

$$\text{confidence Interval} = \left(\bar{X}_n - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

سوال اول : الف)

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{2.5}{\sqrt{100}} = \frac{2.5}{10} = 0.25$$

$$\Rightarrow CI = (753.48 - 1.96 \times 0.25, 753.48 + 1.96 \times 0.25)$$

$$\Rightarrow CI = (753.43, 753.53)$$

ب) الف) خط چپ این بازه برای میانگین کل جامعه است نه میانگین ده نمونه.

* ii) درست بازه اطمینان برای میانگین کل جامعه (μ) که همان منشار واقعی خط لوله است، فعلی فقط برای تخمین این مقدار ایجاد شده.

iii) خط چپ این بازه اطمینان برای میانگین واقعی یا کل جامعه (μ) بوده و نه برای اندازه گیری نمونه یعنی بازه اطمینان نمی گوید کدام اندازه گیری در چه محدوده ای قرار دارد.

iv) خط مانند سمت قبل

ج) خیر نمی توانیم زیرا در این مثال فقط μ را داریم اما نمی دانیم این μ را با آمارهای واقعی و مقایسه مقادیر دانش و توزیع، بقا چگونه بوده است و در نتیجه بدون دانستن داده های خام نمی توانیم هینولام دقیق رسم کنیم. وی می توانیم هینولام فرضی رسم کرد.

د) وقتی می گوید مهندس می خواهد میانگین منشار در حدود 1 پاسکال از منشار واقعی باشد یعنی خطا 1 پاسکال $e=1$

$$\Rightarrow n = \left(\frac{Z_{\alpha/2} \sigma}{e} \right)^2 \Rightarrow n = \left(\frac{1.96 \times 2.5}{1} \right)^2 = 24.01$$

سوال ج) الف) با استفاده از بازه 95% میانگین را تخمین می زنیم (μ)

$$\hat{\mu} = \frac{127.45 + 128.55}{2} = 127.5$$

$$\text{margin of error} = 128.55 - 127.45 = 1.1$$

از فرمولی داریم me برابر است با $Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ①

$$\Rightarrow \sigma = \frac{1.1 \times \sqrt{2500}}{1.96} = \frac{1.1 \times 50}{1.96} \approx 28.08$$

حال باید می بینیم چه مقدار از توزیع نرمال مربوط به مقادیر بیشتر از 140 است که باید Z حساب کنیم زیرا به دنبال پیدا کردن بازه اطمینان برای احتمال مصیبت بودن فنرها هستیم همچنین باید $P(X > 140)$ هم حساب کنیم

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{140 - 127.5}{28.08} = \frac{12.5}{28.08} = 0.445$$

$$P(X > 140) = 1 - P(X \leq 140) = 0.3299$$

طبق جدول Z 0.445 تقریباً صاف است 0.3299

$$\Rightarrow \hat{p} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \Rightarrow 0.3299 \pm 1.96 \times \sqrt{\frac{0.3299(0.6701)}{2500}} = 0.3299 \pm 0.0291$$

ب) به با توجه به اینکه می توان تخمین می زنیم و انحراف معیار می توان برای بازه اطمینان برای درصد فنرهای معیوب را بدست آورد زیرا منشار فنرها یک توزیع نرمال دارد پس اینجا می توان Z-score را حساب کرد. وی آمد در قسمت الف حساب نمی شد نمی توانیم حساب کنیم

مذکورہ ہے :

1. آدھوں میں 1 ن شہرہ

2. 10 سالہ بچہ

3. x_1 یا با توابع ہوتی یا با

الف) راجع به قانون ۷۷ داریم که از مجموع سربازان که در یه دسته داره خاصیت ۱۵۰۰ یه ۲ موضوع میوه شود

۱. استقلال: هر صریح مدرج متشکل است از یک مجموعه احتمال و موقعیت هر سرباز مستقل از دیگری است $\Rightarrow X_i$ ها متشکل هستند

2- توزیع مشابه: سیم‌ها از مسیرهای متفاوتی فرستاده می‌شوند و با احتمال P به مرور، $1-P$ شلست یا فواید دهی دارای توزیع یکسان هستند.

در شبکه با توجه به اینکه در توزیع مرتفی امید ریاضی برابر با احتمال پیروزی (p) است $n \rightarrow \infty$ میانگین سرازانی که به دوری است

صنعت قانون اندازن به هم همدای شوند قانون منزل مقرر است

ب) 1. استلال: در اینجا استلال نداریم زیرا سربازها جفت جفت می شوند و اگر یکی سرباز سلامت محور سرباز جفت هم سلامت می خورد در نتیجه استلال ندارند

۲. توزیع مشابه: داری توزیع یکسان هستند چون هر $\frac{n}{p}$ سرمازار رسید متناوبی رفت و توزیع پیروزی یا شکست

چون نیروی می باشد، هم جهت دارای توزیع یکسانی است چون هم جهت می باشد یکسان می رود

در کل در اینجا قاعده اعداد بزرگ برقرار نیست (استقلال ندارد)

ج) استقلال: «انجام امور استقلال و خود ندارد زیرا امریک سرباز در این امر شکست خورد، کل امره شکست خورد ۲۰۰۰ مرده منت به هم استقلال دارند، اعمنائی امره استقلال ندارند»

توزیع مشابه: همچنان باشد، مگر λ دارای توزیع مشابه باشد. X_i ها

تا قوه به علم امتثال به ملاک پیروی نمی کند تضرع م ای همه فرد یا ملاک همان مرفعی است
چون ملاک یک فرد را ملاک حکومت بخورده می ۱-۲، ۱ جمال گفت م. ۲-۱ ای شود.

چوں لایک فرد را در گوشت خود می پزند، احوال گشت را هم پ-ای شود.

(۵) در اینجا نیز بر مبنای عدل استلزامی اندک سبب باز شکست فوری حتمی شکست می ظهور کند

سوال چهارم :

تخمین میانگین $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum x_i$ ، $\frac{\text{میانگین دایره}}{x_i} = \frac{\pi r^2}{\pi} = \frac{\pi}{\pi}$

و طبق نسبت مساحت دایره به مربع احتمال است $\frac{\pi}{6}$ است

$$\text{توزيع مرندي} \quad \text{Var}(x) = p(1-p) = \frac{x}{E} (1 - \frac{x}{E}) \quad , \quad p_i \text{ Var}(\hat{x}_i) = \frac{\text{Var}(x_i)}{n} = \frac{\frac{x}{E} (1 - \frac{x}{E})}{n} \Rightarrow \sigma_{\hat{A}} = \sqrt{\frac{\frac{x}{E} (1 - \frac{x}{E})}{n}}$$

$$\text{باز اسیان} \cdot Z \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < 0.01 \Rightarrow 1.94 \times \frac{\sqrt{\frac{\pi}{E}(1-\frac{\pi}{E})}}{\sqrt{n} \sqrt{n}} \leq 0.01 \xrightarrow{\text{توان}} \frac{(1.94)^2 \frac{\pi}{E}(1-\frac{\pi}{E})}{n^2} < 0.01$$

$$\Rightarrow 1.84 \times \frac{\pi}{\varepsilon} (1 - \frac{\pi}{\varepsilon}) \times \frac{1}{n^2} \leq 10^{-5} \Rightarrow n \geq \frac{1.84 \times \frac{\pi}{\varepsilon} (1 - \frac{\pi}{\varepsilon})}{10^{-5}}$$

$$\Rightarrow n > \sqrt{\frac{4.184 \times \frac{7}{2} (1 - \frac{7}{2})}{1 - \epsilon}}$$

$$f(x, \alpha) = \frac{\alpha}{x^2} e^{-\alpha/x}$$

(الف)

$$MLE = \prod f(x_i, \alpha) = \prod \frac{\alpha}{x_i^2} e^{-\alpha/x_i} = \prod \frac{\alpha}{x_i^2} \prod e^{-\alpha/x_i}$$

$$= \left(\frac{1}{x^n} \prod x_i \right) \alpha^n e^{-\sum \frac{\alpha}{x_i}}$$

مشتق نسبت به α

$$\log \Rightarrow \log \frac{1}{x^n} + \sum \log x_i + (-\frac{1}{\alpha} \sum x_i) = -n \log \alpha + \sum \log x_i - \frac{1}{\alpha} \sum x_i$$

$$\frac{d \log(MLE)}{d \alpha} = -n \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{\alpha^2} \sum x_i = 0 \Rightarrow \frac{-10}{\alpha} + \frac{V}{\alpha^2} = 0 \Rightarrow -10\alpha + V = 0 \Rightarrow \alpha = \frac{V}{10}$$

$$n=10 : \sum x_i = 2 \cdot 10 + 1 \cdot 10 + 1 \cdot 10 + 2 \cdot 10 + 2 = V$$

ب) برای بدست آوردن $E(x)$ از روش تجمیع جان :
 $E(x) = \int_0^{\infty} x \frac{\alpha}{x^2} e^{-\alpha/x} dx = \int_0^{\infty} \frac{\alpha}{x} e^{-\alpha/x} dx$
 $u = \frac{\alpha}{x} \Rightarrow du = -\frac{1}{x^2} dx \Rightarrow dx = -\frac{1}{u^2} du \Rightarrow I = \int_0^{\infty} (u) e^{-u} du = \int_0^{\infty} u e^{-u} du$
 که با استفاده از انتگرال

$$\Rightarrow E(x) = \frac{1}{\alpha^2} \cdot 2\alpha^2 = 2\alpha$$

$$\bar{x} = \frac{V}{10} = 1,8 \Rightarrow 2\alpha = 1,8 \Rightarrow \alpha = 0,9$$

$$E(x) = \frac{1}{36} x + (-1) \frac{1}{36} = \frac{1}{36} - \frac{1}{36} = -\frac{1}{36} = -\frac{1}{18}$$

سوال ۵۱ : ۴

$$E(S_n) = n E(x) = -\frac{n}{18}$$

$$Var(x) = \left(\frac{1}{36} x^2 + (-1)^2 \frac{1}{36} \right) - (E(x))^2 = 1 - \frac{1}{36} = \frac{35}{36}$$

$$Var(S_n) = n Var(x) = \frac{35n}{36} \Rightarrow \sigma = \sqrt{n \cdot \frac{35}{36}}$$

۵) سبب دارا پس با توجه به اینکه مقادیر x یا ۱ یا -۱ هستند $E(x)=0$ زیرا احتمال منفی و مثبت و بازنده و شش مساوی است

$$Var(x) = E(x^2) - E(x)^2 = 1^2 p + (-1)^2$$

نتیجه تحلیل های سوال فوق که نوشته کرد.

سوال هفتم: الف

$$① X_n = \theta + \frac{Z_n}{\sqrt{n}} \quad \text{var}(Z_n) = 1, \quad E(Z_n) = 0$$

$$(X_n - \theta)' \stackrel{D}{=} \left(\theta + \frac{Z_n}{\sqrt{n}} - \theta \right)' = \frac{Z_n}{\sqrt{n}} \Rightarrow E[(X_n - \theta)'] = E\left[\frac{Z_n}{\sqrt{n}}\right] \stackrel{②}{=} \frac{1}{\sqrt{n}} E[Z_n] = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad *$$

$$* \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{n}} = 0$$

$$\text{var}(Z_n) = E(Z_n^2) - (E(Z_n))^2 \Rightarrow \text{var}(Z_n) = E(Z_n^2) = 1 \quad ②$$

$$\lim P(|X_n - \theta| > \varepsilon) = 0$$

$$X_n = \theta + \frac{Z_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow[\text{قانون خوارزمی}]{X_n} \lim P\left(\left|\theta + \frac{Z_n}{\sqrt{n}} - \theta\right| > \varepsilon\right) = 0 \Rightarrow P\left(\left|\frac{Z_n}{\sqrt{n}}\right| > \varepsilon\right) = 0$$

$$\Rightarrow P(|Z_n| > \varepsilon\sqrt{n}) = 1 - \Phi(\varepsilon\sqrt{n}) \xrightarrow[\text{قانون خوارزمی}]{1 \text{ cdf } n \rightarrow \infty} 1 - 1 = 0$$

$$X_n - \theta = \frac{Z_n}{\sqrt{n}} \Rightarrow \text{توزیع } \frac{Z_n}{\sqrt{n}}$$

ج

$$\frac{Z_n}{\sqrt{n}} \sim N\left(0, \frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

این توزیع Z_n :
متن سوال توزیع Z_n برابر با $N(0, 1)$

$$n \rightarrow \infty : \text{var}\left(\frac{Z_n}{\sqrt{n}}\right) = \frac{1}{n} \text{var}(Z_n) = \frac{1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \Rightarrow X_n - \theta \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$$

در نتیجه α در بینهایت به ثابت θ میل می کند

سوال نهم: الف

$$L(\alpha, \beta_1, \beta_0) = \prod_{i=1}^n f_T(T_i, \alpha, \beta_1, \beta_0) \Rightarrow L = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0}\right)$$

$$\Rightarrow L = \frac{1}{(\Gamma(\alpha))^n} \prod_{i=1}^n \left(\frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0}\right) \Rightarrow -n \log \Gamma(\alpha) + (\alpha-1) \sum \log \frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0} - \sum \frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = -n \frac{\partial}{\partial \alpha} \log \Gamma(\alpha) + \sum \log \frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0} = -n \Psi(\alpha) + \sum \log \frac{T_i}{\beta_1 T_i + \beta_0} = 0$$

ب

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_0} = -n \log \Gamma(\alpha) \frac{\partial}{\partial \beta_0} = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta_0} \sum \log \left(\frac{T_i}{\beta_0 + \beta_1 T_i}\right) = \frac{1}{\beta_0 + \beta_1 T_i} \times \left(-\frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_1 T_i)^2}\right) = -\frac{1}{(\beta_0 + \beta_1 T_i)^2}$$

$$\Rightarrow -\sum \frac{1}{(\beta_0 + \beta_1 T_i)^2} - \sum \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_1 T_i)^2}$$

$$-\frac{\partial}{\partial \beta_0} \sum \frac{T_i}{\beta_0 + \beta_1 T_i} = -\sum \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_1 T_i)^2}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_i} = \frac{\partial}{\partial \beta_i} - n \log \Gamma(\alpha) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta_i} \log \frac{T_i}{\beta_i \bar{T}_i + \beta_0} = \left\langle \frac{-T_i}{\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i} \right\rangle$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta_i} \log \frac{T_i}{\beta_i \bar{T}_i + \beta_0} = \left\langle -\frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle$$

$$\Rightarrow \frac{\partial L}{\partial \beta_i} = - \left\langle \frac{T_i}{\beta_i \bar{T}_i + \beta_0} \right\rangle - \left\langle \frac{T_i^2}{(\beta_i \bar{T}_i + \beta_0)^2} \right\rangle = 0$$

(ع)

$$I(\alpha, \beta_1, \beta_0) = - E \left[\frac{\partial^2 L(\alpha, \beta_1, \beta_0)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = -n \psi(\alpha) + \sum_{i=1} \log \frac{T_i}{\beta_i \bar{T}_i + \beta_0}, \quad \frac{\partial L}{\partial \alpha^2} = -n \psi'(\alpha)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \alpha \partial \beta_0} = -(\alpha-1) \left\langle -\frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle, \quad \frac{\partial^2 L}{\partial \alpha \partial \beta_i} = (\alpha-1) \left\langle \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \beta_0^2} = (\alpha-1) \left\langle \frac{1}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle - \left\langle \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^3} \right\rangle, \quad \frac{\partial^2 L}{\partial \beta_0 \partial \beta_i} = (\alpha-1) \left\langle \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle - \left\langle \frac{T_i^2}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^3} \right\rangle$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_0 \partial \beta_i} = \frac{\partial L}{\partial \beta_i \partial \beta_0} = -(\alpha-1) \left\langle \frac{T_i}{(\beta_0 + \beta_i \bar{T}_i)^2} \right\rangle$$

آمار از متن دم عبارات بالا E بدست می آید به I می رسیم

$$I = \begin{bmatrix} I_{\alpha\alpha} & I_{\alpha\beta_0} & I_{\alpha\beta_i} \\ I_{\beta_0\alpha} & I_{\beta_0\beta_0} & I_{\beta_0\beta_i} \\ I_{\beta_i\alpha} & I_{\beta_i\beta_0} & I_{\beta_i\beta_i} \end{bmatrix} \Rightarrow I^{-1} = \frac{1}{\dots}$$

(د)

۵) نرخ خرابی سیستم که برابر $P(t) = \beta_1 t + \beta_0$ می باشد نشان دهنده تغییرات نرخ خرابی با گذشت زمان است. اگر $\beta_1 > 0$ باشد نرخ خرابی با گذشت زمان افزایش می یابد که نشان دهنده افزایش سیستم است و نیاز به نگهداری بیشتری است. اگر $\beta_1 < 0$ باشد نرخ خرابی کاهش می یابد و نگهداری اولیه باید بیشتر باشد یعنی در مراحل اولیه عمر سیستم بیشتر باید به نگهداری توجه کرد. اگر $\beta_1 = 0$ باشد یعنی می توان نرخ نگهداری منظم و ثابتی داشت.

$$f_T(t, \lambda) = \lambda e^{-\lambda t}$$

الف) $f_T(t, \lambda)$

$$L(T) = \prod \lambda e^{-\lambda t_i} \Rightarrow \log L(T) = \sum \log \lambda e^{-\lambda t_i} = \underbrace{\sum \log \lambda}_{\log \lambda^n} + \sum e^{-\lambda t_i} = \boxed{n \log \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n T_i}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \frac{\partial n \log \lambda - \lambda \sum T_i}{\partial \lambda} = \frac{n \frac{1}{\lambda} - \sum T_i}{\partial \lambda} = -\frac{n}{\lambda^2} \Rightarrow \boxed{I(\lambda) = -E\left[-\frac{n}{\lambda^2}\right] = \frac{n}{\lambda^2}} \quad (i)$$

(ii)

$$\text{Var}_{\text{Cramer}}(T) = \frac{1}{I(T)} = \boxed{\frac{\lambda^2}{n}}$$

ج

$$L(T) = \prod (\lambda_1 T_i + \lambda_0) \exp\left(-\int_0^T \lambda(t) dt\right)$$

$$\int_0^T \lambda(t) dt = \int_0^T \lambda_1 T_i + \lambda_0 dt = \frac{\lambda_1 T_i^2}{2} + \lambda_0 T_i \xrightarrow{\log} \sum \left[\log(\lambda_1 T_i + \lambda_0) - \left(\frac{\lambda_1 T_i}{2} + T_i \lambda_0 \right) \right]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_0} = \sum \left[\frac{1}{\lambda_1 T_i + \lambda_0} - T_i \right] \Rightarrow \frac{\partial L}{\partial \lambda_0} = \boxed{-\sum \frac{1}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = \sum \left[\frac{T_i}{\lambda_1 T_i + \lambda_0} - \frac{T_i^2}{2} \right] \Rightarrow \frac{\partial L}{\partial \lambda_1} = \boxed{\sum \frac{T_i}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}}$$

$$I_{\lambda_0} = \sum E\left[-\frac{1}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}\right], \quad I_{\lambda_1} = \sum E\left[\frac{T_i}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}\right]$$

$$\text{Var}_{\text{Cramer}}(\lambda_0) = \frac{1}{\sum E\left[-\frac{1}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}\right]}$$

$$\text{Var}_{\text{Cramer}}(\lambda_1) = \frac{1}{\sum E\left[\frac{T_i}{(\lambda_1 T_i + \lambda_0)^2}\right]}$$

سؤال يا زهره: الف)

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad M_X(u) = \int e^{tX} f_X(x) dx$$

$$\Rightarrow M_X(u) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{tX} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(tX - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$tX - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} = tX - \frac{x^2}{2\sigma^2} + \frac{\mu x}{\sigma^2} - \frac{\mu^2}{2\sigma^2} = x\left(t + \frac{\mu}{\sigma^2}\right) - \frac{x^2}{2\sigma^2} - \frac{\mu^2}{2\sigma^2} = \left(x - (\mu + t\sigma^2)\right)^2$$

$$\Rightarrow tX - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2} = -\frac{1}{2\sigma^2} \left((x - (\mu + t\sigma^2))^2 - (t\sigma^2)^2 \right)$$

$$\Rightarrow M_x(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x - (\mu + t\sigma^2))^2 + \frac{t^2\sigma^2}{2}\right) dx$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x - (\mu + t\sigma^2))^2}{2\sigma^2}\right) dx = 1$$

$$\Rightarrow M_x(t) = \exp\left(\frac{t^2\sigma^2}{2}\right) \times e^{\mu t}$$

$$M_x(t) = \exp\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) = \exp\left(0.1 \wedge t + \frac{1}{2} \times 0.02 \times t^2\right) = \boxed{\exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2)}$$

$$E(X) = M'_x(0) \Rightarrow M'_x(t) = (0.1 \wedge + 0.02 t) \exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2) \xrightarrow{t=0} \boxed{1 \times 0.1 \wedge = 0.1 \wedge}$$

$$\text{Var}(X) = M''_x(0) - (M'_x(0))^2 \Rightarrow M''_x(0) = (0.1 \wedge + 0.02 t)(0.1 \wedge + 0.02 t) \exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2) + (0.02 + 0.1 \wedge t) \exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2)$$

$$\xrightarrow{t=0} (0.1 \wedge)^2 + 0.02 = \boxed{0.1024}$$

$$\Rightarrow \boxed{\text{Var}(X) = 0.1024 - (0.1 \wedge)^2 = 0.02}$$

$$M'''_x(t) = \left[(0.1 \wedge + 0.02 t) + (0.1 \wedge + 0.02 t)(0.1 \wedge + 0.02 t) \right] \exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2) + \left[\underbrace{(0.1 \wedge + 0.02 t)}_{0.1 \wedge} \left(\underbrace{0.02 + 0.1 \wedge t}_{0.02} \right) \underbrace{(0.1 \wedge + 0.02 t)}_{0.1024} \right] \exp(0.1 \wedge t + 0.01 t^2) = 0.1048$$

$$\text{Skewness} = \frac{E[X^3] - 3E(X) \times \text{Var}(X) - E(X)^3}{\sqrt{\text{Var}(X)}^3} = \frac{0.1048 - 3(0.1 \wedge)(0.02) - (0.1 \wedge)^3}{(0.02)^{3/2}}$$

$$L = \prod \frac{\beta^{\omega} \alpha_i^{\omega} e^{-\beta \alpha_i}}{\Gamma(\omega)} = \frac{\beta^{\omega n} (\prod \alpha_i^{\omega}) e^{-\beta \sum \alpha_i}}{\Gamma(\omega)^n} \stackrel{\log}{=} \omega n \log \beta + \omega \sum \log \alpha_i - \beta \sum \alpha_i - n \log \Gamma(\omega)$$

سؤال ١٠: (الف)

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = \frac{\omega n}{\beta} - \sum \alpha_i = 0 \Rightarrow \hat{\beta} = \frac{\omega n}{\sum \alpha_i}$$

$$\Rightarrow \hat{\beta} = \frac{\omega}{\bar{X}_n}$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \beta^2} = -\frac{\omega n}{\beta^2} \Rightarrow I(\beta) = -E\left(-\frac{\omega n}{\beta^2}\right) = \frac{\omega n}{\beta^2} = \frac{\omega n}{\left(\frac{\omega}{\bar{X}_n}\right)^2} = \frac{n \bar{X}_n^2}{\omega}$$

$$\text{posterior}(\beta) \propto \text{Likelihood}(\beta) \cdot \text{Prior}(\beta)$$

$$L(\beta) = \beta^{\omega n} \exp(-\beta \sum x_i)$$

$$\text{Prior}(\beta) \propto \beta^{\alpha_0 - 1} e^{-\beta/\beta_0} \quad \alpha_0 = 2, \beta_0 = 1 \rightarrow \propto \beta e^{-\beta} \quad \Bigg| \Rightarrow \beta^{\alpha_n} \exp(-\beta \sum x_i) \quad \beta \in \mathbb{R}$$

$$\Rightarrow P(\beta | x_1, \dots, x_n) \propto \beta^{\omega n + 1} \exp(-\beta(1 + \sum x_i)) \Rightarrow \alpha_{\text{post}} = \omega n + 2$$

$$\beta_{\text{post}} = 1 + \sum x_i$$

$$\Rightarrow \text{posterior}(\beta) \propto \text{Gamma}(\omega n + 2, 1 + \sum x_i) \Rightarrow I_{\text{post}} = \frac{\alpha_{\text{post}}}{(\beta_{\text{post}})^2} = \frac{\omega n + 2}{(1 + \sum x_i)^2}$$

$$SE(\hat{\beta}) = \frac{1}{\sqrt{I(\hat{\beta})}} = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\omega n}} \quad , \quad \hat{\beta} \pm 1.96 \times SE(\hat{\beta})$$

(ج)

$$n = 200 \Rightarrow \hat{\beta} = \frac{\omega}{\bar{x}} \quad , \quad I(\hat{\beta}) = \frac{\omega \times 200}{\hat{\beta}^2} \quad SE(\hat{\beta}) = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{200 \times 2}} \Rightarrow \hat{\beta} \pm 1.96 \times \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{400}}$$

$$n = 1000 \Rightarrow \hat{\beta} = \frac{\omega}{\bar{x}} \quad , \quad I(\hat{\beta}) = \frac{\omega \times 1000}{\hat{\beta}^2} \quad SE(\hat{\beta}) = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{2000}} \Rightarrow \hat{\beta} \pm 1.96 \times \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{2000}}$$

Posterior:

اگر از 95% credible interval، 2.5 و 97.5 درصد استفاده کنیم
به credible interval 95 درصد می رسم پس .

$$P(\text{Lower} \leq \beta \leq \text{Upper}) = 0.95 \Rightarrow$$

در صورتی که به کدوم
به همین چیزی حساب کردم

$$[\text{Gamma}(0.025 \omega, \alpha_{\text{post}}, \beta_{\text{post}}), \text{Gamma}(0.975 \omega, \alpha_{\text{post}}, \beta_{\text{post}})]$$

که α ، β ، α_{post} ، در قسمت ب هست و در ج

سؤال سیزدهم: الف)

$$f_x(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$M_x(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{xt} f_x(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} e^{xt} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \quad \Bigg| \Rightarrow M_x(t) = \exp\left(\frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) \exp(\mu t)$$

در سؤال 11
فکت این
صواب است

$$\Rightarrow M_x(t) = \exp\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)$$

$$M'_x(t) = \frac{d}{dt} \left[\exp\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) \right] = (\mu + \sigma^2 t) \exp\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)$$

ب)

$$M'_x(0) = (\mu) \exp(0) = \mu \Rightarrow E(x) = \mu$$

$$\mu''_x(t) = \frac{d}{dt} \left((\mu + \sigma^2 t) \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) \right) = [(\mu + \sigma^2 t) \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2})] (\mu + \sigma^2 t) + \sigma^2 \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2})$$

$$\Rightarrow \mu''_x(t) = [(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2] \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2})$$

$$\mu''_x(0) = [(\mu)^2 + \sigma^2] \exp(0) = \mu^2 + \sigma^2$$

$$\Rightarrow \text{var}(x) = \mu^2 + \sigma^2 - \mu^2 = \sigma^2$$

$$\text{Skewness} = \frac{E[x^3] - 3\mu\sigma^2 - \mu^3}{\sigma^3}$$

(C)

$$\begin{aligned} \mu'''_x(t) &= \frac{d}{dt} \left[[(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2] \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) \right] = \left[\frac{d}{dt} \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) \right] \cdot [(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2] \\ &\quad + \frac{d}{dt} [(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2] \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) \end{aligned}$$

$$(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2})' = \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) (\mu + \sigma^2 t)$$

$$((\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2)' = 2\sigma^2 (\mu + \sigma^2 t)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \mu'''_x(t) &= \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) [(\mu + \sigma^2 t)[(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2] + 2\sigma^2 (\mu + \sigma^2 t)] \\ &= \exp(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}) [(\mu + \sigma^2 t)[(\mu + \sigma^2 t)^2 + \sigma^2 + 2\sigma^2]] \end{aligned}$$

$$\mu'''_x(0) = \exp(0) [(\mu)(\mu^2 + 3\sigma^2)] = \mu^3 + 3\sigma^2\mu$$

$$\text{Skewness} = \frac{(\mu^3 + 3\sigma^2\mu) - 3\sigma^2\mu - \mu^3}{\sigma^3} = 0$$

$$x + y = 1$$

$$0 \leq x \leq 1$$

$$0 \leq y \leq 1 - x$$

سوال چهاردهم : هدف از تعریف این هست که چنان قسمت که دشمن نمی تواند خسارت وارنده را بجز کند پس مساحت موقتاً امن را در دایره ای که x و y حساب می کنند به اری x : باید مساحت یک مثلث را حساب کنیم که برابر $\frac{1}{2} x(1-x)$ باشد

$$E(A_x) = \int_0^1 \frac{1}{2} x(1-x) dx = \int_0^1 \frac{1}{2} (x - x^2) dx = \frac{1}{2} \left[\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = \frac{1}{12}$$

به ازای y : باید مساحت

$$E(A_y) = \int_0^1 \frac{1}{2} y(1-y) dy = \int_0^1 \frac{1}{2} (y - y^2) dy = \frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{2} - \frac{y^3}{3} \right]_0^1 = \frac{1}{12}$$