

یک راه حل کلی برای یافتن UMVUE در خانواده توزیع‌های یکنواخت

عباس افتخاریان^۱

چکیده:

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

واژه‌های کلیدی: توزیع یکنواخت، تکیه گاه وابسته به پارامتر^۲، آماره بسنده کامل^۳، UMVUE.

۱ مقدمه

قضیه: فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه تصادفی از توزیع یکنواخت $U(a(\theta_1), b(\theta_2))$ 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 یکنوا باشند که مشتق مرتبه اول آنها پیوسته باشد. آنگاه، اگر $\alpha(\theta_1, \theta_2)$ تابعی برآورد پذیر از θ_1 و θ_2 بوده و نسبت به θ_1 و θ_2 دارای مشتق مرتبه دوم باشد، UMVUE برای α بصورت زیر می‌باشد:

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

Email address : ab2005eftekharian@gmail.com

در آمار ریاضی مفاهیم بسندگی، کامل بودن و نااریبی از مهم‌ترین مباحثی هستند که در برآوردهای نقطه‌ای نقش بسزایی را ایفا می‌کنند. اگر تابع زیان را مربع خطا در نظر بگیریم، 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 لهنم - شفه [۱، ۳]). در این روش به دنبال تابعی از آماره بسنده کامل هستیم که در صورت وجود، یک برآورد نااریب برای پارامتر مجهول را نتیجه دهد. در اینجا با استفاده از آماره بسنده کامل، یک روش کلی جهت به دست آوردن UMVUE برای توابعی از پارامترهای مجهول در توزیع یکنواخت ارائه می‌کنیم. باید توجه داشت که اگر تابع زیان محدب باشد، UMVUE در صورت وجود، یکتا است.

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

^۲ Parameter dependent support

^۳ Complete sufficient statistic

که در آن

در نتیجه

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

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 $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ می باشد [۲]. بنابراین برای پیدا کردن UMVUE برای α

می توان 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 توام (Y_1, Y_n) می باشد، از بازنویسی رابطه (۱) خواهیم داشت:

$$\int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} \int_{a(\theta_1)}^{y_n} g(y_1, y_n) n(n-1) \frac{[y_n - y_1]^{n-2}}{[b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n} dy_1 dy_n = \alpha(\theta_1, \theta_2)$$

یا

$$\int_{a(\theta_1)}^{b(\theta_2)} \int_{a(\theta_1)}^{y_n} n(n-1) g(y_1, y_n) [y_n - y_1]^{n-2} dy_1 dy_n = \alpha(\theta_1, \theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^n$$

با مشتق گیری از طرفین تساوی فوق نسبت به θ_2 داریم:

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

با تقسیم طرفین تساوی بر

$$-n(n-1) a'(\theta_1) b'(\theta_2) [b(\theta_2) - a(\theta_1)]^{n-2}$$

و ساده کردن، داریم:

$$g(a(\theta_1), b(\theta_2)) = \alpha(\theta_1, \theta_2) \quad (3)$$

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

حال با مشتق گیری نسبت به θ_1 تساوی زیر حاصل می شود:

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

پس داریم:

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

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

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

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

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

تقدیر و تشکر: نویسنده مقاله از جناب آقای دکتر ارقامی به خاطر تصحیح و راهنمایی‌های ارزشمندشان کمال تشکر و قدردانی را دارد.

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

در نتیجه

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

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 $\alpha(\theta_1, \theta_2) = \theta_1 \theta_2$ براساس 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.

[2] Lehmann, E. L., and Casella, G., 1998, *Theory of Point Estimation*. 2nd ed. Springer-Verlag, New York.

[3] Mood, A.C., Graybill, F.A. and Boes, 1974, *An Introduction to Theory of Statistics*, McGraw-Hill, New York.