

1 $E|z|^n$ - ?

a) $z \sim \text{Laplace}$, $p_z(x) = \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}}$

$$E|z|^n = \int_{-\infty}^{+\infty} |x|^n \cdot \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx = 2 \int_0^{+\infty} x^n \cdot \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \int_0^{+\infty} x^n e^{-\frac{x}{\theta}} d\left(\frac{x}{\theta}\right) \xrightarrow{x=t\theta} \int_0^{+\infty} t^n \theta^n e^{-t} dt =$$

$$= \theta^n \cdot \int_0^{+\infty} t^{n-1} e^{-t} dt = \theta^n \cdot \Gamma(n+1)$$

b) $z \sim \Gamma(\alpha, \beta)$, $p_z(x) = \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-\alpha x}$, $x > 0$

$$E|z|^n = \int_0^{+\infty} x^n \cdot \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-\alpha x} dx = \int_0^{+\infty} x^{n+\beta-1} \cdot \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} e^{-\alpha x} dx = \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \int_0^{+\infty} x^{n+\beta-1} e^{-\alpha x} dx \xrightarrow{\alpha x=t}$$

$$= \frac{\alpha^\beta}{\Gamma(\beta)} \cdot \int_0^{+\infty} \frac{t^{n+\beta-1}}{\alpha^{n+\beta}} e^{-t} d\left(\frac{t}{\alpha}\right) = \frac{1}{\alpha^n \Gamma(\beta)} \int_0^{+\infty} t^{(n+\beta)-1} e^{-t} dt = \frac{\Gamma(n+\beta)}{\alpha^n \Gamma(\beta)}$$

2 $E|z|^n < +\infty$. Док-зб: $\forall k < n \quad E|z|^k < +\infty$

$$E|z|^n = \int_{-\infty}^{+\infty} |x|^n \cdot p_z(x) dx < +\infty, \quad E|z|^k = \int_{-\infty}^{+\infty} |x|^k \cdot p_z(x) dx = \int_{|x| \geq 1} |x|^k p_z(x) dx + \int_{|x| < 1} |x|^k p_z(x) dx$$

а: Для $\forall x \in (-\infty, -1] \cup [1, +\infty)$ $k \leq n \Rightarrow |x|^k \leq |x|^n$

Значит, $\int_{|x| \geq 1} |x|^k p_z(x) dx \leq \int_{|x| \geq 1} |x|^n p_z(x) dx \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |x|^n p_z(x) dx < +\infty$

б: интеграл по конечной области $x \in (-1, 1)$, где $|x|^k$ ограничено (≤ 1) $\Rightarrow I_b < +\infty$

Получаем, $E|z|^k = I_a + I_b < +\infty \quad \forall k < n$, ч.т.д.

3 X_1, \dots, X_n - выборка, $F(x)$ - ф-ция распр., $p(x)$ - плотность. Распр. k -й порядковой статистики $X_{(k)}$ -? Для выборки из $U[0,1]$ $EX_{(k)}, DX_{(k)}$ -? Зависимость E, D от k ?

$$f_{X_{(k)}}(x) = \underbrace{\binom{n}{k} \cdot P(X_1 \leq x) \cdot \dots \cdot P(X_{k-1} \leq x)}_{\text{первые } k-1 \text{ СВ меньше } k\text{-ой пор. стат.}} \cdot \underbrace{(1 - P(X_{k+1} \leq x)) \cdot \dots \cdot (1 - P(X_n \leq x))}_{\text{остальные - больше}} \cdot p(x) =$$

$$= \binom{n}{k} \cdot F(x)^{k-1} \cdot (1 - F(x))^{n-k} \cdot p(x)$$

Для выборки из $U[0,1]$ известно, что $F(x) = x$

Для $0 \leq x \leq 1$, $p(x) = 1$ для $0 \leq x \leq 1$, и тогда $f_{X_{(k)}} = \binom{n}{k} x^{k-1} (1-x)^{n-k}$. Т.е. $X_{(k)} \sim$

$\sim \text{Beta}(k, n-k+1)$, и для него E, D известны: $EX_{(k)} = \frac{k}{n+1}$, $DX_{(k)} = \frac{k(n-k+1)}{(n+1)^2(n+2)}$.

Видно, что $EX_{(k)}$ пропорционально k , т.е. чем больше k , тем больше и E . Например,

при $k=1$ $EX_{(1)} = \frac{1}{n+1} (\min)$, и при $k=n$ $EX_{(n)} = \frac{n}{n+1} (\max)$

У дисперсии зависимость от k квадратичная за счет числителя $k(n-k+1) = -k^2 + k(n+1)$,

исключим его: числ. $'_k = -2k + (n+1) = 0 \rightarrow k = \frac{n+1}{2}$. В этой точке достигнута

max: $DX_{(k)} = \frac{(\frac{n+1}{2})^2}{(n+1)^2(n+2)} = \frac{1}{4(n+2)}$. При $k=1$ и $k=n$ дисперсия min:

$$DX_{(k)} = \frac{n}{(n+1)^2(n+2)}$$

4 группа из n чел., вер-сь найти заблуждение χ чел. $= p$; вероятные p - ?

Индивидуальное тестирование: тестируем всех, $E(\#) = n$
и.а.

Групповое тестирование: Рассмотрим для простоты только при четных n , пусть $\frac{n}{2}$ пар.

Тогда $E(\#) = \frac{(1-p)^2 \cdot 1}{\text{оба здоровы, 1 тест}} + \frac{(1-p)p \cdot 2}{\text{один здоров, 2 теста}} + \frac{p(1-p) \cdot 3}{\text{1 здоров, 2 теста}} + \frac{p^2 \cdot 3}{\text{оба больны, 3 теста}} = -3p^2 + 5p + 1$

$E(\#) = \frac{n}{2} \cdot E(\#) = \frac{n}{2} (1 + 5p - 3p^2)$

Сравним стратегии: $\frac{n}{2} (1 + 5p - 3p^2) < n$ при $3p^2 - 5p + 1 > 0$, корни: $p_{1,2} = \frac{5 \pm \sqrt{13}}{6}$, но только 1 корень $\in [0, 1] \Rightarrow p < \frac{5 - \sqrt{13}}{6}$, чтобы стратегия была экономичнее

5 $\{\xi_n\}_{n=1}^{\infty}, \{\eta_n\}_{n=1}^{\infty}$ — послед. — и СВ, для $\forall n \geq 1$ ξ_n и η_n независ., $\xi_n \xrightarrow{p} \xi, \eta_n \xrightarrow{p} \eta$.
 ξ, η — независимы?

$\forall n \geq 1$ ξ_n и η_n независимы $\Rightarrow \varphi_{\xi_n + \eta_n}(t) = \varphi_{\xi_n}(t) \cdot \varphi_{\eta_n}(t)$. Действительно, достаточно воспользоваться определением ХАР. Ф-ции и независимости: $\varphi_{\xi_n + \eta_n}(t) = E e^{it(\xi_n + \eta_n)} = \int_{\mathbb{R}^2} e^{itx} e^{ity} p_{\xi_n}(x) p_{\eta_n}(y) dx dy \stackrel{\text{Фубини}}{=} \int_{\mathbb{R}} e^{itx} p_{\xi_n}(x) dx \cdot \int_{\mathbb{R}} e^{ity} p_{\eta_n}(y) dy = E e^{it\xi_n} \cdot E e^{it\eta_n} = \varphi_{\xi_n}(t) \cdot \varphi_{\eta_n}(t)$. В этом выражении перейдем к пределу:

$\varphi_{\xi + \eta}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{\xi_n + \eta_n}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{\xi_n}(t) \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{\eta_n}(t) = \varphi_{\xi}(t) \cdot \varphi_{\eta}(t) \Rightarrow \xi, \eta$ — независимы

6 $\{\xi_n\}_{n=1}^{\infty}$ — н.с.в., невырожд. и с конеч. 2-м моментом; $E\xi_i = a, S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n$. Покажем, что $\sqrt{n} \left(\frac{S_n}{n} - a \right)$ есть \lim по р.с.р., но не \lim по вер-зн.

Заметим: $\sqrt{n} \left(\frac{S_n}{n} - a \right) = \frac{S_n - an}{\sqrt{n}}$, причем выполнено условие ЦПТ $\Rightarrow \frac{S_n - an}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, \sigma^2)$ по р.с.р. при $n \rightarrow \infty$, т.е. $\forall X: F_{\text{норм.}} \forall X \xrightarrow{F_{\text{норм.}}} F_{\text{норм.}}$ при $n \rightarrow \infty$

Покажем, что нет \lim по вер-зн, с помощью отрицания определения: $\exists \varepsilon > 0 \lim_{n \rightarrow \infty} P(|\sqrt{n} \left(\frac{S_n}{n} - a \right) - \eta| > \varepsilon) \neq 0$ (где $\eta = \frac{S_n - an}{\sqrt{n}}$, a, η — ее предельный случай).

скажем из введенной ранее с. — по р.с.р. к $N(0, \sigma^2) \Rightarrow \lim$ по вер-зн нет