第十五章 概率统计不等式

本章用 P(A) 表示事件的概率, ω 为基本事件, $\Omega = \{\omega\}$ 是一切基本事件的集合,称为基本事件空间。事件构成 σ 域 \mathcal{F} , 于是, (Ω,\mathcal{F},P) 为概率空间。设 $\xi = \xi(\omega)$ 是定义在 Ω 上的实值函数,若 $\forall x \in R^1$, $\{\xi(\omega) < x\} \in \mathcal{F}$,则称 $\xi = \xi(\omega)$ 为随机变量, $F(x) = P(\xi < x)$ 称为 ξ 的分布函数.

若存在可数集合 E,使得 $P(\xi \in E) = 1$,则称 ξ 为离散型随机变量. 若对于所有 k, $P(\xi = x_k) = p_k \geqslant 0$,且 $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$,则称 $\{p_k\}$ 是 ξ 的概率质量函数. 若分布函数 F 绝对连续,即若存在非负函数 f(x),使得对每个实数 x,有

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt,$$

则称 ξ 是连续型随机变量,f 称为 ξ 的概率密度函数,记为 p.d.f.,F 称为累积分布函数,记为 c.d.f.,因为

$$\lim_{x\to\infty} F(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt = 1, \text{MU} \quad P(a < \xi \leqslant b) = F(b) - F(a) = \int_{a}^{b} f(t)dt.$$

设 F(x) 是随机变量 $\xi=\xi(\omega)$ 的分布函数,g(x) 为一元 Borel 可测函数. 若 L-S 积 分 $\int_{-\infty}^{\infty} |g(x)| dF(x) < \infty$,则

$$Eg(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) dF(x)$$

称为 $g(\xi)$ 的数学期望(亦称概率平均值).

对于连续型分布函数 F(x),若 F'(x) = f(x),则 ① 式变成

$$Eg(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx.$$

对于密度矩阵为

$$\begin{bmatrix}
x_1 & x_2 & x_3 & \cdots \\
p_1 & p_2 & p_3 & \cdots
\end{bmatrix}$$

的离散型分布 F(x), ① 式化为

$$Eg(\xi) = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) p_i.$$

特别地,(1) 若取 $g(x) = x^k (k \ge 0)$,则称 $E\xi^k$ 为 ξ 的 k 阶矩,或 k 阶原点矩,记为 m_k . $\mu_k = E[(\xi - E\xi)^k]$ 称为 ξ 的 k 阶中心矩.

(2) 若取 $g(x) = |x|^k (k \ge 0)$,则称 $E \mid \xi \mid^k$ 为 ξ 的 k 阶绝对矩, $v_k = E(|\xi - E\xi \mid^k)$ 称为 ξ 的 k 阶中心绝对矩.

(3) 若取 $g(x) = (x - E\xi)^2$. 则称 $E(\xi - E\xi)^2$ 为 ξ 的方差,记为 $D\xi$,即

$$D\xi = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E\xi)^2 dF(x).$$

通常记 $\sigma = \sqrt{D\xi}$. 当 F(x) 为连续型或离散型时, ④ 式分别化为

$$D\xi = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E\xi)^2 f(x) dx,$$
 5

$$D\xi = \sum_{j=1}^{\infty} (a_j - E\xi)^2 p_j.$$
 (6)

设 (ξ, η) 是二维随机变量 $, \xi, \eta$ 的数学期望、方差都存在 $, 则 \xi 与 \eta$ 的协方差定义为 $cov(\xi, \eta) = E(\xi - E\xi)(\eta - E\eta).$

若 Dξ, Dη 都不为零,则称

$$\gamma = \frac{\operatorname{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi D\eta}}$$

为 ξ 与 η 的相关系数.

概率论的基本概念与实分析(测度与积分) 相应概念的对比见[118]P.278 - 279,例如, $A \subset B$ 表示事件A 发生引起事件B 发生. A^c 表示事件A 不发生, $A \cup B$ 表示事件A,B 同时发生,等.

在本章中,若无特别声明,还统一使用以下固定的记号, ξ_1,\dots,ξ_n 为随机变量, $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k, \sigma_k^2 = D(\xi_k), \sigma^2 = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2, \quad \xi = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k, E(\xi) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(\xi_k), \overline{\sigma} = \left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \sigma_k^2\right)^{1/2}.$

§1 事件概率与数字特征不等式

一、 事件概率不等式:

下面设 A,B,A_k 为任意事件.

- 1. 若 $A \subset B$,则 $P(A) \leqslant P(B)$;
- 2. $P(A \cap B) \leq \min \{P(A), P(B)\} \leq P(A \cup B);$
- 3. $\max |P(A), P(B)| \leq P(A \cup B) \leq 2\max |P(A), P(B)|$;
- 4. $|P(A \cap B) P(A)P(B)| \leq 1/4$.
- 5. $P(\liminf_{k\to\infty} A_k) \leqslant \liminf_{k\to\infty} P(A_k) \leqslant \limsup_{k\to\infty} P(A_k) \leqslant P(\limsup_{k\to\infty} A_k)$. (注意:

 $\lim_{n\to\infty}\inf A_k = \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n; \lim_{k\to\infty}\sup A_k = \bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n);$

- 6. [MCU] $P(A \cup B)P(A \cap B) \leq P(A)P(B)$.
- 7. $P(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k) \leqslant \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k)$.
- 8. $P(\bigcap_{k=1}^{n} A_k) \ge 1 \sum_{k=1}^{n} [1 P(A_k)].$
- 9. **Boole 不等式:** $P(A \cap B) \ge 1 P(A^c) P(B^c)$.

推论 1
$$P(\bigcap_{k=1}^{\infty} A_k) \gg 1 - \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k^c)$$
.

推论 2 设 $P(A) = p, P(B) = 1 - \sqrt{p}, 0 则 <math>P(A^c \cap B^c) > 0.$

10. **蕴涵法则:**若 $A_1 \cap A_2 \subset B$,则

$$P(B^c) \leqslant P(A_1^c \cup A_2^c) \leqslant P(A_1^c) + P(A_2^c).$$

11. Bonferroni 不等式:

$$\sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{j \le k} P(A_j \cap A_k) \leqslant P(\bigcup_{k=1}^n A_k) \leqslant \sum_{k=1}^n P(A_k).$$

1998年,石焕南推广为:设 $m \leq n$,若m为偶数,则

$$P(\bigcup_{k=1}^{n} A_k) \geqslant \sum_{k=1}^{m} (-1)^{k+1} \sum_{1 \leqslant i_1 < \dots < i_k \leqslant n} P(\bigcap_{j=1}^{k} A_{i_j});$$

若 m 为奇数,则不等号反向,证明用数学归纳法,见[351]1998,2:17.

12. Chung-Erdös 不等式: 若 $P(\bigcup_{k=1}^{n} A_k) > 0$,则

$$\left[\sum_{k=1}^{n} P(A_{k})\right]^{2} - \sum_{k=1}^{n} P(A_{k}) \leqslant 2P(\bigcup_{k=1}^{n} A_{k}) \sum_{1 \leqslant j < k < n} P(A_{j} \cap A_{k}).$$

[142]P.202.

- 13. 若 P(B) > 0,则
- (1) $P(A \mid B) \geqslant 1 \frac{P(A^c)}{P(B)};$

(2)
$$\frac{P(A) + P(B) - 1}{P(B)} \le P(A \mid B) \le \frac{P(A) + P(B)}{P(B)}$$
.

- 二、 随机变量的数字特征不等式
- 1. Hölder 不等式:设 $E(|\eta|^p) < \infty$, $E(|\xi|^q) < \infty$, $1 ,<math>\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$,则 $E(|\xi\eta|) \leqslant [E(|\xi|^p)]^{1/p} [E(|\eta|^q)]^{1/q}.$

仅当存在两个不全为零的常数 α , β , 使得 $P(\alpha + \xi \mid p + \beta \mid \eta \mid q = 0) = 1$ 时等号成立.

特别地, p = q = 2 时, 得到 Cauchy-Schwarz 不等式:

$$+E(\xi\eta) | \leq E(|\xi\eta|) \leq [E(|\xi|^2)]^{1/2} [E(|\eta|^2)]^{1/2}.$$

仅当存在实数 α ,使得 $P \mid \alpha \xi + \eta = 0 \mid = 1$ 时等号成立.

证 利用第3章 N.27. Young 不等式:

$$\mid ab \mid \leqslant \frac{1}{p} \mid a \mid^{p} + \frac{1}{q} \mid b \mid^{q}.$$

并在不等式两边同时求数学期望,得到 $E(|ab|) \leq (1/p) + (1/q) = 1$.

注 Cauchy 不等式还具有以下形式:

- (1) $E(\xi\eta) \leq [E(\xi^2)]^{1/2} [E(\eta^2)]^{1/2}$.
- (2) $cov(\xi \eta) \leq [D(\xi)]^{1/2} [D(\eta)]^{1/2}$.

在实际应用中, Hölder 不等式还可写成以下形式:

设 (Ω, \mathcal{F}, P) 为概率空间, (X, \sum, μ) 为 σ 有限测度空间,f 为 $X \times \Omega$ 上非负乘积可测函数,则

$$\int_{X} \exp \left[\int_{\Omega} \log f(x, \omega) P(\mathrm{d}\omega) \right] \mu(\mathrm{d}x) \leqslant \exp \left[\int_{\Omega} \log \left[\int_{X} f(x, \omega) \mu(\mathrm{d}x) \right] P(\mathrm{d}\omega) \right].$$

1987年, Duoandikoetxea, J. 证明了反向 Hölder 不等式:

设 $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n, \dots)$ 是随机变量,其中 ξ_i 是独立的,并且有分布函数

 $\exp(-\pi |x|^2)$,若 $P(\xi)$ 是变量 $\xi_1, \dots, \xi_n, \dots$ 的 k 阶多项式,则

$$E(|P|^q)^{1/q} \leqslant q^{k/2}E(|P|^2)^{1/2}, 2 < q < \infty,$$

$$E(|P|^2)^{1/2} \leqslant 4^q E(|P|^q)^{1/q}, 0 < q < 2, \alpha = k((2/q) - 1).$$

见[308]1987,101(3):487 - 491.

2. Minkowski 不等式:设
$$p \ge 1, E + \xi \mid^p < \infty, E + \eta \mid^p < \infty,$$
则
$$(E + \xi + \eta \mid^p)^{1/p} \le (E + \xi \mid^p)^{1/p} + (E + \eta \mid^p)^{1/p}.$$
 (1.1)

若0

$$E \mid \xi + \eta \mid^{p} \leqslant E \mid \xi \mid^{p} + \mid \eta \mid^{p}. \tag{1.2}$$

证 若 p=1,则从 | $\xi+\eta$ | \leq | ξ | + | η | 可立即推得(1.1) 式:若 p>1 且 E | ξ + η | p=0,则(1.1) 式显然成立;若 p>1,E | $\xi+\eta$ | $p\neq0$,则从

$$|\xi + \eta|^p \leq |\xi| \cdot |\xi + \eta|^{p-1} + |\eta| \cdot |\xi + \eta|^{p-1}.$$

有

 $E + \xi + \eta + p \le E(+\xi + \cdot + \xi + \eta + p^{-1}) + E(+\eta + \cdot + \xi + \eta + p^{-1}).$ 右边利用 Hölder 不等式即可推得(1.1) 式.

当 $0 时,从<math>|\xi + \eta|^p \le |\xi|^p + |\eta|^p$ 即可推得(1.2)式.

3. C_p 不等式: $E(+\xi+\eta+p) \leqslant C_p(E+\xi+p+E+\eta+p)$,式中

$$C_p = \begin{cases} 2^{p-1}, p \geqslant 1, \\ 1, & 0$$

推广
$$E\left(\left|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\right|^{p}\right) \leqslant C_{p} \sum_{k=1}^{n} E\left(\left|\xi_{k}\right|^{p}\right),$$
式中
$$C_{p} = \begin{cases} n^{p-1}, p \geqslant 1, \\ 1, & 0$$

4. **Jensen 不等式:**设随机变量 ξ 取值于区间(a,b), $-\infty \leq a < b \leq \infty$, g 是区间(a,b) 上连续的凸函数. 则当 $E\xi$, $Eg(\xi)$ 存在时, 有

$$g(E\xi) \leqslant Eg(\xi)$$
.

证 任取 $x_0 \in (a,b)$, 设曲线 y = g(x) 在点 x_0 的切线斜率为 $k(x_0)$, 由曲线的凸性, 有 $g(x) \ge g(x_0) + k(x_0)(x - x_0)$. 取 $x_0 = E\xi$, $x = \xi$, 得

$$g(\xi) \geqslant g(E\xi) + k(E\xi)(\xi - E\xi).$$

再由数学期望的单调性及非负性即可得证.

5. Lyapunov 不等式:设0 ,则

$$[E(|\xi|^p)]^{1/p} \leqslant [E(|\xi|^q)]^{1/q},$$

仅当 ξ 为退化的或 $p \ge 0$ 且 $E(\xi^p) = \infty$ 或 $q \le 0$ 且 $E(\xi^q) = \infty$ 时等号成立.

证 令 $t = q/p, g(x) = |x|^t$,利用上述 Jensen 不等式即可得证,另见[6]P455.

推论 1 设 $p_1 \geqslant p_2 \geqslant p_3 \geqslant 0$,则

$$[E(|\xi|^{p_1})]^{p_2-p_3}[E(|\xi|^{p_2})]^{p_3-p_1}[E(|\xi|^{p_3})]^{p_1-p_2} \geqslant 1.$$

推论 2 设 $p \ge 1$,则成立 Rao 不等式.

$$[E(|\xi|^p)]^{2p} \leqslant [E(|\xi|^{p-1})]^p [E(|\xi|^{p+1})]^p.$$

(见 Linear statistical inferences. Wiley. 1973, P149)

6. AG 平均不等式:设 ξ 为非负的随机变量,则

$$E\xi \geqslant \exp E(\ln \xi)$$
.

仅当 ξ 为退化的,或 $E(\ln \xi) = \infty$ 时等号成立. 见[6]P. 454 - 455.

- 7. 设 ξ 为非负随机变量,则当 r > 0 时, $(E\xi^r)^{1/r} \ge \exp E(\ln \xi)$,而当 r < 0 时,不等号反向. 仅当 ξ 为退化的或 $r \ge 0$ 且 $E\xi^r = \infty$ 时等号成立. 见[6]P. 455.
 - 8. 设 ϵ 是具有有限一阶矩的正的随机变量,则
 - (1) $p \ge 1$ 时, $[E(\xi)]^p \le E(\xi^p)$,0 时不等号反向.
 - (2) $E(1/\xi) \leq 1/E\xi$.
 - 9. Kruskal 不等式:设 ξ 是具有有限期望并且满足 $\xi \ge \alpha > 0$ 的非退化随机变量,则

$$E(\sqrt{\xi^2-a^2}) \leqslant \sqrt{(E\xi)^2-a^2}.$$

[143]. P201.

10. **优化向量不等式**:设 ξ_1, \dots, ξ_n 为随机变量,且联合分布关于它的分量的排列是不变的. 若向量 $b = (b_1, \dots, b_n)$ 被向量 $a = (a_1, \dots, a_n)$ 所优化,即 a, b 的各个分量可重新排列,使其 $a_1 \geqslant a_2 \geqslant \dots \geqslant a_n, b_1 \geqslant b_2 \geqslant \dots \geqslant b_n$,

$$\sum_{j=1}^{k} a_{j} \geqslant \sum_{j=1}^{k} b_{j}, k = 1, \dots, n-1,$$

$$\sum_{j=1}^{n} a_{j} = \sum_{j=1}^{n} b_{j}. (见第 7 章 § 1 定义 6).$$

又若 f 是凸的对称函数,则

$$Ef(a_1\xi_1,\dots,a_n\xi_n) \geqslant Ef(b_1\xi_1,\dots,b_n\xi_n).$$

(Marshall; A.W. 等,[301]1965,12:87 - 90)

- 11. [MCU]. 设 ξ , η 为随机变量, $E(\xi) = E(\eta) = 0$, $D(\xi) = D(\eta) = 1$, $cov(\xi, \eta) = r$, 则 $E(max\{\xi^2, \eta^2\}) \leq 1 + \sqrt{1 r^2}$.
 - 12. Gurland 不等式:
 - (1) 设 f,g 是两个同向单调函数(即同时递增或同时递减),且至少有一个连续,则 $E(f(\xi)g(\xi)) \ge E(f(\xi))E(g(\xi)),$

若 f, g 异向单调(即其一递增, 另一递减),则不等号反向. 特别当 ξ 为非负随机变量时,成立

$$E(\xi^{p-1}) \leq E(\xi^p)E(\xi^{-1}), (p > 0).$$

(Amer. Statist. 1967,21(2):24-25)

(2) 设 f_1, \dots, f_n 为非负单调连续函数,且都递增或都递减,则

$$E\left(\prod_{k=1}^{n} f_k(x)\right) \geqslant \left(\prod_{k=1}^{n} E(f_k(x))\right).$$

特别,当 ξ 为非负随机变量, $p \ge 1$ 或 $p \le 0$ 时,成立

$$E(\xi^p) \geqslant [E(\xi)]^p \geqslant [E(\xi^{-1})]^{-p} \geqslant [E(\xi^{-p})]^{-1}.$$

(见 Amer. Statist. 1968, 22(2):26 - 27)

- 13. 设 ξ 为正的随机变量,则
- (1) 若 $p > 0, q \ge 0,$ 则 $E(\xi^{p+q-1})E(\xi^p) \le E(\xi^{p+q})E(\xi^{p-1});$
- (2) 若 ⊅ ≥ 0,则

$$\frac{1}{[E(\xi)]^p} \leqslant \frac{E(\xi^{-1})}{[E(\xi)]^{p-1}} \leqslant \cdots \leqslant \frac{E(\xi^{-(p-1)})}{E(\xi)} \leqslant E(\xi^{-p}).$$

(Sclove 等. 1967)

- 14. 设 ξ 为非负随机变量,则
- (1) $p \geqslant q \geqslant 1 \text{ ff}, E(\xi^p) \geqslant [E(\xi^{p/q})]^q \geqslant [E(\xi)]^p + [E(\xi^{p/q}) (E\xi)^{p/q}]^q$
- (2) $p \geqslant 2 \text{ pl}, E(\xi^p) \geqslant [E(\xi)]^p + [D(\xi)]^{p/2},$

(Tong, Y. L., J. Amer. Statist, Asso. 1970, 65:1243 - 1247)

- 15. 对任意实数 $a, D(\xi) \leq E[(\xi a)^2], Q \leq a = E(\xi)$ 时等号成立.
- 16. 设 ξ 是离散型随机变量, $P(\xi = x_k) = p_k, 1 \le k \le n$. 令 $a = \sum_{k=1}^n p_k x_k$, $M = \max\{x_k\}, m = \min\{x_k\}, \emptyset$

(1)
$$D(\xi) \leqslant (M-a)(a-m) \leqslant \frac{1}{4}(M-m)^2$$
.

(Moors 等. Sankhya B, 1971, 33:385 - 388.);

(2) 设 $g \in \mathbb{C}^*$ 代数 $A \ni \mathbb{C}^*$ 代数 B 的正单位线性映射, $a \ni A$ 中自伴元, $m \leq a \leq M$, 则

$$g(a^{2}) - [g(a)]^{2} \leq [M - g(a)][g(a) - m] \leq \frac{1}{4}(M - m)^{2};$$

$$g(a^{-1}) \leq \frac{(M + m)^{2}[g(a)]^{-1}}{4Mm}, a > 0.$$

([305]2000, 107(4):353 - 357.)

- 17. [MCU]. 对于取值[a,b]的二阶矩存在的随机变量 ε ,恒有
- (1) $a \leq E(\xi) \leq b$;
- (2) $E(\xi) \leq (b-a)^2/4$.
- 18. 设 ξ 是存在有限二阶矩的随机变量, α 是有限实数, $\eta = \min\{\xi, \alpha\}$,则 $E(\eta E\eta)^2 \leq E(\xi E\xi)^2.$
- 19. 设 ξ 是有二项分布的随机变量,它的参数为(n,p),则 $\forall k:1 \leq k \leq n$.成立

$$E\{\min\{\xi,k\}\} \geqslant k[1-(1-p/k)^n].$$

问题:对于 $E\{\min\{\xi,k\}\}$,有比 $\min\{np,k\}$ 更好的上界吗?见[305]1991,98E3332.

- 20. **钟开莱不等式:**设 ξ_k 为非负随机变量,则
- (1) p > 1 时,

$$E\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_{k}\right|^{p}\right) \leqslant \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}+\xi_{k}+^{p}; \left|E\left(\left|\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\xi_{k}\right|^{p}\right)\right|^{1/p} \leqslant \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\left[E(+\xi_{k}+^{p})\right]^{1/p}.$$

- (2) 若 $p \geqslant 1$,则 $E[(\sum_{k=1}^{n} \xi_k)^p] \geqslant \sum_{k=1}^{n} E(\xi^p)$. 当 $p \leqslant 1$ 时,不等号反向.([30]P.314)
- 21. 设 ξ_1 …, ξ_n 为独立随机变量,且中位数皆为零,则

$$E(\left|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\right|) \geqslant \frac{1}{2^{n-1}} \begin{bmatrix} n-1 \\ \left[\frac{n}{2}\right] \end{bmatrix} E(\sum_{k=1}^{n} |\xi_{k}|).$$

(Tukey, J. W., Ann. Math. Statist. 1946, 17:75 - 78)

22. 设 ξ_1 …, ξ_n 为独立同分布随机变量, $E(\xi) = 0$.若 $\exists m \in N$. $E(\xi^{2m}) < \infty$,实

数 $\{a_k\}$ 满足 $\sum_{k=1}^n a_k^2 = 1.$ 则

$$(1) \quad E\left(\sum_{k=1}^{n} a_{k} \xi_{k}\right)^{2} \leqslant E(\xi^{2}).$$

(2)
$$m \ge 2 \text{ ft}, E\left(\sum_{k=1}^{n} a_k \xi_k\right)^{2m} < \left(\frac{3}{2}\right)^{m-2} (2m-1)! ! E(\xi^{2m}).$$

(陶波,成平,[336]1981,2(4):451 - 461.)

23. [MCU]. 设 ξ_1, \dots, ξ_n 是二阶矩有限的随机变量, 令 $S_k = \sum_{j=1}^k \xi_j, 1 \leq k \leq n$, 则

(1)
$$S_k^2 \leqslant k \sum_{j=1}^k \xi_j^2$$
; $(2)E(\max_{1 \leqslant k \leqslant n} S_k^2) \leqslant n \sum_{k=1}^n E(\xi_k^2)$.

24. **Whittle 不等式**:设 ξ_1, \dots, ξ_n 是独立同分布的随机变量,且 $P(\xi_k = \pm 1) = 1/2$, $1 \le k \le n$.则对于任意实数 $b_k, 1 \le k \le n$, $p \ge 2$, 有

$$E\left(\left|\sum_{k=1}^{n}b_{k}\xi_{k}\right|^{p}\right) \leqslant K(p,n)\left(\sum_{k=1}^{n}b_{k}^{2}\right)^{p/2}.$$
(1.3)

式中 $K(p,n) = 2^{-n} n^{-p/2} \sum_{k=0}^{n} {n \choose k} | n-2k|^p$. 仅当 p=2 或所有 b_k 的绝对值相等时等号成立. 见[352]1989,16(3):350 - 351.

25. **Moran 不等式**:在 N. 24 的条件下, Moran 猜测, 对任何实数 $a_1 \geqslant a_2 \geqslant \cdots \geqslant a_n$ $\geqslant 0, n \geqslant 1,$ 有

$$E\left(\left|\sum_{k=1}^{n} a_{k} \xi_{k}\right|\right) \geqslant \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\sum_{k=1}^{n} a_{k}^{2}\right)^{1/2},$$
 (1.4)

仅当 $a_1 = a_2, a_3 = \cdots = a_n = 0$ 时(1.4) 式中等号成立. 1984 年刘坤会证明了上述猜测. 见[364]1984,3:193 - 209.

问题:(1.3) 式左边的下界是什么?

- 26. 1987 年邵启满证明了取值于 Banach 空间的 φ 混合序列的矩不等式. 作为推论,对独立情形得到了比 Marcinkeiwicz-Zygmund 不等式更为实用的矩不等式,即
- (1) 设 $|\xi_n|$ 是实值随机变量的 φ 混合序列. 令 $S_k(n) = \sum_{j=k+1}^{k+n} \xi_j$. 若存在正的数列 $|C_{k,n}|$,使得对于每个 $k \geq 0$, $n \geq 1$, $m \leq n$,都有 $ES_k^2(m) \leq C_{k,n}$,则对每个 $q \geq 2$,存在仅依赖于 $\varphi(\cdot)$ 和 q 的常数 K,使得

$$E(\max_{1\leqslant j\leqslant n}\mid S_k(j)\mid^q)\leqslant K(C_{k,n}^{q/2}+E(\max_{k\leqslant j\leqslant k+n}\mid \xi_j\mid^q)).$$

(2) 设 ξ_1, \dots, ξ_n 为独立随机变量序列,若 $E\xi_k^2 < \infty$, $E\xi_k = 0, 1 \le k \le n$,则对每个 $q \ge 2$,有

$$E(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k|^q) \leq (96q)^q \Big[\Big(\sum_{k=1}^n E\xi_k^2 \Big)^{q/2} + E(\max_{1 \leq k \leq n} |\xi_k|^q) \Big],$$

式中 $S_k = \sum_{j=1}^k \xi_j$,式中的阶不能再改进.作者还进一步猜测,这个不等式对于鞅差序列也同样成立.但未能证明.

(3) 设 ξ , η 为任意两个实值随机变量,若存在正数 A, a, c_1 , c_2 及 0 < b < 1, 使得对于所有 $x \geqslant A$, 都有 $P(\mid \eta \mid \geqslant x) \leqslant c_1 P(\mid \xi \mid \geqslant ax) + c_2 P(\mid \eta \mid \geqslant bx)$,则对每个 q > 0, 当 $0 < c_2 < b^q$ 时,有

$$E \mid \eta \mid^q \leq \frac{A^q + c_1 a^{-q} E \mid \xi \mid^q}{(1 - c_2 b^{-q})}.$$

见[334]1988,31(6):736 - 747,[339]1989,9(1):24.

27. **Prophet 不等式**:设 $\{\xi_k\}$ 是定义在概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) ,并在区间[0,1] 中取值的独立随机变量列, T 是所有有限的儿乎必然的停止时间的集. 1987 年 Hill, T. 等证明

$$E(\sup \xi_n) - \sup \xi_t \leq 1/4.$$

当 $n \ge 2$ 时,上界是最好的.见[308]1987,83:582 - 585.

1990年, Jones, M. 证明

$$E\left(\max_{1 \leq j \leq n} (\xi_j - jc)\right) - \sup_{t \in T_n} E(\xi_t - tc) \leq [1/c]c(1-c)^{\lceil 1/c \rceil}, c > 0;$$

$$E(\max_{1 \leq j \leq n} (\xi_j - jc)) - \sup_{t \in T_n} E(\xi_t - tc) \leq \left(\frac{n-1}{n}\right)^n \quad (c \geqslant 0);$$

$$E(\max_{1\leqslant j\leqslant n}(\xi_j-jc))-\sup_{t\in T_n}E(\xi_t-tc)\leqslant 1/e\quad (c\geqslant 0).$$

上述三个上界都是最好的. 见 J. Mult. Anal. 1990,34(2):238 - 253.

- 28. 设 ξ , η 是相互独立的随机变量,则
- (1) $D(\xi \eta) \geqslant D(\xi)D(\eta)$.
- (2) $E\left[\left(\frac{\xi}{\eta}\right)^k\right] \geqslant \frac{E(\xi^k)}{E(\eta^k)}, k \in N.$

$$D\left(\frac{\xi}{\eta}\right) \geqslant \frac{D(\xi)}{D(\eta)}.$$

- (2)(3) 见 Mullen, K., Amer. Statist. 1967, 2(3):30 31.
- [MCU]. 设 ξ , η 是正的随机变量,其联合密度函数 f(x,y) 关于每个变量 x,y递减, $E(\xi)$, $E(\eta) < \infty$,则
 - (1) $E(\xi) + E(\eta) \leq 3E(|\xi \eta|);$
 - 若 $0 < \xi, \eta < 1, \emptyset$ $4E(\xi\eta) \leq 3E(|\xi \eta|).$

提示:设
$$\varphi_{|\xi \geqslant \eta|} = \begin{cases} 1, \xi \geqslant \eta \\ 0, \xi < \eta \end{cases}$$
 是 $|\xi \geqslant \eta|$ 的特征函数.则
$$3E(|\xi - \eta|) - E(\xi) - E(\eta) = 2E[[(\xi - 2\eta)\varphi_{|\xi \geqslant \eta|}] + [\eta - 2\xi\varphi_{|\eta > \xi|}]].$$
$$E[(\xi - 2\eta)\varphi_{|\xi \geqslant \eta|}] = \int_0^\infty \int_0^x (x - 2y)f(x, y) dy dx \geqslant$$
$$\geqslant \int_0^\infty \int_0^{\frac{\pi}{2}} (x - 2y)f(x, \frac{\pi}{2}) dy dx + \int_0^\infty \int_{\pi}^x (x - 2y)f(x, \frac{\pi}{2}) dy dx = 0.$$

同理, $E[(\eta - 2\xi)\varphi_{|\eta > \xi|}] \ge 0$.从而(1)得证.(2)的证明类似.

- 若 ξ , η 是独立同分布的随机变量, $E(\xi) = 0$, 则当 $1 \le \rho \le 2$ 时, 成立 30. $(1/2)E(|\xi-\eta|^p) \leqslant E(|\xi|^p) \leqslant E(|\xi-\eta|^p);$
- Bennet 不等式:设 $E(\xi) = 0, |\xi| \leq M, p \geq 2, 则$ 31. $E(\xi^p) \leqslant E(|\xi|^p) \leqslant M^{p-2}D\xi.$

当 $k = 3,5,7,\cdots$ (奇数) 时,

$$E \mid \xi^{k} \mid \leqslant M^{k-2}D\xi \left[\frac{1 - \left(\frac{\sqrt{D\xi}}{M}\right)^{2(k-1)}}{1 + \left(\frac{\sqrt{D\xi}}{M}\right)^{2}} \right] \leqslant M^{k-2}D\xi.$$

(Biometrka, 1965, 52:559 - 569.)

设 ξ 是随机变量, 其密度函数 $f \in AC[a,b], f' \in L^{\infty}[a,b], F(x) =$ $\int_{-x}^{x} f(t) dt$,则

(1)
$$\left| E(\xi) + \left(\frac{b-a}{2} \right) F(x) - \frac{x+b}{2} \right|$$

 $\leq \frac{1}{4} (b-a) \| f' \|_{\infty} \left[\left(x - \frac{a+b}{2} \right)^2 + \frac{1}{12} (b-a)^2 \right]$
 $\leq \frac{1}{12} (b-a)^3 \| f' \|_{\infty}. \ \forall x \in [a,b].$

(Barnett, N. S. 等, [330]2001, 32(1):55 - 60)

(2)
$$|E(\xi) - \frac{a+b}{2} - \frac{(b-a)^2}{12} [f(b) - f(a)]| \le$$

 $\le \frac{(b-a)^3}{24} ||f' - \frac{f(b) - f(a)}{b-a}||_{\infty};$ (1.5)

若 $f' \in L^p[a,b], p > 1,1/p + 1/q = 1, 则(1.5)$ 式右端改为

$$\frac{(b-a)^{2+1/q}}{8(2q+1)^{1/q}} \| f' - \frac{f(b)-f(a)}{b-a} \|_{p};$$

若 $f' \in L[a,b]$,则(1.5) 式右端改为

$$\frac{(b-a)^2}{8} \| f' - \frac{f(b) - f(a)}{b-a} \|_1.$$

(Barnett 等.[330]2002,33(2):127 - 128)

33. Keilson 不等式:

(1) 设 f(x) 为对数凹函数,则

$$\left(\frac{E(\xi^{k+1})}{(k+1)!}\right)^{\frac{1}{k+1}} \leqslant \left(\frac{E(\xi^k)}{k!}\right)^{1/k};$$

(2) 离散分布情形,即 f 是定义在非负整数集上的对数凹函数,即满足 $f^2(k) \ge f(k-1)f(k+1)$,则

$$\left(\frac{E(\xi(\xi-1)\cdots(\xi-k))}{(k+1)!}\right)^{\frac{1}{k+1}} \leqslant \left(\frac{E(\xi(\xi-1)\cdots(\xi-k+1))}{k!}\right)^{\frac{1}{k}}.$$

(Ann. Math. Statist. 1972, 43:1702 - 1708)

34. 设 $(B, \|\cdot\|)$ 是实可分的 Banach 空间 $\xi_1, \dots \xi_n$ 是独立的 B 值随机元, $E(\|\xi_k\|^p) < \infty, 1 \leq k \leq n$.

(1) 若1< p≤2,则

$$E(\left| \| \sum_{k=1}^{n} \xi_{k} \| - E(\| \sum_{k=1}^{n} \xi_{k} \|) \right|)^{p} \leqslant c(p) \sum_{k=1}^{n} E(\| \xi_{k} \|^{p});$$

(2) 若 $_{\nu}$ > 2.则

$$E(\left|\|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\| - E(\|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\|)\right|)^{p} \leqslant c_{p}\left[\sum_{k=1}^{n} E(\|\xi_{k}\|^{p}) + \left(\sum_{k=1}^{n} E(\|\xi_{k}\|^{2})\right)^{p/2}\right].$$
 设 $x_{k}, y_{k} \in B, p \geqslant 2$,则(2) 可改进为

$$E(|\|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\| - E(\|\sum_{k=1}^{n} \xi_{k}\|)|)^{p}$$

$$\leq c_{p} \Big[\sum_{k=1}^{n} E(\|\xi_{k} - x_{k}\|)^{p} + \Big(\sum_{k=1}^{n} E(\|\xi_{k} - y_{k}\|)^{p/2} \Big)^{p/2} \Big].$$

1992 年,刘立新利用优化方法作了进一步推广:设 $(X, \sum, \|\cdot\|)$ 是半范可测向量空间, ξ_k 为 X 值独立随机元列, $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$, $\forall x_k \in X$, 记 $A_n = \sum_{k=1}^n E(\|\xi_k - x_k\|)$, $B_n = \sum_{k=1}^n E(\|\xi_k - x_k\|^2)$. g 是 R^1 上非负凸的偶函数,g(0) = 0, $Eg(\|\xi_k\|) < \infty$, $1 \le k \le n.0 < A_n$, $B_n < \infty$, 则 $\forall r > 0$, 成立

$$E_{g}(\|S_{n}\| - E(\|S_{n}\|)) \leqslant \sum_{k=1}^{n} E_{g}(4r \|\xi_{k} - x_{k}\|) + 2e^{r} \int_{0}^{\infty} (1 + \frac{x}{4A_{n}})^{-r} dg(x);$$

$$E_{g}(\|S_{n}\| - E(\|S_{n}\|)) \leqslant \sum_{k=1}^{n} E_{g}(4r \|\xi_{k} - x_{k}\|) + 2e^{r} \int_{0}^{\infty} (1 + \frac{x^{2}}{16rB_{n}})^{-r} dg(x).$$
(见吉林大学学报 1993,1:1 - 6.)

35.
$$\operatorname{cov}(\xi, \eta) \leqslant D(\frac{\xi + \eta}{2}).$$

特别, 当 ξ , η 为正的随机变量时, 若 $0 \leq p \leq 1$, 则

$$\operatorname{cov}(\xi,\eta) \leqslant D[\frac{1}{2}(\xi^p + \eta^p)]^{1/p}; \quad \operatorname{cov}(\xi,\frac{\eta}{\xi}) \leqslant D(\xi^{1/2}).$$

(Kimeldorf, G. 等, J. Amer. statist. Asso. 1973, 68: 228 - 230.)

36. **方差平均不等式**:2003 年文家金等引入方差平均 $D_r(x,p)$. 设 $P|\xi=x_k|=p_k, 1 \leq k \leq n$.

$$E(\xi) = A(x,p) = \frac{1}{\sum_{k} p_{k}} \sum_{k} p_{k} x_{k},$$

$$E(\xi^{r}) = A(x^{r},p), \quad D_{r}(\xi) = A(x^{r},p) - [A(x,h)]^{r},$$

$$D_{r}(x,p) = \left[\frac{2}{r(r-1)} \frac{D_{r}(\xi)}{D(\xi)}\right]^{1/(r-2)}, \quad r \geqslant 2.$$

(1) 若 $r \in N, r > 3, 则 D_r(x, p) \geqslant D_3(x, p)$;且

$$D_r(x,p) \geqslant \left(\frac{2}{r}\right)^{1/(r-2)} A(x,p),$$

式中 $(2/r)^{1/(r-2)}$ 是最佳常数.

(2) 猜想实数 $r \ge 2$ 时, $D_r(x,p)$ 关于 r 递增. 见[351]2003,2:19 – 32.

§ 2 概率分布函数不等式

1. Chebyshev 不等式:设t > 0,则

$$P||\xi - E\xi| \geqslant t| \leqslant (\sigma/t)^2 \quad \text{if} \quad P||\xi - E\xi| \geqslant t \cdot \sigma| \leqslant 1/t^2. \tag{2.1}$$

注1 对于 $E\xi^2 < \infty$,(2.1) 式不能再改进. 但若高阶矩存在,则在某些情形下,(2.1) 式仍可改进. 例如,我们有:设 $E \mid \xi \mid^4 < \infty$, $E\xi = 0$, $\sigma = \sqrt{D\xi}$,则对于 t > 1,有

$$P\{\mid \xi \mid \geqslant t\sigma\} \leqslant \frac{E\xi^4 - \sigma^4}{E\xi^4 + (t\sigma)^4 - 2t^2\sigma^4},\tag{2.2}$$

若 $t^2 \geqslant \frac{E(\xi^4)}{\sigma^4}$,则(2.2) 式比(2.1) 式好;但当 $1 \leqslant t^2 < \frac{E(\xi^4)}{\sigma^4}$ 时,则(2.2) 式比(2.1) 式差;若 $0 < t \leqslant 1$,则 $P \mid |\xi - E\xi| \geqslant t\sigma | \leqslant 1$.

注2 (2.1) 式是由 Bienayme(1853) 与 Chebyshev(1866) 独立发现的,但在近代文献中,(2.1) 式及其各种变形和推广都称为 Chebyshev(型) 不等式,将其应用于随机变量之和,在各种形式的大数律及重对数律的证明中起着重要作用.

注3 (2.1) 式可推广为

$$P\{|\xi - E\xi| \ge 2\sigma\} + P\{|\xi - E\xi| \ge 3\sigma\} \le 1/4.$$
([305]2000,107(3):282.)

2. 单边 Chebyshev 不等式(Cantelli 不等式):设 $D\xi = \sigma^2 < \infty$,则当 t < 0 时,

$$P\{\xi - E\xi \leqslant t\} \leqslant \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + t^2};$$

当 $t \ge 0$ 时,