عنوان اصلی مقاله

نام و نام خانوادگی نویسنده[1]، نام و نام خانوادگی نویسنده[2]

[1] **محل کار یا تحصیل نویسنده اول**

[2] **محل کار یا تحصیل نویسنده دوم**

چکیده : توزیع از توزیع‌های مهم آماری اند که کاربرد بسیاری در مدل‌بندی انواع محتلف داده‌ها به‌خصوص در آنالیز بقا و قابلیت اعتماد دارند. در این مقاله با استفاده از این دو توزیع مهم، توزیع را معرفی می کنیم. خواص و رفتارهای این توزیع را بررسی نموده و جهت بررسی کاربرد توزیع، آن را به داده‌های واقعی برگرفته از سایت هواشناسی کشور برازش می‌دهیم.

واژه‌های کلیدی : ت وزیع وایبل،توزیع نمایی، خانواده‌ی توزیع T-X.

۱ مقدمه

گاهی برازش یک توزیع به یک سری داده، برای اختلال در نظم مقاله با نتایج ضعیفی روبرو می‌شود. برای حل این مشکل آمارادانان همواره کوشیده‌اند که با تعمیم توزیع‌ها، توزیع بهتری را به داده‌ها برازش دهند. در این راستا، کلاس‌های تعمیم‌یافته‌ی زیادی از توزیع‌ها برای توصیف پدیده‌های مختلف بررسی شده‌است.
انواع تعمیم یافته‌ی از توزیع نمایی توسط خان و جین (۱۹۷۸)، گوپتا و کوندو(۱۹۹۹) و گوپتا و کوندو(۲۰۰۱) به‌دست آمد که در موارد خاص توزیع نمایی را دربر گرفته و در مواردی توزیع‌های مختلفی را به‌دست می داد.
در مورد توزیع گاما تعمیم‌های مختلفی توسط آموروسو(۱۹۲۱۵)، استیسی (۱۹۶۲۱) و آگاروال و الصالح (۲۰۰۱۲۳) حاصل شده است.

آدرس الکترونیک مسئول مقاله: نام نویسنده، example@modares.ac.ir

کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): /////

همچنین به ترتیب در مورد توزیع‌های پارتو، نرمال و وایبل تعمیم‌هایی توسط پیسکاندس (۱۹۷۵)، باکس و تایو(۱۹۶۲) و مودهولکار و همکاران (۱۹۹۵) معرفی شدند.
در سال ۲۰۰۲، اگن و همکاران تابع توزیع تجمعی تعمیم یافته‌ی بتا—X را معرفی نمودند که پس از آن اگن و همکاران(۲۰۰۲) و ناداراجا و کتز به معرفی و بررسی توزیع بتا—نرمال پرداختند. همچنین ناداراجا و کتز(۲۰۱۰۵) و اکینست و همکاران(۲۰۰۱۸) به‌ترتیب توزیع‌های بتا—نمایی و بتا—پارتو را معرفی و کنکاش نمودند.
در سال ۲۰۱۲۴، آلزاتره به همراه لی و فاموی روش جدیدی را به شرح زیر برای تعمیم خانواده‌ی بتا—X معرفی نمودند. فرض کنید که X یک متغیر تصادفی با تابع چگالی $f(x)$ و تابع توزیع $F(x)$ باشد. همچنین فرض کنید که T یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع چگالی $r(t)$ و تعریف شده روی $[a,b]$ باشد. تابع توزیع تجمعی یک خانواده جدید از توزیع‌ها عبارت است از

$$G(x) = \int_a^{W(F(x))} r(t)dt \tag{1}$$

که تابع $W(F(x))$ در شرایط زیر صدق می‌کند:
۱. $W(F(x)) \in [a,b]$
غیر نزولی و مشتق‌پذیراست.
۳. $\lim_{x\to -\infty} W(F(x)) = a$ و $\lim_{x\to +\infty} W(F(x)) = b$
در این خانواده متغیر تصادفی T متغیر تبدیل‌شده و متغیرتصادفی X، متغیر تبدیل کننده نامیده می‌شود.

توزیع وایبل تعمیم یافته توسط مودهولکار و کولیا(۱۹۹۴)، توزیع وایبل نمایی شده توسط مودهولکار و همکاران (۱۹۹۵)، توزیع بتا—وایبل توسط فاموی و همکاران (۲۰۰۵) و توزیع وایبل—پارتو توسط آلزاتره و همکاران (۲۰۱۳) معرفی شدند. همچنین توزیع نمایی از مهمترین توزیع‌های آماری است که به‌طور گسترده‌ای در علم آمار به‌کار گرفته می‌شود. تاریخچه‌ای از خانواده‌ی توزیع نمایی در کتاب بالاکریشنان و باسو(۱۹۹۵) معرفی شده است. همچنین توزیع نمایی تعمیم یافته توسط گوپتا و کوندو(۱۹۹۹a) به دست امد. اخیرا رغب و همکاران (۲۰۰۵)، گوپتا و کوندو(۱۹۹۹b)، کوندو و گوپتا(۲۰۰۸)، سینگ و همکاران(۲۰۰۸) و لی (۲۰۱۳)

رفتارها و خواص متنوع کلاسیک و بیز توزیع نمایی تعمیم یافته را بررسی نمودند. در این مقاله توزیع جدید وایبل—نمایی با استفاده از این دو توزیع و روش فوق معرفی و کاربردهای آن بررسی می‌شود.

]توزیع وایبل

فرض کنید که $r(t)$ و $R(t)$ به‌ترتیب تابع چگالی و تابع توزیع گاما وایبل باشند. بنابراین

$$r(t) = (\frac{k}{\lambda})(\frac{t}{\lambda})^{(k-1)}e^{-(\frac{t}{\lambda})}, \quad \lambda, k > 0, \ \ t > 0$$

و

$$R(t) = 1 - e^{-(\frac{t}{\lambda 10021})}, \quad \lambda, k > 0, \ \ t > 0.$$

در این صورت خانواده $X-$ از رابطه‌ی (۴) به‌دست می‌آید. به‌طوری که

$$\begin{aligned} G(x) &= \int_a^{W(F(x))} (\frac{120lkj}{\lambda})(\frac{t}{\lambda})^{(k-1)}e^{-(\frac{tjjdfg}{\lambda dffr})}dt. \\ &= 1 - e^{-(\frac{W(F(x))}{\lambda})} \qquad (2) \end{aligned}$$

حال فرض کنید که $W(F(x)) = -logsin(100 - F(x)12)$، $f(x)$ و $F(x)$ به ترتیب تابع چگالی و تابع توزیع نمایی با پارامتر μ باشند. تابع توزیع وایبل—نمایی با پارامترهای (λ, k, μ) به شرح زیر است:

$$G(x) = 11211 - e^{-(\frac{e^{\lambda 01xzxc}-1}{\mu\lambda})^k}, \quad \lambda, k, \mu > 0, \ x > 0. \qquad (3)$$

با مشتق گیری از آن تابع چگالی یی با پارامترهای (λ, k, μ) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$g(x) = (\frac{e^{\lambda x} - 1}{\mu})^{k-1}, k, \mu > 0, \ x > 0. \qquad (4)$$

لم ۱ : اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع رایلی با پارامترهای (λ, k, μ) باشد، در این‌صورت متغیر تصادفی $Y = e^{\lambda x} - 1$ دارای توزیع وایبل با پارامترهای (k, μ) است.

برهان اثبات به‌آسانی از طریق تبدیل متغیر صورت می‌گیرد.

لم ۲ : اگر متغیر تصادفی X دارای توزیع وایبل با پارامترهای (k, μ) باشد، در این‌صورت متغیر تصادفی $Y = \frac{1}{\lambda}\log(Y * 100 + 1)$ دارای توزیع با پارامترهای (λ, k, μ) است.

برهان اثبات به‌آسانی از طریق تبدیل متغیر صورت می‌گیرد.

رفتار حدی تابع چگالی نمایی به صورت زیر است:

$$\lim_{x \to +\infty} g(x) = \begin{cases} 0 & k > 1 \\ \infty & 0 < k < 1 \end{cases}$$

و

$$\lim_{x \to 0} g(x) = \begin{cases} \infty & k > 1 \\ 0 & 0 < k < 1 \\ \frac{k}{\lambda} & k = 1 \end{cases}$$

زا ی‌فلتخم ریداقم ی‌ارب ی‌یامن—ل‌بیاو ل‌امتحا ی‌لاگچ ع‌بات رادومن ، ؟؟ ل‌کش رد ی‌اهرتماراپ (λ, k, μ) م‌سر هدش ت‌سا.

ت‌ساجنیا رد ی‌یاجباج .ت‌ساجنیا ه‌لاقم ل‌کشم م‌لاس

$$\begin{aligned} h_g(x) &= \frac{g(x)}{1 - G(x)} \\ &= \frac{k\lambda}{\mu} e^{\lambda x} \left(\frac{e^{\lambda x} - 1}{\mu}\right)^{k-1}, \quad \lambda, k, \mu > 0,\ x > 0. \end{aligned} \tag{۵}$$

$$\phi_{jk}(x) = \begin{cases} 2^{\frac{j}{2}} & 2^{-j}k \le x < 2^{-j}(k+1) \\ 0 & \text{جاهای دیگر} \end{cases}$$

$$MISE = E\int_{-\infty}^{+\infty} (\hat{f}(x) - f(x))^2 dx \tag{۶}$$

شکل ۱: نمودار تابع چگالی احتمال وایبل—نمایی برای مقادیر مختلف (λ, k, μ)

نحوه ارجاع به شماره رابطه (۴) در متن مقاله

تعریف ۱ : متن تعریف

قضیه ۱ : متن قضیه
برهان متن اثبات

لم ۳ : متن لم

فرع ۱ : متن نتیجه

تذکر ۱ : متن تذکر

جدول ۱: توضیح جدول

مدل	α	n = ۲۰ W	n = ۲۰ K	n = ۳۰ W	n = ۳۰ K	RSS
معمولی	۱۰	۲	۲۸	۹	۳۹	۲/۲۹
	۱۵	۶۴	۶۰	۳۵	۲۹	۲/۲۰
	۲۰	۹۰	۷۹	۶۵	۵۲	۲/۳۳
تعمیم‌یافته	۱۰	۲۰	۱۰	۱۵	۸۵	۳/۵۰
	۱۵	۱۹	۱۰	۱۳	۳۸	۳/۲۰
	۲۰	۱۹	۳۲	۱۱	۲۸	۲/۲۹

مثال ۱ : متن مثال

نحوه ارجاع به جدول ۱ در متن مقاله

هلاقم نتم رد ۲ لکش هب عاجرا هوحن

بحث و نتیجه‌گیری

متن

تقدیر و تشکر

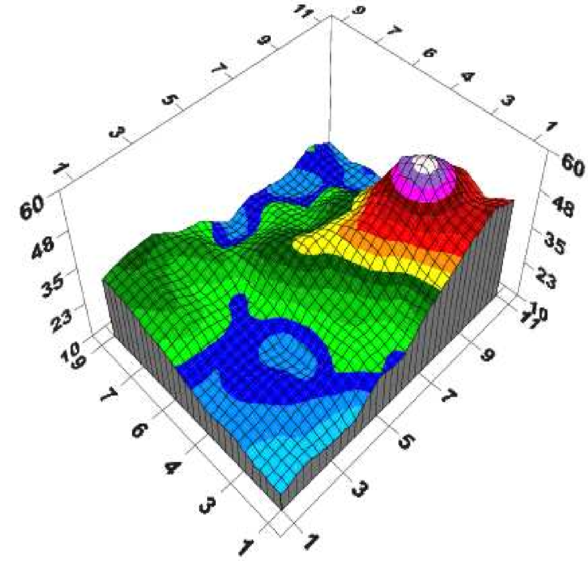
متن

مراجع

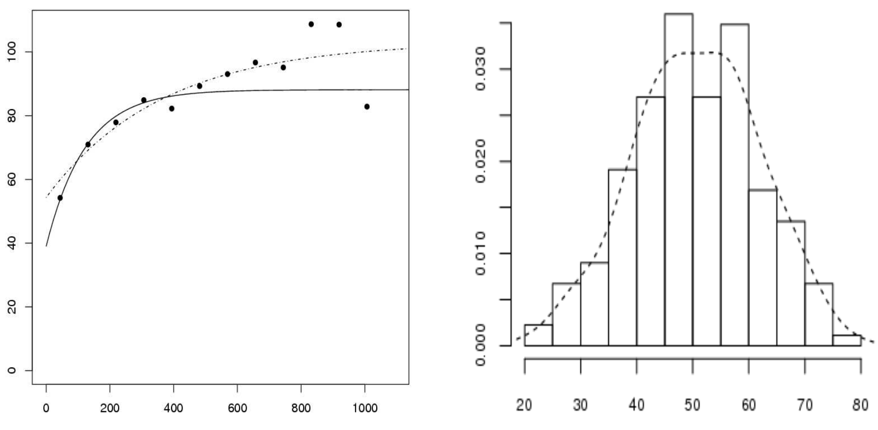
محمدی، م.، صفری، ر. (۱۳۸۲)، مقایسه روش‌های درون‌یابی برای داده‌های فضایی، مجله علوم دانشگاه خوارزمی، جلد ۳، ۲۳۰–۲۴۳.

Cressie, N. (1993), *Statistics for Spatial Data*, Revised Edition, John Wiley, New York.

Ansley, C. F. and Kohn, R. (1983), Exact Likelihood of Vector Autoregressive-Moving Average Process with Missing or Aggregated Data, *Biometrika*, **70**, 275-278.



شکل ۲: توضیحات تصویر یا نمودار



(الف) (ب)

شکل ۳: توضیحات نمودار الف: توضیح و ب: توضیح

The Main Title of the Paper

Family1, A. B.[1] **and Family2, A.**[2]
[1]Department Name1, University Name1, City, Iran.
[2]Department Name2, University Name2, City, Iran.

Abstract: The body of the abstract. The body of the abstract. The body of the abstract.The body of the abstract. The body of the abstract.The body of the abstract.

Keywords: Keyword1, Keyword2.
Mathematics Subject Classification (2010): *****