

نشریه مدیریت بیابان

www.isadmc.ir

تحلیل و پهنه‌بندی مقدار بیشینه بارش روزانه ایران با استفاده از توزیع ویکبای و تکنیک زمین آمار

فرزانه فتوحی فیروزآباد^{۱*}، حسین ملکی نژاد^۲

۱. استادیار، گروه مهندسی طبیعت، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.

۲. دانشیار، دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

* نویسنده مسئول: f.fotouhi@ardakan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۱۴

چکیده

بررسی تغییر مکانی بیشینه بارش روزانه به منظور ارزیابی منابع آب و پیش‌بینی حوادث طبیعی از اهمیت زیادی برخوردار است. در پژوهش حاضر توزیع ویکبای به عنوان مناسب‌ترین توزیع احتمالاتی با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای برآورد بیشینه بارش روزانه در دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال به‌دست آمد. توزیع ویکبای بر داده‌های بیشینه بارش روزانه برازش داده شد. با استفاده از روش کریجینگ ساده مقدار نیم تغییرنا در دوره بازگشت‌های مذکور محاسبه و منحنی مربوط به آن ترسیم شد و مدل مناسبی به این نقاط برازش داده شد. سپس نقشه‌های خطوط هم مقدار در دوره بازگشت‌های مذکور ترسیم شد. نتایج نشان داد که ساختار مکانی بیشینه بارش روزانه برای دوره‌های بازگشت ۲، ۵ و ۲۵ سال از مدل گوسی و دوره‌های بازگشت ۵۰ و ۱۰۰ سال از مدل کروی پیروی می‌کند. مناسب بودن مدل نیم تغییرناها با بهره‌گیری از روش اعتبارسنجی متقابل و محاسبه آماره‌های خطای بیشینه و درصد خطای جذر میانگین مربعات ارزیابی شد. معیار خطای جذر میانگین مربعات ارزیابی برای تمام دوره‌های بازگشت کمتر از ۴۰٪ شد که نشانه دقت تخمین است. روش کریجینگ ساده برای پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه روش مناسبی است. در همه نقشه‌ها، نواحی مرکزی ایران نسبت به دیگر نقاط، کمترین بارش روزانه را دارا هستند. علت تفاوت مکانی در نقشه‌ها در دوره بازگشت‌های مختلف، تفاوت در مقدارهای بارش روزانه در دوره بازگشت‌های مورد نظر است. بدین معنا مناطقی که در یک محدوده همگن قرار گرفته‌اند از نظر مقدار بارش در هر دوره بازگشت، به یکدیگر نزدیک‌تر هستند.

واژگان کلیدی: درون‌یابی؛ دوره بازگشت؛ نیم تغییرنا؛ کریجینگ ساده

■ مقدمه

در بیشتر مسائل هیدرولوژیک و بررسی‌های منابع آب، در دسترس بودن آمار و اطلاعات بارندگی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل همواره توجه دست اندرکاران این علم بر روش‌هایی بوده است تا به‌توانند با بهره‌گیری از آن‌ها، در نقاط فاقد آمار، اطلاعات بارندگی را به کمک داده‌های باران‌سنجی موجود تولید کنند. روش‌های آماری درون‌یابی متنوعی همانند نزدیکترین همسایگی وزنی، فاصله معکوس و غیره وجود دارند که به کمک آن‌ها می‌توان خطوط همباران را استخراج نمود. اما به دلیل عدم کفایت آمار و اطلاعات موجود و دقت اندک اندازه‌گیری‌ها، تخمین حاصله چندان رضایت‌بخش نیست. طی چند دهه اخیر مبانی علم زمین‌آمار به خوبی گسترش یافته است و توانایی‌های این شاخه از آمار در بررسی و پیش‌بینی متغیرهای مکانی مشخص شده است. تفاوت اصلی بین این روش با آمار کلاسیک آن است که در آمار کلاسیک نمونه‌های گرفته شده از یک جامعه آماری مستقل از یکدیگر بوده و وجود یک نمونه هیچ‌گونه اطلاعاتی درباره نمونه بعدی نمی‌دهد، اما روش زمین‌آمار وجود همبستگی مکانی بین مقادیر یک متغیر در یک ناحیه را بررسی می‌کند. از معروف‌ترین و پرکاربردترین روش‌های زمین‌آمار روش کریجینگ می‌باشد که امروزه در زمینه‌های گسترده و گوناگونی از علوم نظیر معدن، زمین‌شناسی، نقشه‌برداری، محیط زیست، آب‌شناسی و منابع آب کاربرد دارد.

در ارزیابی روش‌های مختلف برای برآورد توزیع مکانی بارندگی روزانه جنوب غربی ایران، مشخص شده است که روش TPSS با توان دو در دو تراکم متفاوت ایستگاه‌های بارندگی مناسب است (۳۴). در تحقیقی برای میان‌یابی بارندگی ماهانه و روزانه در حوضه دریای خزر از روش‌های کریجینگ، میانگین متحرک وزنی و اسپلاین و برای مقایسه‌ی روش‌ها از روش ارزیابی متقابل استفاده کردند (۳۳). بررسی بارندگی ماهانه وجود همبستگی مکانی نسبتاً قوی را برای خرداد، تیر، مرداد، شهریور، مهر و آبان نشان داد و این در حالی است که ماه‌های دیگر از خود همبستگی مکانی نشان ندادند. مقایسه روش‌ها در این مطالعه نیز روش اسپلاین با توان دو را مناسب‌تر

نشان داد. از روش‌های آمار رایج و زمین‌آمار، برای درون‌یابی اطلاعات بارندگی در حوضه آبخیز مارون بهره گرفته شد. نتایج نشان داد که روش‌های زمین‌آمار و تخمین‌گرهای کریجینگ و کوکریجینگ نسبت به دیگر روش‌ها برتر می‌باشد (۲۱). در تحقیقی افزون بر تهیه نقشه‌ی خطوط همباران روزانه در کشور، تغییرات بارندگی طی دوره‌ای ۶۳ ساله، با استفاده از روش کریجینگ برآورد شد و اندازه بیشینه بارش روزانه به ازای هر سال از ۲۹/۶ میلیمتر در کوه‌رنگ تا ۱۵/۷ میلیمتر در سراب به‌دست آمد (۲). در تحقیقی بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای استان گلستان مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج بررسی زمین‌آمار همبستگی مکانی بالایی را برای داده‌های مورد مطالعه ثابت کرد. بهترین مدل برازش داده شده بر نیم تغییرنماها در تمامی دوره‌های زمانی، مدل کروی بوده است. ارزیابی روش‌ها نشان داد که روش کوکریجینگ با استفاده از متغیر کمکی ارتفاع برای تمامی دوره‌ها، به غیر از زمستان، بهترین روش میان‌یابی می‌باشد (۱۲).

توزیع بارش روزانه نسبت به توزیع‌های معمول و مرسوم بیشتر شبیه به توزیع ویکبای با $\beta > 1$ و $\delta > 0$ است (۲۱). بنابراین این توزیع می‌تواند به عنوان توزیع معتبر مادر برای بارش روزانه در نظر گرفته شود. به همین دلایل توزیع پنج پارامتری ویکبای به طور گسترده و موفقیت‌آمیزی در زمینه هیدرولوژی، به‌ویژه برای مدل‌سازی مقدارهای حدی مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱۲). برای برآورد بارش ۲۴ ساعته، روش‌های پلیگون تیسن، برازش اسپلاین و روش‌های کریجینگ مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج حاکی از آن است که کریجینگ دقیق‌ترین روش در همه ایستگاه‌ها و دوره‌های زمانی در محدوده مورد بررسی بوده است (۱۶). مقادیر بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت ۱۰۰ ساله برای کل منطقه آلپ سوئیس درون‌یابی شد و نقشه تغییرات مکانی برای مقادیر بیشینه بارش ۲۴ ساعته بدست آمد. بیشینه بارش روزانه در دوره بازگشت‌های مختلف تخمین زده شد و نقشه‌های همباران برای کل منطقه اسلوواکیا بدست آمد (۱۷). از بین روش‌های میانگین متحرک وزنی، کریجینگ و اسپلاین برای تخمین بارندگی روزانه در آفریقای جنوبی، روش میانگین متحرک وزنی مناسب

ایران در این مناطق به چشم می‌خورد و تعداد بارش‌های کم، زیاد است (۲۷).

شاخص‌های حدی بارش در ایران دارای تغییر و روند است. در حدود ۹۲٪ ایستگاه‌ها، بارش سالانه کاهش و حدود ۷۲٪ از ایستگاه‌ها، تعداد روزهای خشک افزایش خواهد یافت و فقط در برخی از ایستگاه‌ها در نواحی مرکزی و دامنه‌های زاگرس تعداد روزهای خشک روند کاهشی دارد (۲۴). در مناطق جنوبی کشور، کاربرد توزیع ویکبای در تحلیل فراوانی وقوع سیلاب به‌منظور پیش‌بینی دقیق‌تر مقادیر دبی بیشینه سالانه در دوره بازگشت‌های مختلف، می‌تواند راهگشا باشد (۵۵). نقشه پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه با استفاده از تحلیل خوشه‌ای و آزمون‌های همگنی گشتاورهای خطی برای ایران تهیه شده است (۲۷).

خلاصه کار پژوهشگران در رابطه با تهیه نقشه پهنه‌بندی برای بارش‌های روزانه، ماهانه و سالانه به شرح زیر است:

الف) تهیه نقشه پهنه‌بندی بر اساس بارش روزانه در کشورهای گینه (۵۷)، کنیا (۱۲)، اتریش (۱۷)، اسلواکی (۶۰)، ایران (۳۵، ۲۲)، آمریکا (۵۹)، کاستاریکا (۳۷)، آلمان (۸)، ویتنام (۶۱) و استرالیا (۳۳، ۲۴) انجام شده است. ب) تهیه نقشه پهنه‌بندی بر اساس بارش ماهانه در کشورهای تانزانیا (۷)، سریلانکا (۵۱)، میانمار (۵۴)، ایران (۴۲) و ترکیه (۲۵) انجام شده است. پ) تهیه نقشه پهنه‌بندی بر اساس بارش سالانه در کشورهای اتیوپی (۱۴)، سوئیس (۵) و ایران (۱۱ و ۱۳) انجام شده است.

تاکنون نقشه پهنه‌بندی بر اساس بیشینه بارش روزانه یا ۲۴ ساعته (p24) در ایران با استفاده از روش‌های زمین‌آماریه تهیه نشده است. همچنین هیچگونه معیاری برای تشخیص ناحیه‌های همگن به صورت نقشه (یا روش‌های دیگر) در ایران وجود ندارد. لذا ضرورت تهیه یک نقشه پهنه‌بندی p24 بر اساس شیوه‌های جدید علمی وجود دارد. در پژوهش حاضر تهیه نقشه پهنه‌بندی ایران بر اساس حداکثر بارش روزانه (p24) پایه‌ریزی شده و به کمک توزیع ویکبای و تکنیک زمین‌آمار به انجام رسیده است. نتیجه نهایی ارائه نقشه پهنه‌بندی ایران برای بیشینه بارش روزانه (p24)

تشخیص داده شد (۱۹). تغییرات مکانی داده‌های ثبت شده در ایستگاه‌های هواشناسی کشور استرالیا مورد بررسی قرار گرفت. از شبکه منظم ۰/۰۵ درجه‌ای به روش TPSS برای درون‌یابی متغیرهای اقلیمی روزانه و از روش کریجینگ معمولی برای درون‌یابی بارندگی ماهیانه و روزانه استفاده گردید (۱۳).

برای برآورد کمی بارش با استفاده از توزیع ویکبای با روش گشتاور خطی بر روی داده‌های حد بارش تابستان و سری‌های زمانی بارش بیشینه روزانه، نتایج بهتری بدست می‌آید (۳۲). در تحقیقی روش‌های کریجینگ و رگرسیون معمولی برای مدلسازی مقادیر بارش در پایه زمانی ۲۴ - ۱ ساعته مورد مقایسه قرار گرفت (۳۸، ۳۹). در این پژوهش اثرات توپوگرافی را بر روی خصوصیات بارش سنگین بررسی شد و نقشه‌های پهنه‌بندی مربوط به مقادیر بارش بدست آمد. در نهایت به این نتیجه رسیدند که عامل توپوگرافی متغیر مهمی و تأثیرگذار بر روی ویژگی‌های بارش در گام‌های زمانی کوتاه مدت می‌باشد. به‌منظور تهیه نقشه‌های خطوط همباران با استفاده از روش‌های درون-یابی تیسن، کریجینگ، کوکریجینگ و روش عکس فاصله، از مقادیر بیشینه بارش روزانه فصلی و سالیانه برای دوره بازگشت‌های ۲ و ۱۰۰ سال استفاده شد (۳۱، ۳۰).

بهترین مدل برای تهیه نقشه همباران برای داده‌های بارندگی روزانه در کشور سوئیس، مدل‌های کریجینگ نمایی و کریجینگ عمومی معرفی شده است (۲۶). به پهنه‌بندی بارندگی ساعتی، ماهانه و سالانه‌ی نواحی کوهستانی چابو و منطقه‌ی دشت کانتو در مرکز ژاپن پرداخته شد (۳۶). نوسان و میزان میانگین بارش، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی ایران مرکزی و شرق کشور نسبت به سایر مناطق ایران کمینه است؛ در حالی که در سایر مناطق ایران چنین یکنواختی در فراسنج‌ها به چشم نمی‌خورد. در بخش قابل توجهی از زاگرس و سواحل جنوب ایران، میانگین بارش مورد انتظار ۵ تا ۱۰ میلی‌متر است؛ اما میانگین انحراف از بارش در سواحل جنوب افزایش یافته، از اعتماد به بارش کاسته می‌شود. در دامنه‌های شرقی زاگرس و در حد فاصل ورود از ارتفاعات زاگرس به ایران مرکزی، مقدار بارش مورد انتظار از بخش زیادی از زاگرس بیشتر است؛ اما کمینه اعتماد به بارش

تأثیر نفوذ تضعیف شده بادهای موسمی می‌باشند و بنابراین در چنین شرایطی است که ایران از نوسان‌های اقلیمی شدید برخوردار می‌باشد. بدین ترتیب بررسی شرایط اقلیمی و تغییرات و نوسانات آن بسیار مهم بوده و باید عناصر آب و هوایی و عواملی که آنها را تحت کنترل قرار می‌دهند به درستی مطالعه و شناسایی شوند (۳۵).

بررسی آمار و انتخاب ایستگاه باران‌سنجی

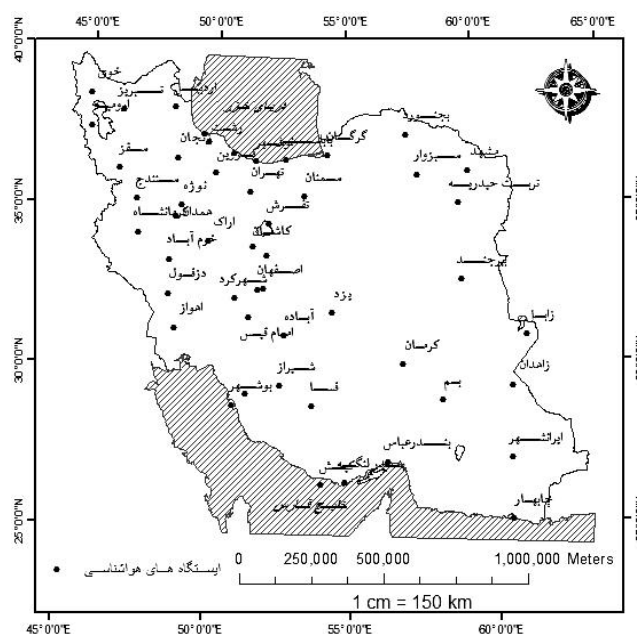
داده‌های بیشینه بارش روزانه از ۱۶۶ ایستگاه سینوپتیک و ۱۰۲ ایستگاه کلیماتولوژی از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ استخراج گشت که پس از کنترل کیفی آمار با انجام آزمون داده‌های پرت و آزمون کولموگروف-اسمیرنوف، تعداد ایستگاه‌های مورد بررسی به ۴۶ ایستگاه سینوپتیک و ۴ ایستگاه کلیماتولوژی کاهش یافت. بنابراین، این ۵۰ ایستگاه برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی انتخاب شدند. سپس با انتخاب یک دوره پایه ۳۵ ساله ۸۱-۱۹۸۰ تا ۱۶-۲۰۱۵ داده‌های بارش برای هر ماه از آمار موجود استخراج و با استفاده از روش نسبت نرمال اقدام به تکمیل داده‌ها شد. سپس بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای هر ایستگاه در این دوره تعیین شد. موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه در شکل ۱ نشان داده شده است.

برای دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال است. در واقع هدف از پژوهش حاضر تحلیل و پهنه‌بندی حداکثر بارش روزانه ایران با استفاده از توزیع ویکبای و تکنیک زمین آمار بود. مناسب‌ترین توزیع احتمالاتی برای برآورد بیشینه بارش ۲۴ ساعته در دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال بدست آمد و در نهایت نقشه‌های خطوط همباران در دوره بازگشت‌های مذکور با استفاده از تکنیک زمین آمار تهیه شد.

■ مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

کشور ایران با وسعت ۱,۶۴۸,۰۰۰ کیلومترمربع، بین عرض‌های ۳' ۲۵° الی ۴۷' ۳۹° شمالی و طول ۵' ۴۴° الی ۱۸' ۶۳° شرقی واقع شده و به لحاظ عرض جغرافیایی و نفوذ مرکز پر فشار جنب حاره، علاوه بر قلت بارش، رژیم بارندگی آن از نوسان شدیدی برخوردار است. بارش‌های سالانه اندک و نوسانات شدید رگباری و کوتاه بودن مدت بارش‌ها از ویژگی بارز رژیم‌های بارندگی ایران محسوب می‌شود. ایران به علت موقعیت خاص جغرافیایی، از آب و هوای متنوعی برخوردار است. نواحی کوهستانی غرب کشور تحت تأثیر سامانه‌های قوی مدیترانه‌ای قرار دارند و نواحی ساحلی خلیج فارس و جنوب شرقی کشور تحت



شکل ۱. موقعیت پراکنش ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه در سطح کشور

اگر مقدار چولگی در دامنه‌ی دو مقدار فوق قرار گیرد، آزمون مربوطه برای هر دو وضعیت داده‌ها بالا و پایین انجام می‌شود (۱۴). برای تعیین آستانه‌های پرت بالا از رابطه (۱) و برای تعیین آستانه‌های پرت پایین از رابطه (۲) استفاده شد (۱۴).

$$Y_H = \bar{Y} + K_n S_Y \quad (1)$$

$$Y_L = \bar{Y} - K_n S_Y \quad (2)$$

در این رابطه‌ها Y_H : آستانه داده‌های پرت بالا به صورت لگاریتمی؛ Y_L : آستانه داده‌های پرت پایین به صورت لگاریتمی؛ K_n : ضریبی است که از جدول مربوط به تعداد داده‌ها انتخاب شد؛ و S_Y : انحراف معیار داده‌ها می‌باشد. مقدار به دست آمده پس از آنتی لگاریتم گرفتن با بزرگترین و کوچکترین داده‌ها مقایسه شد، چنانچه داده‌های مشاهده شده بزرگتر از Y_H و کوچکتر از Y_L بود، حذف شدند، در غیر این صورت داده‌ها به همان وضعیت اولیه برای تجزیه و تحلیل‌های بعدی باقی ماندند. در پژوهش حاضر برای تعیین داده‌های پرت از نمودار جعبه‌ای^۱ در افزونه نرم افزار آماری (Easyfit)، استفاده شد.

آزمون نرمال بودن داده‌ها

جهت اثبات فرض نرمال بودن داده‌ها از آزمون غیر پارامتری کولموگروف-اسمیرنوف (۳۰) استفاده شد.

تعیین مناسب‌ترین توزیع‌های احتمالاتی برای برآورد بارش بیشینه ۲۴ ساعته

پس از انتخاب دوره آماری مشترک ۲۶ سال ۱۹۸۰-۲۰۱۵، انواع توزیع‌ها بر داده‌های هر ایستگاه برآزش داده شد و نکویی آن با سه آزمون کولموگروف-اسمیرنوف، اندرسون-دارلینگ و کای اسکوتر (۸) بررسی گردید. مناسب‌ترین توزیع‌ها بر اساس آزمون کولموگروف-اسمیرنوف انتخاب گردید (۲۷).

در برخی از نواحی ایستگاه وجود نداشت. به همین دلیل پهنه‌بندی در این مناطق دقت زیادی نداشت. این مناطق بیشتر در قسمت مرکزی ایران واقع شده‌اند. جنوب شرقی و قسمت مهمی از شرق نیز دچار کمبود ایستگاه است. اما تراکم در شمال و غرب به ویژه در رشته‌کوه‌های البرز و زاگرس نسبتاً خوب و قابل قبول بود.

تجزیه و تحلیل‌های آماری

ابتدا لازم بود آمار جمع‌آوری شده از جهت‌های گوناگون مورد بررسی قرار گیرد تا صحت و سقم داده‌ها تعیین شود. از آنجا که این موضوع پایه و اساس مطالعه برای تحلیل‌های بعدی و دیگر موارد مرتبط قرار می‌گرفت، پرداختن به این امر و استفاده از انواع آزمون‌ها برای کنترل آمار که یکی از مهمترین بخش‌های هر تحقیق محسوب می‌شود ضروری بود و به آن توجه کافی شد (۱۳).

آزمون بازسازی داده‌ها

در پژوهش حاضر برای بازسازی آمار ناقص بارش بیشینه ۲۴ ساعته از روش همبستگی خطی و نسبت نرمال استفاده شد.

آزمون داده‌های پرت

به منظور شناسایی داده‌های پرت داده‌های خارج از انتظار بارندگی و دبی از آزمون داده‌های پرت استفاده شد. از روش میانه به اضافه یا منفی میانه انحراف‌های تمام داده‌ها از میانه و نمودار جعبه‌ای که تحت تأثیر داده‌های پرت قرار نمی‌گیرد، استفاده شد. میانه انحراف تمام داده‌ها از میانه (MAD) از رابطه ۱ محاسبه می‌شود.

برای ابقاء یا حذف داده‌های پرت ابتدا چولگی داده‌ها محاسبه شد. چنانچه مقدار چولگی از $+0/4$ بیشتر باشد آزمون برای داده‌های پرت بالا و چنانچه مقدار چولگی از $-0/4$ کمتر باشد آزمون برای داده‌های پرت پایین انجام می‌شود.

^۱ Boxplot

توزیع ویکبای

این توزیع نسبت به دیگر توزیع‌های رایج استفاده شده در هیدرولوژی انعطاف پذیری بیشتری دارد، زیرا یک توزیع پنج پارامتری است. از روش گشتاورهای وزنی احتمال برای به دست آوردن پارامترهای این توزیع استفاده شد. متغیر تصادفی x اگر به صورت رابطه ۳ باشد، جزء توزیع ویکبای محسوب می‌شود (۲۸):

$$x = m + \alpha[1 - (1 - F)^b - c[1 - (1 - F)^{-d}]] \quad (۳)$$

توزیع ویکبای فقط تحلیلی تعریف شده به شکل معکوس رابطه (۳) استفاده شد. روش گشتاور وزنی احتمال برای برآورد پارامترهای توزیع ویکبای استفاده شد (۳۳).

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{\beta} [1 - (1 - F)^\beta] - \frac{\gamma}{\sigma} [1 - (1 - F)^{-\delta}] \quad (۴)$$

که در آن $x(F)$ تابع توزیع تجمعی است. پارامترهای توزیع برابر است با: $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \xi, \sigma$ که پارامترهای γ, δ, ξ پارامترهای شکل همچنین α و ξ پارامترهای موقعیت مکانی هستند. در پژوهش حاضر، از بهترین توزیع احتمالاتی توزیع ویکبای و نتایج آن برای هر ایستگاه استفاده شد. بدین ترتیب مقادیر بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال بر اساس توزیع ویکبای برای هر ایستگاه بدست آمد.

تجزیه و تحلیل‌های زمین آماری

واکاوای همبستگی مکانی و ابزار تحقیق در روش کریجینگ، تغییرنما^۱ است. با توجه به این که محاسبه تغییرنما برای همه جامعه مورد مطالعه امکان پذیر نبود، نیم تغییرنما در یک فاصله تفکیک مشخص به وسیله رابطه (۵) تخمین زده شد (۶).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (۵)$$

که در آن $\gamma(h)$: مقدار نیم تغییرنما برای جفت نقاطی با فاصله h از هم؛ $n(h)$: تعداد زوج نقاطی که با فاصله h از هم قرار دارند؛ $Z(x_i)$: مقدار مشاهده شده متغیر در مختصات مکانی x و $Z(x_i + h)$: مقدار مشاهده شده متغیری با فاصله h از x می‌باشد.

برای واریوگرام ایده آل، سه پارامتر به صورت اثر قطعه‌ای، حد آستانه یا سقف و دامنه تأثیر بیان شد. فاصله‌ای که در آن واریوگرام به حد ثابتی رسیده و به حالت خط افقی نزدیک می‌شود به طوری که در خارج از این فاصله، دیگر پیوستگی مکانی بین نمونه‌ها وجود نداشته باشد دامنه یا شعاع تأثیر R نامیده می‌شود. به مقدار ثابتی که واریوگرام در دامنه تأثیر به آن می‌رسد، سقف یا آستانه واریوگرام گفته می‌شود. در واریوگرام دو مؤلفه ساختاردار و بدون ساختار وجود دارد. مؤلفه بدون ساختار واریوگرام مقدار واریوگرام در مبدأ مختصات، مبدأ مختصات یعنی به ازای $h = 0$ است که آن را اثر قطعه‌ای (C_0) می‌نامند. مؤلفه ساختاردار (C) که برابر است با تفاضل مقدار آستانه و اثر قطعه‌ای، تابع موقعیت مکانی داده‌ها، یعنی فاصله و جهت قرارگیری آنها و بیانگر تغییراتی است که علت آن را می‌شود در ویژگی خود متغیر مکانی یافت.

برای بیان استحکام ساختار فضایی متغیر می‌شود از نسبت C/C_0 استفاده کرد که برابر است با نسبت بزرگی مؤلفه ساختاردار به مؤلفه بدون ساختار واریوگرام. نسبت دیگری نیز بدین منظور وجود دارد، یعنی $C_0/C_0 + C$ ، که در واقع بیان می‌کند که چه مقدار از کل تغییرپذیری را اثر قطعه‌ای توجیه می‌کند. ضریب ناهمسانگردی نسبت بیشینه دامنه تأثیر به حداقل دامنه تأثیر می‌باشد (۶۴).

درجه وابستگی مکانی متغیرها بر اساس تقسیم واریانس اثر قطعه‌ای به حد آستانه یا واریانس کل ضرب در ۱۰۰ به دست آمد. چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵٪ باشد وابستگی قوی، ۲۵٪-۷۵٪ وابستگی متوسط و بیشتر از ۷۵٪ وابستگی ضعیف خواهد بود.

² Range of influence

¹ Variogram

که در آن، c: آستانه؛ c: اثر قطعه‌ای و a: دامنه تأثیر می‌باشد. در عمل دامنه تأثیر برای مدل کروی $\frac{1}{\rho}a$ فرض شده است.

مدل گوسی^۳

این مدل در نزدیکی مبدأ به جای رفتار خطی، بر خلاف مدل‌های کروی و نمایی، رفتار سهمی‌گون داشت. شیب این مدل در نزدیکی مبدأ مختصات صفر شد که به تدریج افزایش یافت تا به یک نقطه عطف رسید. این مدل معرف درجه پیوستگی بالای متغیر مکانی بود. رابطه این مدل به صورت رابطه (۸) است (۱۵):

$$\gamma(h) = C \left[1 - \exp \left[-\frac{h^2}{a^2} \right] \right] + c_0 \quad (۸)$$

در پژوهش حاضر برای بررسی ساختار مکانی بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای دوره‌های بازگشت مختلف از مدل‌های گوسی و کروی استفاده شد.

روش و معیار ارزیابی

مناسب بودن و معتبر بودن مدل تغییرنمای توسعه یافته با استفاده از روش ارزیابی متقابل^۴ صحت سنجی شد. در پژوهش حاضر ارزیابی اعتبار مدل و برآوردها با محاسبه آماره‌های میانگین خطا (ME)^۵ و ریشه دوم میانگین مربع خطا (RMSE)^۶ با استفاده از رابطه‌های (۹) و (۱۰) انجام شد (۱۱):

$$ME = \sum_{i=1}^n \frac{z^*(x_i) - z(x_i)}{n} \quad (۹)$$

$$RMSE = 100 \left[\frac{\sum (Z^*(x_i) - Z(x_i))^2}{n} \right]^{1/2} / \bar{X} \quad (۱۰)$$

برای بررسی تغییرات مکانی و تهیه نقشه پهنه‌بندی بیشینه بارش ۲۴ ساعته از بین روش‌های درون‌یابی، روش کریجینگ ساده^۱ در نرم افزار سیستم اطلاعات جغرافیایی (ArcMap10.1) به کار گرفته شد.

روش درون‌یابی کریجینگ ساده

تخمین‌گر کریجینگ ساده به شکل ترکیب خطی وزن‌دار است و برای استفاده از آن نیم‌تغییرنماها دارای حد آستانه بودند (۱۵). مقدار متغیر ناحیه‌ای $Z(x)$ در هر نقطه به دو مؤلفه قطعی و تصادفی تقسیم شدند. در کریجینگ ساده فرض بر آن بود که بخش قطعی مؤلفه ثابت و شناخته شده برابر با μ محسوب شد. $L(x)$ بخش غیر قطعی و تصادفی مؤلفه محسوب شدند. در این حالت از رابطه (۶) حاصل می‌شود، استفاده شد:

$$Z(x) = \mu + L(x) \quad (۶)$$

انواع مدل‌های برازش داده شده به نیم‌تغییرنماها در

روش کریجینگ ساده

مدل کروی^۲

این مدل از مبدأ مختصات شروع و در نزدیکی آن رفتار خطی دارد. با افزایش h ، منحنی به سرعت به سمت مقادیر بیشتر $\gamma(h)$ صعود می‌کند. آنگاه به تدریج از شیب آن کم می‌شود. در فاصله معینی که همان دامنه تأثیر است، به سقف خود می‌رسد و در همین مقدار باقی می‌ماند. رابطه کلی مدل کروی به صورت رابطه (۷) است (۱۵):

$$\gamma(h) = c \left[\frac{h}{a} - 0.5 \frac{h^3}{a^3} \right] + c_0 \quad h < a \quad (۷)$$

$$\gamma(h) = c + c_0 \quad h > a$$

³ Gaussian Model

⁴ Cross Validation

⁵ Mean Error

⁶ Root Mean Square Error

³ Simple Kriging

² Spherical Model

بازگشت‌ها به جز ۲ و ۵ سال دارای توزیع نرمال بوده است. لذا به منظور رسم تغییرنمای مقادیر این دو دوره بازگشت از تبدیل لگاریتمی آن‌ها استفاده شد. آزمون داده‌های پرت نیز نشان‌دهنده عدم وجود داده‌های پرت می‌باشد. جدول (۲) فراوانی نسبی کل توزیع‌های احتمالاتی در بررسی بیشینه بارش روزانه در ایران را نشان می‌دهد. در هر ایستگاه، با بررسی سه توزیع احتمالاتی برتر، توزیع ویکبای به عنوان توزیع برتر و در رتبه اول به دست آمد و همچنین با بررسی مجدد ۱۰ توزیع احتمالاتی برتر نیز توزیع ویکبای به عنوان توزیع برتر حاصل شد (جدول ۲). تابع توزیع ویکبای به دلیل زیاد بودن تعداد پارامترهای تخمین (پنج پارامتره) سبب کاهش خطا و عدم قطعیت در برآورد می‌شود (۵۶).

تجزیه و تحلیل‌های زمین آماری

برای بررسی ساختار مکانی بیشینه بارش ۲۴ ساعته، مقادیر نیم تغییرنمای تجربی داده‌ها در دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال محاسبه و منحنی مربوط به آن‌ها ترسیم گردید و سپس مدلی مناسب به این نقاط برازش داده شد (شکل ۲) (جدول ۳).

که در رابطه (۹) و (10) ، $Z^*(x_i)$: مقدار برآورد شده؛ $Z(x_i)$: مقدار اندازه‌گیری شده بیشینه بارش روزانه؛ \bar{X} : میانگین داده‌ها و n : تعداد داده‌ها می‌باشد. خطای تخمین کریجینگ بایستی دارای میانگین صفر باشد و ریشه میانگین مجذور خطای تخمین، بایستی حتی الامکان کوچک باشد. هر چه مقدار این دو شاخص کمتر باشد، دقت روش بیشتر است. لذا RMSE کمتر از ۴۰٪ دقت تخمین قابل قبول منظور گردید و اگر بیش‌تر از ۷۰٪ بود، به معنی عدم دقت در تخمین منظور شد (۱۱).

نتایج و بحث

محدوده‌ی پارامترهای توزیع ویکبای در مناطق همگن از نظر بارندگی طبق نتایج بدست آمده از نقشه‌های پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه به دست آمد. محدوده پارامترهای توزیع ویکبای در مناطق همگن از نظر بارندگی در جدول (۱) مشخص شده است.

تجزیه و تحلیل‌های آماری

نتایج نرمال بودن به روش کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد که مقادیر بیشینه بارش روزانه برای تمام دوره

جدول ۱. محدوده پارامترهای توزیع ویکبای در مناطق همگن از نظر بارندگی

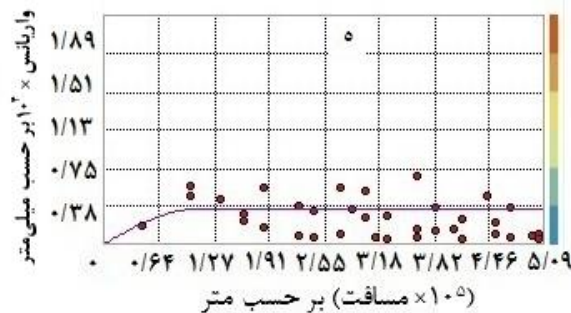
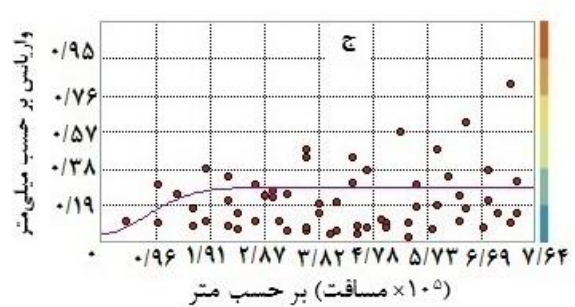
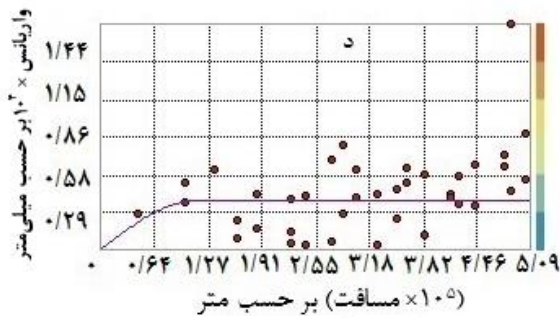
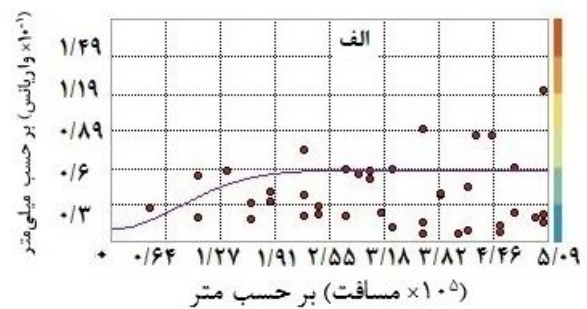
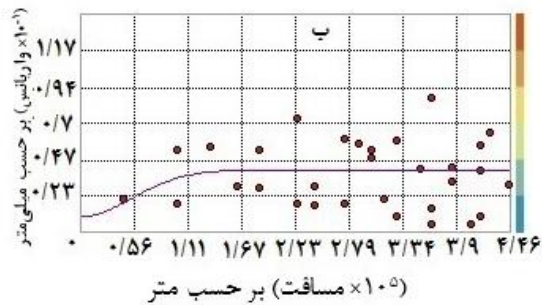
	نواحی شمال شرقی	نواحی شمال غربی	نواحی مرکزی و شرقی	نواحی شمالی	نواحی جنوب غربی
	بیشینه	کمینه	بیشینه	کمینه	بیشینه
α	۴۰۶/۱۵	۳۶/۸	۶۳/۴	۱۱/۳	۶۳۸۰/۴
β	۳۱/۰۸	۵/۲	۹/۵	۰/۱۳	۲۲۹/۶
γ	۱۳/۴۲	۹/۰۱	۲۱/۶	۰/۰	۲۲/۴
δ	۰/۰۲۱	-۰/۲۵	۰/۳۵	-۰/۴	۰/۳
ξ	۱۴/۰۴	۰/۰	۲۳/۶	۱۰/۰	۹/۶

جدول ۲. فراوانی نسبی کل توزیع‌های احتمالاتی در بررسی بیشینه بارش روزانه در سراسر کشور

بررسی ۱۰ توزیع برتر		بررسی ۳ توزیع برتر	
توزیع احتمالاتی	فراوانی نسبی	توزیع احتمالاتی	فراوانی نسبی
ویکبای	۰/۷۶	ویکبای	۰/۴۸
مقادیر حد تعمیم یافته	۰/۵۸	پارتو تعمیم‌یافته	۰/۲
لوگ لجستیک ۳ پارامتره	۰/۴۴	جانسون SB	۰/۱۸

جدول ۳. پارامترهای نیم تغییرنمای بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای دوره بازگشت‌های مختلف

دوره بازگشت (سال)	مدل	اثر قطعه‌ای (mm)	سقف (mm)	وابستگی مکانی (%)	کلاس همبستگی	بیشینه دامنه تأثیر (Km)	حداقل دامنه تأثیر (Km)	ضریب ناهمسانگردی
۲	گوسی	۰/۰۱	۰/۰۵۷	۱۷/۵	قوی	۴۲۱	۹۱	۴/۶۲
۵	گوسی	۰/۰۱	۰/۰۴۱	۲۴	قوی	۳۰۰	۸۴	۳/۵۷
۲۵	گوسی	۰/۰۴	۰/۲۸	۱۴	قوی	۳۳۹	۱۱۶	۲/۹۲
۵۰	کروی	۰/۲	۳۷۷۴	۰/۰۰۵	قوی	۱۷۳	۹۱	۱/۹۰
۱۰۰	کروی	۰/۲	۳۵۰۰	۰/۰۰۶	قوی	۱۱۱	۹۱	۱/۲۲



شکل ۲. نیم تغییرنماهای همه جهته بیشینه بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت‌های الف (۲ سال، ب) ۵ سال، ج) ۲۵ سال، د) ۵۰ سال و ه) ۱۰۰ سال

های مختلف کمتر از ۲۵٪ بدست آمد که وجود وابستگی مکانی قوی را نشان می‌دهد.

ارزیابی روش کریجینگ ساده

قبل از هر گونه نتیجه‌گیری در مورد پهنه‌بندی و توزیع مکانی مقادیر بیشینه بارش ۲۴ ساعته، باید از صحت و دقت قابل قبول روش به کار رفته اطمینان حاصل شود. در پژوهش حاضر، از روش کریجینگ ساده برای پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه کل کشور بهره‌گیری شد. نتایج ارزیابی روش یاد شده در جدول (۴) ارائه شده است.

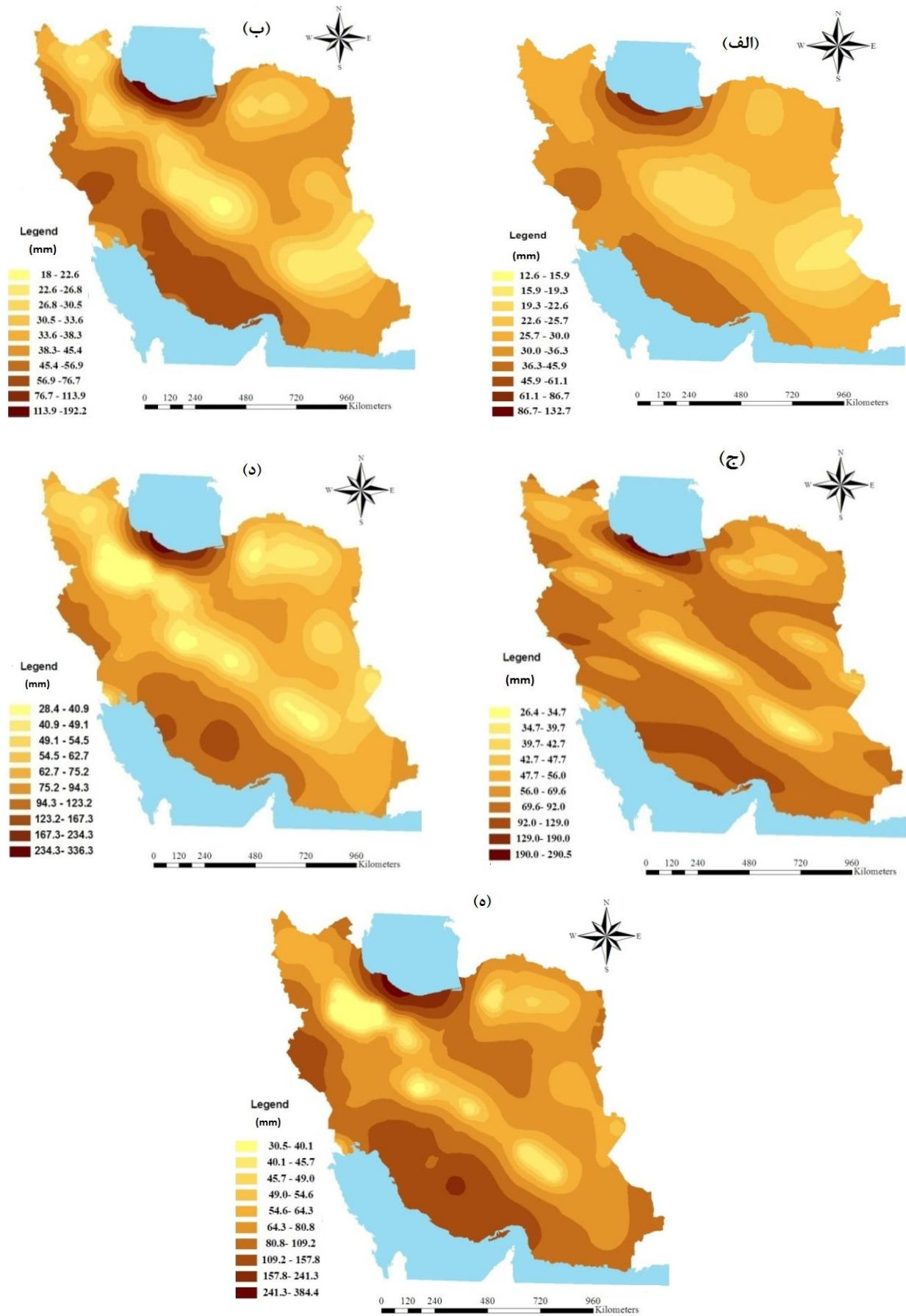
مقادیر میانگین خطای تخمین متغیرها، کم بوده و بیانگر نااریب بودن تخمین‌ها در روش کریجینگ ساده است. پایین بودن مقادیرهای ریشه دوم میانگین مربع خطا نیز می‌تواند نمایانگر دقت قابل قبول تخمین باشد. بنابراین می‌توان اظهار داشت که نتایج کنترل اعتبار کریجینگ ساده، بیانگر متناسب بودن پارامترهای مربوط به آن می‌باشد که موجب کاهش در خطای تخمین می‌شوند. معیار RMSE برای تمام دوره‌های بازگشت کمتر از ۴۰٪ شد که نشانه دقت تخمین است (۱۱). بنابراین، روش کریجینگ ساده برای پهنه‌بندی بیشینه بارش ۲۴ ساعته کل کشور روش مناسبی است. نقشه‌های پهنه‌بندی بیشینه بارش ۲۴ ساعته کل کشور با دوره‌های بازگشت ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال تولید شد (شکل ۴).

ساختار مکانی بیشترین بارش ۲۴ ساعته برای دوره‌های بازگشت ۲، ۵ و ۲۵ سال از مدل گوسی و دوره‌های بازگشت ۵۰ و ۱۰۰ سال از مدل کروی پیروی می‌کند (شکل ۲). نیم تغییرنمای تجربی بیشینه بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت دو سال نشان می‌دهد که تا شعاع حدود ۴۲۱ کیلومتری، بین ایستگاه‌ها از نظر این متغیر رابطه معنی‌داری وجود دارد و بعد از این فاصله، رابطه ایستگاه‌ها به صورت تصادفی است (جدول ۳). با افزایش دوره بازگشت، دامنه تأثیر و ضریب ناهمسانگردی نیز کاهش می‌یابد. این پارامتر برای دوره بازگشت‌های ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال به ترتیب ۳۰۰، ۳۳۹، ۱۷۳ و ۱۱۱ کیلومتر می‌باشد. مقدار دامنه تأثیر از ۹۱ کیلومتر تا ۴۲۱ کیلومتر در دوره بازگشت‌های مختلف در تغییر است. پارامترهای نیم تغییرنمای بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای دوره بازگشت‌های مختلف در جدول (۳) ارائه شد.

نتایج حاصل از پهنه‌بندی مکانی متغیرهای هواشناسی در آلمان (۸) نیز نشان داد که اثر قطعه‌ای با افزایش گام زمانی بارش کاهش می‌یابد. در واقع بین مقیاس زمانی و دامنه تأثیر نیم تغییرنما ارتباط وجود دارد. اختلاف مکانی بارش هر نقطه با نقطه دیگر متناسب با افزایش فاصله نقاط زیاد می‌شود. به عنوان مثال این اختلاف برای دوره بازگشت دو سال تا فاصله تقریبی ۴۲۱ کیلومتری، مدل گوسی را نشان می‌دهد و گویای این است که رابطه مکانی بارش تابعی از فاصله است. درصد نسبت اثر قطعه‌ای به سقف یا درجه وابستگی مکانی برای دوره بازگشت-

جدول ۴. نتایج ارزیابی روش کریجینگ ساده برای برآورد بیشینه بارش ۲۴ ساعته

بیشینه بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت‌های مختلف	میانگین خطا	ریشه دوم میانگین مربع خطا	میانگین	ریشه دوم میانگین مربع خطا (%)
۲ سال	۰/۰۳	۰/۱۸	۳۶/۱	۰/۵
۵ سال	۰/۰۲	۰/۱۷	۵۰/۵	۰/۳۳
۲۵ سال	۴/۶۴	۲۸	۷۲/۴	۳۸/۷
۵۰ سال	۲/۳۶	۳۲	۸۱/۸	۳۹/۱
۱۰۰ سال	۰/۶۳	۳۵	۹۱/۷	۳۸/۱



شکل ۳. نقشه‌های پهنه‌بندی بیشینه بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت‌های الف) ۲ سال، ب) ۵ سال، ج) ۲۵ سال، د) ۵۰ سال و ه) ۱۰۰ سال.

از آنجا که درون‌یابی با کاربرد داده‌های ایستگاه‌های مجاور صورت می‌گیرد، تباین اقلیمی شدید در نواحی مورد بررسی سبب نوعی ناهمسانگردی شده و عدم توانایی در برآورد دقیق را به همراه داشته است. بدیهی است تکمیل شبکه باران‌سنجی و افزایش دقت پیش‌بینی مقادیر بیشینه بارش روزانه، موجب افزایش دقت نقشه‌های پیش‌بینی و تحلیل آن و بهبود گزینه‌های مدیریتی می‌شود. نتایج این بخش از تحقیق با نتایج حاصل از پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه ایران (۲۸) مطابقت دارد.

در بررسی‌هایی که در مورد پهنه‌بندی بیشینه بارش روزانه ایران صورت گرفت، بر اساس شش متغیر مؤثر ایران به هفت ناحیه تقسیم شده است. پراکندگی نواحی هفت‌گانه در ایران به علت تراکم اندک ایستگاه‌ها به‌جز در چند ناحیه زیاد است. به ویژه اینکه در برخی از نواحی ایستگاه وجود ندارد. ناحیه با درون‌یابی به دست آمده است. به همین دلیل ناحیه‌بندی در این مناطق دقت زیادی ندارد. این مناطق عمدتاً در کویرهای ایران (قسمت مرکزی ایران) واقع شده‌اند. جنوب شرقی و قسمت مهمی از شرق نیز دچار کمبود ایستگاه است. اما تراکم در شمال و غرب به ویژه در رشته کوه‌های البرز و زاگرس نسبتاً خوب و قابل قبول است. تحلیل داده‌ها و نقشه‌های پهنه‌بندی می‌تواند اقلیم‌شناسان و هیدرولوژیست‌ها را در برنامه‌ریزی شرایط آینده و مدیریت بهتر آن کمک کند (۲۲).

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر پس از انتخاب بهترین توزیع احتمالاتی برای برآورد بیشینه بارش ۲۴ ساعته، توزیع ۵ پارامتره ویکبای به داده‌های بیشینه بارش روزانه ۵۰ ایستگاه سینوپتیک و کلیماتولوژی کشور برازش داده شد. برای بررسی ساختار مکانی بیشینه بارش ۲۴ ساعته، با استفاده از روش کریجینگ ساده مقادیر نیم تغییرنمای تجربی داده‌ها در دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال محاسبه و منحنی مربوط به آن ترسیم گردید و سپس یک مدل مناسب به این نقاط برازش داده شد. نتایج نیم تغییرنماها نشان داد که ساختار مکانی بیشینه بارش ۲۴ ساعته برای دوره‌های بازگشت ۲، ۵ و ۲۵ سال از

در همه نقشه‌ها نواحی مرکزی ایران نسبت به دیگر نقاط، کمترین بارش روزانه را دارا می‌باشند (شکل ۴). دوره بازگشت بارندگی دو ساله و ۲۵ ساله با بررسی منطقه شرق ایران (۲۷) مطابقت دارد. رشته‌کوه‌های زاگرس و البرز مانعی برای ورود توده‌های هوای مرطوب از منابع رطوبتی مجاور به بخش‌های داخلی ایران می‌باشند. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که ناهمواری‌ها به‌طور فیزیکی بر توده‌های هوای وارد شده تأثیر می‌گذارند و ضمن صعود، موجب تقویت آن‌ها می‌شوند. بنابراین با افزایش ارتفاع از سطح دریا مقدار بارش نیز افزایش می‌یابد (۳).

تراکم خطوط هم بارش به موازی ارتفاعات در غرب و بویژه بخش وسیعی در شمال کشور به خوبی مشخص است. نقش کانون‌های رطوبت و مکانیزم‌های باران‌زا به وضوح آشکار است. علت تفاوت مکانی در نقشه‌ها در دوره بازگشت‌های مختلف، تفاوت در مقادیر بارش ۲۴ ساعته در دوره بازگشت‌های مورد نظر است. بدین معنا مناطقی که در یک محدوده همگن قرار گرفته‌اند از نظر مقادیر بارش در هر دوره بازگشت به یکدیگر نزدیک‌ترند و همان‌طور که در مقاله مشاهده می‌شود این مقادیر بارش بر اساس بهترین توزیع احتمالاتی قابل برازش بر داده‌ها یعنی توزیع ویکبای برآورد شده است.

نتایج بدست آمده از انتخاب بهترین توزیع احتمالاتی قابل برازش بر داده‌ها با مطالعات انتخاب بهترین تابع توزیع آماری برای دبی‌های بیشینه سالانه در استان‌های جنوبی کشور ایران (۵۵) مطابقت دارد. همان‌طور که در نقشه‌های پهنه‌بندی قابل مشاهده است، تغییر در دوره‌های بازگشت بر الگوی مکانی بارش هر چند به صورت جزئی و تغییر در محدوده‌های همگن تأثیر داشته است. به طور کلی با افزایش دوره بازگشت، مقادیر بیشینه بارش روزانه افزایش می‌یابد.

بسیاری از نواحی کشور، به‌ویژه بیابان‌ها و کویرهای داخلی، نواحی با ارتفاع بیش از ۲۶۰۰ متر که کانون‌های آبگیر به‌شمار می‌آیند، فاقد ایستگاه اندازه‌گیری هستند. همچنین، نواحی مجاور که از تباین اقلیمی زیادی برخوردارند، نظیر دامنه‌های شرقی زاگرس، از توزیع و تعداد ایستگاه‌های مناسبی برخوردار نمی‌باشند.

مقایسه تراکم همباران‌های شمالی با همباران‌های مرکزی این پدیده را به خوبی توجیه می‌نماید. مناسب بودن و معتبر بودن مدل تغییرنمای توسعه یافته با استفاده از روش ارزیابی متقاطع ارزیابی شد. مقادیر میانگین خطای تخمین متغیرها، کم و بیانگر ناریب بودن تخمین‌ها در روش کریجینگ ساده است. کم بودن مقادیر ریشه دوم میانگین مربع خطا نیز می‌تواند نمایانگر دقت قابل قبول تخمین باشد. بنابراین می‌توان اظهار داشت که نتایج کنترل اعتبار کریجینگ ساده، بیانگر متناسب بودن پارامترهای مربوط به آن می‌باشد که موجب کاهش در خطای تخمین می‌شوند.

معیار درصد RMSE برای تمام دوره‌های بازگشت کمتر از ۴۰٪ شد که نشانه دقت تخمین است. بنابراین، روش کریجینگ ساده برای پهنه‌بندی بیشینه بارش ۲۴ ساعته کل کشور روش مناسبی است.

مدل گوسی و دوره‌های بازگشت ۵۰ و ۱۰۰ سال از مدل کروی پیروی می‌کند. شعاع یا دامنه تأثیر بیانگر فاصله همبستگی و پیوستگی مکانی یک متغیر است و در آن تغییرنمای دارای بیشترین مقدار می‌باشد که گویای فاصله‌ای است که در ماورای آن بارش‌ها با هم ارتباط نظامند (سیستماتیک) ندارند و روابط تصادفی است. به نحوی که روشن است شعاع تأثیر بیشینه بارش ۲۴ ساعته در ایران برای دوره بازگشت ۲ سال حدود ۴۲۱ کیلومتر است. این قضیه را می‌توان به نقش ارتفاعات نسبت داد. چرا که در بخش‌های شمالی و مرکزی اختلاف شدید توپوگرافیک موجب تفاوت‌های مکانی زیادی می‌شود، در حالی که با فاصله گرفتن از ارتفاعات این تفاوت‌ها کمتر می‌شود و در عین حال مجاورت نواحی پایکوهی-کویری تفاوت‌های این نواحی را افزون می‌سازد.

References

1. Alijani, B. (1996). The climate of Iran. Iran: Payam Noor University Press (in Farsi).
2. Asakereh, H. (2007). Temporal-spatial variations of Iran's rainfall over recent decades. *Geography and Development*, 10, 145-164 (in Farsi).
3. Azizi, Gh., Faraji sabokbar, H., Abaspoor, R.A., & Safarrad, T. (2009). The Model of the spatial variability precipitation in the middle Zagros. *Physical Geography Research*, 72, 35-51 (in Farsi).
4. Babaei fini, A., & Farajzadeh, M. (2002). Patterns of spatial and temporal changes in precipitation in Iran. *Modarres Human Sciences*, 6(4), 51-70 (in Farsi).
5. Baeriswyl, P.A., & Rebetez, M. (1997). Regionalization of precipitation in Switzerland by means of principal component analysis, *Theoretical and Applied Climatology*, 58, 31-41.
6. Bargaoui, Z.K., & Chebbi, A. (2009). Comparison of two kriging interpolation methods applied to spatiotemporal rainfall. *Hydrology*, 365, 56-73.
7. Basalirwa, C.P.K., Odiyo, J.O., Mngodo, R.J., & Mpeta, E.J. (1999). The climatological regions of Tanzania based on the rainfall characteristics, *Climatology*, 19(1), 69-80.
8. Berndt, C., & Haberlandt, U. (2018). Spatial interpolation of climate variables in Northern Germany-Influence of temporal resolution and network density. *Hydrology: Regional Studies*, 15, 184-202.
9. Burgess, T.M., & Webster, R. (2019). Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I The semi-variogram and punctual kriging. *Soil Science*, 70, 11-19.
10. Chow, V.T., Maidment, D.R. & Mays, L.W. (1988). Applied Hydrology, McGraw-Hill, New York, 572p.

11. Dinpashoh, Y., Fakheri-Fard, A., Moghaddam, M., Jahanbakhsh, S. & Mirnia, M. (2004). Selection of variables for the purpose of regionalization of Iran's precipitation climate using multivariate methods, *Hydrology*, 297, 109-123.
12. Domroes, M., & Ranatunge, E. (1993). A statistical approach towards a regionalization of daily rainfall in Sri Lanka, *Climatology*, 13(7), 741-754.
13. Eivazi, M., & Mosaedi, A. (2012). An Investigation on Spatial Pattern of Annual Precipitation in Golestan Province by Using Deterministic and Geostatistics Models. *Water and Soil*, 26(1), 53-64 (in Farsi).
14. Eklundh, L., & Pilesjo, P. (1990). Regionalization and spatial estimation of Ethiopian mean annual rainfall, *Climatology*, 10, 473-494.
15. Faško, P., Lapin, M., Šťastný, P., & Vivoda, J. (2000). Maximum daily sums of precipitation in Slovakia in the second half of the 20th century. *Prace geograficzne-Zeszyt*, 108, 131-138.
16. Hengl, T., Heuvelink, G.B.M., & Stein, A. (2004). A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. *Geoderma*, 120, 75-93.
17. Holawe, F., & Dutter, R. (1999). Geostatistical study of precipitation series in Austria: time and space, *Hydrology*, 219, 70-82.
18. Hosking, J.R.M., & Wallis, J.R. (2005). *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press.
19. Houghton, J.C. (1978). Birth of a parent: The Wakeby distribution for modeling flood flows. *Water Resources Research*, 14(6), 1105-1109.
20. Ibrahim, H.M., & Isiguzo, E.A. (2009). Flood frequency analysis of Gurara River catchment at Jere, Kaduna State, Nigeria. *Scientific Research and Essay*, 4(6), 636-646.
21. Jahani, S., & Delbari, M. (2009). Evaluation and estimation of the 24 hour maximum rainfall in the province Golestan. *Water Resources Engineering*. 2(4), 13-22 (in Farsi).
22. Javari, M. (2018). Daily rainfall nearest neighbor pattern using point data series in Iran. *Data in Breif journal*, 19, 1432-1440.
23. Jeffrey, S.J., Carter, J.O., Moodie, K.B., & Beswick, A.R. (2001). Using Spatial Interpolation to Construct a Comprehensive Archive of Australian Climate Data. *Environmental Modelling & Software*, 16(4), 309-330.
24. Johnson, F., & Green, J. (2018). A comprehensive continent-wide regionalisation investigation for daily design rainfall. *Hydrology: Regional Studies*, 16, 67-79.
25. Kadioglu, M. (2001). Regional variability of seasonal precipitation over Turkey, *International Climatology*, 20(14), 1743-1760.
26. Keblouti, M., Ouerdachi, L., & Boutaghane, H. (2012). Spatial Interpolation of Annual Precipitation in Annaba- Algeria - Comparison and Evaluation of Methods. *Energy Procedia*, 18, 468 - 475.
27. Khamchin Moghaddam, F., Sedghi, H., Kaveh, F., & Manshouri, M.R. (2010). Regionalization of maximum daily precipitation of Iran. *Water and Soil (Agricultural Sciences and Technology)*, 24(1), 97-106 (in Farsi).
28. Khedmati, H., Manshouri, M., Heydarizadeh, M., & Sedghi, H. (2010). Zonation and Estimation of Flood Discharge in Ungauged Sites Located in South-East Basins of Iran Using a Combination

- of Flood Index and MultiVariable Regression Methods (Sistan and Baluchistan, Kerman, Yazd and Hormozgan Provinces). *Water and Soil*, 24(3), 593-609 (in Farsi).
29. Kravchenko, A.N. (2003). Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Science Society of America*, 67(2), 1564-1571.
30. Kysely, J., Picek, J., & Huth, R. (2002). Formation of homogeneous regions for regional frequency analysis of extreme precipitation events in the Czech Republic, *Studia Geophysica et Geodaetica*, 51(2), 327-344.
31. Lebel, T., Bastin, G., Obled, C. & Creutin, J.D. (1987). On the accuracy of areal rainfall estimations: A Case Study. *Water Resources Research*, 23(11), 2123-2134.
32. Lang, H., Grebner, D., Kovar, K., Tappeiner, U., Peters, N.E., & Craig, R.G. (1998). On large-scale topographic control of the spatial distribution of extreme precipitation and floods in high mountain regions. *Hydrology, Water Resources and Ecology in Headwaters* (Proceedings of the HeadWater'98 Conference held at Meran/Merano, Italy, April 1998). 1AHS Publ. no. 248.
33. Li, J., Johnson, F., Evans, J., & Sharma, A. (2017). A comparison of methods to estimate future sub-daily design rainfall. *Advances in Water Resources*, 110, 215-227.
34. Lloyd, C.D. (2005). Assessing the effect of integrating elevation data into the estimation of monthly precipitation in Great Britain. *Hydrology*, 308, 128-150.
35. Maryanaji, Z., & Abbasi, H. (2017). Zoning of the Occurrence Probability of maximum daily precipitation in Hamedan Province. *Scientific - Research Quarterly of Geographical Data*, 25(100), 89-96 (in Farsi).
36. Matalas, N.C., Slack, J.R., & Wallis, J.R. (1975). Regional skew in search of a parent. *Water Resources Research*, 11(6), 815-826.
37. Mendez, M. & Calvo-Valverde, L. (2016). Assessing the performance of several rainfall interpolation methods as evaluated by a conceptual hydrological model. *Procedia Engineering*, 154, 1050-1057.
38. Misaghi, F., & Mohammadi, K. (2006). Zonation of rainfall data using classic statistical and geostatistical methods and comparison with artificial neural networks. *Agricultural Engineering*, 29(4), 1-13 (in Farsi).
39. Mohammadi, H., Azizi, Gh., Khoshahklagh, F., & Ranjbar, F. (2017). Analysis of Daily Precipitation Extreme Indices Trend in Iran. *Physical Geography Research Quarterly*, 49(1), 21-37 (in Farsi).
40. Moradi, A.R., Abkar, A., Mohammadi, S., & Shahsavari, M. (2006). Comparison of some geostatistical methods for estimating average daily rainfall in arid and semi-arid regions. Proceedings of the Second Iranian National Conference on Ecological Agriculture, Gorgan (in Farsi).
41. Mosaedi, A., & Ghabaei sough, M. (2011). Modification of Standardized Precipitation Index (SPI) Based on Relevant Probability Distribution Function. *Water and Soil*, 25(5), 1206-1216 (in Farsi).
42. Mostafavi, R., Gholami, Sh.A., Azizadeh, O., & Hatami, L. (2016). Analysis spatio-temporal distribution of Precipitation using geostatistic method in Karaj city. Proceedings of the Fifth National Conference of Rainwater Catchment Systems, Gilan, Rasht (in Farsi).
43. Naoum, S., & Tsanis, I.K. (2004). Ranking Spatial Interpolation Techniques Using a GIS-based DSS, *Global Nest*, 6(1), 1-20.

44. Nasrabadi, E., Asakereh, H., & Masoodian, S.A. (2014). Recognition and regionalization of daily precipitation frequency distribution in Iran. *Geographical researches quarterly*, 29(3), 1-16 (in Farsi).
45. NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods. (2010). from <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>.
46. Öztuna, D., Elhan, A.H., & Tüccar, E. (2006). Investigation of four different normality tests in terms of type 1 error rate and power under different distributions. *Medical Sciences*, 36(3), 171-176.
47. Parajka, J., Kohnová, S., & Szolgay, J. (2002). Spatial interpolation of N-year maximum daily precipitation totals in the upper Hron River basin by stochastic interpolation methods. *Acta Hydrologica Slovaca*, 3(1), 35-45.
48. Parajka, J., Kohnová, S., & Szolgay, J. (2004). Spatial interpolation of distribution function parameters of maximum daily precipitation totals in the upper Hron River basin. *Acta Hydrologica Slovaca*, 5(2), 258-265.
49. Park, J.S., Jung, H.S., Kim, R.S., & Oh, J.H. (2001). Modelling summer extreme rainfall over the Korean peninsula using wakeby distribution. *Climatology*, 21, 1371-1384.
50. Parsamehr, A.H., Sodaeizadeh, H., Khosravani, Z. & Biniaz, M. (2017). Determination of Relationship between Probability of Precipitation and Temperature Status and Provide their Zoning Map in Fars Province. *Desert Ecosystem Engineering*, 5(13), 91-100 (in Farsi).
51. Plouffe, C.C.F., Robertson, C., & Chandrapala, L. (2015). Comparing interpolation techniques for monthly rainfall mapping using multiple evaluation criteria and auxiliary data sources: A case study of Sri Lanka. *Environmental Modelling & Software*, 67, 57-71.
52. Puigvert Gutierrez, J.M., & Gregori, J.F. (2008). Clustering Techniques Applied to Outlier Detection of Financial Market Series Using a Moving Window Filtering Algorithm. Germany: European Central Bank Working Paper Series.
53. Rahimi bondarabadi, S., & Mahdian, M.H. (2006). Comparison of estimation methods for spatial distribution of daily and monthly rainfall in Caspian Sea watershed. *Pajouhesh-va-Sazandegi*, 18(4), 63-72 (in Farsi).
54. Roy, N.S., & Kaur, S. (2000). Climatology of monsoon rains of Myanmar (Burma). *International Climatology*, 20(8), 913-928.
55. Sadeghi Mazidi, H., Bazrafshan, O., Bahreman, A., & Malekian, A. (2018). Correction annual maximum discharge based on appropriate probability distribution function in south of Iran. *EcoHydrology*, 4(4), 1175-1185 (in Farsi).
56. Saghafian, B. Rahimi Bandarabadi, S. Taheri Shahraiyini & Ghayoumian, J. (2005). The Effect of Station Density and Regional Division on Spatial Distribution of Daily Rainfall. *Esteghlal*, 24(1), 59-75 (in Farsi).
57. Shaw, A.B. (1987). An analysis of the rainfall regimes on the coastal region of Guyana, *Climatology*, 7(3), 291-302.
58. Shoji, T., & Kitaura, H. (2006). Statistical and geostatistical analysis of rainfall in central Japan. *Computers & Geosciences*, 32(8), 1007-1024.
59. Sun, X., & Lall, U. (2015). Spatially coherent trends of annual maximum daily precipitation in the United States. *Geophysical Research Letters*, 42(22), 9781-9789.
60. Szolgay, J., Parajka, J., Kohnova, S., & Hlavcova, K. (2009). Comparison of mapping approaches of design annual maximum daily precipitation. *Atmospheric Research*, 92(3), 289-307.

61. Thanh Thuy, L.T., Kawagoe, S., & Sarukkalige, R. (2019). Estimation of probable maximum precipitation at three provinces in Northeast Vietnam using historical data and future climate change scenarios. *Hydrology: Regional Studies*, 23, 1-21.
62. Vaezi, A.R., Bahrami, H.A., Sadeghi, S.H.R., & Mahdian, M.H. (2010). Spatial Variability of Soil Erodibility Factor (K) of the USLE in North West of Iran. *Agricultural Science and Technology*, 12(2), 241-252.
63. Varouchakis, E.A. (2019). Spatiotemporal Analysis of Extreme Hydrological Events (1-Geostatistics: Mathematical and Statistical Basis). Chania, Greece: School of Environmental Engineering, Technical University of Crete.
64. Weisse, A.K., & Bois, P. (2001). Topographic effects on statistical characteristics of heavy rainfall and mapping in the French Alps. *Applied Meteorology*, 40(4), 720-740.
65. Weisse, A. K. & Bois, P. H. (2002). A comparison of methods for mapping statistical characteristics of heavy rainfall in the French Alps: the use of daily information. *Hydrological sciences*, 47(5), 739-752.

Analysis and Zonation of Maximum 24-Hour Rainfall of Iran Using Wakeby Distribution and Geostatistic Technique

F. Fotouhi Firoozabad¹, H. Malekinejad²

1. Assistant Professor, Department of Nature Engineering, Faculty of Agriculture & Natural Resources, Ardakan University, Ardakan, Iran.
2. Associated Professor, Natural Resources and Desert Studies faculty, Yazd University, Yazd, Iran.

* Corresponding Author: f.fotouhi@ardakan.ac.ir

Received date: 25/04/2019

Accepted date: 05/08/2019

Abstract

Investigation of spatial variability of maximum 24-hour rainfall is very important for assessment of water resources and forecasting of natural disasters. In this research, the most appropriate probability distribution to estimate the maximum daily rainfall in return periods of 2, 5, 25, 50 and 100 years using Easyfit software based on Kolmogorov-Smirnov test is Wakeby distribution. Wakeby distribution was fitted to maximum daily rainfall. Semi-variogram values for mentioned return periods were calculated and plotted using simple kriging method and were fitted to an appropriate model. Then Maps of isohyetal line were drawn for different return periods. Results of semi-variogram showed that fitted model to variogram of the maximum 24-hour rainfall in return periods of 2, 5, and 25 is Gaussian and in return periods of 50 and 100 is spherical distribution. Suitability of variogram model was evaluated with cross validation method and calculating ME and RMSE statistics. RMSE criteria was obtained less than %40 for all of return periods that shows the accuracy of estimatings. Simple kriging method is suitable for zonation of the maximum daily rainfall. Central Iran in all of the produced maps have lowest daily rainfall than other regions. Reason of differences in maps at different return periods is differences of rainfall values in mentioned return periods. In the other hand, homogeneous areas are closer to each other in terms of rainfall amounts in a return period.

Keywords: Zonation; Return period; Semivariogram; Simple Kriging