

第五节 特征函数

1 特征函数的定义

2 特征函数的性质

重点

3 逆转公式和唯一性定理

难点

4 分布函数的再生性

5 多元特征函数

一、定义

数字特征只反映了概率分布的某些特征，一般并不能通过它们来完全确定分布函数，本节将要引入的特征函数，既能完全决定分布函数而又具有良好的分析性质，特征函数是研究极限定理的重要工具，首先引入复随机变量的概念.

定义4.5.1 如果 X 与 Y 都是概率空间 (Ω, \mathbb{F}, P) 上的实值随机变量，则称 $\xi = X + iY$ 为概率空间 (Ω, \mathbb{F}, P) 上复随机变量. 特别地，对于任意实数 t ,

$$e^{itX} = \cos tX + i \sin tX$$

是一个复随机变量.

可以把复随机变量 $\xi = X + iY$ 作为随机向量 (X, Y) 来处理. 例如: 如果 X 与 Y 的数学期望存在, 我们可以将 $E\xi$ 定义为

$$E\xi = EX + iEY$$

又如果 $\xi_1 = X_1 + iY_1$ 与 $\xi_2 = X_2 + iY_2$ 相互独立
 $\longleftrightarrow (X_1, Y_1)$ 与 (X_2, Y_2) 相互独立.

对复随机变量也可以建立类似于实随机变量的一系列结果. 例如: 若 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 相互独立, 则

$$E(\xi_1 \xi_2 \cdots \xi_n) = E\xi_1 E\xi_2 \cdots E\xi_n.$$

又, 若 $g(x)$ 是一维博雷尔可测函数, $Y = g(X)$,
根据 $E\xi$ 的定义及欧拉公式 $e^{i\theta} = \cos \theta + i \sin \theta$ 得

$$\begin{aligned} Ee^{itY} &= Ee^{itg(X)} = E[\cos tg(X) + i \sin tg(X)] \\ &= E[\cos tg(X)] + iE[\sin tg(X)] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \cos tg(x) dF_X(x) + i \int_{-\infty}^{+\infty} \sin tg(x) dF_X(x) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itg(x)} dF_X(x) \end{aligned}$$

下面引入随机变量的特征函数的概念.

定义4.5.2 如果随机变量 X 的分布函数为 $F_X(x)$,称

$$f_X(t) = Ee^{itX} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_X(x)$$

为 X 的**特征函数** (**characteristic function**), 亦称为 $F_X(x)$ 的特征函数.

特征函数就是 X 的函数(是复值随机变量)的期望, 特征函数是一个实变量的复值函数, 由于 $|e^{itx}| = 1$, 所以对一切实数 t 都有意义, 也即**任何分布函数的特征函数都存在**.

特征函数的计算 $\begin{cases} \text{离散型} \\ \text{连续型} \end{cases}$

对于离散型随机变量，若其分布列为

X	x_1	x_2	\cdots	x_n	\cdots
P	p_1	p_2	\cdots	p_n	\cdots

则其特征函数为

$$f(t) = \sum_j p_j e^{itx_j}.$$

对于连续型随机变量，若密度函数为 $p(x)$ ，则其特征函数为

$$f(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x) dx.$$

这时，特征函数就是密度函数 $p(x)$ 的傅里叶变换。有时我们可以分别对特征函数的实部和虚部进行计算，此时有

$$f(t) = E \cos tX + iE \sin tX.$$

一些常见分布的特征函数.

【例1】退化分布 $I_c(x)$ 的特征函数为

$$f(t) = e^{ict}.$$

【例2】二项分布 $B(n, p)$ 的特征函数为

$$f(t) = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k} e^{ikt} = (pe^{it} + q)^n.$$

【例3】 泊松分布 $P(\lambda)$ 的特征函数为

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

【例4】 指数分布 $\exp(\lambda)$ 的特征函数为

$$\begin{aligned} f(t) &= \lambda \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \cos tx dx + i\lambda \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \sin tx dx \\ &= J_1(t) + iJ_2(t) \end{aligned}$$

利用分部积分得

$$\begin{aligned} J_1(t) &= \lambda \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \cos tx dx = \frac{\lambda}{t} \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} d \sin tx \\ &= \frac{\lambda e^{-\lambda x} \sin tx}{t} \Big|_0^{+\infty} - \frac{\lambda}{t} \int_0^{+\infty} \sin tx d e^{-\lambda x} \end{aligned}$$

$$= \frac{\lambda^2}{t} \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \sin tx dx = \frac{\lambda}{t} J_2(t)$$

同样有

$$J_2(t) = \lambda \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \sin tx dx = -\frac{\lambda}{t} \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} d \cos tx$$

$$= -\frac{\lambda e^{-\lambda x} \cos tx}{t} \Big|_0^{+\infty} + \frac{\lambda}{t} \int_0^{+\infty} \cos tx de^{-\lambda x}$$

$$= \frac{\lambda}{t} - \frac{\lambda^2}{t} \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} \cos tx dx = \frac{\lambda}{t} - \frac{\lambda}{t} J_1(t)$$

解此方程组 $J_1(t) = \frac{\lambda}{t} J_2(t)$, $J_2(t) = \frac{\lambda}{t} - \frac{\lambda}{t} J_1(t)$ 得

$$J_1(t) = \frac{\lambda^2}{\lambda^2 + t^2}, \quad J_2(t) = \frac{\lambda t}{\lambda^2 + t^2}$$

因而

$$f(t) = J_1(t) + iJ_2(t) = \frac{\lambda(\lambda + it)}{\lambda^2 + t^2} = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-1}.$$

【例5】 Γ 分布 $\Gamma(r, \lambda)$ 的特征函数为

$$f(t) = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-r}$$

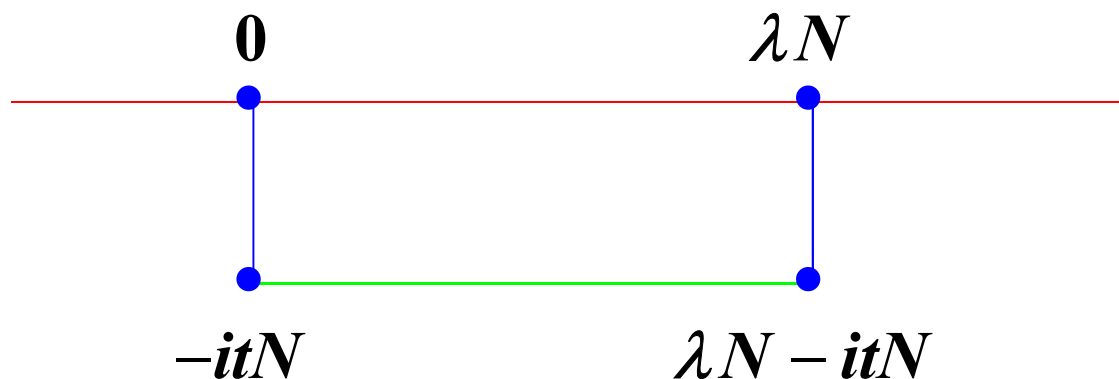
证明：

$$f(t) = \int_0^{+\infty} e^{itx} \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} x^{r-1} e^{-\lambda x} dx = \int_0^{+\infty} \frac{e^{-\lambda(1-\frac{it}{\lambda})x}}{r\Gamma(r)} d(\lambda x)^r$$

$$= \lim_{N \rightarrow \infty} \int_0^N \frac{e^{-\lambda(1-\frac{it}{\lambda})x}}{r\Gamma(r)} d(\lambda x)^r$$

$$\int_0^N \frac{e^{-\lambda(1-\frac{it}{\lambda})x}}{r\Gamma(r)} d(\lambda x)^r \xrightarrow{z=\lambda(1-\frac{it}{\lambda})x}$$

$$= \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-r} \int_0^{\lambda N - itN} \frac{e^{-z}}{r\Gamma(r)} dz^r = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-r} \int_0^{\lambda N - itN} \frac{z^{r-1} e^{-z}}{\Gamma(r)} dz$$



积分 $\int_0^{\lambda N - itN} \frac{z^{r-1} e^{-z}}{\Gamma(r)} dz$ 是解析函数从 0 到 $\lambda N - itN$ 的

积分 (与路径无关), 因此

$$\int_0^{\lambda N - itN} \frac{z^{r-1} e^{-z}}{\Gamma(r)} dz = \left(\int_0^{\lambda N} + \int_{\lambda N}^{\lambda N - itN} \right) \frac{z^{r-1} e^{-z}}{\Gamma(r)} dz$$

令 $N \rightarrow +\infty$ ，容易验证上述的第一个积分趋于1，而第二个积分

$$\begin{aligned} \left| \int_{\lambda N}^{\lambda N - itN} \frac{z^{r-1} e^{-z}}{\Gamma(r)} dz \right| &= \left| i \int_0^{-tN} \frac{(\lambda N + iy)^{r-1} e^{-(\lambda N + iy)}}{\Gamma(r)} dy \right| \\ &= \left| -i \int_0^{tN} \frac{(\lambda N - iy)^{r-1} e^{-(\lambda N - iy)}}{\Gamma(r)} dy \right| \\ &\leq \int_0^{tN} \left| \frac{(\lambda N - iy)^{r-1} e^{-(\lambda N - iy)}}{\Gamma(r)} \right| dy \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{tN} \frac{(\lambda^2 N^2 + y^2)^{\frac{r-1}{2}} e^{-\lambda y}}{\Gamma(r)} dy \\
&\leq \frac{(\lambda^2 N^2 + t^2 N^2)^{\frac{r-1}{2}} e^{-\lambda N}}{\Gamma(r)} \cdot |t| N \\
&= \frac{(\lambda^2 + t^2)^{\frac{r-1}{2}} |t|}{\Gamma(r)} \cdot N^r e^{-\lambda N} \rightarrow 0 \quad (N \rightarrow +\infty)
\end{aligned}$$

所以

$$f(t) = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-r}$$

特别地， $\Gamma(1, \lambda)$ 即是 $\exp(\lambda)$.

二、性质

特征函数的一些基本性质.

性质1 特征函数有如下性质:

$$f(0) = 1, \quad |f(t)| \leq f(0), \quad f(-t) = \overline{f(t)}$$

证明: $f(0) = \int_{-\infty}^{+\infty} 1 dF(x) = 1,$

$$|f(t)| = \left| \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_X(x) \right| \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |e^{itx}| dF(x) = 1 = f(0),$$

$$f(-t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} dF(x) = \overline{\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF_X(x)} = \overline{f(t)}.$$

性质2 特征函数 $f(t)$ 在 $(-\infty, +\infty)$ 上一致连续.

证明:

$$\begin{aligned} |f(t+h) - f(t)| &= \left| \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{i(t+h)x} - e^{itx}) dF(x) \right| \\ &\leq \int_{-\infty}^{+\infty} |e^{i(t+h)x} - e^{itx}| dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left| e^{i(t+\frac{h}{2})x} \cdot \left(e^{\frac{ihx}{2}} - e^{-\frac{ihx}{2}} \right) \right| dF(x) = 2 \int_{-\infty}^{+\infty} \left| \sin \frac{hx}{2} \right| dF(x) \\ &= 2 \left[\int_{|x|>A} \left| \sin \frac{hx}{2} \right| dF(x) + \int_{-A}^A \left| \sin \frac{hx}{2} \right| dF(x) \right] \\ &\leq 2 \left[\int_{|x|>A} dF(x) + \int_{-A}^A \left| \frac{hA}{2} \right| dF(x) \right] \\ &\leq 2[F(-A) + 1 - F(A+0)] + A|h| \end{aligned}$$

可选取足够大的 A 使前一项任意小, 选定 A 后再选充分小的 $|h|$ 可使第二项也任意小, 从而证明了结论.

性质3 对于任意的正整数 n 及任意实数 t_1, t_2, \dots, t_n 及复数 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, 成立

$$\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n f(t_k - t_j) \lambda_k \overline{\lambda_j} \geq 0$$

证明

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n f(t_k - t_j) \lambda_k \overline{\lambda_j} &= \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n f(t_k - t_j) \lambda_k \overline{\lambda_j} \\ &= \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(t_k - t_j)x} dF(x) \right\} \lambda_k \overline{\lambda_j} \end{aligned}$$

厄米特矩阵
 $(f(t_k - t_j))_{n \times n}$
为半正定矩阵

$$\begin{aligned} &= \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n e^{i(t_k - t_j)x} \lambda_k \bar{\lambda}_j \right\} dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\sum_{k=1}^n e^{it_k x} \lambda_k \right) \left(\sum_{j=1}^n e^{-it_j x} \bar{\lambda}_j \right) dF(x) \\ &= E \left| \sum_{k=1}^n e^{it_k X} \lambda_k \right|^2 \geq 0 \end{aligned}$$

这个性质称为特征函数的非负(半正)定性. 是特征函数的最本质的性质之一.

波赫纳尔-辛钦定理 函数 $f(t)$ 必为特征函数的充要条件是: $f(t)$ 非负定, 连续, 且 $f(0) = 1$.

(见教材P315)

性质4 两个相互独立的随机变量之和的特征函数等于它们的特征函数之积.



证明： 设 X_1 与 X_2 是两个相互独立的随机变量， $Y = X_1 + X_2$ ，由 X_1 与 X_2 的独立性易得到复随机变量 e^{itX_1} 与 e^{itX_2} 也是独立的，因此

$$Ee^{itY} = Ee^{it(X_1+X_2)} = Ee^{itX_1} \cdot Ee^{itX_2}$$

或直接证明(证明两端的实、虚部分别相等).

性质4可推广到 n 个独立随机变量之和的场合.
因而**特征函数**对处理独立和的问题非常方便.

性质5 设随机变量 X 的 n 阶矩存在, 则它的特征函数可微分 n 次, 且当 $k \leq n$ 时

$$f^{(k)}(0) = \mathbf{i}^k EX^k.$$

证明: 因为 $\left| \frac{d^k}{dt^k}(e^{itx}) \right| = |\mathbf{i}^k x^k e^{itx}| \leq |x^k|,$

由于 X 的 n 阶矩存在, $\int_{-\infty}^{+\infty} |x^n| dF(x) < +\infty$, 故

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x^k| dF(x) < +\infty,$$

因而可以积分号下的微分运算

$$f^{(k)}(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{d^k}{dt^k}(e^{itx}) dF(x) = \mathbf{i}^k \int_{-\infty}^{+\infty} x^k e^{itx} dF(x),$$

令 $t = 0$, 即得所证.

原点矩可由特征函数(在0点)的导数求得, 避免了用分布函数而进行的积分运算.

由定理得到: 设随机变量 X 的 n 阶矩存在, 则有

$$f(t) = 1 + (it)EX + \frac{(it)^2}{2!}EX^2 + \cdots + \frac{(it)^n}{n!}EX^n + o(t^n)$$

性质6 设 $Y = aX + b$, 这里 a, b 为常数, 则

$$f_Y(t) = e^{ibt} f_X(at).$$

证明: $f_Y(t) = Ee^{itY} = Ee^{it(aX+b)},$

$$\begin{aligned} &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{it(aX+b)} dF_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ibt} e^{i(at)X} dF_X(x) \\ &= e^{ibt} f_X(at). \end{aligned}$$

【例6】 设 $X \sim U[a, b]$, 试求 X 的特征函数.

解: 由于 $X \sim U[a, b]$, 不难证得

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

易求得

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

由于

$$X = \frac{a+b}{2} + \frac{b-a}{2} Y,$$

所以

$$f_X(t) = e^{i \frac{a+b}{2} t} f_Y\left(\frac{b-a}{2} t\right) = \frac{e^{ibt} - e^{iat}}{it(b-a)}.$$

【例7】 试求正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的特征函数.

解： 方法一 先讨论 $N(0,1)$ の場合：

$$f_1(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \cos tx \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

因正态分布的一阶矩存在，可对上式求导得

$$\begin{aligned} f_1'(t) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (-x) \sin tx \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \sin tx dx e^{-\frac{x^2}{2}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \sin tx \Big|_{-\infty}^{+\infty} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t \cos tx \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} dx = -t f_1(t). \end{aligned}$$

因此 $\ln f_1(t) = -\frac{t^2}{2} + c,$

由于 $f_1(0) = 1$, $c = 0$, 所以

$$f_1(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}.$$

因此对一般的正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 利用性质 6 即得.

$$f(t) = e^{i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}.$$

方法二 利用围道积分求, 先讨论 $N(0, 1)$ 的情况

$$f_1(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-it)^2}{2}} dx$$

积分 $\int_{-N}^N e^{-\frac{(x-it)^2}{2}} dx$ 可视为解析函数 $e^{-\frac{z^2}{2}}$ 从 $-N - it$

到 $N - it$ 的积分 (与路径无关), 因此

$$\int_{-N}^N e^{-\frac{(x-it)^2}{2}} dx = \int_{-N-it}^{N-it} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \left(\int_{-N-it}^{-N} + \int_{-N}^N + \int_N^{N-it} \right) e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

令 $N \rightarrow +\infty$, 上述的第二个积分趋于 $\sqrt{2\pi}$. 而第一积分

$$\begin{aligned} \left| \int_{-N-it}^{-N} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right| &= \left| i \int_{-t}^0 e^{-\frac{(-N+iy)^2}{2}} dy \right| \leq \int_{-t}^0 \left| e^{-\frac{(-N+iy)^2}{2}} \right| dy \\ &= \int_{-t}^0 e^{\frac{y^2-N^2}{2}} dy \leq \int_{-t}^0 e^{\frac{t^2-N^2}{2}} dy = t e^{\frac{t^2-N^2}{2}} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} 0. \end{aligned}$$

同理可证第三个积分也趋于0. 因而有 $f_1(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$,

$$f(t) = e^{i\mu t} f_1(\sigma t) = e^{i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}.$$

三、逆转公式与唯一性定理

现在来证明特征函数与分布函数是相互唯一确定的, 由分布函数决定特征函数是显然的, 剩下的是需要证明可由特征函数唯一决定分布函数.

先给出数学分析中的一个引理.

引理4.5.1 设 $x_1 < x_2$,

$$g(T, x, x_1, x_2) = \frac{1}{\pi} \int_0^T \left[\frac{\sin t(x - x_1)}{t} - \frac{\sin t(x - x_2)}{t} \right] dt$$

$$\text{则 } \lim_{T \rightarrow \infty} g(T, x, x_1, x_2) = \begin{cases} 0, & x < x_1 \text{ 或 } x > x_2, \\ 1/2, & x = x_1 \text{ 或 } x = x_2, \\ 1, & x_1 < x < x_2. \end{cases}$$

证明：狄利可雷积分如下

$$D(\alpha) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{\sin \alpha t}{t} dt = \begin{cases} 1/2, & \alpha > 0, \\ 0, & \alpha = 0, \\ -1/2, & \alpha < 0. \end{cases}$$

$$D(1) = 1/2, \quad D(-1) = -1/2.$$

而

$$\lim_{T \rightarrow \infty} g(T, x, x_1, x_2) = D(x - x_1) - D(x - x_2)$$

根据 $x - x_1$ 及 $x - x_2$ 的符号不难得所证结论.

定理4.5.1（逆转公式） 设分布函数 $F(x)$ 的特征函数为 $f(t)$ ，则对任意 $x_1, x_2 \in \mathbf{R}$ ，都有

$$\begin{aligned} & \frac{F(x_2) + F(x_2 + 0)}{2} - \frac{F(x_1) + F(x_1 + 0)}{2} \\ &= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} f(t) dt \end{aligned}$$

特别当 x_1, x_2 都是 $F(x)$ 的连续点时，左端为 $F(x_2) - F(x_1)$ 。

证明 不妨设 $x_1 < x_2$ ，记

$$I(T) = \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} f(t) dt$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} e^{itx} dF(x) dt$$

由于

$$\begin{aligned} \left| \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} e^{itx} \right| &= \frac{1}{|t|} \left| e^{it(x - \frac{x_2 + x_1}{2})} \right| \cdot \left| e^{it\frac{x_2 - x_1}{2}} - e^{-it\frac{x_2 - x_1}{2}} \right| \\ &= \frac{2}{|t|} \left| \sin\left(t \frac{x_2 - x_1}{2}\right) \right| \leq \frac{2}{|t|} \left| t \frac{x_2 - x_1}{2} \right| = x_2 - x_1 \end{aligned}$$

因而被积函数有界, 从而 $I(T)$ 有限, 上述积分顺序可交换, 故有

$$I(T) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-T}^T \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} e^{itx} dt \right] dF(x)$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-T}^T \frac{e^{it(x-x_1)} - e^{it(x-x_2)}}{it} dt \right] dF(x) \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\frac{1}{\pi} \int_0^T \left[\frac{\sin t(x-x_1)}{t} - \frac{\sin t(x-x_2)}{t} \right] dt \right] dF(x) \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} g(T, x, x_1, x_2) dF(x)
\end{aligned}$$

由于 $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T, x, x_1, x_2)$ 存在, 从而 $|g(T, x, x_1, x_2)|$ 有界, 由控制收敛定理得

$$\begin{aligned}
\lim_{T \rightarrow \infty} I(T) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \lim_{T \rightarrow \infty} g(T, x, x_1, x_2) dF(x) \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} [D(x-x_1) - D(x-x_2)] dF(x)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{(-\infty, x_1)} 0 dF(x) + \int_{\{x_1\}} \frac{1}{2} dF(x) + \int_{(x_1, x_2)} 1 dF(x) \\
&\quad + \int_{\{x_2\}} \frac{1}{2} dF(x) + \int_{(x_2, +\infty)} 0 dF(x) \\
&= \frac{F(x_1 + 0) - F(x_1)}{2} + [F(x_2) - F(x_1 + 0)] \\
&\quad + \frac{F(x_2 + 0) - F(x_2)}{2} \\
&= \frac{F(x_2) + F(x_2 + 0)}{2} - \frac{F(x_1) + F(x_1 + 0)}{2}.
\end{aligned}$$

定理4.5.2（**唯一性定理**）分布函数由特征函数唯一决定.

证明 应用逆转公式, 在 $F(x)$ 的每一个连续点 x 上,
当 y 沿着 $F(x)$ 的连续点趋于 $-\infty$ 时, 有

$$\begin{aligned} F(x) &= \lim_{y \rightarrow -\infty} [F(x) - F(y)] \\ &= \frac{1}{2\pi} \lim_{y \rightarrow -\infty} \lim_{T \rightarrow \infty} \int_{-T}^T \frac{e^{-ity} - e^{-itx}}{it} f(t) dt \end{aligned}$$

对 $F(x)$ 的每一个不连续点 x_0 , 当 x_n 沿着 $F(x)$ 的连续点单调上升趋于 x_0 时, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n) = F(x_0 - 0) = F(x_0)$$

从而 $F(x)$ 完全确定下来.

由唯一性定理可知特征函数也完整地描述了随机变量.

特别当 $f(t)$ 绝对可积函数时, 有更强的结果.

定理4.5.3 若 $\int_{-\infty}^{+\infty} |f(t)| dt < +\infty$, 则相应的分布函数 $F(x)$ 为连续型, 且其密度函数为

$$p(x) = F'(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} f(t) dt.$$

证明 任取 $x \in R$, 令 $y_n \in C(F)$, 且 $y_n \downarrow x$, 根据逆转公式

$$0 \leq F(y_n) - \frac{F(x) + F(x+0)}{2}$$

$$\leq \frac{y_n - x}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} |f(t)| dt \rightarrow 0$$

而 $F(y_n) \downarrow F(x+0)$, 所以

$$F(x+0) - \frac{F(x) + F(x+0)}{2} = 0$$

因而 $F(x) = F(x+0)$, 即 $F(x)$ 处处连续.

对任意 $x \in R$, $\Delta x \neq 0$, 由逆转公式得

$$\frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-itx} - e^{-it(x+\Delta x)}}{it\Delta x} f(t) dt$$

上式右端的被积函数被 $|f(t)|$ 所控制, 同时当 $\Delta x \rightarrow 0$ 时, 被积函数趋于 $e^{-itx} f(t)$, 故由控制收敛定理即得所证.

四、分布函数的再生性

若两个独立的随机变量都服从某种分布，它们的和也服从这一分布，那么称该种分布具有再生性.

【例8】（二项分布的再生性）

设 $X_1 \sim B(n_1, p)$, $X_2 \sim B(n_2, p)$, 二者相互独立, 则

$$Y = X_1 + X_2 \sim B(n_1 + n_2, p).$$

证明 因为

$$f_{X_1}(t) = (pe^{it} + q)^{n_1}, \quad f_{X_2}(t) = (pe^{it} + q)^{n_2}$$

由性质4知

$$f_Y(t) = (pe^{it} + q)^{n_1 + n_2}.$$

由唯一性定理知 $Y = X_1 + X_2 \sim B(n_1 + n_2, p)$. 上述性质简记作

$$B(n_1, p) * B(n_2, p) = B(n_1 + n_2, p).$$

【例9】（正态分布的再生性）

$$f(t) = e^{i\mu t - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2},$$

$$N(\mu_1, \sigma_1^2) * N(\mu_2, \sigma_2^2) = N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2).$$

【例10】（泊松分布的再生性）

$$f(t) = e^{\lambda(e^{it} - 1)},$$

$$P(\lambda_1) * P(\lambda_2) = P(\lambda_1 + \lambda_2).$$

【例11】（ Γ 分布的再生性）

$$f(t) = \left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^{-r},$$

$$\Gamma(r_1, \lambda) * \Gamma(r_2, \lambda) = \Gamma(r_1 + r_2, \lambda).$$

当 $r_1 = \frac{n_1}{2}$, $r_2 = \frac{n_2}{2}$, $\lambda = \frac{1}{2}$ 时为 χ^2 分布. 因此 χ^2 分布也具有再生性. 即

$$\chi_{n_1}^2 * \chi_{n_2}^2 = \chi_{n_1+n_2}^2.$$

分布函数的分解问题

若两个独立随机变量之和服从某一分布，问是否能断定这两个随机变量也分别服从这个分布？

这实际上是分布函数再生性问题的逆问题.

已经证明：对于正态分布和泊松分布，分解问题成立.

五、多元特征函数

若随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数为 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 定义它的(联合)特征函数为

$$\begin{aligned} f(t_1, t_2, \dots, t_n) &= Ee^{i(t_1X_1 + \dots + t_nX_n)} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i(t_1x_1 + \dots + t_nx_n)} dF(x_1, x_2, \dots, x_n) \end{aligned}$$

类似于一元特征函数的场合, 可以建立元特征函数的相关理论与性质.

性质 1 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$ 在 R^n 上一致连续, 而且:

$$\begin{aligned} |f(t_1, t_2, \dots, t_n)| &\leq f(0, 0, \dots, 0) = 1, \\ f(-t_1, -t_2, \dots, -t_n) &= \overline{f(t_1, t_2, \dots, t_n)}. \end{aligned}$$

性质 2 若 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$ 是 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的特征函数, 则 $Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n$ 的特征函数为

$$f_Y(t) = f(a_1 t, a_2 t, \dots, a_n t)$$

性质 3 如果矩 $EX_1^{k_1} X_2^{k_2} \dots X_n^{k_n}$ 存在, 则

$$\begin{aligned} & EX_1^{k_1} X_2^{k_2} \dots X_n^{k_n} \\ &= \mathbf{i}^{-\sum_{j=1}^n k_j} \left[\frac{\partial^{k_1+k_2+\dots+k_n} f(t_1, t_2, \dots, t_n)}{\partial t_1^{k_1} \partial t_2^{k_2} \dots \partial t_n^{k_n}} \right]_{t_1=t_2=\dots=t_n=0} \end{aligned}$$

性质 4 若 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的特征函数为 $f(t_1, \dots, t_n)$, 则 $k(k < n)$ 维随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_k) 的特征函数为

$$f_{1,2,\dots,k}(t_1, t_2, \dots, t_k, 0, \dots, 0).$$

这是前 k 个分量的 k 元边际分布函数对应的特征函数, 其他的任意 k 个分量的 k 元边际分布函数对应的特征函数可类似得到.

逆转公式

如果 $f(t_1, \dots, t_n)$ 是随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的特征函数, 而 $F(x_1, \dots, x_n)$ 是它的分布函数, 则

$$\begin{aligned}
& P\{a_k \leq X_k < b_k, k = 1, 2, \dots, n\} \\
&= \lim_{\substack{T_j \rightarrow \infty \\ j=1, \dots, n}} \frac{1}{(2\pi)^n} \int_{-T_1}^{T_1} \int_{-T_2}^{T_2} \cdots \int_{-T_n}^{T_n} \prod_{k=1}^n \frac{e^{-it_k a_k} - e^{-it_k b_k}}{it_k} \\
&\quad \cdot f(t_1, \dots, t_n) dt_1 \cdots dt_n
\end{aligned}$$

其中 a_k 和 b_k 都是任意实数，但满足唯一的要求：
 (X_1, X_2, \dots, X_n) 落在平行体 $a_k \leq X_k < b_k, k = 1, 2, \dots, n$
 的面上的概率为零。

唯一性定理

分布函数 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 由其特征函数唯一决定。

性质5 若 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的特征函数为 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$, 而 X_j 的特征函数为 $f_{X_j}(t_j)$, 则 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立的充要条件是

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n) = f_{X_1}(t_1) f_{X_2}(t_2) \cdots f_{X_n}(t_n).$$

也即 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$ 的变量可以分离

$$\longleftrightarrow F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) F_{X_2}(x_2) \cdots F_{X_n}(x_n).$$

性质 6 若以 $f_1(t_1, \cdots, t_n)$, $f_2(u_1, \cdots, u_m)$ 及 $f(t_1, \cdots, t_n, u_1, \cdots, u_m)$ 分别记随机向量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) , (Y_1, \cdots, Y_m) 及 $(X_1, X_2, \cdots, X_n, Y_1, Y_2, \cdots, Y_m)$ 的特征函数, 则 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 与 (Y_1, Y_2, \cdots, Y_m) 独立的充要条件是互独立的充要条件是

$$\begin{aligned} f(t_1, t_2, \cdots, t_n, u_1, u_2, \cdots, u_m) \\ = f_1(t_1, t_2, \cdots, t_n) f_2(u_1, u_2, \cdots, u_m) \end{aligned}$$

$$\left[\begin{aligned} &\longleftrightarrow F(x_1, x_2, \cdots, x_n, y_1, y_2, \cdots, y_m) \\ &= F_1(x_1, x_2, \cdots, x_n) F_2(y_1, y_2, \cdots, y_m) \end{aligned} \right].$$

连续性定理 若特征函数列 $\{f_k(t_1, t_2, \dots, t_n)\}_1^\infty$ 收敛于一个连续函数 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$, 则函数 $f(t_1, t_2, \dots, t_n)$ 是某分布函数所对应的特征函数.