

# آزمون فرضیه و بازه اطمینان دقیق برای میانگین توزیع نمایی تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول

حسین نادب<sup>۱</sup> و حمزه ترابی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۸/۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۸/۳۰

چکیده:

نمونه‌های سانسور شده در آزمایش‌های مربوط به آزمون‌های طول عمر مطرح می‌شوند؛ یعنی هنگامی که آزمایشگر، زمان‌های از کار افتادگی تمام واحدهای موجود در آزمون طول عمر را مشاهده نمی‌کند. در سال‌های اخیر، استنباط بر پایه نمونه‌های سانسور شده بسیار مورد توجه قرار گرفته است، به طوری که در مورد پارامترهای توزیع‌های مختلفی مانند نرمال، نمایی، گاما، ریلی، وایبول، لگ‌نرمال، گوسی معکوس، لوژستیک، لاپلاس و پارتو بر اساس نمونه‌های سانسور شده استنباط صورت گرفته است. در این مقاله، روشی برای انجام آزمون فرضیه و یافتن بازه اطمینان دقیق برای میانگین توزیع نمایی تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول<sup>۳</sup> پیشنهاد می‌شود. سپس با استفاده از شبیه‌سازی، عملکرد بازه اطمینان پیشنهادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. سرانجام روش‌های پیشنهادی، روی یک مجموعه از داده‌های واقعی اجرا می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** توزیع نمایی، سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول، آزمون فرضیه، بازه اطمینان، احتمال پوشش<sup>۴</sup>.

## ۱ مقدمه

مقیاسی استفاده کردند. چایلدز و همکاران [۹] در سال ۲۰۰۳ از همین روش برای ساده کردن تابع چگالی استفاده کردند. در مدل سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول، چایلدز و همکاران [۸] در سال ۲۰۰۸ و کوندو و ژواردر [۱۵] در سال ۲۰۰۶ نیز از همین روش استفاده کردند. چایلدز و همکاران [۷] در سال ۲۰۱۲ روشی را برای آماره‌های ترتیبی به کار بردند. آن‌ها نتایج خود را برای داده‌های ارائه شده در بارلو و همکاران [۳] به کار گرفتند و حدود بالایی و پایینی را برای پارامتر مقیاس به دست آوردند. سرانجام کرامر و بالاکریشن [۱۰] در سال ۲۰۱۳ توزیع دقیق برآوردگرهای ماکسیمم درست‌نمایی را تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول در توزیع نمایی به دست آوردند. در این مقاله با به کارگیری توزیع دقیق برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی ارائه شده در کرامر و بالاکریشن [۱۰]، روشی برای انجام آزمون فرضیه و به دست آوردن بازه اطمینان برای میانگین توزیع نمایی پیشنهاد می‌شود.

در بیشتر پژوهش‌های مربوط به داده‌های طول عمر، عوامل بازدارنده‌ای همچون زمان و هزینه باعث می‌شوند که آزمایش‌ها پیش از شکست همه واحدها به پایان برسند. به داده‌های برآمده از این آزمایش‌ها، داده‌های سانسور شده گفته می‌شود. در مطالعه داده‌های سانسور شده، توزیع نمایی از اهمیت بسزایی برخوردار است.

اپشتاین [۱۴] در سال ۱۹۵۴ سانسور دورگه نوع اول را پیشنهاد کرد. تحت این نوع سانسور، توزیع نمایی بسیار مورد توجه قرار گرفت تا این که بالاکریشن و باسو [۲] در سال ۱۹۹۵ آن را از لحاظ نظری و کاربردی گسترش دادند. به شرط مشاهده حداقل یک شکست، چن و بهاتاچاریا [۶] در سال ۱۹۸۸ از روش تابع مولد گشتاور شرطی برای به دست آوردن توزیع برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی برای پارامتر مقیاس در مدل

<sup>۱</sup>دانشجوی دکتری آمار، دانشگاه یزد  
<sup>۲</sup>عضو هیات علمی گروه آمار، دانشگاه یزد

<sup>۳</sup> Type-I progressive hybrid censoring

<sup>۴</sup> coverage probability

## ۲ سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول

است:

$$L(\theta) = \frac{\prod_{j=1}^D \gamma_j}{\theta^D} \exp \left\{ -\frac{1}{\theta} \left[ \sum_{j=1}^D (1+r_j) Z_j^{(I)} + \gamma_{D+1} t \right] \right\},$$

$$0 \leq Z_1^{(I)} \leq \dots \leq Z_D^{(I)} \leq t. \quad (1)$$

به طوری که

$$\gamma_k = \sum_{j=k}^m (1+r_j).$$

وقتی  $D \geq 1$ ، با ماکسیمم کردن تابع  $L(\theta)$  نسبت به  $\theta$  داریم:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{D} \left[ \sum_{j=1}^D (1+r_j) Z_j^{(I)} + \gamma_{D+1} t \right].$$

کرامر و بالا کریشن [۱۰] تابع چگالی  $\hat{\theta}$  به شرط  $D \geq 1$  را بر حسب توابع بی‌اسپلاین<sup>۵</sup> به دست آوردند. قبل از آوردن تابع چگالی شرطی، نخست تفاضلات تقسیم شده<sup>۶</sup> و توابع بی‌اسپلاین را تعریف می‌کنیم. با استفاده از باردن و فیروز [۴]، تفاضلات تقسیم شده به صورت زیر تعریف می‌شود:

**تعریف ۱.۳. (تفاضلات تقسیم شده)** فرض کنید  $g$  تابعی باشد که مقادیرش در یک مجموعه از نقاط (گره‌های)  $x_1, \dots, x_n$  معلوم یا قابل محاسبه باشد. در این جا فرض می‌شود که این نقاط دوه‌دو متمایز هستند اما نیازی به مرتب شدن بر روی خط حقیقی ندارند. تفاضلات تقسیم شده اول بین  $x_i$  و  $x_{i+1}$  به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$g[x_i, x_{i+1}] = \frac{g(x_{i+1}) - g(x_i)}{x_{i+1} - x_i}.$$

تفاضلات تقسیم شده دوم بین  $x_i$ ،  $x_{i+1}$  و  $x_{i+2}$  چنین تعریف می‌شوند:

$$g[x_i, x_{i+1}, x_{i+2}] = \frac{g[x_{i+1}, x_{i+2}] - g[x_i, x_{i+1}]}{x_{i+2} - x_i},$$

و سرانجام تفاضلات تقسیم شده  $m$ ام بین  $x_1, \dots, x_n$  به کمک از

$$g[x_1, \dots, x_n] = \frac{g[x_2, \dots, x_n] - g[x_1, \dots, x_{n-1}]}{x_n - x_1}.$$

در این مقاله تفاضلات تقسیم شده  $m$ ام تابع  $g$  بین نقاط  $x_1, \dots, x_n$  و  $\dots$  مورد نظر است که با نماد  $\Delta\{g(\cdot) : x_1, \dots, x_n\}$

<sup>۵</sup> B-Spline

<sup>۶</sup> divided differences

فرض کنید  $n$  واحد آزمایشی در یک آزمون طول عمر قرار دارند. در زمان رخداد نخستین شکست،  $r_1$  واحد از  $n-1$  واحد باقی مانده به طور تصادفی از آزمایش حذف می‌شوند. سپس در زمان رخداد دومین شکست،  $r_2$  واحد از  $n-r_1-2$  واحد باقی مانده به طور تصادفی از آزمایش حذف می‌شوند. به همین ترتیب آزمایش تا لحظه  $T^* = \min(t, X_{m:m:n})$  ادامه می‌یابد، که  $t$  (زمان آستانه‌ای) مقداری ثابت، معلوم و از پیش تعیین شده و  $X_{m:m:n}$  زمان رخداد  $m$ امین شکست است، که  $m$  نیز مقداری ثابت، معلوم و از پیش تعیین شده است. در این طرح، سانسور تعداد شکست‌های مشاهده شده با  $D$  نشان داده می‌شود و یک متغیر تصادفی است. واضح است که اگر  $t \rightarrow \infty$ ،  $t$ ، سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول به سانسور پیش‌رونده نوع دوم تبدیل می‌شود.

فرض کنید  $X_{1:m:n}, \dots, X_{m:m:n}$  یک نمونه سانسور شده پیش‌رونده نوع دوم با بردار حذفیات  $r = (r_1, \dots, r_m)$  از جامعه‌ای با تابع توزیع  $F$  باشد. متغیرهای تصادفی  $X_1^{(I)}, \dots, X_m^{(I)}$  و  $D$  را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$X_j^{(I)} = \min(X_{j:m:n}, t), \quad 1 \leq j \leq m,$$

$$D = \sum_{j=1}^m I_{(-\infty, t]}(X_{j:m:n}),$$

که  $D$  همان تعداد شکست‌های مشاهده شده است. واضح است که  $D$  دارای تکیه گاه  $\{0, \dots, m\}$  است.

## ۳ تابع درست‌نمایی و برآورد

فرض کنید جامعه مورد نظر دارای توزیع نمایی با میانگین  $\theta$  ( $\text{Exp}(\theta)$ ) باشد. کرامر و بالا کریشن [۱۰] تابع درست‌نمایی پارامتر  $\theta$ ، برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی پارامتر  $\theta$  و تابع چگالی  $\hat{\theta}$  به شرط  $D \geq 1$  را به دست آوردند که در این بخش به مرور آن‌ها می‌پردازیم.

فرض کنید  $Z_1^{(I)}, \dots, Z_D^{(I)}$  آماره‌های ترتیبی تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول با زمان آستانه‌ای  $t$  از جامعه‌ای با توزیع  $\text{Exp}(\theta)$  باشند. تابع درست‌نمایی پارامتر  $\theta$  به صورت زیر

نمایش داده می شود و با توجه به علی [۱] به صورت زیر به دست می آید:

$$\begin{cases} H_0 : \theta \geq \theta_0 \\ H_1 : \theta < \theta_0 \end{cases} \quad (۴)$$

و

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta \neq \theta_0 \end{cases} \quad (۵)$$

با استفاده از تابع درست نمایی (۱) داریم:

$$\frac{L(\theta_2)}{L(\theta_1)} = \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^D e^{D\left(\frac{1}{\theta_1} - \frac{1}{\theta_2}\right)\bar{\theta}}$$

روشن است که عبارت بالا برای هر  $\theta_2 > \theta_1 > 0$  تابعی صعودی از  $\bar{\theta}$  است. پس این خانواده در  $\hat{\theta}$  دارای ویژگی MLR است.

اکنون آزمون (۳) را در نظر بگیرید. بنا بر قضیه کارلین-روبین در کسلا و برگر [۵]، آزمونی با ناحیه رد  $\hat{\theta} > k_1$  یک آزمون UMP سطح  $\alpha$  است که مقدار  $k_1$  با حل معادله زیر به دست می آید:

$$\begin{aligned} \alpha &= P_{\theta_0}(\tau > k_1 | D \geq 1) \\ &= \frac{1}{1 - e^{-nt_0 \cdot \theta_0}} \sum_{d=1}^m \left( \prod_{j=1}^d \gamma_j \right) \frac{t_0^d}{(d-1)! \theta_0^d} \\ &\quad \times \int_{k_1}^{\infty} B_{d-1}(dt | \gamma_{d+1} t_0, \dots, \gamma_1 t_0) e^{-dt \cdot \theta_0} dt. \end{aligned} \quad (۶)$$

با استدلالی مشابه، آزمونی با ناحیه رد  $\hat{\theta} < k_2$  یک آزمون UMP سطح  $\alpha$  برای انجام آزمون (۴) است که مقدار  $k_2$  با حل معادله زیر به دست می آید:

$$\begin{aligned} \alpha &= \frac{1}{1 - e^{-nt_0 \cdot \theta_0}} \sum_{d=1}^m \left( \prod_{j=1}^d \gamma_j \right) \frac{t_0^d}{(d-1)! \theta_0^d} \\ &\quad \times \int_0^{k_2} B_{d-1}(dt | \gamma_{d+1} t_0, \dots, \gamma_1 t_0) e^{-dt \cdot \theta_0} dt. \end{aligned}$$

توجه کنید که معادلات به دست آمده جواب صریح ندارند، اما با معلوم بودن تمام پارامترها، می توان آن ها را با نرم افزارهای قدرتمند ریاضی مانند Mathematica حل کرد.

اکنون آزمون (۵) را در نظر بگیرید. برای انجام دادن این آزمون، آزمون های زیر را در نظر بگیرید:

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta < \theta_0 \end{cases} \quad (۷)$$

و

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta > \theta_0 \end{cases} \quad (۸)$$

$$\Delta\{g(\cdot) : x_0, \dots, x_n\} = \sum_{i=0}^n \frac{g(x_i)}{\prod_{j=0, j \neq i}^n (x_i - x_j)}$$

**تعریف ۲.۳.** (بی اسپلین) فرض کنید  $t = \{t_j\}$  دنباله ای غیر نزولی (متناهی یا نامتناهی) باشد. زامین بی اسپلین (نرمال شده) مرتبه  $k$  برای گره های دنباله  $t$  با نماد  $B_{j,k,t}$  نشان داده می شود و به صورت زیر تعریف می شود:

$$B_{j,k,t}(x) = (t_{j+k} - t_j) \Delta \{[ \cdot - x ]_+^{k-1} : t_j, \dots, t_{j+k}\}, \quad \forall x \in \mathbb{R},$$

به طوری که  $[x]_+ = \max(0, x)$ .

تعریف اولیه (غیر نرمال) بی اسپلین توسط کاری و شوئنبرگ [۱۱] در سال ۱۹۶۶ به صورت زیر ارائه شده است:

$$M_{j,k,t}(x) = \frac{k}{t_{j+k} - t_j} B_{j,k,t}(x).$$

برای اطلاع بیشتر در مورد توابع بی اسپلین به [۱۱، ۱۲، ۱۳] مراجعه شود.

پس از تعریف بی اسپلین، با استفاده از کرامر و بالا کریشان [۱۰]، تابع چگالی  $\hat{\theta}$  به شرط  $D \geq 1$  به صورت زیر بیان می شود:

$$\begin{aligned} f^{\hat{\theta}|D \geq 1}(t) &= \frac{1}{1 - e^{-nt_0 \cdot \theta_0}} \sum_{d=1}^m \left( \prod_{j=1}^d \gamma_j \right) \\ &\quad \times \frac{t_0^d}{(d-1)! \theta_0^d} \times B_{d-1}(dt | \gamma_{d+1} t_0, \dots, \gamma_1 t_0) e^{-dt \cdot \theta_0}, \quad t \geq 0, \end{aligned} \quad (۲)$$

که در آن  $B_{d-1}(x | x_0, \dots, x_d)$  نشان دهنده صفر امین بی اسپلین غیر نرمال مرتبه  $d$  (درجه  $d-1$ ) با گره های  $x_0, \dots, x_d$  است که به صورت زیر ساده می شود:

$$B_{d-1}(x | x_0, \dots, x_d) = \sum_{i=0}^d \frac{d[x_i - x]_+^{d-1}}{\prod_{j=0, j \neq i}^d (x_i - x_j)}, \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

## ۴ آزمون فرضیه

در این بخش به انجام آزمون فرضیه در مورد پارامتر  $\theta$  پرداخته می شود. آزمون هایی که در این مقاله مورد بحث قرار گرفته اند عبارت اند از:

$$\begin{cases} H_0 : \theta \leq \theta_0 \\ H_1 : \theta > \theta_0 \end{cases} \quad (۳)$$

توجه کنید که اگر  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  هر دو مخالف صفر باشند، بازه اطمینان دوطرفه و اگر  $\alpha_1 = 0$  یا  $\alpha_2 = 0$  باشد، بازه‌های اطمینان یک‌طرفه به دست می‌آیند.

اکنون فرض کنید  $Z_1^{(I)}, \dots, Z_D^{(I)}$  آماره‌های ترتیبی تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول با زمان آستانه‌ای  $t$ . از جامعه‌ای با توزیع  $\text{Exp}(\theta)$  و هدف به دست آوردن بازه اطمینان با ضریب  $1 - \alpha$  برای  $\theta$  باشد. می‌دانیم که خانواده چگالی‌های مربوط، در  $\hat{\theta}$  دارای خاصیت MLR است. بنابراین با به کارگیری قضایای ۱.۵ و ۲.۵ می‌توان بازه اطمینان دلخواه را به دست آورد. توجه کنید که در این حالت، بازه‌های اطمینان، شکل صریحی ندارند و باید با نرم‌افزارهای قدرتمندی مانند Mathematica محاسبه شوند.

## ۶ مطالعات شبیه‌سازی

در این بخش، با استفاده از شبیه‌سازی، عملکرد بازه اطمینان ارائه شده برای پارامتر  $\theta$  که در بخش پیشین ارائه شد، ارزیابی می‌شود. برای ارزیابی عملکرد بازه اطمینان، اغلب مفهوم میانگین طول بازه و احتمال پوشش مطرح می‌شود. برای این منظور، به‌ازای  $m = 10$  و  $m = 5$  و مقادیر مختلف  $\theta$  و  $t$ ، چهار نوع طرح سانسور به کار گرفته شده است. پس از شبیه‌سازی ۱۰۰ نمونه سانسور شده دورگه پیش‌رونده نوع اول از توزیع نمایی با میانگین  $\theta$  و تعیین بازه‌های اطمینان ۹۵ درصدی برای هر نمونه، میانگین طول این بازه‌ها و نسبت بازه‌هایی که پارامتر  $\theta$  را شامل می‌شوند (احتمال پوشش) محاسبه شده و در جدول ۱ آورده شده است. همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، برای بردار ثابت  $r$  و مقدار ثابت  $\theta$ ، با افزایش مقدار  $t$ ، میانگین طول بازه اطمینان کاهش می‌یابد که نتیجه‌ای قابل انتظار است؛ چون با افزایش  $t$ ، میانگین تعداد شکست‌های مشاهده شده ( $D$ ) افزایش می‌یابد و مشاهدات بیشتری در دسترس قرار می‌گیرد. با استدلالی مشابه، برای بردار ثابت  $r$  و مقدار ثابت  $t$ ، با افزایش  $\theta$ ، میانگین طول بازه اطمینان افزایش می‌یابد. همچنین مطابق انتظار، احتمال‌های پوشش نیز به ۰/۹۵ نزدیک هستند.

فرض کنید ناحیه رد آزمون (۵) برابر با  $R$  و نواحی رد آزمون‌های (۷) و (۸) به ترتیب برابر با  $R_1 = \{\hat{\theta} < c_1\}$  و  $R_2 = \{\hat{\theta} > c_2\}$  باشد. در آزمون (۵) واضح است که زمانی فرضیه  $\theta = \theta_0$  در مقابل فرضیه  $\theta \neq \theta_0$  رد می‌شود که فرضیه  $\theta = \theta_0$  در مقابل لااقل یکی از فرضیه‌های  $\theta < \theta_0$  یا  $\theta > \theta_0$  رد شود. بنابراین  $R = R_1 \cup R_2$ . اکنون فرض کنید اندازه آزمون (۵) برابر با  $\alpha$  و اندازه آزمون‌های (۷) و (۸) به ترتیب برابر با  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  باشد، که  $0 < \alpha_1 + \alpha_2 < 1$ . در نتیجه:

$$\begin{aligned} \alpha &= P_{\theta_0}(R_1 \cup R_2) \\ &= P_{\theta_0}(\{ < c_1 \text{ یا } > c_2 \}) \\ &= P_{\theta_0}(\{ < c_1 \}) + P_{\theta_0}(\{ > c_2 \}) \\ &= \alpha_1 + \alpha_2. \end{aligned}$$

بنابراین می‌توان با در نظر گرفتن  $\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{\alpha}{2}$  به‌عنوان یک حالت خاص به نتیجه دلخواه رسید.

## ۵ بازه اطمینان

در این بخش در مورد بازه اطمینان برای پارامتر  $\theta$  بحث می‌شود. برای این منظور در ابتدا دو قضیه از کسلا و برگر [۵] و لهن و رومو [۱۶] بیان می‌شود.

**قضیه ۱.۵.** فرض کنید  $f_{\theta}(x)$  خانواده‌ای از توابع چگالی دارای خاصیت MLR در  $T$  و  $F_{\theta}$  نشان‌دهنده تابع توزیع آماره  $T$  متناظر با مقدار  $\theta$  باشد. در این صورت اگر  $\theta_1 < \theta_2$  باشد، خواهیم داشت:

$$F_{\theta_2}(t) \leq F_{\theta_1}(t), \quad \forall t;$$

یعنی  $F_{\theta}(t)$  به‌ازای هر  $t$  نسبت به  $\theta$  نزولی است.

**قضیه ۲.۵.** فرض کنید  $T$  یک آماره با تابع توزیع پیوسته  $F_{\theta}$  متناظر با مقدار  $\theta$  باشد، که  $F_{\theta}(t)$  به‌ازای هر  $t$  نسبت به  $\theta$  نزولی است. همچنین فرض کنید  $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2$ ، که  $0 < \alpha < 1$  است.

اگر  $\theta_L(t)$  و  $\theta_U(t)$  در روابط

$$F_{\theta_U(t)}(t) = \alpha_1, \quad F_{\theta_L(t)}(t) = 1 - \alpha_2$$

صدق کنند،  $[\theta_L(T), \theta_U(T)]$  یک بازه اطمینان برای  $\theta$  با ضریب اطمینان  $1 - \alpha$  خواهد بود.

**جدول ۱.** میانگین طول بازه‌های اطمینان و احتمال پوشش آن‌ها برای طرح‌های مختلف سانسور و مقادیر مختلف  $\theta$  و  $t$ .

$r$	$\theta$	$t.$	میانگین طول	احتمال پوشش
(۵, ۰, ۰, ۰, ۰)	۱	۳	۲/۸۲	۰/۹۶
		۴	۲/۷۴	۰/۹۵
		۵	۲/۶۸	۰/۹۴
	۱/۵	۳	۴/۷۱	۰/۹۷
		۴	۴/۲۳	۰/۹۵
		۵	۴/۱۹	۰/۹۶
(۱, ۱, ۱, ۱, ۱)	۱	۳	۲/۷۰	۰/۹۶
		۴	۲/۵۷	۰/۹۸
		۵	۲/۴۴	۰/۹۵
	۱/۵	۳	۴/۲۴	۰/۹۶
		۴	۳/۷۶	۰/۹۵
		۵	۳/۷۰	۰/۹۲
(۱, ۱, ۲, ۰, ۱)	۱	۳	۲/۶۵	۰/۹۲
		۴	۲/۵۶	۰/۹۶
		۵	۲/۵۱	۰/۹۷
	۱/۵	۳	۴/۷۵	۰/۹۰
		۴	۳/۹۹	۰/۹۴
		۵	۳/۷۶	۰/۹۵
(۰, ۰, ۰, ۰, ۵)	۱	۳	۲/۷۵	۰/۹۵
		۴	۲/۴۶	۰/۹۶
		۵	۲/۴۴	۰/۹۷
	۱/۵	۳	۳/۹۳	۰/۹۴
		۴	۳/۷۴	۰/۹۲
		۵	۳/۷۰	۰/۹۶

$\hat{\theta} = 43/17$  و

### ۷ مثال‌های کاربردی

$R = \hat{\theta} < 11/0095$  یا  $\hat{\theta} > 61/7237$ .

چون مقدار  $\hat{\theta}$  در ناحیه رد آزمون قرار ندارد، دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد. مقادیر بحرانی با نرم‌افزار *Mathematica* محاسبه شده‌اند. برنامه محاسبه مقادیر بحرانی در پیوست آمده است.

**مثال ۲.۷.** شرایطی مشابه با مثال ۱.۷ را در نظر بگیرید. فرض کنید هدف، تعیین یک بازه اطمینان برای  $\theta$  با ضریب اطمینان ۰/۹۵ باشد. در این حالت با قرار دادن  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0/025$  در روابط قضیه ۲.۵، بازه اطمینان به صورت  $[22/1985, 118/0440]$

در این بخش، دو مثال کاربردی برای اجرای آزمون فرضیه و تعیین فاصله اطمینان بیان می‌شود.

**مثال ۱.۷.** داده‌های موجود در بارلو و همکاران [۳] را در نظر بگیرید. داده‌ها شامل ۶ مشاهده ۴، ۹، ۱۱، ۱۸، ۲۷، ۳۸، با بردار حذفیات  $r = (0, 0, 0, 0, 0, 4)$  و زمان آستانه‌ای  $t_0 = 50$  هستند. فرض کنید هدف، انجام دادن آزمون  $H_0: \theta = 30$  در مقابل  $H_1: \theta \neq 30$  با فرض  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0/025$  باشد. در این حالت

```

, {j, i, m}]];
gamma[[m + 1]] = 0;
n = m + Total[r];
g = gamma t0;
f[t_, theta_, t0_] := 1.(1 - Exp[-n t0.theta])
(Sum[Product[gamma[[j]], {j, 1, d}]
(d t0^(d - 1)).(Factorial[d - 1]
(gamma[[1]] - gamma[[d + 1]]) theta^d)*
BSplineBasis[{d - 1, Sort[g[[1 ;; d + 1]]}], 0, d t]
Exp[-d t.theta], {d, 1, m} ] );
F[k_] := Integrate[f[t, theta, t0], {t, 0, k}];
FindRoot[F[k] == .025, {k, 10}]
FindRoot[F[k] == .975, {k, 50}]

```

## برنامه محاسبه بازه اطمینان در مثال ۲.۷

```

r = {0, 0, 0, 0, 0, 4};
theta = 30;
t0 = 50;
m = Length[r];
gamma = Range[m + 1];
For[i = 1, i < m + 1, i++, gamma[[i]] = m - i + 1 + Sum[r[[j]]
, {j, i, m}]];
gamma[[m + 1]] = 0;
n = m + Total[r];
g = gamma t0;
f[t_, theta_, t0_] := 1.(1 - Exp[-n t0.theta])
(Sum[Product[gamma[[j]], {j, 1, d}] (d t0^(d - 1)).
(Factorial[d - 1] (gamma[[1]] - gamma[[d + 1]]) theta^d)*
BSplineBasis[{d - 1, Sort[g[[1 ;; d + 1]]}], 0, d t]
Exp[-d t.theta], {d, 1, m} ] );
th = 43.17;
F[theta_] := Integrate[f[x, theta, t0], {x, 0, th}];
FindRoot[F[theta] == .975, {theta, 20}]
FindRoot[F[theta] == .025, {theta, 120}]

```

به دست می‌آید. برنامه محاسبه بازه اطمینان در پیوست آمده است.

## نتیجه گیری

در این مقاله روشی برای اجرای آزمون فرضیه و به دست آوردن فاصله اطمینان برای میانگین توزیع نمایی تحت سانسور دورگه پیش‌رونده نوع اول پیشنهاد شد. سپس با استفاده از شبیه‌سازی، عملکرد بازه اطمینان پیشنهادی مورد ارزیابی قرار گرفت و سرانجام روش‌های پیشنهادی برای یک مجموعه داده به کار گرفته شد.

## پیوست

### برنامه محاسبه مقادیر بحرانی در مثال ۱.۷

```

r = {0, 0, 0, 0, 0, 4};
theta = 30;
t0 = 50;
m = Length[r];
gamma = Range[m + 1];
For[i = 1, i < m + 1, i++, gamma[[i]] = m - i + 1 + Sum[r[[j]]

```

## مراجع

- [1] Ali, M.M. (1973). Content of the frustum of simplex. *Pacific Journal of Mathematics*, **48**, 313–322.
- [2] Balakrishnan, N. and Basu, A.P. (eds.) (1995). *The Exponential Distribution: Theory, Methods, and Applications*. Gordon and Breach Science, Newark, N.J.
- [3] Barlow, R. E., Madansky, A., Proschan, F., and Scheuer, E.M. (1968). Statistical estimation procedures for the ‘burn-in’ process. *Technometrics*, **10**, 51–62.
- [4] Burden, R.L. and Faires, J.D. (2011). *Numerical Analysis*, Ninth Edition. Brooks.Cole, Cencag Learning, Boston.
- [5] Casella, G. and Berger, R.L. (2002) *Statistical Inference*, Second Edition. Duxbury, California.
- [6] Chen, S.M. and Bhattacharyya, G.K. (1988). Exact confidence bounds for an exponential parameter under hybrid censoring. *Communications in Statistics: Theory and Methods*, **16**, 2429–2442.
- [7] Childs, A., Balakrishnan, N. and Chandrasekar, B. (2012). Exact distribution of the MLEs of the parameters and of the quantiles of two-parameter exponential distribution under hybrid censoring. *Statistics*, **46**, 441–458.

- [8] Childs, A., Chandrasekar, B., and Balakrishnan, N. (2008). Exact likelihood inference for an exponential parameter under progressive hybrid censoring schemes. *In Statistical models and methods for biomedical and technical systems*, 319-330. Birkhäuser Boston.
- [9] Childs, A., Chandrasekar, B., Balakrishnan, N. and Kundu, D. (2003). Exact likelihood inference based on Type-I and Type-II hybrid censored samples from the exponential distribution. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **55**, 319–330.
- [10] Cramer, E. and Balakrishnan, N. (2013). On some exact distributional results based on Type-I progressively hybrid censored data from exponential distributions. *Statistical Methodology*, **10**, 128-150.
- [11] Curry, H. and Schoenberg, I. (1966). On Pólya frequency functions IV: the fundamental spline functions and their limits. *Journal d Analyse Mathematique*, **17**, 71-107.
- [12] De Boor, C. (2001). *A Practical Guide to Splines*, Revised Edition. Springer, New York.
- [13] De Boor, C. (1976). Splines as linear combinations of B-splines. A survey. Lorentz, G.G., Chui, C.K. and Schumaker, L.L. (eds.), *Approximation Theory II*. Academic Press, New York, pp. 1–47.
- [14] Epstein, B. (1954). Truncated life tests in the exponential case. *The Annals of Mathematical Statistics*, **25**, 555–564.
- [15] Kundu, D. and Joarder, A. (2006). Analysis of Type-II progressively hybrid censored data. *Computational Statistics and Data Analysis*, **50**, 2509–2528.
- [16] Lehmann, E.L. and Romano, J.P. (2005). *Testing Statistical Hypotheses*, Third Edition. Springer, New York.