

توزیع نسبت متغیرهای مستقل کاماراسوامی و کاربرد آن در مباحث قابلیت اعتماد

عباس رسولی^۱، معصومه ایمانی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۵/۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱/۳۰

چکیده:

در این مقاله، نخست توزیع کاماراسوامی معرفی می‌شود. سپس توابع توزیع توأم و حاشیه‌ای برای $W = \frac{X_1}{X_1+X_2}$ و $T = \frac{X_1}{X_1+X_2}$ که در آنها X_1 و X_2 متغیرهای مستقل و دارای توزیع کاماراسوامی‌اند، به دست می‌آید. همچنین مقدار گشتاورهای متغیرهای T و W محاسبه می‌شود. توزیع کاماراسوامی به دلیل انعطاف‌پذیری با توجه به پارامترهای آن در مدل‌های آمار بیزی به‌عنوان توزیع پیشین به کار می‌رود و توزیع متغیرهای T و W در مدل‌های فشار-قدرت مربوط به قابلیت اعتماد سیستم‌ها کاربرد دارد. **واژه‌های کلیدی:** توزیع کاماراسوامی، تابع فوق‌هندسی گوسی، تابع چگالی توأم، مدل فشار-قدرت، قابلیت اعتماد سیستم.

۱ مقدمه

و در یک حالت خاص، میانه توزیع کاماراسوامی برابر با $med(X) = (1 - 0.5^{1/p})^{1/p}$ خواهد بود.

اگر $X \sim Kum(p, q)$ باشد، تابع مولد گشتاور توزیع کاماراسوامی در نقطه صفر به صورت زیر خواهد بود.

$$\mu'_r(X) = qB(1 + \frac{r}{p}, q),$$

که در آن تابع بتا و تابع گاما به ترتیب زیر است.

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 s^{\alpha-1} (1-s)^{\beta-1} ds \\ = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}, \\ \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha-1} e^{-t} dt.$$

توزیع کاماراسوامی به دلیل اینکه دارای دامنه یکسان با توزیع بتا است، در آمار بیزی به‌عنوان توزیع پیشین اطلاع بخش به کار می‌رود. فام جیا [۳] توزیع نسبت متغیرهای بتا را ارائه داد و از آن در بررسی مدل‌های فشار-قدرت استفاده کرد. در این مقاله سعی می‌کنیم بر اساس توزیع کاماراسوامی به‌عنوان توزیعی که انعطاف‌پذیرتر از توزیع بتا است توزیع نسبت متغیرها را ارائه دهیم.

توزیع کاماراسوامی [۱] نخستین بار به صورت زیر معرفی شد.

$$f_Z(z) = \frac{1}{b-c} pq \left(\frac{z-c}{b-c}\right)^{p-1} \\ \times \left[1 - \left(\frac{z-c}{b-c}\right)^p\right]^{q-1}, \quad c < z < b$$

که $p > 0$ و $q > 0$ پارامترهای توزیع‌اند و c و b کران‌های متغیر آن. در حالت کلی توزیع کاماراسوامی با نماد $Kum(p, q, c, b)$ نشان داده می‌شود و با استفاده از روش تبدیل متغیر، با فرض $X = \frac{Z-c}{b-c}$ ، تابع چگالی کاماراسوامی استاندارد به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$f_X(x) = pqx^{p-1}(1-x^p)^{q-1}, \quad 0 < x < 1. \quad (1)$$

در این جا همچنین داریم:

$$Kum(p, q) \equiv Kum(p, q, 0, 1)$$

تابع توزیع تجمعی توزیع کاماراسوامی استاندارد را به صورت زیر داریم:

$$F(x) = 1 - (1 - x^p)^q, \quad 0 < x < 1$$

همچنین شکل چندک $F^{-1}(u)$ را به صورت زیر داریم:

$$x = [1 - (1 - u)^{1/q}]^{1/p}, \quad 0 < u < 1.$$

^۱ عضو هیئت علمی گروه آمار، دانشگاه زنجان، ایران

^۲ دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آمار، دانشگاه زنجان، ایران

۲ تابع چگالی توأم و حاشیه‌ای

که در آن

$$C = \{(v, w); 0 < w, 0 < v < 1, 0 < vw < 1\}.$$

برای $0 \leq w \leq 1$ داریم:

$$f(w) = Aw^{a-1} \int_0^1 v^{a-1} (1 - (wv)^a)^{b_1-1} \\ \times (1 - v^a)^{b_2-1} dv.$$

و با تغییر متغیر $v^a = t$ و در نتیجه $av^{a-1} dv = dt$ داریم:

$$f(w) = \frac{Aw^{a-1}}{a} \int_0^1 t(1 - w^a t)^{b_1-1} \\ \times (1 - t)^{b_2-1} dt.$$

حال با استفاده از (۲) داریم:

$$f(w) = \frac{Aw^{a-1}}{a} \cdot \frac{1}{b_2(b_2 + 1)} \\ \times {}_2F_1(1 - b_1, 2, b_2 + 2, w^a).$$

برای $w > 1$ با انجام تغییر متغیر دیگری به صورت $wv = z$ و در نتیجه $dv = \frac{dz}{w}$ داریم:

$$f(w) = A \int_0^1 z^{a-1} (1 - z^a)^{b_1-1} \\ \times \left(\frac{z}{w}\right)^{a-1} (1 - \left(\frac{z}{w}\right)^a)^{b_2-1} \left(\frac{z}{w}\right) \frac{dz}{w}.$$

با اندکی ساده کردن داریم:

$$f(w) = A \int_0^1 \frac{z^{2a-1} (1 - z^a)^{b_1-1}}{w^{a+1}} \\ \times (1 - \left(\frac{z}{w}\right)^a)^{b_2-1} dz.$$

مجدداً با تغییر متغیر $z^a = t$ و در نتیجه $az^{a-1} dz = dt$ داریم:

$$f(w) = A \int_0^1 \frac{t(1-t)^{b_1-1}}{aw^{a+1}} (1 - \frac{t}{w^a})^{b_2-1} dt,$$

و در نهایت با استفاده از (۲) داریم:

$$f(w) = \frac{A}{aw^{a+1}} \cdot \frac{1}{b_2(b_2 + 1)} \\ \times {}_2F_1(1 - b_2, 2, b_2 + 2, \frac{1}{w^a}).$$

□

فرض کنید $X_1 \sim Kum(a, b_1)$ و $X_2 \sim Kum(a, b_2)$. تابع چگالی $T = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ به صورت زیر است: اگر $\frac{1}{2} \leq t \leq 1$ ،

$$g(t) = \frac{At^{a-1}(1-t)^{-a-1}}{a} \cdot \frac{1}{b_2(b_2 + 1)} \\ \times {}_2F_1(1 - b_1, 2, b_2 + 2, (\frac{t}{1-t})^a),$$

فرض کنید $X_1 \sim Kum(a, b_1)$ و $X_2 \sim Kum(a, b_2)$. تابع چگالی متغیر تصادفی $W = \frac{X_1}{X_2}$ برای $0 \leq w \leq 1$ و $w > 1$

به ترتیب به صورت

$$f(w) = \frac{Aw^{a-1}}{a} \cdot \frac{1}{b_2(b_2 + 1)} \\ \times {}_2F_1(1 - b_1, 2, b_2 + 2, w^a),$$

و

$$f(w) = \frac{A}{aw^{a+1}} \cdot \frac{1}{b_1(b_1 + 1)} \\ \times {}_2F_1(1 - b_2, 2, b_1 + 2, \frac{1}{w^a}),$$

می‌باشد که در آن $A = (ab_1)(ab_2)$

$${}_2F_1(a, b, c, x) = \int_0^1 \frac{u^{b-1} (1-u)^{c-b-1}}{B(b, c-b)(1-ux)^a} du, \quad (2)$$

تابع فوق هندسی گوسی بوده و با نماد ${}_2F_1$ نشان داده شده است، (رجوع شود به ماتای و ساکسنا، [۲]).

تابع چگالی احتمال توأم را به صورت زیر داریم

$$f(x_1, x_2) = Ax_1^{a-1} (1 - x_1^a)^{b_1-1} \\ \times x_2^{a-1} (1 - x_2^a)^{b_2-1},$$

که در آن $0 < x_1, x_2 < 1$

با استفاده از روش تبدیل متغیر داریم:

$$w = \frac{X_1}{X_2}, v = X_2 \Rightarrow X_1 = wv, X_2 = v,$$

و به دنبال آن برای ژاکوبین تبدیل داریم

$$|J| = v.$$

بنا بر این

$$f(w, v) = A(wv)^{a-1} (1 - (wv)^a)^{b_1-1} \\ \times v^{a-1} (1 - v^a)^{b_2-1} v,$$

و تابع چگالی حاشیه‌ای W را به صورت زیر داریم:

$$f(w) = \int_C A(wv)^{a-1} (1 - (wv)^a)^{b_1-1} \\ \times v^{a-1} (1 - v^a)^{b_2-1} v dv,$$

اگر $\frac{1}{r} \leq t \leq 1$ ،

و در نهایت با استفاده از (۲) داریم:

$$g(t) = \frac{At^{a-1}(1-t)^{-a-1}}{a} \cdot \left(\frac{1}{b_r(b_r+1)}\right) \times {}_2F_1(1-b_r, 2, b_r+2, \left(\frac{t}{1-t}\right)^a).$$

$$g(t) = \frac{At^{-a-1}(1-t)^{a-1}}{a} \frac{1}{b_l(b_l+1)} \times {}_2F_1(1-b_r, 2, b_l+2, \left(\frac{1-t}{t}\right)^a).$$

بر اساس تبدیلات، تابع چگالی توأم را به صورت زیر داریم:

$$g(y_1, t) = A(t(1-t))^{a-1} y_1^{2a-1} \times (1-(ty_1)^a)^{b_l-1} \times (1-(y_1(1-t))^a)^{b_r-1},$$

و به دنبال آن تابع چگالی حاشیه‌ای متغیر T عبارت است از

$$g(t) = A(t(1-t))^{a-1} \times \int_C y_1^{2a-1} (1-(ty_1)^a)^{b_l-1} \times (1-(y_1(1-t))^a)^{b_r-1} dy_1.$$

که در آن

$$C = \left\{ (y_1, t); 0 < y_1 < 2, 0 < y_1 < \frac{1}{t}, 0 < y_1 < \frac{1}{1-t}, 0 < t < 1 \right\}.$$

حال با توجه به C ، دو ناحیه داریم:

اگر $0 \leq t \leq \frac{1}{r}$ ،

$$g(t) = \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} g(y_1, t) dy_1 = A(t(1-t))^{a-1} \times \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} y_1^{2a-1} (1-(ty_1)^a)^{b_l-1} \times (1-(y_1(1-t))^a)^{b_r-1} dy_1,$$

که با تغییر متغیر $v = (1-t)y_1$ و در نتیجه $dv = (1-t)dy_1$ اندکی ساده کردن داریم:

$$g(t) = At^{a-1}(1-t)^{-a-1} \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} v^{2a-1} \times \left(1 - \left(\frac{tv}{1-t}\right)^a\right)^{b_l-1} (1-v^a)^{b_r-1} dv.$$

مجدداً با فرض $v^a = u$ و در نتیجه $av^{a-1}dv = du$ داریم:

$$g(t) = \frac{At^{a-1}(1-t)^{-a-1}}{a} \times \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} \frac{u(1-u(\frac{t}{1-t})^a)^{b_l-1}}{(1-u)^{1-b_r}} du,$$

$$g(t) = \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} g(y_1, t) dy_1 = A(t(1-t))^{a-1} \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} y_1^{2a-1} (1-(ty_1)^a)^{b_l-1} \times (1-(y_1(1-t))^a)^{b_r-1} dy_1.$$

با تغییر متغیر $u = ty_1$ و در نتیجه $du = tdy_1$ و اندکی ساده کردن داریم:

$$g(t) = At^{-a-1}(1-t)^{a-1} \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} u^{2a-1} (1-u^a)^{b_l-1} \times \left(1 - \left(\frac{u(1-t)}{t}\right)^a\right)^{b_r-1} du.$$

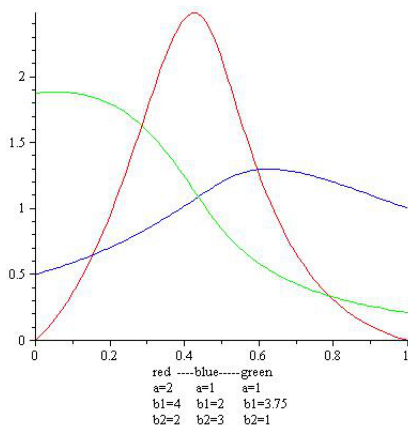
حال تغییر متغیر $u^a = v$ و در نتیجه $av^{a-1}du = dv$ را انجام می‌دهیم.

$$g(t) = \frac{At^{-a-1}(1-t)^{a-1}}{a} \int_{\frac{1}{1-t}}^{\frac{1}{1-t}} v(1-v)^{b_l-1} \times \left(1 - \left(\frac{1-t}{t}\right)^a v\right)^{b_r-1} dv,$$

با استفاده از (۲) داریم:

$$g(t) = \frac{At^{-a-1}(1-t)^{a-1}}{a} \left(\frac{1}{b_l(b_l+1)}\right) \times {}_2F_1(1-b_r, 2, b_l+2, \left(\frac{1-t}{t}\right)^a).$$

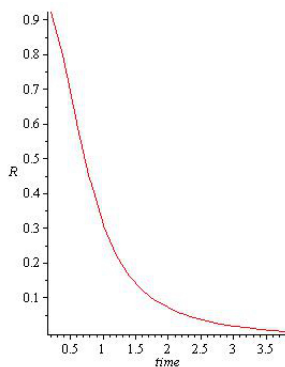
□



شکل ۱. تابع چگالی متغیر $T = \frac{X_1}{X_1+X_r}$

میزان چولگی و کشیدگی متغیرهای W و T را محاسبه کرد. همچنین در بررسی مدل فشار-قدرت، محاسبه مقدار عددی بودن قدرت یک سیستم در مقابل فشار وارد شده به آن، مورد توجه در مباحث قابلیت اعتماد سیستم‌ها است، که به‌عنوان مثال با فرض $X_2 \sim Kum(2, 2)$ و $X_1 \sim Kum(2, 4)$ با استفاده از روش‌های عددی داریم:

$$P(W > 1) = \int_1^{\infty} \frac{F_2 F_1(-1, 2, 6, w^{-2})}{5 \cdot w^3} dw = 0.3333.$$



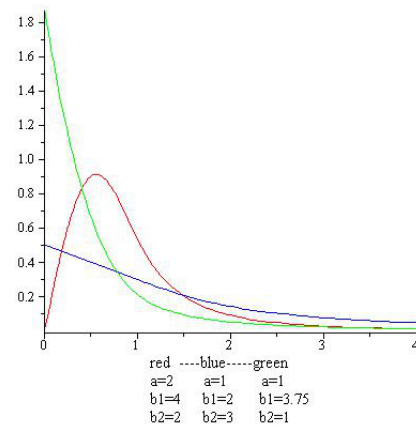
شکل ۳. تابع قابلیت اعتماد متغیر $W = \frac{X_1}{X_2}$

به‌عنوان مثالی دیگر با این فرض که $X_1 \sim Kum(2, 4)$ و $X_2 \sim Kum(2, 2)$ در شکل ۳ نمودار تابع قابلیت اعتماد یک سیستم بر مبنای توزیع متغیر W ، یعنی $R_w(t) = P(W > t)$ ارائه شده است.

۳ نتیجه گیری

در این مقاله نخست توزیع نسبت متغیرهای کاماراسوامی را به‌دست آوردیم. سپس با ارائه یک مثال نشان داده‌ایم که نسبت دو متغیر مستقل کاماراسوامی می‌تواند در بررسی مسئله فشار-قدرت برای یک سیستم مورد استفاده قرار گیرد.

در شکل‌های ۱ و ۲ تابع چگالی متغیرهای T و W که در آنها $X_1 \sim Kum(a, b_1)$ و $X_2 \sim Kum(a, b_2)$ به‌ازای مقادیر مختلف پارامترها نشان داده شده است.



شکل ۲. تابع چگالی متغیر $W = \frac{X_1}{X_2}$

لم ۱.۲. گشتاورهای غیر مرکزی متغیرهای $T = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ و $W = \frac{X_1}{X_2}$ را به‌صورت زیر داریم:

$$E(T^n) = \left(\frac{A}{ab_2(b_2 + 1)} \right) \cdot \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{t^{a+n-1}}{(1-t)^{a+1}} \times {}_2F_1(1 - b_1, 2, b_2 + 2, \left(\frac{t}{1-t}\right)^a) dt + \left(\frac{A}{ab_1(b_1 + 1)} \right) \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{t^{-a+n-1}(1-t)^{a-1}}{\times {}_2F_1(1 - b_2, 2, b_1 + 2, \left(\frac{1-t}{t}\right)^a) dt} dt.$$

$$E(W^n) = \frac{A}{a} \cdot \frac{1}{b_2(b_2 + 1)} \cdot \int_0^1 w^{a+n-1} \times {}_2F_1(1 - b_1, 2, b_2 + 2, w^a) dw + \frac{A}{a} \cdot \frac{1}{b_1(b_1 + 1)} \int_1^{\infty} \frac{1}{w^{a-n+1}} \times {}_2F_1(b_2 - 1, 2, b_1 + 2, \frac{1}{w^a}) dw.$$

حل انتگرال‌های فوق فقط با روش‌های عددی امکان‌پذیر خواهد بود و بر اساس آنها می‌توان مقادیر امید ریاضی، واریانس،

مراجع

- [1] Kumaraswamy, P. (1980). A Generalized Probability Density Function for Double Bounded Random Processes. *Journal of Hydrology*, 46, 79-88.
- [2] Mathai, A. M., Saxena, R. K. (2006). *Generalized hypergeometric functions with applications in statistics and physical sciences* (Vol. 348). Springer.

- [3] Pham-Gia, T. (2000). Distributions of the ratios of independent beta variables and applications. *Communications in Statistics Theory and Methods*, **29(12)**, 2693-2715.