

## حالت‌های مرزی لم نیمن پیرسن

سعید اخلاقی<sup>۱</sup>

عبد الحمید رضایی رکن آبادی<sup>۲</sup>

### چکیده

علیرغم آنکه لم نیمن پیرسن یکی از اساسی‌ترین نتایج مربوط به تئوری آزمون فرضیه‌های آماری است، به حالت‌های خاص آن که مقدار بحرانی آزمون مقادیر صفر یا بینهایت شود، کمتر پرداخته شده است. بررسی این حالت‌های مرزی دریافت عمیق‌تری از مفاهیم مربوط به این لم اساسی را فراهم می‌سازد، که در این مقاله مفصلاً آنرا مورد بحث قرار می‌دهیم. واژه‌های کلیدی: لم نیمن پیرسون، آزمون‌های فرض، پرتوان‌ترین آزمون، مقادیر بحرانی

### ۱. مقدمه

برای طرح حالت‌های خاص مجموعه محدب نقاط خطا در لم نیمن پیرسن لازم است در ابتدا تعاریف، مفاهیم و قضایای مربوط به آن را مطرح کنیم.

فرض کنید  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$  یک نمونه تصادفی  $n$  تایی از خانواده توزیع‌ها با چگالی  $\{f_\theta, \theta \in \Omega\}$ ،  $\Omega = \Omega_0 \cup \theta_1$ ، باشد؛

تعریف ۱-۱:  $\psi$  را یک آزمون در سطح  $\alpha$  برای فرضیه  $H_0: \theta \in \Omega_0$  در مقابل فرضیه ساده  $H_1: \theta = \theta_1$  گوییم هرگاه:

$$E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) \leq \alpha$$

برای هر  $\theta \in \Omega_0$ .

$$E_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X})) \geq \alpha$$

تعریف ۱-۲:  $\psi^*$  را پرتوان‌ترین آزمون (آزمون MP) در سطح  $\alpha$  برای فرضیه  $H_0: \theta \in \Omega_0$  در مقابل فرضیه ساده  $H_1: \theta = \theta_1$  گوییم هرگاه به ازای هر آزمون در سطح  $\alpha$  دیگری مانند  $\psi$  برای  $H_0$  در مقابل  $H_1$

$$E_{\theta_1}(\psi^*(\mathbf{X})) \geq E_{\theta_1}(\psi(\mathbf{X}))$$

اکنون فرض کنید

$$\Omega = \{\theta_0, \theta_1\}$$

$$\lambda(\mathbf{x}) = \frac{f_{\theta_1}(\mathbf{x})}{f_{\theta_0}(\mathbf{x})} = \frac{f_1(\mathbf{x})}{f_0(\mathbf{x})}$$

### قضیه ۱-۱ (لم اساسی نیمن-پیرسن)

الف: هر آزمون  $\psi$  به شکل

$$\psi(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & \lambda(\mathbf{x}) > k \\ \gamma(\mathbf{x}) & \lambda(\mathbf{x}) = k \\ 0 & \lambda(\mathbf{x}) < k \end{cases} \quad (1)$$

به ازای لا اقل یک  $0 \leq k < \infty$  و  $0 \leq \gamma(\mathbf{x}) \leq 1$ ، یک آزمون MP در سطح  $\alpha$  ( $\alpha = E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X}))$ ) برای آزمون فرضیه ساده  $H_0: \theta = \theta_0$  در مقابل فرضیه ساده  $H_1: \theta = \theta_1$  است و اگر  $k = \infty$  باشد آزمون

$$\psi(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & f_0 = 0 \\ 0 & f_0 > 0 \end{cases} \quad (2)$$

پرتوان‌ترین آزمون در اندازه  $\alpha = 0$  برای آزمون  $H_0$  در مقابل  $H_1$  است.

ب: به ازاء هر  $0 \leq \alpha \leq 1$ ، آزمونی MP به شکل (۱) یا (۲) با  $\gamma(\mathbf{x}) = \gamma$  (یک ثابت است) وجود دارد به طوری که:

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد  
۲- دانشکده علوم ریاضی و آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

$$C^* = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) > 0\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) \geq 0 \& f_1(\mathbf{x}) > 0\}$$

$$= \{\mathbf{x} | \mathfrak{R}^n \& f_1(\mathbf{x}) > 0\} = \{\mathbf{x} | f_1(\mathbf{x}) > 0\} \quad (7)$$

$$R^* = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) = 0\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0 \& f_1(\mathbf{x}) = 0\}$$

$$= \{\mathbf{x} | \chi \& f_1(\mathbf{x}) = 0\} = \{\mathbf{x} | f_1(\mathbf{x}) = 0\} \quad (8)$$

در نتیجه خطای نوع اول و دوم  $\psi_\gamma^*$  به ترتیب به صورت زیر می‌باشند:

$$\alpha_\gamma^* = E_{\theta_0}(\psi_\gamma^*(\mathbf{X})) + P_{\theta_0}(\gamma(\mathbf{X}) > 0) + \gamma P_{\theta_0}(\lambda(\mathbf{X}) = 0)$$

$$= P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) > 0) + \gamma P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) = 0)$$

$$\geq P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) > 0) \quad (9)$$

$$\beta_\gamma^* = E_{\theta_1}(1 - \psi_\gamma^*(\mathbf{X})) = (1 - \gamma) P_{\theta_1}(\lambda(\mathbf{X}) = 0) \quad (10)$$

$$= (1 - \gamma) P_{\theta_1}(f_1(\mathbf{X}) = 0)$$

$$= (1 - \gamma) \int_{\{\mathbf{x} | f_1(\mathbf{x}) = 0\}} f_1(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = 0$$

و با توجه به اینکه  $\beta_\gamma^* = 0$  است پس توان آزمون  $\psi_\gamma^*$  مساوی یک است. بنابراین علاوه بر اینکه  $\psi_\gamma^*$  یک آزمون MP در سطح  $\alpha_\gamma^*$  است یک آزمون MP در سطح یک نیز می‌باشد.

۲- اگر  $k = \infty$  و  $\gamma(\mathbf{x}) = \gamma$  فرض شود آزمون (۱) معرفی شده در لم نیمن- پیرسن به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\psi_\gamma(\mathbf{x}) = \begin{cases} \gamma & \lambda(\mathbf{x}) = \infty \\ 0 & \lambda(\mathbf{x}) < \infty \end{cases} \quad (11)$$

بنابراین طبق نکته ۱-۱ نواحی قبول و تصادفی شده  $\psi_\gamma$  به ترتیب عبارتند از:

$$A = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) < \infty\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0 \& f_1(\mathbf{x}) \geq 0\} \quad (12)$$

$$= \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0 \& \mathfrak{R}^n\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0\}$$

$$R = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) = \infty\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) = 0 \& f_1(\mathbf{x}) > 0\} \quad (13)$$

$$= \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) = 0 \& \chi\} = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) = 0\}$$

همچنین خطای نوع اول و دوم  $\psi_\gamma$  به ترتیب به صورت زیر می‌باشند:

$$E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) = \alpha$$

پ: آزمون داده شده بوسیله (۱) یا (۲) یکتاست (مگر روی یک مجموعه با اندازه صفر). یعنی اگر  $\psi$  آزمونی MP، در اندازه  $\alpha$  برای  $H_0$  در مقابل  $H_1$  باشد باید به شکل (۱) یا (۲) باشد مگر روی مجموعه ای مانند  $N$  طوری که  $i = 0, 1$   $P_{\theta_i}(N) = 0$  در آزمون

$\psi$  نواحی بحرانی، تصادفی شده و پذیرش به ترتیب به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$C = \{\mathbf{x} | \psi(\mathbf{x}) = 1\} = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) > k\} \quad (3)$$

$$R = \{\mathbf{x} | \psi(\mathbf{x}) = \gamma\} = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) = k\} \quad (4)$$

$$A = \{\mathbf{x} | \psi(\mathbf{x}) = 0\} = \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) < k\} \quad (5)$$

اینک به منظور فهم بهتر لم نیمن پیرسن به بررسی آزمون (۱)، معرفی شده در قسمت (الف) لم نیمن پیرسن، به ازای مقادیر مرزی  $k = 0$  و  $k = \infty$  با  $\gamma(\mathbf{x}) = \gamma$  می‌پردازیم.

۱- وقتی  $k = 0$  و  $\gamma(\mathbf{x}) = \gamma$  باشد، در این حالت آزمون (۱) معرفی شده در لم نیمن پیرسن بصورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\psi_\gamma^*(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & \lambda(\mathbf{x}) > 0 \\ \gamma & \lambda(\mathbf{x}) = 0 \end{cases} \quad (6)$$

نکته ۱-۱: با توجه به آنکه یکی از دو فرضیه  $H_0$  یا  $H_1$  حتما برقرار است پس به ازای هر  $\mathbf{x}$  لااقل یکی از دو مقدار  $f_0(\mathbf{x})$  یا  $f_1(\mathbf{x})$  حتما اکیدا مثبت است و هیچگاه هر دو با هم صفر نخواهند بود. به عبارت دیگر در حالت کلی

$$\chi = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0\} \cup \{\mathbf{x} | f_1(\mathbf{x}) > 0\}$$

و اگر بدانیم  $f_0(\mathbf{x}) = 0$  است آنگاه

$$\chi = \{\mathbf{x} | f_1(\mathbf{x}) > 0\}$$

و همچنین اگر بدانیم  $f_1(\mathbf{x}) = 0$  است آنگاه

$$\chi = \{\mathbf{x} | f_0(\mathbf{x}) > 0\}$$

بنابراین طبق نکته ۱-۱ نواحی بحرانی و تصادفی شده  $\psi_\gamma^*$  به ترتیب عبارتند از:

پس  $\alpha_\gamma = E_{\theta_0}(\psi_\gamma(\mathbf{X})) = \gamma P_{\theta_0}(\lambda(\mathbf{X}) = \infty)$   
(۱۴)

$$\begin{aligned} E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) &= \int \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &= \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} + \\ &= \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})>0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &= \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &\leq \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} \psi_{\lambda}(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \end{aligned} \quad (20)$$

در نتیجه:

$$E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) \leq E_{\theta_0}(\psi_{\lambda}(\mathbf{X}))$$

و این نامساوی اثبات را کامل می کند

**قضیه ۱-۲:** مجموعه نقاط خطای کلیه آزمونهای ممکن ( $E$ ) برای فرضیه ساده  $H_0: \theta = \theta_0$  در مقابل فرضیه ساده دیگر  $H_1: \theta = \theta_1$

الف: مجموعه ای محدب است که داخل مربع واحد قرار گرفته .

ب: شامل نقاط  $(0,1)$  و  $(1,0)$  می باشد .

پ: نسبت به نقطه  $(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$  متقارن است .

ت: مجموعه ای بسته است.

این قضیه را می توان در منبع [۴] یافت.

## ۲. حالت‌های خاص مجموعه محدب خطا

حال با استفاده از بخش یک به بررسی اشکال مختلف مجموعه محدب خطا در حالت‌های مرزی لم نیمین پیوسن خواهیم پرداخت. به طور کلی پنج حالت متمایز زیر را می توان برای مجموعه محدب خطا بر اساس رفتار آنها در نقاط مرزی متصور شد .

$$\begin{aligned} &= \gamma P_{\theta_0}(f_{\lambda}(\mathbf{X}) = 0) = \gamma \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = 0 \\ \beta_\gamma &= E_{\theta_1}(1 - \psi_\gamma(\mathbf{X})) = (1 - \gamma) P_{\theta_1}(\lambda(\mathbf{X}) = \infty) \\ &+ P_{\theta_1}(\lambda(\mathbf{X}) < \infty) \quad (15) \\ &= (1 - \gamma) P_{\theta_1}(f_{\lambda}(\mathbf{X}) = 0) + P_{\theta_1}(f_{\lambda}(\mathbf{X}) > 0) \\ &\geq P_{\theta_1}(f_{\lambda}(\mathbf{X}) > 0) \end{aligned}$$

و در این حالت اگر  $P_{\theta_1}(f_{\lambda}(\mathbf{X}) = 0) > 0$  باشد، با یک دسته از آزمونهای اندازه صفر روبرو هستیم که در این دسته، آزمون

$$\psi_{\lambda}(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & \lambda(\mathbf{x}) = \infty \\ 0 & \lambda(\mathbf{x}) < \infty \end{cases} \quad (16)$$

که نواحی بحرانی و پذیرش آن طبق نکته ۱-۱ به ترتیب عبارتند از :

$$\begin{aligned} C &= \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) = \infty\} = \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) = 0 \& f_{\lambda}(\mathbf{x}) > 0\} \\ &= \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) = 0 \& \mathcal{X}\} = \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) = 0\} \quad (17) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} A &= \{\mathbf{x} | \lambda(\mathbf{x}) < \infty\} = \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) > 0 \& f_{\lambda}(\mathbf{x}) \geq 0\} \\ &= \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) > 0 \& \mathcal{X}^n\} = \{\mathbf{x} | f_{\lambda}(\mathbf{x}) > 0\} \quad (18) \end{aligned}$$

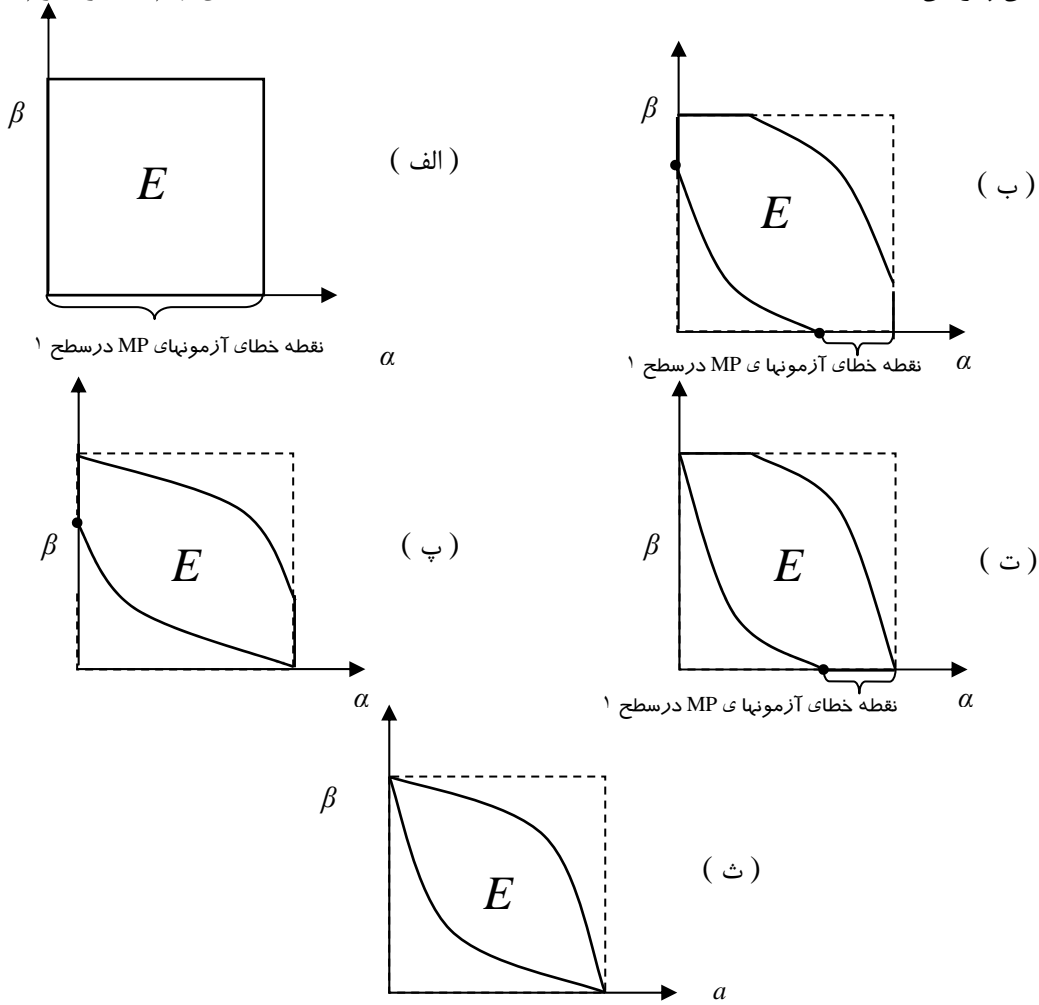
آزمون MP در اندازه صفر است. برای اثبات MP بودن آزمون (۱۶) در اندازه صفر، فرض کنید  $\psi$  آزمون دیگری در اندازه صفر برای  $H_0$  در مقابل  $H_1$  باشد. بنابراین

$$E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X})) = \int \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \quad (19)$$

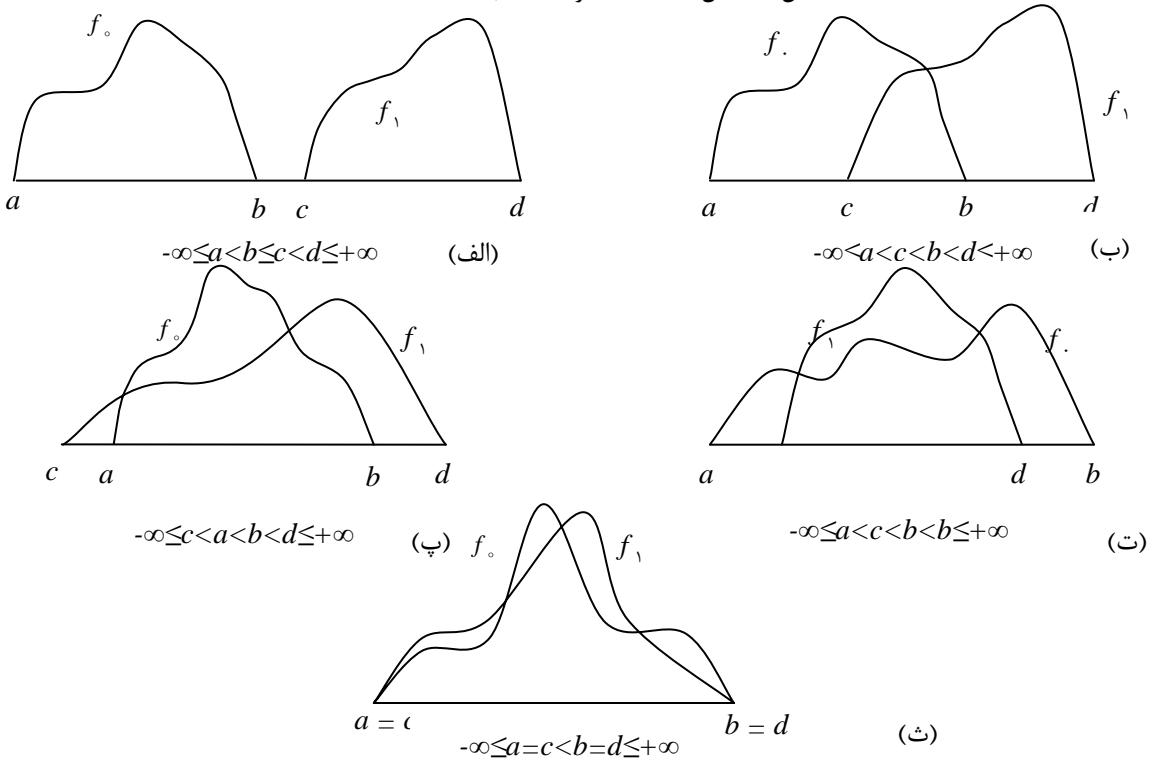
$$\begin{aligned} &= \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})=0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &+ \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})>0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &= \int_{\{\mathbf{x}|f_{\lambda}(\mathbf{x})>0\}} \psi(\mathbf{x}) f_{\lambda}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} = 0 \end{aligned}$$

در نتیجه هنگامی که  $f_{\lambda}(\mathbf{x}) > 0$ ، داریم :

$$\psi(\mathbf{x}) = 0$$

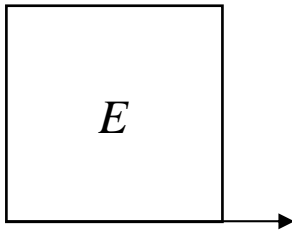


شکل ۱: اشکال مختلف مجموعه محدب نقاط خطا



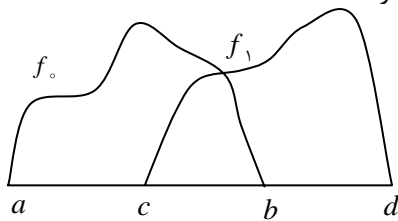
شکل ۲: نمودارهای پنجگانه توابع چگالی احتمال متغیر تصادفی پیوسته  $X$

بنابراین سه نقطه  $(0,0)$ ،  $(0,1)$ ، و  $(1,0)$ ، طبق روابط بالا و قضیه ۱-۲، متعلق به مجموعه  $E$  است. پس شکل مجموعه محدب  $E$  در نقاط مرزی برای فرضیه های فوق به صورت زیر می باشد.



شکل ۴: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی  $-\infty \leq a < b \leq c < d \leq +\infty$

۲- اگر چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  به شکل زیر باشد آنگاه نقطه خطای آزمونهای  $\psi_0^*$  و  $\psi_1$  طبق روابط (۷)، (۸)، (۱۷) و (۱۸) به ترتیب عبارتند از:



شکل ۵: نمودار توابع چگالی  $f_0$  و  $f_1$  وقتی  $-\infty \leq a < c < b < d \leq +\infty$

$$\begin{aligned} \alpha_0^* &= E_{\theta_0}(\psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_0}(c < X < d))^n = (P_{\theta_0}(c < X < b))^n \end{aligned}$$

و از آنجا که  $c < b$  است پس  $0 < P_{\theta_0}(c < X < b) < 1$  است.

$$\begin{aligned} \beta_0^* &= E_{\theta_0}(1 - \psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) = 0) = (P_{\theta_0}(a < X < c))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= E_{\theta_1}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) = 0) = (P_{\theta_1}(b < X < d))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_1 &= E_{\theta_1}(1 - \psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_1}(a < X < b))^n \\ &= (P_{\theta_1}(c < X < d))^n \end{aligned}$$

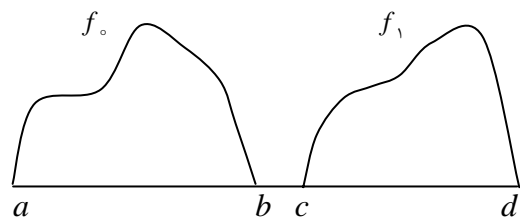
در اینجا نیز به دلیل اینکه  $c < b$  است پس  $0 < P_{\theta_1}(c < X < d) < 1$  است.

برای بدست آوردن مجموعه نقاط فوق نیاز به انتخاب توابع چگالی مناسب تحت برای  $H_0$  و  $H_1$  داریم. حال ببینیم تابع چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  چگونه باید انتخاب گردند تا مجموعه های مختلف فوق حاصل شوند. در هر یک از حالت هایی که برای  $f_0$  و  $f_1$  در نظر خواهیم گرفت فرض می کنیم که تکیه گاه متغیر تصادفی پیوسته  $X$  بازه هایی حقیقی به شکل  $(a,b)$  و  $(c,d)$  به ترتیب، تحت  $H_0$  و  $H_1$  باشند. در این صورت نمودار توابع چگالی احتمال  $f_0$  و  $f_1$  به یکی از پنج حالت در نمودار (۲) خواهد بود.

برای پی بردن به چگونگی رفتار مجموعه محدب خطا در نقاط مرزی لم نیمن پیرسن برای هر یک از موارد فوق باید نقاط خطای دسته آزمونهای  $\psi_\gamma$  و  $\psi_\gamma^*$  (آزمونهای (۶) و (۱۱)) را مورد بررسی قرار دهیم. اما به دلیل تحدب این مجموعه نقاط کفایت وضعیت نقطه خطای آزمونهای  $\psi_0^*$  (آزمون  $\psi_\gamma^*$  به ازای  $\gamma = 0$ ) و  $\psi_1$  (آزمون (۱۶)) را تعیین کنیم.

حال به بررسی وضعیت نقطه خطای آزمونهای  $\psi_0^*$  و  $\psi_1$  در هر یک از موارد فوق می پردازیم.

۱- اگر چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  به شکل زیر باشد آنگاه نقطه خطای آزمونهای  $\psi_0^*$  و  $\psi_1$  طبق روابط (۷)، (۸)، (۱۷) و (۱۸) به ترتیب عبارتند از:



شکل ۳: نمودار چگالی  $f_0$  و  $f_1$  وقتی  $-\infty \leq a < d \leq c < b \leq +\infty$

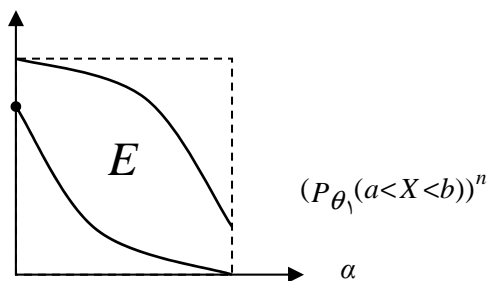
$$\begin{aligned} \alpha_0^* &= E_{\theta_0}(\psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) > 0) = (P_{\theta_0}(c < X < d))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_1 &= E_{\theta_1}(1 - \psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_1}(a < X < b))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= E_{\theta_1}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) = 0) = (P_{\theta_1}(a < X < b))^n = 0 \end{aligned}$$

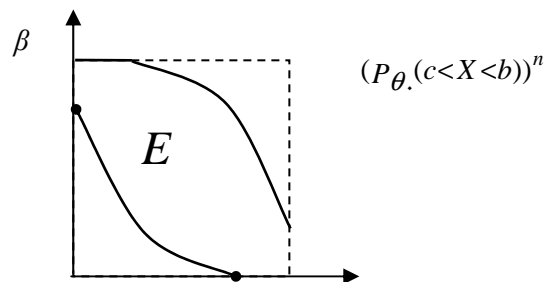
$$\begin{aligned} \beta_1 &= E_{\theta_1}(1 - \psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_1}(c < X < d))^n = 0 \end{aligned}$$

محدب  $E$  در نقاط مرزی برای فرضیه های فوق به صورت زیر می باشد.



شکل ۸: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی  $-\infty \leq c < a < b < d \leq +\infty$

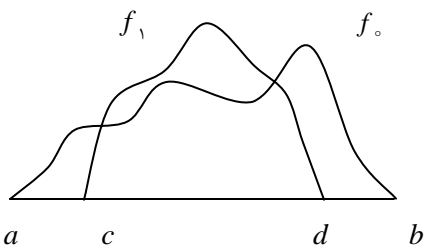
بنابراین چهار نقطه  $(1, 0)$ ،  $(0, (P_{\theta_0}(c < X < b))^n)$ ،  $(0, 1)$  و  $(0, (P_{\theta_1}(c < X < b))^n)$  طبق روابط بالا و قضیه ۱-۲، متعلق به مجموعه  $E$  است. پس شکل مجموعه محدب  $E$  در نقاط مرزی برای فرضیه های فوق به صورت زیر می باشد.



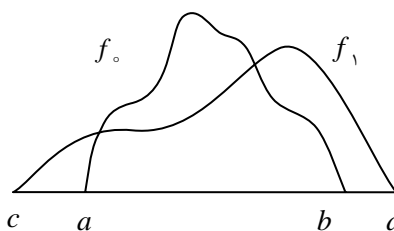
شکل ۶: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی  $-\infty \leq a < c < b < d \leq +\infty$

۴- اگر چگالی  $f_{\theta}$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  به شکل زیر باشد آنگاه نقطه

۳- اگر چگالی  $f_{\theta}$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  به شکل زیر باشد آنگاه نقطه خطای آزمونهای  $\psi^*$  و  $\psi_1$  طبق روابط (۷)، (۸)، (۱۷) و (۱۸) به ترتیب عبارتند از:



شکل ۹: نمودار توابع چگالی  $f_0$  و  $f_1$  وقتی  $-\infty \leq a < c < d < b \leq +\infty$



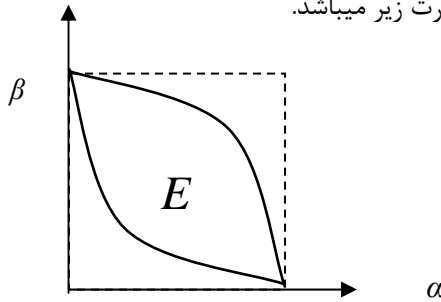
شکل ۷: نمودار توابع چگالی  $f_0$  و  $f_1$  وقتی  $-\infty \leq c < a < b < d \leq +\infty$

$$\begin{aligned} \alpha_0^* &= E_{\theta_0}(\psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) > 0) = (P_{\theta_0}(c < X < d))^n \\ &\quad \text{و } 0 < P_{\theta_0}(c < X < d) < 1 \text{، زیرا } a < c \text{ و } d < b \text{ است.} \\ \beta_0^* &= E_{\theta_0}(1 - \psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_0(X_i) = 0) \\ &= (P_{\theta_0}(a < X < c) + P_{\theta_0}(d < X < b))^n = 0 \\ \alpha_1 &= E_{\theta_1}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) = 0) = (P_{\theta_1}(X \in \emptyset))^n = 0 \\ \beta_1 &= E_{\theta_1}(1 - \psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_1}(a < X < b))^n \\ &= (P_{\theta_1}(c < X < d))^n = 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) > 0) \\ &= (P_{\theta_0}(c < X < d))^n = (P_{\theta_0}(a < X < b))^n = 1 \\ \beta_0^* &= E_{\theta_0}(1 - \psi_0^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) = 0) = (P_{\theta_0}(X \in \emptyset))^n = 0 \\ \alpha_1 &= E_{\theta_1}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) = 0) \\ &= (P_{\theta_1}(c < X < a) + P_{\theta_1}(b < X < d))^n = 0 \\ \beta_1 &= E_{\theta_1}(1 - \psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_1}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_1}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_1}(a < X < b))^n \\ &\quad \text{که } 0 < P_{\theta_1}(a < X < b) < 1 \text{، زیرا } b < d \text{ و } c < a \text{ است.} \end{aligned}$$

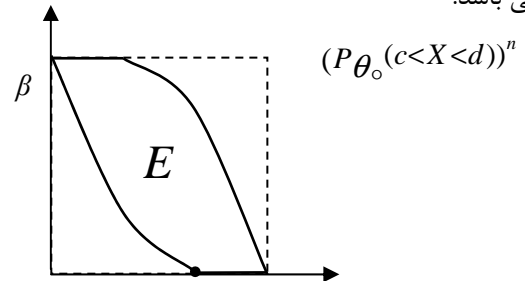
بنابراین سه نقطه  $(1, 0)$ ،  $(0, (P_{\theta_1}(a < X < b))^n)$  و  $(0, 1)$  طبق روابط بالا و قضیه ۱-۲، متعلق به مجموعه  $E$  است. پس شکل مجموعه

نتیجه شکل مجموعه محدب  $E$  در نقاط مرزی برای فرضیه های فوق به صورت زیر میباشد.



شکل ۱۲: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی  $-\infty \leq a = c < b = d \leq +\infty$

بنابراین سه نقطه  $(0,1)$ ،  $(1,0)$ ،  $((P_{\theta_0}(c < X < d))^n, 0)$ ، طبق روابط بالا و قضیه ۱-۲، متعلق به مجموعه  $E$  است. پس شکل مجموعه محدب  $E$  در نقاط مرزی برای فرضیه های فوق به صورت زیر می باشد.



شکل ۱۰: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی  $-\infty \leq a < c < d < b \leq +\infty$

### ۳. مثالها و نکته ها

اینک به عنوان مثالی از موارد فوق حالت های زیر را در نظر بگیرید.

۱-  $H_0: X \sim U(0,1)$  در مقابل  $H_1: X \sim U(1,2)$

۲-  $H_0: X \sim U(0,1)$  در مقابل  $H_1: X \sim U(\frac{1}{2}, \frac{3}{2})$

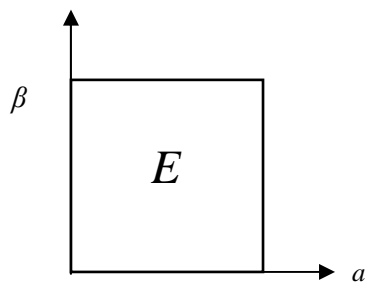
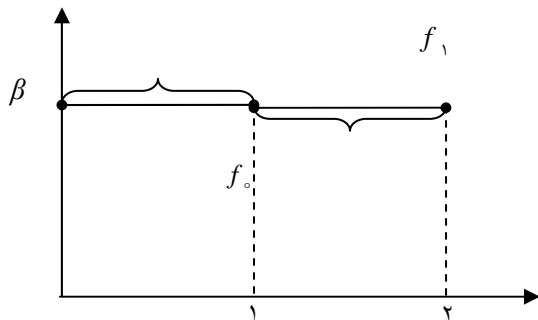
۳-  $H_0: X \sim U(0,1)$  در مقابل  $H_1: X \sim U(\frac{-1}{2}, \frac{3}{2})$

۴-  $H_0: X \sim U(\frac{-1}{2}, \frac{3}{2})$  در مقابل  $H_1: X \sim U(0,1)$

۵-  $H_0: X \sim U(0,1)$  در مقابل  $H_1: X \sim N(1,1)$

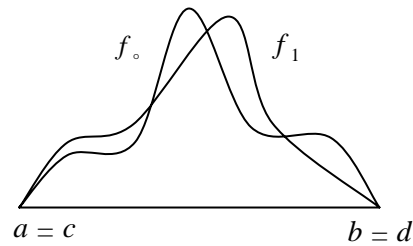
در مثال (۱) نحوه قرار گرفتن تابع چگالی  $f_{\theta}$  تحت  $H_1$  و  $H_0$  منطبق بر شکل ۳ است. بنابراین مجموعه  $E$  متناظر با آن به صورت

زیر می باشد



شکل ۱۳: نمودار مجموعه  $E$  و توابع چگالی  $f_{\theta}$  تحت فرضیه های مثال (۱)

۵- اگر چگالی  $f_{\theta}$  تحت  $H_1$  و  $H_0$  به شکل زیر باشد آنگاه نقطه خطای آزمونهای  $\psi_1^*$  و  $\psi_1$  طبق روابط (۷)، (۸)، (۱۷) و (۱۸) به ترتیب عبارتند از:



شکل ۱۱: نمودار توابع چگالی  $f_1$  و  $f_0$  وقتی  $-\infty \leq a < c < b = d \leq +\infty$

$$\begin{aligned} \alpha^* &= E_{\theta_0}(\psi_1^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) > 0) = (P_{\theta_0}(c < X < d))^n \\ &= (P_{\theta_0}(a < X < b))^n = 1 \end{aligned}$$

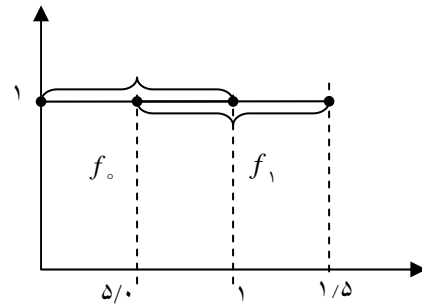
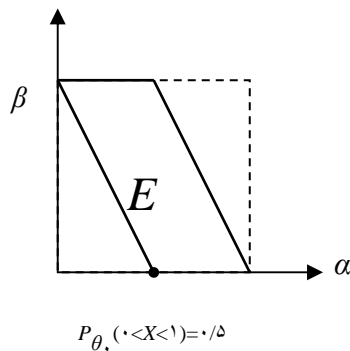
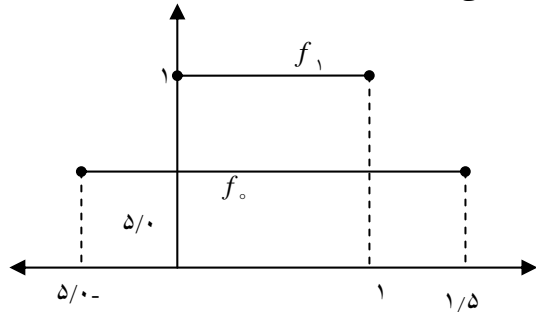
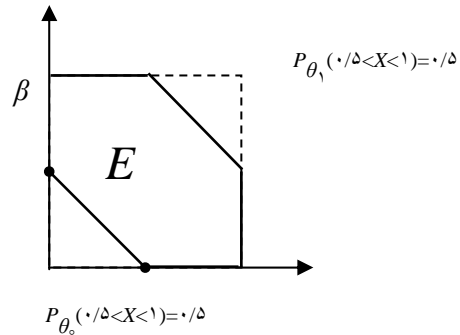
$$\begin{aligned} \beta_0^* &= E_{\theta_0}(\psi_1^*(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_1(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_1(X_i) = 0) = (P_{\theta_0}(X \in \emptyset))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= E_{\theta_0}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_0(\mathbf{X}) = 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_0(X_i) = 0) = (P_{\theta_0}(X \in \emptyset))^n = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_1 &= E_{\theta_0}(\psi_1(\mathbf{X})) = P_{\theta_0}(f_0(\mathbf{X}) > 0) \\ &= \prod_{i=1}^n P_{\theta_0}(f_0(X_i) > 0) = (P_{\theta_0}(a < X < b))^n \\ &= (P_{\theta_0}(c < X < d))^n = 1 \end{aligned}$$

بنابراین دو نقطه  $(0,1)$  و  $(1,0)$  متعلق به مجموعه  $E$  است و مجموع نقاط خطا در هیچ نقطه دیگری محور  $\alpha$  و  $\beta$  را قطع نمی کند در

در مثال (۲) نحوه قرار گرفتن تابع چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_1$  و  $H_0$  منطبق بر شکل ۵ است. بنابراین مجموعه  $E$  متناظر با آن به صورت زیر می‌باشد.

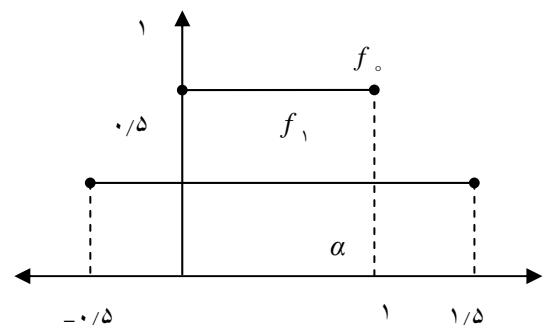
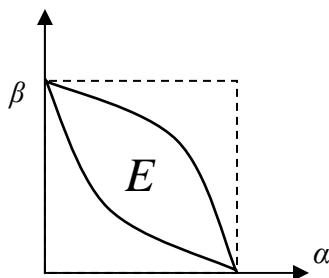
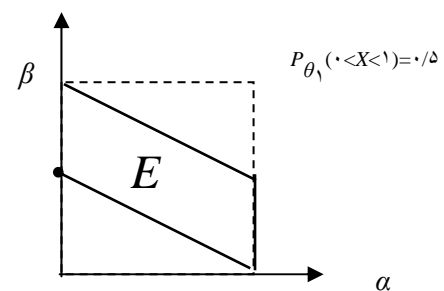
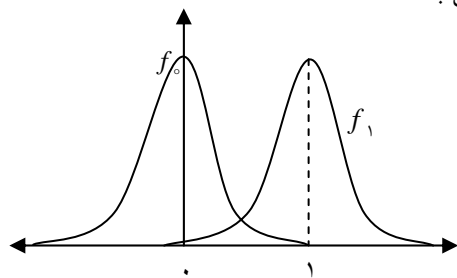


شکل ۱۴: نمودار مجموعه  $E$  و توابع چگالی  $f_\theta$  تحت فرضیه‌های مثال (۲)

شکل ۱۶: نمودار مجموعه  $E$  و توابع چگالی  $f_\theta$  تحت فرضیه‌های مثال (۴)

در مثال (۳) نحوه قرار گرفتن تابع چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_1$  و  $H_0$  منطبق بر شکل ۷ است. بنابراین مجموعه  $E$  متناظر با آن به صورت زیر می‌باشد.

در مثال (۳) نحوه قرار گرفتن تابع چگالی  $f_\theta$  تحت  $H_1$  و  $H_0$  منطبق بر شکل ۷ است. بنابراین مجموعه  $E$  متناظر با آن به صورت زیر می‌باشد.

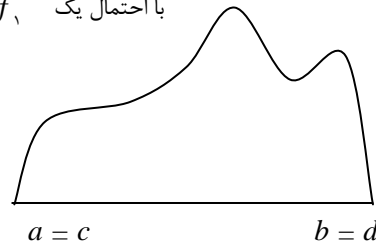


شکل ۱۷: نمودار مجموعه  $E$  و توابع چگالی  $f_\theta$  تحت فرضیه‌های مثال (۵)

شکل ۱۵: نمودار مجموعه  $E$  و توابع چگالی  $f_\theta$  تحت فرضیه‌های مثال (۳)

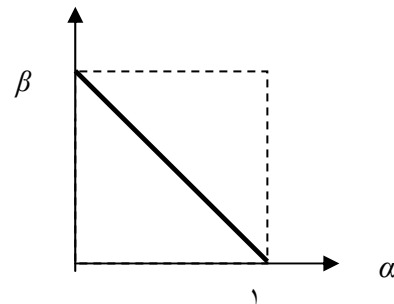
نکته ۳-۱: فرض کنید با احتمال یک  $f_0 = f_1$ ،

با احتمال یک  $f_0 = f_1$



شکل ۱۸: نمودار توابع چگالی  $f_0$  و  $f_1$  وقتی با احتمال یک  $f_0 = f_1$

در این صورت مجموعه محدب نقاط خطا برای فرضیه  $H_0: f_\theta = f_0$  در مقابل  $H_1: f_\theta = f_1$ ، خط واصل بین نقاط  $(0, 1)$  و  $(1, 0)$  در شکل زیر است:



شکل ۱۹: مجموعه محدب نقاط خطا وقتی با احتمال یک  $f_0 = f_1$  زیرا طبق لم نیمین پیرسن، آزمون  $\psi(\mathbf{X}) = \gamma$  به ازای  $0 \leq \gamma \leq 1$  هر آزمون MP در سطح  $\gamma$  برای  $H_0$  در مقابل  $H_1$  است. قابل ذکر است مجموعه محدب فوق تمام شرایط قضیه ۱-۲ را داراست و همچنین هر آزمون، برای  $H_0$  در مقابل  $H_1$ ، MP در سطح  $\alpha$  (که  $\alpha$  اندازه آزمون مورد نظر است) می باشد و در تمام این آزمونها  $\alpha = 1 - \beta$  است.

نکته ۳-۲: مساحت مجموعه نقاط  $E$

الف: با میزان انطباق  $f_0$  و  $f_1$  رابطه معکوس دارد.

ب: با حجم نمونه رابطه مستقیم دارد.

نکته ۳-۳: در دو حالت زیر حجم نمونه هیچگونه تاثیری در مساحت مجموعه نقاط  $E$  ندارد.

الف: با احتمال یک  $f_0 = f_1$ : زیرا نقطه خطای آزمونهای آن به حجم نمونه بستگی ندارد.

ب: تکیه گاه  $X$  تحت  $f_0$  و  $f_1$  با احتمال یک مجزا باشند (شکل ۲-الف). زیرا در این صورت مجموعه  $E$  کل مربع واحد را شامل می شود.

نکته ۳-۴: اگر  $P_{\theta_0}(f_0(\mathbf{X}) > 0) = 1$  باشد، باید تغییراتی در صورت لم نیمین پیرسن اعمال کنیم تا به بهترین و ساده ترین شکل ممکن در آید. در این حالت کفایت فقط قسمت (الف)، در لم نیمین پیرسن را به صورت زیر بازنویسی کنیم؛

الف: هر آزمون  $\psi$  به شکل

$$\psi(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1 & \lambda(\mathbf{x}) > k \\ \gamma(\mathbf{x}) & \lambda(\mathbf{x}) = k \\ 0 & \lambda(\mathbf{x}) < k \end{cases} \quad (1)$$

به ازای لا اقل یک  $0 \leq k \leq \infty$  و  $0 \leq \gamma(\mathbf{x}) \leq 1$ ، یک آزمون MP در سطح  $\alpha$  ( $\alpha = E_{\theta_0}(\psi(\mathbf{X}))$ ) برای آزمودن فرضیه ساده  $H_0: \theta = \theta_0$  در مقابل فرضیه ساده  $H_1: \theta = \theta_1$  است.

## مراجع

- [1] Bickel, P.J. and Duksum, K.A. (1977). "Mathematical Statistics". Holden-Day, Inc., Okland.
- [2] Casella, G. and Berger, R.L., (1990). "Statistical Inference". Duxbury Press, California.
- [3] Lehman, E.L. (1983). "Theory of Point Estimation". Wiley, New York.
- [4] Lehman, E.L. (1986). "Testing Statistical Hypotheses", 2<sup>nd</sup> Edition. Wiley, New York.
- [5] Rohatgi, V.K. and Ehsanes Saleh, A.K.Md, (2001). "An Introduction to Probability and Statistics", 2<sup>nd</sup> Edition. John Waily & Sons, New York.

[۶] پارسیان، احمد، (۱۳۷۸). "مبانی آمار ریاضی". اصفهان، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان.

[۷] مشکانی، علی، (۱۳۷۷). "مقدمه ای بر نظریه آمار (ترجمه)". انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.