

k -رکوردها، تعاریف و مفاهیم اساسی

محمد نوری^۱ حمید رضا نیلی ثانی^۲

چکیده:

در این مقاله ضرورت توجه به داده‌های k -رکوردی توضیح داده می‌شود. در ادامه تعاریف مختلف k -رکوردها بیان و برخی از نظرات از جمله نظرات دمبیسکا و بلازکیز (۲۰۰۵) در خصوص تفاوت بین این تعاریف شرح داده شدند. در پایان برخی از ویژگی‌های k -رکوردها مورد بحث قرار می‌گیرند.

واژه‌های کلیدی: متغیرهای تصادفی iid، متغیرهای تصادفی مطلقاً پیوسته، k -رکوردها.

۱ مقدمه

ثبت و مطالعه کنیم. به چنین مقادیری k -رکوردهای بالا (یا پایین) گفته می‌شود. به عنوان نمونه درخواست‌های خسارت در برخی از بیمه نامه‌ها (بجزیمه عمر) از این گونه‌اند، کامپس (۱۹۹۵). در دو دهه اخیر k -رکوردها مورد توجه بیشتری قرار گرفته‌اند. دزبزیلا و کوپنسکی (b) (۱۹۷۶)، آرنولد و همکاران (۱۹۹۸)، نرروف (۲۰۰۲)، هافمن و بالا کریشنان (۲۰۰۴)، دمبیسکا و بلازکیز (۲۰۰۵) و احمدی و همکاران (۲۰۰۹) از جمله افرادی هستند که ویژگی‌های k -رکوردها را مطالعه نموده‌اند.

در بخش دوم تعاریف مختلف k -رکوردها را ارائه و ضمن فراخوان نظرات دمبیسکا و بلاکی (۲۰۰۵) این تعاریف را با هم مقایسه می‌کنیم. بخش پایانی را به بیان برخی از ویژگی‌های اساسی k -رکوردها اختصاص داده‌ایم.

۲ مفاهیم مقدماتی k -رکوردها

همانگونه که در مقدمه نیز اشاره شد تعاریف مختلفی برای k -رکوردها ارائه شده‌اند که متعاقباً آن‌ها را بیان می‌کنیم. در سرتاسر مقاله k ثابت

در محیط پیرامون زندگی مان، آزمایش‌ها و رخداد‌های زیادی وجود دارند که در دوره‌های مختلف تکرار می‌شوند. المپیک‌های ورزشی، المپیادهای علمی، آزمون‌های سراسری، تولیدات یک کارخانه یا دوره‌های مختلف تولید یک کالای صنعتی و برخی از پدیده‌های طبیعی، به عنوان نمونه بارندگی‌های سالیانه، از جمله مثال‌های متنوعی هستند که تکرار آزمایش‌ها در آن‌ها به وضوح دیده می‌شوند. در این آزمایش‌ها، ممکن است اندازه گیری‌ها به طور منظم انجام ولی تنها مقادیری که بزرگتر (یا کوچکتر) از مقادیر قبلی هستند ثبت شوند. این مقادیر، رکوردها می‌باشند. در دهه‌های اخیر این متغیرها مورد توجه بسیاری از محققین و مولفین قرار گرفته‌اند که از آن جمله می‌توان به ناگاراچا (۱۹۸۸)، کامپس (۱۹۹۵)، آرنولد و همکاران (۱۹۹۸) و نرروف (۲۰۰۲) اشاره نمود. گهگاهی، از جمله مواردی که احساس می‌شود در ثبت مقادیر رکورد ممکن است خطاهای صورت گرفته و یا داده‌ها شامل مقادیر پرت باشند، ترجیح داده می‌شود دومین یا سومین و یا در حالت کلی k -امین بزرگترین (یا کوچکترین) مقدار نسبت به مقادیر قبلی را

^۱ کارشناس ارشد، دانشگاه بیرجند

^۲ گروه آمار دانشگاه بیرجند

آرنولد و همکاران (۱۹۹۸)، $\{R_n^{(k)}\}$ را دنباله k -رکوردهای نوع ۲ نامیدند. برخی از مولفین تعریف دوم را به عنوان تعریف k -رکوردها پذیرفته‌اند اما در بررسی خواص آن‌ها در واقع خواص k -رکوردهای قوی را بدست آوردند. پس از ارائه سایر تعاریف، با مثالی هم ارز نبودن این تعاریف تشریح می‌گردد.

تعریف ۳.۲. دنباله $\{U_n^{(k)}\}$ به طور بازگشتی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_1^{(k)} = k$$

$$U_{n+1}^{(k)} = \min\{j : j > U_n^{(k)}, X_j \geq X_{U_{n-k+1}^{(k)}:U_n^{(k)}}\}$$

دنباله $\{U_n^{(k)}\}$ را دنباله زمان‌های k -رکوردهای ضعیف و دنباله $W_n^{(k)} = X_{U_{n-k+1}^{(k)}:U_n^{(k)}}$ را دنباله مقادیر k -رکورد ضعیف می‌نامیم.

تعریف ۴.۲. فرض کنید

$$\rho_n = \#\{j \leq n, X_n \leq X_j\}$$

که $\#$ نشان دهنده "تعداد عناصر مجموعه" می‌باشد. گوییم X_n یک k -رکورد از نوع ۱ است اگر $\rho_n = k$ هنگامی که $n \geq k$. مقادیر k -رکوردهای نوع ۱ را به $V_n^{(k)}$ ، $n \geq k$ نمایش می‌دهیم.

در مثال زیر و بر مبنای داده‌های دمبنیسکا و بلازکیز (۲۰۰۵) چهار تعریف را با هم مقایسه می‌کنیم.

مثال ۵.۲. فرض کنید $k = 2$. سطر اول جدول ۳ مقادیر متغیر صحیح مثبت n ، شماره مشاهده داده و سطر دوم مقادیر داده‌ها را نشان می‌دهد. سطرهای سوم، چهارم و پنجم به ترتیب به زمان‌ها و مقادیر k -رکوردهای قوی اختصاص یافته‌اند. زمان‌ها و مقادیر k -رکوردها را در سطرهای ۶ الی ۸ و زمان‌ها و مقادیر k -رکوردهای ضعیف را در سطرهای ۹، ۱۰ و ۱۱ گنجانده‌ایم. سطرهای دوازدهم، سیزدهم و چهاردهم نشان دهنده زمان‌ها و مقادیر k -رکوردهای نوع ۱ می‌باشند.

نزروف (۲۰۰۲) تعاریف اول و دوم را معادل می‌داند (ص ۸۳ روابط ۳.۱۹ و ۴.۱۹). از اینکه اگر

$$X_{j:j+k-1} > X_{L_n^{(k)}:L_n^{(k)}+k-1}$$

آنگاه

$$X_j > X_{T_{n-k+1}^{(k)}:T_n^{(k)}}$$

لذا هر زمان که k -رکورد قوی مشاهده شود، k -رکورد نیز رخ می‌دهد. همچنین بدیهی است که هر زمان که یک k -رکورد مشاهده می‌شود یک

صحیح مثبت و k' یک مقدار حقیقی است. فرض کنید $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با تابع توزیع مشترک F باشد. در این مقاله از نماد $X_{r:n}$ برای نمایش r امین آماره مرتب در نمونه تصادفی به حجم n استفاده می‌کنیم. در این صورت $X_{n-k+1:n}$ نشان دهنده k امین مشاهده از نظر بزرگی و $\{X_{n-k+1:n}\}$ نسبت به k ، دنباله‌ای نزولی می‌باشد. به عنوان نمونه برای ۱۰ مشاهده

$$۷.۵, ۹, ۴.۳, ۳.۱, ۷, ۵.۲, ۳.۶, ۴.۲, ۶, ۵.۴$$

دنباله k -امین مشاهده از نظر بزرگی،

$$X_{n-k+1:n} : ۹, ۷.۵, ۶, ۵.۴, ۵.۲, ۴.۳, ۳.۶, ۳.۱, ۳.۶, ۳.۱$$

دنباله‌ای نزولی می‌باشد.

تعریف ۱.۲. فرض کنید $\{X_{n:n+k-1}\}$ دنباله‌ای از آماره‌های مرتب مشاهدات iid می‌باشد. با حذف مقادیر تکراری دنباله اکیدا صعودی از مقادیر k -رکوردها حاصل می‌شود. دنباله $\{L_n^{(k)}\}$ را به طور بازگشتی و با ضابطه زیر تعریف می‌کنیم.

$$L_1^{(k)} = 1,$$

$$L_{n+1}^{(k)} = \min\{j : j > L_n^{(k)}, X_{j:j+k-1} > X_{L_n^{(k)}:L_n^{(k)}+k-1}\},$$

$n \geq 1$. دنباله $\{L_n^{(k)}, n \geq 1\}$ را دنباله زمان‌های k -رکورد بالای قوی و $\{S_n^{(k)}, n \geq 1\}$ که $S_n^{(k)} = X_{L_n^{(k)}:L_n^{(k)}+k-1}$ را مقادیر k -رکوردهای بالای قوی می‌نامیم.

تبصره ۱.۵: واژه قوی را به این دلیل به کار می‌بریم که بین تعاریف مختلف تمیز قائل شویم. همچنین از این پس از واژه "بالا" استفاده نمی‌کنیم و هر جا که صحبت از k -رکورد باشد مقصودمان k -رکورد بالاست، مگر آن که خلاف آن به صراحت قید گردد.

برای مشاهدات فوق و به ازاء $k = 2$ مقادیر ۲-امین داده‌ها در جدول ۱ آورده شده‌اند. همچنین برای این مشاهدات زمان‌ها و مقادیر k -رکوردها ($k = 2$) در جدول ۲ آورده شده‌اند.

تعریف ۲.۲. تحت شرایط تعریف ۱ دنباله $\{T_n^{(k)}\}$ که به صورت بازگشتی با ضابطه

$$T_1^{(k)} = k,$$

$$T_{n+1}^{(k)} = \min\{j : j > T_n^{(k)}, X_j > X_{T_{n-k+1}^{(k)}:T_n^{(k)}}\}$$

تعریف می‌گردد را دنباله زمان‌های k -رکورد و دنباله $\{R_n^{(k)}\}$ ، $R_n^{(k)} = X_{T_{n-k+1}^{(k)}:T_n^{(k)}}$ را دنباله مقادیر k -رکورد می‌نامیم.

k - ضعیف نیز مشاهده می‌گردد.

به تفاوت تعاریف مختلف توجه کنید. هنگامی که $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی پیوسته باشد تعاریف ۱، ۲ و ۳ هم ارز هستند. در این حالت مقادیر رکوردها k -رکوردها (به ازاء k) می‌باشند.

به سهولت می‌توان نشان داد که اگر φ تابعی اکیدا صعودی به $\{T_n\}$ و $\{N_n\}$ به ترتیب زمان‌ها و تعداد k -رکوردهای وابسته به دنباله X_i و $\{T'_n\}$ و $\{N'_n\}$ زمان‌ها و تعداد k -رکوردهای وابسته به دنباله Y_i باشند، آنگاه

$$T'_n \stackrel{d}{=} T_n, \quad N'_n \stackrel{d}{=} N_n$$

گزاره ۶.۲. تحت شرط پیوستگی توزیع F مقادیر k -رکوردها با مقادیر رکوردها از توزیع

$$G(x) = (1 - (1 - F(x))^k)$$

هم توزیع می‌باشند.

اثبات. نخست توزیع $R_1^{(k)}$ ، اولین k -رکوردها از توزیع F را به دست می‌آوریم.

$$\begin{aligned} P(R_1^{(k)} \leq x) &= 1 - P(R_1^{(k)} > x) \\ &= 1 - P(X_1 > x, \dots, X_k > x) \\ &= 1 - (P(X_1 > x))^k \\ &= (1 - (1 - F(x))^k), \end{aligned}$$

یعنی مقدار اولین k -رکوردها از توزیع F با مقدار اولین رکوردها از توزیع G هم توزیع می‌باشد.

فرض کنید $H = F^{-1}(1 - e^{-x})$. از اینکه F اکیدا صعودی است نتیجه می‌شود که H نیز اکیدا صعودی است. بنابراین اگر $E_n^{(k)}$ نشان دهنده دنباله k -رکوردها از توزیع نمایی با میانگین یک باشد، آنگاه

$$(R_1^{(k)}, \dots, R_n^{(k)}) \stackrel{d}{=} (H(E_1^{(k)}), \dots, H(E_n^{(k)})) \quad (1)$$

همچنین از خاصیت فقدان حافظگی توزیع نمایی نتیجه می‌شود که

$$E_n^{(1)} - E_{n-1}^{(1)}, \dots, E_2^{(1)} - E_1^{(1)}, E_1^{(1)}$$

متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع ((iid)) با توزیع نمایی با میانگین یک می‌باشند.

فرض کنید $Y_i = \min\{X_{(i-1)k+1}, \dots, X_{ik}\}$ در این صورت

$$\begin{aligned} P(Y_i \leq x) &= 1 - P(Y_i > x) \\ &= 1 - \prod_{j=(i-1)k+1}^{ik} P(X_j > x) \\ &= (1 - (-F(x))^k) \end{aligned}$$

از (۱) نتیجه می‌شود

$$R_n^{(1)} \stackrel{d}{=} H(E_n^{(1)}) = H(W_1 + \dots + W_n), \quad (2)$$

که در آن $W_i \sim iid$ متغیرهای تصادفی دارای توزیع نمایی با میانگین یک هستند. دزبذیلا و کوپنسکی (۱۹۷۶(a)) نتیجه فوق را تعمیم و

نشان دادند که برای هر $k \geq 1$

$$E_n^{(k)} \stackrel{d}{=} \frac{W_1 + \dots + W_n}{k}, \quad n \geq 1.$$

از طرف دیگر و بنا به (۱) برای هر $k \geq 1$

$$R_n^{(k)} \stackrel{d}{=} H\left(\frac{W_1 + \dots + W_n}{k}\right)$$

روابط مشابهی برای دنباله Y_n برقرار داریم

$$R_{Y_n}^{(1)} \stackrel{d}{=} H^*(W_1 + \dots + W_n).$$

که در آن $R_{Y_n}^{(1)}$ دنباله مقادیر رکوردها وابسته به Y_i ها و $H^* = G^{-1}(1 - (1 - F(x))^k)$

(e^{-x} می‌باشد. از (۱) و (۲) نتیجه می‌شود که

$$\begin{aligned} R_{Y_n}^{(1)} &\stackrel{d}{=} H^*(W_1 + \dots + W_n) \\ &\stackrel{d}{=} H\left(\frac{W_1 + \dots + W_n}{k}\right) \\ &\stackrel{d}{=} E_n^{(k)} \stackrel{d}{=} R_n^{(k)} \end{aligned}$$

□

۳ رفتار حدی فرایند شمارش k -رکوردها

برای اثبات قضایای اصلی به نتایج مقدماتی زیر نیاز داریم. اثبات لم‌های ۱ و ۲ را می‌توانید در گات (۲۰۰۵) (ص ۲۸۷ و ۱۶۶) بیابید.

لم ۱.۰۳. فرض کنید X_1, X_2, \dots دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و به طور یکنواخت کراندار باشد آنگاه:

$$\sum_{n=1}^{\infty} (X_n - E(X_n))$$

همگرا *a.s.*

$$\iff \sum_{n=1}^{\infty} \text{Var}(X_n) < \infty.$$

لم ۲.۰۳. فرض کنید X_1, X_2, \dots و Y_1, Y_2, \dots دو دنباله از متغیرهای تصادفی باشند به قسمی که

$$X_n \xrightarrow{a.s.} X \quad \text{و} \quad Y_n \xrightarrow{a.s.} Y$$

وقتی $n \rightarrow \infty$ آنگاه

$$X_n + Y_n \xrightarrow{a.s.} X + Y$$

وقتی $n \rightarrow \infty$.

لم ۷.۳. فرض کنید

$$I_{m,k} = \begin{cases} 1, & \text{اگر در زمان مشاهده } m \text{ ام یک} \\ & -k \text{ رکورد رخ دهد} \\ 0, & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

یعنی

$$I_{m,k} = I_{(X_m > X_{m-k}, m-1)}$$

متغیرهای $m \geq k, I_{m,k}$ تصادفی گسسته با تابع احتمال

$$P(I_{m,k} = 1) = \frac{k}{m}$$

می‌باشند

اثبات. فرض کنید $X_{1:m-1} < X_{2:m-1} < \dots < X_{m-1:m-1}$ ،
 $m-1$ آماره مرتب از مشاهدات می‌باشند. $X_m = y$ یک k -رکورد
 است اگر

$$X_{m-k:m-1} < X_{m-k+1:m-1} < \dots$$

$$< X_{m-1:m-1} < y$$

یا

$$X_{m-k:m-1} < X_{m-k+1:m-1} < \dots$$

$$< y < X_{m-1:m-1}$$

$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots$$

یا

$$X_{m-k:m-1} < y < X_{m-k+1:m-1} < \dots$$

$$< X_{m-1:m-1}$$

پس به k حالت X_m می‌تواند یک k -رکورد باشد. این در حالی است
 که X_m به m حالت،

$$X_{1:m-1} < X_{2:m-1} < \dots$$

$$< X_{m-1:m-1} < y$$

$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots$$

$$y < X_{1:m-1} < \dots$$

$$< X_{m-1:m-1}$$

مقدار خود را اختیار می‌کند. هر یک از حالت‌های فوق شانس

برابری برای وقوع دارند، لذا

$$P(I_{m,k} = 1) = \frac{k}{m}$$

تعریف ۳.۳. فرض کنید $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی

مستقل با واریانس‌های متناهی باشد. همچنین فرض کنید

$$m_i = E(X_i) \quad \sigma_i^2 = Var(X_i)$$

$$M_n = \sum_{i=1}^n EX_i, \quad s_n^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$$

گوئیم دنباله $\{X_n, n \geq 1\}$ در شرایط لیاپانوف صدق می‌کند، اگر

$$\delta > 0 \text{ موجود باشد به قسمی که} \\ \frac{\sum_{k=1}^n E(|X_k - M_k|^{2+\delta})}{s_n^{2+\delta}} \rightarrow 0.$$

شرح بیشتری در خصوص این تعریف و لم زیر را می‌توانید در

کورالف و سینایی (۲۰۰۷) (ص ۱۳۴) ملاحظه کنید.

لم ۴.۳. فرض کنید $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی

مستقل با واریانس‌های متناهی باشد که در شرط لیاپانوف صدق می‌کند.

آنگاه

$$\frac{S_n - M_n}{s_n} \xrightarrow{d} N(0, 1),$$

$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k$$

تعریف ۵.۳. فرض کنید $\{X_n, n \geq 1\}$ دنباله‌ای نامتناهی از

متغیرهای تصادفی مستقل و هموزیع مطلقاً پیوسته باشد. فرآیند شمارشی

$\{\mu_n^{(k)}, n \geq k\}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

تعداد k -رکوردهای بین X_1, \dots, X_n

$$\mu_n^{(k)} = \max\{m : T_m^{(k)} \leq n\}$$

مثال زیر می‌تواند به تشریح رفتارهای حدی k -رکوردها و تفاوت

بین آن‌ها، به ازاء مقادیر مختلف k ، کمک نماید.

مثال ۶.۳. برای داده‌های زیر

$$\dots, 3.5, 2.7, 2.6, 2.5, 3, 1.7, 1.6, 1.5, 2, 1, 0$$

مقادیر رکوردها را در سطر اول و مقادیر ۲-رکوردها را در سطر دوم جدول

۴ نوشته‌ایم. این جدول ضرورت بررسی رفتار حدی $\mu_n^{(k)}$ را نشان می‌دهد.

گات (۲۰۰۲) رفتار حدی $\mu_n^{(k)}$ به ازاء $k = 1$ ، را بررسی نمود. در

این بخش برخی از روابط مورد استفاده و نتایج گات (۲۰۰۲) را برای

k -رکوردها ثابت می‌کنیم.

$$و) \frac{(\mu_n^{(k)}) - E(\mu_n^{(k)})}{\sqrt{k \log(n-k+1)}} \xrightarrow{d} N(0, 1).$$

که k' مقداری حقیقی است که در مکان‌های مختلف ممکن است با هم متفاوت باشند و γ ثابت اویلر و برابر 0.5772 است.

اثبات. (الف). با توجه به تعریف

$$\mu_n^{(k)} = \sum_{m=k}^n (I_{m,k}), \quad m \geq k$$

به سادگی داریم

$$\begin{aligned} E(\mu_n^{(k)}) &= \sum_{m=k}^n \left(\frac{k}{m}\right) \\ &= \sum_{m=1}^n \left(\frac{k}{m}\right) - \sum_{m=1}^{k-1} \left(\frac{k}{m}\right) \\ &= k \log(n-k+1) + k'\gamma + o(1) \end{aligned}$$

(آپوستل ۱۳۶۷ ص ۲۷۹).

(ب) با توجه به گزاره (۱) و واریانس متغیرهای برنولی و از اینکه $\sum_{m=1}^{\infty} \left(\frac{1}{m}\right)^2 = \frac{\pi^2}{6}$ داریم:

$$\begin{aligned} Var(\mu_n^{(k)}) &= \sum_{m=k}^n \frac{k}{m} \left(1 - \frac{k}{m}\right) \\ &= \sum_{m=k}^n \frac{k}{m} - \sum_{m=k}^n \left(\frac{k}{m}\right)^2 \\ &= k \log(n-k+1) + k'\gamma + o(1) \end{aligned}$$

اثبات قسمت (ج) بدیهی است.

(د). می‌دانیم $\{I_{m,k} - \frac{k}{m}, m \geq k\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی به طور یکنواخت کراندار و مستقل با میانگین صفر و واریانس‌های متناهی $\frac{k}{m} \left(1 - \frac{k}{m}\right)$ است، بنابراین

$$\left\{ \frac{I_{m,k} - \frac{k}{m}}{k \log m}, m \geq k \right\}$$

نیز دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی به طور یکنواخت کراندار و مستقل با واریانس‌های متناهی

$$\left(\frac{1}{k \log m}\right)^2 \left(\frac{k}{m} \left(1 - \frac{k}{m}\right)\right)$$

و میانگین صفر بوده و

$$\begin{aligned} &\sum_{m=k}^{\infty} Var\left(\frac{I_{m,k} - \frac{k}{m}}{k \log m}\right) \\ &= \sum_{m=k}^{\infty} \left(\frac{k}{m} \left(1 - \frac{k}{m}\right)\right) \frac{1}{(k \log m)^2} \\ &\leq \sum_{m=2}^{\infty} \frac{1}{km(\log m)^2} < \infty. \end{aligned}$$

یادآوری می‌کنیم که اگر $\{x_n\}$ دنباله‌ای از اعداد حقیقی و $\{a_n\}$ دنباله‌ای

از مقادیر مثبت باشند به قسمی که $a_n \nearrow \infty$ آنگاه

$$\sum_{n=k}^{\infty} \frac{x_n}{a_n} < \infty \implies \frac{1}{a_n} \sum_{j=k}^n x_j \rightarrow 0 \quad (۳)$$

برای اثبات مستقل بودن، فرض کنید $\{Y_m\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی iid با تابع توزیع

$$G(x) = (1 - (1 - F(x))^k)$$

و I'_m متغیرهای تصادفی نشانگر زمان‌های رکورد متناظر با Y_m باشند، یعنی

$$I'_m = \begin{cases} 1, & \text{اگر در زمان مشاهده } m \text{ ام یک} \\ -k, & \text{رکورد رخ دهد} \\ 0, & \text{در غیر این صورت.} \end{cases}$$

اگر $k_1 < k_2 < \dots < k_n$ مقادیر صحیح نامنفی باشند آنگاه بنا به گزاره ۱ مقادیر صحیح نامنفی $k'_1 < k'_2 < \dots < k'_n$ وجود دارد به قسمی که

$$P(I_{k_1,k} = 1, \dots, I_{k_n,k} = 1)$$

$$= P(I_{k'_1} = 1, \dots, I_{k'_n} = 1)$$

$$= \prod_{j=1}^n P(I_{k'_j} = 1) \quad \text{رنی ۱۹۶۲}$$

$$= \prod_{j=1}^n P(I_{k_j,k} = 1) \quad \text{بنا به گزاره ۱}$$

لذا $\{I_{m,k}\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل می‌باشد

□

مثال ۸.۳. فرض کنید $m = 4$. از نماد $j = X(i)$ برای نشان دادن این که j -امین مشاهده i -امین آماره ترتیبی می‌باشد استفاده کرده‌ایم. همچنین فرض کنید X_i ‌ها متغیرهای تصادفی پیوسته باشند. جدول ۵ نشان دهنده حالت‌های مختلفی است که $X(i)$ ‌ها می‌توانند داشته باشند. هنگامی که j -امین مشاهده i -امین رکورد باشد مقدار آن را

به $j = R_i^{(r)}$ نشان داده‌ایم. ملاحظه می‌شود که

$$P(I_{2,2} = 1) = \frac{n(I_{2,2} = 1)}{n(S)} = 1$$

قضیه ۹.۳. برای فرآیند شمارشی $\mu_n^{(k)}$ داریم

(الف) $m_{n,k} = E(\mu_n^{(k)})$

$$= k \log(n-k+1) + k'\gamma + o(1);$$

(ب) $Var(\mu_n^{(k)}) = k \log(n-k+1)$

$$+ k'\gamma + o(1);$$

(ج) $\frac{(\mu_n^{(k)})}{k \log(n-k+1)} \xrightarrow{a.s.} 1;$

(د) $\frac{1}{k \log(n-k+1)} \sum_{m=k}^n (I_{m,k} - \frac{k}{m}) \xrightarrow{a.s.} 0.$

رابطه (۳) از لم شناخته شده کرونگر به ازاء $x_j = 0$ ، برای $j < k$ ، نتیجه می‌شود. بنابراین و بنا به لم ۱، همگرا *a.s.* $\sum_{m=k}^{\infty} \frac{I_{m,k} - \frac{k}{m}}{k(\log m)}$ داریم

$$\leq \frac{k}{m} + \left(\frac{k}{m}\right)^{\gamma}$$

بنابراین

$$\begin{aligned} & \frac{\sum_{m=k}^n E|I_{m,k} - E(I_{m,k})|^{\gamma}}{S_n^{\gamma}} \\ & \leq \frac{\sum_{m=k}^n \left(\frac{k}{m} + \left(\frac{k}{m}\right)^{\gamma}\right)}{\left(k(\log(n-k+1)) + k'\gamma + o(1)\right)^{\gamma/2}} \\ & = \frac{k(\log(n) - \log(k)) + \gamma + k'k + o(1)}{\left(k(\log(n-k+1)) + k'\gamma + o(1)\right)^{\gamma/2}} \end{aligned}$$

→ ۰

$$\begin{aligned} & \frac{1}{k(\log n)} \sum_{m=k}^n \left(I_{m,k} - \frac{k}{m}\right) \xrightarrow{a.s.} 0 \\ & \Rightarrow \frac{1}{k \log(n-k+1)} \sum_{m=k}^n \left(I_{m,k} - \frac{k}{m}\right) \xrightarrow{a.s.} 0 \end{aligned}$$

برای اثبات قسمت (ه) ابتدا نشان می‌دهیم که شرایط لیاپانوف برقرار است. از قسمت (ب) داریم

$$S_n^{\gamma} = \left(k(\log(n-k+1)) + k'\gamma + o(1)\right)^{\gamma/2}$$

از طرف دیگر

$$\begin{aligned} E|I_{m,k} - E(I_{m,k})|^{\gamma} &= E\left|I_{m,k} - \frac{k}{m}\right|^{\gamma} \\ &= \left|1 - \frac{k}{m}\right|^{\gamma} \frac{k}{m} + \left(\frac{k}{m}\right)^{\gamma} \left(1 - \frac{k}{m}\right) \end{aligned}$$

بنابراین شرایط لیاپانوف برقرار است. پس بنا به لم ۳ برقراری قسمت

□

(ه) ثابت می‌شود.

تشکر و قدردانی: نویسندگان از داوران محترم به دلیل دقت نظر و

راهنمایی‌هایی ارزنده شان کمال تشکر را دارند.

جدول ۱: مقادیر ۲-امین داده‌ها از نظر بزرگی

۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	n
۷.۵	۴	۲	۳.۶	۷	۳.۱	۴.۳	۹	۶	۵.۲	X_n
$X_{9:10}$	$X_{8:9}$	$X_{7:8}$	$X_{6:7}$	$X_{5:6}$	$X_{4:5}$	$X_{3:4}$	$X_{2:3}$	$X_{1:2}$		$X_{n:n+2-1}$
۷.۵	۷	۷	۷	۷	۶	۶	۶	۵.۲		

جدول ۲: زمان‌ها و مقادیر ۲-رکوردها

S_n^{γ}	$L_n^{(\gamma)}$	n
۵.۲	$L_1^{(\gamma)} = 1$	۱
۶	$L_2^{(\gamma)} = \min\{j : j > 1, X_{j:j+1} > 5/2\} = 2$	۲
۷	$L_3^{(\gamma)} = \min\{j : j > 1, X_{j:j+1} > 6\} = 5$	۳
۷.۵	$L_4^{(\gamma)} = \min\{j : j > 5, X_{j:j+1} > 7\} = 9$	۴

جدول ۳: مقایسه‌های بین ۲- رکوردها

۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	n	۱
۳	۰	۴	۰	۱	۱	۱	۰	X_n	۲
					۷	۲	۱	$L_n^{(Y)}$	۳
						$\{j > 2,$ $X_{j:j+1} >$ $1\} = \{7\}$	$\{j > 1,$ $X_{j:j+1} >$ $X_{1:2} =$ $\{2, \dots, 7\}$	$\{j > L_n^{(Y)},$ $X_{j:j+1} >$ $X_{L_n^{(Y)}:L_n^{(Y)+1}}$ $\}$	۴
					$X_{7:8} = 3$	$X_{7:2} = 1$	$X_{1:2} = 0$	$S_n^{(Y)} =$ $X_{L_n^{(Y)}:L_n^{(Y)+1}}$	۵
				۸	۶	۳	۲	$T_n^{(Y)}$	۶
					$\{j > 6,$ $X_j > 1\}$ $= \{8\}$	$\{j > 3,$ $X_j > 1\}$ $= \{6, 8\}$	$\{j > 2,$ $X_j > 0\}$ $= \{3, 4,$ $6, 8\}$	$\{j > T_n^{(Y)},$ $X_j >$ $X_{T_n^{(Y)}-1:T_n^{(Y)}}\}$	۷
				$X_{7:8} = 3$	$X_{6:6} = 1$	$X_{7:2} = 1$	$X_{1:2} = 0$	$R_n^{(Y)} =$ $X_{T_n^{(Y)}-1:T_n^{(Y)}}$	۸
			۸	۶	۴	۳	۲	$U_n^{(Y)}$	۹
				$\{8\}$	$\{6, 8\}$	$\{4, 6, 8\}$	$\{3, 4, 5, 6, 7, 8\}$	$R_n^{(Y)} = \{j >$ $U_n^{(Y)}, X_j \geq$ $X_{U_n^{(Y)}-1:U_n^{(Y)}}\}$	۱۰
			$X_{7:8} = 3$	$X_{6:6} = 1$	$X_{7:2} = 1$	$X_{7:2} = 1$	$X_{1:2} = 0$	$W_n^{(Y)} =$ $X_{U_n^{(Y)}-1:U_n^{(Y)}}$	۱۱
$\{j \leq 8,$ $3 \leq X_j\}$	$\{j \leq 7,$ $0 \leq X_j\}$	$\{j \leq 6,$ $4 \leq X_j\}$	$\{j \leq 5,$ $0 \leq X_j\}$	$\{j \leq 4,$ $1 \leq X_j\}$	$\{j \leq 3,$ $1 \leq X_j\}$	$\{j \leq 2,$ $, X_1 \leq X_1\}$	$\{j \leq 1$ $1 \leq X_j\}$	$\{j \leq n,$ $X_n \leq X_j\}$	۱۲
$\{X_6, X_8\}$	$\{X_1, \dots,$ $, X_7\}$	$\{X_6\}$	$\{X_1, \dots,$ $, X_5\}$	$\{X_7, \dots,$ $, X_4\}$	$\{X_7, X_3\}$	$\{X_7\}$	$\{X_1\}$	$\{X_j \geq X_n\}$	۱۳
۲	۷	۱	۵	۳	۲	۱	۱	ρ_n	۱۴
						$X_8 = 3$	$X_7 = 1$	$V_n^{(Y)}$	۱۵

جدول ۴: مقایسه رفتار رکوردها و ۲- رکوردها

...	۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	n
...	۳.۵	۳	۲	۱	۰	$R_n^{(1)}$
...	۳	۲.۷	۲.۶	۲.۵	۲	۱.۷	۱.۶	۱.۵	۱	۰	$R_n^{(Y)}$

جدول ۵: مقایسه‌ای بین ۲- رکوردها

$R_{\uparrow}^{(2)}$	$R_{\uparrow}^{(1)}$	$R_{\downarrow}^{(2)}$	$X(4)$	$X(3)$	$X(2)$	$X(1)$	$R_{\uparrow}^{(2)}$	$R_{\uparrow}^{(1)}$	$R_{\downarrow}^{(2)}$	$X(4)$	$X(3)$	$X(2)$	$X(1)$
-	۳	۲	۴	۲	۱	۳	۳	۲	۱	۴	۳	۲	۱
-	-	۱	۲	۴	۱	۳	۴	۲	۱	۳	۴	۲	۱
-	۱	۲	۴	۱	۲	۳	۲	۳	۱	۴	۲	۳	۱
-	۱	۲	۱	۴	۲	۳	-	۲	۱	۲	۴	۳	۱
-	-	۱	۲	۱	۴	۳	۴	۳	۱	۳	۲	۴	۱
-	-	۱	۱	۲	۴	۳	-	۳	۱	۲	۳	۴	۱
۴	۴	۱	۳	۲	۱	۴	۳	۱	۲	۴	۳	۱	۲
-	۳	۱	۲	۳	۱	۴	۴	۱	۲	۳	۴	۱	۲
۴	۴	۲	۳	۱	۲	۴	-	۲	۱	۴	۱	۳	۲
-	۳	۲	۱	۳	۲	۴	-	۳	۲	۱	۴	۳	۲
-	-	۲	۲	۱	۳	۴	-	۴	۱	۳	۱	۴	۲
-	-	۲	۱	۲	۳	۴	-	۳	۱	۱	۳	۴	۲

مراجع

- [۱]. آپوستل، تام م، ۱۳۶۹، آنالیز ریاضی، مترجم، علی اکبر عالم زاده، موسسه انتشارات علمی دانشگاه صنعتی شریف.
- [2] Ahmadi, J.; Razmkhah, M. and Balakrishnan, N. (2009). Current k-records and their use in distribution-free confidence intervals, *Stat. and Prob. Lett.*, **79**, 29-37.
- [3] Arnold, B.C.; Balakrishnan, N. and Nagaraja, H.N. (1998). *Records*. John Wiley Sons, New York.
- [4] Dembinska, A. and Lopez-Blazquez, F. (2005). kth records from discrete distributions, *Stat. and Prob. Lett.*, **71**, 203–214.
- [5] Dziubdziela, W. and Kopocinsky, B. (1976(a)). *Limit theorems for linear combinations of order statistics*, Lectures Notes in Math., Vol. 550, Springer-Verlag, PP. 63-79.
- [6] Dziubdziela, W. and Kopocinsky, B. (1976(b)). Limiting properties of the k-th record values, *Zastos. Mat.* **15**, 187–190.
- [7] Gut, A. (2005). *Probability: A Graduate Course*. Springer texts in Statistics.
- [8] Hofmann, G. and Balakrishnan, N. (2004). *Fisher Information in k-Records*, The Institute of Statistical Mathematics, Vol. 56, No. 2, 383-396.
- [9] Kamps, U. (1995). *A Concept of Generalize Order Statistics*. B.G. Teubner Stuttgart.

- [10] Korolov, L. B. and Sinai, Y G. (2007). *Theory of Probability and Random Processes*. Springer-Verlag, New York Inc.
- [11] Nagaraga, H.N. (1988). Record values and related Statistics: A review. *Comm. Stat. Theory Meth.* **17**, 2223-2238
- [12] Nevzorov, v.B. (2001). *Records: Mathematical Theory*. American Mathematical Society.
- [13] Renyi, A., (1962). *On the extreme elements of observation, Mat III*. Oszt.Kostl.
- [14] Resnick, S. I., (1999). *A Probability Path*. Birkhauser, Boston.