《概率统计与随机过程》复习

by. ZJY

概率论

不等式合集

柯西-施瓦茨不等式

由协方差性质推导

$$E\left((XY)^2\right) \le E(X^2)E(Y^2)$$

马尔可夫不等式

r 阶矩存在,则 $\forall \varepsilon > 0$

$$P\{|X| \ge \varepsilon\} \le \frac{\left(\left|X\right|^r\right)}{\varepsilon^r}$$

切比雪夫不等式

$$P\{|X - E(X)| \ge \varepsilon\} \le rac{D(X)}{arepsilon^2}$$
 $P\{|X - E(X)| < arepsilon\} \ge 1 - rac{D(X)}{arepsilon^2}$

事件

随机现象的观察(随机试验) E 的样本空间为 $\Omega=\{\omega\}$,随机事件 $A\subset\Omega$ 。必然事件 Ω ,不可能事件 \varnothing

事件 A、B的和 $A \cup B = A + B$ 表示其中至少一件事情发生

事件 A、B的积 $A \cap B = AB$ 表示均发生

互斥 $AB = \emptyset$

A的对立 \overline{A}

事件 A、B的差 $A - B = A\overline{B}$ 表示 A 发生而 B 不发生

交换律、结合律、分配律、对偶律、吸收律、德摩根律

事件的概率

• 古典概型 $P(A)=rac{A$ 所包含的试验结果的总数 试验结果的总数

• 频数 $f_n(A) = rac{n_A}{n}$, 统计概率 $P(A) = p \sim \lim_{n o \infty} f_n(A)$

概率的性质

基本性质

- P(A) > 0
- $P(\Omega) = 1$
- ∂A_i 两两互斥, $P(\bigcup_i A_i) = \sum_i P(A_i)$

不可能事件性质 $P(\emptyset) = 0$

可减性
$$A \subset B \Rightarrow P(B-A) = P(B) - P(A)$$

取反性
$$P\left(\overline{A}\right) = 1 - P(A)$$

容斥原理
$$P(\bigcup_i A_i) = \sum_{S \subset \{A_i\}} (-1)^{|S|-1} P(\bigcap_{s \in S} s)$$

概率的连续性

条件概率

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

若 B_1, B_2, \cdots 构成互斥完备事件组且 $P(B_i) > 0$

全概率公式

$$P(A) = \sum_{j} P(B_j) P(A|B_j)$$

贝叶斯公式

$$P(B_i|A) = rac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{j} P(B_j)P(A|B_j)} = rac{P(B_i)P(A|B_i)}{P(A)}$$

独立事件

$$A, B$$
独立即 $P(AB) = P(A)P(B)$

$$A, B$$
独立 \iff A, \overline{B} 独立 \iff \overline{A}, B 独立 \iff $\overline{A}, \overline{B}$ 独立

事件集中事件相互独立,即对所有子集,满足积的概率等于概率的积

随机变量

随机变量 X 为随机试验 E 中随机事件 ω 的单值实函数

分布函数
$$F(x) = P(\{X \le x\})$$
, (以后记作 $P\{X \le x\}$)

连续型随机变量概率密度 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) \mathrm{d}x$

多维随机变量

二维连续型随机变量 (X,Y)

联合分布函数 F(x,y), 联合概率密度函数 f(x,y)

边缘概率密度
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy$$

条件概率密度
$$f_{X|Y}(x|y) = rac{f(x,y)}{f_Y(y)}$$

随机变量独立

$$F(x,y) = F_X(x)F_Y(y) \Longleftrightarrow f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$
几乎处处成立 $\Longleftrightarrow X,Y$ 独立

相互独立随机变量的函数相互独立

随机变量的函数

y=g(x) 严格单调可导时,Y=g(X) 的概率密度

$$f_Y(y) = egin{cases} f_X(g^{-1}(y)) \left| rac{\mathrm{d} g^{-1}(y)}{\mathrm{d} y}
ight| &, y \in \mathscr{R}(g) \ 0 &, ext{else} \end{cases}$$

随机变量和概率密度 Z = X + Y (卷积公式)

随机变量商概率密度 Z=X/Y

随机变量取最大最小值概率分布 $M = \max_i \{X_i\}, \ N = \min_i \{X_i\}$

$$F_M(z) = \prod_i F_{X_i}(z)
onumber$$
 $F_N(z) = 1 - \prod_i (1 - F_{X_i}(z))
onumber$

随机变量数字特征

期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$
 $E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$ $E(g(X,Y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x,y) f(x,y) dx dy$

- 期望是线性的
- 若随机变量 X 和 Y 独立, E(XY) = E(X)E(Y)

方差

$$D(X) = E((X - E(X))^{2}) = E(X^{2}) - E^{2}(X)$$

- D(C) = 0
- $D(CX) = C^2D(X)$
- $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2Cov(X, Y)$

协方差

$$Cov(X, Y) = E((X - E(X))(Y - E(Y))) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

- Cov(aX, bY) = abCov(X, Y)
- $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$

相关系数

$$ho(X,Y) = rac{\mathrm{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(x)}\sqrt{D(Y)}}$$

矩

n 阶原点矩 $\alpha_n = E(X^n)$

n 阶中心矩 $\mu_n=E\left((X-E(X))^n
ight)$

X,Y的k+l阶混合原点矩、混合中心矩

各分布随机变量的形式与特征及关系

离散型随机变量

T	.1.1.	F 1	
X		\rightarrow	布

分布律
$$P\{x=k\}$$

期望
$$E(X)$$

方差
$$D(X)$$

两点分布
$$B(n,p)$$

$$C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

$$np(1-p)$$

X 的分布	分布律 $P\{x=k\}$	期望 $E(X)$	方差 $D(X)$	
泊松分布 $P(\lambda)$	$rac{\lambda^k}{k!} ext{exp}(-\lambda)$	λ	λ	
几何分布 $G(p)$	$(1-p)^{k-1}p$	$\frac{1}{n}$	$\frac{1-p}{r^2}$	

连续型随机变量

X的分布	概率密度 $f(x)$	分布函数 $F(x)$	期望 $E(X)$	方差 <i>D(X)</i>
正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	$\Phi(x)$	μ	σ^2
均匀分布 $U(a,b)$	$\frac{1}{b-a}$	$\frac{x-a}{b-a}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
指数分布 $\exp(\lambda)$	$\lambda \mathrm{e}^{-\lambda x}$	$1 - e^{-\lambda x}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
卡方分布 $\chi^2(n)$	(Holy crap)	(Nope)	n	2n
t 分布 $t(n)$	(Don't do it)	(Gone)	0	(?)
F 分布 $F(n_1,n_2)$	(Well)	(Sank)	(U guess)	(lol)
伽马分布 $\Gamma(lpha,eta)$	(LMAO)	(Blown)	$\frac{\alpha}{\beta}$	$\frac{\alpha}{\beta^2}$

正态分布

$$X_i$$
 独立分布于 $N(\mu_i,\sigma_i^2)$, $Z=\sum_i a_i X_i \sim N(\sum_i a_i \mu_i,\sum_i a_i^2 \sigma_i^2)$

卡方分布

$$\chi^2(2)\sim \exp(rac{1}{2})$$

$$Z_1 \sim \chi^2(n_1)\,,\,\, Z_2 \sim \chi^2(n_2)\,,\,\, Z_1 + Z_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$$

$$X_1,X_2,\cdots,X_n$$
 独立同分布于 $N(0,1)$, $\sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$

$$X_1,X_2,\cdots,X_n$$
 独立同分布于 $N(\mu,\sigma^2)$, $rac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^n(X_i-\mu)^2\sim \chi^2(n)$

t 分布

$$\lim_{n o\infty}t(n) o N(0,1)$$

$$X \sim N(0,1), \,\, Y \sim \chi^2(n), \,\, T = rac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$$

F分布

$$X \sim \chi^2(n_1), \,\, Y \sim \chi^2(n_2), \,\, F = rac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1,n_2)$$

二维连续分布

二维正态分布

$$N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,
ho)$$

其中 ρ 为X,Y的相关系数, $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

二维均匀分布

Soo EZ

大数定律

伯努利大数定律

对于伯努利试验

$$\lim_{n o \infty} \left\{ \left| rac{\eta_n}{n} - p
ight| < arepsilon
ight\} = 1$$

切比雪夫大数定律在伯努利试验下的特殊情况

切比雪夫大数定律

两两不相关序列且方差一致有界, $\forall \varepsilon > 0$

$$\lim_{n o\infty}P\left\{\left|rac{1}{n}\sum_{i=1}^nX_i-rac{1}{n}\sum_{i=1}^nE(X_i)
ight|\geqarepsilon
ight\}=0$$

独立同分布大数定律

切比雪夫大数定律在独立同分布下的特殊情况

辛钦大数定律

 $\{X_n\}$ 独立同分布且期望 μ 存在有界(不要求方差存在),则 $\overline{X_n} \stackrel{P}{\longrightarrow} \mu$

中心极限定理

 $\{X_n\}$ 独立同分布,期望 μ 、方差 σ^2 存在

$$\lim_{n o\infty}P\left\{rac{\sum_{i=1}^nX_i-n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\leq x
ight\}=\Phi(x)$$

数理统计

统计量

设样本 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 为总体 X 的样本

样本均值

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$$

若总体具有二阶矩, $E(\overline{X}) = \mu$, $D(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$

是 μ 的无偏估计量

 \overline{X}^2 是 μ^2 的渐进无偏估计量

样本方差

$$S^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 = rac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \overline{X}^2
ight]$$

若总体具有二阶矩, $E(S^2) = \sigma^2$

是 σ^2 的无偏估计量

样本标准差

$$S = \sqrt{rac{1}{n-1}\sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2}$$

样本k阶原点矩

$$A_k = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

是 α_k 的无偏估计量

样本k阶中心矩

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^k$$

 B_2 是 σ^2 的渐进无偏估计量

次序统计量

$$X_{(1)}, X_{(2)}, \cdots, X_{(n)}$$

样本极差

$$X_{(n)}-X_{(1)}$$

正态总体抽样

设 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本

- $\overline{X} \sim N\left(\mu, rac{\sigma^2}{n}
 ight)$
- $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$
- \overline{X} 与 X^2 独立
- $T = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} \mu)}{S} \sim t(n-1)$

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本, (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 是来自正态总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本

$$F = rac{S_{1n_1}^2/\sigma_1^2}{S_{2n_2}^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1,n_2-1)$$

且

$$T = rac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_W \sqrt{rac{1}{n_1} + rac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

其中

$$S_W = rac{(n_1-1)S_{1n_1}^2 + (n_2-1)S_{2n_2}^2}{n_1+n_2-2}$$

点估计

矩估计

有k个未知参数时,求k阶原点矩 α_k 和样本k阶原点矩 A_k ;矩法方程 $A_k=\alpha_k$

极大似然估计

观测值 (x_1,x_2,\cdots,x_n) ,似然函数 $L(\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_l)=\prod_{i=1}^n f(x_i;\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_l)$

取对数求导求使似然函数最大的参数

估计量性质

无偏性

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

渐进无偏性 $\lim_{n \to \infty} E(\hat{ heta}) = heta$

有效性

$$D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$$

则 θ_1 较 $\hat{\theta}_2$ 有效

相合性

相和估计量

$$\hat{ heta} \stackrel{P}{\longrightarrow} heta$$

或 $orall \, arepsilon > 0$, $\lim_{n o \infty} P\{|\hat{ heta} - heta| < arepsilon\} = 0$

均方相和估计量

$$\hat{ heta} \stackrel{L^2}{\longrightarrow} heta$$

或
$$\lim_{n o\infty}E^2(\hat{ heta}- heta)=0$$

相合估计量的函数是参数的函数的相合估计

置信区间

分位数

上侧 α 分位数 x_{α}

$$P\{X>x_{lpha}\}=1-F(x_{lpha})=lpha$$

置信区间

表 6.1 正态分布参数的置信区间

待估参数	条件	所用函数及分布	置 信 区 间
均值 μ	方差 σ² 已知	$U = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - \mu)}{\sigma} \sim N(0, 1)$	$\left(\overline{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{a/2}, \ \overline{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{a/2}\right)$
均值 μ	方差 σ² 未知	$T = \frac{\sqrt{n}(\overline{X} - \mu)}{S} \sim t(n - 1)$	$\left(\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{a/2} \ (n-1) , \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{a/2} (n-1) \right)$
方差 σ²	均值 µ 未知	$\chi^2 = \frac{(n-1)}{\sigma^2} S^2 \sim \chi^2 (n-1)$	$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{a/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-a/2}(n-1)}\right)$
均值差 μ1 μ2	方差 σ_1^2 , σ_2^2 未知, 但 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$T = \frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$	$\left((\overline{X} - \overline{Y}) - t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, (\overline{X} - \overline{Y}) + t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}\right)$
均值差 μ1 - μ2	方差 σ_1^2 , σ_2^2 未知,且 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, 大样本	$U = \frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n_1} S_{1n_1}^2 + \frac{1}{n_2} S_{2n_2}^2}} \xrightarrow{\text{iff} (0, 1)} N(0, 1)$	$\left((\overline{X} - \overline{Y}) - u_{a/2} \sqrt{\frac{1}{n_1} S_{1n_1}^2 + \frac{1}{n_2} S_{2n_2}^2}, (\overline{X} - \overline{Y}) + u_{a/2} \sqrt{\frac{1}{n_1} S_{1n_1}^2 + \frac{1}{n_2} S_{2n_2}^2}\right)$
方差比 σ ₁ ² /σ ₂ ²	均值 μ_1 , μ_2 未知	$F = \frac{\sigma_1^2 S_{1n_1}^2}{\sigma_1^2 S_{2n_2}^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$\left(\frac{S_{1n_1}^2}{S_{2n_2}^2F_{a/2}\left(n_1-1,n_2-1\right)} \;, \frac{S_{1n_1}^2}{S_{2n_2}^2F_{1-a/2}\left(n_1-1,n_2-1\right)}\right)$

置信上下界

(明明是同一张表.....)

表 6.2 正态分布参数的置信上、下界

待估参数	条 件	置 信 上 界	置 信 下 界
均值 μ	方差 o² 已知	$\overline{X} + rac{\sigma}{\sqrt{n}}u_a$	$\overline{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_a$
均值 μ	方差 σ² 未知	$\overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\sigma}(n-1)$	$\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha}(n-1)$
方差 σ²	均值 μ未知	$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha}(n-1)}$	$\frac{(n-1)S^2}{\chi_s^2(n-1)}$
均值差 μ1 - μ2	方差 σ_2^2 , σ_2^2 未知 ,但 $\sigma_1^2=\sigma_2^2$	$\overline{X} - \overline{Y} + t_a (n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$	$\overline{X} - \overline{Y} - t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)S_{W} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$
均值差 μ1 - μ2	方差 σ_1^2, σ_2^2 未知,且 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$,大样本	$\overline{X} - \overline{Y} + u_{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n_1} S_{1n_1}^2 + \frac{1}{n_2} S_{2n_2}^2}$	$\overline{X} - \overline{Y} - u_a \sqrt{\frac{1}{n_1} S_{1n_1}^2 + \frac{1}{n_2} S_{2n_2}^2}$
方差比 σ_1^2/σ_2^2	均值 μ_1, μ_2 未知	$\frac{S_{1n_1}^2}{S_{2n_2}^2 F_{1-\alpha}(n_1-1,n_2-1)}$	$\frac{S_{1n_1}^2}{S_{2n_2}^2 F_{\mathfrak{o}}(n_1 - 1, n_2 - 1)}$

假设检验

原假设 H_0 ,备择假设 H_1

拒绝域: 拒绝 H_0 的范围; 接受域: 接受 H_0 的范围

I 类错误概率 $lpha(\mu)=P\{$ 拒绝 $H_0|H_0$ 为真 $\}$

II 类错误概率 $\beta(\mu) = P\{$ 接受 $H_0|H_0$ 为假 $\}$

显著性检验: 犯第一类错误概率小于显著性水平 α

表 7.1 正态分布参数的检验法

H_0	H_1	条件	检验统计量及分布	拒 绝 域	
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$		T. T.	$\left \frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{\sigma_0} \right \geqslant u_{a/2}$	
$\mu \leqslant \mu_0 (\vec{\mathfrak{g}} \mu = \mu_0)$	$\mu > \mu_0$	方差 σ ₀ ² 已知	σ ₀	$\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{\sigma_0}\geqslant u_a$	
$\mu \geqslant \mu_0 (\vec{\mathfrak{R}} \mu = \mu_0)$	$\mu < \mu_0$		N(0,1)	$\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{\sigma_0} \leqslant -u_a$	
$\mu = \mu_0$	$\mu\neq\mu_0$	1	T. T.	$\left \frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{s}\right \geqslant t_{a/2}(n-1)$	
$\mu \leqslant \mu_0 (\stackrel{\circ}{\not=} \mu = \mu_0)$	$\mu > \mu_0$	方差 σ² 未知	基 细	$\frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu_0)}{s} \geqslant t_a(n-1)$	
$\mu \geqslant_{\mu_0} (\not \oplus \mu = \mu_0)$	$\mu < \mu_0$		t(n-1)	$\frac{\sqrt{n}(\overline{x}-\mu_0)}{s} \leqslant -t_{\alpha}(n-1).$	
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$		$(n-1)S^2$	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \leqslant \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) $	
$\sigma^2 \leqslant \sigma_0^2 (\stackrel{\circ}{\mathfrak{A}} \sigma^2 = \sigma_0^2)$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	均值 µ 未知	± /m	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geqslant \chi_{\alpha}^2 (n-1)$	
$\sigma^2 \geqslant \sigma_0^2 (\vec{\mathfrak{A}} \sigma^2 = \sigma_0^2)$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$		$\chi^2(n-1)$	$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \leqslant \chi_{1-a}^2(n-1)$	
$\mu_1 - \mu_2 = c$	$\mu_1 - \mu_2 \neq c$		$T = \frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - c}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim$	$\left \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - c}{s_{w} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \right \geqslant t_{a/2} (n_{1} + n_{2} - 2)$	
$\mu_1 - \mu_2 \leqslant c$ $(\cancel{\mathfrak{g}} \ \mu_1 - \mu_2 = c)$	$\mu_1 - \mu_2 > c$	方差 σ_1^2 、 σ_2^2 未知,但 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	未知,但	$t(n_1+n_2-2)$ 其中 $S_{\rm w}^2 = [(n_1-1)S_{1n_1}^2 +$	$\frac{(\overline{x}-\overline{y})-c}{s_{w}\sqrt{\frac{1}{n_{1}}+\frac{1}{n_{2}}}} \gg t_{\sigma}(n_{1}+n_{2}-2)$
$\mu_1 - \mu_2 \geqslant c$ $(\vec{x} \mu_1 - \mu_2 = c)$	$\mu_1 - \mu_2 < c$			$(n_2-1)S_{2n_2}^2]/(n_1+$ $n_2-2)$	$\frac{(\bar{x} - \bar{y}) - c}{s_{w} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \leqslant -t_{a}(n_{1} + n_{2} - 2)$
$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = c$	$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq c$		62	$\frac{s_{1n_1}^2}{cs_{2n_2}^2} \leqslant F_{1-\alpha/2}(n_1-1,n_2-1) \text{ind} \frac{s_{1n_1}^2}{cs_{2n_2}^2} \geqslant F_{\alpha/2}(n_1-1,n_2-1)$	
$\sigma_1^2/\sigma_2^2 \leqslant c$ $(\vec{x} \sigma_1^2/\sigma_2^2 = c)$	$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ >c	均值 µ1、µ2 均未知	$F = \frac{S_{1n_1}^2}{cS_{2n_2}^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$\frac{s_{1n_1}^2}{cs_{2n_2}^2} \geqslant F_a(n_1 - 1, n_2 - 1)$	
$\sigma_1^2/\sigma_2^2 \geqslant c$ (或 $\sigma_1^2/\sigma_2^2 = c$)	$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < c$		$I^*(n_1-1,n_2-1)$	$\frac{s_{1n_1}^2}{cs_{2n_2}^2} \leqslant F_{1-a}(n_1-1,n_2-1)$	

方差未知且不等的均值检验

一般先检验 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$,题就有得做了

否则自行思考,然后发现没法做,继续睡觉

或者在大样本条件 $n_1 \gg 1$, $n_2 \gg 1$ 下

统计量

$$U=rac{(\overline{X}-\overline{Y})-c}{\sqrt{rac{S_{1n_1}^2}{n_1}+rac{S_{2n_2}^2}{n_2}}}\longrightarrow U(0,1)$$

下均值已知的方差检验

样本 X_i , Y_i 来自总体已知均值分别为 μ_1 , μ_2 的分布

 H_0 : $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}=c$, 有统计量

$$F = rac{rac{1}{n_1} \sum (X_i - \mu_1)^2}{crac{1}{n_2} \sum (Y_i - \mu_2)^2} \sim F(n_1, n_2)$$

随机过程

随机过程

称随机变量族

$$\{X(t,\omega), t\in T, \omega\in\Omega\}$$

为随机过程

固定 ω 时随机过程 $X(\cdot,\omega)$ 称为样本函数

 $T \in \mathbb{R}$ 称为指标集 (参数集)

 $\mathcal{R}(X)$ 称为状态集

有限维分布族

固定一个随机过程的一组t得到一个随机变量族,分布函数

$$F_X(x_1,x_2,\cdots;t_1,t_2,\cdots,t_n)=P\left(igcap_i\{X(t_i)\leq x_i\}
ight)$$

称为有限维分布族

随机过程数字特征

均值函数

$$m_X(t) = E(X(t))$$

方差函数

$$D_X(t) = D(X(t))$$

自协方差函数

$$C_X(t_1, t_2) = \text{Cov}(X(t_1), X(t_2))$$

自相关函数

$$R_X(t_1, t_2) = E(X(t_1)X(t_2))$$

互协方差函数

$$C_{XY}(t_1,t_2)=\operatorname{Cov}(X(t_1),Y(t_2))$$

互相关函数

$$R_{XY}(t_1, t_2) = E(X(t_1)Y(t_2))$$

随机过程分类

二阶矩过程

均值和方差对于任意参数均存在

正态过程 (高斯过程)

任意有限维分布均为多维正态分布

$$f(oldsymbol{x};oldsymbol{t}) = (2\pi)^{-rac{n}{2}} \left| oldsymbol{C}
ight|^{-rac{1}{2}} \expigg(-rac{1}{2} (oldsymbol{x} - oldsymbol{m})^{\mathrm{T}} oldsymbol{C}^{-1} (oldsymbol{x} - oldsymbol{m}) igg)$$

其中

$$m{m} = (m_X(t_1), m_X(t_2), \cdots, m_X(t_n))^{\mathrm{T}} \ m{C} = egin{bmatrix} C_X(t_1, t_1) & C_X(t_1, t_2) & \cdots & C_X(t_1, t_n) \ C_X(t_2, t_1) & C_X(t_2, t_2) & \cdots & C_X(t_2, t_n) \ dots & dots & \ddots & dots \ C_X(t_n, t_1) & C_X(t_n, t_2) & \cdots & C_X(t_n, t_n) \end{bmatrix}$$

正交增量过程

若
$$T = \{t | t > 0\}, \ X(0) = 0, \ s < t$$

有
$$R_X(s,t) = E(X^2(s))$$

相关函数只与开始时刻有关

独立增量过程

对与任意时间列,增量两两不相关

平稳独立增量过程

增量的概率分布与此增量开始时刻无关

马尔可夫过程

某一时刻将来的分布与之前时刻的分布无关

计数过程

计数过程 N(t) 表示时间 [0,t) 内随机事件 A 发生的次数

- $N(t) \in \mathbb{N}$
- ullet $\forall \ 0 < s < t \ , \ N(s) \leq N(t)$

泊松过程

满足如下条件的计数过程 N(t)

- 1. N(0) = 0
- 2. 独立增量
- 3. $P\{N(t+s) N(s) = k\} = P\{N(t) = k\}$ (增量平稳性)
- 4. 出现的概率与时间成份线性: $P\{N(t+\Delta t)-N(t)=1\}=\lambda \Delta t-\mathrm{o}(\Delta t)$
- 5. 同一时刻不会冒出两个来: $P\{N(t+\Delta t)-N(t)\geq 2\}=\mathrm{o}(\Delta t)$

称为强度为 λ 的泊松过程

泊松分布性质

$$P\{N(t) = k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

到达时间性质

 S_n 表示第 n 件事发生的时刻

$$f_{S_n}(t) = egin{cases} rac{\lambda(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!} \mathrm{e}^{-\lambda t} &, \ t>0 \ 0 &, \ t\leq 0 \end{cases}$$

特别的, $S_1 \sim \exp(\lambda)$,且时间间隔序列 T_i 独立同分布于 $\exp(\lambda)$,这也是计数过程是齐次泊松过程的充要条件

布朗运动/维纳过程

定义 W(t), t > 0 满足

- 1. W(0) = 0
- 2. 是独立增量过程

3.
$$W(t)-W(s)\sim N(0,\sigma^2|t-s|)$$

性质:

- 是平稳独立增量过程
- 是正态过程
- $m_W(t) = 0$, $C_W(s,t) = R_W(s,t) = \sigma^2 \min\{s,t\}$

均方意义下连续

$$\lim_{\Delta t o 0} E((X(t_0+t)-X(t_0))^2) = 0$$

记作

$$\mathop{\mathrm{l.i.m.}}_{\Delta t o 0} X(t + \Delta t) = X(t)$$

平稳过程

严平稳过程

任何有限维分布函数不随时间推移(在参数集上平移)改变

宽平稳过程

均值函数是常数; 自相关函数 $R_X(t_1,t_2)$ 只是时间差 $\tau=t_2-t_1$ 的函数 $R_X(\tau)$

即一阶矩与二阶矩不随时间推移改变

白噪声序列

自相关函数仅在 $\tau = 0$ 为 σ^2 ,否则为零

宽平稳过程的性质

- $R_X(\tau) = R_X(-\tau)$
- $|R_X(\tau)| \le R_X(0), |C_X(\tau)| \le C_X(0)$ (由柯西不等式推导)
- R_X(τ) 非负定

平稳相关

X, Y 是两个平稳过程,若 $R_{XY}(t,t+\tau)=E(X(t)Y(t+\tau))=R_{XY}(\tau)$,则称其平稳相关

互协方差函数、互相关函数性质与自协方差函数、自相关函数类似

各态历经性

必须是平稳过程哦

时间均值

$$\overline{X(t)} = \lim_{T o +\infty} rac{1}{2T} \int_{-T}^T X(t) \mathrm{d}t$$

它是一个随机变量,那么有期望和方差如下

$$E(\overline{X(t)}) = m_X \ D(\overline{X(t)}) = \lim_{T o +\infty} rac{1}{T} \int_0^{2T} \left(1 - rac{ au}{2T}
ight) (R_X(au) - m_X^2) \mathrm{d} au$$

时间相关函数

$$\overline{X(t)X(t+ au)} = \lim_{T o +\infty} rac{1}{2T} \int_{-T}^T X(t)X(t+ au) \mathrm{d}t$$

它是一个随机过程,且参数仅为au,可写作 $\overline{Y_{ au}(t)}$,*说明时间相关函数是状态集表示时间均值的随机过程!*

而且当 τ 固定时, $Y_{\tau}(t)$ 是一个平稳过程,有自相关函数与均值函数如下(注意平稳过程的均值函数是常数)

$$R_{Y_{ au}}(au_1) = R_{ au}(au_1) = E(X(t)X(t+ au)X(t+ au_1)X(t+ au_1+ au)) \ m_{Y_{ au}} = R_X(au)$$

那么随机过程 $Y(\tau) = \overline{Y_{ au}(t)}$ 的均值函数和方差函数如下

$$m_Y(au) = E(Y(au)) = R_X(au)
onumber \ D_Y(au) = \lim_{T o +\infty} rac{1}{T} \int_0^{2T} \left(1 - rac{ au_1}{2T}
ight) (R_ au(au_1) - R_X^2(au)) \mathrm{d} au_1$$

均值各态历经性

定义

$$P\left\{\overline{X(t)} = E(X(t)) = m_X\right\} = 1$$

充要条件 $D\left(\overline{X(t)}\right) = 0$

充分条件 $\lim_{\tau\to\infty}R_X(\tau)=m_X^2$,即无穷远不相关

自相关函数各态历经性

定义

$$P\left\{\overline{X(t)X(t+\tau)} = E(X(t)X(t+\tau)) = R_X(\tau)\right\} = 1$$

充要条件 $D_Y(\tau) \equiv 0$ (但注意 $Y(\tau)$ 不是平稳过程, $m_Y(\tau)$ 也不是常数)