

## تحلیل دقت روش‌های پهنه‌بندی بارش بر پایه تکنیک‌های درون‌یابی

### مکانی در حوضه آبریز زاینده‌رود

محمدامین امینی<sup>۱\*</sup>، غزاله ترکان<sup>۱</sup>، سید سعید اسلامیان<sup>۱</sup>، محمدجواد زارعیان<sup>۲</sup> و علی اصغر بسالت‌پور<sup>۳</sup>

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۵/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۹/۷)

#### چکیده

در پژوهش حاضر، از داده‌های میانگین بارش ماهانه ۲۷ ایستگاه سینوپتیک، کلیماتولوژی، باران‌سنجی و تبخیرسنجی واقع در حوضه زاینده‌رود و اطراف آن برای دوره آماری ۲۰۱۴-۱۹۷۰ استفاده شد. پیش از درون‌یابی، داده‌های مفقود در هر ایستگاه توسط روش نسبت نرمال باسازی شد. همچنین برای کنترل کیفی از آزمون‌های دیکی-فولر و شاپیرو-ویلک به ترتیب برای بررسی مانایی و نرمال بودن استفاده شد. در ادامه این داده‌ها با شش روش درون‌یابی مکانی شامل روش‌های معکوس وزنی فاصله، همسایگی طبیعی، اسپلاین منظم، اسپلاین کشتی، کریگیدن معمولی و کریگیدن عام پهنه‌بندی شدند و هر یک از روش‌ها توسط تکنیک اعتبار متقابل با شاخص‌های MAE، MBE و RMSE ارزیابی شدند. نتایج نشان داد از میان روش‌های درون‌یابی مکانی، روش همسایگی طبیعی با مقدار MAE برابر ۰/۲۴ بهترین عملکرد را برای درون‌یابی بارش در میان تمامی روش‌ها در این منطقه داشته است. همچنین در بین روش‌های کریگیدن معمولی، کریگیدن عام، اسپلاین و معکوس وزنی فاصله به ترتیب کریگیدن نمایی با مقدار MAE برابر ۰/۵۴، کریگیدن عام با روند درجه دوم با مقدار MAE برابر ۰/۵۰، اسپلاین کشتی با مقدار MAE برابر ۰/۵۴ و معکوس وزنی فاصله با توان ۴ با مقدار MAE برابر ۰/۵۷ از کمترین خطا نسبت به سایر روش‌های هم‌خانواده خود برخوردار بودند.

واژه‌های کلیدی: آزمون دیکی-فولر، آزمون شاپیرو-ویلک، بارش ماهانه، حوضه آبریز زاینده‌رود، روش‌های درون‌یابی مکانی

۱. گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

۲. مؤسسه تحقیقات آب، وزارت نیرو، تهران، ایران

۳. مؤسسه مدیریت منابع Inter ۳ GmbH، برلین، آلمان

\*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: Aminiamin2016@gmail.com

## مقدمه

بارش از جمله متغیرهای اقلیمی پیوسته است که نقشی اساسی در تعیین نوع اقلیم، وضعیت خشکسالی، سیلاب، آب‌های زیرزمینی، بیلان آب و سایر مدل‌های اقلیمی و هیدرولوژیک دارد. از این رو، مطالعات اقلیمی و پیش‌بینی‌ها در این زمینه نیازمند دسترسی به اطلاعات بارش در هر زمان و برای هر مکان است و این در حالی است که ایستگاه‌های ثبت اطلاعات اقلیمی به صورت نقطه‌ای در سطح منطقه پراکنده بوده و هر ایستگاه به تناسب مسائلی چون توسعه‌یافتگی کشورها و ویژگی‌های اقلیمی، نماینده منطقه‌ای در اطراف خود است. همچنین تعمیم اطلاعات این نقاط به مناطق اطراف اجتناب‌ناپذیر و از سوی دیگر همراه با خطا و اشتباه است. به بیان دیگر پیوستگی داده‌های بارش، ثبت گسسته آن‌ها و عدم امکان پایش و سنجش بی‌نهایت نقطه با دقت کامل و بدون خطا، ضرورت استفاده از روش‌هایی برای تخمین مقادیر مجهول را ایجاب می‌کند. روش‌های درون‌یابی مکانی از جمله روش‌هایی است که با به‌کارگیری از مدل‌های درون‌یاب، از آنها برای تخمین و برآورد میزان متغیر پیوسته در مناطق نمونه‌گیری نشده‌ای که در داخل ناحیه‌ای از مشاهدات نقطه‌ای پراکنده شده اند، استفاده می‌شود. درون‌یابی از علوم کاربردی است که اقلیم‌شناسان در مطالعات پهنه‌بندی از آن بهره‌مند می‌شوند.

تاکنون مطالعات گوناگونی در زمینه پهنه‌بندی با استفاده از روش‌های درون‌یابی انجام شده است. مورال نشان داد که در درون‌یابی داده‌های بارندگی، روش‌های چند متغیره نسبت به روش‌های ساده خطای کمتری دارند (۲۳). بستان و همکاران با مقایسه روش‌های رگرسیون خطی چند متغیره، کریگیدن معمولی، کریگیدن عام و رگرسیون وزنی مکانی به پهنه‌بندی داده‌های میانگین سالانه بارش در کشور ترکیه پرداختند و گزارش کردند که کریگیدن عام با داشتن کمترین ریشه میانگین مربعات بهترین روش درون‌یابی در بین روش‌های مذکور است (۵). ماریس و همکاران روش‌های رگرسیون چندگانه بهبود یافته و کریگیدن ساده را به‌عنوان روش‌هایی مناسب برای برآورد بارش در کشور قبرس تشخیص دادند (۱۹). ابومنصر

و الزهرانی روش کوکریگیدن را نسبت به روش‌های کریگیدن ساده و معکوس وزنی فاصله برای توزیع بارش در جنوب غرب کشور عربستان مناسب‌تر تشخیص دادند (۱). کوماری و همکاران با استفاده از معکوس وزنی و روش‌های خانواده کریگیدن، به میان‌یابی بارش در کوه‌های هیمالیا پرداختند. نتایج نشان داد، روش کریگیدن ساده در برآورد بارش سالانه در مقایسه با بارش فصلی عملکرد بهتری دارد (۱۶). آروولو و همکاران برای برآورد دما و بارندگی ماهانه در نیجریه از روش‌های کریگیدن رونددار و اسپلاین استفاده کردند، نتایج نشان داد در منطقه مورد مطالعه روش‌های خانواده اسپلاین نسبت به روش کریگیدن رونددار مناسب‌تر هستند (۲).

خسروی و همکاران به منظور تعیین بهترین روش درون‌یابی دما و بارش در سرتاسر کشور ایران از روش‌های زمین آماری کریگیدن ساده، کریگیدن معمولی و کریگیدن عام استفاده کردند. نتایج نشان داد که روش کریگیدن ساده از نوع نمایی و کریگیدن معمولی از نوع کروی بهترین روش برای درون‌یابی بارش و دما هستند (۱۴). کاظمی و قربانی با استفاده از روش‌های معکوس وزنی فاصله، تابع پایه شعاعی، چندجمله‌ای موضعی، کریگیدن معمولی و کریگیدن عام با به‌کارگیری از روش اعتبارسنجی متقابل به ارزیابی تغییرات بارش ماهانه، فصلی و سالانه در اراضی کشاورزی شهرستان آق‌قلا پرداختند. نتایج نشان داد که روش چند جمله‌ای موضعی (درجه ۱ و ۲) بهترین الگو برای تخمین تمامی متغیرهای بارش به جز بارش بهاره و خرداد ماه است (۱۳). مجرد و کاکایی از توابع پایه شعاعی شامل روش‌های نواری با ضخامت کم، نواری کاملاً منظم، چندربعی معکوس، چندربعی، نواری با کشش و معکوس وزنی فاصله به‌منظور برآورد میانگین بارش‌های فصلی و سالانه در استان کرمانشاه، استفاده کردند. نتایج نشان داد برای برآورد میانگین بارش فصل بهار، روش رگرسیون چند متغیره خطی، بارش فصول تابستان و پاییز روش کریگیدن معمولی و همچنین برای بارش فصل زمستان و نیز بارش سالانه، روش کوکریگیدن معمولی دارای کمترین خطا هستند (۲۲). گلشن و همکاران با استفاده از روش

های درون‌یابی قطعی شامل معکوس وزنی فاصله، چندجمله‌ای جهانی (GPI)، چندجمله‌ای محلی (LPI)، توابع پایه شعاعی و روش‌های درون‌یابی زمین‌آمار کریگیدن و کوکریگیدن به بررسی الگوی توزیع مکانی میانگین بارندگی سالانه و شناخت مناسب‌ترین روش درون‌یابی در گستره کشور ایران پرداختند. نتایج نشان داد روش تابع پایه شعاعی با مدل چنددربعی نسبت به سایر مدل‌ها دارای کمترین مقدار میانگین مربعات خطا و بیشترین مقدار همبستگی است (۱۲). ساری صراف و آزرم با بهره‌گیری از روش رگرسیون چند متغیره و زمین‌آمار به برآورد تغییرات مکانی بارش در دامنه‌های غربی زاگرس مرکزی اقدام کردند. نتایج نشان داد کریگیدن عام از کمترین میزان خطا نسبت به سایر روش‌های زمین‌آمار برخوردار است (۲۵).

با وجود مطالعات گوناگون صورت گرفته در زمینه مقایسه روش‌های درون‌یابی مکانی، به نظر می‌رسد که تاکنون مطالعه‌ای جامع در این زمینه برای متغیر بارش در حوضه آبریز زاینده‌رود انجام نگرفته است. با توجه به اهمیت منابع آبی در این حوضه، مطالعه در زمینه انتخاب روش‌های پهنه‌بندی درون‌یابی مکانی، امری ضروری به‌نظر می‌رسد. در این پژوهش سعی بر آن شده تا تغییرات زمانی و مکانی بارش میانگین ماهانه در دوره آماری (۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴) با استفاده از شش روش درون‌یابی مکانی در حوضه آبریز زاینده‌رود مورد بررسی قرار گیرد. هدف اصلی در این پژوهش مقایسه روش‌های متداول درون‌یابی مکانی مورد استفاده برای برآورد داده‌های بارش در حوضه آبریز زاینده‌رود، ارزیابی کارایی این روش‌ها و در نهایت تعیین بهترین روش درون‌یابی مکانی برای این منطقه است.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه

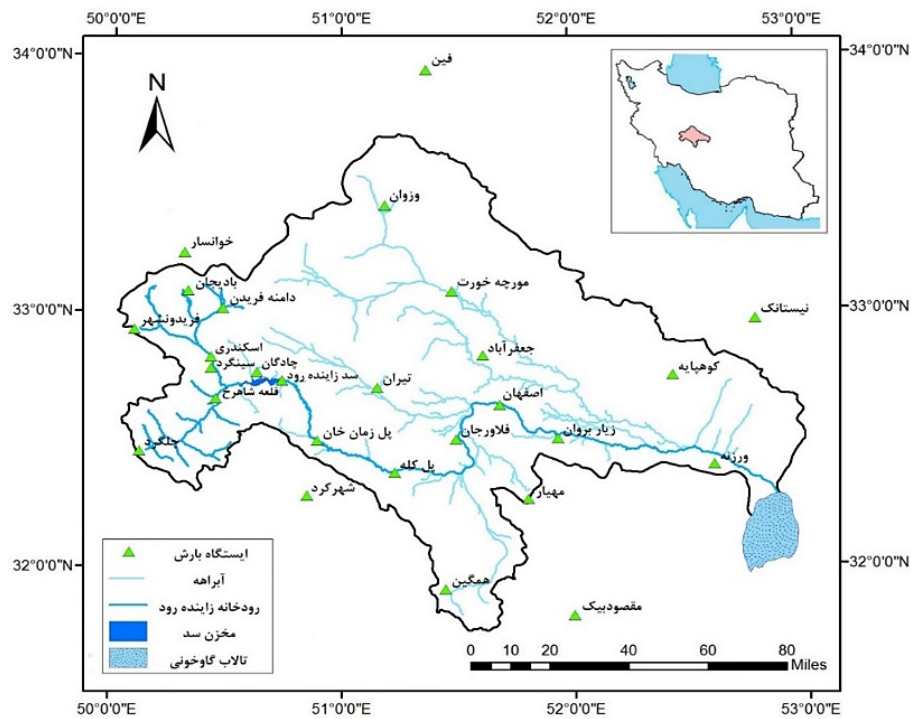
حوضه آبریز رودخانه زاینده‌رود با وسعت ۲۶۹۱۷ کیلومتر مربع در ناحیه نیمه‌خشک مرکز ایران واقع شده و در برگیرنده بخش عمده‌ای از حوضه آبریز بسته تالاب گاوخونی است که

خود جزئی از حوضه آبریز کویر مرکزی ایران است (۳۳). حوضه زاینده‌رود از شمال به حوضه آبریز دریاچه نمک، از غرب و جنوب غرب به حوضه آبریز کارون و دز، از شرق به حوضه آبریز دق سرخ و کویر سیاه کوه و از جنوب به حوضه آبریز کویر ابرقو محدود می‌شود. مرتفع‌ترین و کم‌ارتفاع‌ترین نقاط حوضه به ترتیب با ارتفاع ۳۹۷۴ و ۱۴۵۰ متر از سطح دریا قرار دارند. تغییرات آب و هوا در این حوضه بسیار چشمگیر است به‌گونه‌ای که ناحیه چلگرد در سمت غرب حوضه دارای میزان بارش متوسط سالانه در حدود ۱۴۰۰ میلی‌متر بوده، درحالی‌که در شرق حوضه در محدوده تالاب گاوخونی بارش متوسط از ۱۰۰ میلی‌متر در سال تجاوز نمی‌کند (۱۱ و ۱۸). با توجه به اینکه پردازش داده‌های اقلیمی با طول دوره آماری بیشتر نتایج بهتر و دقیق‌تری را نشان می‌دهد، برای دستیابی به این منظور در این پژوهش ایستگاه‌هایی که از پراکندگی مناسب در سطح حوضه و طول دوره آماری قابل اطمینان برخوردار بودند، انتخاب شدند. شکل ۱ موقعیت حوضه آبریز زاینده‌رود و پراکندگی ایستگاه‌های مورد استفاده را نشان می‌دهد. جدول ۱ نیز مشخصات جغرافیایی و نوع ایستگاه‌های هواشناسی مورد استفاده را نشان می‌دهد.

در این پژوهش از اطلاعات میانگین بارش ماهانه ۲۷ ایستگاه هواشناسی تهیه شده از سازمان هواشناسی و سازمان آب منطقه‌ای استان اصفهان برای دوره مطالعاتی ۴۵ ساله (۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴) در حوضه آبریز رودخانه زاینده‌رود استفاده شد.

### پیش‌آزمون‌های آماری

با توجه به کامل نبودن آمار مربوط به برخی از ایستگاه‌ها، از روش نسبت نرمال برای بازسازی داده‌های مفقود بارش برای هر ایستگاه اقدام شد. نسبت نرمال از روش‌های متداول آمار کلاسیک برای بازسازی داده‌های مفقود است (۳۲). همچنین به منظور کنترل کیفی و تحلیل مشخصات آماری داده‌های بارش مربوط به هر ایستگاه از آزمون‌های آماری مانایی و نرمال بودن داده‌ها به‌کارگیری شد.



شکل ۱. موقعیت حوضه آبریز رودخانه زاینده‌رود و پراکندگی ایستگاه‌های مورد استفاده

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های مورد استفاده در منطقه مطالعاتی

شماره ایستگاه	نام ایستگاه	نوع ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع (متر)	شماره ایستگاه	نام ایستگاه	نوع ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع (متر)
۱	اصفهان	سینوتیک	۵۱° ۴۱'	۳۲° ۳۸'	۱۵۵۰	۱۵	سینگرد	کلیماتولوژی	۵۰° ۲۵'	۳۲° ۴۶'	۲۱۰۰
۲	اسکندری	باران‌سنجی	۵۰° ۲۵'	۳۲° ۴۹'	۲۱۴۱	۱۶	شهرکرد	سینوتیک	۵۰° ۵۱'	۳۲° ۱۶'	۲۰۴۹
۳	بادیجان	کلیماتولوژی	۵۰° ۱۹'	۳۳° ۰۴'	۲۳۰۰	۱۷	فین	باران‌سنجی	۵۱° ۲۲'	۳۳° ۵۶'	۱۰۵۰
۴	پل زمان خان	تبخیرسنجی	۵۰° ۵۴'	۳۲° ۳۰'	۱۸۵۷	۱۸	فریدونشهر	کلیماتولوژی	۵۰° ۰۶'	۳۲° ۵۵'	۲۴۹۰
۵	پل کله	باران‌سنجی	۵۱° ۱۳'	۳۲° ۲۲'	۱۷۵۸	۱۹	قلعه شاهرخ	تبخیرسنجی	۵۰° ۲۷'	۳۲° ۳۹'	۲۰۸۱
۶	تیران	تبخیرسنجی	۵۱° ۰۹'	۳۲° ۴۲'	۱۸۴۰	۲۰	سد زاینده رود	تبخیرسنجی	۵۰° ۴۴'	۳۲° ۴۳'	۲۱۳۰
۷	جعفرآباد	باران‌سنجی	۵۱° ۳۷'	۳۲° ۴۹'	۱۵۸۲	۲۱	کوهپایه	تبخیرسنجی	۵۲° ۲۶'	۳۲° ۴۵'	۱۸۷۶
۸	چادگان	کلیماتولوژی	۵۰° ۳۷'	۳۲° ۴۶'	۲۱۰۰	۲۲	مورچه خورت	تبخیرسنجی	۵۱° ۲۸'	۳۳° ۰۴'	۱۶۶۹
۹	چلگرد	باران‌سنجی	۵۰° ۰۷'	۳۲° ۲۷'	۲۳۷۲	۲۳	نیستانک	تبخیرسنجی	۵۲° ۴۸'	۳۲° ۵۸'	۱۹۱۰
۱۰	خوانسار	کلیماتولوژی	۵۰° ۱۹'	۳۳° ۱۳'	۲۳۰۰	۲۴	مهیار	تبخیرسنجی	۵۱° ۴۸'	۳۲° ۱۶'	۱۶۶۰
۱۱	دامنه فریدن	کلیماتولوژی	۵۰° ۲۸'	۳۳° ۰۱'	۲۳۰۰	۲۵	مقصودبیک	باران‌سنجی	۵۲° ۰۰'	۳۱° ۴۸'	۱۹۷۶
۱۲	زفره فلاورجان	تبخیرسنجی	۵۱° ۳۰'	۳۲° ۳۰'	۱۶۲۲	۲۶	وزوان میمه	تبخیرسنجی	۵۱° ۱۱'	۳۳° ۲۵'	۱۹۸۱
۱۳	زیار	باران‌سنجی	۵۱° ۵۶'	۳۲° ۳۰'	۱۵۳۰	۲۷	ورزنه	کلیماتولوژی	۵۲° ۳۷'	۳۲° ۲۴'	۱۲۵۰
۱۴	همگین	کلیماتولوژی	۵۱° ۲۷'	۳۱° ۵۵'	۲۱۵۰						

## آزمون مانایی داده‌ها

پیش از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن اطمینان حاصل کرد. برای اطمینان از مانایی و نامانایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته به کارگیری شد. این آزمون از طریق تخمین حداقل مربعات یا مدل‌های خودهمبسته با روند خطی بوجود آمده است (۳۰). مدل AR(1) یک مدل خودهمبسته با تأخیر یک است و عبارت است از:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

که در این رابطه،  $\varepsilon_t$  سری تصادفی نرمال استاندارد و مستقل با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  است. در صورتی که  $|\rho| < 1$  باشد سری  $\{X_t\}$  مانا است و در غیر این صورت اگر  $|\rho| = 1$  باشد سری دارای ریشه واحد بوده و نامانا است که در این حالت دارای واریانس  $\sigma_t^2$  است که با گذشت زمان افزایش می‌یابد. مقدار  $\rho$  با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho = \left( \sum_{t=2}^N X_{t-1}^2 \right)^{-1} \cdot \sum_{t=2}^N X_t \cdot X_{t-1} \quad (2)$$

$$T = \frac{\rho^{-1}}{\sigma_p} \quad (3)$$

در روابط فوق،  $\sigma_p$  خطای استاندارد تخمین حداقل مربعات برای ضریب  $\rho$  است. دیکی و فولر حد توزیع آزمون  $T$  را برای بررسی مانایی استفاده کردند، بر این اساس فرض  $H_0$  در این آزمون نامانایی سری زمانی داده‌ها است. برای آزمون ریشه واحد می‌توان مرتبه خودهمبستگی را افزایش داد تا با مدل‌های عمومی ARMA(p,q) با مرتبه‌های نامعین تطبیق داده شود (۸).

## آزمون نرمال بودن داده‌ها

بررسی نرمال بودن داده‌ها پیش از به کارگیری از روش‌های آماری که از توزیع‌های آماری پارامتریک استفاده می‌کنند، ضروری است. استفاده از داده‌های غیرنرمال در روش‌هایی که مختص داده‌های نرمال هستند، محاسبات زمین‌آماری را دچار خطای سیستماتیک می‌کند. از این رو، پیش از مکانی کردن داده

های بارش، نرمال بودن توزیع احتمالاتی آن‌ها با آزمون شاپیرو-ویلک در نرم‌افزار آماری SPSS مورد بررسی قرار گرفت. آماره این آزمون عبارت است از:

$$S = \frac{\left( \sum_{i=1}^N A_i X_i \right)^2}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (4)$$

ثابت‌های  $A_i$  از رابطه زیر به دست می‌آیند:

$$(A_1, \dots, A_n) = \frac{M^T V^{-1}}{(M^T V^{-1} V^{-1} M)^{1/2}} \quad (5)$$

$$M = (M_1, \dots, M_n)^T \quad (6)$$

که در روابط فوق،  $X_i$  آماره ترتیبی،  $\bar{M}$  میانگین نمونه (برحسب میلی‌متر)،  $M_i$  امید ریاضی متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان که از توزیع نرمال استاندارد انتخاب شده‌اند (برحسب میلی‌متر)،  $V$  ماتریس کوواریانس آماره‌های ترتیبی و  $S$  آماره آزمون شاپیرو-ویلک است. اگر آماره  $S$  کمتر سطح اطمینان  $\alpha$  باشد، فرض  $H_0$  در این آزمون مبنی بر نرمال بودن داده‌ها رد می‌شود (۲۶).

## روش‌های درون‌یابی مکانی مورد مطالعه

در این پژوهش از چهار روش درون‌یابی مکانی قطعی شامل معکوس وزنی فاصله و همسایگی طبیعی، اسپلاین منظم، اسپلاین کششی و دو روش درون‌یابی زمین‌آمار شامل کریگیدن معمولی، کریگیدن عام در محیط نرم‌افزار ArcGIS استفاده شد.

## روش معکوس وزنی فاصله

معکوس وزنی فاصله از روش‌های معمول و پرکاربرد درون‌یابی مکانی است. در این روش با میانگین‌گیری وزنی از مکان‌هایی که بارش آن‌ها پیشتر اندازه‌گیری شده (نقاط معلوم) و در همسایگی مکانی قرار دارند که بارش آن اندازه‌گیری نشده است (نقطه مجهول)، برآورد بارش برای آن مکان انجام می‌گیرد. در این روش از فاصله اقلیدسی میان نقاط مجهول تا هر یک از نقاط معلوم به عنوان وزن بارش در هر یک از نقاط معلوم برای

انتهای فواصل برآورد می‌شوند که بر دو فرض اساسی استوار است: ۱- منحنی تابع درون‌یابی باید با کمترین خطا از میان داده‌های نمونه برداری شده عبور کند. ۲- منحنی تابع درون‌یابی باید تا جای ممکن صاف و هموار باشد. توابع اسپلاین منحنی های درون‌یاب همواری را تولید می‌کنند که برخلاف سایر درون‌یاب‌های چندجمله‌ای مرتبه بالا، در مقابل تغییرات و نوسانات گسترده متغیرها حساس هستند (۲۱). در پژوهش حاضر از دو روش اسپلاین از نوع کشتی و منظم استفاده شد.

#### الف) اسپلاین کشتی

در روش اسپلاین کشتی  $Z(x,y)$  به‌عنوان تابعی معرفی می‌شود که از میان داده‌های نمونه برداری شده عبور کرده و همزمان منحنی تابع انرژی  $F(Z)$  را کمینه می‌سازد. تابع انرژی  $F(Z)$  به‌صورت رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$F(Z) = \int \int_{R^2} \left\{ \frac{\phi^2(Z_x^2 + Z_y^2)}{+(Z_{xx}^2 + 2Z_{xy}^2 + Z_{yy}^2)} \right\} dx dy \quad (9)$$

همچنین تابع  $Z$  به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z(x, y) = \sum_{i=1}^N L_i R(r, r_i) + T(x, y) \quad (10)$$

در روابط فوق،  $R^2$  فضای دو بعدی اقلیدسی و  $Z^2$  مجذور مشتق مرتبه اول و مشتق مرتبه دوم تابع  $Z$ ،  $N$  تعداد نقاط نمونه،  $r_i$  فاصله نقطه مجهول از نقطه نمونه  $i$ ام (برحسب متر)،  $R(r, r_i)$  تابع ساختاری و  $T(x, y)$  تابع روند محلی هستند و بر اساس نوع روش اسپلاین از رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$T(x, y) = C \quad (11)$$

ضریب  $L_i$  در رابطه (۱۰) ضریب حل معادلات خطی است و به همراه مقدار ثابت  $C$  در رابطه (۱۱) از حل مجموعه معادلات خطی برای تمامی نقاط برای کمینه کردن منحنی اسپلاین و برازش آن بر نقاط معلوم نمونه محاسبه می‌شود. همچنین از تابع ساختاری  $R(r, r_i)$  برای کمینه کردن منحنی استفاده می‌شود و از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$R(r, r_i) = -\frac{1}{2\pi\phi^2} \left[ \ln\left(\frac{D_j\phi}{r}\right) + C + K_e(D_j\phi) \right] \quad (12)$$

در رابطه فوق،  $K_e$  تابع تعدیل مرتبه صفر بسل،  $D_j$  فاصله

پیش‌بینی نقاط مجهول و از توان در معکوس فاصله به‌منظور اعمال برحسب شدت وابستگی مکانی در داده‌ها استفاده می‌شود (۳۱). رابطه کلی درون‌یابی دوبعدی به روش IDW به‌صورت رابطه (۷) قابل تعریف است:

$$Z^*(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^N Z_i D_{ij}^P}{\sum_{i=1}^N D_{ij}^P} \quad (7)$$

در رابطه فوق،  $Z^*(x,y)$  مقدار بارش برآورد شده در نقطه درون‌یابی (برحسب میلی‌متر)،  $Z_i$  مقدار بارش اندازه‌گیری شده در نقطه همسایگی  $i$ ام (برحسب میلی‌متر)،  $N$  تعداد نقاط همسایگی،  $D_{ij}$  بیانگر فاصله اقلیدسی میان هر نقطه اندازه‌گیری شده بارش با نقطه درون‌یابی شده (برحسب متر) و  $P$  توان تأثیر وزن‌دهی است (۱۵).

#### روش همسایگی طبیعی

روش همسایگی طبیعی بر مبنای نزدیک‌ترین نقاط نمونه که در همسایگی هر نقطه توزیع شده‌اند، استوار است. در این روش ابتدا یک‌بار برای تمام نقاط نمونه و بار دیگر با وارد کردن نقاط مجهول چند ضلعی‌هایی بر مبنای تقسیم‌بندی ورونی و مثلث بندی دلونای برای کلیه نقاط ترسیم شده و درنهایت بر اساس درصد همپوشانی چندضلعی‌های نقاط نمونه با چند ضلعی‌های نقاط مجهول، وزن نقاط همسایه برای برآورد مقدار در نقطه مجهول تعیین می‌شود (۲۸). رابطه کلی درون‌یابی به روش همسایگی طبیعی به‌صورت روابط (۸) تعریف می‌شود:

$$Z^*(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^N A_i \times Z_i}{\sum_{i=1}^N A_i} \quad (8)$$

در رابطه فوق،  $Z(x,y)$  مقدار نقطه درون‌یابی شده (برحسب میلی‌متر)،  $Z_i$  مقدار همسایگی  $i$ ام (برحسب میلی‌متر)،  $N$  تعداد همسایگی طبیعی (تعداد همسایگی سلول‌های ورونی) و  $A_i$  ضریب وزنی است (۲۷).

#### روش اسپلاین

در روش اسپلاین مقادیر نقاط مجهول از برازش تابعی بر مقادیر نمونه با استفاده از سری‌های چند جمله‌ای با مشتقات پیوسته در

مقادیر اندازه‌گیری شده با توجه به توزیع مکانی مقادیر برآورد شده کمینه می‌شود. (۴). نیم‌تغییرنمای تجربی عبارت است از متوسط مجذور اختلافات بین دو مشاهده در دو موقعیت مکانی که به فاصله  $d$  از یکدیگر قرار گرفته‌اند و در حالت کلی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\lambda^*(d) = \frac{1}{\sqrt{2}N(d)} \sum_{i=1}^{N(d)} [Z(x_i) - Z(x_i + d)]^2 \quad (15)$$

در رابطه فوق،  $\lambda^*(d)$  نیم‌تغییرنمای تجربی،  $Z(x_i)$  مقدار بارش برآورد شده در نقطه  $x_i$  (برحسب میلی‌متر)،  $Z(x_i + d)$  مقدار بارش اندازه‌گیری شده در نقطه  $x_i + d$  (برحسب میلی‌متر)،  $d$  بیانگر فاصله میان یک زوج نمونه (برحسب متر)،  $N(d)$  تعداد زوج نقاطی که به فاصله  $d$  از یکدیگر واقع‌اند (۱۵).

#### روش کریگیدن

کریگیدن روشی زمین‌آمار است که برای برآورد مقدار یک فرآیند تصادفی نظیر بارش در یک مکان که میزان بارش در آن اندازه‌گیری نشده است از واریانس مکانی مقادیر اندازه‌گیری شده استفاده می‌کند (۹). برای برآورد مقادیر بر اساس کریگیدن روش‌های مختلفی وجود دارد، در این پژوهش از دو روش کریگیدن معمولی و کریگیدن عام به‌کارگیری شده است.

#### الف) کریگیدن معمولی

در این روش فرض می‌شود که روند تغییرات میانگین بارش در کل منطقه ثابت بوده ولی مقدار آن مشخص نیست (۷). روش کریگیدن معمولی به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود:

$$Z^*(x_j) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (16)$$

در رابطه فوق،  $Z^*(x_i)$  مقدار بارش برآورد شده در نقطه درون‌یابی،  $Z(x_i)$  مقدار بارش اندازه‌گیری شده در نقطه همسایگی  $i$ ام (برحسب میلی‌متر)،  $\lambda_i$  وزن آماری حاصل از مدل نیم‌تغییرنمای که به نقطه همسایگی  $i$ ام نسبت داده می‌شود و بیانگر برحسب نقطه  $i$ ام در برآورد مقدار نقطه مجهول و  $N$

میان نقطه نمونه و نقطه برآورد شده (برحسب متر) و  $C$  مقدار ثابت برابر  $0.577215$  است. همچنین  $\varphi$  به عنوان وزن کشش تعریف می‌شود و می‌تواند مقادیری بیشتر از یک داشته باشد (۱۰).

#### ب) اسپلین منظم

در میان تمامی روش‌های اسپلین، روش اسپلین منظم با افزودن مشتق مرتبه سوم و مراتب بالاتر ویژگی‌های تحلیلی اسپلین را بهبود بخشیده است. تابع انرژی  $F(Z)$  در روش اسپلین منظم از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$F(Z) = \int \int_{R^2} \left\{ (Z_{xx}^2 + 2Z_{xy}^2 + Z_{yy}^2) + \tau^2 (Z_{xxx}^2 + \dots) \right\} dx dy \quad (13)$$

همچنین تابع ساختاری  $R(r, r_i)$  در این روش از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$R(r, r_j) = \frac{1}{\sqrt{2}\pi} \left\{ \frac{D_j^2}{4} \left[ \ln\left(\frac{D_j}{\sqrt{2}\tau}\right) + C - 1 \right] + \tau^2 \left[ K_0\left(\frac{D_j}{\tau}\right) + C + \ln\left(\frac{D_j}{\sqrt{2}\pi}\right) \right] \right\} \quad (14)$$

در رابطه فوق،  $K_0$  تابع تعدیل مرتبه صفر بسل و  $D_j$  فاصله میان نقطه نمونه و نقطه برآورد شده (برحسب متر) است. همچنین  $\tau$  به عنوان وزن مشتق مرتبه سوم در تابع انرژی تعریف می‌شود و می‌تواند مقادیری بین صفر و  $0.5$  داشته باشد (۲۰).

برآورد بارش به کمک روش‌های درون‌یابی زمین‌آمار نیازمند مدلی برای بررسی تغییرات واریانس مکانی بارش به ازای فواصل نمونه‌گیری برای محاسبه وزن نقاط نمونه‌برداری شده برای درون‌یابی بارش در نقطه نمونه‌برداری نشده است. بدین منظور از مدل نیم‌تغییرنمای تجربی استفاده می‌شود.

#### نیم‌تغییرنمای تجربی

نیم‌تغییرنمای مهم‌ترین ابزار شناسایی ساختار و همبستگی مکانی بین داده‌ها است. در روش‌های زمین‌آمار از مدل‌های نیم‌تغییرنمای تجربی گوناگون (کروی، نمایی و ...) به منظور نمایش تغییرات مکانی استفاده می‌شود و انحراف مقادیر برآورد شده از

تعداد کل نقاط نمونه است (۲۹).

خطای مطلق اریب برای ارزیابی دقت روش‌های درون‌یابی مکانی مورد مطالعه استفاده شد. بدین‌صورت که ابتدا خطای نسبی (RE) برای هر یک از روش‌های درون‌یابی با هر یک از معیار ارزیابی مذکور محاسبه شد (روابط ۱۹ تا ۲۴). سپس خطای کل (TRE) از مجموع خطاهای نسبی برای هر روش به‌دست آمد (رابطه ۲۵).

$$MBE(Z_m) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_m(x_i) - Z_o(x_i)) \quad (19)$$

$$MAE(Z_m) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |Z_m(x_i) - Z_o(x_i)| \quad (20)$$

$$RMSE(Z_m) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_m(x_i) - Z_o(x_i))^2} \quad (21)$$

$$RE_1(Z_m) = \frac{|MBE(Z_m)|}{(1/M) \times (\sum_{m=1}^M |MBE(Z_m)|)} \quad (22)$$

$$RE_2(Z_m) = \frac{|MAE(Z_m)|}{(1/M) \times (\sum_{m=1}^M |MAE(Z_m)|)} \quad (23)$$

$$RE_3(Z_m) = \frac{|RMSE(Z_m)|}{(1/M) \times (\sum_{m=1}^M |RMSE(Z_m)|)} \quad (24)$$

$$TRE = \sum_{i=1}^r RE_i \quad (25)$$

که در روابط فوق،  $Z_m(x_i)$  مقدار برآورد شده بارش در نقطه  $x_i$  (برحسب میلی‌متر)،  $Z_o(x_i)$  مقدار مشاهده شده بارش در نقطه  $x_i$  (برحسب میلی‌متر)،  $N$  تعداد داده‌ها،  $RE_1$ ،  $RE_2$  و  $RE_3$  به‌ترتیب خطای نسبی با معیارهای  $MBE$ ،  $MAE$  و  $RMSE$  بوده و  $TRE$  خطای نسبی کل (برحسب میلی‌متر) است. اندیس  $m$  در روابط بالا معرف هر یک از روش‌های درون‌یابی مکانی مورد استفاده و  $M$  تعداد کل این روش‌ها است. در پایان روش‌های درون‌یابی مکانی برای انتخاب دقیق‌ترین روش رتبه‌بندی شدند و روشی که از کمترین خطای نسبی کل و بهترین رتبه برخوردار بود، به‌عنوان روش پهنه‌بندی مناسب برای حوضه معرفی شد.

## ب) کریگیدن عام

روش کریگیدن عام تلفیقی از روش کریگیدن ساده به‌همراه یک روند محلی است. در این روش فرض می‌شود که یک روند کلی و غالب در بین مقادیر نقاط نمونه‌برداری شده وجود دارد که می‌توان آن را توسط یک چند جمله‌ای مدل‌سازی کرد. این تابع چندجمله‌ای بر اساس مقادیر نقاط نمونه‌برداری شده مدل‌سازی می‌شود. بر اساس فرض تغییرپذیری ناحیه‌ای، تغییرات مکانی هر متغیر  $Z$  با جمع دو مؤلفه اصلی بیان می‌شود: مؤلفه همبستگی مکانی  $M(x)$  که به روند مکانی ثابت مربوط می‌شود و دیگری  $E'(x)$  که به‌عنوان متغیر مکانی ناحیه‌ای شناخته می‌شود (۳). متغیر  $Z$  در مکان  $x$  به‌صورت زیر تعریف خواهد شد:

$$Z(x) = M(x) + E'(x) \quad (17)$$

در کریگیدن عام فرض بر این است که میانگین نقاط متغیر و تابعی از مختصات جغرافیایی نقاط است. بنابراین معادله  $M(x)$  به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$M(x) = \sum_{i=1}^N A_i P_i(x) \quad (18)$$

که در رابطه فوق،  $Z(x)$  مقدار نقطه درون‌یابی شده (برحسب میلی‌متر)،  $A_i$  روند محلی،  $P_i(x)$  تابعی از مختصات جغرافیایی نقاط (معادلات روند) و  $N$  تعداد نقاط نمونه‌برداری شده است (۲۳).

عموماً برای درون‌یابی با روش کریگیدن مدل نیم‌تغییرنمایی که بهترین برازش را بر نقاط نمونه‌برداری شده داشته باشد، انتخاب می‌شود (۶). در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی دقیق‌تر برای برآورد وزن آماری از نیم‌تغییرنماهای کروی، دایره‌ای، نمایی، گوسی و خطی به‌کارگیری شد.

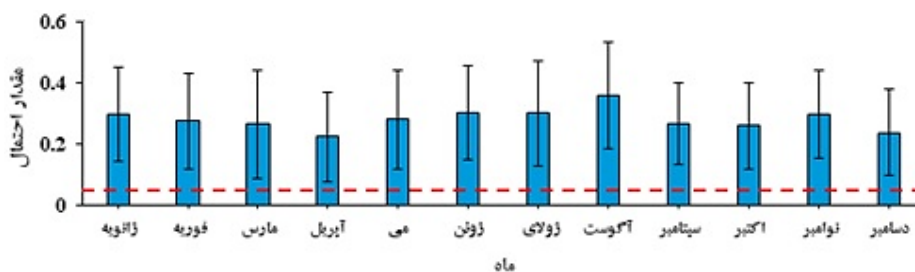
## معیارهای ارزیابی

در این پژوهش با به‌کارگیری از تکنیک اعتبار متقابل، از سه شاخص ریشه میانگین مربعات خطا، میانگین خطای اریب و



جدول ۲. نتایج آزمون ADF برای ایستگاه‌های هواشناسی در حوضه آبریز زاینده‌رود از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴

ایستگاه	T	T <sub>۹۵٪</sub>	ایستگاه	T	T <sub>۹۵٪</sub>
۱ اصفهان	-۱۰/۳	-۰/۹	۱۵ وزوان میمه	-۱۰/۳	-۰/۹
۲ شهرکرد	-۱۱/۶	-۰/۹	۱۶ مورچه خورت	-۱۰/۱	-۰/۹
۳ چادگان	-۱۰/۳	-۰/۹	۱۷ کوهپایه	-۱۲/۵	-۰/۹
۴ همگین	-۱۰/۳	-۰/۹	۱۸ مهیار	-۱۲/۱	-۰/۹
۵ فریدونشهر	-۱۰/۳	-۰/۹	۱۹ تیران	-۱۱/۲	-۰/۹
۶ خوانسار	-۱۱/۱	-۰/۹	۲۰ نیستانک	-۱۱/۴	-۰/۹
۷ بادبجان	-۸/۸	-۰/۹	۲۱ پل کله	-۱۱/۳	-۰/۹
۸ سینگرد	-۱۱/۴	-۰/۹	۲۲ زیار بروان	-۱۱/۴	-۰/۹
۹ ورزنه	-۹/۶	-۰/۹	۲۳ اسکندری	-۱۱/۶	-۰/۹
۱۰ دامنه	-۱۱/۴	-۰/۹	۲۴ فین	-۱۱/۸	-۰/۹
۱۱ قلعه شاهرخ	-۱۰/۸	-۰/۹	۲۵ چلگرد	-۱۰/۸	-۰/۹
۱۲ سد زاینده‌رود	-۱۱/۷	-۰/۹	۲۶ جعفرآباد	-۱۰/۴	-۰/۹
۱۳ زمان خان	-۱۱/۳	-۰/۹	۲۷ مقصودییک	-۱۱/۲	-۰/۹
۱۴ فلاورجان	-۱۱/۹	-۰/۹			



شکل ۲. مقادیر متوسط احتمال برای آماره آزمون شاپیرو-ویلک (S) در ایستگاه‌های مورد مطالعه در حوضه آبریز زاینده‌رود به تفکیک ماه‌های میلادی از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴

## نتایج و بحث

از نتایج آزمون ADF ملاحظه می‌شود با توجه به اینکه قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته (T) از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای کلیه ایستگاه‌ها بزرگ‌تر است، لذا این چنین نتیجه‌گیری می‌شود که کلیه ایستگاه‌های مورد مطالعه در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا بوده (معنی‌دار بوده) و فرض  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد در مقادیر بارش با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج آزمون مانایی برای هر ایستگاه در جدول (۲) ارائه شده است.

پیش از مکانی کردن داده‌های بارش، نرمال بودن توزیع احتمالاتی آن‌ها توسط آزمون شاپیرو-ویلک مورد بررسی

قرار گرفت. نتایج نشان داد در تمامی موارد بجز ماه‌های خرداد، تیر، مرداد و شهریور، توزیع داده‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد با توزیع نرمال اختلاف معناداری ندارد. از این‌رو، برای نرمال‌سازی داده‌های مربوط به ماه‌های خرداد، تیر، مرداد و شهریور که از توزیع نرمال پیروی نمی‌کردند، از تبدیل لگاریتمی استفاده شد. نتایج این آزمون پس از نرمال سازی در شکل ۲ نشان می‌دهد که مقادیر متوسط احتمال برای آماره آزمون شاپیرو-ویلک (S) از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴، برای تمامی ماه‌های میلادی از سطح خطای پنج درصد بیشتر بوده و مقادیر بارش در تمامی ایستگاه‌ها در منطقه مطالعاتی با توزیع نرمال اختلاف معناداری ندارد.

جدول ۳. نتایج حاصل از ارزیابی روش‌های درون‌یابی مکانی مورد مطالعه در حوضه آبریز زاینده‌رود برای تمامی ماه‌ها در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴

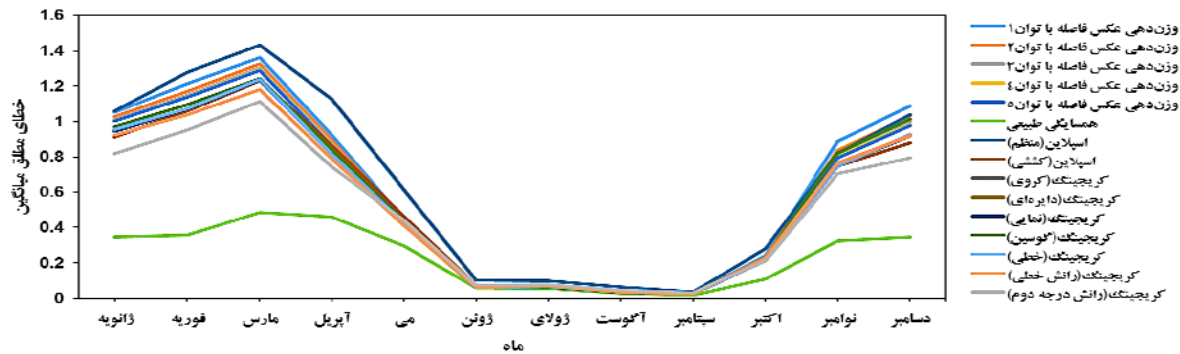
روش درون‌یابی	رتبه کل	خطای نسبی کل	رتبه	MBE (mm)	رتبه	MAE (mm)	رتبه	RMSE (mm)
معکوس وزنی فاصله با توان یک	۱۴	۱/۱۵	۱۵	۰/۵۰	۱۴	۰/۶۱	۱۴	۰/۹۹
معکوس وزنی فاصله با توان دو	۱۳	۱/۱۰	۱۴	۰/۴۷	۱۳	۰/۵۹	۱۳	۰/۹۶
معکوس وزنی فاصله با توان سه	۱۲	۱/۰۸	۱۳	۰/۴۶	۱۲	۰/۵۸	۱۲	۰/۹۵
معکوس وزنی فاصله با توان چهار	۱۰	۱/۰۷	۱۱	۰/۴۵	۱۱	۰/۵۷	۱۰	۰/۹۴
معکوس وزنی فاصله با توان پنج	۱۱	۱/۰۷	۱۲	۰/۵۹	۱۰	۰/۷۴	۱۱	۰/۹۴
همسایگی طبیعی	۱	۰/۳۹	۱	۰/۱۰	۱	۰/۲۴	۱	۰/۴۲
اسپلاین (منظم)	۱۵	۱/۱۷	۱۰	۰/۴۵	۱۵	۰/۶۶	۱۵	۱/۰۹
اسپلاین (کششی)	۳	۱/۰۰	۳	۰/۴۰	۸	۰/۵۴	۸	۰/۹۰
کریگیدن (کروی)	۸	۱/۰۱	۶	۰/۴۲	۶	۰/۵۴	۷	۰/۸۹
کریگیدن (دایره‌ای)	۶	۱/۰۱	۵	۰/۴۲	۵	۰/۵۴	۵	۰/۸۹
کریگیدن (نمایی)	۵	۱/۰۱	۷	۰/۴۲	۴	۰/۵۴	۴	۰/۸۹
کریگیدن (گوسی)	۹	۱/۰۵	۹	۰/۴۳	۹	۰/۵۶	۹	۰/۹۴
کریگیدن (خطی)	۷	۱/۰۱	۴	۰/۴۲	۷	۰/۵۴	۶	۰/۸۹
کریگیدن (با روند خطی)	۴	۱/۰۰	۸	۰/۴۲	۳	۰/۵۳	۳	۰/۸۷
کریگیدن (با روند درجه دوم)	۲	۰/۹۰	۲	۰/۳۵	۲	۰/۵۰	۲	۰/۸۴

#### ارزیابی روش‌ها

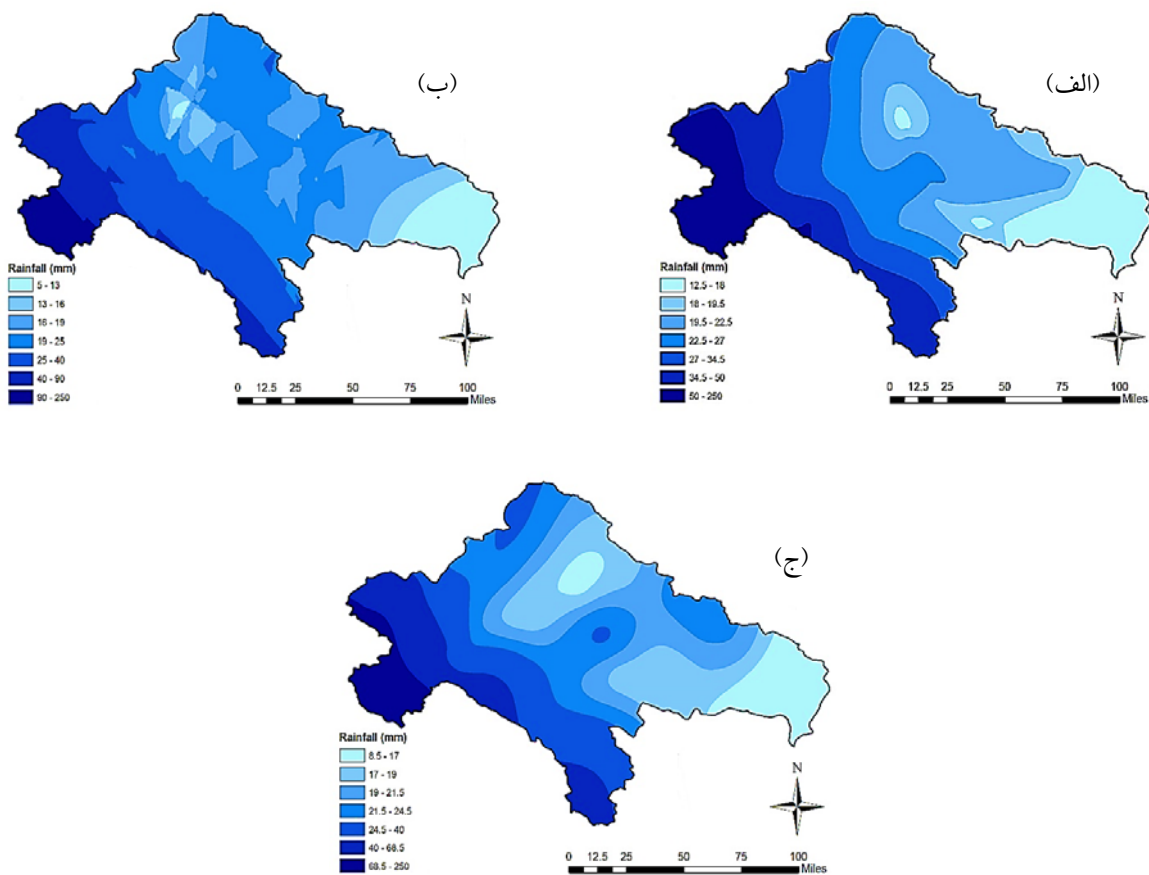
روند درجه دوم با خطای مطلق اریب ۰/۵۰ از بالاترین دقت برخوردار بود. این درحالی است که تمامی روش‌های کریگیدن نتایج نسبتاً مطلوبی در برآورد داده‌های بارش نشان دادند که می‌توان این موضوع را ناشی از ماهیت احتمالاتی بارش دانست. در مجموع، روش همسایگی طبیعی با خطای مطلق اریب ۰/۲۴ بهترین برآورد را در میان تمامی روش‌های مورد مطالعه داشت. جدول (۳) نتایج حاصل از ارزیابی روش‌های درون‌یابی مورد مطالعه را با به‌کارگیری از هر سه معیار MAE، MBE و RMSE برای تمامی ماه‌ها در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ نشان می‌دهد.

شکل ۳ نتایج حاصل از ارزیابی روش‌های درون‌یابی مکانی با استفاده از معیار خطای مطلق میانگین را در حوضه آبریز زاینده‌رود به تفکیک ماه‌های میلادی در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ نشان می‌دهد. با توجه به اینکه بیشتر بارش‌ها در حوضه زاینده‌رود از ماه‌های مهر تا اردیبهشت است، به‌جز برای ماه‌های تابستان که کمترین میزان بارش را در حوضه شاهد هستیم به وضوح قابل مشاهده است که روش همسایگی طبیعی در تمامی ماه‌های سال از کمترین خطای مطلق میانگین در میان سایر روش‌ها برخوردار است.

نتایج حاصل از درون‌یابی داده‌های میانگین بارش ماهانه نشان داد روش‌های معکوس وزنی فاصله با توان‌های مختلف در مقایسه با سایر روش‌های درون‌یابی مکانی نتایج نسبتاً ضعیفی داشتند و با توجه به خطای نسبی کل محاسبه شده از مجموع خطاهای نسبی با هر سه معیار ارزیابی مورد استفاده، در رتبه کلی ۱۰ تا ۱۴ قرار گرفتند. روش معکوس وزنی فاصله با توان ۴ و معکوس وزنی با توان یک به‌ترتیب با خطای مطلق اریب ۰/۵۷ و ۰/۶۱ بهترین و ضعیف‌ترین برآورد را در میان توان‌های مختلف این روش به خود اختصاص دادند و می‌توان نتیجه گرفت با افزایش توان از مقدار ۱ تا ۴، دقت این روش در برآورد داده‌های بارش در منطقه افزایش می‌یابد و در مقدار توان چهار به بیشترین میزان دقت رسیده و سپس روند کاهشی می‌شود. روش اسپلاین کششی با رتبه سه در مقایسه با نوع منظم این روش که ضعیف‌ترین دقت را در میان تمامی روش‌ها داشت، دقت بالاتری را نشان داد. در میان مدل‌های مختلف نیم‌تغییر نما برای کریگیدن معمولی و کریگیدن عام، به ترتیب کریگیدن نمایی با خطای مطلق اریب ۰/۵۴ و کریگیدن با



شکل ۳. نتایج ارزیابی روش‌های درون‌یابی مکانی مورد مطالعه در حوضه آبریز زاینده‌رود به تفکیک ماه‌های میلادی در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴



شکل ۴. الگوی بارش میانگین ماهانه در حوضه آبریز زاینده‌رود برای تمامی ماه‌ها در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ بر اساس روش منطقه‌ای کردن: الف) همسایگی طبیعی، ب) کریجینگ عام با روند خطی درجه دوم و ج) اسپلاین کششی

دوم و اسپلاین کششی که به ترتیب از کمترین میزان خطا در ارزیابی صورت گرفته برخوردار بودند، ترسیم شد (شکل ۴). با توجه به نقشه‌های پهنه‌بندی ترسیم شده آشکار است که بیشترین

در پایان الگوی بارش میانگین ماهانه در حوضه آبریز زاینده رود برای تمامی ماه‌ها در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ بر اساس سه روش درون‌یابی مکانی همسایگی طبیعی، کریجینگ عام با روند درجه

چنین توجیه کرد که با توجه به اینکه در روش اسپلاین با افزایش مرتبه مشتق حساسیت این روش در برابر تغییرات جزئی افزایش می‌یابد و از طرفی حوضه آبریز زاینده‌رود در ناحیه نیمه‌خشک قرار گرفته است و در نواحی وسیعی از این حوضه تغییرات توپوگرافی نسبت به بخش کوهستانی کم‌تر است، از این‌رو در بخش اعظم حوضه آبریز زاینده‌رود که تغییرات بارش شدید نیست، روش اسپلاین از نوع کششی بهتر عمل می‌کند. قرار گرفتن روش معکوس وزنی فاصله در مرتبه های بالاتر گویای این واقعیت است که بارش یک متغیر اقلیمی است که عوامل متعددی مانند ارتفاع و شیب بر میزان آن اثرگذار است و تنها متاثر از فاصله جغرافیایی نیست. به‌طور کلی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که روش های درونیابی مکانی بسته به نوع متغیر و همچنین ویژگی‌های منطقه مورد مطالعه، تراکم نقاط اندازه‌گیری و نحوه آرایش آن‌ها دقت متفاوتی را ارائه می‌کنند و نمی‌توان روش‌های متناسب برای یک منطقه را به‌راحتی به منطقه دیگر تعمیم داد. لذا لازم است که برای هر منطقه و هر متغیر، بررسی‌های جداگانه انجام گرفته تا روش درونیابی مکانی مناسب برای پارامتر مورد بررسی و منطقه مورد نظر حاصل شود.

میزان بارش‌ها در نواحی غرب و جنوب‌غربی حوضه آبریز رودخانه زاینده‌رود بود و با حرکت به سمت‌های شرقی حوضه میزان بارش به تدریج کاهش می‌یابد. همچنین کمترین میزان بارش در نواحی شرقی و شمال‌شرقی حوضه مشاهده می‌شود.

### نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون ADF در ایستگاه‌های مطالعاتی نشان داد تمامی ایستگاه‌ها از مانایی مناسبی برخوردار هستند. با اطمینان از مانایی سری زمانی ایستگاه‌های هواشناسی در حوضه آبریز زاینده‌رود برای برآورد بارش از روش‌های درونیابی مکانی قطعی و زمین‌آمار استفاده شد. این روش‌ها با تکنیک اعتبار متقابل مورد ارزیابی قرار گرفتند، نتایج ارزیابی نشان داد از بین روش‌های استفاده شده برای درونیابی، روش همسایگی طبیعی از کمترین میزان خطا با توجه به خطای نسبی کل محاسبه شده از مجموع خطاهای نسبی با هر سه معیار ارزیابی شامل MAE، MBE و RMSE برخوردار است. روش‌های کریگیدن عام با روند درجه دوم و اسپلاین کششی نیز پس از روش همسایگی طبیعی به‌ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار گرفتند. قرار گرفتن روش اسپلاین کششی در رتبه‌های بعدی را می‌توان این

### منابع مورد استفاده

1. Abo-Monasar, A. and M. A. Al-Zahrani. 2014. Estimation of rainfall distribution for the southwestern region of Saudi Arabia. *Hydrological Sciences Journal* 59(2): 420-431.
2. Arowolo, A. O., A. K. Bhowmik and W. Qi and X. Deng. 2017. Comparison of spatial interpolation techniques to generate high-resolution climate surfaces for Nigeria. *International Journal of Climatology* 37(1): 179-192.
3. Attorre, F., M. Alfo, M. De Sanctis, F. Francesconi and F. Bruno. 2007. Comparison of interpolation methods for mapping climatic and bioclimatic variables at regional scale. *International Journal of Climatology* 27(13): 1825-1843.
4. Bhowmik, A. K. and P. Cabral. 2015. Spatially shifting temporal points: estimating pooled within-time series variograms for scarce hydrological data. *Hydrology and Earth System Sciences* 12: 2243-2265.
5. Bostan, P., G. Heuvelink and S. Akyurek. 2012. Comparison of regression and kriging techniques for mapping the average annual precipitation of Turkey. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation* 19(1): 115-126.
6. Burrough, P. A. and R. A. McDonnell. 2000. Principles of Geographical Information Systems. Oxford University Press, UK.
7. Dingman, S. L., D. M. Seely-Reynolds and R. C. Reynolds. 1998. Application of kriging to estimating mean annual precipitation in a region of orographic influence. *Journal of the American Water Resources Association* 24(2): 329-339.
8. Dios-Palomares, R. and J. A. Roldan. 2006. A strategy for testing the unit root in AR (1) model with intercept: A Monte Carlo experiment. *Journal of Statistical Planning and Inference* 136(8): 2685-2705.

9. Fathizad, H., M. A. Hakimzadeh, S. R. Fallah Shamsi and S. Yaghobi. 2017. watershed-level rainfall erosivity mapping using GIS-based geostatistical modeling. *Earth Sciences Research Journal* 5(1): 13-22.
10. Franke, R. 1982. Smooth interpolation of scattered data by local thin plate splines. *Computers & Mathematics with Applications* 8 (4): 237-281.
11. Gohari, A., S. Eslamian, A. Mirchi, J. Abedi-Koupaei, A. Massah Bavani and K. Madani. 2013. Water transfer as a solution to water shortage: a fix that can backfire. *Journal of Hydrology* 491(1): 23-39.
12. Golshan, M., P. Ebrahimi and A. Esmeali Ury. 2015. Choosing the best interpolation method for mapping Iran's annual temperature average. *Journal of Geography and Environmental Sustainability* 14(5): 57-71.
13. Kazemi, H. and Kh. Qurbani. 2015. Evaluation of different interpolation methods to estimate and mapping of precipitation variables in the agricultural lands of Agh-ghola for cultivating autumn grain. *Journal of Water and Soil Conservation* 22(4): 1-23.
14. Khosravi, M., M. Doostkamian, H. Mirmoosavi and A. Beig Rezaei. 2014. Classification of temperature and precipitation in Iran using geostatistical methods and cluster analysis. *Urban and Regional Planning* 13(4): 121-132.
15. Kotulak, K., A. Fron, A. Krankowski, G. O. Pulido and M. Henrandez-Pajares. 2017. Sibsonian and non-Sibsonian natural neighbour interpolation of the total electron content value. *Acta Geophysica* 65(1): 13-28.
16. Kumari, M., A. Basistha, O. Bakimchandra and C. K. Singh. 2016. Comparison of spatial interpolation methods for mapping rainfall in Indian Himalayas of Uttarakhand region. PP. 159-168. In: Raju N. (Ed.), *Geostatistical and Geospatial Approaches for the Characterization of Natural Resources in the Environment*. Springer, Cham, Switzerland.
17. Lark, R. M. 2000. Estimating variograms of soil properties by the method-of-moments and maximum likelihood. *Eurpian Journal of Soil Science* 51: 717-728.
18. Madani, K. and M. A. Marino. 2009. System dynamics analysis for managing Iran's Zayandeh-Rud River Basin. *Water Resource Management* 23(11): 2163-2187.
19. Maris, F. P., K. Kitikidou, P. Angelidis and S. Potouridis. 2013. Kriging interpolation method for estimation of continuous spatial distribution of precipitation in Cyprus. *British Journal of Applied Science & Technology* 3 (4): 1286-1300.
20. Merwade, V. M., D. R. Maidment and J. A. Goff. 2006. Anisotropic considerations while interpolating river channel bathymetry. *Journal of Hydrology* 331(3-4): 731-741.
21. Mitas, L. and H. Mitasova. 1988. General variational approach to the interpolation problem. *Computers & Mathematics with Applications* 16(12): 983-992.
22. Mojarad, F. and H. Kakaei. 2015. The application of interpolation and regression methods for precipitation estimation (case study: Kermanshah province). *Journal of Geographical Planning* 16(5): 181-197.
23. Moral, F. J. 2010. Comparison of different geostatistical approaches to map climate variables: application to precipitation. *International Journal of Climatology* 30(4): 620-631.
24. Saghafian, B., H. Ramzkhah and B. ghermez cheshme. 2012. Spatial mapping of the mean annual precipitation using geostatistics techniques (Case study: Fars province). *Journal of Water Process Engineering* 4(9): 29-38.
25. Sari Saraf, B. and K. Azarm. 2016. Estimation of precipitation spatial variations in the middle Zagros with interpolation methods. *Geographical Notion* 15(8): 54-67.
26. Shapiro, S. S. and M. B. Wilk. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52 (3-4): 591-611.
27. Sibson, R. 1981. A brief description of natural neighbor interpolation. PP. 21-36. In: Barnett, V. (Ed.), *Interpreting Multivariate Data*. Wiley & Sons, Chichester, New York, USA.
28. Sukumar, N., B. Moran, A. Yu Semenov and V. V. Belikov. 2001. Natural neighbour Galerkin methods. *International Journal for Numerical Methods in Engineering* 50(1): 1-27.
29. Ver Hoef, J. M. 1993. Universal kriging for ecological data. PP. 447-453. In: Goodchild, M. F., B. O. Parks, L. T. Steyaert (Ed.), *Environmental Modelling with GIS*, Oxford University Press, New York, USA.
30. Wang, W., P. H. A. J. M. Van Gelder and J. K. Vrijling. 2005. Trend and Stationary analysis for streamflow processes of rivers in Western Europe in 20th century. In: *Proceeding of the IWA International Conference on Water Economics, Statistics and Finance*, Rethymno, Greece.
31. Webster, R. and M. A. Oliver. 2000. *Geostatistics for Environmental Scientists*. 2<sup>nd</sup> Edition. Wiley Press, Chichester, New York, USA.
32. Young, K. C. 1992. A three-way model for interpolating monthly precipitation values. *Monthly Weather Review* 120(11): 2561-2569.
33. Zareian, M. J., S. Eslamian and H. R. Safavi. 2014. A modified regionalization weighting approach for climate change impact assessment at watershed scale. *Theoretical and Applied Climatology* 22(3-4): 497-516.

## Accuracy Analysis of Precipitation Regionalization Methods Based on Spatial Interpolation Techniques in Zayandeh-Rud River Basin

M. A. Amini<sup>1\*</sup>, G. Torkan<sup>1</sup>, S. S. Eslamian<sup>1</sup>, M. J. Zareian<sup>2</sup> and A. A. Besalatpour<sup>3</sup>

(Received: August 6-2017; Accepted: November 28-2017)

### Abstract

In the present study, we used 27 precipitation average monthly data from synoptic, climatologic, rain-gauge and evaporative stations located in Zayandeh-Rud river basin for the period of 1970-2014. Before interpolating, the missing data in the time series of each station was reconstructed by the normal ratio method. Also, for the data quality control, the Dickey-Fuller and Shapiro-Wilk tests were used to check the data stationarity and normality. Then, these data were interpolated by six interpolation methods including Inverse Distance Weighting, Natural Neighbor, Tension Spline, Regularized Spline, Ordinary Kriging and Universal Kriging; then each method was evaluated using the cross-validation technique with MAE, MBE and RMSE indices. The results showed that among the spatial interpolation methods, Natural Neighbor method with MAE of 0.24 had the best performance for interpolating precipitation among all of the methods. Also, among Ordinary Kriging, Universal Kriging, Spline and Inverse Distance Weighting methods, respectively, Exponential Kriging with MAE 0.54, Quadratic Drift Kriging with MAE of 0.5, Tension Spline with the MAE of 0.54 and Inverse Distance Weighting with the power of 4 with MAE of 0.57 had the least error compared to other IDW methods.

**Keywords:** Dickey-Fuller test, Shapiro-Wilk test, Monthly precipitation, Zayandeh-Rud River Basin, Spatial Interpolation methods

---

1. Department of Water Engineering, College of Agriculture, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

2. Water Research Institute (WRI), Ministry of Energy, Tehran, Iran.

3. Inter 3 GmbH - Institute for Resource Management, Berlin, Germany.

\*: Corresponding Author, Email: aminiamin2016@gmail.com