

## یک راه حل کلی برای یافتن UMVUE در خانواده توزیع‌های یکنواخت

عباس افتخاریان<sup>۱</sup>

چکیده:

در این مقاله یک راه حل کلی برای پیدا کردن برآورد نااریب با کمترین واریانس (UMVUE) برای توابعی از پارامترهای مجھول در توزیع یکنواخت بدست می‌آوریم.

واژه‌های کلیدی: توزیع یکنواخت، تکیه گاه وابسته به پارامتر<sup>۲</sup>، آماره بسنده کامل<sup>۳</sup>، UMVUE.

### ۱ مقدمه

قضیه: فرض کنید  $X_1, X_2, \dots, X_n$  یک نمونه تصادفی از توزیع یکنواخت  $(\theta_1, \theta_2)$  باشند که در آن  $a(\theta_1)$  و  $b(\theta_2)$  به ترتیب نقاط انتهایی پایینی و بالایی توزیع یکنواخت می‌باشند و فرض کنید  $a(\theta_1)$  و  $b(\theta_2)$  توابعی یکنواخت باشند که مشتق مرتبه اول آنها پیوسته باشد. آنگاه، اگر  $\alpha(\theta_1, \theta_2)$  تابعی برآورد پذیر از  $\theta_1$  و  $\theta_2$  بوده و نسبت به  $\theta_1$  و  $\theta_2$  دارای مشتق مرتبه دوم باشد، UMVUE برای  $\alpha$  بصورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} g(Y_1, Y_n) &= \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \\ &+ \frac{1}{(n-1)b'(b^{-1}(Y_n))} \\ &\times (Y_n - Y_1) \left( \frac{\partial}{\partial b^{-1}(Y_n)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \\ &- \frac{1}{(n-1)a'(a^{-1}(Y_1))} (Y_n - Y_1) \\ &\times \left( \frac{\partial}{\partial a^{-1}(Y_1)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \\ &- \frac{1}{n(n-1)a'(a^{-1}(Y_1))b'(b^{-1}(Y_n))} (Y_n - Y_1)^2 \\ &\times \left( \frac{\partial^2}{\partial b^{-1}(Y_n)\partial a^{-1}(Y_1)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \end{aligned}$$

Email address : ab2005eftekharian@gmail.com

در آمار ریاضی مفاهیم بسنده‌گی، کامل بودن و نااریبی از مهم‌ترین مباحثی هستند که در برآوردهای نقطه‌ای نقش بسزایی را ایفا می‌کنند. اگر تابع زیان را مربع خطأ در نظر گیریم، در این صورت، با فرض نااریب بودن برآوردگر، مینیمم کردن مخاطره معادل این است که واریانس برآوردگر مینیمم گردد [۱، ۳]. اگر برآوردگر نااریب، به طور یکنواخت دارای کمترین واریانس باشد، آنگاه UMVUE است. برای به دست آوردن UMVUE چندین روش وجود دارد. یکی از این روش‌ها، استفاده از آماره بسنده کامل می‌باشد (لم لہمن – شفه [۳، ۱]). در این روش به دنبال تابعی از آماره بسنده کامل هستیم که در صورت وجود، یک برآورد نااریب برای پارامتر مجھول را نتیجه دهد. در اینجا با استفاده از آماره بسنده کامل، یک روش کلی جهت به دست آوردن UMVUE برای توابعی از پارامترهای مجھول در توزیع یکنواخت ارائه می‌کنیم. باید توجه داشت که اگر تابع زیان محدب باشد، UMVUE در صورت وجود، یکتا است.

<sup>۱</sup>دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

<sup>۲</sup>Parameter dependent support

<sup>۳</sup>Complete sufficient statistic

در نتیجه

که در آن

$$\begin{aligned} & n(n-1)b'(\theta_2) \\ \times & \int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} g(y_1, b(\theta_2)) [b(\theta_2) - y_1]^{n-2} dy_1 \\ = & \left( \frac{\partial}{\partial \theta_2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n \\ + & nb'(\theta_2)[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-1} \alpha(\theta_1, \theta_2) \end{aligned}$$

حال با مشتق گیری نسبت به  $\theta_1$  تساوی زیر حاصل

می‌شود:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial \theta_1} \left[ n(n-1)b'(\theta_2) \right. \\ \times & \left. \int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} g(y_1, b(\theta_2)) [b(\theta_2) - y_1]^{n-2} dy_1 \right] \\ = & \frac{\partial}{\partial \theta_1} \left[ \left( \frac{\partial}{\partial \theta_2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n \right. \\ + & \left. nb'(\theta_2)[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-1} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right] \end{aligned}$$

پس داریم:

$$\begin{aligned} & -n(n-1) \\ \times & \left\{ a'(\theta_1)b'(\theta_2)g(a(\theta_1), b(\theta_2)) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-2} \right\} \\ = & \left( \frac{\partial}{\partial \theta_2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n \\ - & na'(\theta_1)[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-1} \left( \frac{\partial}{\partial \theta_2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) \\ + & nb'(\theta_2)[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-1} \left( \frac{\partial}{\partial \theta_1} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) \\ - & n(n-1)a'(\theta_1)b'(\theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \end{aligned}$$

$$. Y_n = \max(X_1, \dots, X_n) \text{ و } Y_1 = \min(X_1, \dots, X_n)$$

اثبات: با توجه به فرض، آماره  $g(Y_1, Y_n)$  وجود دارد به طوری که  $E_\theta[g(Y_1, Y_n)] = \alpha(\theta_1, \theta_2)$ . از طرف دیگر  $(Y_1, Y_n)$  یک آماره بسنده کامل برای  $\theta = (\theta_1, \theta_2)$  می‌باشد [۲]. بنابراین برای پیدا کردن UMVUE برای  $\alpha$  می‌توان نوشت:

$$\int \int g(y_1, y_n) f(y_1, y_n) dy_1 dy_n = \alpha(\theta_1, \theta_2) \quad (1)$$

که در آن

$$f_{Y_1, Y_n}(y_1, y_n) = \frac{n(n-1)}{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n} [y_n - y_1]^{n-2} \quad (2)$$

$$a(\theta_1) \leq y_1 \leq y_n \leq b(\theta_2)$$

تابع چگالی توان  $(Y_1, Y_n)$  می‌باشد، از بازنویسی رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} & \int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} \int_{a(\theta_1)}^{y_n} g(y_1, y_n) n(n-1) \\ & \frac{[y_n - y_1]^{n-2}}{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n} dy_1 dy_n = \alpha(\theta_1, \theta_2) \quad \text{یا} \\ & \int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} \int_{a(\theta_1)}^{y_n} n(n-1) \\ & g(y_1, y_n) [y_n - y_1]^{n-2} dy_1 dy_n \\ & = \alpha(\theta_1, \theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n \end{aligned}$$

با مشتق گیری از طرفین تساوی فوق نسبت به  $\theta_2$ ، داریم:

$$\begin{aligned} & -n(n-1)a'(\theta_1)b'(\theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-2} \\ & \text{و ساده کردن، داریم:} \\ & g(a(\theta_1), b(\theta_2)) = \alpha(\theta_1, \theta_2) \quad (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial \theta_2} \left( \int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} \int_{a(\theta_1)}^{y_n} n(n-1) g(y_1, y_n) \right. \\ & \left. [y_n - y_1]^{n-2} dy_1 dy_n \right) \\ & = \frac{\partial}{\partial \theta_2} \left( \alpha(\theta_1, \theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n \right) \end{aligned}$$

مثال ۲: فرض کنید  $X_1, X_2, \dots, X_n$  یک نمونه تصادفی از توزیع  $U(\theta_1, \theta_2)$  باشند. برای بدست آوردن UMVUE پارامتر  $\frac{\ln \theta_1}{\ln \theta_2}$ , با استفاده از رابطه (۳) داریم:

$$\begin{aligned} g(\theta_1, \theta_2) &= \frac{\ln \theta_1}{\ln \theta_2} \\ &+ \frac{1}{n-1} (\theta_2 - \theta_1) \left[ \frac{-\frac{1}{\theta_2} \ln \theta_1}{(\ln \theta_2)^2} \right] \\ &- \frac{1}{n-1} (\theta_2 - \theta_1) \left[ \frac{1}{\theta_1 \ln \theta_2} \right] \\ &+ \frac{1}{n(n-1)} (\theta_2 - \theta_1)^2 \left[ \frac{1}{\theta_1 \theta_2 (\ln \theta_2)^2} \right] \end{aligned}$$

بنابراین UMVUE پارامتر  $\frac{\ln \theta_1}{\ln \theta_2}$  عبارت است از:

$$\begin{aligned} g(Y_1, Y_n) &= \frac{\ln Y_1}{\ln Y_n} \\ &+ \frac{1}{(n-1)} (Y_n - Y_1) \left[ \frac{-\frac{1}{Y_n} \ln Y_1}{(\ln Y_n)^2} \right] \\ &- \frac{1}{(n-1)Y_1} (Y_n - Y_1) \left( \frac{1}{\ln Y_n} \right) \\ &+ \frac{1}{n(n-1)Y_1 Y_n} (Y_n - Y_1)^2 \left( \frac{1}{(\ln Y_n)^2} \right) \end{aligned}$$

تقدیر و تشکر: نویسنده مقاله از جناب آفای دکتر ارقامی به خاطر تصحیح و راهنمایی های ارزشمندشان کمال تشکر و قدردانی را دارد.

$$\begin{aligned} &+ \frac{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]}{(n-1)b'(\theta_2)} \left( \frac{\partial}{\partial \theta_2} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) \\ &- \frac{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]}{(n-1)a'(\theta_1)} \left( \frac{\partial}{\partial \theta_1} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) \\ &- \frac{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^2}{n(n-1)a'(\theta_1)b'(\theta_2)} \left( \frac{\partial^2}{\partial \theta_2 \partial \theta_1} \alpha(\theta_1, \theta_2) \right) \end{aligned}$$

در نتیجه

$$\begin{aligned} g(Y_1, Y_n) &= \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \quad (4) \\ &+ \frac{1}{(n-1)b'(b^{-1}(Y_n))} (Y_n - Y_1) \\ &\quad \left( \frac{\partial}{\partial b^{-1}(Y_n)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \\ &- \frac{1}{(n-1)a'(a^{-1}(Y_1))} (Y_n - Y_1) \\ &\quad \left( \frac{\partial}{\partial a^{-1}(Y_1)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \\ &- \frac{1}{n(n-1)a'(a^{-1}(Y_1))b'(b^{-1}(Y_n))} \\ &\quad (Y_n - Y_1)^2 \left( \frac{\partial}{\partial b^{-1}(Y_n) \partial a^{-1}(Y_1)} \alpha(a^{-1}(Y_1), b^{-1}(Y_n)) \right) \end{aligned}$$

مثال ۱: فرض کنید  $X_1, X_2, \dots, X_n$  یک نمونه تصادفی از توزیع یکنواخت  $U(\theta_1, \theta_2)$  با  $\theta_1 < \theta_2$  باشند، آنگاه UMVUE برای پارامتر  $\alpha(\theta_1, \theta_2) = \theta_1 \theta_2$  بر اساس رابطه (۴)، برابر است با:

$$g(Y_1, Y_n) = Y_1 Y_n - \frac{n+1}{n(n-1)} [Y_n - Y_1]^2$$

## مراجع

- [۱] پارسیان، احمد، ۱۳۷۸، مبانی آمار ریاضی، مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان.
- [۲] Lehmann, E. L., and Casella, G. ,1998, *Theory of Point Estimation*. 2nd ed. Springer-Verlag, New York.
- [۳] Mood, A.C., Graybill, F.A. and Boes, 1974, *An Introduction to Theory of Statistics*, McGraw-Hill, New York.