

مجله علوم آماری، پاییز و زمستان ۱۳۸۷

جلد ۲، شماره ۲، ص ۱۷۹-۲۰۰

آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

احسان زمانزاده، ناصررضا ارقامی

گروه آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۸/۱۸ تاریخ آخرین بازنگری: ۱۳۸۷/۱۲/۱۸

چکیده: در این مقاله، ابتدا به معرفی دوبرآوردگر جدید آنتروپی می‌پردازیم. برآوردگرهای جدید بر مبنای تصحیح برآوردگر کوریا (۱۹۹۵) در نقاط ابتدایی و انتهایی و اعمال وزن‌های متفاوت نسبت به آن برآوردگر معرفی می‌شوند. سپس به مقایسه برآوردگرهای جدید آنتروپی با برآوردگرهای آنتروپی معرفی شده توسط واسیچک (۱۹۷۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) و کوریا (۱۹۹۵) می‌پردازیم. آنگاه آزمون نیکویی برازش فرضیه‌های نرمال بودن و نمایی بودن را بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی معرفی کرده و توان آن را با آزمون‌های مبتنی بر برآوردگرهای واسیچک (۱۹۷۶) و کوریا (۱۹۹۵) و آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) برای آزمون‌های نرمال بودن مقایسه می‌کنیم. نتایج مطالعات شبیه‌سازی نشان می‌دهد که برآوردگرهای پیشنهادی عملکرد نسبتاً خوبی نسبت به سایر برآوردگرها در برآورد آنتروپی و آزمون نیکویی برازش دارند.

واژه‌های کلیدی: آنتروپی، برآورد آنتروپی، آزمون نیکویی برازش، اطلاع کولبک لایبلر

آدرس الکترونیک مسئول مقاله: احسان زمانزاده، ehsanzamanzadeh@yahoo.com
کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۰۰): ۶۲G۱۰ و ۶۲G۳۰

۱ مقدمه

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع توزیع $F(X)$ با تابع چگالی مطلقاً پیوسته $f(x)$ باشد. شانون (۱۹۴۸) آنتروپی این متغیر تصادفی را به صورت

$$H(f) = - \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log(f(x)) dx, \quad (1)$$

تعریف کرد. از آنجا که مفهوم آنتروپی کاربردهای فراوانی در مباحث آماری نظیر نظریه اطلاع و آزمون‌های نیکویی برازش دارد، مساله برآورد $H(f)$ بر مبنای مشاهدات x_1, \dots, x_n توسط محققین زیادی از جمله احمد و لین (۱۹۷۶)، واسیچک (۱۹۷۶)، مک (۱۹۸۸)، دادویچ و ون‌درمولن (۱۹۸۷)، ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) و کوریا (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفته است. از میان تمام این برآوردها، برآوردهای واسیچک (۱۹۷۶) به واسطه سادگی در محاسبات و دقت بالای آن، بسیار مورد استفاده قرار می‌گیرد. واسیچک (۱۹۷۶) نشان داد که می‌توان رابطه (۱) را با تغییر متغیر $F(x) = p$ به صورت

$$H(f) = \int_0^1 \log\left(\frac{d}{dp} F^{-1}(p)\right) dp \quad (2)$$

نوشت. آنگاه وی با جایگزینی تابع توزیع F با تابع توزیع تجربی F_n و استفاده از عملگر تفاضل به‌جای عملگر مشتق، برآورد آنتروپی خود را به صورت زیر معرفی کرد.

فرض کنید x_1, \dots, x_n یک نمونه تصادفی از توزیع F باشند، در این صورت برآورد آنتروپی واسیچک (۱۹۷۶) عبارت است از

$$HV_{mn} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{n}{c_i} (x_{(i+m)} - x_{(i-m)})\right), \quad (3)$$

که در آن $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ آماره‌های مرتب، $c_i = 2m$ و m یک عدد مثبت کوچکتر یا مساوی $\frac{n}{2}$ است. ضمناً به‌ازای $i < 1$ ، $x_{(i)} = x_{(1)}$ و به‌ازای $i > n$ ، $x_{(i)} = x_{(n)}$ ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) برآوردهای خود را بر مبنای اصلاح ضرایب برآوردهای واسیچک (۱۹۷۶) در نقاط انتهایی (c_i ها وقتی که $i \leq m$ و $i \geq n - m + 1$) به

صورت

$$HE_{mn} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{n}{c_i} (x_{(i+m)} - x_{(i-m)})\right) \quad (4)$$

معرفی کردند، که در آن

$$c_i = \begin{cases} m+i-1 & 1 \leq i \leq m \\ 2m & m+1 \leq i \leq n-m \\ m+n-i & n-m+1 \leq i \leq n \end{cases}$$

و برای $1 < i < n$ و به ازای $i > n$ $x_{(i)} = x_{(n)}$ است. مطالعات شبیه‌سازی ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) نشان می‌داد که برآوردگر پیشنهادی آن‌ها اریبی و میانگین توان دوم خطای کمتری نسبت به برآوردگر واسیچک (۱۹۷۶) دارد. کوریا (۱۹۹۵) برآوردگر دیگری برای آنتروپی پیشنهاد داد که میانگین توان دوم خطای کمتری نسبت به برآوردگر معرفی شده توسط واسیچک (۱۹۷۶) داشت. وی توجه کرد که می‌توان رابطه (۳) را به صورت

$$HV_{mn} = \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{\frac{i+m}{n} - \frac{i-m}{n}}{x_{(i+m)} - x_{(i-m)}}\right) \quad (5)$$

بازنویسی کرد. اما عبارت داخل لگاریتم در رابطه (۵) در واقع شیب خطی است که نقاط $(\hat{F}(X_{(i+m)}), X_{(i+m)})$ و $(\hat{F}(X_{(i-m)}), X_{(i-m)})$ را به یکدیگر متصل می‌کند. او پیشنهاد داد که این شیب را با استفاده از رگرسیون خطی موضعی برحسب $\{X_{(i-m)}, \dots, X_{(i+m)}\}$ و استفاده از تمام $2m+1$ نقطه بجای دو نقطه برآورد کنیم. لذا با در نظر گرفتن رابطه

$$F(x_{(j)}) = \alpha + \beta x_j + \epsilon \quad (6)$$

و برآورد β با روش کمترین توان‌های دوم، برآوردگر خود را به صورت

$$HC_{mn} = \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n \log(b_i), \quad (7)$$

پیشنهاد کرد، که در آن

$$b_i = \frac{\sum_{j=i-m}^{i+m} (x_{(j)} - \bar{x}_{(i)}) \left(\frac{j}{n} - \frac{i}{n}\right)}{\sum_{j=i-m}^{i+m} (x_{(j)} - \bar{x}_{(i)})^2}$$

و

$$\bar{x}_{(i)} = \sum_{j=i-m}^{i+m} \frac{x_{(j)}}{2m+1}$$

و m یک عدد صحیح کوچکتر یا مساوی $\frac{n}{3}$ ، $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ آماره‌های مرتب و برای $1 < j < n$ ، $x_{(j)} = x_{(1)}$ و به ازای $j > n$ ، $x_{(j)} = x_{(n)}$ می‌باشد.

برآورد آنتروپی در به دست آوردن آماره آزمون نیکویی برازش برای توزیع نرمال ابتدا توسط واسیچک (۱۹۷۶) و سپس توسط آریزونو و اوتا (۱۹۸۹) و علیزاده نوقابی و علیزاده نوقابی (۱۳۸۷)، برای توزیع یکنواخت بوسیله دادویچ و ون‌درمولن (۱۹۸۱) و برای توزیع نمایی بوسیله ابراهیمی و حبیب‌الله (۱۹۹۲) مورد استفاده قرار گرفت. همچنین برآورد آنتروپی در آزمون نمایی بودن توزیع برای داده‌های سانسور شده نوع-دو (پارک، ۲۰۰۵) و داده‌های سانسور فزاینده نوع-دو (بالاکریشانان و همکاران (۲۰۰۷) و یوسف‌زاده و ارقامی (۲۰۰۸) و تقارن توزیع (حبیبی‌راد و ارقامی، ۱۳۸۶) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج شبیه‌سازی در مقالات فوق نشان می‌دهد که آزمون‌های نیکویی برازش بر مبنای آنتروپی عموماً از توان بالاتری در مقایسه با سایر آزمون‌های نیکویی برخوردارند. به عنوان مثال، واسیچک (۱۹۷۶) به مقایسه آزمون نیکویی برازش نرمال بودن توزیع جامعه بر مبنای آنتروپی با سایر آزمون‌ها (کلموگروف-اسمیرنوف^۱، کرامرسون میسز^۲، کوپر^۳، واتسون^۴، اندرسون-دارلینگ^۵ و شاپیرو-ویلک^۶) پرداخت و نشان داد که آزمون پیشنهادی وی عملکرد خوبی نسبت به این آزمون‌ها دارد. از این رو آزمون‌های پیشنهاد شده در این مقاله نه با آزمون‌های فوق‌الذکر بلکه فقط با آزمون واسیچک (۱۹۷۶) مقایسه شده است. معذالک با توجه به اینکه اجماع عمومی بر این است که در بین آزمون‌های فوق‌الذکر آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) بهتر از بقیه است. توان‌های مربوط به آزمون اخیر الذکر به نتایج شبیه‌سازی اضافه گردیده است.

^۱ Kolmogorov-Smirnov

^۲ Cramer-Von Mises

^۳ Kuiper

^۴ Watson

^۵ Anderson-Darling

^۶ Shapiro-Wilk

در بخش دوم این مقاله به معرفی برآوردگرهای جدید آنتروپی که در واقع اصلاح برآوردگر معرفی شده توسط کوریا (۱۹۹۵) است، می‌پردازیم سپس با استفاده از شبیه‌سازی مونت-کارلو به مقایسه برآوردگرهای پیشنهادی با برآوردگرهای پیشنهاد شده توسط واسیچک (۱۹۷۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) و کوریا (۱۹۹۵) خواهیم پرداخت. در بخش ۳، آزمون نیکویی برازش را برای فرضیه‌های نمایی بودن و نرمال بودن توزیع جامعه بر اساس برآوردگرهای جدید آنتروپی معرفی خواهیم کرد و به مقایسه توان این آزمون‌ها با آزمون‌های پیشنهادی توسط واسیچک (۱۹۷۶) و کوریا (۱۹۹۵) و آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) در مورد نرمال خواهیم پرداخت. نتایج شبیه‌سازی حکایت از رضایت‌بخش بودن عملکرد برآوردگرهای جدید آنتروپی به منظور برآورد و آزمون نیکویی برازش دارد. بحث و نتیجه‌گیری نهایی در بخش ۴ آورده شده است.

۲ برآوردگرهای جدید آنتروپی

واضح است که مقدار b_i در رابطه (۷) (وقتی $i \leq m$ یا $i \geq n - m + 1$ است) تقریب مناسبی برای شیب خط نمی‌باشد، زیرا در این نقاط بیش از یک بار از مقدار $x_{(1)}$ یا $x_{(n)}$ استفاده شده است. لذا برآورد اول آنتروپی خود را بر مبنای اصلاح این ضرایب به صورت

$$HZ \lambda_{mn} = \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n \log(b_i^*) \quad (۸)$$

ارائه می‌دهیم، که در آن

$$b_i^* = \frac{\sum_{j=k_1(i)}^{k_2(i)} (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)}) (\hat{F}(j) - \tilde{F}(i))}{\sum_{j=k_1(i)}^{k_2(i)} (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)})^2}, i = 1, \dots, n,$$

$$k_1(i) = \begin{cases} 1 & 1 \leq i \leq m \\ i - m & i \geq m + 1 \end{cases}, \quad k_2(i) = \begin{cases} i + m & 1 \leq i \leq n - m \\ n & i \geq n - m + 1 \end{cases},$$

$$\tilde{x}_{(i)} = \sum_{j=k_1(i)}^{k_2(i)} \frac{x_{(j)}}{k_2(i) - k_1(i) + 1}, \quad \tilde{F}(i) = \sum_{j=k_1(i)}^{k_2(i)} \frac{\hat{F}(j)}{k_2(i) - k_1(i) + 1},$$

۱۸۴ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

\hat{F} تابع توزیع تجربی و $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ آماره‌های مرتب هستند. به سادگی می‌توان نشان داد رابطه

$$b_i^* = \begin{cases} \frac{\sum_{j=1}^{i+m} (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)}) (\frac{j}{n} - \frac{m+i+1}{n})}{\sum_{j=1}^{i+m} (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)})^2} & 1 \leq i \leq m \\ b_i & m+1 \leq i \leq n-m \\ \frac{\sum_{j=i-m}^n (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)}) (\frac{j}{n} - \frac{n+i-m}{n})}{\sum_{j=i-m}^n (x_{(j)} - \tilde{x}_{(i)})^2} & n-m+1 \leq i \leq n \end{cases}$$

برقرار است. دومین برآوردگر ارایه شده در این مقاله بر مبنای این ایده است که چون در برآوردگر کوریا (۱۹۹۵) برای بدست آوردن همه b_i ها از تعداد مساوی مشاهده استفاده شده است، در برآورد آنتروپی، همه b_i ها از وزن‌های مساوی $w_i = \frac{1}{n}$ برخوردارند. اما در محاسبه HZ وقتی $1 \leq i \leq m$ یا $n-m+1 \leq i \leq n$ از مشاهدات کمتری برای بدست آوردن b_i^* استفاده شده است. لذا منطقی به نظر می‌رسد که وزن‌های کمتری به این مقادیر در برآورد آنتروپی اختصاص دهیم. بر این اساس، برآوردگر دوم آنتروپی خود را به صورت

$$HZ_{mn} = - \sum_{i=1}^n w_i \log(b_i^*) \quad (9)$$

معرفی می‌کنیم، که در آن

$$w_i = \frac{\hat{F}(x_{(i+m)}) - \hat{F}(x_{(i-m)})}{\sum_{i=1}^n \hat{F}(x_{(i+m)}) - \hat{F}(x_{(i-m)})}, i = 1, \dots, n$$

و \hat{F} تابع توزیع تجربی و $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ آماره‌های مرتب هستند.

توجیه انتخاب وزن‌های فوق به این صورت است که هنگام تقریب یک انتگرال به یک مجموع از رابطه $\int_0^1 \log(\frac{d}{dp} F^{-1}(p)) dp \approx \sum_{i=1}^n \log(\frac{d}{dp} F^{-1}(p_i)) \Delta p_i$ استفاده می‌کنیم، لذا در رابطه (۸) به جای ضرایب مساوی $\frac{1}{n}$ از آن‌ها همان مقادیر w_i در بالا حاصل می‌گردد. به سادگی می‌توان نشان داد

$$w_i = \begin{cases} \frac{i+m-1}{m(n-m-1)} & 1 \leq i \leq m \\ \frac{1}{n-m-1} & m+1 \leq i \leq n-m \\ \frac{n-i+m}{m(n-m-1)} & n-m+1 \leq i \leq n \end{cases}$$

قضیه زیر را که بیان می‌کند "مقیاس متغیر تصادفی X تأثیری در دقت برآوردگر آنتروپی $HZ1_{mn}$ و $HZ2_{mn}$ ندارد" می‌توان به سادگی مشابه ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) ثابت کرد.

قضیه ۱: فرض کنید X_1, \dots, X_n یک دنباله از متغیرهای تصادفی مستقل و هم‌توزیع با آنتروپی $H^X(f)$ و به ازای $i = 1, \dots, k, k > 0$ قرار دهیم $Y_i = kX_i$. همچنین فرض کنید $HZ1_{mn}^X, HZ2_{mn}^X, HZ1_{mn}^Y$ و $HZ2_{mn}^Y$ به ترتیب برآوردگرهای آنتروپی $H^X(f)$ و $H^Y(g)$ باشند، که در آن g تابع چگالی احتمال $Y = kX$ است. در این صورت روابط زیر برقرار است.

(الف)

$$E(HZ1_{mn}^Y) = E(HZ1_{mn}^X) + \log(k) \quad \text{و} \quad E(HZ2_{mn}^Y) = E(HZ2_{mn}^X) + \log(k)$$

(ب)

$$Var(HZ1_{mn}^Y) = MSE(HZ1_{mn}^Y) \quad \text{و} \quad Var(HZ2_{mn}^Y) = Var(HZ2_{mn}^Y)$$

(ج)

$$MSE(HZ1_{mn}^Y) = MSE(HZ1_{mn}^X) \quad \text{و} \quad MSE(HZ2_{mn}^Y) = MSE(HZ2_{mn}^X)$$

اکنون در یک مطالعه شبیه‌سازی عملکرد برآوردگرهای پیشنهادی و برآوردگرهای معرفی شده توسط واسیچک (۱۹۷۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) و کوریا (۱۹۹۵)، بر حسب جذرمیانگین توان دوم خطا و اریبی، مورد مقایسه قرار می‌گیرد. برای این منظور به ازای $n = 10, 20, 30$ و مقادیر مختلف m تعداد $10,000$ نمونه با اندازه n تولید و مقدار اریبی و جذرمیانگین توان دوم خطای آن‌ها برای سه توزیع نرمال استاندارد، نمایی با میانگین ۱ و یکنواخت (۱، ۰) محاسبه شده است و نتایج در جداول ۱ تا ۳ ارائه شده‌اند.

همان‌طور که در جدول‌های ۱ تا ۳ ملاحظه می‌شود، برآوردگر پیشنهادی اول ($HZ1$) عموماً اریبی کمتری نسبت به برآوردگر پیشنهادی دوم ($HZ2$) دارد، درحالی‌که $RMSE$ های آن‌ها کم و بیش برابر هستند. ضمناً ملاحظه می‌شود که $HZ1$ چه از نظر اریبی و چه از نظر $RMSE$ به ازای m های کوچک ($m \leq \frac{n}{4}$)

۱۸۶ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

جدول ۱: آریبی و جذرمیانگین توان دوم خطای برآوردگرهای آنتروپی توزیع نرمال استاندارد. جذرمیانگین توان دوم خطا

n	m	آریبی					جذرمیانگین توان دوم خطا				
		HV _{mn}	HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{mn}	HV _{mn}	HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{mn}
۱۰	۱	-۰/۰۵۹۶۷	-۰/۰۴۵۸۰	-۰/۰۴۵۸۳	-۰/۰۳۷۷۲	-۰/۰۳۹۴۳	۰/۰۶۹۶۴	۰/۰۵۵۸۰	۰/۰۵۵۶۷	۰/۰۴۹۲۱	۰/۰۴۹۱۸
	۲	-۰/۰۵۲۵۵	-۰/۰۳۹۹۳	-۰/۰۳۵۵۹	-۰/۰۳۳۲۵	-۰/۰۳۵۹۱	۰/۰۵۵۲۸	۰/۰۴۳۳۳	۰/۰۴۵۲۸	۰/۰۴۶۵۰	۰/۰۳۷۲۵
	۳	-۰/۰۵۵۵۷	-۰/۰۲۹۹۵	-۰/۰۳۷۷۱	-۰/۰۲۱۲۵	-۰/۰۳۳۵۰	۰/۰۶۱۶۸	۰/۰۴۰۱۷	۰/۰۴۶۳۳	۰/۰۴۶۵۹	۰/۰۳۶۲۵
	۴	-۰/۰۶۱۱۶	-۰/۰۳۰۵۸	-۰/۰۴۲۹۰	-۰/۰۲۲۴۹	-۰/۰۳۳۶۲	۰/۰۶۷۰۴	۰/۰۳۹۰۵	۰/۰۵۰۲۱	۰/۰۴۴۸۵	۰/۰۳۵۱۴
	۵	-۰/۰۶۶۹۸	-۰/۰۲۹۲۰	-۰/۰۴۷۱۳	-۰/۰۲۲۸۳	-۰/۰۳۳۱۸	۰/۰۸۱۷۱	۰/۰۳۸۸۳	۰/۰۵۲۵۳	۰/۰۴۴۵۳	۰/۰۳۴۵۷
۲۰	۱	-۰/۰۴۳۵۱	-۰/۰۳۶۵۸	-۰/۰۳۱۴۴	-۰/۰۲۷۳۸	-۰/۰۳۰۳۰	۰/۰۴۸۱۵	۰/۰۴۲۱۱	۰/۰۳۷۶۲	۰/۰۴۴۲۰	۰/۰۳۶۱۷
	۲	-۰/۰۳۲۴۱	-۰/۰۲۲۶۰	-۰/۰۱۸۵۳	-۰/۰۱۲۳۲	-۰/۰۱۶۷۹	۰/۰۳۷۲۵	۰/۰۴۹۱۲	۰/۰۴۶۰۹	۰/۰۳۲۱۷	۰/۰۳۴۵۰
	۳	-۰/۰۳۱۱۹	-۰/۰۱۸۴۸	-۰/۰۱۷۷۴	-۰/۰۰۹۴۸	-۰/۰۱۴۲۷	۰/۰۳۶۰۶	۰/۰۵۷۴	۰/۰۵۳۰	۰/۰۲۰۵۴	۰/۰۳۲۵۳
	۴	-۰/۰۳۲۷۹	-۰/۰۱۶۹۵	-۰/۰۱۹۲۵	-۰/۰۰۸۴۷	-۰/۰۱۳۶۲	۰/۰۳۳۳۶	۰/۰۴۶۵۰	۰/۰۴۶۴۴	۰/۰۲۰۵۵	۰/۰۲۲۱
	۵	-۰/۰۳۳۹۹	-۰/۰۱۶۱۰	-۰/۰۲۱۱۴	-۰/۰۰۸۲۸	-۰/۰۱۲۱۲	۰/۰۳۹۲۶	۰/۰۴۴۰۰	۰/۰۳۷۸۴	۰/۰۲۰۳۲	۰/۰۲۱۸۹
۳۰	۱	-۰/۰۳۷۸۳	-۰/۰۱۵۸۸	-۰/۰۳۳۴۱	-۰/۰۰۸۵۸	-۰/۰۱۲۷۸	۰/۰۴۱۹۲	۰/۰۴۰۵۰	۰/۰۳۹۱۷	۰/۰۲۰۷۶	۰/۰۲۱۹۷
	۲	-۰/۰۴۰۷۵	-۰/۰۱۵۷۵	-۰/۰۲۵۳۴	-۰/۰۰۸۷۸	-۰/۰۱۳۴۴	۰/۰۴۴۵۲	۰/۰۳۳۷	۰/۰۳۱۶۰	۰/۰۲۰۸۹	۰/۰۲۱۸۴
	۳	-۰/۰۴۳۴۵	-۰/۰۱۵۲۹	-۰/۰۳۷۶۵	-۰/۰۰۸۵۸	-۰/۰۱۱۴۵	۰/۰۴۶۹۶	۰/۰۳۳۵۴	۰/۰۳۳۰۷	۰/۰۲۰۷۶	۰/۰۲۱۴۲
	۴	-۰/۰۴۶۸۵	-۰/۰۱۵۷۲	-۰/۰۳۰۴۰	-۰/۰۰۹۳۲	-۰/۰۱۱۳۹	۰/۰۵۰۱۶	۰/۰۳۳۴	۰/۰۳۵۴۱	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۲۱۶۴
	۵	-۰/۰۴۹۹۱	۰/۰۱۵۷۲	-۰/۰۳۲۸۶	-۰/۰۰۹۲۴	-۰/۰۱۱۱۶	۰/۰۵۳۱۰	۰/۰۳۳۹۹	۰/۰۳۷۶۲	۰/۰۲۱۵۶	۰/۰۲۱۸۶
۵۰	۱	-۰/۰۳۷۴۸	-۰/۰۳۲۸۶	-۰/۰۲۶۰۶	۰/۰۳۳۳۶	-۰/۰۲۶۳۳	۰/۰۴۰۹۲	۰/۰۳۶۸۴	۰/۰۳۰۶۹	۰/۰۲۸۴۴	۰/۰۳۰۶۷
	۲	-۰/۰۳۵۰۶	-۰/۰۱۹۳۲	-۰/۰۱۳۰۲	-۰/۰۰۸۹۳	-۰/۰۱۳۲۶	۰/۰۴۹۸۴	۰/۰۴۴۰	۰/۰۱۹۸۰	۰/۰۱۷۳۶	۰/۰۱۹۶۵
	۳	-۰/۰۳۳۶۶	-۰/۰۱۵۱۲	-۰/۰۱۱۰	-۰/۰۰۵۱۰	-۰/۰۱۱۱۷	۰/۰۳۷۶۴	۰/۰۴۰۸۰	۰/۰۸۴۹۱	۰/۰۵۶۵	۰/۰۱۷۸۷
	۴	-۰/۰۳۳۶۹	-۰/۰۱۲۱۳	-۰/۰۱۲۱۱	-۰/۰۰۵۰۵	-۰/۰۱۰۵۵	۰/۰۳۷۳۳	۰/۰۴۴۹	۰/۰۸۹۶	۰/۰۵۶۰	۰/۰۱۷۶۳
	۵	-۰/۰۳۴۲۹	-۰/۰۱۱۰	-۰/۰۱۲۸۳	-۰/۰۰۴۲۹	-۰/۰۰۹۹۸	۰/۰۳۸۲۶	۰/۰۴۵۸	۰/۰۹۴۷	۰/۰۵۴۸	۰/۰۱۷۳۳
۱۰۰	۱	-۰/۰۳۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۲۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۳۹۳۳	۰/۰۴۰۲۰	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۷۱۱
	۲	-۰/۰۳۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۲۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۳۹۳۳	۰/۰۴۰۲۰	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۷۱۱
	۳	-۰/۰۳۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۲۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۳۹۳۳	۰/۰۴۰۲۰	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۷۱۱
	۴	-۰/۰۳۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۲۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۳۹۳۳	۰/۰۴۰۲۰	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۷۱۱
	۵	-۰/۰۳۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۲۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۳۹۳۳	۰/۰۴۰۲۰	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۷۱۱
۲۰۰	۱	-۰/۰۳۰۱۵	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۲۱۳	-۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۱۰
	۲	-۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۲۱۳	-۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۱۰
	۳	-۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۲۱۳	-۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۱۰
	۴	-۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۲۱۳	-۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۱۰
	۵	-۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۲۱۳	-۰/۰۰۳۲۵	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۷۱۰
۳۰۰	۱	-۰/۰۳۳۸۸	۰/۰۰۹۰۴	-۰/۰۱۹۸۵	-۰/۰۰۲۴۳	-۰/۰۰۶۶۹	۰/۰۳۰۲۲	۰/۰۱۷۵۴	۰/۰۲۲۹۶	۰/۰۱۵۴۴	۰/۰۱۶۷۶
	۲	-۰/۰۳۵۷۹	-۰/۰۰۸۹۱	-۰/۰۲۱۱۸	-۰/۰۰۲۳۳	-۰/۰۰۶۵۰۲	۰/۰۳۸۸۲	۰/۰۱۷۴۶	۰/۰۲۶۳۳	۰/۰۱۶۴۳	۰/۰۱۶۵۳
	۳	-۰/۰۳۸۱۱	-۰/۰۰۹۱۸	-۰/۰۲۲۹۵	-۰/۰۰۲۶۹	-۰/۰۰۵۷۸	۰/۰۴۱۰۳	۰/۰۱۷۷	۰/۰۲۷۶۹	۰/۰۱۶۶۷	۰/۰۱۶۷۷
	۴	-۰/۰۴۰۰۱	-۰/۰۰۹۰۴	-۰/۰۲۴۳۶	-۰/۰۰۲۶۹	-۰/۰۰۵۵۲	۰/۰۴۲۷۳	۰/۰۱۷۵۲	۰/۰۲۸۸۱	۰/۰۱۶۵۵	۰/۰۱۶۵۵
	۵	-۰/۰۴۲۵۳	-۰/۰۰۹۵۲	-۰/۰۲۶۴۴	-۰/۰۰۲۴۳	-۰/۰۰۵۳۸	۰/۰۴۵۱۲	۰/۰۱۷۸۰	۰/۰۳۰۶۰	۰/۰۱۶۷۶	۰/۰۱۶۸۰

جدول ۲: آریبی و جذر میانگین توان دوم خطای برآوردگرهای آنزویی توزیع نمایی با میانگین ۱.

n	m	جذر میانگین توان دوم خطا									
		HV _{mn}	HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{mn}	HV _{mn}	HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{mn}
۱۰	۱	-۰/۰۵۳۱۶	-۰/۰۳۹۳۰	-۰/۰۳۹۱۳	-۰/۰۶۱۰۲	-۰/۰۳۰۵۷	۰/۰۵۵۹	۰/۰۴۹۶	۰/۰۴۹۱۳	۰/۰۴۹۱۳	۰/۰۴۷۸
	۲	-۰/۰۴۴۸۸	-۰/۰۲۵۲۶	-۰/۰۲۷۱۶	-۰/۰۱۵۱۳	-۰/۰۱۵۷۴	۰/۰۵۸۳۱	۰/۰۴۹۹۹	۰/۰۴۰۴۰	۰/۰۴۰۴۰	۰/۰۳۷۸۸
	۳	-۰/۰۴۳۴۵	-۰/۰۱۷۸۳	-۰/۰۳۴۰۴	-۰/۰/۰۸۱۶	-۰/۰/۰۵۴۶	۰/۰۵۶۹۸	۰/۰۴۰۹۴	۰/۰۳۸۳۳	۰/۰۳۸۳۳	۰/۰۳۷۸۴
	۴	-۰/۰۴۶۶۰	-۰/۰۱۴۹۱	-۰/۰۲۵۴۳	-۰/۰/۰۵۸۳	-۰/۰/۰۵۱۴	۰/۰۵۹۱۹	۰/۰۴۰۴۳	۰/۰۴۵۱۹	۰/۰۴۵۱۹	۰/۰۳۷۹۵
	۵	-۰/۰۴۶۶۱	-۰/۰/۰۸۸۳	-۰/۰۳۳۰۹	-۰/۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰/۰۱۴۱	۰/۰۶۰۲۰	۰/۰۳۹۱۱	۰/۰۴۵۵۱	۰/۰۳۹۶۳	۰/۰۴۰۱۸
۲۰	۱	-۰/۰۴۱۲۲	-۰/۰۳۳۳۹	-۰/۰۲۹۲۵	-۰/۰۲۵۱۹	-۰/۰۲۶۳۰	۰/۰۸۹۸۸	۰/۰۳۳۰	۰/۰۳۹۲۶	۰/۰۳۹۲۶	۰/۰۳۶۸۰
	۲	-۰/۰۳۰۳۷	-۰/۰۲۰۵۶	-۰/۰۱۶۱۲	-۰/۰۱۰۰۲	-۰/۰۱۲۴۹	۰/۰۹۶۹	۰/۰۳۸۰	۰/۰۳۰۶۹	۰/۰۳۰۶۹	۰/۰۲۸۲۵
	۳	-۰/۰۲۵۴۴	-۰/۰۱۲۵۳	-۰/۰۱۱۱۷	-۰/۰/۰۳۱۳	-۰/۰/۰۵۸۸	۰/۰۳۹۴	۰/۰۳۷۱۲	۰/۰۲۶۲۳	۰/۰۲۶۲۳	۰/۰۲۴۶۲
	۴	-۰/۰۲۵۷۹	-۰/۰/۰۹۹۵	-۰/۰۱۱۲۲	-۰/۰/۰۱۴۵	-۰/۰/۰۳۶۶	۰/۰۳۴۴	۰/۰۳۶۲۶	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۲۴۵۷
	۵	-۰/۰۲۶۴۳	-۰/۰/۰۷۵۴	-۰/۰۱۱۳۶	-۰/۰/۰۰۵۵	-۰/۰/۰۱۸۸	۰/۰۳۶۸	۰/۰۳۵۸۲	۰/۰۲۷۵۷	۰/۰۲۷۵۷	۰/۰۲۴۶۷
۳۰	۱	-۰/۰۲۶۲۸	-۰/۰/۰۴۳۴	-۰/۰۱۰۳۹	۰/۰/۰۳۴۱	-۰/۰/۰۱۵۹	۰/۰۳۴۸	۰/۰۳۳۳	۰/۰۲۶۵۵	۰/۰۲۶۵۵	۰/۰۲۴۱۰
	۲	-۰/۰۲۵۹۵	-۰/۰/۰۰۹۵	-۰/۰/۰۹۱۴	۰/۰/۰۶۵۶	۰/۰/۰۵۲۲	۰/۰۳۵۷۱	۰/۰۳۴۵۴	۰/۰۲۶۹۹	۰/۰۲۶۹۹	۰/۰۲۵۶۶
	۳	-۰/۰۲۶۶۵	-۰/۰/۰۰۱۸۱	۰/۰/۰۹۱۹	۰/۰/۰۹۳۹	۰/۰/۰۰۷۷	۰/۰۳۵۷۱	۰/۰۳۴۲۷	۰/۰۲۶۳۶	۰/۰۲۶۳۶	۰/۰۲۵۵۲
	۴	-۰/۰۲۸۴۲	۰/۰/۰۳۷۰	۰/۰/۰۹۲۷	۰/۰/۰۱۵۶	۰/۰/۰۰۲۲	۰/۰۳۸۵۱	۰/۰۳۶۱۳	۰/۰۲۸۵۵	۰/۰۲۸۵۵	۰/۰۲۶۵۲
	۵	-۰/۰۲۸۳۸	۰/۰/۰۵۸۰	۰/۰/۰۹۹۳	۰/۰/۰۱۳۳	۰/۰/۰۴۲۹	۰/۰۳۸۱۱	۰/۰۳۶۰۸	۰/۰۲۷۵۹	۰/۰۲۷۵۹	۰/۰۲۶۰۶۷
۴۰	۱	-۰/۰۳۷۱۵	-۰/۰۳۲۵۳	-۰/۰۲۵۷۲	۰/۰۲۰۰۲	-۰/۰۲۴۲۷	۰/۰۴۲۹۴	۰/۰۳۰۱	۰/۰۳۳۳۳	۰/۰۳۳۳۳	۰/۰۳۰۵۹
	۲	-۰/۰۳۳۶۳	-۰/۰۱۷۰۹	-۰/۰۱۰۷۱	۰/۰/۰۶۶۶	-۰/۰/۰۹۰۹	۰/۰۳۰۷۲	۰/۰۳۰۲	۰/۰۳۳۳۹	۰/۰۳۳۳۹	۰/۰۳۰۷۴
	۳	-۰/۰۲۰۳۶	-۰/۰۱۱۸۲	-۰/۰/۰۸۰۸	۰/۰/۰۲۷۱	-۰/۰/۰۵۷۲	۰/۰۲۸۵۴	۰/۰۳۳۳	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۲۰۶۸
	۴	-۰/۰۱۹۳۷	-۰/۰/۰۸۸۱	-۰/۰/۰۳۰	۰/۰/۰۰۶۸	-۰/۰/۰۳۷۰	۰/۰۲۷۰	۰/۰۳۱۶	۰/۰۲۱۳۳	۰/۰۲۰۱۰	۰/۰۱۹۹۹
	۵	-۰/۰۱۹۷۹	-۰/۰/۰۷۱۹	-۰/۰/۰۶۹	۰/۰/۰۰۲۵	-۰/۰/۰۳۰۴	۰/۰۲۷۵	۰/۰۳۰۷۴	۰/۰۲۱۴	۰/۰۱۹۸۲	۰/۰۱۹۶۸
۵۰	۱	-۰/۰۱۸۸۰	-۰/۰/۰۴۱۷	-۰/۰/۰۶۵۱	۰/۰/۰۲۷۷	-۰/۰/۰۰۴۸	۰/۰۲۶۶۴	۰/۰۱۹۳۳	۰/۰۲۰۲۵	۰/۰۱۹۳۳	۰/۰۱۸۸۰
	۲	-۰/۰۱۹۰۶	۰/۰/۰۳۳۹	-۰/۰/۰۶۰۹	۰/۰/۰۶۵۲	۰/۰/۰۱۲۹	۰/۰۲۷۳۶	۰/۰۱۹۴۶	۰/۰۲۰۷۴	۰/۰۲۰۴۶	۰/۰۱۹۵۲
	۳	-۰/۰۱۸۶۷	۰/۰/۰۰۰۳	-۰/۰/۰۵۱۰	۰/۰/۰۶۸۴	۰/۰/۰۳۸۱	۰/۰۲۶۶۸	۰/۰۲۰۴۳	۰/۰۲۱۴۱	۰/۰۲۱۹۸	۰/۰۲۰۷۸
	۴	-۰/۰۲۰۷۰	۰/۰/۰۲۰۹	-۰/۰/۰۵۶۷	۰/۰/۰۸۸۸	۰/۰/۰۶۶۱	۰/۰۲۸۷۲	۰/۰۲۰۰۱	۰/۰۲۱۲۲	۰/۰۲۱۲۲	۰/۰۲۱۱۹
	۵	-۰/۰۲۰۷۰	۰/۰/۰۴۱۳	-۰/۰/۰۴۹۷	۰/۰/۰۸۵	۰/۰/۰۹۱۳	۰/۰۲۹۴۲	۰/۰۲۱۰	۰/۰۲۲۱۱	۰/۰۲۲۱۱	۰/۰۲۲۱۱
۶۰	۱	-۰/۰۲۰۳۹	۰/۰/۰۶۴۸	-۰/۰/۰۳۷۹	۰/۰/۰۳۲۸	۰/۰/۰۱۱۱	۰/۰۲۹۴۷	۰/۰۲۲۴	۰/۰۲۲۶	۰/۰۲۵۶۲	۰/۰۲۵۰۵
	۲	-۰/۰۲۰۷۹	۰/۰/۰۸۱۲	-۰/۰/۰۳۳۴	۰/۰/۰۴۹۸	۰/۰/۰۴۵	۰/۰۳۰۳۱	۰/۰۲۳۵	۰/۰۲۳۰	۰/۰۲۷۱۹	
	۳	-۰/۰۲۵۵۰	۰/۰/۰۱۰۴۶	-۰/۰/۰۲۱۷	۰/۰/۰۳۳۱	۰/۰/۰۱۷۵	۰/۰۲۹۲۷	۰/۰۲۳۳۷	۰/۰۲۱۷	۰/۰۲۸۰۷	
	۴	-۰/۰۲۱۶۰	۰/۰/۰۱۴۱	-۰/۰/۰۲۴۸	۰/۰/۰۳۳۲	۰/۰/۰۱۲۵	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۵۵	۰/۰۲۴۸	۰/۰۳۰۴۹	
	۵	-۰/۰۲۱۶۰	۰/۰/۰۱۴۱	-۰/۰/۰۲۴۸	۰/۰/۰۳۳۲	۰/۰/۰۱۲۵	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۵۵	۰/۰۲۴۸	۰/۰۳۰۴۹	

جدول ۳: آریبی و جذرمیانگین توان دوم خطای برآوردگرهای آنتروپی توزیع یکنواخت (۱، ۰).

n	m	آریبی					جذرمیانگین توان دوم خطا				
		HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{2mn}	HV _{mn}	HE _{mn}	HC _{mn}	HZ _{mn}	HZ _{2mn}	HV _{mn}
۱۰	۱	-۰/۵۱۰۵	-۰/۳۷۱۷	-۰/۳۹۰۷	-۰/۵۳۳۹	۰/۵۶۱۸	۰/۳۹۷	۰/۳۸۱	۰/۳۷۱۷	۰/۳۲۵۸	۰/۳۲۵۸
	۲	-۰/۴۰۹۹	-۰/۲۱۲۸	-۰/۱۲۲۲	-۰/۱۰۲۹	۰/۴۹۸۹	۰/۲۱۸۴	۰/۲۰۱۱	۰/۲۱۸۷	۰/۲۰۳۱	۰/۲۰۳۱
	۳	-۰/۳۲۷۱	-۰/۱۷۰۹	-۰/۰۹۶۷	-۰/۰۸۷۹	۰/۳۵۹۴	۰/۲۴۰۵	۰/۲۹۹۰	۰/۱۹۰۸	۰/۱۹۰۷	۰/۱۹۰۷
	۴	-۰/۲۶۸۸	-۰/۱۵۱۹	-۰/۰۸۹۹	-۰/۰۸۱۹	۰/۲۹۸۳	۰/۲۲۲۷	۰/۳۲۲۷	۰/۱۸۶۷	۰/۱۸۶۲	۰/۱۸۶۲
	۵	-۰/۲۰۳۸	-۰/۱۲۵۹	-۰/۰۷۶۷	-۰/۰۷۳۳	۰/۲۵۲۲	۰/۲۰۵۳	۰/۳۳۸۵	۰/۱۷۵۱	۰/۱۷۴۷	۰/۱۷۴۷
	۶	-۰/۱۶۳۳	-۰/۱۰۳۳	-۰/۰۶۳۴	-۰/۰۶۶۲	۰/۲۱۹۰	۰/۳۲۴۵	۰/۳۰۸۱	۰/۱۷۲۵	۰/۲۴۹۸	۰/۲۴۹۸
	۷	-۰/۱۲۵۳	-۰/۱۱۸۹	-۰/۰۵۲۶	-۰/۰۵۲۳	۰/۱۶۵۸	۰/۱۵۱۴	۰/۱۴۹۰	۰/۰۹۵۵	۰/۰۹۹۵	۰/۰۹۹۵
	۸	-۰/۰۹۴۵	-۰/۱۰۱۱	-۰/۰۳۵۴	-۰/۰۲۸۶	۰/۱۲۳۶	۰/۱۳۳۱	۰/۱۵۵۳	۰/۰۹۳۸	۰/۰۹۲۸	۰/۰۹۲۸
	۹	-۰/۰۷۴۵	-۰/۰۸۵۶	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۰۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۴۵	۰/۰۸۴۵
	۱۰	-۰/۰۶۱۷	-۰/۰۷۸۹	-۰/۰۳۳۸	-۰/۰۲۹۸	۰/۰۶۰۳	۰/۱۱۵۵	۰/۱۸۰۷	۰/۰۸۸۷	۰/۰۸۹۱۵	۰/۰۸۹۱۵
	۱۱	-۰/۰۵۲۲	-۰/۰۷۲۸	-۰/۰۳۱۱	-۰/۰۲۷۵	۰/۰۵۲۹	۰/۱۰۶۱	۰/۱۹۱۶	۰/۰۸۳۵	۰/۰۸۷۴	۰/۰۸۷۴
	۱۲	-۰/۰۴۴۳	-۰/۰۶۶۷	-۰/۰۲۸۱	-۰/۰۲۴۳	۰/۰۴۵۷	۰/۱۰۵۲	۰/۲۰۷۹	۰/۰۸۲۹	۰/۰۸۸۰	۰/۰۸۸۰
	۱۳	-۰/۰۳۶۹	-۰/۰۶۳۶	-۰/۰۲۶۷	۰/۰۲۹۷	۰/۰۳۵۷	۰/۲۴۲۷	۰/۲۶۲۶	۰/۲۷۱۳	۰/۲۶۵۲	۰/۲۶۵۲
	۱۴	-۰/۰۳۰۲	-۰/۰۶۱۳	-۰/۰۲۵۲	-۰/۰۳۱۱	۰/۰۳۱۲	۰/۱۰۶۲	۰/۲۴۲۲	۰/۰۸۸۱	۰/۰۹۰۲	۰/۰۹۰۲
	۱۵	-۰/۰۲۵۳	-۰/۰۵۸۸	-۰/۰۲۳۳	-۰/۰۳۱۱	۰/۰۳۶۵	۰/۲۴۴۵	۰/۲۵۹۵	۰/۲۴۳۹	۰/۲۲۰۵	۰/۲۲۰۵
۳۰	۱	-۰/۳۰۶۳	-۰/۲۳۷۸	-۰/۱۰۷	-۰/۱۹۸۱	۰/۳۶۸۵	۰/۳۴۴۵	۰/۲۵۹۵	۰/۲۴۳۹	۰/۲۲۰۵	۰/۲۲۰۵
	۲	-۰/۲۲۷۰	-۰/۱۶۱۷	-۰/۰۶۲۸	-۰/۰۵۵۰	۰/۲۴۰۲	۰/۱۷۹۶	۰/۱۷۴۴	۰/۰۹۱۰	۰/۰۹۱۰	۰/۰۹۱۰
	۳	-۰/۱۷۰۱	-۰/۱۱۴۷	-۰/۰۴۳۸	-۰/۰۳۷۷	۰/۲۱۱۵	۰/۱۳۳۶	۰/۱۰۸۷	۰/۰۷۶۵	۰/۰۷۶۵	۰/۰۷۶۵
	۴	-۰/۱۲۰۷	-۰/۰۹۱۳	-۰/۰۳۴۴	-۰/۰۲۰۹	۰/۱۰۶۴	۰/۱۰۵۳	۰/۱۰۶۳	۰/۰۶۶۱	۰/۰۶۶۴	۰/۰۶۶۴
	۵	-۰/۰۸۴۷	-۰/۰۷۸۸	-۰/۰۲۶۶	-۰/۰۱۹۴	۰/۱۱۳۵	۰/۰۹۹۴	۰/۱۱۳۷	۰/۰۶۴۳	۰/۰۶۵۰	۰/۰۶۵۰
	۶	-۰/۰۶۱۳	-۰/۰۶۶۰	-۰/۰۱۸۶	-۰/۰۱۵۰	۰/۱۱۹۸	۰/۰۸۷۰	۰/۱۱۸۲	۰/۰۵۹۶	۰/۰۶۱۷	۰/۰۶۱۷
	۷	-۰/۰۴۵۹	-۰/۰۵۹۲	-۰/۰۱۸۵	-۰/۰۱۴۶	۰/۱۲۲۶	۰/۰۸۰۹	۰/۱۲۹۹	۰/۰۵۴۴	۰/۰۶۱۱	۰/۰۶۱۱
	۸	-۰/۰۳۴۶	-۰/۰۵۷۵	-۰/۰۱۷۰	-۰/۰۱۱۰	۰/۱۲۵۸	۰/۰۷۹۷	۰/۱۳۹۹	۰/۰۵۴۹	۰/۰۶۲۳	۰/۰۶۲۳
	۹	-۰/۰۲۶۰	-۰/۰۵۲۵	-۰/۰۱۶۰	-۰/۰۱۰۱	۰/۱۲۶۰	۰/۰۷۶۷	۰/۱۴۹۹	۰/۰۵۴۳	۰/۰۶۴۶	۰/۰۶۴۶
	۱۰	-۰/۰۱۹۵	-۰/۰۵۱۵	-۰/۰۱۵۶	-۰/۰۰۲۳	۰/۱۲۵۳	۰/۰۷۳۳	۰/۱۶۲۱	۰/۰۵۴۱	۰/۰۶۴۶	۰/۰۶۴۶
	۱۱	-۰/۰۱۴۶	-۰/۰۴۶۲	-۰/۰۱۴۷	-۰/۰۰۱۶۴	۰/۱۲۹۱	۰/۰۷۱۸	۰/۱۶۸۶	۰/۰۵۴۴	۰/۰۶۴۶	۰/۰۶۴۶
	۱۲	-۰/۰۱۰۶	-۰/۰۴۱۸	-۰/۰۱۳۳	-۰/۰۰۱۰۰	۰/۱۳۱۳	۰/۰۶۹۳	۰/۱۷۲۵	۰/۰۵۴۹	۰/۰۶۵۸	۰/۰۶۵۸
	۱۳	-۰/۰۰۷۴	-۰/۰۳۷۵	-۰/۰۱۲۳	-۰/۰۰۱۵۰	۰/۱۳۳۳	۰/۰۶۷۱	۰/۱۷۸۸	۰/۰۵۴۷	۰/۰۶۶۸	۰/۰۶۶۸
	۱۴	-۰/۰۰۵۳	-۰/۰۳۳۵	-۰/۰۱۱۳	-۰/۰۰۱۵۰	۰/۱۳۵۳	۰/۰۶۵۵	۰/۱۸۹۱	۰/۰۵۴۵	۰/۰۶۸۱	۰/۰۶۸۱
	۱۵	-۰/۰۰۳۹	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۱۰۳	-۰/۰۰۱۲۰	۰/۱۳۶۶	۰/۰۶۴۵	۰/۱۹۹۱	۰/۰۵۴۵	۰/۰۶۹۶	۰/۰۶۹۶

تحت هر سه توزیع نرمال، نمایی و یکنواخت و به ازای هر سه حجم نمونه $20, 10$ و 30 از HE ، HV و HCO بهتر است. با توجه به اینکه اولاً شرط $m \leq \frac{n}{2}$ فقط در مورد توزیع نمایی لازم است و ثانیاً جداول نشان می‌دهد که m بهینه کمتر از $\frac{n}{2}$ می‌باشد، نتیجه می‌گیریم $HZ1$ به طور یکنواخت از همه برآوردهای مورد بررسی از نظر اریبی و $RMSE$ بهتر است.

فرض کنید که مشاهدات x_1, \dots, x_n داده شده اند، نحوه انتخاب m ($m \leq \frac{n}{2}$) که به ازای آن بهترین برآورد آنتروپی حاصل گردد، هنوز به عنوان مسأله‌ای باز مطرح است. ویزورکوسکی و گورزگورزسکی (۱۹۹۹) رابطه $m = [\sqrt{n} + 0.5]$ را برای انتخاب m هنگامی که n داده شده است، پیشنهاد دادند، که در آن $[\cdot]$ علامت جزء صحیح است. همان‌طور که از جداول ۱ تا ۳ مشخص است، برآوردهای پیشنهادی به ازای این مقدار m نیز عملکردی بهتر نسبت به سایر برآوردها دارند.

۳ آزمون‌های نیکویی برازش

در این بخش به معرفی آزمون‌های نیکویی برازش برای فرضیه‌های نمایی بودن و نرمال بودن توزیع جامعه بر اساس برآوردهای جدید آنتروپی معرفی شده می‌پردازیم. از آنجا که رابطه

$$HE_{mn} = HV_{mn} + \frac{1}{n} [m \log(2m) + \log(\frac{(m-1)!}{(2m-1)!})],$$

میان برآوردهای واسیچک (۱۹۷۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) برقرار است، توان آزمون‌های نیکویی برازش بر مبنای این دو برآوردها دقیقاً یکسان می‌باشد. لذا در این مقاله توان آزمون‌های نیکویی برازش بر مبنای برآوردهای جدید را تنها با آزمون‌های نیکویی برازش بر مبنای برآوردها واسیچک (۱۹۷۶) و برآوردها کوریا (۱۹۹۵) مقایسه می‌کنیم.

۱۹۰ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

۱.۳ آزمون نمایی بودن

فرض کنید X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی مستقل و هم‌توزیع از توزیعی با تابع چگالی مطلقاً پیوسته f باشد. می‌خواهیم فرضیه $f^\circ = f$ را در مقابل نقیض آن آزمون کنیم، که در آن $f^\circ(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$ و θ مقداری مثبت و نامعلوم است. فاصله نامتقارن کولبک-لایبلر f از f° عبارت است از

$$\begin{aligned} D(f^\circ, f) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x, \theta) \ln\left(\frac{f(x, \theta)}{f^\circ(x, \theta)}\right) dx \\ &= -H(X) + \ln(\theta) + \frac{1}{\theta} E_f(X). \end{aligned}$$

به سادگی به کمک مشتق‌گیری معلوم می‌شود که

$$D_{\inf} = -H(X) + \ln E_f(X) + 1,$$

بدیهی است که $D_{\inf} = \inf_{\theta} D(f, f^\circ) = 0$ اگر و تنها اگر H درست باشد. لذا می‌توان آماره آزمون را به صورت‌های

$$TZ_1 = 1 + \ln(\bar{X}) - HZ_1, \quad TZ_2 = 1 + \ln(\bar{X}) - HZ_2$$

پیشنهاد کرد، که بر مبنای آن‌ها فرضیه صفر را به ازای مقادیر بزرگ TZ_1 و TZ_2 رد می‌کنیم. توزیع این آماره‌ها به روش تحلیلی قابل محاسبه نمی‌باشد، بنابراین برای بدست آوردن نقاط بحرانی آزمون‌ها از روش شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده می‌کنیم. قابل ذکر است که نقاط بحرانی به خاطر اینکه آماره آزمون نسبت به تبدیلات مقیاسی ناورد می‌باشد، به پارامتر مجهول بستگی ندارد. نقاط بحرانی به این صورت محاسبه می‌شود، که ابتدا از توزیع نمایی با میانگین یک، نمونه‌ای به حجم n تولید و مقدار آماره آزمون را محاسبه می‌کنیم و این کار را ۱۰,۰۰۰ بار تکرار می‌کنیم. مقدار بحرانی آزمون با استفاده از چندک $1 - \alpha$ م توزیع تجربی آماره آزمون بدست می‌آید. جداول ۴ و ۵ حاوی نتایج ۱۰,۰۰۰ دفعه شبیه‌سازی (حجم نمونه ۱۰ و ۲۰) است که برای بدست آوردن توان آزمون‌های پیشنهادی و توان آزمون‌های نمایی بودن بر مبنای برآوردگر واسیچک (۱۹۷۶) و کوریا (۱۹۹۵) در

سطح معنی داری $\alpha = 0/05$ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. آماره‌های آزمون بر مبنای برآوردگر واسیچک (۱۹۷۶) و کوریا (۱۹۹۵) به صورت زیر است.

$$TV = 1 + \ln(\bar{X}) - HV_{mn}, \quad TC = 1 + \ln(\bar{X}) - HC_{mn}.$$

در حالت کلی در آزمون‌های مبتنی بر آنترویی مقدار بهینه m علاوه بر حجم نمونه به توزیع فرضیه مقابل نیز بستگی دارد و نمی‌توان، در حجم نمونه ثابت n مقدار m را به قسمی تعیین کرد که توان آزمون به ازای تمام توزیع‌های جانشین ماکسیمم شود. ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۲) به ازای حجم نمونه n مقداری از m را پیشنهاد دادند که آزمون مربوطه دارای توان نسبتاً خوبی به ازای تمام توزیع‌های جانشین است. این مطلب برای آزمون‌های پیشنهادی ما نیز صادق می‌باشد لذا ما نیز مقدار m را برابر ۳ و ۴ به ترتیب برای حجم نمونه ۱۰ و ۲۰ در نظر می‌گیریم. در مقایسه توان‌ها از توزیع‌های زیر به عنوان فرضیه جانشین استفاده شده‌است.

الف) توزیع وایبل با تابع چگالی

$$f(x; \lambda; \beta) = \beta \lambda^\beta x^{\beta-1} \exp(-(\lambda x)^\beta), \beta > 0, \lambda > 0, x \geq 0$$

ب) توزیع گاما با تابع چگالی

$$f(x; \lambda; \beta) = \frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} \exp(-\lambda x)}{\Gamma(\beta)}, \beta > 0, \lambda > 0, x \geq 0$$

ج) توزیع لگ‌نرمال با تابع چگالی

$$f(x; \nu; \sigma^2) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{1}{2\sigma^2}(\ln(x) - \nu)^2\right), -\infty \leq \nu \leq \infty, \sigma > 0, x > 0$$

در این مقاله مقادیر سیاه در جدول‌ها نشان‌دهنده آن است که توان آزمون، در حجم نمونه در نظر گرفته شده و تحت توزیع جانشین از توان سایر آزمون‌های بر مبنای آنترویی بیشتر است.

از آنجا که برای بدست آوردن نقاط بحرانی آزمون‌ها از توزیع نمایی با میانگین یک داده تولید کردیم، در تمامی توزیع‌های بالا پارامترهای توزیع طوری انتخاب شده‌اند که امید ریاضی متغیر تصادفی برابر یک شود. بنابراین برای توزیع وایبل

۱۹۲ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

گرفته می‌شود. البته واضح است که همه آزمون‌های معرفی شده آزمون‌هایی دقیق می‌باشند و نقاط بحرانی این آزمون‌ها به مقدار پارامتر λ توزیع نمایی بستگی ندارند، یعنی اگر از توزیع نمایی با میانگینی غیر از یک، داده تولید شود و مقادیر بحرانی آزمون‌ها را محاسبه کنیم مقادیر بحرانی تغییری نمی‌کنند.

ما در اینجا از فرضیه‌های جاننشینی استفاده کردیم که ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۲) از آن‌ها برای مقایسه توان آزمون خود با آزمون‌های دیگر استفاده کرده‌اند. البته می‌توان فرضیه‌های جاننشینی را در نظر گرفت که میانگین توزیع جانشین یک نباشد. مجدداً تاکید می‌شود که در توزیع‌های گاما، وایبل و لگ‌نرمال تنها پارامتر شکل در توان آزمون موثر و پارامتر مقیاس در توان آزمون تاثیری ندارد.

جدول ۴: توان آزمون‌های نمایی بودن بر مبنای آنتروپی، $\alpha = 0.05$ و $n = 10$

Alternatives	TV	TC	TZ ₁	TZ ₂
Gamma(2, 2)	0.3255	0.3325	0.3194	0.3500
Gamma(3, 3)	0.6345	0.6360	0.6162	0.6693
Gamma(4, 4)	0.8274	0.8300	0.8114	0.8580
Weibull(2, 1/gamma(1 + 1/2))	0.6904	0.7020	0.6826	0.7333
Weibull(3, 1/gamma(1 + 1/3))	0.9825	0.9831	0.9776	0.9888
Weibull(4, 1/gamma(1 + 1/4))	0.9998	0.9998	0.9997	0.9999
Lognormal(-4/5, 3)	0.2041	0.1418	0.1379	0.1130
Lognormal(-4/5, 2)	0.5910	0.5018	0.4993	0.7176
Lognormal(-8, 4)	0.8155	0.7573	0.7579	0.7176

جدول ۵: توان آزمون‌های نمایی بودن بر مبنای آنتروپی، $\alpha = 0.05$ و $n = 20$

Alternatives	TV	TC	TZ ₁	TZ ₂
Gamma(2, 2)	0.5046	0.4971	0.4776	0.5788
Gamma(3, 3)	0.8900	0.8776	0.8587	0.9281
Gamma(4, 4)	0.9835	0.9776	0.9706	0.9917
Weibull(2, 1/gamma(1 + 1/2))	0.9333	0.9296	0.9185	0.9611
Weibull(3, 1/gamma(1 + 1/3))	0.9999	0.9999	0.9998	1
Weibull(4, 1/gamma(1 + 1/4))	1	1	1	1
Lognormal(-4/5, 3)	0.6549	0.5830	0.5781	0.6122
Lognormal(-4/5, 2)	0.9673	0.9489	0.9492	0.9488
Lognormal(-8, 4)	0.9996	0.9951	0.9952	0.9939

همان‌طور که در جداول ۴ و ۵ ملاحظه می‌شود، هیچ کدام از آزمون‌ها به طور کامل بر دیگری تسلط ندارد. به این معنی که هیچ کدام به ازای هر سه توزیع

جانشین توان بیشتری ندارد، اما آزمون‌های مبتنی بر برآوردگر واسیچک (۱۹۷۶) و $TZ2$ در توزیع‌های جانشین مختلف دارای ماکسیمم توان هستند. همچنین ملاحظه می‌شود که در یکی از سه توزیع جانشین (توزیع لگ‌نرمال) توان آزمون مبتنی بر TV و در دو توزیع وایبل و گاما توان آزمون بر مبنای $TZ2$ بیشتر است. آزمون مبتنی بر $TZ2$ ، در بیشتر موارد توان بهتری نسبت به سایر آزمون‌ها دارد.

۲.۳ آزمون نرمال بودن

فرض کنید X_1, \dots, X_n یک نمونه تصادفی مستقل و هم‌توزیع از توزیعی با تابع چگالی مطلقاً پیوسته f باشد. می‌خواهیم فرضیه $H_0: f = f^0$ را در مقابل نقیض آن آزمون کنیم، که در آن $f^0(x; \mu; \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$ و μ و $\sigma > 0$ مقادیر نامعلوم هستند. بنابراین فرضیه‌ای در نظریه اطلاع (شانون، ۱۹۴۸) توزیع نرمال دارای بیشترین مقدار آنتروپی در رده توزیع‌های با واریانس معلوم σ^2 است. واسیچک (۱۹۷۶) بر مبنای این خاصیت توزیع نرمال، آماره آزمون خود را برای فرضیه نرمال بودن به صورت

$$TV_{mn} = \frac{\exp(HV_{mn})}{S_x},$$

معرفی کرد، که در آن S_x انحراف معیار نمونه است. مشابه واسیچک (۱۹۷۶) می‌توان بر مبنای دیگر برآوردهای آنتروپی آماره‌های

$$TC_{mn} = \frac{\exp(HC_{mn})}{S_x}, \quad TZ1_{mn} = \frac{\exp(HZ1_{mn})}{S_x}, \quad TZ2_{mn} = \frac{\exp(HZ2_{mn})}{S_x}.$$

را برای آزمون فرضیه نرمال بودن پیشنهاد داد، که فرضیه صفر به ازای مقادیر کوچک آماره‌های فوق رد می‌شود. ناوردا بودن این آماره‌ها نسبت به تبدیلات مکانی و مقیاسی واضح است. توزیع این آماره‌ها نیز به روش تحلیلی قابل محاسبه نمی‌باشد، بنابراین برای بدست آوردن نقاط بحرانی آزمون‌ها از روش شبیه سازی مونت کارلو استفاده می‌کنیم. بدین صورت که ابتدا از توزیع نرمال استاندارد، نمونه‌ای به حجم n تولید و مقدار آماره آزمون را محاسبه می‌کنیم و این کار را ۱۰,۰۰۰ بار تکرار می‌کنیم. مقدار بحرانی آزمون را با استفاده از چندک α ام توزیع

۱۹۴ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

تجربی آماره آزمون بدست می‌آوریم. به منظور مقایسه توان این آزمون‌ها با یکدیگر، شبیه‌سازی مونت-کارلو با ۱۰,۰۰۰ بار تکرار، برای حجم نمونه $n = 10, 20$ تحت ۲۰ توزیع در فرضیه مقابل انجام می‌شود. در اینجا نیز همانند آزمون نمایی بودن، مقدار بهینه m علاوه بر حجم نمونه به توزیع جانشین نیز بستگی دارد، واسیچک (۱۹۷۶) به ازای مقادیر مختلف n مقادیری از m را پیشنهاد داد که آزمون مربوطه دارای توان نسبتاً خوبی به ازای تمام توزیع‌های جانشین است. این مطلب برای آزمون‌های پیشنهادی ما نیز صادق می‌باشد لذا ما نیز مقدار m را برابر ۲ و ۳ به ترتیب برای $n = 10$ و $n = 20$ در نظر می‌گیریم. توزیع‌های جانشین مورد بررسی را بنابر شکل و تکیه‌گاه‌شان می‌توان به ۴ گروه مختلف تقسیم کرد. این تقسیم‌بندی می‌تواند دیدگاه بهتری نسبت به رفتار آزمون ارائه دهد. این سبک تقسیم‌بندی برای مقایسه توان آزمون‌های نرمال‌بودن برای نخستین بار توسط استبان و همکاران (۲۰۰۱) انجام شد.

گروه I: خانواده توزیع‌های متقارن با تکیه‌گاه $(-\infty, \infty)$

- توزیع t استیودنت با یک درجه آزادی (کوشی استاندارد)
- توزیع t استیودنت با سه درجه آزادی
- توزیع لوژستیک استاندارد
- توزیع نمایی دوگانه استاندارد

گروه II: خانواده توزیع‌های نامتقارن با تکیه‌گاه $(-\infty, \infty)$

- توزیع گامبل با پارامترهای $\alpha = 0$ (مکان) و $\beta = 1$ (مقیاس)
- توزیع نرمال چوله با پارامترهای $\mu = 0$ (مکان)، $\sigma = 1$ (مقیاس) و $\alpha = 2$ (شکل)
- توزیع نمایی دوگانه چوله (ترکیب توزیع نمایی با میانگین $\beta = 2$ و قرینه توزیع نمایی با میانگین $\alpha = 1$)

گروه III: خانواده توزیع‌های با تکیه‌گاه $(0, \infty)$

- توزیع نمایی با میانگین ۱
- توزیع گاما با پارامترهای $\beta = 1$ (مقیاس) و $\alpha = 2$ (شکل)
- توزیع گاما با پارامترهای $\beta = 1$ (مقیاس) و $\alpha = \frac{1}{2}$ (شکل)
- توزیع لگ‌نرمال با پارامترهای $\mu = 0$ (مقیاس) و $\sigma = 1$ (شکل)
- توزیع لگ‌نرمال با پارامترهای $\mu = 0$ (مقیاس) و $\sigma = 2$ (شکل)
- توزیع لگ‌نرمال با پارامترهای $\mu = 0$ (مقیاس) و $\sigma = \frac{1}{2}$ (شکل)
- توزیع وایبل با پارامترهای $\beta = 1$ (مقیاس) و $\alpha = \frac{1}{2}$ (شکل)
- توزیع لگ‌نرمال با پارامترهای $\beta = 1$ (مقیاس) و $\alpha = 2$ (شکل)

گروه IV: خانواده توزیع‌های با تکیه‌گاه $(0, 1)$

- توزیع یکنواخت $(0, 1)$
- توزیع بتا $(2, 2)$
- توزیع بتا $(0/5, 0/5)$
- توزیع بتا $(3, 1/5)$
- توزیع بتا $(2, 1)$

جداول ۶ تا ۹ نتایج شبیه‌سازی را نشان می‌دهند. مجدداً متذکر می‌شویم که در این جداول مقادیر سیاه نشان دهنده این است که در حجم نمونه و توزیع جانشین مربوطه، توان آزمون مربوطه نسبت به دیگر آزمون‌های بر مبنای آنتروپی بیشتر است. همان‌طور که در این جداول ملاحظه می‌شود، آماره آزمون مبتنی بر TZ_{mn} در همه گروه‌های توزیع‌های مورد بررسی بجز گروه IV دارای بیشترین توان نسبت به سایر آزمون‌های مبتنی بر آنتروپی است و مقدار اختلاف توان‌ها نیز قابل توجه

۱۹۶ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

جدول ۶: توان آزمون‌های نرمال بودن بر مبنای آنتروپی و آزمون شاپیرو-ویلک تحت خانواده‌های توزیع‌های جانشین گروه I و $\alpha = 0/05$.

Alternatives	n	TV	TC	TZ ₁	TZ ₂	SW
t_1	10	0/4231	0/4029	0/3952	0/5086	0/5961
	20	0/8360	0/6194	0/6766	0/8121	0/8561
t_2	10	0/0958	0/0885	0/0867	0/1339	0/1893
	20	0/1577	0/1289	0/1213	0/2238	0/3365
Double exponential(0, 1)	10	0/0706	0/0638	0/0613	0/1034	0/1539
	20	0/0891	0/0697	0/0651	0/1665	0/2602
Logistic(0, 1)	10	0/0572	0/0541	0/0546	0/0647	0/0808
	20	0/0503	0/0461	0/0442	0/0738	0/1099

جدول ۷: توان آزمون‌های نرمال بودن بر مبنای آنتروپی و آزمون شاپیرو-ویلک تحت خانواده‌های توزیع‌های جانشین گروه II و $\alpha = 0/05$.

Alternatives	n	TV	TC	TZ ₁	TZ ₂	SW
Gumbel(0, 1)	10	0/1036	0/0994	0/0975	0/1283	0/1523
	20	0/1921	0/1851	0/1772	0/2471	0/3036
Skew Normal(0, 1, 2)	10	0/0624	0/0638	0/0627	0/0693	0/0710
	20	0/0669	0/0667	0/0660	0/0808	0/1035
Skew Double Exponential(1, 2)	10	0/1244	0/1173	0/1151	0/1684	0/2218
	20	0/2159	0/1923	0/1811	0/3053	0/4044

جدول ۸: توان آزمون‌های نرمال بودن بر مبنای آنتروپی و آزمون شاپیرو-ویلک تحت خانواده‌های توزیع‌های جانشین گروه III و $\alpha = 0/05$.

Alternatives	n	TV	TC	TZ ₁	TZ ₂	SW
Exponential(1)	10	0/4279	0/4250	0/4245	0/4766	0/4417
	20	0/8477	0/8384	0/8330	0/8640	0/8313
Gamma(2)	10	0/1928	0/1903	0/1880	0/2325	0/2469*
	20	0/4400	0/4325	0/4222	0/5039	0/5345*
Gamma($\frac{1}{2}$)	10	0/8933	0/8803	0/8846	0/8011	0/8289
	20	0/9907	0/9910	0/9904	0/9913	0/8948
Lognormal(0, 1)	10	0/5749	0/5698	0/5666	0/6245	0/6062
	20	0/9238	0/9181	0/9145	0/9368	0/9299
Lognormal(0, 2)	10	0/9415	0/9376	0/9389	0/9459	0/9192
	20	0/9998	0/9997	0/9997	0/9998	0/9993
Lognormal(0, $\frac{1}{2}$)	10	0/1743	0/1676	0/1667	0/2150	0/2496*
	20	0/4028	0/3932	0/3782	0/4755	0/5242*
Weibull($\frac{1}{2}$)	10	0/9329	0/9281	0/9292	0/9329	0/8963
	20	0/9996	0/99996	0/9996	0/9996	0/9989
Weibull(2)	10	0/0815	0/0972	0/0802	0/0815	0/0849*
	20	0/1248	0/1285	0/1268	0/1444	0/1504*

جدول ۹: توان آزمون‌های نرمال بودن بر مبنای آنتروپی و آزمون شاپیرو-ویلک تحت خانواده‌های توزیع‌های جانشین گروه IV و $\alpha = 0/05$.

Alternatives	n	TV	TC	TZ_1	TZ_2	SW
$Uniform(0, 1)$	۱۰	۰/۱۷۶۶	۰/۱۷۴۴	۰/۱۸۱۰	۰/۱۳۳۶	۰/۰۸۱۹
	۲۰	۰/۴۰۸۶	۰/۴۱۸۳	۰/۴۳۱۵	۰/۳۳۲۶	۰/۱۹۵۰
$Beta(2, 2)$	۱۰	۰/۰۸۱۲	۰/۰۸۴۵	۰/۰۸۵۹	۰/۰۶۴۳	۰/۰۴۱۹
	۲۰	۰/۱۲۲۸	۰/۱۳۳۲	۰/۱۳۵۴	۰/۰۹۸۹	۰/۰۵۲۸
$Beta(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$	۱۰	۰/۵۲۰۴	۰/۵۱۰۸	۰/۵۲۴۶	۰/۴۴۴۷	۰/۲۹۱۴
	۲۰	۰/۹۰۸۹	۰/۹۰۰۶	۰/۹۱۲۹	۰/۸۵۵۱	۰/۷۱۶۲
$Beta(3, \frac{1}{2})$	۱۰	۰/۱۰۶۶	۰/۱۰۵۵	۰/۱۰۶۸	۰/۰۹۹۵	۰/۰۸۶۸
	۲۰	۰/۲۲۳۱	۰/۲۲۸۳	۰/۲۲۶۹	۰/۲۱۹۱	۰/۱۶۸۱
$Beta(2, 1)$	۱۰	۰/۱۷۷۹	۰/۱۷۸۲	۰/۱۸۴۲	۰/۱۶۹۱	۰/۱۲۸۹
	۲۰	۰/۴۲۳۳	۰/۴۲۹۲	۰/۴۳۱۳	۰/۴۱۱۷	۰/۳۰۳۷

است. اما در خانواده توزیع‌های گروه IV از آزمون مبتنی بر TZ_1 توان بیشتری نسبت به سایر آزمون‌های بر مبنای آنتروپی دارد، اما اختلاف توان آن باتوان آزمون مبتنی بر TV قابل ملاحظه نیست. از طرفی مشاهده می‌شود که گرچه آزمون مبتنی بر TZ_2 در مقایسه با آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) در گروه‌های III و IV به استثنای مواردی که با ستاره مشخص شده‌اند، از توان بیشتری برخوردار است ولی در گروه‌های I و II توان کمتری دارد (در مورد حجم نمونه‌های بررسی شده). این عدم کارایی از سه جهت جبران می‌شود، نخست اینکه انجام این آزمون بسیار ساده‌تر از آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) است، که به جداول زیادی نیاز دارد. دوم اینکه آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) به ازای حجم نمونه‌های بیش از ۲۰ تقریبی است و ضرایب لازم برای محاسبه آماره آزمون برای هر حجم نمونه تغییر می‌کنند. سوم اینکه توان آزمون نرمال بودن توزیع جامعه، در گروه I (از توزیع‌های جانشین) خیلی اهمیت ندارد، زیرا اکثر روش‌های آماری مبتنی بر توزیع نرمال، نسبت به توزیع‌های متقارن بسیار استوار هستند و مادام که توزیع داده‌ها متقارن باشد، ولو اینکه نرمال نباشد، دقت روش‌های آماری از اعتبار ساقط نخواهد شد. ضمناً متذکر می‌شویم که در مورد بیش از نیمی از ۲۰ توزیع جانشین آزمون مبتنی بر TZ_2 توان‌تر از آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) است.

۴ بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله دو برآوردگر جدید آنتروپی مبتنی بر اصلاح ضرایب و تخصیص وزن‌های متفاوت از برآوردگر کوریا (۱۹۹۵) اراپه گردید، سپس در مطالعه شبیه‌سازی عملکرد برآوردگرهای پیشنهادی با برآوردگرهای واسیچک (۱۹۷۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۴) و کوریا (۱۹۹۵) مقایسه شد. نتایج بیانگر آن است که برآوردگر پیشنهادی اول به طور یکنواخت (یعنی به ازای هر سه توزیع بررسی شده و هر سه حجم نمونه ۱۰، ۲۰ و ۳۰ و به ازای $m \leq \frac{2}{3}$) عملکرد بهتری نسبت به سایر برآوردگرهای آنتروپی دارد. مقایسه آزمون نیکویی برازش برای فرضیه‌های نرمال بودن و نمایی بودن توزیع جامعه بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی و برآوردگرهای واسیچک (۱۹۷۶) و کوریا (۱۹۹۵) و شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) در مورد نرمال، بیانگر آن است که در آزمون فرضیه نمایی بودن توزیع، توان آزمون مبتنی بر TZ_2 در بیشتر موارد از توان دیگر آزمون‌های مبتنی بر آنتروپی بیشتر است. در آزمون فرضیه نرمال بودن توزیع، تنها هنگامی که تکیه‌گاه توزیع متغیر تصادفی تحت فرضیه جانشین (۱، ۰) است، آزمون مبتنی بر TZ_1 دارای بیشترین توان و در غیر این صورت آزمون مبتنی بر TZ_2 دارای ماکسیمم توان در میان سایر آزمون‌های بر مبنای آنتروپی است. توان آزمون نرمال بودن مبتنی بر TZ_2 حداقل به خوبی توان آزمون شاپیرو-ویلک (۱۹۶۵) می‌باشد. قدر مسلم این است که هیچ‌یک دیگری را تحت تسلط ندارد. ولی ساده‌تر بودن آزمون‌های بر مبنای آنتروپی امتیازی بر آزمون‌های معرفی شده محسوب می‌شود.

تقدیر و تشکر

نویسندگان از پیشنهادات ارزنده داوران و هیئت تحریریه محترم مجله که باعث اصلاحات سازنده در این مقاله شده کمال تشکر و سپاسگزاری را دارند. در ضمن از حمایت مالی قطب داده‌های ترتیبی و فضایی دانشگاه فردوسی مشهد نیز قدردانی و تشکر می‌شود.

مراجع

حبیبی‌راد، آ.، ارقامی، ن. ر.، (۱۳۸۶)، آزمون متقارن توزیع بر اساس آنتروپی، مجله علوم آماری، جلد ۱، شماره ۲، ۱۲۰-۱۰۹.

علیزاده نوقابی، ه.، علیزاده نوقابی، ر.، (۱۳۸۷)، مقایسه توان آزمونهای نیکویی برآزش بر مبنای آنتروپی با سایر روشها، مجله علوم آماری، جلد ۲، شماره ۱، ۹۷-۱۱۳.

Ahmad, I. A. and Lin, P. E (1976), A Nonparametric Estimation of the Entropy of the Absolutely Continuous Distributions, *IEEE Transaction on Information Theory*, IT-22, 327-375.

Arizono, I. and Ohta, H. (1989), A Test for Normality Based on Kullback-Leibler Information, *The American Statistician*, **43**, 20-23.

Balakrishnan, N., Habibi Rad, A. and Arghami, N. R. (2007), Testing Exponentiality Based on the Kullback-Leibler Information with Progressively Type-II Censored Data, *IEEE Transaction on Reliability*, **56**, 301-307.

Corea, J. C., (1995), A New Estimator of Entropy, *Communications in Statistics-Theory and Methods*, **24**, 2439-2449.

Dudewicz, E. S. and Van der Meulen, E. C. (1981), Entropy-based Tests of Uniformity, *Journal of American Statistical Association*, **76**, 967-974.

Ebrahimi, N. and Habibullah, M.,(1992), Testing Exponentiality Based on Kullback-Leibler Information, *Journal of Royal Statistical Society, Ser. B* **54**, 739-748.

۲۰۰ آزمون نیکویی برازش توزیع‌های نرمال و نمایی بر مبنای برآوردگرهای جدید آنتروپی

- Ebrahimi, N. ,Pflughoeft, K. and Soofi, E. S. (1994), Two Measures of Sample Entropy, *Probability and Statistics Letter*, **20**, 225-234.
- Esteban, M. D. ,Castellanos, M. E., Morales, D. and Vajda I., (2001), Monte Carlo Comparison of Four Normality Tests Using Different Entropy Estimates, *Communications in Statistics-Simulation and computation*, **30**, 761-285.
- Park, S. (2005), Testing Exponentiality Based on the Kullback-Leibler Information With the Type II Censored Data, *IEEE Transaction On Reliability*, **54**, 22-26.
- Shanon, C. E.(1948), Mathematical Theory of Communications, *Bell Sysyem Technical Journal*, **27**, 379-423; 623-656.
- Shapiro, S. S. and Wilk, M. B. (1965), An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Sample), *Biometrika*, **52**, 591-611.
- Mack, S. P. (1988), A Comparative Study of Entropy Estimators and Entropy-Based Goodness of-fit Test, *Ph.D. Dissertation, Univeristy of California, Riverside*.
- Vasicek, O. (1976), A Test for Normality Based on Sample Entropy, *Jouranl of Royal Statistical Society, Ser. B*, **38**, 730-737.
- Wieczorkowski, P., and Grzegorzewsky, P. (1999), Entropy Estimators Improvements and Comparisons, *Communication in Statistics-Computation and Simulation*, **28**, 541-567.
- Yousefzadeh, F. and Arghami, N. R. (2008), Testing Exponentiality Based on Tyoe II Censored Data and a New cdf Estimator, *Communications in Statistics-Computation and Simulation*, **37**, 1479-1499.