



دانشگاه علامه طباطبائی
دانشکده‌ی اقتصاد
گروه آمار، ریاضی و کامپیوتر
پایان‌نامه برای دریافت درجه‌ی کارشناسی ارشد آمار ریاضی

عنوان

نزدیکی پیتمن آماره‌های ترتیبی و مقدارهای رکوردی به چندک‌های جامعه

پژوهشگر

بهمن تارویردی‌زاده

استاد راهنما

دکتر نادر نعمت‌الهی

استاد مشاور

دکتر فرزاد اسکندری

شهریور ۱۳۹۰

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

کلیه‌ی حقوق مادی و معنوی اعم از چاپ و تکثیر، نسخه‌برداری، ترجمه، اقتباس و ... از این پایان‌نامه

برای دانشگاه علامه طباطبائی محفوظ است. نقل مطالب با ذکر منبع مانعی ندارد.

تأیید پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد توسط دانشجو

عنوان پایان‌نامه: نزدیکی پیتمن آماره‌های ترتیبی و مقدارهای رکوردی به چندک‌های جامعه

نام دانشجو: بهمن تارویردی‌زاده

شماره‌ی دانشجویی: ۸۸۱۲۵۱۲۸۱۰۴

استاد راهنما: دکتر نادر نعمت‌الهی

این جانب بهمن تارویردی‌زاده دانشجوی کارشناسی ارشد رشته‌ی آمار ریاضی دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی گواهی می‌نمایم پژوهش‌های ارائه شده در پایان‌نامه با عنوان مذکور توسط شخص این جانب انجام شده است و درستی مطالب نگارش یافته مورد تأیید می‌باشد. همچنین گواهی می‌نمایم مطالب مندرج در پایان‌نامه تاکنون برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی توسط این جانب یا فرد دیگری در هیچ کجا ارائه نشده است و در نگارش متن پایان‌نامه شیوه‌ی نگارش مصوب دانشکده‌ی اقتصاد را به‌طور کامل رعایت نموده‌ام. چنان‌چه در هر زمان خلاف آنچه گواهی نموده‌ام مشاهده گردد خود را از آثار حقیقی و حقوقی ناشی از دریافت مدرک کارشناسی ارشد محروم می‌دانم و هیچ‌گونه ادعایی نخواهم داشت.

امضا دانشجو:

تاریخ:

اداسه

تقديم به همي آن بايي كه

حقشان بر كردنم است

سپاس‌گزاری

سپاس‌گزار را که هر توفیقی در گرو عنایت اوست. اکنون که با یاری او توانسته‌ام تلاشی هر چند ناچیز را در راه کسب دانش به انجام رسانم، بر خود لازم می‌دانم از استاد راهنمای بزرگووارم، جناب آقای دکتر نادر نعمت‌الهی، که به پایان رساندن این تحقیق جز با راهنمایی‌های پدران و هدایت‌های بی‌دریغ ایشان میسر نبود، قدردانی نمایم.

از استاد مشاورم جناب آقای دکتر فرزاد اسکندری که تذکراتشان باعث غنای پایان‌نامه شد، تشکر می‌نمایم. همچنین از جناب آقای دکتر خلیل شفیعی و جناب آقای دکتر حمیدرضا نواب‌پور که زحمت داوری این اثر را به عهده داشتند سپاس‌گزارم.

در پایان، از خانواده‌ام، به‌ویژه مادرم که با حمایت‌های خویش، همواره مرا پشتیبانی کرده‌اند نهایت سپاس و قدرشناسی را دارم.

امیدوارم بتوانم از عهده ادای حق این عزیزان برآیم.

شهریور ۹۰

فهرست مطالب

ب	فهرست مطالب
ث	فهرست جدول‌ها
ج	فهرست شکل‌ها
ح	نمادها و علائم اختصاری
۱	۱ کلیات
۱	۱.۱ مقدمه
۴	۲.۱ مفاهیم و واژه‌های اساسی
۴	۱.۲.۱ آماره‌های ترتیبی
۵	۲.۲.۱ رکوردها و خواص آن‌ها
۶	۳.۱ مرور نوشتگان
۷	۴.۱ هدف پژوهش
۸	۵.۱ چشم انداز فصل‌های آینده
۱۰	۲ نزدیکی پیتمن میانه‌ی نمونه به میانه‌ی جامعه
۱۰	۱.۲ مقدمه
۱۲	۲.۲ نتیجه‌های کلی
۱۷	۳.۲ نتیجه‌ها برای اندازه‌ی نمونه‌ی فرد در توزیع‌های متقارن

۲۲	نتیجه‌ها برای اندازه‌ی نمونه‌ی زوج در توزیع‌های متقارن	۴.۲
۲۹	مطالعه‌ی شبیه‌سازی	۵.۲
۲۹	نتیجه‌گیری	۶.۲
۳۱	۳ نزدیکی پیتمن آماره‌های ترتیبی به چندک‌های جامعه	
۳۱	مقدمه	۱.۳
۳۳	نتیجه‌های کلی	۲.۳
۳۹	نتیجه‌ها برای توزیع یکنواخت	۳.۳
۴۷	نتیجه‌ها برای توزیع نمایی	۴.۳
۵۳	نتیجه‌ها برای توزیع تابع توان	۵.۳
۵۷	مطالعه‌ی شبیه‌سازی	۶.۳
۵۷	نتیجه‌گیری	۷.۳
۶۲	۴ نزدیکی پیتمن مقدارهای رکوردی به چندک‌های جامعه	
۶۲	مقدمه	۱.۴
۶۳	نتیجه‌ها برای رکوردهای بالایی	۲.۴
۶۹	نتیجه‌ها برای میانه بر اساس رکوردهای بالایی	۳.۴
۷۲	نتیجه‌ها برای توزیع یکنواخت روی بازه‌ی $(-1, 1)$	۴.۴
۷۴	نتیجه‌ها برای توزیع نمایی	۵.۴
۷۶	مطالعه‌ی شبیه‌سازی	۶.۴
۷۸	نتیجه‌گیری	۷.۴
۸۰	۵ نزدیکی پیتمن رکوردهای جاری به چندک‌های جامعه	
۸۰	مقدمه	۱.۵
۸۲	نتیجه‌های کلی	۲.۵
۸۴	خاصیت متقارن بودن	۳.۵

۴.۵	نتیجه‌ها برای میان‌های جامعه	۸۵
۵.۵	نتیجه‌ها برای توزیع یکنواخت روی بازه $(-1, 1)$	۸۶
۶.۵	نتیجه‌ها برای توزیع نمایی	۸۹
۷.۵	مطالعه‌ی شبیه‌سازی	۹۰
۸.۵	نتیجه‌گیری	۹۲
۶	نزدیکی پیتمن k -رکوردها به چندک‌های جامعه	۹۳
۱.۶	مقدمه	۹۳
۲.۶	نزدیکی پیتمن k -رکوردهای بالایی	۹۵
۳.۶	نتیجه‌ها برای میان‌ها بر اساس k -رکوردهای بالایی	۹۸
۴.۶	نتیجه‌ها برای توزیع یکنواخت روی بازه $(-1, 1)$	۱۰۱
۵.۶	نتیجه‌ها برای توزیع نمایی	۱۰۵
۶.۶	مطالعه‌ی شبیه‌سازی	۱۰۷
۷.۶	نتیجه‌گیری	۱۰۹
	مرجع‌ها	۱۱۲
	واژه‌نامه‌ی فارسی به انگلیسی	۱۱۶

فهرست جدول‌ها

۲۲	مقدارهای احتمال نزدیکی $\pi_{T^{m+1}, 16}$ برای هر $m+1 < \ell \leq n$ و فرد n	۱.۲
۲۸	مقدارهای احتمال نزدیکی $\pi_{T^{m+2}, 16}$ برای هر $m+2 \leq \ell \leq n$ و زوج n	۲.۲
	برآورد احتمال نزدیکی $\pi_{T^{m+2}, 16}$ برای هر $m+2 \leq \ell \leq n$ در توزیع $Gamma(4, 2)$	۳.۲
۳۰	با n زوج	
	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع یکنواخت با $n=10$ و $p=0/1, 0/25, 0/75, 0/9$	۱.۳
۴۴		
	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع یکنواخت با $n=15$ و $p=0/1, 0/25, 0/75, 0/9$	۲.۳
۴۵		
۴۷	آماره‌های ترتیبی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع یکنواخت	۳.۳
۵۱	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع نمایی با $n=10$ و $p=0/1, 0/25, 0/75, 0/9$	۴.۳
۵۲	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع نمایی با $n=15$ و $p=0/1, 0/25, 0/75, 0/9$	۵.۳
۵۳	آماره‌های ترتیبی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع نمایی	۶.۳
۵۶	آماره‌های ترتیبی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع تابع توان	۷.۳
	برآورد احتمال نزدیکی برای توزیع $Gamma(4, 2)$ با $n=10$ و برخی مقدارهای انتخابی	۸.۳
۵۹	p	
	برآورد احتمال نزدیکی برای توزیع $Gamma(4, 2)$ با $n=15$ و برخی مقدارهای انتخابی	۹.۳
۶۰	p	
۶۱	آماره‌های ترتیبی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع $Gamma(4, 2)$	۱۰.۳

۷۱	مقدارهای $\pi_U(0, j, 0/5)$ برای $j = 1, \dots, 10$	۱.۴
۷۴	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع یکنواخت و برخی مقدارهای انتخابی p	۲.۴
۷۷	مقدارهای احتمال نزدیکی برای توزیع نمایی و برخی مقدارهای انتخابی p	۳.۴
۷۸	مقدارهای برآورد احتمال نزدیکی برای توزیع $\text{Gamma}(4, 2)$ و برخی مقدارهای انتخابی p	۴.۴
۸۸	مقدارهای $\pi(i; p)$ برای توزیع یکنواخت روی بازه $(-1, 1)$ و برخی مقدارهای انتخابی p	۱.۵
۹۰	مقدارهای $\pi(i; p)$ برای توزیع نمایی استاندارد و برخی مقدارهای انتخابی p	۲.۵
۹۱	برآورد مقدارهای $\pi(i; p)$ برای توزیع $\text{Gamma}(4, 2)$ و برخی مقدارهای انتخابی p	۳.۵
۱۰۱	مقدارهای $\pi_U(i., j; k, 0/5)$ برای $k = 1, \dots, 8$ و $j = i. + 1, \dots, 8$	۱.۶
۱۰۴	مقدارهای $\pi_U(i, j; k, p)$ برای توزیع یکنواخت و مقدارهای انتخابی i, j, k و p	۲.۶
۱۰۵	k -رکوردهای بالایی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع یکنواخت	۳.۶
۱۰۸	مقدارهای $\pi_U(i, j; k, p)$ برای توزیع نمایی و مقدارهای انتخابی i, j, k و p	۴.۶
۱۰۹	k -رکوردهای بالایی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع نمایی	۵.۶
	برآورد مقدارهای $\pi_U(i, j; k, p)$ برای توزیع $\text{Gamma}(4, 2)$ و مقدارهای انتخابی i, j, k	۶.۶
۱۱۰	p و k	
۱۱۱	k -رکوردهای بالایی پیتمن نزدیک‌ترین به چندک p ام از توزیع $\text{Gamma}(4, 2)$	۷.۶

فهرست شکل‌ها

۱۹	ناحیه‌ی انتگرال‌گیری	۱.۲
۲۶	ناحیه‌ی انتگرال‌گیری	۲.۲
۳۶	ناحیه‌ی انتگرال‌گیری	۱.۳

نمادها و علائم اختصاری

نماد	تعریف
$F(\cdot)$	تابع توزیع تجمعی
$\bar{F}(\cdot)$	تابع بقا
$f(\cdot)$	تابع چگالی احتمال
$B(\cdot, \cdot)$	تابع بتا
$\Gamma(\cdot)$	تابع گاما
$M(\cdot)$	میانهای توزیع
ξ_p	چندک p ام
\underline{d}	هم توزیعی

چکیده

در بیش‌تر مطالعه‌های آماری، برآورد پارامتر مجهول جامعه به کمک یک نمونه‌ی تصادفی از جامعه، هدف اصلی است. از آن‌جا که برآوردهای زیادی را می‌توان برای یک پارامتر از جامعه ارائه داد، لذا باید معیاری وجود داشته باشد که در میان این برآوردها مناسب‌ترین آن‌ها را انتخاب کند. یکی از این معیارها، معیار نزدیکی پیتمن است که برای مقایسه‌ی دو برآوردها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

هدف اصلی این پایان‌نامه، به دست آوردن بهترین برآوردها برای چندک جامعه بر اساس آماره‌های ترتیبی و مقدارهای رکوردی است و معیار انتخاب این برآوردها، معیار نزدیکی پیتمن است. بر همین اساس، در فصل دوم به دنبال یافتن نزدیک‌ترین آماره‌ی ترتیبی به میانه‌ی جامعه خواهیم بود. نشان می‌دهیم میانه‌ی نمونه برآوردها پیتمن نزدیک‌ترین به میانه‌ی جامعه تحت شرایط معینی است. در فصل سوم در حالت کلی برآوردها پیتمن نزدیک‌ترین به چندک خاصی از جامعه را بر اساس آماره‌های ترتیبی جستجو می‌کنیم.

در فصل‌های چهارم تا ششم به دنبال یافتن برآوردها پیتمن نزدیک‌ترین به چندک خاصی از جامعه در خانواده‌ی مکان مقیاس از توزیع‌ها، به ترتیب بر اساس مقدار رکوردهای بالایی، رکوردهای جاری و k -رکوردها خواهیم بود.

واژگان کلیدی. آماره‌های ترتیبی؛ برآوردها پیتمن نزدیک‌تر؛ برآوردها پیتمن نزدیک‌ترین؛ چندک؛ خانواده‌ی مکان مقیاس؛ رکوردهای جاری؛ مقدارهای رکوردی؛ نزدیکی پیتمن؛ k -رکوردها

فصل ۱

کلیات

۱.۱ مقدمه

یکی از پارامترهای جامعه که اهمیت زیادی در علوم مختلف دارد، چندک جامعه است. برآورد چندک‌ها در زمینه‌های گوناگونی چون اقتصاد، قابلیت اعتماد و آزمایش‌های طول عمر، آزمایش‌های مربوط به مرگ و میر، علوم بیولوژیکی، فرسودگی مواد و اجزای یک ماشین، منابع معدنی، داده‌های رادیو متریک هوایی، عملیات شاتل فضایی و آزمایش‌های بالینی چشم پزشکی کاربرد دارند. لذا این موضوع حائز اهمیت است که بتوانیم یک برآوردگر مناسب برای چندک‌ها به دست آوریم.

چندک p ام جامعه‌ای با تابع توزیع F که با ξ_p نشان داده می‌شود، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\xi_p = \inf \{x : F(x) \geq p\}$$

زمانی که برای یک مسئله آماری، چند برآوردگر متفاوت در اختیار داریم، یافتن بهترین برآوردگر دارای اهمیت بوده و مسلم است که قضاوت ما باید براساس معیارهای معقول باشد. در روش‌های آمار کلاسیک پارامتری،

فرض می‌شود جامعه مورد نظر دارای یک تابع احتمال یا چگالی احتمال $f_{\theta}(\cdot)$ است که به پارامتر مجهول θ وابسته است و θ را کمیته ثابت در نظر می‌گیرند. سپس براساس یک نمونه تصادفی X_1, X_2, \dots, X_n از این جامعه، برآوردهاگر $\delta(\mathbf{X}) = \delta(X_1, \dots, X_n)$ را چنان تعیین می‌کنند که تا حد ممکن به پارامتر مجهول θ نزدیک باشد. معمولاً میزان این نزدیکی را با تابع زیان $L(\theta, \delta(\mathbf{X}))$ اندازه‌گیری می‌کنند که نه تنها به پارامتر مجهول θ بستگی دارد بلکه به نمونه تصادفی $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ نیز بستگی دارد. بنابراین $L(\theta, \delta(\mathbf{X}))$ نیز متغیری تصادفی است. امید ریاضی تابع زیان یعنی $R(\theta, \delta) = E(L(\theta, \delta(\mathbf{X})))$ را تابع مخاطره گویند. برآوردهای مختلف را براساس تابع مخاطره آن‌ها با یکدیگر مقایسه می‌کنند. برآوردهای مطلوب است که بتواند تا حد ممکن تابع مخاطره را به ازای تمامی مقادیر ممکن پارامتر θ مینیمم کند.

اما برای یافتن بهترین برآوردها برای چندک‌های جامعه، معیارهای دیگری غیر از معیار مخاطره نیز وجود دارند. از جمله این معیارها، معیار نزدیکی پیتمن (PMC^1) است که برای مقایسه دو به دوی برآوردها معرفی شده است. معیار نزدیکی پیتمن دارای سابقه‌ای بیش از نیم قرن است و به سبب ناآشنایی با ویژگی‌های آن کمتر مورد استفاده قرار گرفته است. مسائلی از قبیل عدم اتکا به وجود گشتاورها، برخلاف میانگین توان دوم خطا (MSE^2)، تعبیر ساده و بدیهی که در این معیار نهفته است و وجود مواردی که در آنها معیارهای دیگر قابل استفاده نیستند، باعث شده‌اند که این معیار اهمیت خاصی پیدا کند. یکی دیگر از ویژگی‌های معیار نزدیکی پیتمن این است که به توزیع توأم برآوردهای رقیب می‌پردازد در حالی که برخی از معیارها مانند معیار MSE توزیع حاشیه‌ای برآوردها را ملاک عمل قرار می‌دهد. به‌عنوان مثال رکوردهایی را در نظر بگیرید که دوندگان یک مسابقه دو بر جا می‌گذارند، هر چند داشتن نتیجه‌های حاشیه‌ای برای هر دونده در مسابقه‌های انفرادی مفید است اما بیشتر علاقه‌مندیم بدانیم دوندگان در رقابت‌های شانه به شانه (رقابت‌های توأم)، که انرژی بیشتری را صرف می‌کنند، چه رکوردی از خود به جا می‌گذارند. این برآورد محتاج داشتن توزیع توأم زمان‌هایی است که توسط دوندگان به دست آمده است که در حالت کلی ممکن است از هم مستقل نباشند (نعمت‌اللهی، ۱۳۷۵). در ادامه تعریف‌هایی در مورد معیار نزدیکی پیتمن ارائه می‌دهیم.

تعریف ۱.۱.۱. (معیار نزدیکی پیتمن) اگر T_1 و T_2 دو برآوردهاگر برای پارامتر θ باشند، آن‌گاه معیار نزدیکی

¹ Pitman's Measure of Closeness

² Mean Square Error

پیتمن T_1 نسبت به T_2 به ازای هر $\theta \in \Omega$ برابر است با :

$$PMC(T_1, T_2 | \theta) = Pr(|T_1 - \theta| < |T_2 - \theta|)$$

□

معیار نزدیکی پیتمن فراوانی این که برآوردگر T_1 نسبت به برآوردگر T_2 به مقدار واقعی پارامتر θ نزدیکتر است را تعیین می کند.

تعریف ۲.۱.۱. (برآوردگر پیتمن نزدیکتر) اگر T_1 و T_2 دو برآوردگر برای پارامتر θ باشند، T_1 برآوردگر پیتمن نزدیکتر نسبت به T_2 است اگر برای هر $\theta \in \Omega$

$$PMC(T_1, T_2 | \theta) \geq PMC(T_2, T_1 | \theta) \quad (1.1.1)$$

با نامساوی اکید برای حداقل یک $\theta \in \Omega$. □

چون

$$PMC(T_1, T_2 | \theta) = 1 - PMC(T_2, T_1 | \theta)$$

لذا شرط (۱.۱.۱) برای هر $\theta \in \Omega$ به صورت زیر نوشته می شود

$$PMC(T_1, T_2 | \theta) \geq \frac{1}{2}$$

با نامساوی اکید برای حداقل یک $\theta \in \Omega$. □

تعریف ۳.۱.۱. (برآوردگر پیتمن نزدیکترین) فرض کنید Λ یک کلاس غیرتهی از برآوردگرها برای پارامتر θ باشد. در این صورت T^* برآوردگر پیتمن نزدیکترین در میان همه برآوردگرهای موجود در Λ است هرگاه برای هر $T \in \Lambda$ که $T \neq T^*$ و به ازای هر $\theta \in \Omega$ داشته باشیم

$$PMC(T^*, T | \theta) \geq \frac{1}{2}$$

با نامساوی اکید برای حداقل یک $\theta \in \Omega$.

در این تحقیق سعی می‌کنیم با استفاده از معیار نزدیکی پیتمن براورد چندک‌های جامعه را براساس آماره‌های ترتیبی و آماره‌های رکوردی در یک خانواده‌ی مکان-مقیاس از توزیع‌ها مورد مطالعه قرار دهیم.

۲.۱ مفاهیم و واژه‌های اساسی

در این قسمت برخی از مفاهیم پایه‌ای به کار رفته در پایان‌نامه معرفی می‌شوند.

۱.۲.۱ آماره‌های ترتیبی

در این بخش مفاهیم اولیه‌ی آماره‌های ترتیبی ارائه می‌شود. برای مشاهده‌ی برهان روابط به دیوید و ناگاراچا (۲۰۰۳) و آرنولد و همکاران (۲۰۰۸) مراجعه شود. فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n متغیر تصادفی از جامعه‌ای با تابع توزیع تجمعی بطور مطلق پیوسته‌ی $F(x)$ و تابع چگالی احتمال پیوسته‌ی $f(x)$ باشند. آماره‌های ترتیبی متناظر با این متغیرهای تصادفی عبارتند از X_i هایی که به ترتیب صعودی مرتب شده‌اند. کوچک‌ترین X_i ها را با $X_{1:n}$ ، مشاهده‌ی کوچکتر بعدی را با نماد $X_{2:n}$ ، ...، و در نهایت بزرگ‌ترین مشاهده را با نماد $X_{n:n}$ نشان می‌دهیم. از این رو داریم $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$.

آماره‌های ترتیبی کاربرد فراوانی در زمینه‌های مختلف علوم دارند. بررسی استحکام مواد، کنترل کیفیت، قابلیت اعتماد، کشف مشاهده‌ی دور افتاده، نمونه‌گیری سانسور شده، براورد وضعیت توان‌مند و ... از جمله مواردی هستند که آماره‌های ترتیبی در آن‌ها نقش اساسی ایفا می‌کند.

تابع چگالی توأم $X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n}$ به صورت زیر به دست می‌آید

$$f_{1,2,\dots,n:n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = n! \prod_{r=1}^n f(x_r), \quad -\infty < x_1 < x_2 < \dots < x_n < \infty$$

تابع چگالی حاشیه‌ای i -امین آماره ترتیبی $X_{i:n}$ ، برای هر $1 \leq i \leq n$ برابر است با:

$$f_{i:n}(x) = \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} f(x) F(x)^{i-1} \bar{F}(x)^{n-i}, \quad -\infty < x < \infty \quad (1.2.1)$$

که در آن $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$ تابع بقا نامیده می‌شود.

همچنین تابع چگالی توأم $(X_{i:n}, X_{j:n})$ برای هر $1 \leq i < j \leq n$ به صورت زیر به دست می آید

$$f_{i,j:n}(x,y) = \frac{n!}{(i-1)!(j-i-1)!(n-j)!} f(x)f(y) \\ \times F(x)^{i-1} (F(y) - F(x))^{j-i-1} \bar{F}(y)^{n-j}, \quad -\infty < x < y < \infty \quad (2.2.1)$$

۲.۲.۱ رکوردها و خواص آنها

زمانی که با مشاهده‌های متوالی سر و کار داریم، مشاهده‌هایی که از مقدارهای قبلی خود بیشتر یا کمتر می‌باشند، مورد توجه قرار می‌گیرند که این مقدارها را مقدارهای رکوردی می‌نامیم. برای مثال ممکن است به روزها یا هفته‌هایی که میزان بارندگی بیش از گذشته است علاقه‌مند باشیم و یا ممکن است طراح یک سازه بخواهد بداند که در طول عمر مفید سازه مورد طراحی وی، احتمال وقوع زلزله‌ای بزرگتر از آنچه در گذشته اتفاق افتاده چقدر است. همچنین ممکن است مایل به تعیین کمترین فشاری باشیم که سبب تخریب قطعه‌های چوبی مورد استفاده در تولید محصولی می‌شوند. کافیسیت اولین قطعه را تحت فشار قرار دهیم تا تخریب شود، این میزان فشار را به عنوان X_1 ثبت می‌کنیم، سپس قطعه‌های بعدی را در نظر می‌گیریم و X_m را میزان فشار مورد نیاز برای تخریب قطعه m نامیده و آن را در صورتی ثبت می‌کنیم که

$$X_m < \min \{X_1, \dots, X_{m-1}\}.$$

بنابر این در صورتی فشار مورد نیاز برای تخریب قطعه‌ای را ثبت خواهیم کرد که کمترین مقدار در میان مقدارهای ثبت شده قبل از خود را داشته باشد. این مقدارها را مقدارهای رکوردی گویند. واضح است که در این آزمایش قطعه‌های کمتری تخریب شده‌اند و فقط قطعه‌هایی مورد تخریب قرار گرفته‌اند که میزان فشار برای تخریب آن‌ها از قطعه‌های قبلی کمتر بوده است. از طرفی موارد زیادی وجود دارند که داده‌های اولیه در دسترس نیستند و ما فقط به داده‌های رکوردی دسترسی داریم. همچنین در بسیاری موارد مشاهده‌ها فقط در صورتی ثبت می‌شوند که یک رکورد باشند، مانند داده‌های مسابقه‌های ورزشی، هواشناسی، ژئوفیزیک، زلزله‌نگاری و غیره. بنابر این این موضوع حائز اهمیت است که بتوان با استفاده از رکوردها، تحلیل و استنباط آماری درباره‌ی جامعه اصلی انجام داد.

فرض کنید $\{X_i, i \geq 1\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع با تابع توزیع تجمعی $F(x)$

و تابع چگالی احتمال پیوسته $f(x)$ باشد. مشاهده X_j مقدار رکورد بالایی نامیده می‌شود هرگاه مقدارش از همه مشاهده‌های قبلی بیشتر باشد، به عبارت دیگر X_j یک رکورد بالاست اگر برای هر $i < j$ ، $X_j > X_i$ باشد. همچنین X_j مقدار رکورد پایینی نامیده می‌شود هر گاه برای هر $i < j$ ، $X_j < X_i$ باشد. طبق قرارداد، فرض می‌کنیم صفرامین رکورد بالایی و پایینی به صورت $X_1 \equiv L_0 \equiv U_0$ و برای هر $n \geq 1$ مقدار n امین رکورد بالایی و پایینی به ترتیب با U_n و L_n نمایش داده شوند.

تابع چگالی احتمال حاشیه‌ای n امین رکورد بالایی U_n ، برای هر $n \geq 0$ به صورت زیر است

$$f_{U_n}(x) = \frac{(-\log \bar{F}(x))^n}{n!} f(x) \quad (3.2.1)$$

همچنین تابع چگالی احتمال توأم U_i و U_j برای هر $0 \leq i < j$ به صورت زیر به دست می‌آید

$$f_{U_i, U_j}(x, y) = \frac{(-\log \bar{F}(x))^i (-\log \bar{F}(y) + \log \bar{F}(x))^{j-i-1}}{i! (j-i-1)!} \frac{f(x)}{\bar{F}(x)} f(y), \quad x < y \quad (4.2.1)$$

برای مشاهده‌ی مطالب بیشتر و برهان روابط می‌توانید به آرنولد و همکاران (۱۹۹۸) مراجعه کنید.

۳.۱ مرور نوشتگان

معیار نزدیکی پیتمن برای اولین بار در سال (۱۹۳۷) توسط پیتمن معرفی شد که بر اساس کمتر بودن زیان، برآوردها را در مقایسه با دیگر برآوردها ارائه می‌کند. بعدها افرادی چون لی (۱۹۸۷)، کیتینگ و گوپتا (۱۹۸۴) و راثو و همکاران (۱۹۸۶) ویژگی‌های معیار نزدیکی پیتمن را مورد مطالعه قرار دادند. مطالعه‌های انجام شده در مورد آماره‌های ترتیبی از ابتدای آن تا اوایل سال ۱۹۶۰، در کتابی توسط سارحان و گرین‌برگ (۱۹۶۲) منتشر شد که به علت داشتن جدول‌های فراوان در آن حتی تا امروز سودمندی خود را حفظ کرده است. بررسی جامع و استادانه‌ی دیوید (۱۹۸۱) یک نقطه‌ی شروع شگفت‌انگیز است که در آثار مربوط به گالامبوس (۱۹۷۸)، هارتر (۱۹۷۰)، بارنت و لويس (۱۹۸۴)، کاستیلو (۱۹۸۸)، و بالاکریشنن و کوهن (۱۹۹۱) شرح داده شده‌اند.

توجه به مقادیر رکوردها نیز به‌طور جدی از ۵۰ سال پیش شروع شده است، یعنی زمانی که «چاندلر» اولین بار در سال ۱۹۵۲ آماره‌های رکوردی را فرمول‌بندی کرد. گلیک (۱۹۷۸) به‌طور جامع رکوردها را