نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۸، شماره ۲، خرداد – تیر ۱۳۹۳، ص. ۳۷۲-۳۶۵

Journal of Water and Soil
Vol. 28, No. 2, May.-Jun. 2014, p. 365-372

مقایسه تبدیل‌های نرمال‌ساز جهت نرمال کردن داده‌های بارندگی ماهانه مناطق مختلف ایران

محمد ناظری تهرودی[۱*]- کیوان خلیلی[۲]- مرضیه عباس زاده افشار[۳]- زهرا ناظری تهرودی[٤]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۵/۹
تاریخ پذیرش:۱۳۹۳/۳/۵

چکیده

در کاربرد تئوری‌های آماری و احتمالی در تحلیل سری‌های زمانی هیدرولوژیکی فرض بر این است که متغیرها دارای توزیع نرمال هستند. از آن‌جا که بسیاری از سری های زمانی نرمال نبوده، لذا نیاز است قبل از هر گونه تحلیل و مدل سازی، آنها را نرمال کرد. این کار توسط توابع تبدیل صورت می‌گیرد. در این مطالعه با استفاده از ۱۲ تابع تبدیل نرمال رایج، داده‌های میانگین بارندگی ماهانه مناطق مختلف ایران تبدیل به داده‌های با توزیع نرمال شد و با استفاده از آزمون ضریب چولگی، توابع برتر در هر منطقه آب و هوایی ایران انتخاب شد. سپس توابع تبدیل منتخب با استفاده از دو آزمون شاپیرو–ویلک و کی دو تایید گردید. نتایج نشان داد که داده‌های مورد استفاده در مناطق گرم و خشک با تبدیل جذر، به شکل مناسبی نرمال می‌شوند و در مورد بقیه مناطق آب و هوایی با احتمال می‌توان تبدیل یو – جانسون را برای مناطق گرم و مرطوب و تبدیل معکوس را برای مناطق معتدل انتخاب کرد.

واژه‌های کلیدی: تبدیل‌های نرمال ساز، توزیع نرمال، ضریب چولگی، تست نرمال بودن داده‌ها

مقدمه

توزیع نرمال یکی از متداول‌ترین توزیع‌های آماری است که توزیع گوسی نیز نامیده می شود، اولین بار توسط گوس ارائه و در تئوری خطای اندازه‌گیری به کار گرفته شد. ممکن است یک داده‌کاو با موقعیت‌هایی مواجه گردد که ویژگی‌هایی در داده شامل مقادیری باشند که در محدوده یا دامنه متفاوتی قرار داشته باشند. این ویژگی‌های با مقادیر بزرگ ممکن است اثر بسیار زیادتری در تابع هزینه نسبت به ویژگی‌های با مقادیر کم داشته باشند. این مشکل با نرمال نمودن ویژگی‌ها طوری که مقادیرشان در دامنه های مشابه قرار گیرند برطرف خواهد شد. از آنجا که شرط اصلی و لازمه‌ی استفاده از داده‌های هیدرولوژیکی در تجزیه و تحلیل‌های آماری و مدل‌سازی، نرمال بودن داده‌ها است، لذا قبل از استفاده داده‌ها باید از نرمال بودن آنها مطمئن شویم.

احمدی و همکاران (۱) جهت نرمال کردن داده‌های دبی جریان ماهانه و روزانه رودخانه باراندوزچای از توابع مختلف مانند لگاریتم، جذر، تابع توانی و باکس – کاکس استفاده کردند و با توجه به ضریب چولگی نزدیک به صفر، تابع لگاریتم را جهت نرمال کردن داده‌های منطقه مورد مطالعه، انتخاب کردند. ادب و همکاران (۲) جهت نرمال کردن داده‌های بارش سالانه استان خراسان رضوی در تهیه نقشه‌های بارش سالانه، از تبدیل باکس – باکس استفاده کردند. ثقفیان و همکاران (۳) جهت نرمال کردن داده‌های بارش سالانه استان فارس در بررسی تغییرات منطقه‌ای بارش سالانه با کاربرد روش‌های زمین آمار، از تبدیل باکس – کاکس استفاده کردند. حمیدی و امامقلی زاده (۴) جهت نرمال‌سازی داده‌های سری زمانی دبی سالانه رودخانه مارون، از توابع لگاریتمی، جذر و نظیر آن استفاده کردند و در نهایت با توجه به مقدار ضریب چولگی، تبدیل لگاریتمی را جهت نرمال ساختن داده‌های مورد استفاده انتخاب کردند. شفیعی و همکاران (۵) نیز در شبیه‌سازی تصادفی شدت خشکسالی بر اساس شاخص پالمر، جهت نرمال کردن داده‌های مورد استفاده، از تبدیل باکس – کاکس با مقدار $\lambda = ۰/۵$ استفاده کردند. ناظری تهرودی و همکاران (۶) با مقایسه روش‌های رایج نرمال‌سازی جهت مدل‌سازی دما با استفاده از مدل‌های پریودیک آرما، تبدیل توانی را با توجه به مقدار ضریب چولگی انتخاب کردند. ناظری تهرودی و همکاران (۷) جهت نرمال سازی داده‌های ماهانه دما و بارندگی ایستگاه سینوپتیک سنندج در مدل‌سازی اقلیم آینده کردستان، به ترتیب از تبدیل توانی و لگاریتم استفاده کردند و ضریب چولگی، این نتیجه را تایید کرد. ناظری

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه
(*- نویسنده مسئول: (Email:m_nazeri2007@yahoo.com
۴- دانشجوی کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد میبد

تهرودی و همکاران (۸) در ارزیابی مدل‌های ARIMA و PARMA جهت مدل‌سازی و پیش‌بینی بیشترین سرعت باد ایستگاه سینوپتیک بندرعباس از داده‌های سری زمانی ماهانه ۵۵ ساله بیشترین سرعت باد منطقه مورد مطالعه استفاده کردند و جهت نرمال کردن این سری زمانی از تبدیل‌های گاما و لگاریتم بر حسب ماه‌های مختلف و ضریب چولگی استفاده کردند. نیک منش و طالب بیدختی (۹) دو مدل تئوری موجک سری‌های زمانی را با مدل‌سازی بارندگی ماهانه ارسنجان استان فارس را مورد مقایسه قرار دادند و جهت نرمال کردن داده‌های بارندگی ماهانه منطقه مورد مطالعه، از تبدیل‌های باکس – کاکس استفاده کردند.

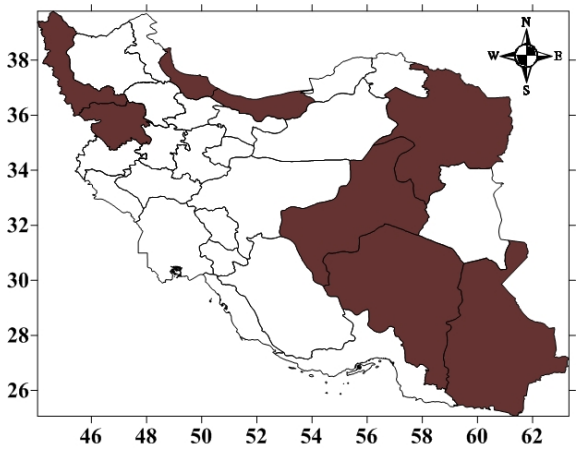
در مدل‌یابی سری‌های زمانی نیازی به نرمال بودن متغیرهای سری زمانی نیست بلکه باید خطاهای مدل دارای توزیع نرمال باشند. از آنجا که نرمال بودن توزیع خطاها به نرمال بودن توزیع متغیرهای سری زمانی وابسته است، بنابراین نرمال بودن توزیع متغیرهای سری زمانی می‌تواند تاثیر بسزایی در نرمال بودن توزیع خطاهای مدل‌های سری زمانی داشته باشد. هدف از این مطالعه مقایسه توابع نرمال‌ساز رایج جهت نرمال کردن داده‌های بارندگی ماهانه مناطق مختلف ایران به منظور یافتن تابع تبدیل غالب بر داده‌های بارندگی ماهانه مناطق مختلف ایران است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

در این مطالعه از داده‌های بارندگی ماهانه در دوره آماری ۱۹۵۵ تا ۲۰۰۵ مناطق مختلف آب و هوایی ایران استفاده شد. مشخصات ایستگاه‌های سینوپتیک مورد مطالعه در جدول ۱ و موقعیت استان‌ها به شرح شکل ۱ ارائه شد.

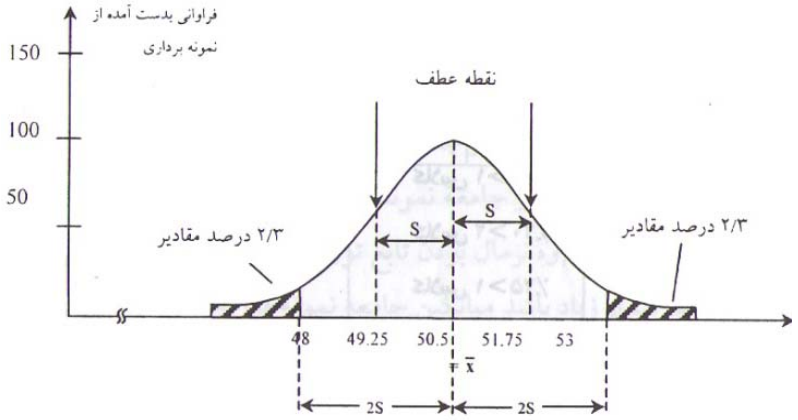
توزیع نرمال، یکی از مهمترین توزیع‌های احتمالی پیوسته در نظریه احتمالات است. علت نام‌گذاری و همچنین اهمیت این توزیع، هم‌خوانی بسیاری از مقادیر حاصل شده، هنگام نوسان‌های طبیعی و فیزیکی پیرامون یک مقدار ثابت با مقادیر حاصل از این توزیع است. دلیل اصلی این پدیده، نقش توزیع نرمال در قضیه‌ی حد مرکزی است. به زبان ساده، در قضیه حد مرکزی نشان داده می‌شود که تحت شرایطی، مجموع مقادیر حاصل از متغیرهای مختلف که هرکدام میانگین و پراکندگی متناهی دارند، با افزایش تعداد متغیرها، دارای توزیعی بسیار نزدیک به توزیع نرمال است.



شکل ۱- موقعیت استان‌های مورد مطالعه

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های سینوپتیک مناطق مورد مطالعه

ایستگاه	ارومیه	رامسر	رشت	زاهدان	مشهد	کرمان	یزد	سنندج
دوره آماری	۲۰۰۵ – ۱۹۵۵							
مقیاس	ماهانه							
مشخصات ایستگاه	۳۲ ′ ۳۷ N ۵ ′۴۵ E	۵۴′ ۳۶ N ۴۰ ′۵۰ E	۱۵ ′۳۷ N ۳۶ ′۴۹ E	۲۸ ′۲۹ N ۵۳ ′۶۰ E	۱۶ ′۳۶ N ۳۸ ′۵۹ E	۱۵ ′۳۰ N ۵۸ ′۵۶ E	۵۴ ′۳۱ N ۱۷ ′۵۴ E	۲۰ ′۳۵ N ۴۷ E
ارتفاع(متر)	۱۳۱۵/۹	-۲۰	-۶/۹	۱۳۷۰	۹۹۹/۲	۱۷۵۳/۸	۱۲۳۷/۲	۱۳۷۳
میانگین بارش mm	۲۵۶	۱۲۰۰	۱۳۵۹	۷۲	۲۴۱	۱۵۵	۶۲	۵۰۰



شکل ۲- نمونه تابع زنگوله‌ای توزیع نرمال

این قانون که تحت شرایط و مفروضات طبیعی نیز برقرار است، سبب شده که برایند نوسان‌های مختلف تعداد زیادی از متغیرهای ناشناخته، در طبیعت به صورت توزیع نرمال آشکار شود.

این توزیع گاهی به دلیل استفاده‌ی کارل فردریک گاوس از آن در کارهای خود با نام توزیع یا تابع گوسی (گاوسی) نامیده می‌شود. همچنین به دلیل شکل تابع احتمال این توزیع، با نام انحنای زنگوله‌ای (زنگدیس) نیز معروف است که به صورت شکل ۲ ارائه می‌شود.

تابع احتمال این توزیع دارای دو پارامتر است که یکی تعیین کننده‌ی مکان (μ) و دیگری تعیین کننده‌ی مقیاس (σ) توزیع هستند. همچنین میانگین توزیع با پارامتر مکان و پراکندگی آن با پارامتر مقیاس برابر است. منحنی تابع احتمال حول میانگین توزیع متقارن است. در حالت خاص اگر μ=۰ و σ=۱ باشد توزیع، نرمال استاندارد نامیده می‌شود. تابع توزیع نرمال در حالت کلی به شرح زیر است.

$$F(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \qquad (۱)$$

در این مطالعه از ۱۲ تبدیل نرمال‌ساز رایج در هیدرولوژی استفاده شد که آماره‌های این آزمون‌ها به شرح زیر است:

تبدیل لگاریتم

اگر سری زمانی دارای تابع توزیع لاگ نرمال باشد، می‌توان با تبدیل لگاریتم به صورت سری زمانی زیر آن را به سری زمانی دارای توزیع نرمال تبدیل نمود.

$$y_t=\log(X_t) \qquad t=1,2,3,\dots,N \qquad (۲)$$

تبدیل جذر

اگر سری زمانی X_t دارای توزیع گاما باشد، می‌توان با جذر گرفتن از سری زمانی اصلی به صورت زیر آن را به سری زمانی دارای توزیع نرمال تبدیل نمود.

$$y_t=\sqrt{X_t} \qquad t=1,2,3,\dots,N \qquad (۳)$$

تبدیل نمایی

سری زمانی غیر نرمال X_t را می‌توان پس از کسر مقدار c به عنوان پارامتر حد پائین به صورت نمایی زیر تبدیل نمود.

$$y_t=a(X_t-c)^b \qquad (۴)$$

که در آن a و b پارامتر های تابع در جهت نرمال کردن سری زمانی اصلی هستند. مقدار a و b و c به صورت سعی و خطا بدست می آیند ولی غالبا مقدار b معادل ۰/۵، ۰/۳۳ و یا ۰/۲۵ است.

تبدیل معکوس

سری زمانی غیر نرمال X_t را می‌توان پس از معکوس کردن آن، تبدیل به سری با توزیع نرمال نمود.

$$y_t=\frac{1}{X_t} \qquad (۵)$$

تبدیل منفی

گاهی وقت‌ها با ضرب X_t در ۱- ، سری زمانی غیر نرمال به سری زمانی با توزیع نرمال تبدیل می‌شود.

$$y_t=-X_t \qquad (۶)$$

تبدیل مثبت

گاهی وقت‌ها نیز بر خلاف تبدیل منفی، داده‌های سری زمانی غیر نرمال با تابع قدر مطلق، به سری زمانی با توزیع نرمال تبدیل می‌شوند.

$$y_t=|X_t| \qquad (۷)$$

تبدیل مقیاس

$$y_t=a\times X_t \qquad (۸)$$

تبدیل انتقال

$$y_t = a + X_t \quad (۹)$$

تبدیل توان

$$y_t = X_t^{\alpha} \quad (۱۰)$$

که در هر سه تبدیل مقیاس، انتقال و توان، مقدار a به صورت سعی و خطا بدست می‌آید.

تبدیل سینوسی

اگر داده‌های غیر نرمال سری زمانی به صورت درصد ناشی از شمارش بیان شده باشد، برای تبدیل آن به سری زمانی با توزیع نرمال از تابع Arcsin استفاده می‌شود.

$$y_t = \text{Arc sin } X_t \quad (۱۱)$$

تبدیل باکس-کاکس

تبدیل باکس – کاکس برای سری زمانی به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$y_t = \begin{cases} \frac{(X_t^{\lambda}-1)}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log X_t & \lambda = 0 \end{cases} \quad t = 1,2,3,\dots,N \quad (۱۲)$$

که در آن λ بین ۲- و ۲ می‌باشد و مقدار آن به صورت حدس و خطا برای سری زمانی مورد نظر محاسبه می‌گردد. به طوری که بهترین مقدار λ توزیع Y_t را به نرمال نزدیکتر می‌گرداند. این تبدیل به ویژه هنگامی به کار می‌رود که تغییرات سری زمانی افزایشی یا کاهشی باشد.

هرگاه سری زمانی اصلی X_t دارای مقادیر منفی باشد، آنگاه تبدیل باکس – کاکس به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$y_t = \begin{cases} \frac{(x_T+\lambda_2)^{\lambda_1}-1}{\lambda_1} & \lambda_1 \neq 0 \\ Log(x_T+\lambda_2) & \lambda_1 = 0 \end{cases} \quad (۱۳)$$

که در آن λ_2 به نحوی انتخاب می‌گردد که $X_T+\lambda_2>0$ گردد.

جهت همگرا نمودن سعی و خطای تعیین λ در تبدیل باکس – کاکس فرم دیگری از این تبدیل، اعمال میانگین هندسی سری زمانی در آن است که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} \frac{(X_t^{\lambda}-1)}{\lambda} \times \frac{1}{g^{\lambda-1}} & \lambda \neq 0 \\ \log(X_t) & \lambda = 0 \end{cases} \quad (۱۴)$$

که در آن g میانگین هندسی سری زمانی اصلی X_t می‌باشد.

تبدیل یو-جانسون

این تبدیل نیز جهت نرمال کردن سری زمانی X_t به صورت زیر بیان می‌شود.

$$y_t = \begin{cases} \frac{(X_t+1)^{\lambda}-1}{\lambda} & \lambda \neq 0, X_t \geq 0 \\ \log(X_t+1) & \lambda = 0, X_t \geq 0 \\ \frac{(1-X_t)^{2-\lambda}-1}{\lambda-2} & \lambda \neq 2, X_t < 0 \\ -\log(1-X_t) & \lambda = 2, X_t < 0 \end{cases} \quad t = 1,2,3,\dots,N \quad (۱۵)$$

که در آن λ به صورت سعی و خطا به دست آمده تا y_t به نرمال نزدیک‌تر گردد.

بعد از نرمال کردن جهت مطمئن شدن از نرمال بودن سری زمانی از آزمون های نرمال بودن نظیر کی دو و آزمون چولگی استفاده می‌شود.

آزمون چولگی

در این آزمون ابتدا ضریب چولگی سری زمانی X_t به ازای t=1,2,…,N مطابق رابطه زیر محاسبه می‌شود. اگر مقدار این ضریب صفر باشد، آنگاه توزیع نرمال است. ابتدا چولگی و کشیدگی[1] داده‌ها آزمون می‌شود. چولگی معیاری از تقارن یا عدم تقارن تابع توزیع می‌باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچکتر مقدار چولگی منفی است. کشیدگی نشان دهنده ارتفاع یک توزیع است. به عبارت دیگر کشیدگی معیاری از بلندی منحنی در نقطه ماکزیمم است و مقدار کشیدگی برای توزیع نرمال برابر ۳ می باشد. به طور کلی، کشیدگی میزان به اوج رسیدگی یک توزیع را نسبت به توزیع نرمال نشان می‌دهد (۶). چولگی سری زمانی X_i به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma = \frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\bar{X})^3}{N\sigma^3} \quad (۱۶)$$

در این رابطه $\bar{X}$ میانگین سری زمانی و γ ضریب چولگی است که برای داده‌های آماری کم (N<30)، توصیه می‌گردد که ضریب چولگی محاسبه شده از رابطه ۱۶، که برای جامعه آماری است، در N2/((N-1)(N-2)) ضرب گردد. اگر سری زمانی دارای توزیع نرمال باشد، آنگاه دارای توزیع با میانگین صفر و انحراف معیار $\sqrt{\frac{6}{N}}$ خواهد بود. لذا با قبول سطح خطای α، سطح اطمینان $(\alpha - ۱)$ بر روی ضریب چولگی به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$-U_{(1-\frac{\alpha}{2})}\sqrt{\frac{6}{N}} \quad \text{و} \quad +U_{(1-\frac{\alpha}{2})}\sqrt{\frac{6}{N}} \quad (۱۷)$$

که در آن $U_{(1-\frac{\alpha}{2})}$ صدک مرتبه $(۱-\alpha)$ توزیع نرمال استاندارد می‌باشد. چنانچه γ در محدوده بازه بالا قرار گیرد، فرض نرمال بودن

1 - kurtosis

صحیح است و در غیر این صورت باطل است. این آزمون برای نمونه-های بیش از ۱۵۰ داده توصیه گردیده است و برای تعداد نمونه‌های کمتر بایستی مقدار ضریب چولگی با مقادیر ارائه شده در جدول ۲ بر اساس α مورد نظر مقایسه گردد. چنانچه $|\gamma| < \gamma n(N)$ باشد، آنگاه فرض نرمال بودن سری زمانی صادق است.

نتایج و بحث

سری زمانی داده‌های متوسط بارندگی ماهانه ایستگاه‌های سینوپتیک مناطق مورد مطالعه با استفاده از تبدیل‌های نرمال ساز مختلف مورد بررسی قرار گرفتند. در این راستا از نرم‌افزارهای EasyFit، SAMS2007، Hyfran و محیط اکسل استفاده شد. داده‌های مورد استفاده با توابع تبدیل برازش داده شد و ضریب چولگی تمام تبدیل‌ها محاسبه شد. نتایج محاسبه ضریب چولگی توابع تبدیل به شرح جدول ۳ ارائه گردید.

تابع نمایی پذیرفته شده در ایستگاه ارومیه دارای ضریب a برابر صفر، b برابر با ۰/۰۱۱ و c برابر با ۱ و تبدیل پذیرفته شده در ایستگاه رامسر دارای ضریب λ برابر با صفر است.

توابع تبدیل منتخب بر اساس ضریب چولگی، با استفاده از آزمون‌های شاپیرو–ویلک و کی دو مورد بررسی قرار گرفتند و نتایج به شرح جدول ۴ ارائه شد.

نتایج بررسی آزمون‌های نکویی برازش کی دو و شاپیرو–ویلک نشان داد که داده‌های نرمال شده توسط توابع تبدیل به خوبی نرمال شده و توابع تبدیل مورد تایید دو آزمون نکویی واقع شد.

هم‌چنین علاوه بر در نظر گرفتن ضریب چولگی و دو آزمون نکویی برازش کی دو و شاپیرو–ویلک، جهت بررسی گرافیکی و بصری توابع تبدیل، از نمودارهای چگالی احتمال استفاده شد و نمودارهای چگالی احتمال با برازش تابع نرمال مربوط به دو شهر ارومیه و کرمان به عنوان نمونه ارائه گردید.

جدول۲- مقادیر $\gamma\alpha(N)$ بر حسب مقادیر مختلف N و α برای بررسی نرمال بودن سری های زمانی

N	۲۵	۳۰	۳۵	۴۰	۴۵	۵۰	۶۰
α=۰/۰۲	۱/۰۶۱	۰/۹۸۶	۰/۹۲۳	۰/۸۷۰	۰/۸۲۵	۰/۷۸۷	۰/۷۲۳
α=۰/۱	۰/۷۱۱	۰/۶۶۲	۰/۶۲۱	۰/۵۸۷	۰/۵۵۸	۰/۵۳۴	۰/۴۹۲
N	۷۰	۸۰	۹۰	۱۰۰	۱۲۵	۱۵۰	۱۷۵
α=۰/۰۲	۰/۶۷۳	۰/۶۳۱	۰/۵۹۶	۰/۵۶۷	۰/۵۰۸	۰/۴۶۴	۰/۴۳۰
α=۰/۱	۰/۴۵۹	۰/۴۳۲	۰/۴۰۹	۰/۳۸۹	۰/۳۵۰	۰/۳۲۱	۰/۲۸۹

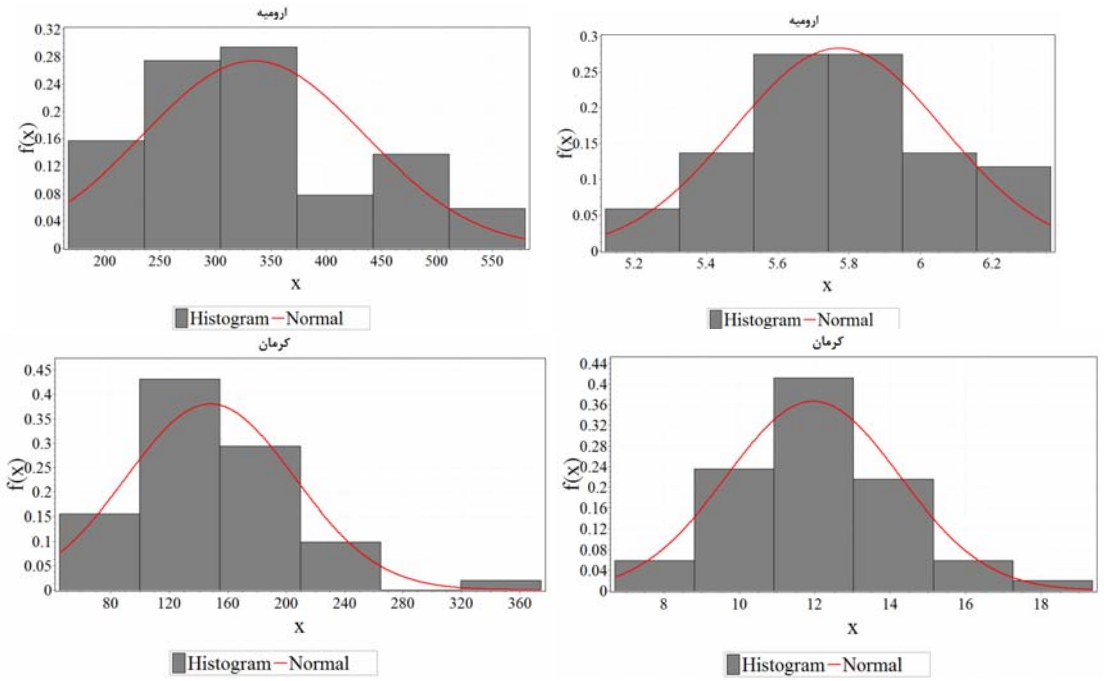
جدول ۳- محاسبه توابع تبدیل و نتایج آزمون ضریب چولگی

تابع تبدیل	ارومیه	رامسر	رشت	زاهدان	کرمان	مشهد	یزد	سنندج
مثبت	۰/۷۶۵۵	۰/۳۴۶۳	۰/۶۳۲۳	۰/۵۷۴۲	۱/۲۸۹	۰/۳۱۲۹	۰/۳۷۷۵	۰/۳۰۷۸
معکوس	۰/۶۴۱۳	۰/۳۶۰۳	۰/۱۰۹۳	۱/۸۲۲	۲/۲۸۴	۰/۱۶۶۱	۱/۲۱۴	۱/۷۶۸
منفی	-۰/۷۶۵۵	-۰/۳۴۶۳	-۰/۶۳۲۳	-۰/۵۷۴۲	-۱/۲۸۹	-۰/۳۱۲۹	-۰/۳۷۷۵	-۰/۳۰۷۸
لگاریتم	۰/۱۰۹۷	۰/۰۰۵۸	-۰/۲۵۱۸	-۰/۲۵۸۵	-۰/۴۸۶	-۰/۰۹۸۶	-۰/۳۷۴۷	-۰/۷۴۰۸
توان	۱/۳۱۴	۰/۶۹۵۱	-۰/۲۵۱۸	۱/۲۴۹	۳/۱۴۶	۰/۶۷۰۶	۱/۰۰۴	۱/۲۲۲
نمایی	۰/۱۰۸۷	-۶/۳۹	-۶/۶۰۸	-۰/۲۳۳۵	-۰/۴۵۶۶	-۵/۷۹۰	-۳/۱۸۲	-۲/۳۲۶
گاما	۰/۲۰۴۷	۰/۱۹۹۹	۲/۰۵۹	۰/۳۱۲	-۱/۵۴۴	۰/۰۵۳۹	۰/۰۸۲	۰/۲۲۴۶
باکس کاکس	۰/۷۴۲۸	-۰/۶۱۷۶	-۱/۱۱۶	۰/۵۵۷۲	۱/۲۵۰	-۰/۱۶۱۲	۰/۲۳۴۱	-۰/۸۰۸۴
جذر	۰/۴۵۱۲	۰/۱۷۰۴	۰/۴۳۹۸	۰/۱۹۸۰	۰/۴۰۰۱	۰/۱۹۴۷	۰/۰۱۷۵	-۰/۲۰۶
سینوسی	۰/۴۸۵۵	۰/۳۲۵۷	۰/۵۳۲۱	۰/۳۷۴۳	۱/۲۸۹	۰/۴۴۸۰۲	۰/۳۷۷۴	۰/۳۰۷۷
جانسون	۰/۱۱۲۰	-۰/۰۰۵۵	۰/۲۵۲	-/۲۴۰۶	-۰/۴۷۰۵	-۰/۰۹۶۱	-۰/۳۵۷۶	-۰/۷۳۸۰
اقلیم	معتدل و سرد	گرم و مرطوب	معتدل کاسپین	گرم و خشک	گرم و خشک	معتدل	گرم و خشک	سرد و نیمه خشک

اقلیم شهرهای مورد مطالعه بر اساس اقلیم نمای یونسکو طبقه‌بندی شده‌اند.

جدول ٤- نتایج آزمون‌های شاپیرو–ویلک و کی دو در بررسی توابع تبدیل

ایستگاه	سنندج	یزد	مشهد	کرمان	زاهدان	رشت	رامسر	ارومیه
تبدیل	جذر	جذر	گاما	جذر	جذر	معکوس	جانسون	نمایی
آزمون کی دو								
P-Value	۰/۸۴	۰/۶۳	۰/۹۲	۰/۶۲	۰/۶۶	۰/۵۶	۰/۷۰	۰/۶۰
Statistic	۰/۸۴	۳/۴۴	۱/۳۶	۳/۴۸	۲/۳۸	۲/۹۵	۲/۱۷	۲/۷۰
نتیجه آزمون	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق
آزمون شاپیرو–ویلک								
P-Value	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۵	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۹۹
Statistic	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴
نتیجه آزمون	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق	موفق



شکل۳- تابع چگالی احتمال داده‌های بارندگی ماهانه چند ایستگاه سینوپتیک مورد مطالعه (سمت چپ: داده‌ها اصلی سمت راست: داده‌های نرمال شده با استفاده از تبدیل منتخب)

نتیجه‌گیری

با محاسبه ضریب چولگی تبدیل‌های نرمال‌ساز، توابع تبدیل مناسب با تمام ایستگاه‌های سینوپتیک مورد نظر انتخاب شد و دو آزمون نکویی برازش، نرمال بودن داده‌های تبدیل شده توسط توابع تبدیل منتخب را تایید کردند. نتایج نشان داد که در مناطق گرم و خشک، بهترین تابع جهت تبدیل داده‌های تاریخی میانگین بارندگی ماهانه به داده‌های با توزیع نرمال، تابع جذر بهترین تابع است. نتایج مناطق نیمه خشک نیز شبیه مناطق خشک بدست آمد و تبدیل جذر به عنوان تبدیل برتر انتخاب شد. نسبت به مناطق معتدل نمی‌توان به طور قطع یک تابع را به عنوان تبدیل برتر انتخاب نمود ولی در تابع معکوس در این مناطق، داده‌های میانگین بارندگی ماهانه را به خوبی نرمال می‌کند. گرچه رتبه اول را در بین تبدیل‌های دیگر ندارد ولی نتایج تبدیل معکوس، در مناطق معتدل قابل قبول است. در مورد مناطق گرم و مرطوب نیز به نظر می‌رسد تبدیل یو – جانسون داده‌های میانگین بارندگی ماهانه را به شکل خوبی نرمال کند.

آنچه مسلم است و می‌توان با قطعیت بیان کرد، تابع جذر است که بهترین تابع جهت نرمال کردن داده‌های تاریخی میانگین بارندگی ماهانه در مناطق گرم و خشک است.

منابع

۱- احمدی ف.، دین‌پژوه ی.، فاخری فرد ا.، و خلیلی ک. ۱۳۹۱. مدل‌سازی دبی جریان رودخانه با استفاده از مدل‌های خطی سری زمانی (مطالعه موردی: رودخانه باراندوزچای). اولین کنفرانس ملی راه‌کارهای دستیابی به توسعه پایدار در بخش‌های کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست.

۲- ادب ح. فلاح قالهری غ. و میرزا بیاتی ر. ۱۳۸۷. ارزیابی روش‌های میان‌یابی کریجینگ و رگرسیون خطی بر پایه DEM در تهیه نقشه همبارش سالانه در استان خراسان رضوی. همایش ژئوماتیک ۸۷

۳- ثقفیان ب.، رزمخواه ه. و قرمزچشمه ب. ۱۳۹۰. بررسی تغییرات منطقه‌ای بارش سالانه با کاربرد روش‌های زمین آمار، مطالعه موردی: استان فارس. مجله مهندسی منابع آب، سال چهارم، تابستان ۱۳۹۰.

۴- حمیدی، ر. و امامقلی زاده ص. ۱۳۸۸. مدل‌سازی استوکستیک دبی سالانه رودخانه مارون با استفاده از مدل ARMA. نخستین کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی منابع آب ایران.

۵- شفیعی م.، قهرمان ب.، انصاری ح. و شریفی م.ب. ۱۳۹۰. شبیه‌سازی تصادفی شدت خشکسالی بر اساس شاخص پالمر. مجله مدیریت آب و آبیاری، دوره ۱، شماره ۱، بهار ۱۳۹۰، ص۱۳ – ۱

۶- صفوی ح. ر. ۱۳۸۸. هیدرولوژی مهندسی. ویرایش دوم. انتشارات ارکان دانش.

۷- ناظری تهرودی م.، خلیلی ک.، احمدی ف. و ناظری تهرودی ز. ۱۳۹۱. مدل‌سازی دما با استفاده از مدل‌های پریودیک آرما، مطالعه موردی: ایستگاه سینوپتیک کرمان). همایش ملی پژوهش‌های کاربردی در علوم و مهندسی.)

۸- ناظری تهرودی م.، احمدی ف.، خلیلی ک. و ناظری تهرودی ز. ۱۳۹۲. کاربرد نرم افزار SAMS2007 در مدل‌سازی اقلیم آینده استان کردستان جهت پیش‌بینی دما و بارندگی (مطالعه موردی: ایستگاه سینوپتیک سنندج). اولین کنفرانس هیدرولوژی مناطق نیمه خشک. ۳ – ۵ اردیبهشت ۹۲، سنندج.

۹- ناظری تهرودی م.، خلیلی ک.، ناظری تهرودی ز. و شهنازی م. ۱۳۹۲. ارزیابی مدل‌های PARMA و ARIMA جهت مدل‌سازی و پیش-بینی بیشترین سرعت باد (مطالعه موردی: ایستگاه سینوپتیک بندرعباس). همایش ملی پژوهش‌های کاربردی در علوم و مهندسی.

۱۰- نیک‌منش م. و طالب بیدختی ن. ۱۳۹۱. مقایسه توانایی تئوری موجک و سری‌های زمانی در مدل‌سازی بارندگی ماهانه مناطق سعادت شهر و ارسنجان در استان فارس. فصل‌نامه جغرافیای طبیعی، سال پنجم، شماره ۱۶، تابستان ۱۳۹۱.

Journal of Water and Soil
Vol. 28, No. 2, May.-Jun. 2014, p. 365-372

نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۸، شماره ۲، خرداد – تیر ۱۳۹۳، ص. ۳۷۲-۳۶۵

Compared to The Normal Mechanism Becomes The Normal Monthly Rainfall Data from Different Regions of Iran

M. Nazeri Tahrudi[1*]- K. Khalili[2]- M. Abbaszade Afshar[3]- Z. Nazeri Tahrudi[4]

Received: 31-07-2013
Accepted: 26-05-2014

Abstract

The application of statistical theory and probability analysis of hydrologic time series is assumed that the variables are normally distributed. Since many time series are not normal, it is required prior to any analysis and modeling, they looked normal. This conversion is done by Const. In this study, using 12 common function to convert the normalized data, the average monthly rainfall in different regions of Iran into the data were normally distributed and the skewness coefficient, superior functions in each climate zone was Iran. The results showed that the data used in hot and dry regions with a square, as well as normal and the rest of the climate zones are likely to become a tropical area, Johnson and temperate regions selected for the inverse transform.

Keywords: Into the Normal Mechanism, Normal Distribution, The Coefficient of Skewness, Normality Test Data

1,2,3- M.S.c. Student and Assistant Professor, Department of Water Resources Engineering, Urmia University, Urmia, Iran, Respectively
(*-Corresponding Author Email: m_nazeri2007@yahoo.com)
4- M.S.c. Student, Department of Watershed Engineering, Islamic Azad University, Meybod Branch, Iran