

← برای انجام آزمون فرض در یک سوئیچ نیز دو راه حل داریم:

1- آزمون سری

2- عامل نیز

آزمون سری

$$\begin{cases} H_0: \theta \in \Theta_0 \\ H_1: \theta \in \Theta_1 \end{cases}$$

در این روش احتمال های بسین فرضهای صفر و مقابل را محاسبه کرده و با استفاده از آن آزمون را انجام می دهیم:

$$P_0 = P(\theta \in \Theta_0 | x)$$

$$P_1 = P(\theta \in \Theta_1 | x)$$

در این حالت اگر $P_0 > P_1$ باشد، فرض صفر پذیرفته می شود. در اصل می توان گفت راه حل از فرض صفر بیشتر از فرض مقابل حمایت می کنند

نکته: زمانی که $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$ شود، $P_0 + P_1 = 1$ می شود، پس کافی است که $P_0 > \frac{1}{2}$ گردد تا فرض صفر پذیرفته شود.

$$x_1, \dots, x_n \sim \text{Bin}(1, \theta)$$

$$\theta \sim U(0, 1) \stackrel{d}{=} \text{Beta}(1, 1)$$

مثال:

کمی تواریه نبود.

$$\begin{cases} H_0: \theta < \frac{1}{2} \\ H_1: \theta > \frac{1}{2} \end{cases}$$

به ازای چه قدرتی از \bar{x} فرض صفر پذیرفته می شود؟

$$\theta | \underline{x} \sim \text{Beta} \left(\underbrace{1 + \sum x_i}_{\alpha'}, \underbrace{1 + n - \sum x_i}_{\beta'} \right)$$

ماتریس همبستگی، $H = H_0 \cup H_1$ ، فرض منورمانی پذیرفته می شود.

$$P(\theta \in H_0 | \underline{x}) > \frac{1}{2}$$

$$P(\theta \in H_0 | \underline{x}) = P(\theta < \frac{1}{2} | \underline{x}) = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{1}{B(\alpha', \beta')} \theta^{\alpha'-1} (1-\theta)^{\beta'-1} d\theta > \frac{1}{2}$$

صورتی
در جمله ای

$$\frac{1}{B(\alpha', \beta')} \int_0^{\frac{1}{2}} \theta^{\alpha'-1} \sum_{j=0}^{\beta'-1} \binom{\beta'-1}{j} (-\theta)^j > \frac{1}{2}$$

بجای آوردن
سری جابجایی
ل عدس و شود

$$\frac{1}{B(\alpha', \beta')} \sum_{j=0}^{\beta'-1} \binom{\beta'-1}{j} (-1)^j \int_0^{\frac{1}{2}} \theta^{j+\alpha'-1} d\theta > \frac{1}{2}$$

به کمک روشهای عددی حل می گردد.

عامل بیز Bayes Factor

دوین روش انجام آزمون فرض در دو مورد بیز، استفاده از عامل بیز است. برای محاسبه عامل بیز باید **بخت بیزین** احتمال برای فرض H_1 با **احتمال بیزین** فرض H_0 را محاسبه کنیم.

$$\textcircled{1} \frac{P(\theta \in H_1 | \underline{x})}{P(\theta \in H_1)}$$

$$\textcircled{2} \frac{P(\theta \in H_0 | \underline{x})}{P(\theta \in H_0)}$$

بر این اساس عامل نیز بصورت زیر تعریف می گردد:

$$B_{01} = \frac{P(\theta \in H_0 | x)}{P(\theta \in H_0)} = \frac{P(\theta \in H_0 | x)}{P(\theta \in H_0 | x)} \cdot \frac{P(\theta \in H_0)}{P(\theta \in H_0)}$$

چند نکته:

1/ هر یک از تست های 1 و 2 نشان دهنده میزان تغییر است که داده های در احتمال های پسین فرض صفر و مقابل دارند و عامل نیز میزان تغییرات احتمالی فرض صفر و فرض مقابل را می سنجد که در صورتی که در آزمون سری چون تنها از احتمالات پسین استفاده می کنیم، این تغییر را مشاهده نمی کنیم.

2/ فرض پذیرفته می شود که میزان این تغییر (مقدار تست 1 یا 2) برای آن بیشتر است. یعنی وجود داده های احتمال آن فرض را افزایش می دهد و آنگاه فرض پذیرفته می شود.

3/ یا توجه به دو متن نکته می توان گفت که زمانی که $B_{01} > 1$ باشد، فرض صفر پذیرفته می شود.

4²⁰ با تعریف $B_{10} = \frac{P(\theta \in H_1 | x)}{P(\theta \in H_1)}$ داریم: $B_{01} = (B_{10})^{-1}$

سوال: $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$ where σ^2 is known, $\mu \in N(0, 1)$

- $H_0 : \mu \leq 0$
- $H_1 : \mu > 0$

الف) با استفاده از میسره احتمالای پسین، نشان دهید برای چه مقادیری از \bar{x} ، فرض صفر پذیرفته می شود؟

ب) با استفاده از $B_{0.1}$ تست افتداری کنید.

الف) پذیرفته شدن فرض H_0 زمانی ممکن است که:

$$P_0 = P(\mu \in H_0 | \bar{x}) > \frac{1}{2} \rightsquigarrow H_0 \cup H_1 = H \quad \text{چون}$$

$$P(\mu < 0 | \bar{x}) = P\left(z < \frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right) = \Phi\left(\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right) > \frac{1}{2}$$

می دانیم $\Phi(0) = \frac{1}{2}$ است، پس:

$$\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}} > 0 \Rightarrow \bar{x} < 0$$

(ب)

$$P(\theta \in H_0) = P(\mu < 0) = \frac{1}{2}$$

$$P(\theta \in H_1) = P(\mu > 0) = \frac{1}{2}$$

$$P(\theta \in H_0 | \bar{x}) = P(\mu < 0 | \bar{x}) = \Phi\left(\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right)$$

$$P(\theta \in H_1 | \bar{x}) = P(\mu > 0 | \bar{x}) = 1 - \Phi\left(\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right)$$

$$B_{0.1} = \frac{\Phi\left(\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{-n\bar{x}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n+\sigma^2}}}\right)} \cdot \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}$$

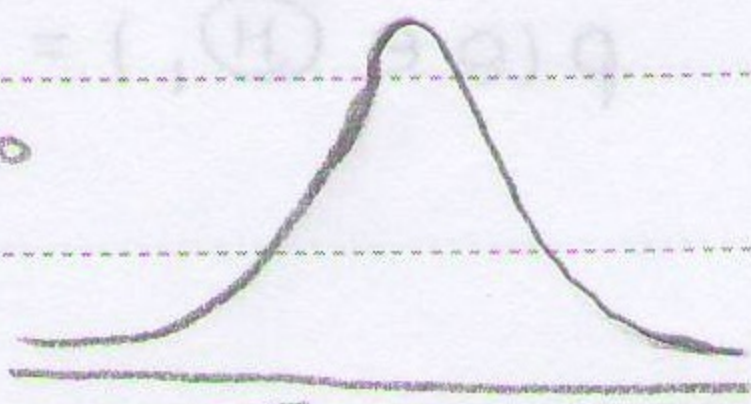
برای اینکه فرض H_0 پذیرفته شود، لازم است که $B_{01} > 1$ گردد، که این یعنی $\bar{x} < 5$ شود.

نکته: تئریه دورش آزمون بیزی و مالتورینز لندما مثل حجم نمی باشد. (در مثال بالا مثل حجم شد ولی نمی توان گفت که این حالت همیشه برقرار است.)

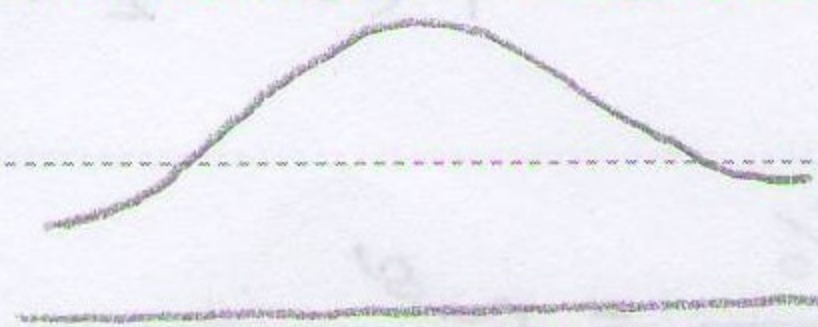
در نظر بگیرید که درون اطلاع داشتن از سرمایه گذاری در بورس بسیار مهم است که خود را حاضر است در بورس سرمایه گذاری کند و توزیع پسین بودن صورت شود:

$H_0: \theta = 1000$

$H_1: \theta = 100,000$



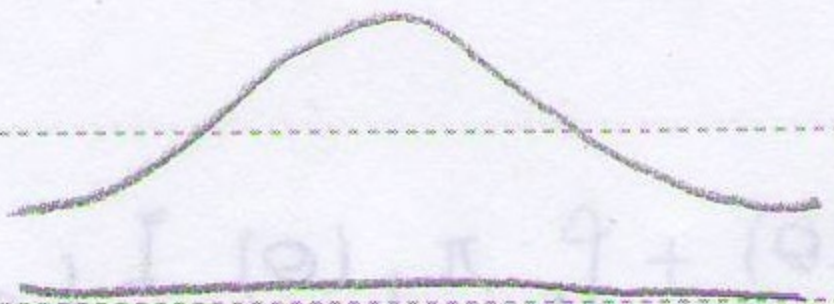
1000 تومان



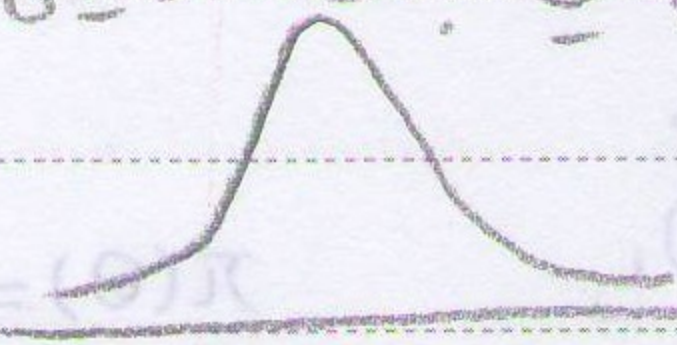
100,000 تومان

که احتمال اینکه سرمایه گذاری کند بیشتر است.

حال فرض کنید این فرد در طول سال های بورس شرکت کند و تقاضای تغییر کند حال از ادراک سرمایه گذاری در بورس می برد و توزیع پسین به صورت زیر می شود:



1000 تومان



100,000 تومان

خب در این حالت اگر با استفاده از آزمون بیزی تقاضای کنیم، داریم:

$P_0 = P(\theta \in H_0 | x)$

$\rightarrow P_1 > P_0$

فرض H_1 پذیرفته می شود

$P_1 = P(\theta \in H_1 | x)$

و بر اساس مالتورینز:

$$B_{01} = \frac{P(\theta \in H_0 | x)}{P(\theta \in H_1 | x)} \cdot \frac{P(\theta \in H_1)}{P(\theta \in H_0)}$$

فرض H_0 پذیرفته می شود $\rightarrow < 1$

مثال زیر را در نظر بگیرید:

$$X \sim \text{Bin}(n, \theta)$$

$$\theta \sim \text{Beta}(1, 1) \stackrel{d}{=} U(0, 1)$$

$$\theta | X \sim \text{Beta}(\sum x_i + \alpha, n + \beta - \sum x_i) \\ \sim \text{Beta}(1 + x, 1 + n - x)$$

$$\begin{cases} H_0: \theta = \frac{1}{2} \\ H_1: \theta \neq \frac{1}{2} \end{cases}$$

$$p(\theta \in \mathbb{H}_0 | \underline{x}) = p(\theta = \frac{1}{2} | \underline{x}) = 0, \quad p(\theta \in \mathbb{H}_0) = 0$$

$$p(\theta \in \mathbb{H}_1 | \underline{x}) = p(\theta \neq \frac{1}{2} | \underline{x}) = 1, \quad p(\theta \in \mathbb{H}_1) = 1$$

$$B_{0,1} = \frac{\%}{1/1} = \text{بهم}$$

زمانی که فرضیاتی مورد بررسی نقطه‌ای باشد (یک نقطه یا چند نقطه) و پارامتر دارای توزیع پیوسته پیوسته باشد، می‌تواند عامل بی‌اعتمادی نیز در نتیجه باشد، چرا که گاهی پیوسته در یک نقطه صفر می‌شود. برای برطرف کردن این مشکل، توزیع پیوسته را اصلاح می‌کنیم:

$$\begin{cases} H_0: \theta \in \mathbb{H}_0 \\ H_1: \theta \in \mathbb{H}_1 \end{cases}$$

$$\pi(\theta) = p_0 \pi_0(\theta) I_{\{\theta \in \mathbb{H}_0\}} + p_1 \pi_1(\theta) I_{\{\theta \in \mathbb{H}_1\}}$$

$\pi_0(\theta)$ و $\pi_1(\theta)$ توزیع پیوسته θ تحت فرض صفر و فرض مقابل است.

$$p_0 + p_1 = 1 \text{ است و می‌توانیم هیچ دلیلی نسبت به } p_0 \text{ یا } p_1 \text{ نداریم، آن را } p_0 = p_1 = \frac{1}{2}$$

در نظر می‌گیریم.

انتخاب $\pi_0(\theta)$ و $\pi_1(\theta)$:

$$\pi_0(\theta) = \begin{cases} 1 & \theta = 0 \\ 0 & \text{و.س.} \end{cases}$$

$\pi_1(\theta)$ را یک توزیع بتا به در نظر می‌گیریم.

$\pi_1(\theta)$ را همان توزیع θ (تقریبی) بگیریم. (چون با کمترین باریک‌ترین نقطه از دامنه توزیع هستیم، آن توزیع تقریبی نمی‌کنیم)

پس می‌توان توزیع پسین اصلاح شده را اینگونه نوشت:

$$\pi(\theta) = \frac{1}{2} I_{\{\theta_0\}}(\theta) + \frac{1}{2} \pi_1(\theta) I_{\{H_1\}}(\theta) \quad (*)$$

فرم طی توزیع پسین با اصلاح توزیع پسین:

فرم طی توزیع پسین یعنی $(*)$ را در نظر بگیریم:

$$m(x) = \int_{\{H\}} f(x|\theta) \pi(\theta) d\theta = \int_{\{H\}} f(x|\theta) \left[\frac{1}{2} I_{\{\theta_0\}}(\theta) + \frac{1}{2} \pi_1(\theta) I_{\{H_1\}}(\theta) \right] d\theta$$

$$= \int_{\{H_0\}} \frac{1}{2} f(x|\theta) d\theta + \int_{\{H_1\}} \frac{1}{2} f(x|\theta) \pi_1(\theta) d\theta =$$

$$= \frac{1}{2} f(x|\theta_0) + \frac{1}{2} \int_{\{H_1\}} f(x|\theta) \pi_1(\theta) d\theta = \frac{1}{2} f(x|\theta_0) + \frac{1}{2} m_1(x)$$

که توزیع حالتی \times تحت H_1

بنابراین:

$$\pi(\theta|x) = \begin{cases} \frac{f(x|\theta_0) \cdot \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} f(x|\theta_0) + \frac{1}{2} m_1(x)} = \frac{1}{1 + \frac{m_1(x)}{f(x|\theta_0)}} & \theta = \theta_0 \\ \frac{\frac{1}{2} f(x|\theta) \pi_1(\theta)}{\frac{1}{2} f(x|\theta_0) + \frac{1}{2} m_1(x)} = \frac{f(x|\theta) \pi_1(\theta)}{f(x|\theta_0) + m_1(x)} & \theta \neq \theta_0 \end{cases}$$