

تحلیل چند متغیره خشکسالی های هیدرولوژیک در حوضه دریاچه ارومیه با استفاده از تکنیک تولید داده مصنوعی و توابع مفصل

بابک شاهی نژاد^{۱*}، زهرا شمس^۲، ذبیح الله خانی تملیه^۳ و آزاده ارشیا^۴

۱) استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.
۲) دانشجوی دکتری سازه های آبی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.
۳) دانش آموخته دکتری مهندسی منابع آب دانشگاه ارومیه، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، ارومیه، ایران.
۴) دانشجوی دکتری سازه های آبی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.
* ایمیل نویسنده مسئول: shahinejad.b@lu.ac.ir



شاپا چاپی: ۲۲۵۱-۷۴۸۰
شاپا الکترونیکی: ۲۲۵۰-۷۴۰۰

نشریه حفاظت منابع آب و خاک

چکیده:

زمینه و هدف: در دیدگاه هیدرولوژیک اندازه گیری میزان آب های جاری رودخانه ها دریاچه ها و آب های زیرزمینی معیار خشکسالی می باشد و یک زمان پایه بین فقدان بارندگی و کم شدن آب های جاری و رودخانه ها و آب دریاچه ها و آب های زیرزمینی وجود دارد. در زمینه خشکسالی هواشناسی مطالعات بیشتری در قیاس با خشکسالی هیدرولوژیک صورت گرفته است. لذا هدف از این تحقیق تحلیل چند متغیره خشکسالی های هیدرولوژیک در حوضه دریاچه ارومیه با استفاده از مدل های تولید داده مصنوعی و توابع مفصل می باشد. لذا بکار بردن تلفیق روش های مذکور برای تحلیل خشکسالی های هیدرولوژیک به عنوان روشی جدید جهت تحلیل خشکسالی های هیدرولوژیک بکار گرفته شد.

روش پژوهش: در این تحقیق به منظور تحلیل چند متغیره خشکسالی های هیدرولوژیک در حوضه دریاچه ارومیه از داده های دبی جریان ۲۸ ایستگاه هیدرومتری که رژیم جریان در آنها واقعی می باشد طی دوره آماری ۴۰ ساله (۱۳۹۵-۱۳۵۶ شمسی) استفاده گردید. همچنین جهت تولید داده های مصنوعی از مدل Ar (1) و جهت تحلیل خشکسالی از شاخص SDI^{mod} استفاده گردید. برای این منظور اقدام به تولید داده های مصنوعی در ۱۰۰۰ تکرار گردید. از آنجائی که تحلیل تک متغیره خشکسالی و تحلیل بر مبنای داده های تاریخی نمی تواند به تنهایی افقی از خشکسالی های آبی را نشان دهد، لذا با استفاده از مدل Ar (1) داده های سالیانه تولید گردید و سپس با استفاده از مدل والنسیا شاکی اقدام به تولید داده های مصنوعی ماهیانه گردید. سپس مشخصات خشکسالی (شدت و مدت) برای هر دو سری داده های تاریخی و تولیدی استخراج گردید و توزیع های رایج در هیدرولوژی بر داده های شدت، مدت و جریان برآزش داده شد سپس ماتریس احتمال انتقال و ماتریس شرایط پایدار آنها نیز محاسبه گردید. همچنین با استفاده از ده توابع مفصل ارشمیدسی اقدام به تحلیل چند متغیره خشکسالی های هیدرولوژیک گردید. کد نویسی مراحل فوق در محیط نرم افزار متلب انجام شد.

یافته ها: نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد پس از بررسی همگنی داده ها و تست ایستایی بودن آنها غالب داده ها از همگنی لازم برخوردار بوده اند و نتایج حاصل از همگنی داده ها نشان داد که ضریب تبیین بالای ۰/۹ و نتایج تست ایستایی و روند آنها نشان داد که داده ها در محدود مجاز $\pm 2/1$ قرار داشتند. نتایج حاصل از برآزش داده ها بر توزیع های رایج آماری نشان داد که تابع لوگ پیرسون تیپ ۳ بر داده های جریان و توابع توزیع های گاما و نمایی به ترتیب بر شدت و مدت خشکسالی به عنوان توابع توزیع برتر شناخته شدند. تعداد دوره های خشکسالی بر اساس مقیاس های مختلف شاخص SDI^{mod} نشان داد برای دوره های مختلف تعداد دوره های خشکسالی برای مقیاس های کوتاه مدت بیشتر از مقیاس های بلندمدت بوده است. همچنین متوسط شدت و مدت خشکسالی برای داده های تولیدی و تاریخی حاکی از افزایش شدت خشکسالی برای داده های تولیدی نسبت به داده های تاریخی می باشد. نتایج حاصل از کلاس بندی دوره های خشکسالی برای داده های تاریخی و تولیدی نشان داد که به طور تقریبی ۶۸ درصد از داده ها در طی دوره آماری در محدوده نرمال قرار داشتند و ۳۲ درصد را سایر کلاس ها تشکیل داده اند. همچنین نتایج حاصل از توابع مفصل نشان داد که تابع مفصل جوئی در مرتبه اول و توابع فیلپ گامبل و گالامبوس در مرتبه بعدی به عنوان توابع مفصل برتر شناخته شدند.

نتایج: در نهایت نتایج حاصل نشان داد مدل های تولید داده های مصنوعی برای داده های سالیانه و ماهیانه برای سال های آماری کمتر از ۳۰ سال مشخصات آماری میانگین، انحراف معیار، چولگی و همبستگی بین دو ماه متوالی را در حد قابل قبولی حفظ می کند، در حالی که با افزایش تعداد سال های آماری عملکرد مدل مطلوب تر می شود. احتمال تجمعی عدم خشکسالی یک ساله و احتمالات حالت نرمال و تر سالی در ماه های گرم سال بیشتر از ماه های دیگر سال باشد. همچنین با افزایش دوره های خشکسالی، احتمال تجمعی عدم خشکسالی نیز افزایش می یابد، بطوریکه با افزایش دوره ها این میزان احتمال کاهش می یابد و تقریباً صفر می شود. نتایج حاصل از دوره بازگشت های توأم و شرطی و همچنین دوره بازگشت کنдал نشان داد که در دوره های آبی احتمال رخ دادن خشکسالی حداقل مشابه داده های تاریخی انتظار می رود. همچنین نتایج نشان داد که تابع مفصل جوئی به عنوان تابع مفصل برتر برای داده های تاریخی و تولیدی شناخته شد. بر این اساس تابع مفصل توری در برابر تابع مفصل تجربی به نیمساز زاویه ۴۵ درجه نزدیک می باشد.

کلیدواژه ها: دریاچه ارومیه، تولید داده مصنوعی، توابع مفصل، Ar (1)

آدرس تارنما:

<https://wsrj.srbiau.ac.ir>

پست الکترونیک:

iauwsrcj@srbiau.ac.ir

iauwsrcj@gmail.com

سال دوازدهم

شماره یک (۴۵)

پاییز ۱۴۰۱

تاریخ دریافت:

۱۴۰۱/۰۱/۰۶

تاریخ پذیرش:

۱۴۰۱/۰۵/۰۶

صفحات: ۱۹-۱



که تجزیه و تحلیل دوره‌های تداوم خشکسالی برای مخازن چندگانه با استفاده از این روش‌ها فراهم شود، همچنین نتایج حاصل از کار آنها نشان داد مدل‌های ترکیبی مارکوف می‌توانند به جای مدل‌های $ARMA(p,q)$ ، برای شرایط خشک و نرمال بکار روند. میشرا و همکاران (۲۰۰۷)، به بررسی خشکسالی و پیش‌بینی آن با استفاده از مدل‌های هیبریدی استوکاستیک و شبکه‌های عصبی با استفاده از شاخص SPI برای دوره‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۲۴ ماهه در حوضه رودخانه کنسباتی^۴ هندوستان پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان داد که مدل‌های هیبریدی استوکاستیک در مقایسه با مدل‌های استوکاستیک $ARIMA/SARIMA$ نتایج بهتری برای پیش‌بینی خشکسالی نشان می‌دهند. قربانی و همکاران (۱۳۹۸)، پیش‌بینی و بررسی روند خشکسالی با استفاده از سری زمانی $SARIMA$ و شاخص SPI در استان اصفهان را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج ارزیابی شدت خشکسالی ایستگاه‌ها بر اساس شاخص SPI برای دوره (۲۰۲۲-۲۰۱۸) بیانگر وقوع خشکسالی ضعیف طی دوره (۲۰۲۲-۲۰۱۹) برای ایستگاه‌های اصفهان، کاشان و نائین و طی سال ۲۰۱۹ برای ایستگاه‌های شرق اصفهان، شهرضا و کبوتر آباد است و همچنین وقوع خشکسالی شدید طی سال ۲۰۱۹ برای ایستگاه‌های اردستان و گلپایگان است. برای سایر ایستگاه به غیر از ایستگاه اصفهان، کاشان، گلپایگان و نائین وقوع خشکسالی شدید در سال ۲۰۱۸ اتفاق افتاده است. سالوادوری و همکاران (۲۰۱۵)، ارزیابی چند متغیره خشکسالی مبتنی بر توابع کوپلا برای سایت‌های چند منظوره پرداختند. آنها در این تحقیق از داده‌های پنج رودخانه در شمال ایتالیا استفاده کردند و به آنالیز خشکسالی‌های هیدرولوژیک پرداختند. وانگ و همکاران (۲۰۲۰)، به تجزیه و تحلیل خشکسالی در حوضه رودخانه زرد^۵ (YRB) در چین با استفاده از توابع مفصل و شاخص SPEI پرداختند. نتایج نشان حاصل از تحقیقشان داد که: (۱) خشکسالی روند صعودی غیرقابل

خشکسالی نتیجه کاهش میزان بارندگی در یک دوره زمانی وسیع است که بسته به نوع اقلیم آن منطقه، ممکن است در مقیاس زمانی هفته، ماه، سال و یا چندین سال حادث گردد. خشکسالی پدیده‌ای اجتناب‌ناپذیر و از جمله بلایایی است که باید آن را بدون امکان پیشگیری تلقی نمود، اما می‌توان این پدیده را مدیریت و ساماندهی کرد (Smakhtin and hughes, 2004). در دیدگاه هیدرولوژیک اندازه‌گیری میزان آب‌های جاری رودخانه‌ها دریاچه‌ها و آب‌های زیرزمینی معیار خشکسالی می‌باشد و یک زمان پایه بین فقدان بارندگی و کم شدن آب‌های جاری و رودخانه‌ها و آب دریاچه‌ها و آب‌های زیرزمینی وجود دارد. بنابراین معیار هیدرولوژیک نمی‌تواند اولین نشانگر خشکسالی باشد زیرا زمانی که کمبود بارش اتفاق بیفتد بعد از مدتی این کاهش در آب‌های سطحی و زیرزمین منعکس خواهد شد (Palmer, 1965). اگرچه غالب خشکسالی‌ها اقلیمی نام‌برده می‌شوند با این حال خشکسالی‌های کشاورزی و هیدرولوژیکی ریشه در خشکسالی‌های اقلیمی دارند (Wilhite and Glantz, 1985). در زمینه خشکسالی با استفاده از مدل‌های تولید داده مصنوعی و توابع مفصل مطالعاتی با روش‌های مختلف صورت گرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: یورکلی و کرنک (۲۰۰۴)، از جریان‌های حداقل برای تعیین خشکسالی استفاده نمودند. آنها جریان‌های حداقل رودخانه سکرک^۱ در ترکیه را با مدل‌های توماس-فایرینگ و میانگین متحرک تجمعی خود همبسته (ARIMA) شبیه‌سازی کردند که این تحقیق نشان داد مدل $ARIMA$ نتایج بهتری نشان می‌دهد. آرنل و همکاران (۲۰۰۶)، به آنالیز فراوانی خشکسالی در منطقه ساییسی^۲ واقع در پالمو^۳ ایتالیا بر روی سیستم مخازن چندگانه پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تکنیک تولید داده‌های مصنوعی برای جریانات سالانه این امکان را فراهم می‌کند

¹ Cekerek

² sicly

³ palermo

⁴ Kansabati

⁵ Yellow River Basin

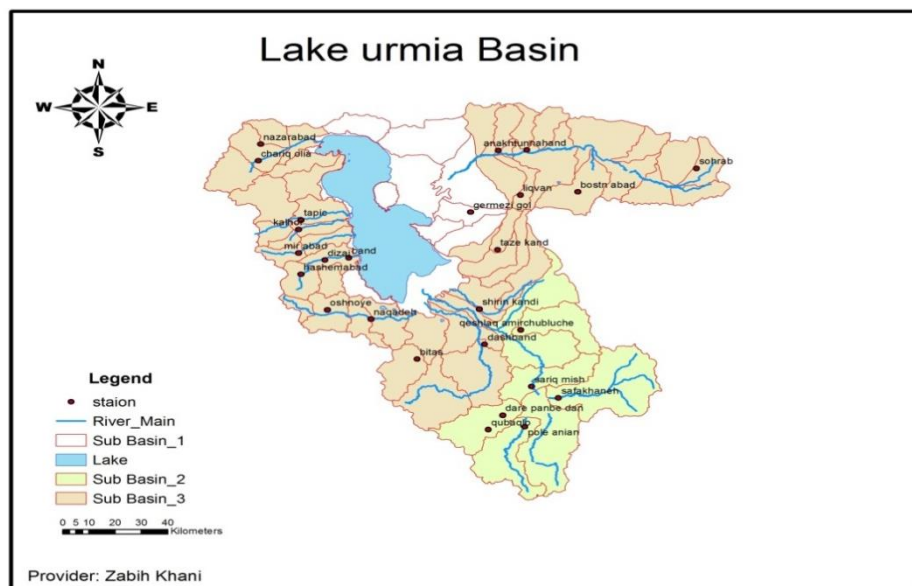
پارامتر مفصل نسبت به روش حداکثر درست نمائی دارند. از جمله مطالعات دیگر می‌توان به مطالعات (Montasari et al, (2017), Azhdari et al, (2020), et al, (2020) Das et al, Mostafazadeh et al, (2018), Khani temeliyeh et al, (2020) al, (2020) Bouabdelli et al, (2020) و (2020) Danandeh Mehr اشاره کرد. هدف از تحقیق حاضر تحلیل چند متغیره خشکسالی‌های هیدرولوژیک در حوضه دریاچه ارومیه با استفاده از تکنیک تولید داده مصنوعی و توابع مفصل توسط شاخص SDI^{mod} می‌باشد. تلفیق مدل‌های تولید داده مصنوعی و تحلیل بر اساس توابع مفصل از جمله نوآوری‌های این پژوهش می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه و ایستگاه‌های مورد مطالعه

دریاچه ارومیه که کانون تجمع جریان‌های سطحی مازاد بر مصرف کلیه رودخانه‌های حوضه بسته ارومیه می‌باشد، با وسعت تقریبی ۵۷۵۰ کیلومتر مربع و رقوم متوسط ۱۲۷۶ متر از سطح دریا و در میانه ناحیه شمالی حوضه قرار دارد. در اطراف دریاچه ارومیه تعداد ۱۶ تالاب با وسعت‌های ۵ تا ۱۲۰ هکتار (که بعضی خشک شده‌اند) وجود دارد که اکثراً دارای آب شیرین و یا شور و شیرین بوده و از ارزش اکوسیستمی بالائی برخوردار هستند. حوضه آبریز دریاچه ارومیه با وسعت حدود ۵۱۸۰۱ کیلومتر مربع بین مختصات ۱۴-۴۴ تا ۵۳-۴۷ طول شرقی و ۳۵-۴۰ تا ۳۰-۳۸ عرض شمالی واقع شده است. در این مطالعه از بین ایستگاه‌های مختلف واقع در حوضه آبریز دریاچه ارومیه، ۲۸ ایستگاه هیدرومتری در استان آذربایجان غربی را که دارای آمار کامل و مناسبی بودند انتخاب شدند که موقعیت‌های جغرافیایی آن‌ها در شکل (۱) ارائه شده است. در این تحقیق در ابتدا جهت اطمینان از صحت داده‌ها تست ایستایی و تصادفی بودن داده‌ها و همگنی آنها بررسی گردید. سپس برای تولید داده‌های مصنوعی ابتدا با استفاده از مدل $AR(1)$ اقدام به تولید داده‌های مصنوعی

توجهی در حوضه رودخانه زرد چین از طی دوره آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۵ داشته است و وقایع خشکسالی پس از دهه ۱۹۹۰ جدی‌تر شد. (۲) ماه و فصلی که تحت شدیدترین خشکسالی بوده‌اند به ترتیب ماه ژوئن و فصل تابستان با مقادیر SPEI -0.7 و -0.94 بوده است همین‌طور روند خشکسالی در پاییز، تابستان و بهار افزایشی بوده است. (۳) جدی‌ترین خشکسالی در YRB به مدت ۱۶ ماه به طول انجامید، با شدت خشکسالی ۱۲/۴۴ و دوره بازگشت خشکسالی از ۱۱۵ سال و فرانک-کوپلا به‌عنوان بهترین تابع مفصل در YRB شناخته شد. امیرعطایی و همکاران (۲۰۱۸)، توزیع احتمال توأم شدت خشکسالی و درصد مساحت نواحی تحت تأثیر خشکسالی را بر مبنای تابع مفصل در حوضه آبریز دریاچه ارومیه در ایران توسعه دادند و بدین منظور از هفت خانواده مختلف توابع مفصل استفاده کردند. آیانتبو و همکاران (۲۰۱۸)، نیز از چندین تابع پرکاربرد مفصل برای استخراج مدل‌های منطقه‌ای و مکانی ارزیابی ریسک خشکسالی در نواحی اصلی سرزمینی چین طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۳ استفاده کردند. خانی تملیه و همکاران (۱۴۰۰) تحلیل توأم ریسک خشکسالی در شرق ایران را با استفاده از توابع مفصل مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از تحقیقشان نشان داد که اولاً تابع مفصل جوئی برای ایجاد توزیع دو متغیره به‌عنوان تابع مفصل برتر برای منطقه مورد مطالعه می‌باشد، ثانیاً بیشترین خطر ریسک متوجه ایستگاه‌های بجنورد، سبزوار، تربت حیدریه و مشهد است. دانش زاده و همکاران (۱۳۹۸)، کاربرد توابع مفصل و الگوریتم‌های هوشمند در تحلیل خشکسالی‌های هواشناسی شاهرود مورد مطالعه قرار دادند. آنها در این تحقیق از داده‌های بارندگی در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹۵۱) و پنج تابع مفصل استفاده کردند. برای ارزیابی تابع مفصل برتر از معیارهای $AIC, RMSE, NSE$ استفاده کردند. نتایج حاصل از تحقیقشان نشان داد که تابع مفصل گلامبوس تابع برتر می‌باشد همچنین نتایج نشان داد که الگوریتم‌های کرم شب‌تاب و بیگ-بنگ بیگ کرانچ خطای کمتری در برآورد



شکل ۱. موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در تحقیق فرایند تولید داده‌های مصنوعی و تحلیل چند متغیره با توابع مفصل

هیزن، کالیفرنیا، چگادیف، بلوم و توکی) بر متغیرهای خشکسالی برازش داده می‌شود، پس از تعیین توزیع حاشیه‌ای برتر بر مشخصه‌های خشکسالی از توابع مفصل جهت تحلیل چند متغیره استفاده می‌گردد (Nelsen, 2006). استفاده از توابع مفصل وجود همبستگی بین متغیرها می‌باشد لذا با استفاده از ضرایب همبستگی خطی، پیرسون و تاوکندال همبستگی بین پارامترها بررسی گردید (روابط ۳ و ۴) (Nelsen, 2006). در ادامه کلاس‌بندی خشکسالی‌های بر اساس شاخص SDI^{mod} روابط (۵ و ۶) (Kao and Govindaraju, 2010) و ماتریس انتقال (در دو حالت انتقال و ایستا) استخراج گردید؛ که در آن حالت‌های ممکن به سه صورت خشک (D)، نرمال (N) و مرطوب (W) در نظر گرفته می‌شود رابطه (۷)، وضعیت محیط در گام بعدی می‌تواند درصدی از احتمال، هریک از حالت‌های D, N و W باشد (Wilks, 1995, Thompson, 1990). جهت تعیین تابع مفصل برتر از معیارهای نکویی برازش (ریشه میانگین مربعات خطا RMSE، ضریب نش ساتکلیف (NSE)، معیار آکائیکه (AIC) استفاده گردید روابط (۸ تا ۱۰) (Nelsen, 2006, Khani temeliyeh et al, 2020). سپس دوره بازگشت‌های توأم، شرطی (به‌طور مشابه احتمال آنها) و دوره بازگشت کندال محاسبه گردید.

سالیانه گردید رابطه (۱) در جدول (۱)، (McMahon and Mein, 1986). فرایند مارکوف (Geyer, 1992)، مبنای توسعه مدل‌های تولید داده‌های مصنوعی بارندگی یا جریان می‌باشد (Britten, 1961) این مدل‌ها به‌طور وسیع در سال ۱۹۶۰ برای تولید جریان سالانه بکار گرفته شدند (Salas, 1980). سپس با استفاده از مدل والنسیا - شاکی داده‌های ماهیانه توزیع و سپس تولید گردید (Valencia and Schakke, 1973). این مدل و سایر مدل‌های توزیع به‌عنوان یک روش منطقی برای توزیع کردن سری‌های اصلی (مانند بارش یا جریان سالیانه) به زیر سری‌های جزئی‌تر (مانند داده‌های ماهیانه یا فصلی) می‌باشند رابطه (۲). استفاده از مدل‌های توزیع می‌تواند به‌صورت مکانی نیز باشد (montaseri and adelay, 1999). بعد از تولید داده‌های مصنوعی با استفاده از توابع مفصل اقدام به تحلیل چند متغیره داده‌های تاریخی و تولیدی گردید. مفهوم توابع مفصل برای اولین بار توسط اسکالر ۱۹۵۹، مطرح گردید (جدول ۲ روابط توابع مفصل بکار گرفته شده در تحقیق). به‌منظور تحلیل چند متغیره با استفاده از توابع مفصل ابتدا توزیع‌های رایج در هیدرولوژی (گاما، نمایی، بتا، نرمال، لوگ نرمال، پیرسون، لوگ پیرسون، مقادیر حدی تعمیم یافته، لجستیک، لوگ لجستیک، پارتوی تعمیم یافته، گامبل، ویبول، ویکبای، گرینگورتن،

جدول ۱. روابط بکار گرفته شده در تحقیق

$X_{i+1} = \bar{X} + \rho(X_i - \bar{X}) + v_i S \sqrt{1 - \rho^2}$	(۱)
$X_i = AZ_i + BV_i$	(۲)
$\tau = \frac{C - D}{C + D} = \frac{C - D}{\frac{n(n-1)}{2}} = \frac{C - D}{\binom{n}{2}} = \frac{C - D}{\frac{n!}{2!(n-2)!}}$	(۳)
$R = \sqrt{\frac{\left(\sum_{i=1}^n (C_p(i) - \bar{C}_p)(C_e(i) - \bar{C}_e)\right)^2}{\sum_{i=1}^n (C_p(i) - \bar{C}_p)^2 \sum_{i=1}^n (C_e(i) - \bar{C}_e)^2}}$	(۴)
$X_w^{month}(y) = X_w(12(y-1) + m) = X_w(t)$	(۵)
$SDI_w^{month} = f^{-1}(U_w^{month}) = f^{-1}(F_{x_w^{month}}(X_w^{month}))$	(۶)
$P = P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & \dots & P_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{m1} & \dots & P_{mn} \end{bmatrix} \quad P_{ij} = \frac{n_{ji}}{\sum_{j=1}^n n_{ji}}$	(۷)
$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Cp(i) - Ce(i)]^2}$	(۸)
$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (C_p(i) - C_e(i))^2}{\sum_{i=1}^n (C_e(i) - \bar{C}_e)^2}$	(۹)
$AIC = -2 * LnML + 2 * K$	(۱۰)
$T_{x,y}^{\wedge} = \frac{E(L)}{P(X > x \wedge Y > y)} = \frac{E(L)}{1 - F(x) - G(y) + C(F(x), G(y))}$	(۱۱)
$T_{x,y}^{\vee} = \frac{E(L)}{P(X > x \vee Y > y)} = \frac{E(L)}{1 - C(F(x), G(y))}$	(۱۲)
$T_p = \frac{E(L)}{1 - K_c(t)} = \frac{E(L)}{1 - P\{u \in I^d : C(u) \leq t\}}$	(۱۳)
$C_n\left(\frac{k_1}{n}, \frac{k_2}{n}, \dots, \frac{k_d}{n}\right) = \frac{a}{n}$	(۱۴)
$C_n(u_1, \dots, u_d) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I\left(\frac{R_{i1}}{n+1} \leq u_{i1}, \dots, \frac{R_{id}}{n+1} \leq u_{id}\right)$	(۱۵)

و واریانس واحد، ρ : ضریب خود همبستگی با تأخیر یک واحد، S : انحراف معیار داده‌های مشاهداتی سالیانه می‌باشد. در رابطه (۲) که V_i یک بردار $(MN \times 1)$ از متغیرهای تصادفی استاندارد شده می‌باشد که از Z_i مستقل است. A و B ماتریس ضرایب می‌باشند که ابعاد آن‌ها به ترتیب $(MN \times N)$ و $(MN \times MN)$ می‌باشد. در روابط (۳) و (۴) در روابط فوق، n تعداد نمونه، C_p مقادیر محاسبه شده مفصل پارامتری C_e مقادیر مشاهداتی احتمالی به دست آمده از مفصل تجربی، \bar{C}_e میانگین مقادیر مشاهداتی احتمالی به دست آمده از مفصل تجربی. در روابط (۵) و (۶) $y = 1, 2, \dots, k$ شاخص سال بوده به نحوی که

(روابط ۱۱ تا ۱۳) (Salvadori and De Michele, 2015). در ادامه جهت برآزش توابع مفصل تئوری با تجربی از رابطه تابع مفصل تجربی برای یک نمونه با اندازه n مفصل تجربی d بعدی C_n به صورت روابط (۱۴) و (۱۵) ارائه شده است (Requena, et al, 2013). (با توجه به محدودیت صفحات از ذکر تمام جزئیات مراحل فوق صرف نظر گردید و به ارائه روابط اکتفا شد). توضیحات جدول ۱: در رابطه (۱) X_i و X_{i+1} به ترتیب بارندگی سالیانه تولید شده مربوط به سال i و $i+1$ می‌باشد. \bar{X} : میانگین بارش‌های سالیانه مشاهداتی، v_i : متغیر تصادفی با توزیع نرمال استاندارد و با میانگین صفر

تعداد کل سال‌ها) و m شاخص ماه به نحوی که:
 $m=1(Jan), 2(Feb), \dots, 12(Dec)$ و t شاخص زمان برابر
 با $t=12(y-1)+m$ می‌باشد. به این ترتیب نمونه‌ها در
 هر گروه X_w^{month} به‌طور سالانه جمع‌آوری می‌شوند. با
 توجه به اینکه برای هر ماه ۱۲ SDI_w^{month} ، متناظر با بازه-
 های زمانی $w=1, 2, \dots, 12$ محاسبه می‌شود، تعداد
 SDI^{month} های محاسبه شده ۱۲ بار بیشتر از SDI های
 متداول می‌باشد. در رابطه (۷) که در آن p یک ماتریس
 تصادفی می‌باشد، به‌عبارت دیگر ماتریس مربعی بدون
 مقایر منفی که مجموع ستون‌های آن واحد می‌باشد. در
 روابط $InML$ ، (۸ تا ۱۰)، حداکثر تابع لگاریتم درستمانی و
 K برابر است با تعداد پارامترهای بصورت مستقل اصلاح
 شده می‌باشند سایر پارامترها پیشتر ذکر گردید. در روابط
 (۱۱ و ۱۳) در تعریف دوره بازگشت $T_{X,Y}^{\wedge}$ ، متغیرهای
 تصادفی X و Y هر دو از آستانه y و x بیشتر هستند و
 برای حالت $T_{X,Y}^{\vee}$ یکی از متغیرهای تصادفی Y یا X از
 آستانه تصادفی X و Y بیشتر هستند؛ که در آن $E(L)$

میانگین زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی و $t \in I$ یک
 حد آستانه بحرانی است که به صورت
 $t = \inf \{s \in I : K_C(s) = p\} = K_C^{-1}(p)$ تعریف می‌شود و
 K_C تابع مفصل تجربی می‌باشد (Salvadori and De Michele, 2015).
 در روابط (۱۴ و ۱۵) که در آن a
 برابر با آن تعداد از مشاهدات $\{x_1, \dots, x_d\}$ است که شرط
 $x_1 \leq x_{1(k_1)} \dots x_d \leq x_{d(k_d)}$ را ارضا نمایند که در آن
 $x_{1(k_1)}, \dots, x_{d(k_d)}$ با $1 \leq k_1, \dots, k_d \leq n$ آماره‌های ترتیبی
 نمونه می‌باشند؛ که در آن n اندازه نمونه و $I(A)$ متغیر
 نشانگر عبارت منطقی A می‌باشد. اگر عبارت A
 درست باشد، مقدار ۱ و اگر نادرست باشد مقدار صفر به
 خود می‌گیرد. R_{i1}, \dots, R_{id} به ترتیب رتبه داده مشاهداتی i
 ام یا همان u_1, \dots, u_d می‌باشند. u مقادیر تابع توزیع
 تجمعی مربوط به داده‌ها می‌باشند در جدول (۲) روابط
 مربوط به توابع مفصل بکار گرفته شده در تحقیق ارائه
 گردیده است.

جدول ۲. روابط توابع مفصل بکار گرفته شده در تحقیق

رابطه تابع مفصل	تابع مفصل
$C(u, v) = \frac{uv}{1 - \theta(1-u)(1-v)}, -1 \leq \theta \leq 1$	علی-میخائیل-حق
$C(u, v) = uv \exp\{[-(-\ln u)^{-\theta} + (-\ln v)^{-\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}, \theta \geq 0$	گلامبوس
$C(u, v) = \exp\{-[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}, \theta \geq 1$	گامبل-هوگارد
$C(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}, \theta \geq 0$	کلایتون
$C(u, v) = \frac{[1 + (\theta - 1)(u + v)] - \sqrt{[1 + (\theta - 1)(u + v)]^2 - 4uv\theta(\theta - 1)}}{2(\theta - 1)}, \theta \geq 0$	پلاکت
$C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right], \theta \neq 0$	فرانک
$C(u, v) = uv [1 + \theta(1-u)(1-v)], -1 \leq \theta \leq 1$	فارلی-گامبل-مورگن اشترن
$C(u, v) = uv [1 + \theta(1-u)(1-v)], -1 \leq \theta \leq 1$	جوئی

(Nelsen, 2006))

بحث و نتایج

تست ایستایی و تصادفی بودن داده‌ها

داده‌های هیدرولوژی به‌طور معمول از یک فرایند تصادفی حاصل می‌شوند. تصادفی بودن داده‌ها به ما این امکان را می‌دهد که آن‌ها را به روش‌های احتمالی تحلیل کنیم. برای استفاده از روش‌های احتمالی برای تحلیل داده‌ها باید از تصادفی بودن داده‌ها مطمئن باشیم (1976, Mutreja). به همین دلیل با استفاده از روش Run test به بررسی تست تصادفی بودن داده‌های دبی ماهیانه و سالیانه برای ۲۸ ایستگاه پرداختیم به‌منظور بررسی وجود گرایش در مشخصات آماری (مانند میانگین، واریانس) داده‌های بارندگی از تست ایستایی (گرایش) استفاده می‌شود. همچنین در مبحث هیدرولوژی، تصادفی بودن سری‌های

زمانی عموماً به این معنی است که این داده‌ها نتیجه حاصل از یکسری پدیده‌های طبیعی هستند. برای بررسی تصادفی بودن داده‌های بارندگی و دبی از روش Run test استفاده می‌شود. که نتایج آن در جدول (۳) تا (۴) برای داده‌های سالیانه تمامی ایستگاه‌ها و برای داده‌های ماهیانه ایستگاه‌های نمونه در جداول (۵) تا (۶) ارائه شده که حاکی از تصادفی بودن داده‌های آماری تمامی ایستگاه‌های منتخب می‌باشد. با توجه به جدول (۳) تا (۴) نتایج به دست آمده Run test عدد Z حاصله برای ایستگاه‌های منتخب را در محدوده مجاز $1/96$ تا $-1/96$ نشان می‌دهد و می‌توان گفت که داده‌های بارش در تمامی ایستگاه‌ها از نظر تست تصادفی بودن در محدوده مجاز هستند.

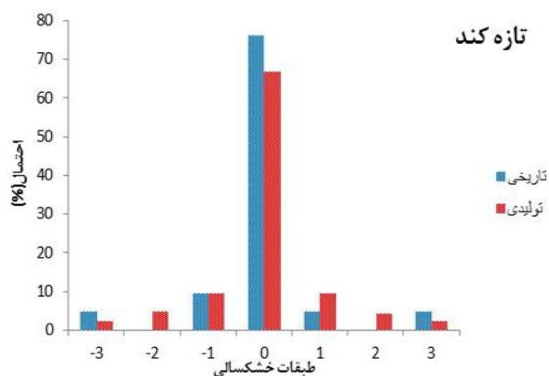
جدول ۳: تست تصادفی بودن داده‌های سالیانه با آمار ۴۲ ساله

ردیف	نام ایستگاه	تست ایستایی بودن داده‌ها		تست تصادفی بودن داده‌ها	
		حد مجاز	Terend	حد مجاز	Run test
۱	آناختون	$\pm 2/1$	۱/۲۲	$\pm 1/96$	-۰/۳۳
۲	اشنویه	$\pm 2/1$	۱/۱۵	$\pm 1/96$	-۰/۹۹
۳	بستان آباد	$\pm 2/1$	۰/۷۵	$\pm 1/96$	-۱/۹۷
۴	بند	$\pm 2/1$	۱/۷۳	$\pm 1/96$	-۰/۹۹
۵	بیطاس	$\pm 2/1$	۰/۲۶	$\pm 1/96$	-۰/۳۳
۶	پی قلعه	$\pm 2/1$	۰/۱۸	$\pm 1/96$	۰/۳۳
۷	تازه کند	$\pm 2/1$	۱/۱۲	$\pm 1/96$	-۱/۳۱
۸	تپیک	$\pm 2/1$	۲/۱	$\pm 1/96$	-۱/۶۴
۹	چوبلوچه	$\pm 2/1$	۲/۰۵	$\pm 1/96$	-۱/۶۴
۱۰	چهریق علیا	$\pm 2/1$	۲/۰۷	$\pm 1/96$	-۱/۹۷
۱۱	دره پنبه دان	$\pm 2/1$	۰/۶۳	$\pm 1/96$	-۰/۳۳
۱۲	داشبند بوکان	$\pm 2/1$	۰/۷۳	$\pm 1/96$	-۰/۶۶
۱۳	دیزج	$\pm 2/1$	۲/۰۷	$\pm 1/96$	-۱/۶۴
۱۴	ساریقمیش	$\pm 2/1$	۰/۲۵	$\pm 1/96$	-۰/۳۳

جدول ۴. تست تصادفی بودن داده‌های سالیانه با آمار ۴۲ ساله

ردیف	نام ایستگاه	تست ایستایی بودن داده‌ها		تست تصادفی بودن داده‌ها	
		حد مجاز	Terend	حد مجاز	Run test
۱۵	سهزاب	±۲/۱	۲/۰۸	±۱/۹۶	-۱/۹۰
۱۶	شیرین کندي	±۲/۱	۱/۵	±۱/۹۶	۰/۹۹
۱۷	صفاخانه	±۲/۱	۰/۳۶	±۱/۹۶	-۱/۶۴
۱۸	قبقلو	±۲/۱	۰/۶۱	±۱/۹۶	-۰/۳۳
۱۹	قرمزی گل	±۲/۱	۱/۲۵	±۱/۹۶	-۰/۹۹
۲۰	قشلاق امير	±۲/۱	۱/۳۰	±۱/۹۶	-۱/۳۱
۲۱	کلهر	±۲/۱	۲/۰۷	±۱/۹۶	-۰/۹۹
۲۲	لیقوان	±۲/۱	۱/۶۷	±۱/۹۶	-۰/۶۶
۲۳	ونیار	±۲/۱	۲/۰۱	±۱/۹۶	-۱/۶۴
۲۴	میر آباد	±۲/۱	۱/۵۲	±۱/۹۶	-۰/۳۳
۲۵	نقده	±۲/۱	۱/۷۷	±۱/۹۶	-۱/۶۴
۲۶	نهند	±۲/۱	۲/۰۵	±۱/۹۶	-۱/۳۱
۲۷	نظر آباد	±۲/۱	۱/۲	±۱/۹۶	-۱/۹۳
۲۸	هاشم آباد	±۲/۱	۲/۲۵	±۱/۹۶	-۲/۰۰

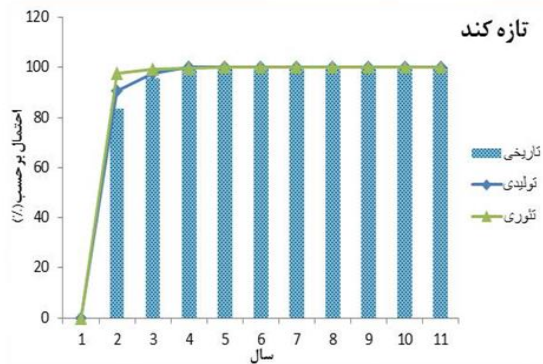
جریان استاندارد اصلاح شده می‌باشد (SDI^{mod}) بر اساس این شاخص توزیع خشکسالی بیشتر به صورت نرمال می‌باشد. شکل (۲) کلاس‌بندی دوره‌های خشکسالی را برای ایستگاه‌های تازه کند برای هر سه حالت را نشان می‌دهند.



شکل ۲. کلاس‌بندی دوره‌های ترسالی و خشکسالی برای داده‌های تاریخی و تولیدی ایستگاه تازه کند

مقایسه شاخص بارش استاندارد بر اساس کلاس‌بندی مقادیر ترسالی و خشکسالی

جهت برآورد احتمالات مربوط به دوره‌های ترسالی و خشکسالی، به منظور برآورد طبقات خشکسالی بر اساس شاخص SPI ابتدا مقادیر مختلف شاخص‌های خشکسالی از داده‌های تاریخی و شبیه‌سازی محاسبه گردیده سپس این مقادیر به هفت کلاس به صورت زیر طبقه‌بندی گردید: (+۳) ترسالی بسیار شدید، (+۲) ترسالی متوسط (+۱) ترسالی ضعیف، (۰) نرمال، (-۱) خشکسالی ضعیف، (-۲) خشکسالی متوسط، (-۳) خشکسالی شدید، با توجه به اینکه تغییرات اقلیمی و خشکسالی حاصل از پدیده‌ها و فرایندهای طبیعی می‌باشند، انتظار می‌رود که از توزیع نرمال تبعیت کنند لذا مقایسه حالت نرمال (-۱ تا +۱) با حالت میانگین توزیع نرمال برابر ۶۸/۲۶٪ و حالت بین (-۲ تا +۲) که برابر ۹۵/۴۴٪ و حالت (-۳ تا +۳) برابر ۹۹٪ است، در این تحقیق می‌تواند مبنای مقایسه قرار گیرد. با توجه به این که در تحقیق شاخص مورد مطالعه ما شاخص



شکل ۳. احتمالات تجمعی عدم وقوع خشکسالی در دوره‌های مختلف خشکسالی برای ایستگاه تازه کند

بعد به یک مقدار ثابت می‌رسد؛ که این موضوع با مبانی تحلیل‌های هیدرولوژیکی همخوانی دارد. چرا که بر اساس تحلیل‌های هیدرولوژیکی با افزایش تعداد دوره در سال‌های آتی احتمال وجود دوره‌های ترسالی در یک دوره طولانی مدت امری بدیهی به نظر می‌رسد. بر اساس این شاخص کمترین احتمال تجمعی دوره‌های یک‌ساله در اکثر ایستگاه‌ها مربوط به داده‌های تاریخی می‌باشد و بیشترین آن در ایستگاه‌ها مربوط به توزیع تئوری می‌باشد. در این‌جا هم مانند تحلیل‌های قبلی ما بیشترین تغییرات را در ایستگاه‌های حوضه آذربایجان شرقی برای سه حالت (تاریخی، تولیدی، تئوری) شاهد هستیم.

ماتریس احتمال انتقال و ماتریس حالت پایدار

ماتریس احتمال انتقال می‌تواند برای برنامه‌ریزی کوتاه مدت و بلندمدت خشکسالی مورد ارزیابی قرار گیرد و در این بخش نیز مقادیر شاخص SDI^{mod} ۱۲ ماهه به هفت کلاس: ترسالی شدید (+۳)، ترسالی متوسط (+۲)، ترسالی ضعیف (+۱)، نرمال (۰)، خشکسالی ضعیف (-۱)، خشکسالی متوسط (-۲)، خشکسالی شدید (-۳) تقسیم‌بندی شده است. با استفاده از ماتریس احتمال انتقال، امکان تعیین از حالت کنونی به حالت بعدی فراهم می‌باشد. پایدارترین حالت توسط ماتریس احتمال ایستا محاسبه می‌گردد. ماتریس احتمال انتقال از ضرب کردن بی‌نهایت بار به دست می‌آید. در این مطالعه پس از هشت

با توجه به شکل بالا اگر بخواهیم تحلیل خشکسالی بر اساس مقایسه داده‌های تاریخی و تولیدی انجام دهیم، مشاهده می‌شود که، بر اساس شاخص کلاس‌بندی دوره‌های خشکسالی و ترسالی در دوره‌های آتی احتمال بروز خشکسالی نیز وجود دارد، در کلیه ایستگاه‌ها تعداد سال‌هایی که به صورت نرمال می‌باشد، بیشترین درصد را دارد و در مرحله بعد سال‌هایی که به صورت ترسالی یا خشکسالی ضعیف می‌باشد قرار دارند، که این موضوع بیانگر دقت بالای مدل $At(1)$ در تحلیل‌های خشکسالی می‌باشد که این موضوع برای ما این امکان را فراهم می‌سازد که در دوره‌های آتی نمایی کلی از خشکسالی منطقه را داشته باشیم که بتوانیم بر اساس آن راهکارهایی برای مبارزه با خشکسالی ارائه دهیم.

ارزیابی تحلیل خشکسالی بر اساس داده‌های تاریخی، تولیدی و توزیع تئوری آن

در این قسمت همانند بخش قبلی، بعد از تعیین مقادیر شاخص SPI برای داده‌های تاریخی و تولیدی به دست آمده از متوسط ۱۰۰۰ نمونه تکرار تعداد دوره‌های یک ساله، دوساله و... یازده ساله مشخص می‌گردد. سپس با استفاده از داده‌های مشاهداتی احتمال تجمعی عدم وقوع خشکسالی برای داده‌های تاریخی، تولیدی و توزیع تئوری استخراج شده از ماتریس انتقال مشخص گردید. بدین صورت در ابتدا شاخص SPI بر اساس داده‌های مشاهداتی محاسبه گردید. در این قسمت جهت ارزیابی مدل، از توابع توزیع تئوری نیز استفاده شد. شکل (۳) احتمالات تجمعی عدم وقوع خشکسالی در دوره‌های مختلف خشکسالی برای ایستگاه‌های تازه کند بر اساس داده‌های، داده‌های تاریخی و توابع توزیع تئوری را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از شکل (۳) استنباط می‌شود احتمال تجمعی عدم وقوع خشکسالی برای ایستگاه‌های مورد مطالعه برای داده‌های تاریخی و تولیدی تقریباً شبیه هم می‌باشد، اما احتمال تجمعی عدم وقوع خشکسالی برای توزیع تئوری این مقادیر کمتر است تا جایی که از دوره‌های سه ساله به

می‌رسد، اما تغییر در حالات مختلف خشکسالی است که خود نشان از تغییرات اقلیمی می‌باشد را بایستی به‌عنوان یک عاملی که بیشترین تأثیر را دارد در نظر گرفت و در مورد آن تحقیق نمود. اگر بخواهیم عمیقاً به موضوع نگاه کنیم حتی اگر دوره‌های خشکسالی یا تغییر در نوسانات آب و هوایی را در یک دوره آماری طولانی مدت پرریودیک فرض کنیم، این موضوع باز هم خود به نوعی بیانگر رخدادن تغییراتی در دوره‌های آبی خواهد بود؛ اما آنچه که براساس شواهد و قرائن نشان داده می‌شود اینست که ما در فاصله زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ شاهد تغییرات کلی در سطح آب دریاچه بوده‌ایم که بایستی بررسی گردد در این فاصله زمانی چه عاملی بوده است که موجب تغییرات سطح آب دریاچه بصورتی ناگهانی شده است.

ماتریس حالت پایدار خود نیز می‌تواند بیانگر تغییراتی در یک منطقه خاص باشد. بر اساس این ماتریس ما پس از اعمال چندین بار ضرب ماتریس انتقال به یک حالتی می‌رسیم که از آن حالت به بعد تمامی دریاچه‌های سطر ماتریس به یک عدد ثابت می‌رسند. در اینجا برای هر دو حالت برای داده‌های تولیدی پس از هشت بار ضرب کردن به یک حالت ثابت رسیدیم (SSC). در اینجا نیز ماتریس انتقال تغییر از حالت خشکسالی شدید به حالت نرمال در اکثر ایستگاه‌ها شاهدیم که این خود دقت و صحت ماتریس احتمال انتقال به دست آمده و همچنین دقت مدل $Ar(1)$ در تولید داده‌های

بار ضرب کردن برای دو حالت داده‌های تاریخی و تولیدی به ماتریس حالت پایدار یا ایستا رسیدیم. جداول (۴) و (۵) به ترتیب ماتریس احتمال انتقال و ایستا بر اساس شاخص SDI^{mod} برای مقیاس ۱۲ ماهه برای چند تا از ایستگاه‌های نمونه را نشان می‌دهند. مطابق این جداول احتمال گذر از حالات مختلف خشکسالی نشان داده شده است. به‌عنوان مثال گذر از حالت خشکسالی شدید به خشکسالی شدید و متوسط در ایستگاه تازه‌کند برای دو دوره تاریخی و تولیدی دو حالت به ترتیب (۰/۰۹، ۰/۰۹)، (۰/۱، ۰/۰۶) می‌باشد؛ که در حالت اول یعنی برای داده‌های تولیدی گذر از حالت خشکسالی شدید به خشکسالی شدید و متوسط از نظر احتمالی برابر است، اگر بر این اساس بخواهیم قضاوت کنیم احتمال رخ دادن خشکسالی‌هایی حداقل مشابه خشکسالی‌های داده‌های تاریخی و یا شدیدتر در منطقه مورد مطالعه در دوره‌های آبی وجود خواهد داشت. بر اساس ماتریس احتمال انتقال بیشترین احتمال گذر مربوط به گذر از حالت خشکسالی بسیار شدید به حالت نرمال برای دو دوره می‌باشد که ماهیت و فلسفه این موضوع با تحلیل‌های هیدرولوژیکی مطابقت خوبی را نشان می‌دهد. چرا که در بدترین شرایط اقلیمی برای یک دوره طولانی مدت برای مناطقی که اقلیمی مشابه با استان آذربایجان غربی دارند کثرت تعداد سال‌های نرمال امری بدیهی بنظر

جدول ۵. ماتریس احتمال انتقال برای مقیاس ۱۲ ماهه شاخص SDI^{mod}

ایستگاه	تازه کند تولیدی							تازه کند تاریخی						
	۳-	۲-	۱-	۰	۱	۲	۳	۳-	۲-	۱-	۰	۱	۲	۳
۳-	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰
۲-	۰/۱	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱
۱-	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳
۰	۰/۶۴	۰/۶۵	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۶۳	۰/۶۱
۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۹
۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۱۱
۳	۰/۰۱	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۴

جدول ۶. ماتریس شرایط پایدار برای ایستگاه‌های مورد مطالعه

تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی	تولیدی تاریخی
بیطاس	بند	بستان آباد	اشنویه	آناختون	چهریق علیا	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴
۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹
۰/۶۳	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۷۸	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۳
۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹
۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵
۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳
چولوجه	تپیک	تازه کند	پی قلعه	سهراب	ساریقمیش	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳
۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳
۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴
۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۹	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۸
۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱
۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵
۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳
دیزج	داشبند	دره پنبه‌دان	قشلاق امیر	قرمزی گل	قبقلو	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴
۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹
۰/۶۴	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۴	۰/۶۶	۰/۸	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۴
۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹
۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴
۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲
صفاخانه	شیرین کندی	میرآباد	لیقوان	ونیار	کلهر	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۲
۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۳
۰/۷۲	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۷۱	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۵	۰/۶۹	۰/۷	۰/۷۲
۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۸
۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴
۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
هاشم‌آباد	نظرآباد	نهند	نقده								
۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲								
۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴								
۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱								
۰/۶۵	۰/۶۷	۰/۶۴	۰/۶۷								
۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹								
۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴								
۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲								

برای تمامی ایستگاه‌ها در دو حالت تاریخی و تولیدی به دست آمد. برای این منظور در مرحله نخست بر داده‌های شدت، مدت، خشک‌سالی داده-های تاریخی و تولیدی توزیع‌های آماری برازش داده شد که توزیع برتر برای داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی توابع گاما و نمایی به‌عنوان توابع توزیع برتر شناخته شدند. در ادامه پس از تعیین حداکثر درست نمایی تابع مفصل برتر هر ایستگاه در حالت دومتغیره، پارامتر و آستگی تابع مفصل برتر یعنی θ تعیین گردید. درنهایت، با مقایسه نتایج حاصل از مفصل‌ها با نتایج احتمال تجربی، تابع مفصل مناسب برای هر ایستگاه انتخاب گردید در ادامه جهت آزمون نکوئی برازش در این تحقیق از دو روش استفاده گردید روش اول: مقایسه مقادیر ناپارامتری مفصل تجربی با مقادیر مفصل‌های پارامتری، بر این اساس هر مفصلی که مقادیر آن به مقادیر مفصل تجربی نزدیک‌تر بود به‌عنوان تابع مفصل برتر انتخاب گردید (شکل ۴). برای این منظور از معیارهای RMSE، NSE و AIC استفاده گردید جدول (۷). در بسیاری از مطالعات جهت تعیین مفصل برتر از حداکثر درست نمایی استفاده می‌شود. (Khani temeliyeh et al, 2020 Ayantobo). همان‌طور که از شکل (۴) استنباط می‌شود تابع مفصل جوئی به‌عنوان تابع مفصل برتر برای داده‌های تاریخی و تولیدی شناخته شد. بر این اساس تابع مفصل تئوری در برابر تابع مفصل تجربی به نیمساز زاویه ۴۵ درجه نزدیک می‌باشد.

ارزیابی دوره بازگشت توأم

در هیدرولوژی، اصطلاح دوره بازگشت به‌صورت میانگین (امید ریاضی) تعداد آزمایشات تا زمان اولین رخداد پدیده یا تعریف گردیده است، یا به عبارتی امید ریاضی فاصله زمانی بین دو رخداد می‌باشد که عکس احتمال وقوع می‌باشد. همچنین می‌توان نرخ شمارش در توزیع بواسون را دوره بازگشت قلمداد کرد. برنامه‌ریزی و مدیریت سیستم‌های منابع آب تحت شرایط خشکسالی

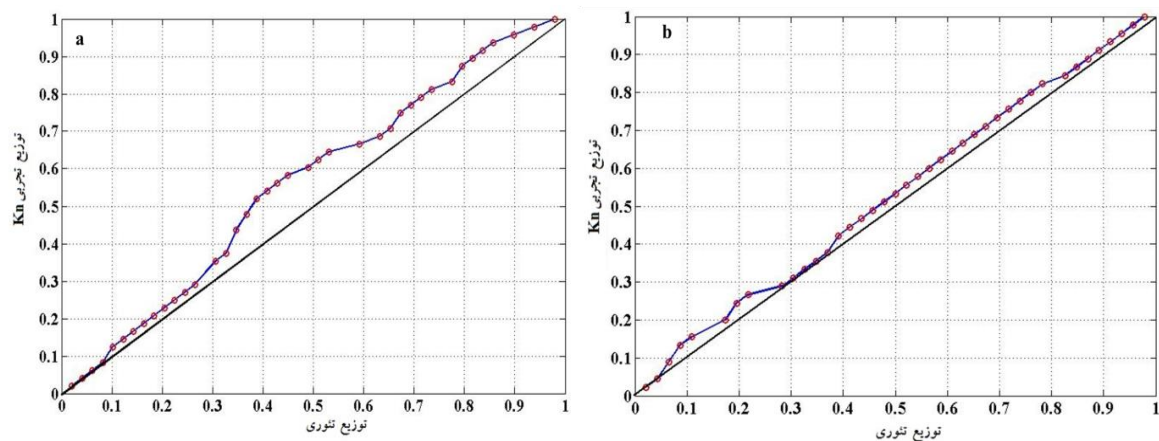
مصنوعی در تحلیل‌های خشکسالی را نشان می‌دهد. در اینجا اگر بخواهیم صحت ماتریس ایستایی را از منظر ریاضی بررسی کنیم می‌بینیم که قوانین حاکم بر ریاضیات ماتریس‌ها این موضوع را قویاً تأیید می‌کند، چرا که از نقطه نظر ریاضیات هرگاه درایه‌های سطرها یا ستون‌های یک ماتریس با هم برابر باشند دترمینان آن ماتریس صفر می‌شود که ما در اینجا پس از هشت بار ضرب کردن به حالت ایستا رسیدیم که پس از محاسبه دترمینان ماتریس‌های مذکور می‌بینیم که دترمینان آن‌ها صفر می‌شود که این موضوع به نوبه خود دقت مدل‌های تولید داده‌های مصنوعی را در تحلیل‌های خشکسالی نشان می‌دهد.

تعیین مفصل برتر

این قسمت شامل معیارهای تعیین تابع مفصل برتر و آزمون نکوئی برازش می‌باشد که به مباحث آن‌ها پرداخته شده است. به‌منظور بررسی تعیین تابع مفصل جهت تحلیل دو متغیره خشک‌سالی، پس از ایجاد سری‌های شدت و مدت خشک‌سالی، توابع توزیع آماری بر آن‌ها برازش داده شد، بدین منظور از توابع مفصل کلاسیون، علی-میخائیل-حق، فارلی-گامبل-مورگنسترن، فرانک، گالامبوس، گامبل-هوگارد، پلاکت، فیلمپ گامبل، جوئی، گامبل بارنت استفاده گردید. جهت تعیین مفصل برتر برای هر ایستگاه برای حالت دو متغیره با استفاده از حداکثر درست نمایی، ریشه میانگین مربعات خطا، نش-ساتکلیف استفاده گردید (هر تابعی که حداکثر درست نمایی و حداقل RMSE را داشته باشد، به‌عنوان مفصل برتر شناخته می‌شود). جهت تعیین پارامترهای توابع مفصل از روش IFM استفاده گردید دلیل استفاده از این روش سهولت، دقت قابل قبول و متداول بودن آن در مطالعات مختلف می‌باشد از آنجائی که شرط استفاده از توابع مفصل وجود همبستگی بین داده‌هاست لذا نتایج حاصل از ضرایب همبستگی تاوکنندال، همبستگی اسپیرمن و خطی نشان داد که ضرایب همبستگی تاوکنندال بالای ۰/۶۰، اسپیرمن بالای ۰/۷۰ و همبستگی خطی بالای ۰/۸۵

جدول ۷. معیارهای تعیین تابع مفصل برای ایستگاه‌های مورد مطالعه با استفاده از شاخص SDI^{mod}

Copula Function	NSE	RMSE	ML	NSE	RMSE	ML
Clyton	۰/۷۴	۰/۰۳	-۱۸۱/۳۸	۰/۷۲	۰/۰۵	-۱۲۵/۰۴
Ali Mikhael Haq	۰/۴۸	۰/۰۴	-۱۹۶/۸۵	۰/۴۵	۰/۰۴	-۱۳۸/۴۳
Farlie-Gumbel-Morgenstern	۰/۲۲	۰/۰۳	-۱۷۷/۹۰	۰/۱۷	۰/۰۳	-۱۲۳/۲۲
Frank	-۰/۰۳	۰/۰۴	-۱۹۶/۱۵	-۰/۱۱	۰/۰۶	-۱۲۱/۷۸
Galambos	-۰/۲۹	۰/۰۴	-۱۲۶/۸۳	-۰/۳۸	۰/۰۶	-۱۲۸/۲۳
Gumbel-Hougaard	-۰/۵۵	۰/۰۴	-۱۲۵/۶۲	-۰/۶۶	۰/۰۶	-۱۲۷/۹۲
Plackett	-۰/۸۱	۰/۰۳	-۱۹۶/۱۳	-۰/۹۴	۰/۰۶	-۱۲۴/۱۱
Filip-Gumbel	-۱/۰۷	۰/۰۵	-۱۲۳/۸۲	-۱/۲۲	۰/۰۶	-۱۲۱/۷۷
Joe	-۱/۳۳	۰/۰۳	-۹۴/۶۲	-۱/۴۹	۰/۰۲	-۹۳/۴۵
Gumbel-Barnet	-۱/۵۸	۰/۰۶	-۱۸۳/۲۳	-۱/۷۷	۰/۰۷	-۱۲۷/۷۸

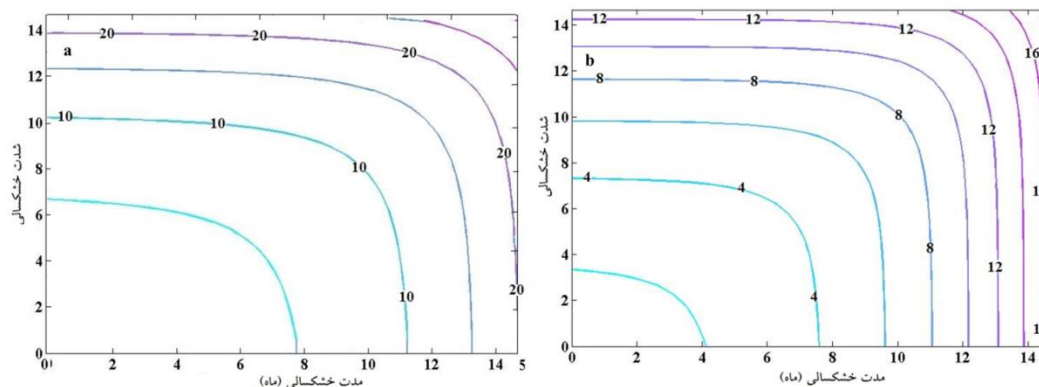


شکل ۴. مقادیر مفصل تجربی در برابر مفصل تئوری جوئی برازش داده شده

بر داده‌های شدت و مدت خشکسالی ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)

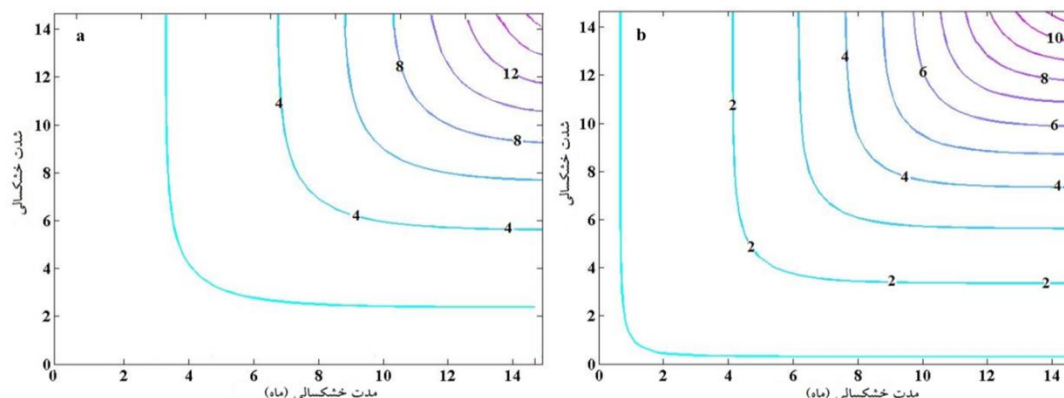
نیازمند تخمین دوره بازگشت‌های خشکسالی با شدت بالا می‌باشد. در این تحقیق شدت و مدت خشکسالی بر اساس دوره‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله با توجه به روابط ذکر شده محاسبه گردیدند. به‌عنوان مثال برای ایستگاه منتخب تازه کند مدت خشکسالی ۱۱ ماه و شدت ۱۰ برای داده‌های تاریخی شکل (۵-۵) و برای مدت ۱۱ ماه و شدت ۱۲ برای داده‌های تولیدی شکل (۵-۵) برای حالت (or) (T_{DSP}^{\wedge}) دوره بازگشت به ترتیب ۱۰ و ۸ سال می‌باشد و برای سایر مقادیر شدت و مدت خشکسالی دوره بازگشت‌های متناظر با آنها در شکل (۵) نشان داده شده است؛ اما ارزیابی دوره بازگشت‌های توأم برای حالت (and) (T_{DSP}^{\cup}) برای مدت ۱۰ ماه و شدت ۸ برای داده‌های تاریخی دوره بازگشت ۴ سال خواهد بود و برای داده‌های

تولیدی برای همین مقادیر دوره بازگشت ۳/۵ سال خواهد بود شکل (۶). در شکل (۷) نمودار میله‌ای سه بعدی برای شدت و مدت‌های مختلف در برابر مقادیر احتمالاتی مشخص ارائه شده است. همان‌طور که در منحنی‌های دوره بازگشت شکل‌های (۵) و (۶) مشاهده می‌شود با افزایش مقادیر شدت و مدت خشکسالی دوره بازگشت خشکسالی‌ها نیز افزایش می‌یابد، که این موضوع نیز با مبانی تحلیل‌های هیدرولوژیک مطابقت دارد، چرا که از دیدگاه هیدرولوژیک احتمال رخداد وقایع شدید نظیر خشکسالی، سیلاب در طول یک بازه زمانی طویل وجود دارد. چرا که عنصر زمان به‌عنوان مهم‌ترین عامل در تحلیل دوره بازگشت‌ها در مسائل هیدرولوژی و منابع آب می‌باشد، در تحلیل برای طرح‌های



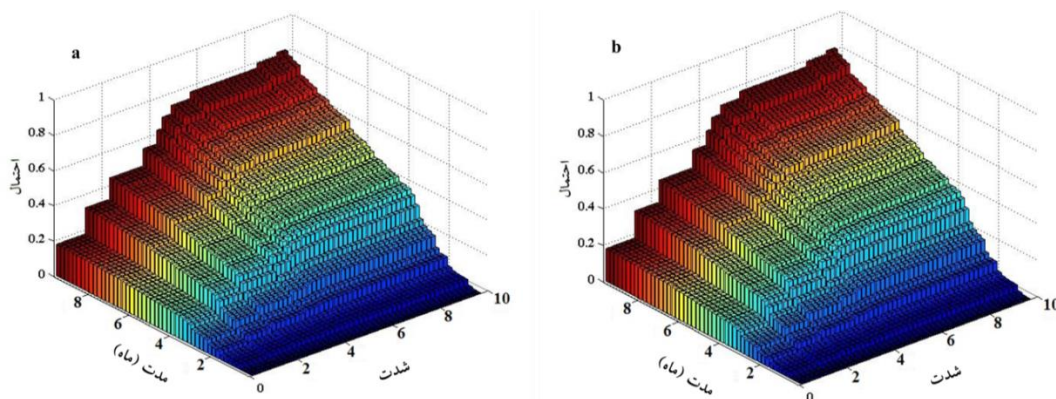
شکل ۵. دوره بازگشت توأم شدت و مدت خشكسالي برای حالت $T'_{DS} (D \geq d \text{ or } S \geq s)$

در ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)



شکل ۶. دوره بازگشت توأم شدت و مدت خشكسالي برای حالت $T_{DS} (D \geq d \text{ and } S \geq s)$

در ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)



شکل ۷. نمایش سه بعدی احتمال توأم شدت و مدت خشكسالي

ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)

خشكسالي‌هایی مشابه دوره‌های تاریخی وجود خواهد داشت. آگاهی از دوره بازگشت‌های بر اساس داده‌های تاریخی می‌تواند اطلاعات مفیدی را در اختیار مهندسان منابع آب، محیط‌زیست و سایر حوزه‌های مرتبط با علوم آب قرار دهد.

کوتاه‌مدت مبنای محاسبات دوره بازگشت‌های کوچک‌تر و در تحلیل برای دوره‌های بلندمدت مبنای طراحی دوره بازگشت‌های بزرگ‌تر مدنظر است که در این پژوهش هر دو دوره بازگشت بررسی گردید نتایج حاصل از داده‌های تولیدی حاکی از آن است که حداقل در دوره‌های آبی برای شدت و مدت‌های مشخص احتمال رخ دادن حداقل

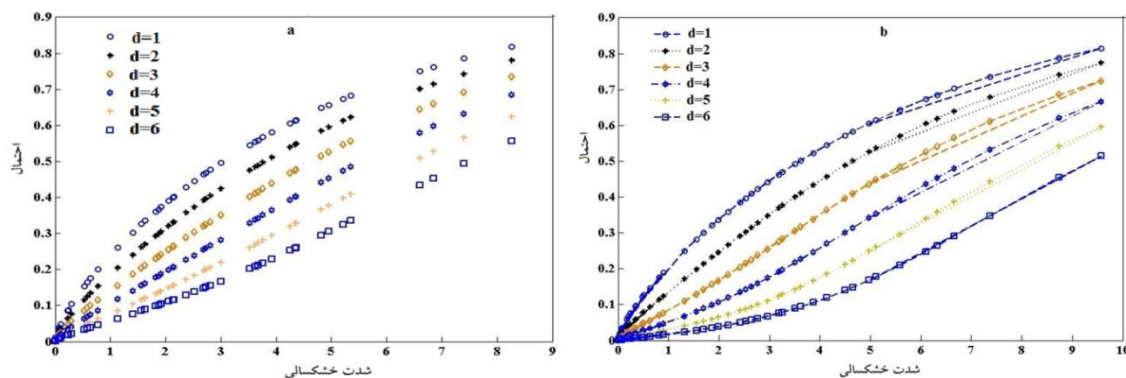
ارزیابی دوره بازگشت شرطی

بالتر می‌رود که در اینجا بازه‌های زمانی کوتاه‌تر مدت خشکسالی به استناد به علم احتمالات رخ دادن آنها به مراتب بیشتر از بازه‌های طولانی‌تر می‌باشد. با توجه به آنچه که ذکر گردید از آنجائی که پدیده‌های هواشناسی و هیدرولوژی به‌طور متناوب تکرار می‌شوند و احتمال رخ دادن آنها نیز در دوره‌های آبی وجود دارد، چنانچه در منطقه‌ای بخواهیم یک مخزن آبی را تهیه کنیم بطوریکه این مخزن بتواند ذخیره آب را در پایین دست خود را در مواقع کم آبی برای حالات مختلف شرب، کشاورزی، زیست محیطی، تفریحی، برقایی و صنعتی تأمین نماید، این منحنی‌ها اطلاعات مفید و ارزنده‌ای در اختیار مدیران و برنامه ریزان منابع آب قرار می‌دهند.

ارزیابی دوره بازگشت کندال

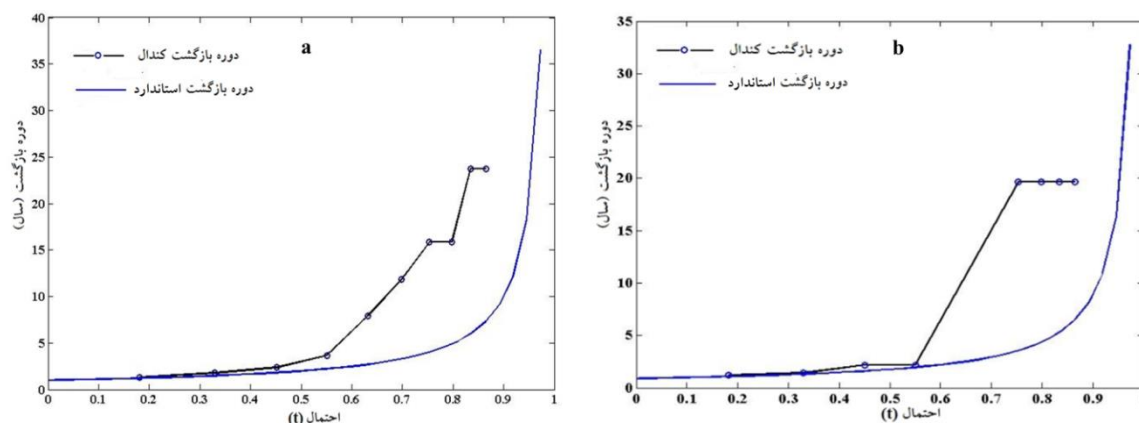
استفاده از تعریف دوره بازگشت استاندارد منتج به برآوردی کمتر از مقدار واقعی می‌گردد. جهت رفع این مسئله دوره بازگشت کندال بر اساس توابع توزیع کندال محاسبه شد. در این تحقیق جهت مقایسه دو دوره بازگشت استاندارد و کندال شکل (۹) برای ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی و تولیدی ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، این نمودارها برای سطوح احتمالاتی بحرانی ($t \in I$) ایستگاه‌های مذکور ترسیم شده‌اند. با توجه به اینکه تعداد داده‌های مشاهداتی کم بوده است، لذا برآورد دوره بازگشت‌های بزرگ بر اساس

در این قسمت از تحقیق احتمال شرطی شدت خشکسالی در حالی که مدت خشکسالی از یک آستانه معین شدت تجاوز کند، ارائه شده است. همان‌طور که از شکل (۸) استنباط می‌شود، برای ایستگاه تازه کند احتمال وقوع خشکسالی‌هایی با شدت ۵ زمانی که مدت خشکسالی ۴ ماه باشد، احتمال وقوع آن برای داده‌های تاریخی ۰/۴ می‌باشد (شکل ۸)، برای داده‌های تولیدی برای همین شدت و همین مدت احتمال وقوع ۰/۳ می‌باشد، اما از آنجائی که در تحلیل‌های خشکسالی و طراحی مخازن با سطوح احتمالاتی بیشتری جهت تحلیل نیاز است. لذا برای شدت ۸ و مدت ۲ ماه برای داده‌های تاریخی این میزان احتمال برابر با ۰/۷۵ خواهد بود در حالی که همین سطح احتمال دارای شدتی برابر با ۹ و مدتی برابر با ۲ ماه خواهد بود. نتایج حاصل از این نمودارها نشان می‌دهد که با کم شدن مدت خشکسالی‌ها احتمال وقوع آنها در شدت‌های مختلف بالا می‌رود به‌طوری‌که بیشترین میزان احتمال وقوع برای خشکسالی‌هایی با مدت ۱ ماه و کمترین میزان آن برای خشکسالی‌ها با مدت ۶ ماه و بالاتر می‌باشد که این امر به نوبه خود جای بحث و بررسی دارد که دلیل آن را بایستی در مباحث احتمالاتی علم ریاضی در مطالعات هیدرولوژی جستجو کرد. که در این صورت نگاه به موضوع به‌صورت گسسته و یک فضای نمونه‌ای خواهد بود که در آن هر اندازه مخرج کسر کوچک‌تر باشد مقدار احتمال وقوع آن



شکل ۸. احتمال شرطی شدت خشکسالی در حالی که مدت آن از یک حد آستانه معین، d ، تجاوز کند

برای ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)



شکل ۹. دوره بازگشت کنдал، T_p ، بر اساس تابع توزیع کنдал تجربی و دوره بازگشت استاندارد، T_{DS} ، بر اساس توابع مفصل جوئی برای ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی (a) و تولیدی (b)

نتیجه‌گیری

خشکسالی‌ها پدیده‌های حدی و هیدرولوژیکی هستند که در شرایط اقلیمی مختلف می‌توانند رخ دهند. از آنجائی که کشور ایران در عرض‌های جغرافیایی مستعد خشکسالی واقع شده است لذا احتمال رخ دادن خشکسالی‌هایی با درجات مختلف در آن وجود دارد. در این تحقیق پس از بررسی آزمون‌های همگنی، تصادفی و ایستایی بودن داده‌ها طی دوره آماری ۴۰ ساله (۱۳۹۵-۱۳۵۶ شمسی) و اطمینان از صحت سقم آنها اقدام به تولید داده‌های مصنوعی برای ۱۰۰۰ تکرار، در مقیاس سالانه با استفاده از مدل $Ar(1)$ و مقیاس ماهیانه با استفاده از مدل والنسیا شاکي گردید. سپس با استفاده از ده تابع مفصل کلایتون، علی میخائیل حق، فارلی گامبل مورگن اشترن، فرانک، گلامبوس، گامبل هوگارد، پلاکت، فیلیپ گامبل، جوئی و گامبل بارنت به تحلیل چند متغیره خشکسالی‌های هیدرولوژیک در حوضه دریاچه ارومیه با استفاده از شاخص SDI^{mod} پرداخته شد. نتایج حاصل از آزمون همگنی نشان داد که داده‌ها دارای ضریب تبیینی بالاتر از ۰/۹۰ بوده‌اند و همچنین نتایج آزمون‌های ایستایی و روند نشان داد که داده‌ها در محدوده مجاز $\pm 1/2$ و $\pm 1/96$ قرار داشتند. در ادامه جهت تحلیل چند متغیره داده‌های تاریخی و تولیدی توزیع‌های رایج در هیدرولوژی بر داده‌های دبی (جریان) و داده‌های شدت و مدت خشکسالی برازش داده شد. نتایج حاصل از برازش

دوره بازگشت کنдал صورت نگرفته است. از این‌رو شکستگی موجود در دوره بازگشت‌های کنдал به خاطر کم بودن تعداد داده‌های مشاهداتی می‌باشد. با توجه به شکل (۹) تفاوت بین دوره بازگشت کنдал با دوره بازگشت استاندارد برای ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی. $t > 0.45$ و برای داده‌های تولیدی برای $t > 0.55$ (محل شروع شکستگی) مشهود است. برای مثال طبق شکل (۹) دوره بازگشت کنдал برای سطح احتمال بحرانی $t = 0.7$ برای ایستگاه تازه کند برای داده‌های تاریخی ۱۵ سال و برای داده‌های تولیدی ۲۰ سال خواهد بود. در حالی که دوره بازگشت استاندارد آنها برای همین سطح احتمال ۲/۵ می‌باشد. همان‌طور که در شکل (۹) مشاهده می‌شود با افزایش زمان تفاوت بین دوره بازگشت کنдал با دوره بازگشت استاندارد افزایش می‌یابد. دوره‌های بازگشت کنдал تفاوت قابل ملاحظه‌ای با دوره‌های بازگشت توأم دارند (Khani temeliyeh et al, 2020, 2021). واضح است که برآوردهای کمتر از واقعیت به دست آمده ناشی از تعریف استاندارد دوره بازگشت باعث ایجاد خطا در تحلیل ریسک خشکسالی‌ها خواهد شد. بنابراین با استفاده از تعریف دوره بازگشت کنдал نتایج تحلیل ریسک برای موارد دومتغیره صحیح‌تر می‌باشند.

تابع مفصل جو به‌عنوان تابع مفصل برتر غالب جهت تحلیل چند متغیره می‌باشد. نتایج حاصل از دوره بازگشت‌ها نشان داد که برای دوره‌های بازگشت ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله برای داده‌های تاریخی و تولیدی احتمال رخ دادن خشکسالی‌های معادل با خشکسالی‌های تاریخی در دوره‌های آتی رخ خواهد داد. لذا با آگاهی از دوره بازگشت‌های خشکسالی و سایر مشخصات آن نظیر شدت، مدت، کلاس‌بندی، دوره‌های بازگشت توأم و شرطی و احتمالات توأم و شرطی می‌توان اقدامات لازم مدیریتی و پیش‌آگهی لازم از خشکسالی‌ها جهت مقابله با آنها در دوره‌های خشک جهت تأمین شرایط کم‌آبی در مخازن سدها، مدیریت منابع آبی، شرایط زیست‌محیطی و غیره را به دست آورد.

داده‌ها نشان داد که توابع لوگ پیرسون تیپ سه برآزش مناسب‌تری بر داده‌های جریان و توابع توزیع گاما و نمایی بهترین برآزش بر داده‌های شدت و مدت خشکسالی را داشتند. از آنجائی که شرط استفاده از توابع مفصل جهت تحلیل چند متغیره وجود همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی است نتایج حاصل از ضرایب مختلف همبستگی نشان داد که ضریب همبستگی خطی برای داده‌ها برای ۲۸ ایستگاه مورد مطالعه بالای ۰/۸۵، ضریب اسپیرمن بالای ۰/۷ و ضریب تاوکندال که یکی از مهم‌ترین ضرایب همبستگی در مطالعات چند متغیره می‌باشد بالای ۰/۶۰ قرار داشت و میزان RMSE در محدوده ۰/۰۲ تا ۰/۰۴ قرار گرفت. پس از بررسی همبستگی بین داده‌ها توابع مفصل برتر بر داده‌های مختلف در دو حالت تاریخی و تولیدی بررسی گردید نتایج حاصل نشان داد که

Reference:

- Amirataee, B., Montaseri, M., & Rezaie, H. (2018). Regional analysis and derivation of copula-based drought Severity-Area-Frequency curve in Lake Urmia basin, Iran. *Journal of Environmental Management*, 206, 134-144.
- Arena, C., Cannarozzo, M., & Mazzola, M. R. (2006). Multi-year drought frequency analysis at multiple sites by operational hydrology—A comparison of methods. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 31 (18), 1146-1163.
- Ayantobo, O. O., Li, Y., Song, S., Javed, T., & Yao, N. (2018). Probabilistic modelling of drought events in China via 2-dimensional joint copula. *Journal of Hydrology*, 559, 373-391.
- Azhdari, Z., Bazrafshan, O., Shekari, M., & Zamani, H. (2020). Analysis of Hydrological Drought Severity, Duration and Magnitude Using Copula Functions (Case study: Bandar-Sedij and Kol-Mehran Watershed). *Iranian journal of Ecohydrology*, 7 (1), 237-249. [in Persian]
- Bouabdelli S. Meddi M., Zeroual A., & Alkama R. (2020). Hydrological drought risk recurrence under climate change in the karst area of Northwestern Algeria. *Journal of Water and Climate Change*.
- Britten, M.R. (1961). Probability analysis to the development of a synthetic hydrology for the Colorado River, in part IV of past and probable future variations in stream flow in the upper Colorado River University of Colorado
- Danandeh Mehr A. Sorman A. U. Kahya E. , & Hesami Afshar M. (2020). Climate change impacts on meteorological drought using SPI and SPEI: case study of Ankara, Turkey. *Hydrological Sciences Journal*, 65 (2), 254-268.
- Daneshzadeh, M., Karami, H., Sani Khani, H., Farzin, S., & Mousavi, S. (2019). Application of copula functions and intelligent algorithms for analysis of meteorological drought of Shahrood. *Iranian Water Researches Journal*, 13 (1), 91-104. [in Persian]
- Das, J., Jha, S. , & Kumar Goyal, M. (2020). Non-stationary and Copula-Based Approach to Assess the Drought Characteristics Encompassing Climate Indices over the Himalayan States in India, *Journal of Hydrology*, Volume 580, January 2020, 124356:
- Geyer, C. J. (1992). Practical markov chain monte carlo. *Statistical science*, 473-483.
- Ghorbani H, Vali A., & Zarepour H. (2020). Prediction and Investigation of Meteorological Drought Using SARIMA Time Series and SPI Index In Isfahan Province. *JWSS*. 2020; 23 (4):313-328. [in Persian]
- Kao SC., & Govindaraju RS. (2010). A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology* 380 (1-2): 121-134.
- Khani temeliyeh Z, rezaie H. , & Mirabbasi najafabadi R. (2021). Joint Risk Analysis of Meteorological Droughts (Case Study of East Iran). *Arid Regions Geographic Studies.*; 11 (44):1-20. [in Persian]

- Khani temeliyeh, Z., Rezaie, H. , & Mirabbasi, R. (2020). Application of the Nested Copula Functions for Analysis of Four variate of Meteorological Droughts (Case Study: West of Iran). *Journal of Water and Soil Resources Conservation*, 10 (1), 93-112. [in Persian]
- McMahon, T.A., & Mein, R.G. (1986). River and reservoir yield Water Resource Publications, Littleton, Colorado.
- Mishra, A. K., V. R. Desai., & V. P. Singh. (2007). Drought forecasting using a hybrid stochastic and neural network model. *Journal of Hydrologic Engineering* 12.6 (2007): 626-638.
- Montaseri M., & Adeloje, A.J. (1999). Critical period of reservoir systems for planning purposes. *Journal of Hydrology* (224): 115-136.
- Montaseri, M., Amirataee, B., & Rezaei, H. (2017). Copula-Based Regional Drought Analysis and Derivation of Severity-Area-Frequency Curve in Lake Urmia Basin. *Water and Soil*, 31 (4), 1260-1277. [in Persian]
- Mostafazadeh R, Haji K., & Esmali-Ouri A. (2018). Determining the severity and duration of hydrological drought by using power laws analysis in Gorganroud Watershed rivers. 253-237, 18 (62), 237-253. [in Persian]
- Mutreja, K. N. (1976). Reservoir capacity for periodic-stochastic input and periodic output (Doctoral dissertation, Colorado State University. Libraries).
- Nelsen, R. B. (2006). *An Introduction to Copulas*, Springer, New York. 269 pp.
- Palmer, W. C. 1965. Meteorological Drought. Research Paper, No. 45.
- Requena, A.I. Mediero, L., & Garrote, L. A. (2013). bivariate return period based on copulas for hydrologic dam design: Accounting for reservoir routing in risk estimation. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 17, 3023–3038.
- Salvadori. G., & De Michele. C. (2015). Multivariate real-time assessment of droughts via copula-based multi-site Hazard Trajectories and Fans. *Journal of Hydrology* 526, 101–115.
- Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges, *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris*, 8: 229-231.
- Slalas, J.D., Deller, G.W., Yevjevich, V., & Lane, W.L., (1980). *Applied modeling hydrology time series* Water Resource Publications, Littleton, Colorado.
- Smakhtin, V.U., & Hughes, D.A. (2004). Review, Automated Estimation and Analyses of Drought Indices in south Asia. Working Paper 83. Colombo, Sri Lanka: International Water Management Institute.
- Thompson, S. A. (1990). A Markov and runs analysis of drought in the central united states, *Physical Geography*, 11 (3), 191-205.
- Valencia, R. D., & Schakke Jr, J. C. (1973). Disaggregation processes in stochastic hydrology. *Water Resources Research*, 9 (3), 580-585.
- Wang, F., Wang, Z., Yang, H., Di, D., Zhao, Y., Liang, Q., & Hussain, Z. (2020). Comprehensive evaluation of hydrological drought and its relationships with meteorological drought in the Yellow River basin, China. *Journal of Hydrology*, 584, 124751.
- Wilhite, D. A., & M. H. Glantz. (1985). Understanding the drought phenomenon: The role of definitions. *Water Intl.* 10 (1): 111-120.
- Wilks, D.S. (1995). *Statistical methods in the atmospheric sciences*, Academic Press, San Diego, California, USA, 467 pp.
- Yurekli, K., & Kurunc, A. (2004). Simulation of drought periods using stochastic models, *Turkish J. Eng. Env. Sci.* 28 (2004), pp. 181-19.



Print ISSN: 2251-7480
Online ISSN: 2251-7400

Journal of
**Water and Soil
Resources Conservation
(WSRCJ)**

Web site:

<https://wsrcj.srbiau.ac.ir>

Email:

iauwsrcj@srbiau.ac.ir
iauwsrcj@gmail.com

**Vol. 12
No. 1 (45)
Autumn 2022**

Received:
2022-03-26

Accepted:
2022-07-28

Pages: 1-19



Multivariate Analysis of Hydrological Droughts in Urmia Lake basin Using Artificial Data Generation Technique and Copula Functions

Babak Shahinejad^{1*}, Zahra Shams², Zabihollah Khani temeliyeh³ and Azadeh Arshia⁴

- 1) Assistant Professor, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Lorestan University, Lorestan, Iran.
 - 2) PhD student in Hydraulic Structures of Lorestan University, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Lorestan, Iran.
 - 3) Doctorate Graduated in Water Resources Engineering, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture, Urmia University, Urmia, Iran.
 - 4) PhD Student in Hydraulic Structures of Lorestan University, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Lorestan, Iran.
- *Corresponding author email: shahinejad.b@lu.ac.ir

Abstract:

Background and Aim: From a hydrological point of view, measuring the flow of rivers, lakes and groundwater is a measure of drought and there is a baseline time between the lack of rainfall and the decrease of running water of inlets and lakes and groundwater. More studies have been done on meteorological droughts compared to hydrological droughts. Therefore, the purpose of this study is multivariate analysis of hydrological droughts in Lake Urmia basin using artificial data generation models and Copula functions. Therefore, using a combination of the above methods for the analysis of hydrological droughts was used as a new method for the analysis of hydrological droughts.

Method: In this study, in order to multivariate analysis of hydrological droughts in the Urmia Lake basin, the flow data of 28 hydrometric stations in which the flow regime is real were used during a statistical period of 40 years (1978-2017). Also, Ar (1) model was used to generate artificial data and SDI^{mod} index was used for drought analysis. For this purpose, artificial data were generated in 1000 sequence. Since univariate drought analysis and analysis based on historical data can not show the horizontal of future droughts alone, so using the Ar (1) model, annual data were generated and then using the model The Valencia and Schakke generated monthly artificial data. Then drought characteristics (intensity and duration) were extracted for both historical and generation data series and common distributions in hydrology were fitted to intensity, duration and flow data. Then the transfer probability matrix and their steady state condition matrix (SSC) were also calculated. Also, multivariate analysis of hydrological droughts was performed using ten Archimedean Copula functions. The above coding was done in MATLAB software environment.

Results: The results of this study showed that after examining the homogeneity of data and their static test, most of the data had the necessary homogeneity and the results of data homogeneity showed that the coefficient of explanation was above 0.9 and the results of static test and Their trend showed that the data were within the allowable range of 1.2 ± 2.1 and ± 1.96 . The results of fitting the data on the common statistical distributions showed that the Log Pearson Type3 (LP3) function was known as the superior distribution functions on the flow data and the gamma and exponential distribution functions on the severity and duration of the drought, respectively. The number of drought periods based on different scales of SDI^{mod} index showed that for different periods the number of drought periods for short-term scales was more than long-term scales. Also, the average intensity and duration of drought for generated and historical data indicate an increase in the intensity of drought for generated data compared to historical data. The results of classifying drought periods for historical and generated data showed that approximately 68% of the data were in the normal range during the statistical period and 32% were other classes. The result of the Copula functions showed that the Joe Copula function in the first order and Filip Gumble and Galambos functions in the next order were known as the superior Copula functions.

Conclusion: Finally, the results showed that the artificial data generation models for annual and monthly data for statistical years less than 30 years maintain the statistical characteristics of mean, standard deviation, skewness and correlation between two consecutive months, while increasing The number of statistical years of model performance becomes more favorable. The cumulative probability of non-annual drought and the probability of normal and wet season in hot months of the year is higher than other months of the year. Also, with increasing periods of drought, the cumulative probability of non-drought increases, so that with increasing periods, this probability decreases and becomes almost zero. The results of the joint and conditional return periods as well as the Kendall return period showed that the probability of drought occurring in future periods is expected to be at least similar to the historical data. The results also showed that the Joe Copula function was recognized as the superior Copula function for historical and generated data. Accordingly, the theoretical Copula function is close to the 45 degree angle bisector against the experimental Copula function.

Keywords: Urmia Lake, Generation Technique, Copula Functions, Ar (1)