \quad (t=0) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} n\beta(1-\beta)^{n-1} = \frac{1}{\beta} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = \frac{1}{\beta}$$

• 三阶矩: 再对上式求导一次

$$E[Y^3] = g'''_Y(0) = \sum_{n=1}^{\infty} n(n-1)(n-2)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-3} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^3$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{n=1}^{\infty} 2n(n-1)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-1} \frac{e^t - e^{-t}}{2} \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} n^2\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-1} \frac{e^t - e^{-t}}{2} \quad (t=0) \\
& = 0
\end{aligned}$$

这是因为  $\frac{e^t - e^{-t}}{2} = 0$ , 而每一项都含这一项。

• 四阶矩：再对上式求导一次

$$\begin{aligned}
E[Y^3] &= g_Y''(0) = \sum_{n=1}^{\infty} n(n-1)(n-2)(n-3)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-4} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^4 \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} 3n(n-1)(n-2)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-2} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^2 \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} 2n(n-1)^2\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-2} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^2 \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} 2n(n-1)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^n \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} n^2(n-1)\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^{n-2} \left(\frac{e^t - e^{-t}}{2}\right)^2 \\
& + \sum_{n=1}^{\infty} n^2\beta(1-\beta)^{n-1} \left(\frac{e^t + e^{-t}}{2}\right)^n \quad (t=0) \\
& = \sum_{n=1}^{\infty} 2n(n-1)\beta(1-\beta)^{n-1} + \sum_{n=1}^{\infty} n^2\beta(1-\beta)^{n-1} \\
& = \sum_{n=1}^{\infty} (3n^2 - 2n)\beta(1-\beta)^{n-1} = 3 \sum_{n=1}^{\infty} n^2\beta(1-\beta)^{n-1} - 2 \sum_{n=1}^{\infty} n\beta(1-\beta)^{n-1} \\
& = 3 \left( \frac{1-\beta}{\beta^2} + \frac{1}{\beta^2} \right) - 2 \frac{1}{\beta^2} = \frac{6-5\beta}{\beta^2}
\end{aligned}$$

1.17 随机变量  $N$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布, 给定  $N = n$ , 随机变量  $M$  服从以  $n$  和  $p$  为参数的二项分布。试求  $M$  的无条件概率分布。

解: 仍然利用矩母函数, 根据常用函数的矩母函数表达形式,  $B(n, p)$  的矩母函数为  $(pe^t + 1 - p)^n$

$$E[e^{tM}|N = n] = (pe^t + 1 - p)^n$$

$$g_M(t) = E[E[e^{tM}|N]] = E[(pe^t + 1 - p)^N] = \sum_{n=0}^{\infty} (pe^t + 1 - p)^n \cdot \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} = e^{\lambda p(e^t - 1)}$$

对比这个形式, 可知  $M$  服从参数为  $\lambda p$  的泊松分布。