

دوازدهمین کنفرانس آمار ایران  
توسعی ایده ماکسیمم آنتروپی برای اندازه‌های اطلاع تعمیم یافته

غلامرضا محتشمی برزادران – منیژه صانعی طبس

گروه آمار، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه فردوسی مشهد

**چکیده:** در این مقاله ضمن معرفی ماکسیمم آنتروپی رنی برخی از توزیع‌های خاص که آنتروپی رنی را ماکسیمم می‌کند اشاره می‌کنیم. سپس به بحث مینیمم اندازه اطلاع رنی اشاره نموده‌ایم و در این زمینه نیز نکاتی را مطرح کردیم همچنین شکل دیگری از اندازه اطلاع رنی به دست آورده‌ایم. در ادامه به برخی از کاربردهای اقتصادی ماکسیمم آنتروپی رنی پرداختیم. سپس با یادآوری اندازه اطلاع کلی سیزار فرم کلی توزیع‌های با مینیمم اندازه اطلاع رنی را به دست می‌آوریم.  
**واژه‌های کلیدی:** آنتروپی ماکسیمم، آنتروپی رنی ماکسیمم، آنتروپی تی سالیس ماکسیمم، مینیمم اندازه اطلاع رنی

## ۱ مقدمه

بهینه‌سازی همواره مورد توجه علوم زیادی بوده است در نظریه اطلاع نیز این مبحث جایگاه خاص خودش را دارد. یکی از روش‌های بهینه‌سازی اصل ماکسیمم آنتروپی به روش لاگرانژ می‌باشد. توزیع دارای آنتروپی ماکسیمم معمولاً به فرم تابع نمایی از محدودیت‌ها بیان می‌شود یکی از این حالت‌ها زمانی است که گشتاورهای مراتب مختلف مشخص باشد که به ازای دامنه تغییرات متغیر تصادفی توزیع‌های مشهوری رابه عنوان توزیع آنتروپی ماکسیمم نتیجه می‌دهد آنتروپی رنی ماکسیمم و آنتروپی تی سالیس ماکسیمم نیز توسعی ایده آنتروپی ماکسیمم به رده بزرگتری از آنتروپی شانون است که کستا و همکاران (۲۰۰۶)، باشکیرو (۲۰۰۶)، جانسون و ویگنات (۲۰۰۷)، براودی و همکاران (۲۰۰۷)، و ناگی و رمرا (۲۰۰۹)، تعبیره‌او مشخصه‌سازی‌هایی بر اساس آنتروپی رنی ماکسیمم و یا آنتروپی تی سالیس ماکسیمم در حالت‌های یک متغیره و چندمتغیره ارائه داده‌اند.

## ۲ آنتروپی رنی ماکسیمم

در بسیاری از مواقع با توجه به دانستن مقادیر گشتاورهای مراتب مختلف یک توزیع علاقه مند به یافتن توزیعی که دارای آنتروپی ماکسیمم است می‌باشیم که کاربردهای دیگری نیز دارد. آنتروپی رنی ماکسیمم نیز توسعی ایده آنتروپی ماکسیمم به رده بزرگتری از آنتروپی شانون است.

### ۱.۲ آنتروپی رنی ماکسیمم تحت محدودیت کلی $u = E(g(X))$

فرض کنید  $f(x)$  تابع چگالی احتمال نامعلوم که روی اعداد حقیقی مثبت تعریف شده‌است. بعد از حل یک سری معادلات جبری با قراردادن  $Z_\beta = [\int_0^\infty f(x)^\alpha dx]^{\frac{1}{1-\alpha}}$  در حالیکه چندین محدودیت

داشته باشیم تابع  $f(x)$  به صورت زیر به دست می آید:

$$f(x) = \frac{1}{B(\alpha, u_1, \dots, u_n)} [1 - \frac{1-\alpha}{\alpha} \sum_{i=1}^n \beta_i (u_i - g_i(x))]^{\frac{1}{\alpha-1}}. \quad (1)$$

یکی از حالاتیکه توابع  $g_i(x)$  می توانند اختیار کنند، توابعی به صورت  $x^{k_i} = g_i(x)$  می باشد و اگر  $k_i = i$  محدودیت های گشتاوری را داریم که در ادامه مورد بررسی قرار می گیرند. فرض کنید تابع چگالی احتمال  $f(x)$  روی اعداد حقیقی مثبت تعریف شده است. همچنین فرض می کنیم که  $k$ -امین گشتاور توزیع معلوم است. آنچه باید بیاییم تابع چگالی احتمال  $f(x) = [\int_0^\infty f(x)^\alpha dx]^{\frac{1}{\alpha-1}} [1 - \frac{1-\alpha}{\alpha} \beta(u - x^k)]^{\frac{1}{\alpha-1}}$  می باشد که با معلوم بودن گشتاور  $k$ -ام آنتروپی رنی را ماکسیمم می کند. در حالت کلی اگر چندین محدودیت گشتاوری، داده شده باشد داریم:

$$f(x) = [\int_0^\infty f(x)^\alpha dx]^{\frac{1}{\alpha-1}} [1 - \frac{1-\alpha}{\alpha} \sum_{i=1}^n \beta_i (u_i - x^{k_i})]^{\frac{1}{\alpha-1}}. \quad (2)$$

برخلاف حالتی که فقط یک محدودیت داشتیم، انتگرال گیری از طرف راست رابطه (2) به سادگی انجام نمی گیرد (به جز برای حالاتیکه  $k_1 = 2, k_2 = 1$  یعنی انتگرال با توابع فوق هندسی داده شده باشد) بنابراین در حالت کلی باید به استفاده از روش های عددی برای یافتن ضرایب لاگرانژ، روی بیاوریم. در اینجا ماکسیمم آنتروپی رنی را برای توزیع های  $n$  متغیره در نظر می گیریم.  
تعریف: برای هر  $\alpha > \frac{n}{n+2}$  و  $\alpha \neq 1$  چگالی احتمال  $n$  بعدی  $g_{\alpha,c}$  را برای بردار تصادفی  $X = (X_1, \dots, X_n)$  که دارای ماتریس کواریانس  $C$  می باشد، به صورت

$$g_{\alpha,c} = A_\alpha (1 - (\alpha - 1)\beta x^T C^{-1} x)^{\frac{1}{\alpha-1}}, \quad x = (x_1, \dots, x_n) \quad (3)$$

$$\text{بوده و نیز } x_+ = \max(\circ, x) \quad \text{همچنین } \beta = \frac{1}{2\alpha-n(1-\alpha)}$$

$$A_\alpha = \begin{cases} \frac{\gamma(\frac{1}{1-\alpha})(\beta(1-\alpha))^{\frac{n}{2}}}{\gamma(\frac{1}{1-\alpha})\pi^{\frac{n}{2}}|C|^{\frac{1}{2}}} & \frac{n}{n+2} < \alpha < 1, \\ \frac{\gamma(\frac{\alpha}{\alpha-1} + \frac{n}{2})(\beta(\alpha-1))^{\frac{n}{2}}}{\gamma(\frac{\alpha}{\alpha-1})\pi^{\frac{n}{2}}|C|^{\frac{1}{2}}} & \alpha > 1. \end{cases} \quad (4)$$

با قراردادن  $A_\alpha$  از رابطه (4) به ازای  $1 < \alpha < \frac{n}{n+2}$  در رابطه (3) تابع چگالی  $g_{\alpha,c}$  بدست آمده را تابع چگالی  $n$  متغیره  $t$  استیوینت با درجه آزادی  $\frac{2}{1-\alpha} - n = m$  و ماتریس کواریانس  $C$  نامیده و آن را با  $T(m, n, C)$  نشان می دهند. به ازای مقادیر  $1 < \alpha < n$  تابع چگالی احتمال  $n$  متغیره  $r$  استیوینت با درجه آزادی  $p = \frac{2\alpha}{\alpha-1} + n$  و ماتریس کواریانس  $C$  بدست می آید و آن را با  $R(p, n, c)$  نشان می دهند. توجه داشته باشید که  $\lim_{\alpha \rightarrow 1} g_{\alpha,c}(x) = g_{1,c}(x) = ((2\pi)^n |C|)^{-\frac{1}{2}} \exp(-x^T C^{-1} x / 2)$  به عبارت دیگر تابع چگالی  $g_{\alpha,c}(x)$  به تابع چگالی گوسین میل می کند. قضیه: با فرض  $(x_1, \dots, x_n)$  برای هر  $\alpha > \frac{n}{n+2}$  و  $m$  ماتریس مثبت متقاضن متناهی  $C$ ، بین همه توابع چگالی احتمال  $f(x)$  که دارای میانگین صفر و در محدودیت  $\int_{\Omega_{\alpha,c}} xx^T f(x) dx = C$  صدق می کنند، تابع  $g_{\alpha,c}(x)$  بطور یکتا آنتروپی رنی را ماکسیمم می کند. در حالت یک متغیره تابع چگالی احتمال  $g_{\alpha,c}(x)$  که آنتروپی رنی را تحت محدودیت  $u = E(X^2)$  ماکسیمم می کند با

قراردادن  $n = 1$  در تابع چگالی احتمال  $g_{\alpha,c}(x)$  رابطه (۴) برای  $1 < \alpha < \frac{1}{3}$  به دست می‌آید.

نکاتی در مورد آنتروپی رنی ماکسیمم

- برخی از حالات خاص که توزیع ماکسیمم آنتروپی رنی صورت معلوم و مشخصی به خود می‌گیرد، عبارتند از: در حالتیکه محدودیت نداشته باشیم به ازای تمام مقادیر  $\alpha$  تابع چگالی احتمالی که دارای آنتروپی رنی ماکسیمم است، مانند آنتروپی شانون به صورت یکنواخت خواهدبود.

- اگر  $x = g(x)$  باشد، تابع  $f(x)$  تحت محدودیت  $E(X) = u$ ، به صورت توزیع پاراتوی تعمیم‌یافته با پارامتر شکل  $1 - \frac{1}{\alpha}$  و پارامتر مقیاس  $\beta$  می‌باشد.

- اگر  $x = g(x)$  باشد، تابع  $f(x)$  به صورت زیر نتیجه می‌شود:

$$f(x) = 2 \left( \frac{1-\alpha}{(3\alpha-1)u} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \frac{\gamma(\frac{1}{1-\alpha})}{\sqrt{\pi}\gamma(\frac{1}{1-\alpha}-\frac{1}{2})} [1 + \frac{1-\alpha}{(3\alpha-1)u}x^2]^{\frac{1}{\alpha-1}}. \quad (5)$$

- هرگاه دو محدودیت به صورت‌های  $E(X^2) = u_1$  و  $E(X) = u_2$  داشته باشیم، تابع دارای ماکسیمم آنتروپی رنی به صورت توزیعی از خانواده بر XII می‌باشد.

- توزیعی که دارای آنتروپی تی‌سالیس ماکسیمم است به صورت  $f(x) = [\frac{1-\alpha}{\alpha}(\lambda + \sum_{i=1}^n \beta_i g_i(x))]^{\frac{1}{\alpha-1}}$  می‌باشد.

## ۲.۲ خواص توزیع‌های توانی بدست‌آمده از آنتروپی رنی ماکسیمم

با توجه به اینکه توزیع‌های بدست‌آمده از ماکسیمم آنتروپی رنی، به صورت توزیع‌های توانی می‌باشد در این جا به بعضی از خواص این توزیع‌ها اشاره‌ای داریم به حالتی که محدودیت کلی  $E[g(X)] = u$  که در اولین بخش مورد بررسی قرار گرفت بر می‌گردیم. برای یادآوری با در نظر گرفتن توزیع بدست‌آمده در رابطه (۴) و از طرف دیگر از اینکه تابع  $f(x)$  باید در محدودیت تابع چگالی بودن صدق نماید در نتیجه باید توزیع  $f(x)$  بدست‌آمده تساوی را به گزاره‌ای درست تبدیل نماید. عبارت دیگر اگر توان عبارت داخل انتگرال به اندازه یک واحد انتقال پیدا کند،  $Z_\beta$  تغییر نمی‌کند. اگر چه در حالتیکه  $1 \rightarrow \alpha$  هر دو صورت زیر انتگرال تابع  $e^{-\beta(g(x)-u)}$  را نتیجه می‌دهند. توجه داشته باشید دامنه  $\alpha$  بسته به تابع  $g(x)$  بطوریکه انتگرال‌های دو طرف تساوی بالا تعریف شوند، تعیین می‌شود. اکنون رابطه  $Z_\beta = \int_0^\infty f^\alpha(x) dx$  را در نظر بگیرید. اگر از طرفین آن لگاریتم بگیریم و با تعریف آنتروپی رنی مقایسه کنیم نتیجه می‌گیریم که همان آنتروپی رنی را نتیجه می‌دهد.

$$\log Z_\beta = \frac{1}{1-\alpha} \log \int_0^\infty f^\alpha(x) dx = H_\alpha(f(x)). \quad (6)$$

به عبارت دیگر لگاریتم عامل نرمال‌کننده  $Z_\beta$  خود، آنتروپی رنی را به دست می‌دهد. حال اگر تابع  $f(x)$  رابطه (۱) را در تعریف آنتروپی رنی جایگزین کنیم با استفاده از رابطه (۷) به رابطه  $H_\alpha(f(x)) = \log \int_0^\infty (1 - \frac{1-\alpha}{\alpha} \beta(u - g(x)))^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} dx$ .

## ۳ مینیمم اندازه اطلاع رنی

اصل مینیمم فاصله یا اصل مینیمم اطلاع نیز یک اصل بهینه سازی است. یک رابطه نزدیک و تنگاتنگ بین این اصل واصل ماکسیمم آنتروپی ثابت می‌شود. در حالتیکه چندین محدودیت

گشتواری به صورت  $n, \dots, 1$  داشته باشیم تابع مینیمم اطلاع رنی به صورت  $E(X^{k_i}) = u_i, i = 1, \dots, n$  میباشد.

$$f(x) = \frac{1}{Z_\beta} [1 + \frac{\alpha-1}{\alpha} \sum_{i=1}^n \beta_i (x^{k_i} - u_i)]^{\frac{1}{\alpha-1}} g(x).$$

### رابطه بین مینیمم اندازه اطلاع رنی و ماکسیمم آتروری رنی

فرض می کنیم تابع چگالی احتمال پیشین  $(g(x))$  داده شده است متناظر با اصل مینیمم اطلاع رنی ما تابع چگالی احتمال  $f(x)$  را می یابیم که در محدودیت ها صدق کند و به تابع چگالی احتمال  $g$  نزدیکترین باشد بدین معنی  $D_{H_\alpha}(f||g) = \int f(x)u(x)dx = a_r, r = 1, 2, \dots, m$  مفهوم که رامتناظر با محدودیت های تابع چگالی بودن و  $D_\alpha(f||u)$  را مینیمم آتروری می باشد را در نظر می گیریم و اگر تابع چگالی احتمال  $g$  داده نشده باشد به جای آن توزیعی که دارای ماکسیمم آتروری رنی باشد را در نظر می گیریم و اگر هیچ محدودیتی نداشته باشیم، توزیع یکنواخت را به عنوان یک توزیع پیشین در نظر می گیریم و  $D_\alpha(f||u)$  را مینیمم می کنیم. که مینیمم کردن آن معادل با ماکسیمم کردن آتروری رنی در نظر گرفته می شود البته باید به تفاوت این دو مفهوم توجه داشته باشیم در ماکسیمم آتروری رنی ما عدم قطعیت در مورد آنچه نمیدانیم را با استفاده از همه اطلاعاتی که به ما داده شده است ماکسیمم می کنیم یعنی کمیت اساسی عدم قطعیت می باشد. حال آنکه مینیمم اطلاع رنی مفهوم عدم قطعیت را در بر نمی گیرد بلکه نکته مهم فاصله احتمالی یک توزیع از توزیع دیگر است.

### صورت دیگری از اندازه اطلاع رنی

اگر از طرفین رابطه  $Z_\beta = \frac{\int_0^\infty f(x)^\alpha dx}{\int_0^\infty g(x)^\alpha dx}$  لگاریتم بگیریم و با تعریف اندازه اطلاع رنی مقایسه کنیم خواهیم داشت:  $\ln(Z_\beta) = -D_\alpha(f||g)$ .

$$D_\alpha(f||g) = \log \left[ \int_0^\infty \left( 1 + \frac{\alpha-1}{\alpha} \beta(W(x) - u) \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} g(x)^\alpha dx \right], \quad (7)$$

می شود این رابطه صورت دیگری از اطلاع رنی را وقتی که محدودیت  $u = E[W(X)]$  را داشته باشیم، نمایش می دهد.

### کاربری اقتصادی آتروری رنی ماکسیمم

آتروری رنی تاکنون مورد علاقه بسیاری از دانشمندان علوم مختلف بوده است در این بخش به مبحث کاربردهایی از آتروری رنی ماکسیمم در اقتصاد می پردازیم فرض می کنیم تابع  $f(x)$  نشان دهنده تابع چگالی نامعلوم قیمت نهایی دارایی تحت تملک باشد که می خواهیم آن را برآورد کنیم با استفاده از روش ماکسیمم آتروری رنی تحت محدودیت های مشخص، تابع  $f(x)$  را می یابیم. اگر مقدار متوسط قیمت نهایی دارایی تحت تملک برابر با ضریبی از قیمت ابتدایی، همچنین  $s$  قیمت ابتدایی دارایی تحت تملک باشد و  $t$  زمان پرداخت یا زمان انقضای قرارداد باشد.  $r$  را در اینجا تقریباً ثابت فرض می کنیم. علاوه بر این یک سری از قیمت های متناظر با یک سری از توابع پرداخت داریم. که برای شروع کار ابتدا ساده ترین حالت را همانگونه که توسط بوکن و کلی (۱۹۹۶) هنگام استفاده از آتروری شانون انجام شده است در نظر می گیریم که فقط یک تابع پرداخت به شکل  $c$  داریم. در نتیجه دو مین و سومین محدودیت عبارتند از:

$$\int_0^\infty x f(x) dx = s e^{rt}, \int_0^\infty (x - k)^+ f(x) dx = c e^{rt}. \quad (8)$$

که در آن  $k$  همان افت شکست قیمت قرارداد می باشد. متناظر با این محدودیت های ماکسیمم کردن آتروری رنی اقدام می کنیم. فرض کنید  $\lambda$  و  $\beta$  به ترتیب نشانده هنده ضرایب لاغرانژ مربوط به محدودیت

های تابع چگالی بودن و (۱۰) باشند. در بخش دو ملاحظه نمودیم که جواب ماکسیمم آنتروپی رنی تحت محدودیت‌های یادشده به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} \bar{c}_o = c_o e^{rt}, \quad \bar{s}_o = s_o e^{rt}, \quad \tilde{\lambda} = \frac{\lambda}{Z^{\alpha-1}}, \quad \beta_i = \frac{\beta_i}{Z^{\alpha-1}}, i = o, 1. \\ f(x) = [\tilde{\lambda} + \tilde{\beta}_o x + \tilde{\beta}_1 (x - k_o)]^{\frac{1}{\alpha-1}}. \end{aligned} \quad (9)$$

با جایگذاری این ضرایب در معادله (۱۰) و انجام محاسبات نسبتاً طولانی تابع چگالی بدون مخاطره برای قیمت دارایی برآورد کردہ‌ایم بدون اینکه هیچ اطلاعی از توزیع دارایی داشته باشیم. بعد از یافتن توزیع  $f(x)$  به کمک آن می‌توان فرمول قیمت را برای سایر مشتقات متناظر با افت شکست  $k$  نیز برآورد نمود. که بر حسب اینکه  $k$  در ادامه به آن می‌پردازیم. برای حالت  $k \leq k_o$ : برآورد قیمت تابع پرداخت متناظر با افت شکست  $k$  عبارت است از:

$$\bar{c}(k) = \frac{(\alpha-1)^2}{\alpha(2\alpha-1)} \left( \frac{1}{\tilde{\beta}_o + \tilde{\beta}_1} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} [\tilde{\lambda} + \tilde{\beta}_o k + \tilde{\beta}_1 (k - k_o)]^{\frac{1}{\alpha-1}}. \quad \text{و برای } k \geq k_o:$$

$$\begin{aligned} \bar{c}(k) = \bar{s}_o - \left( \frac{\alpha-1}{\alpha} \right) \frac{\tilde{\beta}_1}{\tilde{\beta}_o (\tilde{\beta}_o + \tilde{\beta}_1)} (\tilde{\lambda} + \tilde{\beta}_o k_o)^{\frac{1}{\alpha-1}} k \\ + \frac{(\alpha-1)^2}{\alpha(2\alpha-1)} \frac{1}{\tilde{\beta}_o^2} [(\tilde{\lambda} + \tilde{\beta}_o k)^{\frac{1}{\alpha-1}} - \tilde{\lambda}^{\frac{1}{\alpha-1}}]. \end{aligned} \quad (10)$$

تابع  $\bar{c}(k)$  تقریباً همه جا پیوسته و در صفر مشتق پذیر می‌باشد. همچنین  $\bar{c}(k_o) = \bar{c}$ . مسئله ساده مطرح شده را برای حالتیکه چندین محدودیت ورودی داشته باشیم می‌توان تعمیم داد. به کمک نرم افزار مطلب (با ایده گرفتن از جعفری (۱۹۹۱) برای آنتروپی ماکسیمم) براساس برنامه ای برای یافتن تابع چگالی با ماکسیمم آنتروپی رنی تحت محدودیت‌های مشخص، نوشته ایم.

اندازه اطلاع سیزار فرض کنید  $\Phi : R^+ \rightarrow R^+$  یک تابع محدب باشد، سیزار در سال ۱۹۸۷ اندازه واگرایی  $\Phi$  تعمیم یافته، را به صورت  $D_\phi(P||Q) = \sum_{i=1}^n q_i \Phi\left(\frac{p_i}{q_i}\right)$  در فضای توزیع های احتمال  $P^n$  معرفی نمود. برحسب اینکه تابع  $\Phi$  به چه صورت تعریف شده باشد این اندازه های واگرایی را در حالت خاص نتیجه می‌دهد. این رابطه برای حالت پیوسته نیز بطور مشابه تعریف می‌شود. می‌خواهیم اندازه واگرایی تعمیم یافته را تحت معلوم بودن برخی از محدودیتها، مینیمیم کنیم.

$$\begin{cases} \min_f(D_\phi(f(x)||g(x))) = \min_f \int_0^\infty g(x) \phi\left(\frac{f(x)}{g(x)}\right) dx \\ \quad \text{s.t} \\ \quad \int_0^\infty h_j(x) f(x) dx = u_j, j = 1, 2, \dots, k. \end{cases}$$

با حل معادله لاغرانژ، رابطه  $\phi'(\frac{f(x)}{g(x)}) - \lambda - \sum_{j=1}^k \beta_j h_j(x) = 0$  به دست می‌آید و بر حسب اینکه تابع  $\Phi$  را چگونه تعریف کرده باشیم این رابطه تابع مختلف  $f(x)$  را به دست می‌دهد. برخی از این حالات را در جدول ۱ خلاصه کرده‌ایم.

### بحث و نتیجه گیری

در این مقاله روش ماکسیمم آنتروپی را برای برخی از اندازه‌های آنتروپی تعمیم یافته از قبیل رنی و تی سالیس مطرح نموده و نشان دادیم که توزیع های دارای ماکسیمم آنتروپی رنی به شکل توزیع های توانی می‌باشند. به برخی از ویژگی‌های توزیع های توانی پرداختیم و به نمایش حدیدی از آنتروپی رنی رسیدیم. سپس به بحث

جدول ۱: برخی از اندازه های واگرایی و شکل توابعی که این اندازه ها را مینیمم میکنند.

شکل تابع چگالی دارای مینیمم اندازه واگرایی	مقادیر متفاوت تابع $\phi(t)$	نام اندازه واگرایی
$f(x) = g(x)e^{\lambda + \sum_{j=1}^k \beta_j h_j(x)}$	$\phi(t) = t \log t$	کولبک - لاپلر
$f(x) = g(x)[\frac{1}{\alpha}(\lambda + \sum_{j=1}^k \beta_j h_j(x))]^{\frac{1}{\alpha-1}}$	$\phi(t) = t^\alpha$	رنی
$f(x) = \frac{g(x)}{(\lambda - 2\lambda - 2 \sum_{j=1}^k \beta_j h_j(x))^\gamma}$	$\phi(t) = \frac{\lambda}{\gamma}(1 - \sqrt{t})^\gamma$	هلینجر
$f(x) = g(x)[\frac{\lambda}{\gamma} + \frac{\sum_{j=1}^k \beta_j h_j(x)}{\gamma} + 1]$	$\phi(t) = (t - 1)^\gamma$	خی دو

مینیمم اندازه اطلاع رنی اشاره نموده همچنین شکل دیگری از اندازه اطلاع رنی را به دست آورده ایم. سپس برخی از کاربردهای اقتصادی ماکسیمم آتروپی رنی را بیان نمودیم. همچنین اینکه چه تابع چگالی (احتمال) با توجه به محدودیتهای ذکر شده اندازه واگرایی  $\phi$  را می نیم می کند در حالت کلی بیان و به حالات خاص آن نیز اشاره کردیم.

#### مراجع

- Bercher, J. F. (2008a). *On some entropy functionals from Renyi information divergence*. Information Sciences, 178, 2489-2506.
- Brody, D. C., Buckley, I. R. C. and Constantinou, I. (2007). *Option price calibration from Renyi entropy*. Physics Letters A, 366, 298-307.
- Costa, J. A., Hero, A. O. and Vignat, C. (2006). *A geometric characterization of maximum Renyi entropy distributions*. IEEE International Symposium on Information Theory, ISIT, Lausanne, 1822-1826.
- Csiszar, I. (1967). *On Topological properties of f-divergences*. studia Math. Hungarica, 2, 329-339.
- Djafari, M. (1991). *A matlab program to calculate the maximum entropy distributions*. Proceedings of the 11 th Int. Maxent. workshop, seattle, usa.
- Jaynes, E. T. (1957). *Information theory and statistical mechanics*. Physical Reviews, 106, 620-630.
- Johnson, O. and Vignat, Ch. (2007). *Some results concerning maximom Renyi entropy distributions*. Annales de Institut Henri Poincare (B)Probability and statistics, 43, 339-351.
- Kagan, A. M., Linnik, Y. V. and Rao, C. R. (1973). *Characterization problems in Mathematical Statistics*. Wiley, New York.
- Renyi, A. (1961). *On measures of entropy and information*. Proc. Berekeley Symposium, Statist. Probability, 1, 547-561.