

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، ناصر رضا ارقامی

گروه آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

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

چکیده: در این مقاله، ابتدا به معرفی دو برآوردگر 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 برآوردگرها، برآوردگر 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 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) برآوردگر خود را بر مبنای اصلاح ضرایب برآوردگر 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 $1 < i$ و $x_{(i)} = x_{(1)}$ و به ازای $i > n$ و $x_{(i)} = x_{(n)}$ 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 $m+1$ 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

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

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

و m یک عدد صحیح کوچکتر یا مساوی $\frac{n}{2}$ ، $x_{(1)}, \dots, x_{(n)}$ آماره‌های مرتب و برای $j < 1$ ، $x_{(j)} = x_{(1)}$ 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 (بالاکریشن‌ان 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 شده‌است. 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

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

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

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

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 $\Delta p_i = F(x_{(i+m)}) - F(x_{(i-m)})$ استفاده می‌کنیم، که پس از تقسیم هریک بر مجموع 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)

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

(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 ۱۰,۰۰۰ 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 (۰, ۱) 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.

n	m	آریبی					جذرمیانگین توان دوم خطا				
		HV_{mn}	HE_{mn}	HC_{mn}	HZ_{mn}	HZ_{mn}^2	HV_{mn}	HE_{mn}	HC_{mn}	HZ_{mn}	HZ_{mn}^2
۱۰	۱	-۰/۰۵۹۶۷	-۰/۰۴۵۸۰	-۰/۰۴۵۸۳	-۰/۰۳۷۷۲	-۰/۰۲۹۴۳	۰/۰۶۱۶۴	۰/۰۵۵۸۰	۰/۰۵۵۶۷	۰/۰۴۹۲۱	۰/۰۴۹۱۸
	۲	-۰/۰۵۶۵۵	-۰/۰۳۹۹۳	-۰/۰۳۵۵۹	-۰/۰۳۳۲۵	-۰/۰۲۵۹۱	۰/۰۵۵۴۴	۰/۰۴۳۳۳	۰/۰۴۵۲۸	۰/۰۴۶۵۰	۰/۰۴۵۲۵
	۳	-۰/۰۵۵۵۷	-۰/۰۲۹۹۵	-۰/۰۳۷۷۱	-۰/۰۲۱۲۵	-۰/۰۳۲۵۰	۰/۰۶۱۶۸	۰/۰۴۰۱۷	۰/۰۴۶۳۳	۰/۰۴۶۵۹	۰/۰۴۵۲۵
	۴	-۰/۰۶۱۷۶	-۰/۰۳۰۰۸	-۰/۰۴۲۹۰	-۰/۰۲۲۴۹	-۰/۰۳۳۶۲	۰/۰۶۷۰۴	۰/۰۳۹۰۵	۰/۰۵۰۲۱	۰/۰۴۸۵۰	۰/۰۴۵۱۴
	۵	-۰/۰۶۶۹۸	-۰/۰۲۹۲۰	-۰/۰۴۷۱۳	-۰/۰۲۲۸۳	-۰/۰۳۲۱۸	۰/۰۸۱۷۱	۰/۰۳۸۸۳	۰/۰۵۲۵۳	۰/۰۴۴۵۳	۰/۰۴۴۵۷
۲۰	۱	-۰/۰۴۳۵۱	-۰/۰۳۶۵۸	-۰/۰۳۱۴۴	-۰/۰۲۷۳۸	-۰/۰۳۰۳۰	۰/۰۴۸۱۵	۰/۰۴۲۱۱	۰/۰۳۷۶۲	۰/۰۴۴۳۰	۰/۰۴۶۱۷
	۲	-۰/۰۳۲۴۱	-۰/۰۲۲۶۰	-۰/۰۱۸۵۳	-۰/۰۱۲۲۲	-۰/۰۱۶۷۹	۰/۰۳۷۲۵	۰/۰۲۹۱۲	۰/۰۲۶۰۹	۰/۰۳۲۱۷	۰/۰۳۴۵۰
	۳	-۰/۰۳۱۲۹	-۰/۰۱۸۲۸	-۰/۰۱۷۷۴	-۰/۰۰۹۲۸	-۰/۰۱۴۲۷	۰/۰۳۶۰۶	۰/۰۲۵۴۵	۰/۰۲۵۳۰	۰/۰۲۰۶۴	۰/۰۲۲۵۳
	۴	-۰/۰۳۲۷۹	-۰/۰۱۶۹۵	-۰/۰۱۹۲۵	-۰/۰۰۸۴۷	-۰/۰۱۳۶۲	۰/۰۳۳۳۶	۰/۰۲۴۶۵	۰/۰۲۶۴۴	۰/۰۲۰۳۵	۰/۰۲۲۲۱
	۵	-۰/۰۳۲۹۹	-۰/۰۱۶۱۰	-۰/۰۲۱۱۴	-۰/۰۰۸۲۸	-۰/۰۱۲۱۲	۰/۰۳۹۱۶	۰/۰۲۴۰۰	۰/۰۲۷۸۴	۰/۰۲۰۳۲	۰/۰۲۱۸۹
۳۰	۱	-۰/۰۳۷۸۳	-۰/۰۱۵۸۸	-۰/۰۲۳۴۱	-۰/۰۰۸۵۸	-۰/۰۱۲۷۸	۰/۰۴۱۹۲	۰/۰۲۴۰۵	۰/۰۲۹۷۷	۰/۰۲۰۷۶	۰/۰۲۱۹۷
	۲	-۰/۰۴۰۷۵	-۰/۰۱۵۷۵	-۰/۰۲۵۳۴	-۰/۰۰۸۷۸	-۰/۰۱۳۴۴	۰/۰۴۴۵۲	۰/۰۲۳۸۷	۰/۰۳۱۶۰	۰/۰۲۰۸۹	۰/۰۲۱۸۴
	۳	-۰/۰۴۲۴۵	-۰/۰۱۵۲۹	-۰/۰۲۷۶۵	-۰/۰۰۸۵۸	-۰/۰۱۱۴۵	۰/۰۴۶۹۶	۰/۰۲۳۵۴	۰/۰۳۳۰۷	۰/۰۲۰۷۶	۰/۰۲۱۴۲
	۴	-۰/۰۴۶۸۵	-۰/۰۱۵۷۲	-۰/۰۳۰۴۰	-۰/۰۰۹۳۲	-۰/۰۱۱۳۹	۰/۰۵۰۱۶	۰/۰۲۲۸۴	۰/۰۳۵۴۱	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۲۱۶۴
	۵	-۰/۰۴۹۹۱	۰/۰۱۵۷۲	-۰/۰۳۲۸۶	-۰/۰۰۹۲۴	-۰/۰۱۱۱۶	۰/۰۵۳۱۰	۰/۰۲۲۹۹	۰/۰۳۷۶۲	۰/۰۲۱۵۶	۰/۰۲۱۸۶
۴۰	۱	-۰/۰۳۷۴۸	-۰/۰۳۲۸۶	-۰/۰۲۶۰۶	۰/۰۲۳۳۶	-۰/۰۲۶۳۳	۰/۰۴۰۹۲	۰/۰۳۶۸۴	۰/۰۳۰۶۹	۰/۰۲۸۴۴	۰/۰۳۰۶۷
	۲	-۰/۰۲۵۸۶	-۰/۰۱۹۳۲	-۰/۰۱۳۰۲	-۰/۰۰۸۹۳	-۰/۰۱۳۲۶	۰/۰۴۹۸۴	۰/۰۲۴۴۰	۰/۰۲۹۸۰	۰/۰۲۷۳۶	۰/۰۲۹۶۵
	۳	-۰/۰۳۳۶۶	-۰/۰۱۵۱۲	-۰/۰۱۱۷۰	-۰/۰۰۵۱۰	-۰/۰۱۱۱۷	۰/۰۴۷۶۴	۰/۰۲۰۸۰	۰/۰۲۸۴۹۱	۰/۰۲۵۶۵	۰/۰۲۷۸۷
	۴	-۰/۰۳۲۶۹	-۰/۰۱۳۱۳	-۰/۰۱۲۱۱	-۰/۰۰۵۵۰	-۰/۰۱۰۵۵۵	۰/۰۳۷۸۳	۰/۰۱۹۴۹	۰/۰۲۸۹۶	۰/۰۲۵۶۰	۰/۰۲۷۶۳
	۵	-۰/۰۳۲۶۹	-۰/۰۱۱۷۰	-۰/۰۱۲۸۳	-۰/۰۰۴۲۹	-۰/۰۰۹۹۸	۰/۰۴۸۲۶	۰/۰۱۵۵۸	۰/۰۲۹۴۷	۰/۰۲۵۴۸	۰/۰۲۷۳۳
۵۰	۱	-۰/۰۲۵۵۶	-۰/۰۱۰۹۳	-۰/۰۱۳۹۲	-۰/۰۰۳۹۱	-۰/۰۰۹۶۴	۰/۰۴۹۳۳	۰/۰۱۸۰۷	۰/۰۲۰۲۰	۰/۰۲۵۴۴	۰/۰۲۷۱۱
	۲	-۰/۰۲۷۰۷	-۰/۰۱۰۴۰	-۰/۰۱۵۰۴	-۰/۰۰۳۵۵	-۰/۰۰۹۲۳	۰/۰۳۰۷۶	۰/۰۱۷۹۴	۰/۰۲۱۱۸	۰/۰۲۵۹۹	۰/۰۲۷۱۰
	۳	-۰/۰۲۸۵۰	-۰/۰۰۹۷۹	-۰/۰۱۶۱۳	-۰/۰۰۳۱۳	-۰/۰۰۸۵۷	۰/۰۳۲۰۲	۰/۰۱۷۵۷	۰/۰۲۱۹۴	۰/۰۲۵۶۴	۰/۰۲۷۱۶
	۴	-۰/۰۳۰۱۵	-۰/۰۰۹۲۹	-۰/۰۱۷۲۶	-۰/۰۰۲۷۹	-۰/۰۰۷۹۲۱	۰/۰۳۳۵۹	۰/۰۱۷۵۴	۰/۰۲۲۹۶	۰/۰۲۵۹۳	۰/۰۲۷۶۱
	۵	-۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۰۹۹۲	-۰/۰۱۸۵۷	-۰/۰۰۲۶۴	-۰/۰۰۶۳۴	۰/۰۳۵۲۲	۰/۰۱۷۳۲	۰/۰۲۳۹۱	۰/۰۲۵۸۸	۰/۰۲۷۴۴
۶۰	۱	-۰/۰۳۳۸۱	۰/۰۰۹۰۴	-۰/۰۱۹۸۵	-۰/۰۰۲۴۳	-۰/۰۰۶۶۹	۰/۰۳۷۰۲	۰/۰۱۷۴۶	۰/۰۲۵۰۹	۰/۰۲۶۲۱	۰/۰۲۷۵۳
	۲	-۰/۰۳۵۰۹	-۰/۰۰۸۹۱	-۰/۰۲۱۱۸	-۰/۰۰۲۳۳	-۰/۰۰۶۰۲	۰/۰۳۸۸۲	۰/۰۱۷۴۶	۰/۰۲۶۳۳	۰/۰۲۶۴۳	۰/۰۲۷۵۳
	۳	-۰/۰۳۸۱۱	-۰/۰۰۹۱۸	-۰/۰۲۲۹۵	-۰/۰۰۲۶۹	-۰/۰۰۵۷۸	۰/۰۴۱۰۳	۰/۰۱۷۷۷	۰/۰۲۷۷۶	۰/۰۲۶۶۹	۰/۰۲۷۶۷
	۴	-۰/۰۴۰۰۱	-۰/۰۰۹۰۴	-۰/۰۲۴۳۶	-۰/۰۰۲۶۹	-۰/۰۰۵۲۰	۰/۰۴۲۷۳	۰/۰۱۷۵۲	۰/۰۲۸۸۱	۰/۰۲۶۵۵	۰/۰۲۷۵۵
	۵	-۰/۰۴۲۵۳	-۰/۰۰۹۵۲	-۰/۰۲۶۴۴	-۰/۰۰۳۴۳	-۰/۰۰۵۳۸	۰/۰۴۵۱۲	۰/۰۱۷۸۰	۰/۰۳۰۶۰	۰/۰۲۷۱۶	۰/۰۲۷۸۰

جدول ۲: ارببی و جذر میانگین توان دوم خطای برآوردگرهای آنتروپی توزیع نمایی با میانگین ۱.

n		اربی					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	-۰/۰۳۱۰۲	-۰/۰۳۰۵۷	۰/۰۵۵۹	۰/۰۵۴۹۶	۰/۰۵۴۶۲	۰/۰۴۹۱۳	۰/۰۴۷۸۰
	۲	-۰/۰۴۴۸۸	-۰/۰۲۵۲۶	-۰/۰۲۷۱۶	-۰/۰۱۵۱۳	-۰/۰۱۵۷۴	۰/۰۵۸۳۱	۰/۰۴۹۹۹	۰/۰۴۶۲۱	۰/۰۴۰۴۰	۰/۰۳۹۷۸
	۳	-۰/۰۳۳۴۵	-۰/۰۱۷۸۳	-۰/۰۲۴۰۴	-۰/۰۰۸۱۳	-۰/۰۰۸۱۳	۰/۰۵۴۹۸	۰/۰۴۰۹۴	۰/۰۴۴۲۲	۰/۰۳۸۳۳	۰/۰۳۷۸۴
	۴	-۰/۰۴۶۶۰	-۰/۰۱۴۹۱	-۰/۰۲۵۴۳	-۰/۰۰۵۸۳	-۰/۰۰۵۲۴	۰/۰۵۹۱۹	۰/۰۳۹۴۳	۰/۰۴۵۱۹	۰/۰۳۷۸۱	۰/۰۳۷۹۵
	۵	-۰/۰۴۶۶۱	-۰/۰۰۸۸۳	-۰/۰۳۳۰۹	-۰/۰۰۰۰۰۱	-۰/۰۰۱۴۱	۰/۰۶۰۲۰	۰/۰۳۹۱۱	۰/۰۴۵۵۱	۰/۰۳۹۶۳	۰/۰۴۰۱۸
۲۰	۱	-۰/۰۴۱۳۲	-۰/۰۳۳۳۹	-۰/۰۲۹۲۵	-۰/۰۲۵۱۹	-۰/۰۲۶۲۰	۰/۰۴۸۹۸	۰/۰۳۳۳۰	۰/۰۳۹۲۶	۰/۰۳۶۳۴	۰/۰۳۶۸۰
	۲	-۰/۰۳۰۳۷	-۰/۰۲۰۵۶	-۰/۰۱۶۱۲	-۰/۰۱۰۰۲	-۰/۰۱۲۴۹	۰/۰۴۹۶۹	۰/۰۳۲۸۰	۰/۰۳۰۲۹	۰/۰۲۷۵۶	۰/۰۲۸۲۵
	۳	-۰/۰۲۵۳۴	-۰/۰۱۲۵۳	-۰/۰۱۱۱۷	-۰/۰۰۳۱۳	-۰/۰۰۵۸۱	۰/۰۳۴۹۴	۰/۰۲۷۱۲	۰/۰۲۶۲۳	۰/۰۲۴۵۲	۰/۰۲۴۶۲
	۴	-۰/۰۱۵۷۹	-۰/۰۰۹۹۵	-۰/۰۱۱۲۲	-۰/۰۰۱۴۵	-۰/۰۰۳۹۶	۰/۰۲۵۴۴	۰/۰۲۶۲۶	۰/۰۲۷۱۱	۰/۰۲۴۷۰	۰/۰۲۴۵۷
	۵	-۰/۰۲۶۴۳	-۰/۰۰۷۵۴	-۰/۰۱۱۳۶	-۰/۰۰۰۵۵	-۰/۰۰۱۸۸	۰/۰۳۶۱۸	۰/۰۲۵۸۲	۰/۰۲۷۵۷	۰/۰۲۵۲۸	۰/۰۲۴۶۷
۳۰	۱	-۰/۰۲۶۲۸	-۰/۰۰۴۳۴	-۰/۰۱۰۳۹	۰/۰۰۳۴۱	-۰/۰۰۱۵۹	۰/۰۲۵۴۸	۰/۰۲۴۳۳	۰/۰۲۶۵۵	۰/۰۲۴۶۶	۰/۰۲۴۱۰
	۲	-۰/۰۲۵۹۵	-۰/۰۰۰۹۵	-۰/۰۰۹۱۴	۰/۰۰۵۲۲	۰/۰۰۵۲۲	۰/۰۲۵۷۱	۰/۰۲۴۵۴	۰/۰۲۶۹۹	۰/۰۲۶۳۸	۰/۰۲۵۶۶
	۳	-۰/۰۲۶۲۵	-۰/۰۰۰۸۱	۰/۰۰۹۲۹	۰/۰۰۹۳۹	۰/۰۰۸۷۷	۰/۰۲۵۷۱	۰/۰۲۴۶۲	۰/۰۲۶۳۶	۰/۰۲۷۱۳	۰/۰۲۵۵۲
	۴	-۰/۰۲۸۴۲	۰/۰۰۳۷۰	-۰/۰۰۹۲۷	۰/۰۰۱۰۶	۰/۰۱۰۴۲	۰/۰۳۸۵۱	۰/۰۲۶۱۳	۰/۰۲۸۵۵	۰/۰۲۹۳۰	۰/۰۲۹۳۶
	۵	-۰/۰۲۸۳۸	۰/۰۰۵۸۰	-۰/۰۰۷۹۳	۰/۰۱۳۳۳	۰/۰۱۴۲۹	۰/۰۳۸۱۱	۰/۰۲۶۰۸	۰/۰۲۷۵۹	۰/۰۲۹۹۷	۰/۰۳۰۶۷
۴۰	۱	-۰/۰۳۷۱۵	-۰/۰۳۲۵۳	-۰/۰۲۵۷۲	۰/۰۳۳۰۲	-۰/۰۲۴۲۷	۰/۰۴۲۹۴	۰/۰۳۹۰۱	۰/۰۳۳۴۳	۰/۰۳۱۴۰	۰/۰۳۲۰۹
	۲	-۰/۰۳۳۶۳	-۰/۰۱۷۰۹	-۰/۰۱۰۷۱	۰/۰۰۶۶۶	-۰/۰۰۹۰۹	۰/۰۳۰۷۲	۰/۰۲۶۰۲	۰/۰۲۳۳۹	۰/۰۲۰۷۷	۰/۰۲۱۴۴
	۳	-۰/۰۲۰۳۶	-۰/۰۱۱۸۲	-۰/۰۰۸۰۸	۰/۰۰۲۷۱	-۰/۰۰۵۷۲	۰/۰۲۸۵۴	۰/۰۲۳۳۳	۰/۰۲۱۷۱	۰/۰۲۰۳۶	۰/۰۲۰۶۸
	۴	-۰/۰۱۹۳۷	-۰/۰۰۸۸۱	-۰/۰۰۷۳۰	۰/۰۰۰۶۸	-۰/۰۰۳۷۷	۰/۰۲۷۷۰	۰/۰۲۱۶۷	۰/۰۲۱۳۳	۰/۰۲۰۱۰	۰/۰۱۹۹۹
	۵	-۰/۰۱۹۷۹	-۰/۰۰۷۱۹	-۰/۰۰۶۲۹	۰/۰۰۰۲۵	-۰/۰۰۳۰۴	۰/۰۲۷۷۵	۰/۰۲۰۷۴	۰/۰۲۱۱۴	۰/۰۱۹۸۲	۰/۰۱۹۶۸
۵۰	۱	-۰/۰۱۸۸۰	-۰/۰۰۴۱۷	-۰/۰۰۶۵۱	۰/۰۰۲۷۷	-۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۲۶۶۴	۰/۰۱۹۳۳	۰/۰۲۰۲۵	۰/۰۱۹۴۳	۰/۰۱۸۸۰
	۲	-۰/۰۱۹۰۶	۰/۰۰۳۳۹	-۰/۰۰۶۰۹	۰/۰۰۵۵۲	۰/۰۰۱۲۹	۰/۰۲۷۲۶	۰/۰۱۹۴۶	۰/۰۲۰۷۴	۰/۰۲۰۴۶	۰/۰۱۹۵۲
	۳	-۰/۰۱۸۶۷	۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۰۵۱۰	۰/۰۰۶۸۴	۰/۰۰۳۸۱	۰/۰۲۷۶۸	۰/۰۲۰۴۳	۰/۰۲۱۴۱	۰/۰۲۱۹۸	۰/۰۲۰۷۸
	۴	-۰/۰۲۰۷۰	۰/۰۰۲۰۹	-۰/۰۰۵۶۷	۰/۰۰۸۸۸	۰/۰۰۶۶۱	۰/۰۲۸۷۲	۰/۰۲۰۰۱	۰/۰۲۱۲۲	۰/۰۲۱۵۵	۰/۰۲۱۱۹
	۵	-۰/۰۲۰۷۰	۰/۰۰۴۱۳	-۰/۰۰۴۹۷	۰/۰۰۸۵۵	۰/۰۰۹۱۳	۰/۰۲۹۴۲	۰/۰۲۱۳۰	۰/۰۲۱۲۱	۰/۰۲۱۵۵	۰/۰۲۱۳۱
۶۰	۱	-۰/۰۲۰۳۹	۰/۰۰۶۴۸	-۰/۰۰۳۷۹	۰/۰۱۳۲۸	۰/۰۱۲۱۱	۰/۰۲۹۴۷	۰/۰۲۲۴۴	۰/۰۲۲۲۶	۰/۰۲۵۹۲	۰/۰۲۵۰۵۰
	۲	-۰/۰۲۰۷۹	۰/۰۰۸۱۲	-۰/۰۰۳۳۴	۰/۰۱۴۹۸	۰/۰۱۴۵۵	۰/۰۳۰۳۱	۰/۰۲۳۵۰	۰/۰۲۳۱۰	۰/۰۲۷۱۹	۰/۰۲۷۱۹
	۳	-۰/۰۲۵۵۰	۰/۰۱۰۴۶	-۰/۰۰۲۱۷	۰/۰۱۳۳۱	۰/۰۱۷۴۵	۰/۰۲۹۲۷	۰/۰۲۳۳۷	۰/۰۲۱۷۱	۰/۰۲۸۰۹	۰/۰۲۸۰۷
	۴	-۰/۰۲۱۶۰	۰/۰۱۱۴۱	-۰/۰۰۲۴۸	۰/۰۱۸۳۲	۰/۰۱۸۲۵	۰/۰۳۱۴۱	۰/۰۲۵۵۰	۰/۰۲۳۹۸	۰/۰۳۰۴۹	۰/۰۳۰۹۶
	۵	-۰/۰۲۱۶۰	۰/۰۱۱۴۱	-۰/۰۰۲۴۸	۰/۰۱۸۳۲	۰/۰۱۸۲۵	۰/۰۳۱۴۱	۰/۰۲۵۵۰	۰/۰۲۳۹۸	۰/۰۳۰۴۹	۰/۰۳۰۹۶

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

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

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	-۰/۵۱۰۵	-۰/۳۷۱۸	-۰/۳۷۱۷	-۰/۲۹۰۷	-۰/۵۳۳۹	۰/۵۶۱۸	۰/۴۳۹۷	۰/۴۳۸۱	۰/۳۷۱۷	۰/۳۲۵۸
	۲	-۰/۴۰۹۹	-۰/۲۷۱۸	-۰/۳۳۹۵	-۰/۱۲۲۲	-۰/۱۰۲۹	۰/۴۴۸۹	۰/۳۰۱۱	۰/۲۸۱۴	۰/۲۸۱۸	۰/۲۰۳۱
	۳	-۰/۴۲۷۱	-۰/۱۷۰۹	-۰/۳۴۹۶	-۰/۰۹۶۹	-۰/۰۸۹۹	۰/۴۵۹۴	۰/۲۴۰۵	۰/۲۹۰۵	۰/۱۹۰۷	۰/۱۹۰۷
	۴	-۰/۴۶۸۸	-۰/۱۵۱۹	-۰/۳۷۴۱	-۰/۰۸۹۹	-۰/۰۸۱۹	۰/۴۹۸۳	۰/۲۲۲۷	۰/۳۳۲۷	۰/۱۸۶۷	۰/۱۸۶۳
	۵	-۰/۵۰۳۸	-۰/۱۲۵۹	-۰/۳۹۴۲	-۰/۰۷۶۷	-۰/۰۷۳۳	۰/۵۲۹۲	۰/۲۰۵۳	۰/۳۳۸۵	۰/۱۷۵۱	۰/۱۷۴۷
	۶	-۰/۵۶۸۳	-۰/۱۰۶۳	-۰/۴۱۲۰	-۰/۰۷۳۴	-۰/۰۶۶۲	۰/۴۱۹۰	۰/۳۲۴۵	۰/۳۰۸۱	۰/۲۷۲۵	۰/۲۴۹۸
	۷	-۰/۵۵۰۳	-۰/۱۲۲۴	-۰/۴۱۸۹	-۰/۰۶۴۶	-۰/۰۶۳۳	۰/۴۶۵۸	۰/۱۵۱۴	۰/۱۴۹۰	۰/۰۹۵۵	۰/۰۹۹۵
	۸	-۰/۵۵۹۵	-۰/۱۰۱۱	-۰/۴۱۷۲	-۰/۰۵۳۴	-۰/۰۵۲۸	۰/۴۳۳۶	۰/۱۳۳۱	۰/۱۵۵۳	۰/۰۹۳۸	۰/۰۹۲۸
	۹	-۰/۴۷۴۵	-۰/۰۸۵۶	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۰	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۱	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۲	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۳	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۴	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
	۱۵	-۰/۴۹۸۷	-۰/۰۷۹۳	-۰/۴۰۵۲	-۰/۰۳۱۳	-۰/۰۲۶۹	۰/۴۸۵۹	۰/۱۱۷۱	۰/۱۶۲۷	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۵
۳۰	۱	-۰/۳۵۲۵	-۰/۳۰۶۳	-۰/۳۳۷۸	۰/۲۱۰۷	-۰/۱۹۸۱	۰/۳۶۸۵	۰/۳۲۴۵	۰/۲۵۹۵	۰/۲۳۴۹	۰/۲۲۰۵
	۲	-۰/۳۲۷۰	-۰/۱۶۱۷	-۰/۱۰۲۰	۰/۰۶۲۸	-۰/۰۵۵۰	۰/۴۰۰۲	۰/۱۷۹۶	۰/۱۲۷۴	۰/۰۹۱۰	۰/۰۹۱۰
	۳	-۰/۳۰۰۱	-۰/۱۱۴۷	-۰/۰۸۳۱	-۰/۰۳۳۸	-۰/۰۲۷۷	۰/۴۱۱۵	۰/۱۳۳۶	۰/۱۰۸۷	۰/۰۷۶۵	۰/۰۷۲۵
	۴	-۰/۱۹۷۰	-۰/۰۹۱۳	-۰/۰۵۵۸	-۰/۰۲۴۴	-۰/۰۲۰۹	۰/۴۰۶۴	۰/۱۱۰۳	۰/۱۰۵۳	۰/۰۶۶۱	۰/۰۶۶۴
	۵	-۰/۲۰۴۷	-۰/۰۷۸۸	-۰/۰۵۵۲	-۰/۰۲۲۶	-۰/۰۱۹۴	۰/۴۱۳۵	۰/۰۹۹۴	۰/۱۱۳۷	۰/۰۶۴۳	۰/۰۶۵۰
	۶	-۰/۲۱۲۳	-۰/۰۶۶۰	-۰/۰۵۲۰	-۰/۰۱۸۶	-۰/۰۱۵۰	۰/۴۱۹۸	۰/۰۸۷۰	۰/۱۱۸۲	۰/۰۵۹۶	۰/۰۶۱۷
	۷	-۰/۲۲۵۹	-۰/۰۵۹۲	-۰/۰۴۱۵	-۰/۰۱۸۵	-۰/۰۱۴۶	۰/۴۲۲۶	۰/۰۸۰۹	۰/۱۲۶۹	۰/۰۵۸۴	۰/۰۶۱۱
	۸	-۰/۲۴۴۶	-۰/۰۵۷۵	-۰/۰۳۷۰	-۰/۰۲۱۰	-۰/۰۱۸۰	۰/۴۲۵۸	۰/۰۷۹۷	۰/۱۳۹۹	۰/۰۵۸۹	۰/۰۶۳۳
	۹	-۰/۲۶۰۱	۰/۰۵۲۵	-۰/۰۳۷۶	-۰/۰۲۰۰	-۰/۰۱۸۱	۰/۴۲۶۰	۰/۰۷۶۷	۰/۱۴۹۹	۰/۰۵۸۳	۰/۰۶۴۶
	۱۰	-۰/۲۷۹۵	-۰/۰۵۱۵	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۲۰۰	-۰/۰۱۸۱	۰/۴۲۶۰	۰/۰۷۶۷	۰/۱۴۹۹	۰/۰۵۸۳	۰/۰۶۴۶
	۱۱	-۰/۲۹۳۶	-۰/۰۵۰۵	-۰/۰۳۵۵	-۰/۰۱۸۷	-۰/۰۱۶۴	۰/۴۲۹۱	۰/۰۷۶۸	۰/۱۶۸۶	۰/۰۵۷۴	۰/۰۶۴۴
	۱۲	-۰/۳۱۵۶	-۰/۰۴۶۸	-۰/۰۳۲۲	-۰/۰۲۱۷	-۰/۰۲۰۰	۰/۴۳۱۳	۰/۰۷۶۳	۰/۱۸۲۵	۰/۰۵۸۹	۰/۰۶۵۸
	۱۳	-۰/۳۳۲۹	-۰/۰۴۳۶	-۰/۰۲۸۸	-۰/۰۲۱۳	-۰/۰۱۹۹	۰/۴۳۷۸	۰/۰۷۶۱	۰/۱۹۹۱	۰/۰۵۸۷	۰/۰۶۱۸
	۱۴	-۰/۳۴۷۷	-۰/۰۴۰۵	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۲۱۳	-۰/۰۱۵۰	۰/۴۳۷۸	۰/۰۷۶۱	۰/۱۹۹۱	۰/۰۵۸۷	۰/۰۶۱۸
	۱۵	-۰/۳۷۱۹	۰/۰۴۱۸	-۰/۰۲۰۷۰	-۰/۰۲۳۲	-۰/۰۲۲۰	۰/۴۳۶۶	۰/۰۷۲۵	۰/۲۱۶۵	۰/۰۵۹۰	۰/۰۶۱۷

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

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

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.

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 $f^\circ : f = f^\circ$ 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

$$TZ_1 = 1 + \ln(\bar{X}) - HZ_{1mn}, \quad TZ_2 = 1 + \ln(\bar{X}) - HZ_{2mn}$$

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 شبیه سازی مونت کارلو استفاده می‌کنیم. قابل ذکر است که نقاط بحرانی به خاطر اینکه آماره آزمون نسبت به تبدیلات مقیاسی ناوردا 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 $1 - \alpha$ ام 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 آنتروپی 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 آنتروپی 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

$\lambda = \Gamma(1 + \frac{1}{\beta})$ برای توزیع گاما $\lambda = \beta$ و برای توزیع لگ‌نرمال $\lambda = -\frac{1}{\beta}$ در نظر 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 جانشینی استفاده کردیم که ابراهیمی و همکاران (۱۹۹۲) از آن‌ها برای مقایسه توان آزمون خود با آزمون‌های دیگر استفاده کرده‌اند. البته می‌توان فرضیه‌های جانشینی 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))	0.9125	0.9131	0.9176	0.9188
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	0.1330
Lognormal(-4/5, 3)	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	0.8876	0.8587	0.9281
Gamma(4, 4)	0.9835	0.9776	0.9706	0.9917
Weibull(2, 1/gamma(1 + 1/2))	0.9323	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, 3)	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 $H_0: f = f^\circ$ را در مقابل نقیض آن آزمون کنیم، که در آن $f^\circ(x; \mu; \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$ و μ و $\sigma > 0$ مقادیر نامعلوم هستند. بنابر قضیه‌ای 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 $n = ۱۰, ۲۰$ 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 $n = ۱۰$ و $n = ۲۰$ 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 $\alpha = ۰$ (مکان) و $\beta = ۱$ (مقیاس)

- توزیع نرمال چوله با پارامترهای $\mu = ۰$ (مکان)، $\sigma = ۱$ (مقیاس) و $\alpha = ۲$ (شکل)

- توزیع نمایی دوگانه چوله (ترکیب توزیع نمایی با میانگین $\beta = ۲$ و قرینه توزیع نمایی با میانگین $\alpha = ۱$)

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}^2 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	۱۰	۰/۴۳۳۱	۰/۴۰۲۹	۰/۳۹۵۲	۰/۵۰۸۶	۰/۵۹۶۸
	۲۰	۰/۸۳۶۰	۰/۶۸۹۴	۰/۶۷۶۶	۰/۸۱۲۱	۰/۸۵۶۸
t_2	۱۰	۰/۰۹۵۸	۰/۰۸۸۵	۰/۰۸۶۷	۰/۱۳۳۹	۰/۱۸۹۳
	۲۰	۰/۱۵۷۷	۰/۱۲۸۹	۰/۱۲۱۳	۰/۲۲۳۸	۰/۳۳۶۵
Double exponential(۰, ۱)	۱۰	۰/۰۷۰۶	۰/۰۶۳۸	۰/۰۶۱۳	۰/۱۰۳۴	۰/۱۵۳۹
	۲۰	۰/۰۸۹۱	۰/۰۶۹۷	۰/۰۶۵۱	۰/۱۶۶۵	۰/۲۶۰۲
Logistic(۰, ۱)	۱۰	۰/۰۵۷۲	۰/۰۵۴۱	۰/۰۵۴۶	۰/۰۶۴۷	۰/۰۸۰۸
	۲۰	۰/۰۵۰۳	۰/۰۴۶۱	۰/۰۴۴۲	۰/۰۷۳۸	۰/۱۰۹۹

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(۰, ۱)	۱۰	۰/۱۰۳۶	۰/۰۹۹۴	۰/۰۹۷۵	۰/۱۲۸۳	۰/۱۵۲۳
	۲۰	۰/۱۹۲۱	۰/۱۸۵۱	۰/۱۷۷۲	۰/۲۴۷۱	۰/۳۰۳۶
Skew Normal(۰, ۱, ۲)	۱۰	۰/۰۶۲۴	۰/۰۶۳۸	۰/۰۶۲۷	۰/۰۶۹۳	۰/۰۷۱۰
	۲۰	۰/۰۶۶۹	۰/۰۶۶۷	۰/۰۶۶۰	۰/۰۸۰۸	۰/۱۰۳۵
Skew Double Exponential(۱, ۲)	۱۰	۰/۱۲۴۴	۰/۱۱۷۳	۰/۱۱۵۱	۰/۱۶۸۴	۰/۲۲۱۸
	۲۰	۰/۲۱۵۹	۰/۱۹۳۳	۰/۱۸۱۱	۰/۳۰۵۳	۰/۴۰۴۴

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(۱)	۱۰	۰/۴۲۷۹	۰/۴۲۵۰	۰/۴۲۴۵	۰/۴۷۶۶	۰/۴۴۱۷
	۲۰	۰/۸۴۷۷	۰/۸۳۸۴	۰/۸۳۳۰	۰/۸۶۴۰	۰/۸۳۱۳
Gamma(۲)	۱۰	۰/۱۹۲۸	۰/۱۹۰۳	۰/۱۸۸۰	۰/۲۳۲۵	۰/۲۴۶۹*
	۲۰	۰/۴۴۰۰	۰/۴۳۳۵	۰/۴۲۲۲	۰/۵۰۳۹	۰/۵۳۴۵*
Gamma($\frac{1}{2}$)	۱۰	۰/۸۹۳۳	۰/۸۸۰۳	۰/۸۸۴۶	۰/۸۰۱۱	۰/۱۲۸۹
	۲۰	۰/۹۹۰۷	۰/۹۹۱۰	۰/۹۹۰۴	۰/۹۹۱۳	۰/۸۹۴۸
Lognormal(۰, ۱)	۱۰	۰/۵۷۴۹	۰/۵۶۹۸	۰/۵۶۶۶	۰/۶۲۴۵	۰/۶۰۶۲
	۲۰	۰/۹۲۳۸	۰/۹۱۸۱	۰/۹۱۴۵	۰/۹۳۶۸	۰/۹۲۹۹
Lognormal(۰, ۲)	۱۰	۰/۹۴۱۵	۰/۹۳۷۶	۰/۹۳۸۹	۰/۹۴۵۹	۰/۹۱۹۲
	۲۰	۰/۹۹۹۸	۰/۹۹۷۷	۰/۹۹۹۷	۰/۹۹۹۸	۰/۹۹۹۳
Lognormal(۰, $\frac{1}{2}$)	۱۰	۰/۱۷۴۳	۰/۱۶۷۶	۰/۱۶۶۷	۰/۲۱۵۰	۰/۲۴۹۶*
	۲۰	۰/۴۰۲۸	۰/۳۹۳۲	۰/۳۷۸۲	۰/۴۷۵۵	۰/۵۲۴۲*
Weibull($\frac{1}{2}$)	۱۰	۰/۹۳۲۹	۰/۹۲۸۱	۰/۹۲۹۲	۰/۹۳۲۹	۰/۸۹۶۳
	۲۰	۰/۹۹۹۶	۰/۹۹۹۹۶	۰/۹۹۹۶	۰/۹۹۹۶	۰/۹۹۸۹
Weibull(۲)	۱۰	۰/۰۸۱۵	۰/۰۹۷۲	۰/۰۸۰۲	۰/۰۸۱۵	۰/۰۸۴۹*
	۲۰	۰/۱۲۴۸	۰/۱۲۸۵	۰/۱۲۶۸	۰/۱۴۴۴	۰/۱۵۰۴*

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	۰/۱۲۸۸	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 ۲۰، ۳۰ و به ازای $m \leq \frac{n}{2}$) 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. قدرمسلّم 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، ۱۰۹-۱۲۰.

علیزاده نوقابی، ه.، علیزاده نوقابی، ر.، (۱۳۸۷)، مقایسه توان آزمونهای نیکویی برازش 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 Transacation 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 Transacation 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.

- 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, *Jouranal 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.