

آمار ریاضی ۱

فصل چهارم: نامساوی کرامر-رائو

استاد: دکتر اکبر اصغرزاده

Univiversity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x, \theta)$, $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ و $T = t(X_1, \dots, X_n)$ یک برآوردگر ناریب برای $\alpha(\theta)$ باشد، آنگاه تحت شرایط نظم داریم:

$$\text{Var}(T) \geq \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{nE_{\theta} \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2}.$$

تذکره ۱. سمت راست نامساوی فوق را کران پایین کرامر-رائو (*Cramer Rao Lower Bound*) برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\alpha(\theta)$ گویند و آنرا با $CRLB_{\alpha(\theta)}$ نمایش می‌دهند. یعنی

$$CRLB_{\alpha(\theta)} = \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{nE_{\theta} \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2}.$$

تذکره ۲. نامساوی کرامر-رائو تبدیل به مساوی می‌شود اگر و فقط اگر تابعی مانند $k(\theta, n)$ وجود داشته باشد بطوریکه داشته باشیم:

$$\sum_{i=1}^n \frac{d}{d\theta} \ln f(x_i, \theta) = k(\theta, n)[t(X_1, \dots, X_n) - \alpha(\theta)].$$

شرایط نظم: گویم خانواده چگالی‌های احتمال $\{f(x, \theta) : \theta \in \Theta\}$ در شرایط نظم صدق می‌کند هرگاه داشته باشیم:

$$(1) \quad \frac{d}{d\theta} \ln f(x, \theta) \text{ وجود داشته باشد.}$$

(۲)

$$\frac{d}{d\theta} \int \dots \int \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) dx_1 \dots dx_n = \int \dots \int \frac{d}{d\theta} \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) dx_1 \dots dx_n$$

(۳)

$$\begin{aligned} & \frac{d}{d\theta} \int \dots \int t(x_1, \dots, x_n) \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) dx_1 \dots dx_n \\ &= \int \dots \int \frac{d}{d\theta} t(x_1, \dots, x_n) \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) dx_1 \dots dx_n \end{aligned}$$

$$(4) \quad \text{برای هر } \theta \in \Theta \quad E_{\theta} \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X_i, \theta) \right]^2 < \infty$$

تذکر. بیشتر توزیع‌های آماری در شرایط نظم صدق می‌کنند، بجز توزیع‌هایی که دامنه متغیر وابسته به پارامتر باشد، مثل توزیع یکنواخت.

کاربردهای نامساوی کرامر-رائو:

- این نامساوی کران پایین برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\alpha(\theta)$ ارائه می‌دهد.
- اگر بتوان یک برآوردگر ناریب برای $\alpha(\theta)$ پیدا کرد که واریانس آن دقیقاً برابر کران پایین کرامر-رائو باشد در آن صورت این برآوردگر، یک $UMVUE$ برای $\alpha(\theta)$ خواهد بود.
- اگر برآوردگر ناریب $T^* = t^*(X_1, \dots, X_n)$ برای $\alpha(\theta)$ وجود داشته باشد بطوریکه داشته باشیم:

$$\sum_{i=1}^n \frac{d}{d\theta} \ln f(x_i, \theta) = k^*(\theta, n)[t^*(X_1, \dots, X_n) - \alpha(\theta)],$$

در آن صورت T^* یک $UMVUE$ برای $\alpha(\theta)$ خواهد بود.

Univiviversity of Maragheh
Dr. A. Asgari Zadeh

مثال. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}(\theta)$ که

$$f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}, \quad x > 0, \quad \theta > 0.$$

کران پایین کرامر-رائو را برای واریانس برآوردگرهای ناریب θ و $\frac{1}{\theta}$ پیدا کنید.

حل. کران پایین کرامر-رائو برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\alpha(\theta)$ می‌شود

$$CRLB_{\alpha(\theta)} = \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{n E_{\theta} \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2}.$$

داریم:

$$\alpha(\theta) = \theta, \quad \Rightarrow \quad \alpha'(\theta) = 1$$

$$\ln f(x, \theta) = \ln \left(\theta e^{-\theta x} \right) = \ln \theta - \theta x,$$

$$\Rightarrow \frac{d}{d\theta} \ln f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} - x,$$

$$E \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2 = E \left(\frac{1}{\theta} - X \right)^2 = E \left(X - \frac{1}{\theta} \right)^2 = \text{Var}(X) = \frac{1}{\theta^2}.$$

پس کران پایین کرامر-رائو برای واریانس برآوردگرهای ناریب θ می شود

$$CRLB_{\theta} = \frac{1}{n \frac{1}{\theta^r}} = \frac{\theta^r}{n}.$$

به عبارتی

$$Var(\theta \text{ برای ناریدگر}) \geq \frac{\theta^r}{n}.$$

$CRLB$ برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\frac{1}{\theta}$:

$$\alpha(\theta) = \frac{1}{\theta}, \Rightarrow \alpha'(\theta) = -\frac{1}{\theta^2}.$$

$$CRLB_{\frac{1}{\theta}} = \frac{(\frac{-1}{\theta^2})^2}{n \frac{1}{\theta^2}} = \frac{1}{n\theta^2}.$$

پس به عبارتی

$$Var(\frac{1}{\theta} \text{ برای ناریدگر}) \geq \frac{1}{n\theta^2}.$$

$UMVUE$ برای پارامتر $\frac{1}{\theta} = \alpha(\theta)$:

با توجه به مطالب ذکر شده، اگر برآوردگر ناریب برای $\frac{1}{\theta}$ پیدا کنیم که واریانس آن دقیقاً با کران پایین کرامر-رائو باشد، یعنی برابر $\frac{1}{n\theta^2}$ باشد، آن برآوردگر، یک $UMVUE$ برای $\frac{1}{\theta}$ خواهد بود. می‌دانیم که \bar{X} یک برآوردگر ناریب برای $\frac{1}{\theta}$ است. از طرفی داریم

$$Var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{1}{n} \frac{1}{\theta^2} = \frac{1}{n\theta^2}.$$

یعنی $Var(\bar{X})$ دقیقاً برابر کران پایین کرامر-رائو است و لذا \bar{X} یک $UMVUE$ برای $\frac{1}{\theta}$ است.

از طرفی دیگر

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \frac{d}{d\theta} \ln f(x_i, \theta) &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\theta} - x_i \right) = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n x_i \\ &= - \left(\sum_{i=1}^n x_i - \frac{n}{\theta} \right) \\ &= -n \left(\bar{x} - \frac{1}{\theta} \right) \\ &= k^*(n, \theta) [t^*(x_1, \dots, x_n) - \alpha(\theta)], \end{aligned}$$

$$k^*(n, \theta) = -n, \quad t^*(x_1, \dots, x_n) = \bar{x}, \quad \alpha(\theta) = \frac{1}{\theta}.$$

لذا $T^* = \bar{X}$ یک $UMVUE$ برای $\frac{1}{\theta}$ است.

مثال. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} P(\lambda)$ ، کران پایین کرامر-رائو را برای واریانس برآوردگرهای ناریب λ و $e^{-\lambda}$ به دست آورید. یک $UMVUE$ برای λ بیابید.

حل. $CRLB$ برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\alpha(\lambda)$ می‌شود

$$CRLB_{\alpha(\lambda)} = \frac{[\alpha'(\lambda)]^2}{nE_{\lambda} \left[\frac{d}{d\lambda} \ln f(x, \lambda) \right]^2}.$$

لذا داریم:

$$\alpha(\lambda) = \lambda \Rightarrow \alpha'(\lambda) = 1,$$

$$\alpha(\lambda) = e^{-\lambda} \Rightarrow \alpha'(\lambda) = -e^{-\lambda}.$$

$$f(x, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!},$$

$$\Rightarrow \ln f(x, \lambda) = x \ln \lambda - \lambda - \ln(x!).$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{d}{d\lambda} \ln f(x, \lambda) &= \frac{x}{\lambda} - 1, \\ \Rightarrow E\left[\frac{d}{d\lambda} \ln f(X, \lambda)\right]^2 &= E\left[\frac{X}{\lambda} - 1\right]^2 = E\left(\frac{X - \lambda}{\lambda}\right)^2 \\ &= \frac{1}{\lambda^2} E(X - \lambda)^2 = \frac{\lambda}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

لذا $CRLB$ برای واریانس برآوردگرهای ناریب λ و $e^{-\lambda}$ به ترتیب می‌شود

$$\begin{aligned} CRLB_{\lambda} &= \frac{1}{n \frac{1}{\lambda}} = \frac{\lambda}{n}, \\ CRLB_{e^{-\lambda}} &= \frac{(-e^{-\lambda})^2}{n \frac{1}{\lambda}} = \frac{\lambda}{n} e^{-2\lambda}. \end{aligned}$$

داریم:

$$Var[\lambda \text{ برای ناریب}] \geq \frac{\lambda}{n}.$$

پس اگر برآوردگر ناریب برای λ پیدا شود که واریانس آن $\frac{\lambda}{n}$ باشد آن برآوردگر $UMVUE$ برای λ خواهد بود. داریم

$$E(\bar{X}) = \lambda \Rightarrow Var(\bar{X}) = \frac{\lambda}{n}.$$

لذا \bar{X} یک $UMVUE$ برای برآوردگر ناریب λ است.

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^n \frac{d}{d\lambda} \ln f(x_i, \lambda) &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \lambda)}{\lambda} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i - n\lambda}{\lambda} \\
 &= \frac{n\bar{x} - n\lambda}{\lambda} \\
 &= \frac{n}{\lambda} [\bar{x} - \lambda] \\
 &= k^*(n, \lambda) [t^*(x_1, \dots, x_n) - \alpha(\lambda)],
 \end{aligned}$$

که

$$k^*(n, \lambda) = \frac{n}{\lambda}, \quad t^*(x_1, \dots, x_n) = \bar{x}, \quad \alpha(\lambda) = \lambda.$$

لذا $T^* = \bar{X}$ یک $UMVUE$ برای λ است.

تذکر. عبارتی که در مخرج کسر نامساوی کرامر-رائو آمده است را می توان برحسب اطلاع فیشر X درباره پارامتر θ نوشت. مقدار اطلاع فیشر X درباره پارامتر مجهول θ را با نماد $I_X(\theta)$ نمایش می دهیم و آن را به صورت زیر تعریف می کنیم.

$$I_X(\theta) = E \left[\left(\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right)^2 \right].$$

نکته. تحت شرایط نظم می توان مقدار اطلاع فیشر را برحسب مشتق دوم نیز به صورت زیر نوشت (چرا؟):

$$I_X(\theta) = -E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \ln f(X, \theta) \right].$$

نامساوی کرامر-رائو برحسب اطلاع فیشر: برای هر برآوردگر ناریب T برای $\alpha(\theta)$ تحت شرایط نظم داریم

$$\text{Var}(T) \geq \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{nI_X(\theta)}.$$

کران پایین کرامر-رائو برای واریانس برآوردگرهای ناریب $\alpha(\theta)$:

$$\text{CRLB}_{\alpha(\theta)} = \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{nI_X(\theta)}.$$

مثال. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x, \theta)$ که

$$f(x, \theta) = \theta (1 + x)^{-(1+\theta)}, \quad x > 0, \theta > 0.$$

الف) کران پایین کرامر-رائو را برای برآوردگرهای ناریب θ و $\frac{1}{\theta}$ را بیابید.

ب) در صورت وجود، $UMVUE$ را برای θ و $\frac{1}{\theta}$ بیابید.

حل. داریم

$$\alpha(\theta) = \theta, \Rightarrow \alpha'(\theta) = 1$$

$$I_X(\theta) = E \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2 = -E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \ln f(X, \theta) \right].$$

لذا داریم

$$\ln f(x, \theta) = \ln \theta - (1 + \theta) \ln(1 + x),$$

$$\frac{d}{d\theta} \ln f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} - \ln(1 + x),$$

$$\frac{d^2}{d\theta^2} \ln f(x, \theta) = -\frac{1}{\theta^2}.$$

اطلاع فیشر با استفاده از مشتق اول:

$$I_X(\theta) = E \left[\frac{d}{d\theta} \ln f(X, \theta) \right]^2 = E \left[\frac{1}{\theta} - \ln(1 + X) \right]^2.$$

با توجه به اینکه محاسبه امید ریاضی بالا دشوار است، لذا از روش مشتق دوم اطلاع فیشر را محاسبه می‌کنیم. داریم

$$I_X(\theta) = -E \left[\frac{d^2}{d\theta^2} \ln f(X, \theta) \right] = -E \left[-\frac{1}{\theta^2} \right] = \frac{1}{\theta^2}.$$

لذا $CRLB$ برای برآوردگرهای ناریب θ می‌شود

$$CRLB_{\theta} = \frac{1}{n \frac{1}{\theta^2}} = \frac{\theta^2}{n}.$$

اگر $\alpha(\theta) = \frac{1}{\theta}$ ، آنگاه $\alpha'(\theta) = -\frac{1}{\theta^2}$. لذا $CRLB$ برای برآوردگرهای ناریب $\frac{1}{\theta}$ می‌شود

$$CRLB_{\frac{1}{\theta}} = \frac{\left(-\frac{1}{\theta^2}\right)^2}{\frac{n}{\theta^2}} = \frac{1}{n\theta^2}.$$

روش دوم (استفاده از قضیه لهما-شفه):

داریم

$$\begin{aligned} f(x, \theta) &= \theta (1+x)^{-(1+\theta)} \\ &= \theta e^{-(1+\theta) \ln(1+x)} = a(\theta) b(x) e^{c(\theta) d(x)}, \end{aligned}$$

که

$$a(\theta) = \theta, \quad b(x) = 1, \quad c(\theta) = -(1+\theta), \quad d(x) = \ln(1+x).$$

چون توزیع فوق به خانواده نمایی تک پارامتری تعلق دارد، لذا آماره بسنده کامل θ می‌شود

$$S = \sum_{i=1}^n d(X_i) = \sum_{i=1}^n \ln(1+X_i).$$

ابتدا توزیع S را به دست می‌آوریم. فرض کنید $Y = \ln(1+X)$. داریم

$$y = \ln(1+x) \Rightarrow x = e^y - 1, \Rightarrow \frac{dx}{dy} = e^y.$$

لذا از روش تبدیل متغیر داریم:

$$\begin{aligned}f_Y(y) &= f_X(x) \left| \frac{dx}{dy} \right| = f_X(e^y - 1) |e^y| \\&= \theta (1 + e^y - 1)^{-(1+\theta)} e^y \\&= \theta (e^y)^{-1-\theta} e^y \\&= \theta e^{-y-\theta y} e^y \\&= \theta e^{-\theta y}, \quad y > 0, \theta > 0.\end{aligned}$$

$$\Rightarrow Y = \ln(1 + X) \sim \text{Exp}\left(\frac{1}{\theta}\right) \text{ یا } \Gamma\left(1, \frac{1}{\theta}\right),$$

$$\Rightarrow S = \sum_{i=1}^n \ln(1 + X_i) \sim \Gamma\left(n, \frac{1}{\theta}\right).$$

$$\Rightarrow E(S) = \frac{n}{\theta}, \quad \Rightarrow E\left(\frac{S}{n}\right) = \frac{1}{\theta}.$$

لذا بنا بر قضیه لهمن-شفه، $UMVUE$ برای $\frac{1}{\theta}$ می‌شود $\frac{S}{n}$.

برای محاسبه $UMVUE$ برای θ باید $E(\frac{1}{S})$ محاسبه شود. قبلاً به دست آوردیم $E(\frac{1}{S}) = \frac{\theta}{n-1}$ ، لذا $E(\frac{n-1}{S}) = \theta$. بنابراین $UMVUE$ برای θ می شود $\frac{n-1}{\sum_{i=1}^n \ln(1+X_i)}$ یا $\frac{n-1}{S}$.

کارایی برآوردگر ناریب (efficiency)

برای هر برآوردگر ناریب T برای $\alpha(\theta)$ می دانیم که

$$Var(T) \geq \frac{[\alpha'(\theta)]^2}{nI_X(\theta)}.$$

کارایی برآوردگر ناریب T را با $e(T)$ نمایش داده و آنرا به صورت زیر تعریف می کنیم.

$$e(T) = \frac{[\alpha'(\theta)]^2 / nI_X(\theta)}{Var(T)}$$

یا

$$e(T) = \frac{CRLB_{\alpha(\theta)}}{Var(T)}.$$

نکته. $0 \leq e(T) \leq 1$.

تعریف برآوردگر کارا

برآوردگر ناریب T برای $\alpha(\theta)$ را یک برآوردگر کارا گویند هرگاه کارایی آن برابر ۱ باشد. یعنی $e(T) = 1$.

نکته. هر برآوردگر کارا یک برآوردگر $UMVUE$ است ولی عکس آن لزوماً برقرار نیست.

یک برآوردگر ممکن است $UMVUE$ باشد ولی واریانس آن دقیقاً برابر کران پایین کرامر-رائو نباشد. در واقع ممکن است کران پایین کرامر-رائو توسط برآوردگرهای ناریب قابل حصول نباشد.

Univiversity of M. Azadegan
Dr. A. Asgharzadeh

مثال. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}(\frac{1}{\theta})$ که

$$f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}, \quad x > 0, \theta > 0.$$

کارایی برآوردگر $T = \frac{n-1}{\sum_{i=1}^n X_i}$ را بیابید. آیا این برآوردگر برای θ کارا است؟ چرا؟

حل. در نظر می‌گیریم $S = \sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma(n, \frac{1}{\theta})$ می‌دانیم $T = \frac{n-1}{S}$ برآوردگر نارایب برای θ است (UMVUE نیز هست).

کارایی T می‌شود:

$$e(T) = \frac{CRLB_{\theta}}{\text{Var}(T)},$$

که در آن، $CRLB_{\theta} = \frac{\theta^2}{n}$. همچنین داریم

$$\text{Var}(T) = E(T^2) - E^2(T),$$

$$E(T) = \theta,$$

$$E(T^2) = E\left(\frac{(n-1)}{S}\right)^2 = (n-1)^2 E(S^{-2}).$$

$$\begin{aligned} E(S^{-r}) &= \frac{(\frac{1}{\theta})^{-r} \Gamma(n-r)}{\Gamma(n)} \\ &= \frac{\theta^r \Gamma(n-r)}{(n-1) \Gamma(n-1) \Gamma(n-r)} \\ &= \frac{\theta^r}{(n-1)(n-r)}. \end{aligned}$$

لذا $Var(T) = \frac{\theta^r}{n-r}$ و کارایی T می‌شود

$$e(T) = \frac{CRLB_{\theta}}{Var(T)} = \frac{\frac{\theta^r}{n}}{\frac{\theta^r}{n-r}} = \frac{n-r}{n} < 1.$$

لذا برآوردگر T کارا نیست.

تذکر.

$$X \sim \Gamma(\alpha, \beta) \Rightarrow E(X^r) = \frac{\beta^r \Gamma(\alpha+r)}{\Gamma(\alpha)}.$$

سؤال ۱. اگر $0 < p < 1$ ، $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} b(1, p)$.

الف) کران پایین کرامر-رائو را برای واریانس برآوردگرهای ناریب p^2 به دست آورید. در صورت وجود $UMVUE$ را برای p بیابید.

سؤال ۲. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x; \theta)$ که

$$f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1}, \quad 0 < x < 1, \quad \theta > 0.$$

الف) کران پایین کرامر-رائو را برای برآوردگرهای ناریب θ و $\frac{1}{\theta}$ بیابید.

ب) در صورت وجود، $UMVUE$ را برای θ و $\frac{1}{\theta}$ بیابید.

University of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

سؤال ۳. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, 1)$.

الف) کران پایین کرامر-رائو را برای برآوردگرهای ناریب θ و θ^2 بیابید.

ب) در صورت وجود، $UMVUE$ را برای θ بیابید.

سؤال ۴. اگر X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیعی با تابع چگالی زیر باشد.

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, \quad x > 0, \quad \theta > 0.$$

الف) کران پایین کرامر-رائو را برای واریانس برآوردگرهای ناریب θ و $\frac{1}{\theta}$ به دست آورید.

ب) در صورت وجود $UMVUE$ پارامترهای θ ، $\frac{1}{\theta}$ و $\frac{\theta+1}{\theta}$ را بیابید.

ج) آیا برآوردگر ناریب $T = \bar{X}$ برای $\alpha(\theta) = \theta$ برآوردگر کارا است؟ چرا؟