

شبیه‌سازی مکانی - زمانی بارش سالانه با استفاده از مدل‌های تصادفی

همایون فقیه^{۱*}، جواد بهمنش^۲ و کیوان خلیلی^۲

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۲۰؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲/۲۵)

چکیده

بارش، از مؤلفه‌های اصلی بیلان آب در هر منطقه بوده و توسعه روش‌های کارآمد برای برآورد توزیع مکانی و زمانی آن از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. هدف از این پژوهش بررسی کارایی مدل چند مکانی خودهمبسته (Multiple-site auto regressive model) مرتبه اول برای برآورد مکانی - زمانی بارش سالانه در استان کردستان بود. بدین منظور هشت ایستگاه هم‌دیدگی (Synoptic) که دارای آمار بلندمدت، بودند انتخاب شد. برای تعیین پارامترهای مدل، داده‌های دوره آماری ۲۱ ساله (۱۳۹۱ - ۱۳۷۱) به کار برده شد. این پارامترها با محاسبه همبستگی‌های با تأخیر صفر (Lag^۰) و یک (Lag^۱) در سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌ها به دست آمدند. در این روش بارش منطقه در سال t براساس بارش سال قبل آن ($t-1$) برآورد شد. برای ارزیابی مدل، بارش سالانه منطقه در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به وسیله مدل برآورد و با داده‌های مشاهده‌ای مقایسه شد. نتایج حاکی از دقت مناسب این مدل در پیش‌بینی مقدار بارش سالانه این منطقه بود. درصد خطای مدل در برآورد بارش سالانه منطقه برای سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به ترتیب ۷/۹ و ۱۷/۳ درصد به دست آمد. همچنین ضریب همبستگی داده‌های برآورد شده و مشاهده شده در سطح معنی‌داری کمتر از یک درصد معنی‌دار شد ($R=0/978$). علاوه بر این عملکرد مدل از نظر تولید داده مناسب بود. به طوری که مشخصات آماری داده‌های تولیدی و داده‌های تاریخی ثبت شده، مشابه بودند و اختلاف معنی‌داری نداشتند. بنابراین با توجه به کارایی مناسب این مدل در پیش‌بینی و تولید بارش سالانه، کاربرد آن برای کمک به مدیریت بهتر منابع آب این منطقه قابل توصیه است.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، خودهمبسته، سری زمانی، شبیه‌سازی، کردستان، مدل تصادفی

۱. بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی کردستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی

۲. گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: hfkuir@gmail.com

مقدمه

نمود (۲۰).

توماس و فایرینگ (۳۰) برای اولین بار مدل مارکوف مرتبه اول با تبدیل ویلسون-هیلفرتی را برای تولید داده‌های جریان در یک مکان (نقطه‌ای) پیشنهاد نمودند. در دهه ۷۰ میلادی باکس و جنکینس (۱۳) این مدل‌ها را توسعه دادند. آنها شیوه تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی را توصیف نمودند. سریکانتان و مک‌ماهون (۲۹) مدل مارکوف مرتبه اول با تبدیل ویلسون-هیلفرتی را برای تولید داده‌های بارش سالانه توصیه نمودند. نتایج آنها نشان داد، وقتی ضریب چولگی و ضریب خود همبستگی با تأخیر یک داده‌ها نزدیک صفر است، این مدل به مدل نوفه سفید یا اغتشاش خالص (White noise) تبدیل می‌شود. تاپر و کوچرا (۳۱) مدل مارکوف با وضعیت پنهان (Hidden State Markov (HSM)) را با مداخله تئوری بیزی برای تولید داده‌های بارش سالانه سیدنی استرالیا توسعه دادند. نتایج مقایسه این مدل و مدل AR برای پیش‌بینی بارش سالانه نشان داد پیش‌بینی مدل HSM به واقعیت نزدیکتر است. کومورنیک و همکاران (۲۲) به مقایسه و ارزیابی مدل‌های هیدرولوژیک سری‌های زمانی در جمهوری چک پرداختند. نتایج آنها کارایی بالای مدل‌های یاد شده را در پیش‌بینی فرآیندهای هیدرولوژیک نشان می‌دهد. خلیلی و همکاران (۲۱) کارایی مدل‌های چند مکانی (Multiple-site) تولید سری زمانی داده آب‌وهوایی را بیشتر از مدل‌های یک نقطه‌ای (Single site) ارزیابی نموده‌اند. سعدا (۲۷) مدل تصادفی آریما دوره‌ای (Periodic ARIMA (PARIMA)) را برای پیش‌بینی بارش ماهانه در مناطق خشک و نیمه‌خشک مناسب دانست. وانگ و همکاران (۳۴) با استفاده از تحلیل خوشه‌ای (Clustering analysis) دقت مدل آریما را در پیش‌بینی بارش ماهانه ایستگاه لانژو در چین (۲۱ درصد) افزایش دادند. زاهدی و همکاران (۳) بارش‌های ایستگاه‌های ارومیه و تبریز را با مدل‌های خودهمبسته شبیه‌سازی و مقادیر آبی بارش ماهانه را با آن برآورد نمودند. نتایج برآورد حاکی از توانایی این مدل‌ها در شبیه‌سازی و برآورد بارش ماهانه در این ایستگاه‌ها

کمیت‌های قابل اندازه‌گیری پدیده‌های مختلف چرخه آب را متغیرهای هیدرولوژیکی و توالی این متغیرها به ترتیب وقوع آنها در زمان، را سری‌های زمانی می‌نامند. توصیف رفتار پدیده در بعد مکان و زمان فرآیند نامیده می‌شود. اغلب سری‌های زمانی متغیرهای هیدرولوژیکی از یک فرآیند غیر قطعی (تصادفی) پیروی می‌کنند. در صورتی که برآوردهای مکانی و زمانی قابل اعتمادی از وضعیت متغیرهای هیدرولوژیکی در دسترس برنامه‌ریزان، مدیران و اقشار مختلف جامعه باشد، می‌توان ضمن آمادگی برای مقابله با حوادث نامطلوب، نسبت به بهره‌برداری بهینه از منابع آب، خاک و نیروی انسانی اقدام نمود. بنابراین پیش‌بینی و تحلیل سری‌های زمانی، اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در بهره‌برداری از منابع است (۸).

به‌علت پیچیدگی و عدم دانش کافی در مورد فرآیندهای فیزیکی در چرخه آب، ساخت مدل‌های آماری و گسترش آنها برای بیان این فرآیندها همیشه مورد توجه مهندسين بوده است. مدل‌های خودهمبسته (Auto regressive (AR)) برای شبیه‌سازی سالانه و یا فصلی سری‌های زمانی به‌کار می‌روند. اساس این مدل‌ها بر پایه زنجیره مارکوف در سری‌های زمانی بنا شده است. اگر هر واقعه ثبت شده در زمان t با زمان قبل و زمان بعد از خود مرتبط باشد، آن سری زمانی از زنجیره مارکوف تبعیت می‌کند (۲۰).

مدل‌های خودهمبسته به‌دلیل سادگی، استفاده گسترده‌ای در مهندسی هیدرولوژی و منابع آب داشته‌اند. دو کاربرد مهم این مدل‌ها، پیش‌بینی مقدار یک متغیر در آینده و تولید تعداد معینی از متغیرهای یک سری زمانی با حفظ مشخصات آماری مشابه با آن سری است. مدل‌های مختلف مانند مدل خودهمبسته، خودهمبسته با میانگین متحرک (Auto regressive moving average (ARMA)) و خودهمبسته با میانگین متحرک یکپارچه (Auto regressive integrated moving average (ARIMA)) را می‌توان به‌عنوان انتخاب‌های ممکن برای شبیه‌سازی استفاده

می‌شود (۱). شکل (۱) موقعیت استان کردستان در غرب ایران را نشان می‌دهد.

استان کردستان به دلیل داشتن ارتفاعات متعدد و بارش‌های نسبتاً زیاد از نقاط سردسیر کشور به‌شمار می‌آید. جریان‌های آب‌وهوایی متأثر از اقیانوس اطلس و دریای مدیترانه که عامل عمده ریزش‌های جوی کشور است، در عبور از کردستان و برخورد با ارتفاعات زاگرس، بخش قابل توجهی از رطوبت خود را از دست می‌دهند. بدین ترتیب از سمت غرب به سمت شرق استان از میزان بارش کاسته می‌شود (۱). نقشه پراکنش میانگین بارش سالانه منطقه برای دوره ۲۱ ساله در شکل (۱) آورده شده است. براساس این نقشه، میانگین بارش برای استان ۴۷۰ میلی‌متر در سال برآورد شده است. همچنین در شکل (۱) نقشه مدل رقومی ارتفاع استان کردستان ارائه شده است. در این پژوهش برای رسم نقشه‌ها از نرم‌افزار ArcMap10 استفاده شد.

ایستگاه‌های مورد استفاده

داده‌های بارش منطقه مورد مطالعه در ۱۶۹ ایستگاه، که از انواع مختلف شامل هم‌دید، آب‌وهوا شناسی (Climatology)، باران‌سنجی و تبخیرسنجی بودند، ثبت شده است. برخی از این ایستگاه‌ها از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۳ (شمسی)، دارای سابقه آماری بودند. برای داشتن میانگین قابل اعتماد و پراکنش مناسب ایستگاه‌ها در سطح منطقه، دوره آماری ۲۱ ساله (۱۳۷۱-۱۳۹۱) به‌عنوان پایه زمانی مشترک انتخاب شد. از بین ایستگاه‌های فهرست شده، ۱۶۱ ایستگاه که دارای آمار طولانی‌مدت نبودند و یا امکان بازسازی نواقص آماری آنها توسط آمار ایستگاه‌های مجاور وجود نداشت، حذف شدند. بدین ترتیب هشت ایستگاه هم‌دید، که دارای پراکنش مناسبی در سطح منطقه بودند، برای استفاده در بررسی‌ها باقی ماند. مشخصات ایستگاه‌های مورد استفاده در جدول (۱) ارائه شده است.

آماده‌سازی داده‌ها

پیش از تجزیه و تحلیل آماری لازم است کمیت، کیفیت و کامل

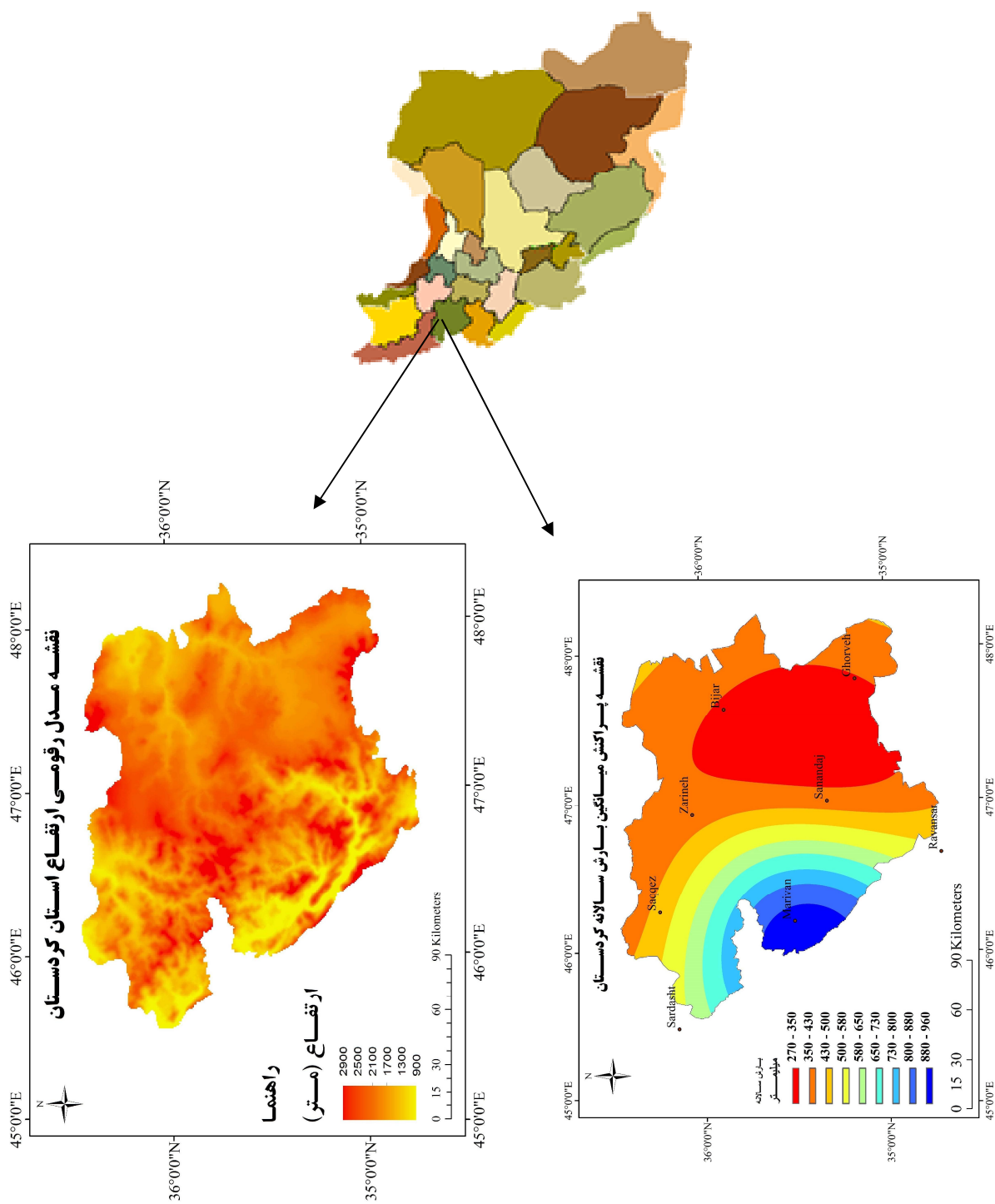
بود. شریفان و قهرمان (۴) از شبیه‌سازی بارش ماهانه برای چهار ایستگاه در استان گلستان، به این نتیجه رسیدند که مدل‌های خودهمبسته برای پیش‌بینی بارش ماهانه این استان مناسب است. فیروزی و همکاران روش باکس و جنکینس را برای شبیه‌سازی، پیش‌بینی و بررسی روند بارش‌های ماهانه و فصلی دو ایستگاه شیراز و فسا در استان فارس مناسب دانسته‌اند (۷). مروج و همکاران رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیک بارش، تبخیر و جریان رودخانه در حوضه‌های غرب دریاچه ارومیه را با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی بررسی نمودند (۹). نتایج نشان داد سری بارش در حوضه‌های زولاچای، نازلچای و شهرچای از مدل خودهمبسته و در حوضه باراندوزچای از مدل خودهمبسته با میانگین متحرک تبعیت می‌کند.

هدف از این پژوهش ارزیابی مدل چند مکانی (منطقه‌ای) خودهمبسته مرتبه اول برای شبیه‌سازی، پیش‌بینی و تولید داده‌های مکانی - زمانی بارش سالانه در استان کردستان است. برآورد توزیع مکانی و زمانی بارش بلندمدت (سالانه) در این منطقه برای اجرای طرح‌های مطالعات منابع آب، خشکسالی، طرح‌های آمایش سرزمین، محیط زیست، آبخیزداری و طرح‌های جامع کشاورزی ضروری است. بنابراین پیش‌بینی بارش، به‌عنوان یکی از جنبه‌های مؤثر مدیریتی در زمینه‌های مختلف، می‌تواند فواید زیادی را عاید سیستم بهره‌برداری در منطقه کند.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد بررسی

استان کردستان در غرب ایران واقع شده است. این استان از سمت شمال به استان آذربایجان غربی و بخشی از استان زنجان، از جنوب به استان کرمانشاه، از شرق به استان همدان و قسمت دیگری از استان زنجان و از طرف غرب به کشور عراق محدود است. مساحت استان کردستان در حدود ۲۸۲۰۳ کیلومتر مربع بوده که این مساحت ۱/۷۱ درصد از وسعت کل کشور را شامل



شکل ۱. موقعیت ایستگاه‌های استفاده شده، نقشه پراکنش میانگین بارش سالانه برای دوره ۲۱ ساله (۱۳۷۱-۱۳۹۱) و نقشه مدل رتومی ارتفاع استان کردستان

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های هم‌دید استفاده شده در این پژوهش

ایستگاه (شماره)								شرح
بیجار (۱)	قروه (۲)	مریوان (۳)	روانسر (۴)	سندج (۵)	سقز (۶)	سردشت (۷)	زربینه (۸)	
۱۸۸۳	۱۹۰۶	۱۲۸۷	۱۳۸۰	۱۳۷۳	۱۵۲۳	۱۵۵۷	۲۱۴۳	ارتفاع از سطح دریا (m)
۴۷° ۳۷'	۴۷° ۴۸'	۴۶° ۱۲'	۴۶° ۳۹'	۴۷° ۰۰'	۴۶° ۱۶'	۴۵° ۲۹'	۴۶° ۵۵'	طول جغرافیایی
۳۵° ۵۳'	۳۵° ۱۰'	۳۵° ۳۱'	۳۴° ۴۳'	۳۵° ۲۰'	۳۶° ۱۵'	۳۶° ۰۹'	۳۶° ۰۴'	عرض جغرافیایی
۲۸	۲۶	۲۳	۲۷	۵۶	۵۴	۲۹	۲۶	دوره آماری (سال)
۳۳۸	۳۴۴	۹۲۰	۵۱۲	۳۹۳	۴۵۷	۸۷۶	۳۹۵	میانگین بارش سالانه (mm)

و به‌وسیله آنها به توزیع نرمال انتقال داده می‌شدند. انتخاب توزیع احتمال مناسب با استفاده از روش‌های (منطقه‌ای) گشتاورهای خطی ((Linear Moments (L-Moments)) (۱۷) و یک مکانی (نقطه‌ای) نمودار احتمال ضریب همبستگی (Probability Plot Correlation Coefficient (PPCC)) (۱۶) انجام شد.

آزمون گرابز

در این روش مقدار آماره گرابز (T)، با توجه به تعداد داده‌ها و درصد ریسک مجاز برای خطا در حذف یک داده، از جدول (۲) به‌دست آمد. مرز بالا (X_U) و پایین (X_L) بازه اطمینان داده‌ها با استفاده از رابطه‌های ۱ و ۲ محاسبه و داده‌ها با آنها مقایسه شدند. داده‌های کوچکتر از مرز پایین و بزرگتر از مرز بالا به‌عنوان داده پرت تعیین شدند. این داده‌های پرت ممکن است واقعی باشند اما از نظر آماری پرت به‌حساب آمدند (۵).

$$X_U = \bar{X} + T.S \quad [1]$$

$$X_L = \bar{X} - T.S \quad [2]$$

در رابطه‌های ۱ و ۲، \bar{X} میانگین و S انحراف معیار داده‌های مورد آزمون است.

آزمون توالی

در این روش هریک از ارقام سری با میانگین داده‌ها مقایسه شد. داده‌های بزرگتر و کوچکتر از میانگین به‌ترتیب با حرف a و b مشخص شدند. برای داده‌های برابر با میانگین علامتی گذاشته

بودن داده‌ها بررسی شود. در این پژوهش بازسازی داده‌ها و تطویل آمارها به کمک روش همبستگی بین ایستگاه‌ها (۱۰) انجام شد. در این روش به‌وسیله رگرسیون خطی آمار ایستگاه ناقص (به‌عنوان متغیر وابسته و مجهول) با استفاده از داده‌های ایستگاه مبنا (به‌عنوان متغیر مستقل و معلوم) تخمین زده شد. ایستگاه مبنا دارای آمار کامل و طولانی‌مدت بود و شرایط جغرافیایی و آب‌وهوایی تقریباً یکسانی با ایستگاه ناقص داشت. از آنجا که در این بررسی، یکی از معیارهای انتخاب ایستگاه‌ها کامل بودن سری داده‌های آنها بود، بنابراین بازسازی کمی برای تکمیل داده‌ها در طول دوره آماری انجام شد. همچنین از روش گرابز (Grubbs) (۵) و آزمون توالی (Run test) (۵) به‌ترتیب برای تعیین داده‌های پرت (Outlier) و بررسی همگنی داده‌های آماری ایستگاه‌های مورد بررسی استفاده شد.

برای مدل‌سازی آماری تشخیص وجود و از بین بردن ترم‌های (بخش‌های) قطعی قابل توجه در سری داده‌ها لازم است (۲۰). در این پژوهش از روش اسپیرمن برای تحلیل وجود ناپیوستگی در سری‌های زمانی داده‌ها استفاده شد (۳۷). در صورت وجود روند برای حذف آن در سری داده‌ها از روش حداقل مربعات استفاده شد (۵ و ۸).

نرمال بودن سری زمانی از فرضیات بسیاری از مدل‌های آماری است. در این پژوهش از دو روش گرافیکی و آزمون چولگی برای بررسی نرمال بودن داده‌ها استفاده شد (۸). اگر داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کردند، آنها را با توزیع‌های آماری مناسب برآزش

جدول ۲. مقدار آماره گرابز (T) (۵)

ریسک اشتباه در حذف داده (درصد)					تعداد داده‌ها (N)	ریسک اشتباه در حذف داده (درصد)					تعداد داده‌ها (N)
۱۰	۵	۱	۰/۵	۰/۱		۱۰	۵	۱	۰/۵	۰/۱	
۲/۰۳۶	۲/۱۷۶	۲/۴۱۰	۲/۴۸۲	۲/۶۰۶	۱۰	۱/۱۴۸	۱/۱۵۳	۱/۱۵۵	۱/۱۵۵	۱/۱۵۵	۳
۲/۲۴۷	۲/۴۰۹	۲/۷۰۵	۲/۸۰۶	۲/۹۹۷	۱۵	۱/۴۲۵	۱/۴۶۳	۱/۴۹۲	۱/۴۹۶	۱/۴۹۶	۴
۲/۳۸۵	۲/۵۵۷	۲/۸۸۴	۳/۰۰۱	۳/۲۳۰	۲۰	۱/۶۰۲	۱/۶۷۲	۱/۷۴۹	۱/۷۶۴	۱/۷۸۰	۵
۲/۴۸۶	۲/۶۶۳	۳/۰۰۹	۳/۱۳۵	۳/۳۸۹	۲۵	۱/۷۲۹	۱/۸۲۲	۱/۹۴۴	۱/۹۷۳	۲/۰۱۱	۶
۲/۷۶۸	۲/۹۵۶	۳/۳۳۶	۳/۴۸۳	۳/۷۸۹	۵۰	۱/۸۲۸	۱/۹۳۸	۲/۰۹۷	۲/۱۳۹	۲/۲۰۱	۷
۳/۰۱۷	۳/۲۰۷	۳/۶۰۰	۳/۷۵۴	۴/۰۸۴	۱۰۰	۱/۹۰۹	۲/۰۳۲	۲/۲۲۱	۲/۲۷۴	۲/۳۵۸	۸
						۱/۹۷۷	۲/۱۱۰	۲/۳۲۳	۲/۳۸۷	۲/۴۹۲	۹

$$Z_{SR} = \frac{D}{\sqrt{\text{Variance}(D)}} \quad [5]$$

مقدار Z_{SR} در سطح معنی‌دار بودن پنج درصد آزمایش شد. چنانچه قدرمطلق Z_{SR} بزرگتر از ۱/۹۶ بود، فرض وجود روند در سری داده‌ها پذیرفته شد. در غیر این صورت سری داده‌ها تصادفی و بدون روند در نظر گرفته شدند.

آزمون چولگی

اگر چولگی یک سری زمانی $(\hat{\gamma})$ با پذیرش خطای α ، در محدوده $\left[-u_{(1-\alpha/2)}\sqrt{\frac{6}{N}}, u_{(1-\alpha/2)}\sqrt{\frac{6}{N}}\right]$ قرار بگیرد، فرض نرمال بودن آن سری پذیرفته می‌شود (۸ و ۲۳). مقدار متناظر با سطح اعتماد $(1-\alpha/2)$ درصد از توزیع نرمال است. این روش برای سری‌های بیش از ۱۵۰ نمونه توصیه شده است (۲۳). برای سری‌های با تعداد نمونه کوچکتر از آن، پیشنهاد می‌شود مقدار ضریب چولگی $(\hat{\gamma})$ با مقادیر جدول (۳) (γ_{α}^N) مقایسه شود. چنانچه $|\hat{\gamma}| < \gamma_{\alpha}^N$ باشد فرض نرمال بودن سری زمانی پذیرفته می‌شود (۲۳).

روش گشتاورهای خطی

هاسکینگ (۱۷) گشتاورهای خطی، که ترکیب‌های خطی از گشتاورهای دوم (واریانس)، سوم (چولگی) و چهارم (کشیدگی) می‌باشند، را معرفی نمود. این ترکیب‌های خطی

نشد و این چنین حالتی مانع از ادامه توالی اعداد نگردید. پارامتر Z با استفاده از رابطه ۳ محاسبه شد. چنانچه قدرمطلق Z بزرگتر از ۱/۹۶ بود، داده‌ها در سطح اعتماد ۹۵ درصد ناهمگن در نظر گرفته شدند (۲۸).

$$Z = \frac{r - \left[\left(\frac{\gamma mn}{m+n}\right) + 1\right]}{\sqrt{\frac{\gamma mn \cdot (\gamma mn - m - n)}{((m+n)^2 \cdot (m+n-1))}}} \quad [3]$$

در این رابطه r تعداد کل دنباله‌ها (a و b های متوالی)، m تعداد مقادیر کوچکتر از میانگین (تعداد b ها) و n تعداد مقادیر بزرگتر از میانگین (تعداد a ها) است.

آزمون اسپیرمن

برای انجام این آزمون داده‌ها به شکل افزایشی مرتب و به هرکدام رتبه‌ای از یک تا n به ترتیب داده شد. مقدار آماره D برای سری داده‌ها از رابطه ۴ به دست آمد (۳۷).

$$D = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n [R(x_i) - i]^2}{n(n^2 - 1)} \quad [4]$$

در رابطه بالا، i رتبه داده تاریخی به ترتیب وقوع، $R(x_i)$ رتبه داده تاریخی مرتب شده به ترتیب افزایشی و n تعداد داده‌ها است. آماره D دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\left(\frac{1}{n-1}\right)$ است. آماره اسپیرمن (Z_{SR}) از رابطه ۵ محاسبه شد.

جدول ۳. مقادیر (τ_α^N) برای سنجش نرمال بودن سری‌های کمتر از ۱۵۰ نمونه (۲۳)

$\alpha = 0/02$		تعداد نمونه (N)	$\alpha = 0/01$		$\alpha = 0/02$		$\alpha = 0/01$		تعداد نمونه (N)
0/567	0/389	100	0/787	0/534	50	1/061	0/711	25	
0/508	0/350	125	0/723	0/492	60	0/986	0/662	30	
0/464	0/321	150	0/673	0/459	70	0/923	0/621	35	
0/430	0/298	175	0/631	0/432	80	0/870	0/587	40	
			0/596	0/409	90	0/825	0/558	45	

پارامتری از گشتاورهای خطی چولگی (τ_3) و کشیدگی (τ_4) استفاده شد. مقدار تئوری گشتاورهای خطی توزیع‌های دو پارامتری (۳۳) و سه پارامتری (۱۷) به وسیله چندجمله‌ای‌های ارائه شده در رابطه‌های ۱۴ و ۱۵ به دست آمد. ضریب‌های این چندجمله‌ای‌ها در جدول (۴) ارائه شده است.

$$\tau_3 = A_0 + A_1\tau_3^1 + A_2\tau_3^2 + \dots + A_7\tau_3^7 \quad [14]$$

$$\tau_4 = A_0 + A_1\tau_4^1 + A_2\tau_4^2 + \dots + A_8\tau_4^8 \quad [15]$$

نمودار احتمال ضریب همبستگی

فیلین این روش ساده و کارآمد را برای انتخاب توزیع احتمال مناسب در یک مکان (ایستگاه) بسط داد (۱۶). در این روش ابتدا عامل فراوانی (Frequency Factor) برای توزیع‌های احتمال برآورد شد. سپس با استفاده از رابطه چاو مقادیر متناظر و هم احتمال وقوع با داده‌های مشاهده‌ای برآورد شد. ضریب همبستگی داده‌های مشاهده‌ای و عامل فراوانی توزیع‌ها محاسبه و با یکدیگر مقایسه شد. توزیعی که دارای بالاترین همبستگی بود، به عنوان توزیع مناسب انتخاب شد. همچنین در این روش با رسم داده‌های واقعی نسبت به منحنی توزیع احتمال، مناسب بودن آن توزیع برای برازش داده‌ها کنترل شد (۲۴).

روش عامل فراوانی

چاو رابطه ۱۶ را برای برازش داده‌ها با توزیع‌های تئوری احتمال پیشنهاد نمود (۱۵).

گشتاورها برای نمونه‌های کوچک نارایب بوده و نسبت به داده‌های پرت حساس نیستند. بنابراین کاربرد آنها برای تعیین بهترین تابع توزیع مناسب به نظر می‌رسد (۱۸). اگر x_1, x_2, \dots, x_n داده‌های یک نمونه تصادفی باشند و این سری به طور افزایشی مرتب شود، سری $x_{1n}, x_{2n}, \dots, x_{nn}$ حاصل خواهد شد. گشتاورهای خطی و نسبت‌های آنها مربوط به داده‌های مرتب شده افزایشی به وسیله رابطه‌های ۶ تا ۱۳ محاسبه شدند.

$$L_1 = \beta_0 \quad [6]$$

$$L_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad [7]$$

$$L_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 - \beta_0 \quad [8]$$

$$L_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad [9]$$

$$\beta_r = n^{-1} \sum_{j=r+1}^n \binom{j-1}{r} \binom{n-1}{r}^{-1} X_{(j,n)} \quad , r = 0, \dots, n-1 \quad [10]$$

$$\tau_2 = L - CV = \frac{L_2}{L_1} \quad [11]$$

$$\tau_3 = L - \text{Skewness} = \frac{L_3}{L_2} \quad [12]$$

$$\tau_4 = L - \text{Kurtosis} = \frac{L_4}{L_2} \quad [13]$$

در رابطه‌های بالا، $x_{(j,n)}$ به ترتیب تعداد داده مشاهده‌ای، مرتبه گشتاور و داده مشاهده‌ای مرتب شده (به صورت افزایشی) است. برای رسم نمودارهای توزیع‌های دو پارامتری از گشتاورهای خطی ضریب تغییرات (τ_2) و چولگی (τ_3) استفاده شد. همچنین برای رسم نمودارهای توزیع‌های سه

جدول ۴. ضریب‌های چندجمله‌ای‌های تخمین گشتاورهای خطی برای توزیع‌های آماری مختلف

ضریب	لوگ نرمال سه پارامتری (LN _۳)	پیرسون تیپ ۳ (P _{III})	لوگ نرمال دو پارامتری (LN _۲)	گاما (Gamma)	نرمال (N)	گامبل (Gu)	یکنواخت (U)	نمایی (E)
A _۰	۰/۱۲۲۸۲	۰/۱۲۲۴۰	۰	۰	-	-	-	-
A _۱	۰	۰	۱/۱۶۰۰۸	۱/۷۴۱۳۹	-	-	-	-
A _۲	۰/۷۷۵۱۸	۰/۳۰۱۱۵	-۰/۰۵۳۲۵	۰	-	-	-	-
A _۳	۰	۰	۰	-۲/۵۹۷۳۶	-	-	-	-
A _۴	۰/۱۲۲۷۹	۰/۹۵۸۱۲	-۰/۱۰۵۰۱	۲/۰۹۹۱۱	-	-	-	-
A _۵	۰	۰	۰	۰	-	-	-	-
A _۶	-۰/۱۳۶۳۸	-۰/۵۷۴۸۸	-۰/۰۰۱۰۳	-۰/۳۵۹۴۸	-	-	-	-
A _۷	۰	۰	۰	۰	-	-	-	-
A _۸	۰/۱۱۳۶۸	۰/۱۹۳۸۳	-	-	-	-	-	-
L-Skewness	-	-	-	-	-	۰/۱۶۹۹۰	۰	۰/۳۳۳
L-Kurtosis	-	-	-	-	۰/۱۲۲۶۶	۰/۱۵۰۰۴	۰	۰/۱۶۷

$$K_N = -4/9 \cdot [P^{2/14} - (1-P)^{2/14}] \quad [17]$$

$$K_P = \frac{2}{g} \cdot [(\frac{g}{6} \cdot (K_N - \frac{g}{6}) + 1)^3 - 1] \quad [18]$$

$$K_G = -\frac{\sqrt{6}}{P} \cdot [0/5772 + \text{LN}(\text{LN}(\frac{1}{1-P}))] \quad [19]$$

در این رابطه‌ها، P تابع تجمعی احتمال و g ضریب چولگی است. برای تخمین احتمال تجمعی در رابطه ۱۷ و ۱۹ به ترتیب رابطه بلوم (رابطه ۲۰) (۱۲ و ۳۲) و گرینگورتن (رابطه ۲۱) (۱۴) به عنوان رابطه‌های مناسب پیشنهاد شده‌اند.

$$P = \frac{i - 0/375}{n + 0/25} \quad [20]$$

$$P = \frac{i - 0/44}{n + 0/12} \quad [21]$$

در رابطه ۲۰ و ۲۱، n تعداد داده مشاهده‌ای و i رتبه داده، برای حالتی که داده‌ها براساس ترتیب کاهشی مرتب شده‌اند، است.

مدل چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول

بارش سالانه در چند مکان را با مدل چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول می‌توان شبیه‌سازی نمود (۲۵ و ۳۶). این مدل (رابطه

$$X_T = \mu + K \cdot \sigma \quad [16]$$

در رابطه ۱۶، X_T مقدار پیش‌آمد با دوره برگشت μ ، میانگین و σ انحراف معیار جامعه است. در این رابطه K عامل فراوانی و تابعی از دوره برگشت و پارامترهای توزیع است. وقتی یک توزیع برای برآزش داده‌های نمونه (مشاهده‌ای) انتخاب شد، پارامترهای آماری توزیع احتمال (μ و σ) باید از داده‌های نمونه برآورد شوند. بین داده‌های نمونه و ارقام (محاسبه‌ای) حاصل از تابع توزیع احتمال ممکن است اختلاف وجود داشته باشد. هدف اصلی روش‌های برآورد پارامتر توزیع، کمینه نمودن این اختلاف‌ها (خطاها) است. پارامترهای آماری توزیع احتمال با یکی از روش‌های گشتاور، بیشینه درست‌نمایی و کمترین مربعات برآورد می‌شود (۸). برای اختصار شرح این روش‌ها ارائه نشده است و در صورت نیاز می‌توان به منبع شماره ۸ مراجعه نمود.

در این پژوهش برای تخمین عامل فراوانی سه توزیع نرمال، لوگ-نرمال دو و سه پارامتری از رابطه ۱۷ (۱۹)، دو توزیع پیرسون و لوگ-پیرسون از رابطه ۱۸ (۳۵) و توزیع اکسترم نوع یک (گامبل) از رابطه ۱۹ (۱۴) استفاده شد.

$$B \cdot B^T = S_0 - A \cdot S_0 \cdot A^T \quad [27]$$

S_0 ماتریس واریانس و کوواریانس داده‌های مشاهده‌ای (تاریخی) نرمال‌سازی شده استاندارد در ایستگاه‌ها بدون تأخیر زمانی (Lag^0) و S_1 ماتریس کوواریانس داده‌های مشاهده‌ای نرمال‌سازی شده استاندارد در ایستگاه‌ها با تأخیر زمانی یک (Lag^1) است. S_0 و S_1 به ترتیب از ماتریس‌های رابطه‌های ۲۸ و ۲۹ به دست آمدند. همچنین BB^T یک ماتریس متقارن است که از روش چولسکی (۲) برای تجزیه آن به ماتریس‌های B و B^T می‌توان استفاده نمود. این روش، برای تجزیه یک ماتریس متقارن (مانند C) به دو ماتریس پایین مثلثی (B) و بالا مثلثی (B^T) به کار می‌رود. ماتریس B^T ترانهاده ماتریس B است. از حاصل ضرب دو ماتریس B و B^T مجدداً ماتریس C حاصل خواهد شد. در این پژوهش از نرم‌افزار MATLAB برای انجام محاسبات عددی استفاده شد.

[28]

$$S_0 = \begin{bmatrix} \text{Var}(Z_t^1) & \text{Cov}(Z_t^1, Z_t^1) & \dots & \text{Cov}(Z_t^1, Z_t^n) \\ \text{Cov}(Z_t^1, Z_t^1) & \text{Var}(Z_t^1) & \dots & \text{Cov}(Z_t^1, Z_t^n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(Z_t^n, Z_t^1) & \text{Cov}(Z_t^n, Z_t^1) & \dots & \text{Var}(Z_t^n) \end{bmatrix} \quad [29]$$

$$S_1 = \begin{bmatrix} \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^1) & \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^1) & \dots & \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^n) \\ \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^1) & \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^1) & \dots & \text{Cov}(Z_t^1, Z_{t-1}^n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(Z_t^n, Z_{t-1}^1) & \text{Cov}(Z_t^n, Z_{t-1}^1) & \dots & \text{Cov}(Z_t^n, Z_{t-1}^n) \end{bmatrix}$$

در این پژوهش سری‌های زمانی داده‌های بارش سالانه هشت ایستگاه، مربوط به دوره آماری مشترک ۲۱ ساله (۱۳۹۱-۱۳۷۱)، برای تعیین پارامترهای مدل (رابطه ۲۲) به کار برده شد. ابتدا براساس آنچه در بخش آماده‌سازی داده‌ها شرح داده شد، سری داده‌های تاریخی ایستگاه‌ها برای استفاده در مدل آماده شد. سپس درایه‌های ماتریس‌های S_0 و S_1 براساس همبستگی‌های با تأخیر صفر و یک در سری‌های زمانی ایستگاه‌ها محاسبه شد. با استفاده از این دو ماتریس (S_0 و S_1) و رابطه‌های ۲۶ و ۲۷ ماتریس‌های ضرایب (A و B) برای به‌کارگیری در رابطه ۲۲ تعیین شد. در ادامه بردار متغیرهای تصادفی (V_t) با استفاده از ابزار تولید عدد تصادفی

(۲۲) به‌وسیله متلس (۲۵) ارائه شده است.

$$Z_t = A \cdot Z_{t-1} + B \cdot V_t \quad [22]$$

در رابطه ۲۲، Z_t و Z_{t-1} بردارهای ($n \times 1$) مقادیر تبدیل شده متغیر (بارش سالانه) با میانگین صفر برای سال‌های t و $t-1$ و V_t بردار ($n \times 1$) متغیر تصادفی مستقل با میانگین صفر و واریانس واحد (یک) است. Z و V دارای توزیع نرمال هستند، همچنین ضریب‌های ثابت A و B ماتریس‌های ($n \times n$) برای حفظ خودهمبستگی و همبستگی متقابل (Cross Correlation) می‌باشند. بنابراین رابطه ۲۲ را می‌توان به‌صورت ماتریسی زیر (رابطه ۲۳) نوشت (۸).

[23]

$$\begin{bmatrix} Z_t^1 \\ \vdots \\ Z_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1} & \dots & a_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n,1} & \dots & a_{n,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1}^1 \\ \vdots \\ Z_{t-1}^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{1,1} & \dots & b_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n,1} & \dots & b_{n,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_t^1 \\ \vdots \\ V_t^n \end{bmatrix}$$

متغیر تبدیل شده Z و V از رابطه‌های ۲۴ و ۲۵ قابل

محاسبه می‌باشند.

$$Z_t^n = \frac{(x_t^n - \bar{x}_t^n)}{(S_x)_t^n} \quad [24]$$

$$V_t^n = \frac{(e_t^n - \bar{e}_t^n)}{(S_e)_t^n} \quad [25]$$

در روابط ۲۴ و ۲۵، x_t^n و e_t^n مقدار متغیر مشاهده شده و متغیر تصادفی مستقل در زمان t و ایستگاه n است. $(S_x)_t^n$ و \bar{x}_t^n به ترتیب میانگین و انحراف معیار داده‌های مشاهده‌ای و $(S_e)_t^n$ و \bar{e}_t^n میانگین و انحراف معیار متغیر تصادفی مستقل هستند. اگر طرفین رابطه ۲۲ در ترانهاده ماتریس Z_{t-1} یعنی Z_{t-1}^T ضرب و امید ریاضی طرفین رابطه محاسبه شود، رابطه ۲۶ به دست خواهد آمد و ماتریس A به‌وسیله آن قابل محاسبه خواهد بود.

$$A = S_1 \cdot S_0^{-1} \quad [26]$$

همچنین اگر طرفین رابطه ۲۲ در ترانهاده ماتریس Z_t یعنی Z_t^T ضرب و امید ریاضی طرفین محاسبه شود، رابطه ۲۷ حاصل می‌شود و ماتریس B از آن قابل محاسبه خواهد بود.

مشاهدات است. توانایی مدل از نظر تولید سری زمانی در صورتی مثبت ارزیابی می‌شد که مشخصات آماری سری‌های تولید شده توسط مدل مشابه خواص آماری سری زمانی ثبت شده (تاریخی) باشد. خواص آماری مورد نظر شامل میانگین، انحراف معیار و ضریب هرست (Hurst Coefficient) بودند. به دلیل عمومیت دو آماره اول در ادامه فقط ضریب هرست شرح داده شده است.

ضریب هرست

این ضریب برای سنجش حافظه بلندمدت یک سری زمانی استفاده می‌شود. اگر ضریب هرست برای یک سری برابر با ۰/۵ باشد، آن سری مستقل و نرمال است. هرچه این ضریب از ۰/۵ بیشتر باشد، حافظه بلندمدت در سری زمانی بیشتر و بیانگر وقوع تمام وقایع اکستریم (حدی) مورد انتظار است. بنابراین نیازی به تطویل اطلاعات سری نمی‌باشد. ضریب هرست از رابطه ۳۲ به دست می‌آید (۸).

$$H = \frac{\text{Log}(R/\sigma)}{\text{Log}(n/4)} \quad [32]$$

در رابطه ۳۲، n تعداد داده‌ها در سری زمانی و σ انحراف معیار سری است. همچنین R برابر با تفاوت بین بیشترین مقدار مثبت و کمترین مقدار منفی انحراف از میانگین سری زمانی، که به صورت تجمعی محاسبه شده‌اند (S_n)، می‌باشد. برای محاسبه R از رابطه‌های ۳۳ و ۳۴ استفاده شد (۸).

$$S_n = \sum_{k=1}^n (x_k - \bar{x}) \quad [33]$$

$$R = S_{\max} - S_{\min} \quad [34]$$

در رابطه‌های ۳۳ و ۳۴، \bar{x} میانگین داده‌ها، x_k داده kام سری اولیه، S_{\min} کمترین مقدار منفی و S_{\max} بیشترین مقدار مثبت سری زمانی تجمعی (S_n) حاصل شده از انحراف داده‌ها از میانگین است.

نتایج و بحث

مشخصات آماری و نتایج بررسی کمی و کیفی سری زمانی

(Random Number Generation) در صفحه گسترده اکسل (Excel) تولید شد. همچنین آخرین داده سری‌های تاریخی ایستگاه‌ها به عنوان بردار Z_{t-1} برای مدل تعریف شد. بدین ترتیب با معلوم بودن تمام عبارت‌های سمت راست رابطه ۲۲، داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌ها در سال t (بردار Z_t) برآورد شد. با تکرار محاسبات در n گام زمانی (سال)، سری زمانی با تعداد n داده تولید شد. برای ایجاد m سری با تعداد n داده، m مرتبه n متغیر تصادفی با توزیع نرمال برای هشت ایستگاه تولید و در مدل به کار برده شد. در نهایت سری‌های پیش‌بینی و یا ساخته شده با انجام عکس نرمال‌سازی و استاندارد کردن و در صورت لزوم اضافه نمودن روندهای قطعی، به داده‌های واقعی تبدیل شدند (۸).

ارزیابی مدل

برای ارزیابی دقت مدل در پیش‌بینی مقدار متغیر (بارش سالانه) از معیارهای آماری ضریب همبستگی و درصد خطا از معیارهای آماری ضریب همبستگی (Volume Error in Percent (%VE)) استفاده شد (۸). ضریب همبستگی نشان‌دهنده میزان همبستگی بین مقادیر برآورد شده توسط مدل و مقادیر واقعی است. این ضریب را می‌توان از رابطه ۳۰ محاسبه نمود. مقدار (R^2) ضریب تبیین یا قطعیت (Coefficient of Determination) نامیده می‌شود. برای استفاده از معادلات رگرسیون در هیدرولوژی کمینه مقدار قابل قبول R، ۰/۶ توصیه شده است (۲۶). معیار درصد خطا از رابطه ۳۱ به دست می‌آید. مقدار کمتر این آماره، نشان‌دهنده عملکرد بهتر مدل است (۸).

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n ((Z_{\text{obs}} - \bar{Z}_{\text{obs}}) \cdot (Z_{\text{est}} - \bar{Z}_{\text{est}}))}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Z_{\text{obs}} - \bar{Z}_{\text{obs}})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (Z_{\text{est}} - \bar{Z}_{\text{est}})^2}} \quad [30]$$

$$\%VE = \frac{\sum_{i=1}^n \left| \frac{Z_{\text{obs}} - Z_{\text{est}}}{Z_{\text{obs}}} \right|}{n} \quad [31]$$

در رابطه‌های ۳۰ و ۳۱، Z_{obs} مقادیر مشاهده شده (واقعی)، \bar{Z}_{obs} میانگین مقادیر مشاهده شده، Z_{est} مقادیر برآورد شده (خروجی مدل)، \bar{Z}_{est} میانگین مقادیر برآورد شده و n تعداد

جدول ۵. مشخصات آماری و نتایج بررسی کمی و کیفی سری زمانی داده‌های بارش سالانه در دوره ۲۱ ساله (۱۳۷۱-۱۳۹۱) برای ایستگاه‌های انتخاب شده در منطقه کردستان

ایستگاه (شماره)								شرح
بیجار (۱)	قروه (۲)	مریوان (۳)	روانسر (۴)	سندج (۵)	سقز (۶)	سردشت (۷)	زرینه (۸)	
۳۳۸	۳۴۴	۹۲۰	۵۱۲	۳۹۳	۴۵۷	۸۷۶	۳۹۵	میانگین بارش (mm)
۷۳/۴	۷۶/۲	۲۳۷/۳	۱۲۲/۶	۹۶/۷	۱۳۷/۰	۲۰۳/۱	۸۹/۲	انحراف معیار (mm)
۰/۴	۱/۰۳	۰/۲	۰/۴	۰/۵	۰/۹	۰/۱	۰/۲	چولگی
۰/۸۲	۰/۶۴	۰/۷۴	۰/۶۸	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۶۸	۰/۶۸	ضریب هرست
۵۱۷	۵۸۸	۱۴۲۲	۷۸۸	۶۴۵	۷۹۰	۱۲۰۲	۶۱۶	آزمون گرابز بیشینه داده‌ها (mm)
۱۹۲	۲۲۲	۵۰۵	۳۳۴	۲۳۵	۲۷۲	۵۳۳	۲۱۹	(تعیین داده کمینه داده‌ها (mm)
۵۶۷	۵۵۸	۱۶۸۹	۸۹۱	۶۹۸	۸۸۵	۱۵۲۳	۶۸۱	پرت، ریسک مرز بحرانی بالا (mm)
۱۹۲	۲۰۳	۴۶۹	۲۷۷	۲۰۸	۲۱۷	۴۷۷	۲۱۸	اشتباه در حذف مرز بحرانی پایین (mm)
ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	داده ۵/۰ درصد تفسیر آزمون (داده پرت)
-۲/۶۸	-۰/۴۴	-۱/۷۸	-۲/۲۳	-۱/۳۴	-۰/۸۹	-۰/۸۹	-۰/۴۴	آماره آزمون (قبل از حذف روند)
±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	مقدار بحرانی (در سطح ۵٪)
ناهمگن	همگن	همگن	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	همگن	تفسیر آزمون (داده‌ها)
-۱/۳۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۶	۰/۰۰	-۰/۴۴	۰/۰۱	آماره آزمون (بعد از حذف روند)
همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	تفسیر آزمون (داده‌ها)
-۰/۳۵	-۰/۷۴	-۲/۳۲	-۲/۲۵	-۲/۲۷	-۱/۳۶	-۱/۳۸	-۱/۸۷	آماره آزمون
±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	±۱/۹۶	مقدار بحرانی (در سطح ۵٪)
ندارد	ندارد	دارد	دارد	دارد	ندارد	ندارد	ندارد	تفسیر آزمون (در سطح ۵٪)
۰/۳۲	۰/۲۲	-۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۱۹	۰/۳۰	-۰/۲۲	۰/۴۷	آماره آزمون (بعد از حذف روند)
ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	ندارد	تفسیر آزمون (در سطح ۵٪)

در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی‌دار نبود. روند سری داده‌های ایستگاه‌ها با روش حداقل مربعات حذف شد (۵ و ۸). نتایج دوباره آزمون روند برای داده‌های ایستگاه‌ها حاکی از عدم وجود روند معنی‌دار در داده‌ها است. به‌علاوه پس از حذف روند، آزمون همگنی داده‌ها دوباره انجام شد. نتایج نشان‌دهنده همگنی داده‌ها پس از حذف روند در همه ایستگاه‌ها است. ضریب هرست برای داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌های منطقه بزرگتر از ۵/۰ به‌دست آمد (جدول ۵)، بنابراین طول دوره آماری ۲۱ ساله برای مشاهده مقادیر حدی کافی است (۸).

داده‌های بارش سالانه در دوره ۲۱ ساله (۱۳۷۱-۱۳۹۱) برای ایستگاه‌های انتخاب شده در جدول (۵) ارائه شده است. از بررسی جدول (۵) مشاهده می‌شود در همه ایستگاه‌ها، سری داده‌ها، فاقد داده پرت هستند. همچنین آزمون همگنی نشان داد، داده‌های بارش سالانه دو ایستگاه بیجار و روانسر ناهمگن و داده‌های سایر ایستگاه‌ها همگن می‌باشند. نتایج بررسی روند، حاکی از وجود روند کاهشی در مقدار بارش سالانه سه ایستگاه روانسر، مریوان و سندج در سطح اعتماد ۹۵ درصد بود. تغییرات بارش سالانه در سایر ایستگاه‌ها روند کاهشی داشت اما

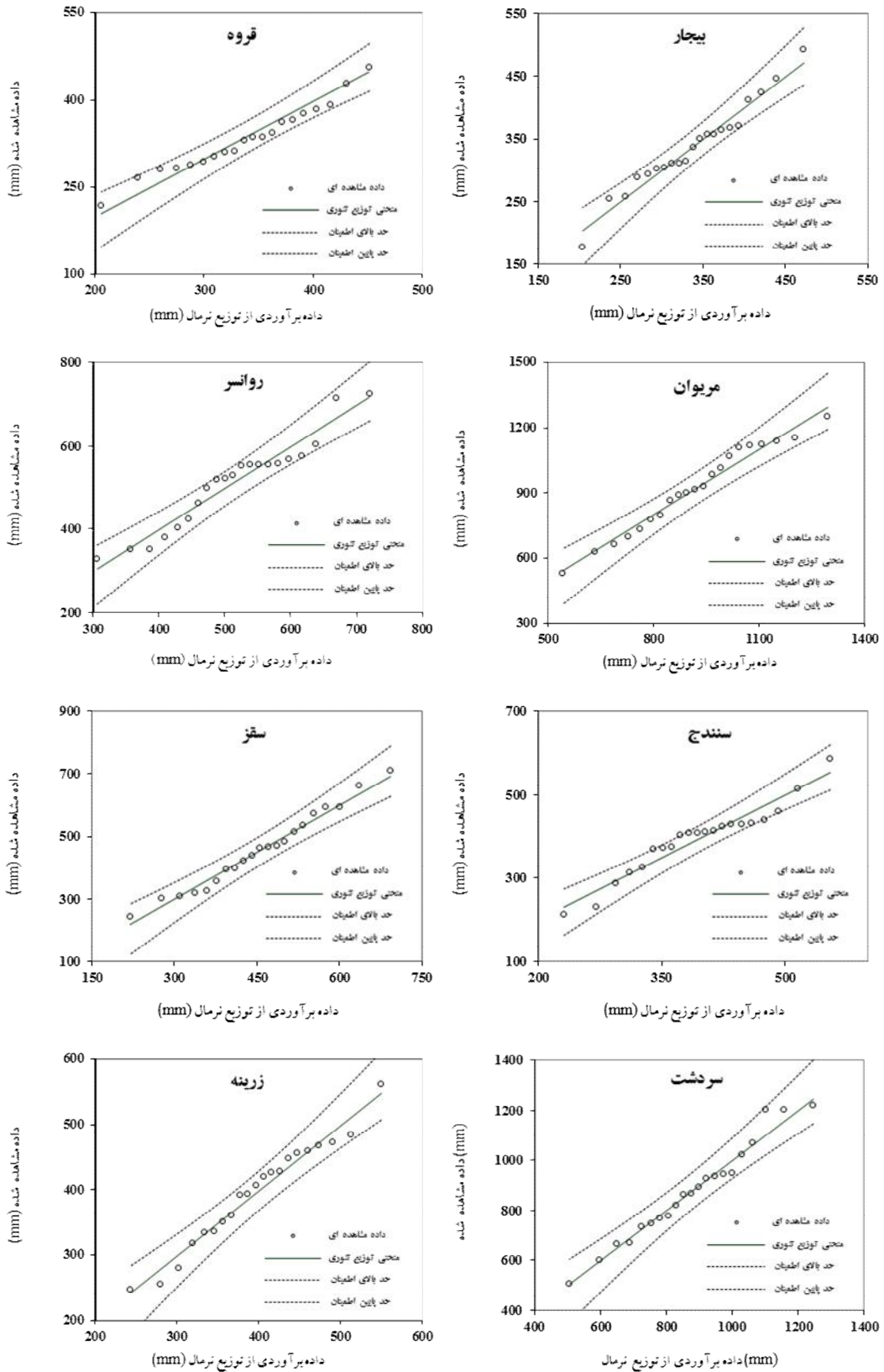
شد. از شکل (۳) مشاهده می‌شود گشتاورهای داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌های سه، چهار، شش، هفت و هشت اطراف منحنی (نقطه) مربوط توزیع نرمال قرار گرفته‌اند. بنابراین سری داده‌های این ایستگاه‌ها دارای توزیع نرمال هستند. همچنین این پنج ایستگاه به منحنی مربوط به توزیع P_3 نزدیک هستند. ایستگاه دو بسیار نزدیک به منحنی مربوط به توزیع LN_2 است. ایستگاه یک تقریباً نزدیک منحنی‌های مربوط به توزیع گاما و نرمال قرار گرفته است. ایستگاه پنج نیز از همه منحنی‌ها دور است. در نهایت براساس روش گشتاور خطی، توزیع نرمال و پیرسون تپ سه را می‌توان به‌عنوان توزیع‌های مناسب برای داده‌های بارش سالانه منطقه در نظر گرفت.

برای تعیین اجزا مدل (رابطه ۲۲) درایه‌های ماتریس‌های S_0 و S_1 محاسبه شد. با استفاده از این دو ماتریس و رابطه‌های ۲۶ و ۲۷ درایه‌های ماتریس‌های ضرایب (A و B) برای رابطه ۲۲ تعیین شد. در ادامه داده‌های بارش سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ برای ایستگاه‌های منطقه با به‌کارگیری مدل برآورد شد (جدول ۷). ارقام ارائه شده به‌عنوان داده‌های برآورد شده، میانگین ۱۰۰۰ داده بارش سالانه پیش‌بینی شده برای هر ایستگاه می‌باشد. نتایج پیش‌بینی برای سال ۱۳۹۲ بسیار مناسب بود. به‌طوری‌که درصد خطا در همه ایستگاه‌ها به غیر از ایستگاه سقر کمتر از ۱۰ درصد بود. برای سال ۱۳۹۳ نتایج پیش‌بینی دقت کمتری نسبت به پیش‌بینی سال ۱۳۹۲ داشت. میانگین حسابی بارش پیش‌بینی شده در ایستگاه‌های منطقه با مقدار مشاهده شده آن در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به‌ترتیب ۸/۳ و ۱۳/۹ درصد اختلاف داشت (جدول ۷).

برای تحلیل نتایج پیش‌بینی مدل به‌صورت منطقه‌ای، نقشه‌های پراکنش بارش سالانه مشاهده شده و پیش‌بینی شده برای سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ ترسیم و در شکل (۴) ارائه شده است. از این شکل مشاهده می‌شود نقشه‌های واقعی و پیش‌بینی بارش سالانه بسیار مشابه هستند. به‌طوری‌که میانگین بارش پیش‌بینی شده در منطقه با مقدار واقعی آن در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به‌ترتیب ۷/۹ و ۱۷/۳ درصد اختلاف دارد (جدول ۷).

همان‌طور که بیان شد، داده‌هایی که برای مدل‌سازی چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول استفاده می‌شوند، باید نرمال باشند. بنابراین نرمال بودن داده‌ها با آزمون چولگی بررسی شد. نتایج این آزمون حاکی از نرمال بودن سری داده‌ها در همه ایستگاه‌ها بود. همچنین برازش گرافیکی داده‌ها با این توزیع مناسب بود. در شکل (۲) منحنی توزیع نرمال و پراکنش داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌ها نسبت به آن ارائه شده است. از این شکل مشاهده می‌شود برای هر هشت ایستگاه، بیش از ۹۵ درصد نقاط نمایش دهنده بارش سالانه در محدوده باند اطمینان ۹۵ درصد قرار گرفته‌اند. بنابراین توزیع نرمال برای برازش داده‌ها با آن مناسب است، همچنین این نتیجه با روش PPCC بررسی شد. بدین‌منظور سری داده‌ها با شش توزیع پرکاربرد نرمال (N)، لوگ نرمال دو و سه پارامتری (LN_2 و LN_3)، پیرسون تپ ۳ (P_3)، لوگ پیرسون (LP_3) و گامبل (Gu) برازش داده شد. براساس روش PPCC، مقدار ضریب همبستگی بین داده‌های مشاهده‌ای و عامل فراوانی توزیع‌ها محاسبه و با یکدیگر مقایسه شد. توزیع‌های با ضریب همبستگی بزرگتر در اولویت کاربرد قرار گرفتند (جدول ۶). از جدول (۶) مشاهده می‌شود برای هر هشت ایستگاه یکی از توزیع‌های LN_2 ، LN_3 ، LP_3 و P_3 در اولویت اول یا دوم کاربرد قرار داشته است. همچنین در اکثر ایستگاه‌ها این چهار توزیع دارای ضریب همبستگی‌های تقریباً برابر می‌باشند. در نتیجه کاربرد آنها برای برازش داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌های منطقه پیشنهاد می‌شود.

براساس آزمون PPCC چهار توزیع انتخاب شده LN_2 ، LN_3 ، LP_3 و P_3 دقت تقریباً یکسانی داشتند. بنابراین از روش گشتاورهای خطی نیز برای ارزیابی توزیع‌ها و انتخاب توزیع برتر استفاده شد. گشتاورهای خطی توزیع‌های آماری با استفاده از رابطه‌های ۱۴ و ۱۵ محاسبه شد و منحنی و یا نقطه مربوط به گشتاور توزیع‌ها (شکل ۳) رسم شد. همچنین گشتاورهای خطی داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌های منطقه با استفاده از رابطه‌های ۶ تا ۱۳ محاسبه و به‌صورت نقاط با شماره‌های یک تا هشت در شکل (۳) آورده

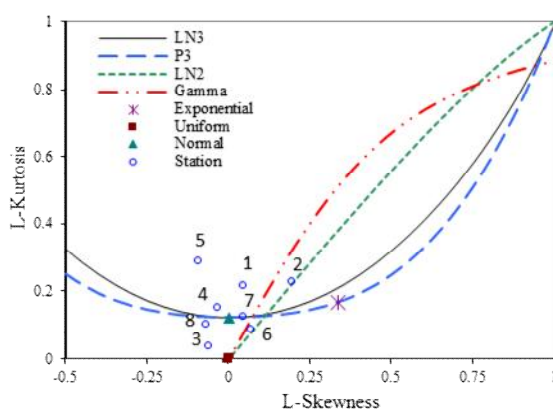


شکل ۲. پراکنش داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌ها نسبت به منحنی توزیع نرمال و حدود اطمینان بالا و پایین آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد

جدول ۶. ضریب‌های همبستگی بین داده‌های بارش سالانه مشاهده‌ای و عامل فراوانی توزیع‌ها در ایستگاه‌های منطقه

توزیع‌ها						ایستگاه (شماره)
گامبل	لوگ پیرسون	پیرسون	لوگ نرمال ۳ پارامتری	لوگ نرمال ۲ پارامتری	نرمال	
۰/۹۷۴۲ ^[۵]	۰/۹۷۶۳ ^[۴]	۰/۹۸۴۹ ^[۱]	۰/۹۸۳۵ ^[۳]	۰/۹۶۶۵ ^[۶]	۰/۹۸۳۹ ^[۲]	بیجار (۱)
۰/۹۹۰۲ ^[۱]	۰/۹۸۸۱ ^[۲]	۰/۹۶۵۷ ^[۵]	۰/۹۸۶۱ ^[۳]	۰/۹۸۴۳ ^[۴]	۰/۹۵۹۳ ^[۶]	قروه (۲)
۰/۹۵۰۴ ^[۶]	۰/۹۹۲۱ ^[۱]	۰/۹۹۰۴ ^[۲]	۰/۹۸۷۲ ^[۴]	۰/۹۷۷۶ ^[۵]	۰/۹۸۸۳ ^[۳]	مریوان (۳)
۰/۹۵۲۷ ^[۶]	۰/۹۷۱۹ ^[۱]	۰/۹۷۱۰ ^[۳]	۰/۹۷۱۱ ^[۲]	۰/۹۶۶۳ ^[۵]	۰/۹۷۰۸ ^[۴]	روانسر (۴)
۰/۹۴۱۱ ^[۶]	۰/۹۷۰۱ ^[۱]	۰/۹۶۰۰ ^[۴]	۰/۹۶۴۵ ^[۳]	۰/۹۴۴۲ ^[۵]	۰/۹۶۵۷ ^[۲]	سنندج (۵)
۰/۹۸۵۴ ^[۶]	۰/۹۹۴۰ ^[۲]	۰/۹۸۸۷ ^[۵]	۰/۹۹۴۱ ^[۱]	۰/۹۹۲۰ ^[۳]	۰/۹۹۱۴ ^[۴]	سقز (۶)
۰/۹۷۲۶ ^[۶]	۰/۹۹۲۰ ^[۱]	۰/۹۸۷۶ ^[۵]	۰/۹۹۰۴ ^[۲]	۰/۹۸۷۷ ^[۴]	۰/۹۸۸۲ ^[۳]	سردشت (۷)
۰/۹۵۷۱ ^[۶]	۰/۹۸۶۹ ^[۲]	۰/۹۸۷۰ ^[۱]	۰/۹۸۵۴ ^[۴]	۰/۹۷۴۶ ^[۵]	۰/۹۸۶۵ ^[۳]	زرینه (۸)

اولویت کاربرد توزیع به صورت توان، داخل کروشه و در گوشه سمت راست آن نوشته شده است.

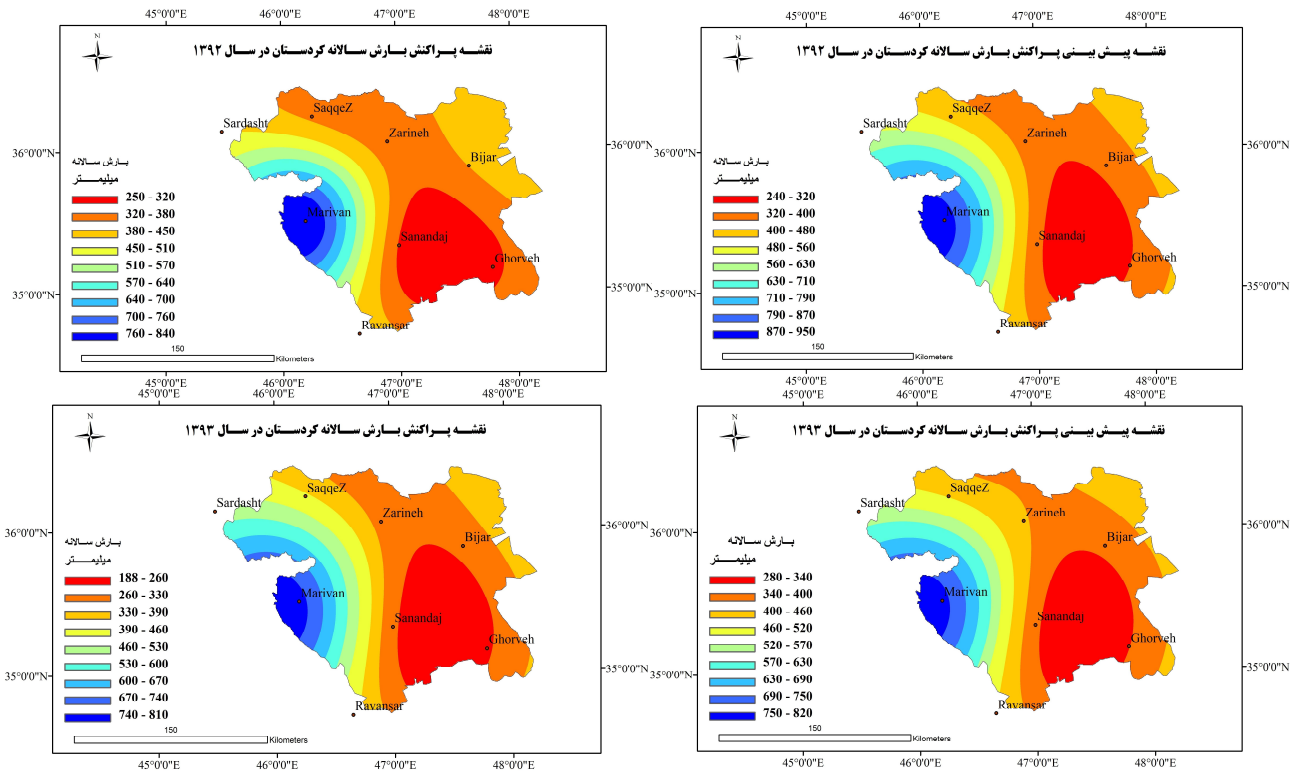


شکل ۳. گشتاورهای خطی توزیع‌های آماری و گشتاور سری‌های زمانی ایستگاه‌های منطقه (مشخص شده با شماره ایستگاه)

جدول ۷. داده‌های بارش سالانه برآورد شده و مشاهده شده برای ایستگاه‌های منطقه

ایستگاه	بارش سال ۱۳۹۲		درصد خطا	سال ۱۳۹۳	
	مشاهده شده (mm)	برآورد شده (mm)		مشاهده شده (mm)	برآورد شده (mm)
بیجار (۱)	۳۸۱	۳۴۳	-۱۰/۰	۲۸۲	۳۵۶
قروه (۲)	۳۰۶	۳۲۰	۴/۷	۲۵۰	۳۳۹
مریوان (۳)	۸۲۱	۹۰۹	۱۰/۷	۷۶۵	۷۶۹
روانسر (۴)	۴۶۷	۴۹۹	۶/۸	۳۵۵	۴۴۳
سنندج (۵)	۳۱۶	۳۴۶	۹/۶	۲۸۰	۳۵۷
سقز (۶)	۳۶۸	۴۵۸	۲۴/۵	۴۰۱	۴۵۷
سردشت (۷)	۷۷۳	۸۵۰	۹/۹	۲۳۹	۸۲۲
زرینه (۸)	۳۴۹	۳۷۱	۶/۵	۳۱۱	۴۰۷
میانگین حسابی	۴۷۳	۵۱۲	۸/۳	۴۳۴	۴۹۴
میانگین (خطوط هم‌باران)	۴۲۰	۴۵۳	۷/۹	۳۷۸	۴۴۳

علامت منفی نشان‌دهنده برآورد کمتر از مقدار واقعی بارش سالانه است.

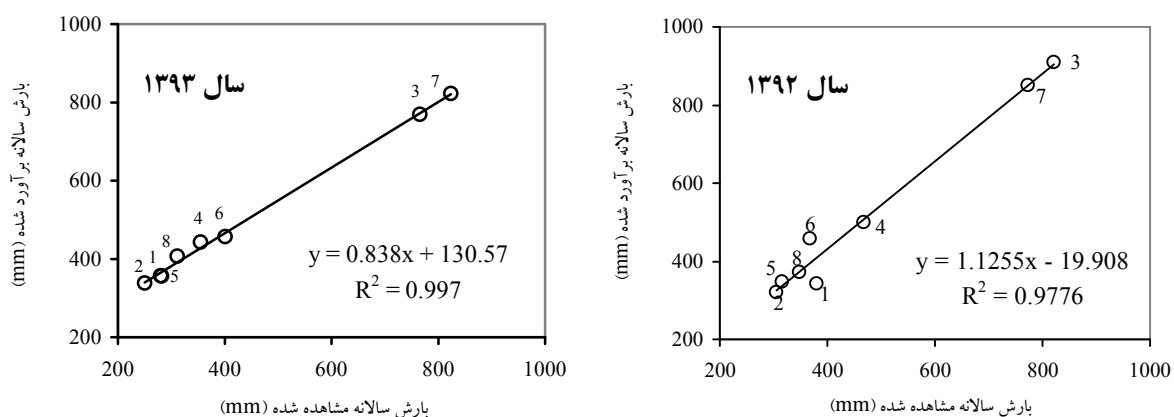


شکل ۴. نقشه‌های پراکنش بارش سالانه مشاهده شده (سمت چپ) و پیش‌بینی شده (سمت راست) در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳

ضریب همبستگی و میانگین درصد خطا به دست آمده می‌توان گفت، مدل تدوین شده از توانایی بالایی برای پیش‌بینی مکانی- زمانی بارش سالانه در منطقه برخوردار است. در این بخش توانایی مدل از نظر تولید سری زمانی ارزیابی شد. به این منظور برای هر ایستگاه با به‌کارگیری مدل، ۱۰۰۰ سری (۲۱ ساله) داده تولید و خواص آماری آنها محاسبه و با داده‌های تاریخی مقایسه شد. مشخصات آماری داده‌های بارش سالانه تاریخی و بازسازی شده در جدول (۸) ارائه شده است. از این جدول مشاهده می‌شود، داده‌های تولیدی توسط مدل، دارای مشخصات آماری مشابه با داده‌های تاریخی می‌باشند. همچنین همبستگی بارش سالانه ایستگاه‌ها برای داده‌های تاریخی و بازسازی شده در جدول (۸) آورده شده است. از این جدول مشاهده می‌شود همبستگی داده‌های بارش تولید شده برای ایستگاه‌ها در حدود همان همبستگی داده‌های تاریخی است و مدل از لحاظ حفظ همبستگی بین داده‌های ایستگاه‌ها نیز موفق عمل نموده است.

این مقدار خطا با مقدار مشابه آن، که با میانگین حسابی به دست آمد، اختلاف اندکی دارد. در این پژوهش از روش درونیابی کریجینگ برای ترسیم منحنی هم‌بارش و محاسبه میانگین بارش منطقه استفاده شد. این روش توانایی مناسبی برای منطقه‌ای کردن فرآیندهای مکانی- زمانی دارد و به این دلیل به‌طور وسیع در زمینه‌های محیط زیست، اکتشاف معدن، نقشه‌برداری و هیدرولوژی استفاده می‌شود (۸).

همچنین برای ارزیابی بهتر مدل از نظر توانایی پیش‌بینی مقدار بارش سالانه در منطقه، داده‌های برآورده شده توسط مدل در مقابل داده‌های مشاهده شده ترسیم و در شکل (۵) ارائه شده است. در این شکل از شماره‌های یک تا هشت برای نشان دادن ایستگاه‌ها استفاده شده است. ضریب همبستگی داده‌های مشاهده شده و برآورد شده در سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ به ترتیب برابر 0.978 و 0.997 به دست آمد (شکل ۵). این میزان ضریب همبستگی‌ها برای تعداد هشت داده در سطح خطا کمتر از یک درصد قابل قبول است (۱۰). در نهایت براساس مقدار آماره‌های



شکل ۵. میزان کارایی مدل چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول در برآورد بارش سالانه ایستگاه‌های منطقه

جدول ۸. مشخصات آماری داده‌های بارش سالانه ثبت شده و تولید شده برای ایستگاه‌های منطقه

ضریب همبستگی								ایستگاه (شماره)
بیجار (۱)	قروه (۲)	مریوان (۳)	روانسر (۴)	سنندج (۵)	سقز (۶)	سردشت (۷)	زرینه (۸)	
۱/۰۰	۰/۷۶	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۸۳	۰/۷۲	۰/۳۷	۰/۷۳	بیجار (۱)
(۱/۰۰)	(۰/۷۶)	(۰/۵۴)	(۰/۵۳)	(۰/۸۳)	(۰/۷۰)	(۰/۳۷)	(۰/۷۳)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۴۷	۰/۶۸	۰/۸۰	۰/۵۵	۰/۲۸	۰/۵۶	قروه (۲)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۴۸)	(۰/۶۸)	(۰/۸۰)	(۰/۵۵)	(۰/۲۹)	(۰/۵۶)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۷۸	۰/۷۵	مریوان (۳)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۸۳)	(۰/۸۰)	(۰/۸۰)	(۰/۷۶)	(۰/۷۱)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۸۴	۰/۷۷	۰/۶۹	۰/۶۳	روانسر (۴)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۸۲)	(۰/۷۶)	(۰/۶۸)	(۰/۵۹)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۷۹	۰/۶۷	۰/۸۰	سنندج (۵)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۷۸)	(۰/۶۵)	(۰/۷۹)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۶۹	۰/۸۳	سقز (۶)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۷۰)	(۰/۸۰)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۷۰	سردشت (۷)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۰/۶۸)	
۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	زرینه (۸)
(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	(۱/۰۰)	
۳۳۸	۳۴۴	۹۲۰	۵۱۲	۳۹۳	۴۵۷	۸۷۶	۳۹۵	میانگین (mm)
(۳۳۸)	(۳۴۴)	(۹۲۰)	(۵۱۲)	(۳۹۳)	(۴۵۷)	(۸۷۶)	(۳۹۵)	
۷۳/۴	۷۶/۲	۲۳۷/۳	۱۲۲/۶	۹۶/۷	۱۳۷/۰	۲۰۳/۱	۸۹/۲	انحراف معیار (mm)
(۷۰/۹)	(۷۶/۴)	(۲۲۷/۲)	(۱۲۲/۳)	(۹۴/۶)	(۱۳۲/۶)	(۱۹۷/۵)	(۸۸/۰)	
۰/۸۲	۰/۶۴	۰/۷۴	۰/۶۸	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۶۸	۰/۶۸	ضریب هرست
(۰/۷۵)	(۰/۶۴)	(۰/۷۸)	(۰/۷۳)	(۰/۷۵)	(۰/۷۵)	(۰/۷۰)	(۰/۷۳)	

اعداد داخل پرانتز مربوط به سری‌های بازسازی شده و اعداد بدون پرانتز مربوط به داده‌های ثبت شده می‌باشند.

نتیجه‌گیری

پیش‌بینی روند غیرخطی بارش سالانه در استان کردستان است. از نکات قابل توجه این بود که با افزایش گام زمانی پیش‌بینی، از دقت مدل کاسته می‌شود. دلیل آن را می‌توان استفاده از همبستگی با تأخیر زمانی صفر (Lag^0) و یک (Lag^1) داده‌های ایستگاه‌ها برای تعیین ضریب‌های مدل دانست. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری نمود که دقت این مدل کاملاً وابسته به گام زمانی است و استفاده از آن برای پیش‌بینی با گام زمانی زیاد توصیه نمی‌شود.

در این پژوهش براساس دو روش گشتاورهای خطی (L -Moments) و نمودار احتمال ضریب همبستگی (PPCC)، توزیع نرمال و پیرسون تیپ سه، به‌عنوان توزیع‌های مناسب برای داده‌های بارش سالانه منطقه پیشنهاد شد. امیر عطایی و همکاران (۱۱) برای ایستگاه‌های منطقه شمال غرب ایران، که دو ایستگاه سقز و سنندج این پژوهش را شامل می‌شد، توزیع پیرسون تیپ سه را برای برازش داده‌های بارش ماهانه در دوره آماری ۵۰ ساله پیشنهاد نموده‌اند. با وجود تفاوت طول دوره آماری داده‌ها در این دو پژوهش و یا تفاوت در ماهیت و خواص سری‌های ماهانه و سالانه، نتایج آنها مشابه است.

در نهایت می‌توان گفت تأمین آب کافی برای مصارف مختلف شرب، کشاورزی و صنعت در منطقه کردستان و سایر نقاط به مقدار بارش وابسته است. بنابراین با استفاده از مدل چند مکانی خودهمبسته می‌توان میزان بارش در سال‌های آتی را با دقت قابل قبول برآورد نمود. بدین‌وسیله مدیریت منابع آب با دقت و برنامه‌ریزی صحیح‌تری انجام می‌پذیرد و از اثرات زیانبار مواجه شدن با کم‌آبی و پرآبی تا حد امکان کاسته خواهد شد.

تغییرات زیاد مقدار بارش در نقاط مختلف، کمبود ایستگاه‌های اندازه‌گیری و پیچیدگی ارتباط بارش با پارامترهای اثرگذار بر آن موجب می‌شود پیش‌بینی‌های بلندمدت (سالانه) آن با خطای زیاد انجام شود. این امر اهمیت توسعه و بررسی روش‌های کارآمد را برای برآورد توزیع مکانی و زمانی بارش دوچندان می‌نماید. بدین‌منظور در این پژوهش از مدل چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول برای شبیه‌سازی و برآورد مکانی - زمانی بارش سالانه در استان کردستان استفاده شد. نتایج حاکی از دقت مناسب این مدل در پیش‌بینی مقدار بارش سالانه استان کردستان بود. علاوه بر این عملکرد مدل از نظر تولید داده مناسب بود. به‌طوری‌که مشخصات آماری داده‌های تولیدی و داده‌های تاریخی ثبت شده مشابه بودند. در نهایت می‌توان گفت مدل خودهمبسته چند مکانی مرتبه اول در پیش‌بینی و تولید داده‌های بارش سالانه منطقه مورد مطالعه توانایی بالایی دارد. نتایج سایر پژوهشگران نیز حاکی از مناسب بودن مدل‌های خودهمبسته برای مدل‌سازی بارش بوده است (۳، ۴، ۷ و ۲۲).

نتایج پژوهش فقیه نشان داد، شبکه عصبی مصنوعی و تلفیق آن با روش الگوریتم ژنتیک (مدل‌های مفهومی) در مدل‌سازی و برآورد مکانی بارش ماهانه منطقه کردستان دقت زیادی دارد (۶). در بررسی ایشان برای مدل‌های منتخب، مقدار ضریب همبستگی بین داده‌های برآورد شده و مشاهده شده برابر با ۰/۸۷۷ تا ۰/۹۶۹ به‌دست آمد. در این پژوهش نیز ضریب همبستگی بین داده‌های برآورد شده و مشاهده‌ای برابر ۰/۹۷۸ به‌دست آمد. مقایسه نتایج این دو پژوهش حاکی از آن است، مدل چند مکانی خودهمبسته مرتبه اول (مدل آماری) دارای دقت مناسبی برای مدل‌سازی و

منابع مورد استفاده

۱. بی‌نام. ۱۳۹۲. سال‌نامه آماری استان کردستان، استانداری کردستان.
۲. پورپاک، ع. م. ۱۳۷۷. محاسبات عددی (آنالیز عددی کاربردی) (نسخه اول، جلد اول). انتشارات مفید، تهران.
۳. زاهدی، م. ب. ساری صرّاف و ج. جامعی. ۱۳۸۵. الگوسازی بارش ایستگاه‌های ارومیه و تبریز. مجله جغرافیا و توسعه ناحیه‌ای (۷): ۱-۱۶.

۴. شریفان، ح. و ب. قهرمان. ۱۳۸۶. ارزیابی پیش‌بینی بارش با تکنیک SARIMA در استان گلستان. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی ۱۴(۳): ۲۷-۱۸.
۵. علیزاده، ا. ۱۳۹۱. اصول هیدرولوژی کاربردی (نسخه ۳۵). انتشارات آستان قدس رضوی، مشهد.
۶. فقیه، ه. ۱۳۸۹. ارزیابی کاربرد شبکه عصبی مصنوعی و بهینه‌سازی آن با روش الگوریتم ژنتیک در تخمین داده‌های بارش ماهانه (مطالعه موردی: منطقه کردستان). نشریه علوم آب و خاک (علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی) ۱۴(۵۱): ۴۴-۲۷.
۷. فیروزی، ف.، ح. نگارش و م. خسروی. ۱۳۹۱. مدل‌سازی، پیش‌بینی و بررسی روند بارش در ایستگاه‌های منتخب استان فارس. فصل‌نامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای ۲(۷): ۹۱-۷۷.
۸. کارآموز، م. و ش. عراقی‌نژاد. ۱۳۸۴. هیدرولوژی پیشرفته (نسخه اول). انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران.
۹. مروج، م.، ک. خلیلی و ج. بهمنش. ۱۳۹۴. بررسی رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیک بارش، تبخیر و جریان رودخانه با استفاده از مدل سری‌های زمانی خطی (مطالعه موردی: حوضه‌های غرب دریاچه ارومیه). نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی) ۲۹(۱): ۸۵-۱۰۱.
۱۰. مهدوی، م. ۱۳۷۷. هیدرولوژی کاربردی (نسخه ۳، جلد ۱). انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
11. Amirataee, B., M. Montaseri and H. Rezaei. 2014. Assessment of Goodness of Fit Methods in Determining the Best Regional Probability Distribution of Rainfall Data. *Inter. J. of Eng.* 27(10): 1537-1546.
12. Arnell, N. W., M. Beran and J. Hosking. 1986. Unbiased Plotting Positions for the General Extreme Value Distribution. *J. of Hydrol.* 86(1): 59-69.
13. Box, G. and F. Jenkins. 1976. *Times Series Analysis: Forecasting and Control* (2 Ed., Vol. 2). Oakland CA: Holden-Day.
14. Chow, V. T. 1954. The log-probability law and its engineering application. *Proceedings, ASCE* 80: 1-25.
15. Chow, V. T. 1964. *Handbook of Applied Hydrology*. McGraw-Hill.
16. Filliben, J. J. 1975. The probability plot correlation coefficient test for normality. *Technometrics* 17(1): 111-117.
17. Hosking, J. R. 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *J. of R. Statist. Soc. Series B.* 52(1): 105-124.
18. Hosking, J. R. and J. R. Wallis. 2005. *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-moments*. Cambridge University Press.
19. Joiner, B. and J. Rosenblatt. 1971. Some Properties of the Range in Samples from Tukey's Symmetric Lambda Distributions. *J. of Am. Statist. Ass.* 66(334): 394-399.
20. Karamouz, M., F. Szidarovszky and B. Zahraie. 1996. *Water Resources Systems Analysis*. Boca Raton London New York Washington, D. C.
21. Khalili, M., F. Brissette and R. Leconte. 2011. Effectiveness of multi-site weather generator for hydrological modeling. *J. of Am. Water Resour. Assoc.* 47(2): 303-314.
22. Komornik, J., M. Komornikova, R. Mesiar and D. Szokeova. 2006. Comparison of Forecasting Performance of Nonlinear Models of Hydrological Time Series. *Phys. Chem. Earth* 31: 1127-1145.
23. Mamdouh, S., H. J. Van Oorschot and S. J. De Lange. 1993. *Statistical Analysis in Water Resources Engineering*. Rotterdam: A.A. Balkema.
24. Manzer, D. and M. Barnett. 1966. *Analysis by High Speed Digital Computer in Design of Water Resources Systems*. Harvard University Press.
25. Matalas, N. C. 1967. Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology. *Water Resour. Res.* 3(4): 937-945.
26. Patra, K. C. 2001. *Hydrology and Water Resources Engineering*. New Delhi: Narosa Publishing House.
27. Saada, N. 2014. Time Series Modeling of Monthly Rainfall in Arid Areas: Case Study For Saudi Arabia. *Am. J. of Environ. Sci.* 10(3): 277-282.
28. Siegel, S. and J. Castellan. 1998. *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences* (2 Ed.), New York: Mc Graw-Hill.
29. Srikanthan, R. and T. A. McMahon. 1985. Stochastic Generation of Rainfall and Evaporation Data. *AWRC* (84): 301.
30. Thomas, H. and M. Fiering. 1962. Mathematical synthesis of streamflow sequences for the analysis of river basins by simulation. *In: A. Maass, S. Marglin and G. Fair (Ed.), Design of Water Resource Systems*. Harvard University Press, Cambridge.

31. Thyer, M. and G. Kuczera. 1999. Modelling long-term persistence in rainfall time series, sydney rainfall case study. Hydrology and Water Resources Symposium. Australia: Institution of Engineers. PP: 550–555
32. Vogel, R. M. and C. N. Kroll. 1989. Low-flow frequency analysis using probability-plot correlation coefficients. J. of Water Resour. Plan. and Manage. 115(3): 338-357.
33. Vogel, R. and I. Wilson. 1996. Probability distribution of annual maximum, mean, and minimum streamflows in the united states. J. of Hydrol. Eng. 1(2): 69-76.
34. Wang, H., C. Wang, X. Lin and J. Kang. 2014. An improved ARIMA model for precipitation simulations. Nonlinear Process. Geophys. 21: 1159–1168.
35. Wilson, E. and M. Hilferty. 1931. The distribution of chi-square. Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A. 17(12): 684–688.
36. Young, G. and W. Pisano. 1968. Operational hydrology using residuals. J. of Hydr. Div. ASCE. 94: 909–923.
37. Yue, S., P. Pilon and G. Cavadias. 2002. Power of mann-kendall and spearman's Rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. J. of Hydrol. 259: 254-271.

Simulation of Spatiotemporal Annual Precipitation Using Stochastic Models

H. Faghih^{1*}, J. Behmanesh² and K. Khalili²

(Received: Jan. 9-2017; Accepted: May 15-2017)

Abstract

Precipitation is one of the most important components of water balance in any region and the development of efficient models for estimating its spatiotemporal distribution is of considerable importance. The goal of the present research was to investigate the efficiency of the first order multiple-site auto regressive model in the estimation of spatiotemporal precipitation in Kurdistan, Iran. For this purpose, synoptic stations which had long time data were selected. To determine the model parameters, data covering 21 years (1992-2012) were employed. These parameters were obtained by computing the lag zero and lag one correlation between the annual precipitation time series of stations. In this method, the region precipitation in a year (t) was estimated based on its precipitation in the previous year (t-1). To evaluate the model, annual precipitation in the studied area was estimated using the developed model for the years 2013 and 2014; then, the obtained data were compared with the observed data. The results showed that the used model had a suitable accuracy in estimating the annual precipitation in the studied area. The percentages of the model in estimating the region's annual precipitation for the years 2013 and 2014 was obtained to be 7.9% and 17.3%, respectively. Also, the correlation coefficient between the estimated and observed data was significant at the significance level of one percent ($R=0.978$). Furthermore, the model performance was suitable in terms of data generation; so the statistical properties of the generated and historical data were similar and their difference was not significant. Therefore, due to the suitable efficiency of the model in estimating and generating the annual precipitation, its application could be recommended to help the better management of water resources in the studied region.

Keywords: Auto regressive, Forecast, Kurdistan, Simulation, Stochastic model, Time series.

1. Soil and Water Res. Dept., Kurdistan Agric. and Natural Resour. Res. and Educat. Center, AREEO, Sanandaj, Iran.

2. Dept. of Water Eng., Faculty of Agric., Urmia Univ., Urmia, Iran.

*: Corresponding Author, Gmail: hfkuir@gmail.com