

概率统计第十讲： 特征函数

史灵生 清华数学系

1、本讲提要

- ① 一元特征函数
 - 特征函数定义
 - 特征函数性质
 - 矩和（极限）分布
- ② 多元特征函数
 - 多元特征函数定义
 - 特征函数和独立性

2、特征函数

- **概率母函数** $E(z^X) = \sum_{n=1}^{\infty} P(X=n)z^n$ 是研究取非负整数值
的随机变量 X 的重要工具，但它对随机变量的取值有限制。
- 在概率母函数中取 $z = e^t$ ，就得到**矩母函数** $E(e^{tX})$ 。
 - 它继承了概率母函数的所有重要性质，而且突破了概率母函数对随机变量取值的限制，
 - 特别是在计算 X 的矩 EX^n 时它比概率母函数更方便，
 - 但它带来一个新问题，就是 e^{tX} 可能没有收敛的数学期望。
- 在概率母函数中取 z 为单位复数 e^{it} ，得到**特征函数** $E(e^{itX})$ 。
 - 这时它对一切随机变量有定义，而且继承了概率母函数和矩母函数的所有重要性质，
 - 但是我们为此付出的代价是我们不得不面对取复数值的随机变量 e^{itX} ，特别是要计算复值函数的积分。

3、 $i = \sqrt{-1}$

- 第一名将负数的平方根这个“显然”没有意义的东西写到公式里的勇士，是十六世纪的Italy数学家Cardan。
- 既然有人敢把它写下来，并且，尽管这有点想入非非，却把解方程的事办成了；这样有人开了头，负数的平方根—Cardan给它起了个大号叫“**虚数**”—就越来越被科学家们所使用了，虽则总是伴有很大保留，还提出种种借口。
- 在著名Swiss科学家Euler1770年发表的Algebra著作中，有许多地方用到了虚数。然而，对这种数，他又加上了这样一个掣肘的评语：“一切形如 $\sqrt{-1}$ ， $\sqrt{-2}$ 的数学式，都是没有的，想象的数，因为它们所表示的是负数的平方根。对于这类数，我们只能断言，它们既不是什么都不是，也不比什么都不是多些什么，更不比什么都不是少些什么。它们纯属虚幻。” ...

4、特征函数

定义

称函数 $\varphi_X(t) = E(e^{itX})$, ($i^2 = -1$) 为随机变量 X 的 **特征函数**。

注：

- ① 若 X 为离散型随机变量, 则 X 的特征函数为 $\varphi(t) = \sum_k e^{itx_k} p_k$.
- ② 若 X 为连续型随机变量, 其概率密度函数为 $p(x)$, 则 X 的特征函数为

$$\varphi_X(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} p(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \cos(tx) p(x) dx + i \int_{\mathbb{R}} \sin(tx) p(x) dx$$
 即 φ_X 为 p 的 **Fourier变换**。
- ③ 分布函数 $F(x)$ 和特征函数 $\varphi(t)$ 相互唯一决定（唯一性定理）

5、离散型的特征函数

- ① 若 X 服从单点分布 $P(X = a) = 1$ ，则 $\varphi_X(t) = e^{iat}$ 。
- ② 若 X 服从二点分布 $b(1, p)$ ，则

$$\varphi_X(t) = e^{it0}q + e^{it1}p = q + pe^{it}.$$

- ③ 若 X 服从几何分布 $G(p)$ ，则

$$\varphi_X(t) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{itk} pq^{k-1} = pe^{it} \sum_{k=0}^{\infty} (qe^{it})^k = \frac{pe^{it}}{1 - qe^{it}}.$$

- ④ 若 X 服从参数为 λ 的Poisson分布，则

$$\varphi_X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda e^{it})^k}{k!} = e^{\lambda(e^{it}-1)}.$$

6、连续型的特征函数

- ① 若 X 服从 $(-1, 1)$ 上的均匀分布, 则

$$\varphi_X(t) = \int_{-1}^1 e^{itx} \frac{1}{2} dx = \int_0^1 \cos(tx) dx = \frac{\sin t}{t}.$$

- ② 若 X 服从参数为 λ 的指数分布, 则

$$\varphi_X(t) = \int_0^{\infty} e^{itx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{\infty} e^{(it-\lambda)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda - it} = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-1}.$$

- ③ 若 X 服从一维标准正态分布 $N(0, 1)$, 则

$$\varphi_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 2 \int_0^{\infty} \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} \varphi_X(t) &= -2 \int_0^{\infty} x \sin(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 2 \int_0^{\infty} \sin(tx) d\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}\right) \\ &= -2t \int_0^{\infty} \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = -t \varphi_X(t), \end{aligned}$$

又 $\varphi_X(0) = 1$, 因此 $\varphi_X(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$ 。

7、特征函数性质

- ① $|\varphi_X(t)| \leq \varphi_X(0) = 1$ 。
- ② $\varphi_X(t) = \overline{\varphi_X(-t)}$ 。
- ③ $\varphi_X(t)$ 是实偶函数当且仅当 X 具有对称分布 $F_X(x) = F_{-X}(x)$ （即 F_X 的图形关于 $(0, 1/2)$ 中心对称，若 X 为连续型）。
- ④ $\varphi_{aX+b}(t) = e^{ibt} \varphi_X(at)$ 。
- ⑤ 若 X 与 Y 相互独立，则 $\varphi_{X+Y}(t) = \varphi_X(t) \varphi_Y(t)$ 。
- ⑥ $\varphi_X(t)$ 关于 t 在 \mathbb{R} 上一致连续。
- ⑦ 对任意自然数 n ，任意实数 t_1, \dots, t_n ， n 阶复数矩阵 $(\varphi_X(t_j - t_k))_{j,k}$ 是一个非负定 Hermite 矩阵：对任意复数 z_1, \dots, z_n ，
$$\sum_{j,k=1}^n \varphi_X(t_j - t_k) z_j \overline{z_k} \geq 0。$$

Bochner-Khinchin 定理

如果连续函数 $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ 满足 $\varphi(0) = 1$ ，那么它是特征函数当且仅当它满足上面的非负定条件（7）。

8、特征函数性质的证明

- ① $|\varphi_X(t)| = |Ee^{itX}| \leq E|e^{itX}| = E1 = 1 = \varphi_X(0)$ 。
- ② $\overline{\varphi_X(t)} = \overline{Ee^{itX}} = E\overline{e^{itX}} = Ee^{-itX} = \varphi_X(-t) = \varphi_{-X}(t)$,
- ③ $\varphi_X(t)$ 是实偶函数 $\Leftrightarrow \varphi_X(t) = \overline{\varphi_X(t)} = \varphi_X(-t) = \varphi_{-X}(t)$
 $\Leftrightarrow F_X(x) = F_{-X}(x)$, 即 X 具有对称分布 \Leftrightarrow
 $F_X(x) = F_{-X}(x) = P(-X \leq x) = P(X \geq -x) = 1 - F_X(-x)$,
 即 F_X 的图形关于 $(0, 1/2)$ 中心对称。
- ④ $\varphi_{aX+b}(t) = Ee^{it(aX+b)} = e^{ibt}\varphi_X(at)$ 。
- ⑤ 若 X 与 Y 相互独立, 则
 $\varphi_{X+Y}(t) = Ee^{it(X+Y)} = Ee^{itX}Ee^{itY} = \varphi_X(t)\varphi_Y(t)$ 。
- ⑥ $|\varphi_X(t+h) - \varphi_X(t)| = |E[e^{i(t+h)X} - e^{itX}]|$
 $\leq E|e^{itX}(e^{ihX} - 1)| = E|e^{ihX} - 1| \rightarrow 0$, 当 $h \rightarrow 0$ 。
 (由控制收敛定理并注意到 $|e^{ihX} - 1| \leq 2$ 且
 当 $h \rightarrow 0$ 时, $|e^{ihX} - 1| \rightarrow 0$ 。)

9、非负定性的证明

证明（7）：

$$\begin{aligned}
 \sum_{j,k=1}^n \varphi_X(t_j - t_k) z_j \overline{z_k} &= \sum_{j,k=1}^n z_j \overline{z_k} \int_{\mathbb{R}} e^{i(t_j - t_k)x} p(x) dx \\
 &= \int_{\mathbb{R}} \sum_{j,k=1}^n z_j \overline{z_k} e^{i(t_j - t_k)x} p(x) dx \\
 &= \int_{\mathbb{R}} \left(\sum_{j=1}^n z_j e^{it_j x} \right) \left(\sum_{k=1}^n \overline{z_k} e^{-it_k x} \right) p(x) dx \\
 &= \int_{\mathbb{R}} \left| \sum_{j=1}^n z_j e^{it_j x} \right|^2 p(x) dx \geq 0.
 \end{aligned}$$

10、特征函数性质应用

- ① X 服从二项分布 $b(n, p)$, 则存在 $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} b(1, p)$ 使得 $X = X_1 + \dots + X_n$, 于是

$$\varphi_X(t) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t) = (q + pe^{it})^n.$$

- ② $X \sim U(a, b)$, 则 $Y = (X - \frac{a+b}{2}) / [(b-a)/2] \sim U(-1, 1)$ 。

- $\varphi_X(t) = \varphi_{\frac{b-a}{2}Y + \frac{a+b}{2}}(t) = e^{i\frac{a+b}{2}t} \varphi_Y(\frac{b-a}{2}t) = e^{i\frac{a+b}{2}t} \frac{\sin(\frac{b-a}{2}t)}{\frac{b-a}{2}t}$ 。
- 当 $b = -a$ 时, X 具有对称分布, $\varphi_X(t)$ 是实偶函数。

- ③ $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Y = (X - \mu)/\sigma \sim N(0, 1)$,

- 于是, $\varphi_X(t) = \varphi_{\sigma Y + \mu}(t) = e^{i\mu t} \varphi_Y(\sigma t) = e^{i\mu t - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$ 。
- 当 $\mu = 0$ 时, X 具有对称分布, $\varphi_X(t)$ 是实偶函数。

- ④ $X \sim \Gamma(n, \lambda)$, 则存在 $X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \text{Exp}(\lambda)$ 使得 $X = \sum_{k=1}^n X_k$,

$$\varphi_X(t) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t) = \varphi_{X_1}^n(t) = (1 - it/\lambda)^{-n}.$$

- ⑤ $X \sim \chi^2(n) = \Gamma(n/2, 1/2)$, 故 $\varphi_X(t) = (1 - 2it)^{-n/2}$ 。

11、特征函数性质应用

- 设 X_1, \dots, X_n 相互独立, $X_k \sim P(\lambda_k)$, $\lambda_k > 0$, 则

$$\varphi_{\sum_{k=1}^n X_k}(t) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t) = \prod_{k=1}^n e^{\lambda_k(e^{it}-1)} = \exp\left(\sum_{k=1}^n \lambda_k(e^{it}-1)\right),$$

故 $\sum_{k=1}^n X_k$ 服从参数为 $\sum_{k=1}^n \lambda_k$ 的Poisson分布。

- 设 X_1, \dots, X_n 相互独立, $X_k \sim N(\mu_k, \sigma_k^2)$,

则 $X = b + \sum_{k=1}^n a_k X_k$ (a_1, \dots, a_n 不全为零) 的特征函数为

$$\varphi_X(t) = e^{ibt} \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(a_k t) = e^{ibt} \prod_{k=1}^n e^{i\mu_k a_k t - \frac{1}{2}\sigma_k^2 a_k^2 t^2} = \exp\left(i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right),$$

其中 $\mu = b + \sum_{k=1}^n a_k \mu_k$, $\sigma^2 = \sum_{k=1}^n a_k^2 \sigma_k^2$ 。

故 $X = b + \sum_{k=1}^n a_k X_k \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

12、特征函数和各阶矩

- 利用特征函数在 $t = 0$ 处的Taylor展开式求得 X 的各阶矩:

$$\begin{aligned}\varphi_X(t) &= E(e^{itX}) = E\left[\sum_{n=0}^{\infty} \frac{(itX)^n}{n!}\right] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(it)^n E(X^n)}{n!} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{i^n E(X^n)}{n!} t^n, \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\varphi^{(n)}(0)}{n!} t^n.\end{aligned}$$

- 从而通过比较系数得到: $E(X^n) = i^{-n} \varphi_X^{(n)}(0)$.
- 另一方面, 如果 $\varphi_X(t)$ 可导, 则

$$\varphi_X'(t) = \frac{dE(e^{itX})}{dt} = E\left(\frac{d e^{itX}}{dt}\right) = E(iX e^{itX}), \quad (\text{若 } \frac{d}{dt} \text{ 与 } E \text{ 可交换})$$

- 一般地, 若 $\varphi_X(t)$ 有 n 阶导函数, 则 $\varphi_X^{(n)}(t) = E[(iX)^n e^{itX}]$.

13、特征函数和各阶矩

定理

- ① 若 $E|X^k| < +\infty$, 则对 $j = 1, 2, \dots, k$, 有

$$\varphi_X^{(j)}(t) = E[(iX)^j e^{itX}],$$

并且

$$\varphi_X(t) = \sum_{j=0}^k \frac{(it)^j}{j!} EX^j + o(t^k).$$

- ② 若 $\varphi_X^{(2n)}(0)$ 存在, 则 EX^{2n} 存在。

14、特征函数和各阶矩

例

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。用特征函数计算 $EX, \text{Var}(X)$ 。

解：

$$\begin{aligned}\varphi(t) &= \exp\left(i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right) \\ &= 1 + \left(i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right) + \frac{1}{2!} \left(i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)^2 + \frac{1}{3!} \left(i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)^3 \\ &\quad + o(t^3) \\ &= 1 + i\mu t - \frac{1}{2}(\sigma^2 + \mu^2)t^2 - \frac{i}{6}(3\mu\sigma^2 + \mu^3)t^3 + o(t^3), \\ \bullet \text{ 故 } iEX &= i\mu, \frac{i^2 EX^2}{2!} = -\frac{1}{2}(\sigma^2 + \mu^2), \frac{i^3 EX^3}{3!} = -\frac{i}{6}(3\mu\sigma^2 + \mu^3). \\ \bullet \text{ 从而 } EX &= \mu, EX^2 = \sigma^2 + \mu^2, EX^3 = \mu(3\sigma^2 + \mu^2), \\ \text{Var}(X) &= EX^2 - (EX)^2 = \sigma^2.\end{aligned}$$

15、特征函数和分布

特征函数的另一个重要性质是，分布函数由特征函数唯一确定。

唯一性定理

- **逆转公式**：设 $F(x)$ 和 $\varphi(x)$ 分别为随机变量 X 的分布函数和特征函数，则对分布函数 $F(x)$ 的任意连续点 x, y 有

$$F(x) - F(y) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-ity} - e^{-itx}}{it} \varphi(t) dt.$$

- **Fourier 逆变换**：如果连续型随机变量 X 的特征函数 $\varphi(t)$ 绝对可积，则 X 的密度函数 p 是特征函数 φ 的 Fourier 逆变换：

$$p(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} \varphi(t) dt.$$

16、特征函数和分布

例

判断 $\varphi(t) = \frac{1}{1+it}$ 是否是特征函数，若是则求其相应的随机变量。

解：

法1: 判断 $\varphi(t)$ 是否满足 Bochner-Khinchin 定理中的非负定条件(7).

法2: 对 $\varphi(t)$ 作 Fourier 逆变换，判断其是否为密度函数。

法3: 我们已经知道对 $X \sim \text{Exp}(1)$, $\varphi_X(t) = \frac{1}{1-it}$ 。

故 $\varphi(t) = \varphi_X(-t) = \varphi_{-X}(t)$ 是 $-X$ 的特征函数。

17、特征函数和极限分布

连续性定理

设 F_n, F 是概率分布函数, φ_n, φ 是相应的特征函数。则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_n(t) = \varphi(t), \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

当且仅当

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x), \quad \forall F \text{ 的连续点 } x \in \mathbb{R}.$$



Poisson定理

设 X_n 服从二项分布 $b(n, p_n)$, 其中 $\lim_{n \rightarrow \infty} np_n = \lambda > 0$ 。则当 n 充分大时, X_n 近似服从参数为 λ 的Poisson分布。

18、特征函数和极限分布

证明:

$$\begin{aligned}\varphi_{X_n}(t) &= (p_n e^{it} + q_n)^n = [1 + p_n (e^{it} - 1)]^n = [1 + \frac{np_n}{n} (e^{it} - 1)]^n \\ &= \left[1 + \frac{\lambda + o(1)}{n} (e^{it} - 1)\right]^n = \left[1 + \frac{\lambda(e^{it} - 1)}{n} + o\left(\frac{1}{n}\right)\right]^n \\ &\rightarrow e^{\lambda(e^{it} - 1)}, \quad n \rightarrow \infty,\end{aligned}$$

- 即 X_n 的特征函数以参数为 λ 的 Poisson 分布特征函数为极限,



故 X_n 的分布函数在“好的” x (即使得参数为 λ 的 Poisson 分布函数 F 连续的 x , 即非负整数以外的所有 x) 处的值 $F_n(x)$ 收敛到 $F(x)$ 。

- 而对所有非负整数 k , 取 $a \in (k-1, k), b \in (k, k+1)$, 则当 $n \rightarrow \infty$ 时, 有

$$P(X_n = k) = F_{X_n}(b) - F_{X_n}(a) \rightarrow F(b) - F(a) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}.$$

19、多元特征函数

定义

对随机向量 $X = (X_1, \dots, X_n)^T$, $t = (t_1, \dots, t_n)^T \in \mathbb{R}^n$, 称

$$\varphi_X(t) = E(e^{it^T X}) = E[e^{i(t_1 X_1 + \dots + t_n X_n)}]$$

为 X 的**特征函数**（也称为 X_1, \dots, X_n 的**联合特征函数**）。

多元特征函数性质：

- ① $\varphi_X(t) = \varphi_{t^T X}(1)$ 。
- ② 线性函数的特征函数： $\varphi_{AX+b}(t) = e^{it^T b} \varphi_X(A^T t)$ 。
- ③ 独立和的特征函数定理。
- ④ 唯一性定理。
- ⑤ 连续性定理。
- ⑥ 求混合矩的公式： $\frac{\partial^{\alpha_1 + \dots + \alpha_n} \varphi_X}{\partial t_1^{\alpha_1} \dots \partial t_n^{\alpha_n}}(0) = i^{\alpha_1 + \dots + \alpha_n} E(X_1^{\alpha_1} \dots X_n^{\alpha_n})$ 。

20、特征函数和独立性

定理 随机变量 X_1, \dots, X_n 相互独立当且仅当

$$\varphi_{(X_1, \dots, X_n)}(t_1, \dots, t_n) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(t_k), \quad \forall t_1, \dots, t_n \in \mathbb{R}.$$

证明: \Rightarrow

$$\varphi(t_1, \dots, t_n) = Ee^{it^T X} = E\left(\prod_{j=1}^n e^{it_j X_j}\right) = \prod_{j=1}^n Ee^{it_j X_j} = \prod_{j=1}^n \varphi_{X_j}(t_j).$$

\Leftarrow 设 Y_1, \dots, Y_n 是相互独立的随机变量, Y_k 与 X_k 同分布,

则 $\varphi_{X_k} = \varphi_{Y_k}$, 并且由必要性知

$$\varphi_{(Y_1, \dots, Y_n)}(t_1, \dots, t_n) = \prod_{j=1}^n \varphi_{Y_j}(t_j) = \prod_{j=1}^n \varphi_{X_j}(t_j) = \varphi_{(X_1, \dots, X_n)}(t_1, \dots, t_n).$$

再由唯一性知, (Y_1, \dots, Y_n) 与 (X_1, \dots, X_n) 分布相同, 从而 X_1, \dots, X_n 相互独立。