

Evaluation and optimization of raingauge network based on probability kriging (case study: Gorgan-Rud watershed)

M. Shafiei^{1*}, B. Ghahraman²
and B. Saghafian³

Abstract

Rainfall is a key factor for water resources management. Raingauge networks with accurate measurement and appropriate density are required for the estimation of the rainfall in ungauged sites in watersheds. This study aimed at assessing a method based on kriging and normal probability distribution function for evaluating raingauge network in GorganRud watershed (114000 km²). The concept is based on criterion that named percentage of the total area with acceptable accuracy (Ap). Spatial variability of annual rainfall is analyzed using dimensionless variogram then using a sequential algorithm 33 raingauges in the network is evaluated. Results showed the base network for annual rainfall comprises 21 gauges and 12 remaining gauges have little contribution to estimate areal rainfall in the watershed. After optimization the non-based raingauges reduced to 7 gauges and will be more effective to estimate areal rainfall in whole of watershed. Furthermore, Results showed that simplifying and using GIS software by developing a toolbox will make it easier for evaluating a raingauge network.

Keywords: Raingauge, acceptance probability, Kriging, dimensionless semivariogram.

Received: September 18, 2012

Accepted: April 20, 2013

ارزیابی و بهینه‌یابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی بر مبنای روش کریجینگ احتمالاتی (مطالعه موردی: حوضه گرگان‌رود)

مجتبی شفیعی^{۱*}، بیژن قهرمان^۲
و بهرام ثقفیان^۳

چکیده

بارندگی از ورودی‌های اصلی در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب محسوب می‌شود. شبکه کارآمد ایستگاه‌های باران‌سنجی شبکه‌ای است که علاوه بر دقت اندازه‌گیری مناسب از تراکم مطلوبی نیز برخوردار باشد، به طوری که بتوان در نقاط فاقد ایستگاه در یک حوضه آبریز برآورد مناسبی از بارندگی بدست آورد. در این مطالعه روشی مبتنی بر مدل زمین‌آماری کریجینگ و تابع توزیع احتمال نرمال برای ارزیابی عملکرد شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی در حوضه گرگان‌رود به مساحت ۱۱۴ هزار کیلومتر مربع استفاده شده است که مفهوم آن بر اساس معیار درصدی از مساحت منطقه با دقت پذیرش (Ap) می‌باشد. ابتدا با تحلیل تغییرات مکانی بارندگی سالانه در حوضه توسط نیم تغییرنما بدون بعد، ساختار مکانی بارندگی حوضه استخراج گردید و سپس توسط الگوریتم ارائه شده شبکه ایستگاه‌های باران-سنجی حوضه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که از ۳۳ ایستگاه مورد تحلیل، ۲۱ ایستگاه به عنوان ایستگاه‌های شبکه مینا شناخته شدند و ۱۲ ایستگاه باقی‌مانده تاثیر بسیار کمی در برآورد تغییرات مکانی بارندگی حوضه داشتند. در روند بهینه‌یابی، ایستگاه‌های غیرمینا به ۷ ایستگاه جدید در سایر نقاط حوضه کاهش یافتند که موجب افزایش دقت در تخمین بارندگی در حوضه می‌شوند. همچنین با ساده‌سازی‌های انجام شده در روش مذکور و انجام محاسبات در محیط نرم‌افزار GIS به صورت توسعه یک ابزار، نتایج نشان داد که از روش ارائه شده می‌توان به صورت مؤثرتری در ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی استفاده نمود.

کلمات کلیدی: ایستگاه باران‌سنجی، احتمال پذیرش، کریجینگ، نیم

تغییرنما بدون بعد.

تاریخ دریافت مقاله: ۲۸ شهریور ۱۳۹۱

تاریخ پذیرش مقاله: ۳۱ فروردین ۱۳۹۲

1- PhD student, Department of Water Engineering, College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: moj.shafiei@gmail.com

2- Professor, Department of Water Engineering, College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

3- Professor, Technical and Engineering Department, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

*- Corresponding Author

۱- دانشجوی دکتری گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

۲- استاد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

۳- استاد گروه مهندسی عمران آب، دانشکده فنی مهندسی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی.

*- نویسنده مسئول

بهبود نتایج روش کریجینگ بررسی کردند و در یک حوضه نشان دادند که هرچه تعداد نقاط نمونه‌گیری بیشتری وجود داشته باشد چه تغییری بر میزان خطای تخمین کریجینگ خواهد گذاشت و اثبات کردند که به دلیل وجود تابع نیم تغییرنا که ارتباط مکانی معقولی بین نقاط را مشخص می‌کند لزوماً n ایستگاه، تخمین بهتری از m ایستگاه ($n > m$) ارائه نخواهد کرد. چرا که تخمین در کریجینگ وابسته به فاصله مکانی است و از این رو ممکن است n ایستگاه در وضعیت بدتری باشند، مگر در حالتی که تمام m ایستگاه زیرمجموعه n ایستگاه باشند که در آن صورت تخمین بهتر و واریانس خطا کمتر خواهد بود. همچنین در زمینه بررسی تراکم و موقعیت ایستگاه‌های باران‌سنجی در ایران توسط روش‌های زمین آمار علاوه بر Gharaman and Sepaskhah (2001) نیز مطالعات مشابهی انجام شده است از جمله تقفیان و همکاران (۱۳۸۴)، تقفیان و رحیمی بندرآبادی (۱۳۸۴) و کسایی و همکاران (۱۳۸۹) را می‌توان نام برد. سایر روش‌ها برای ارزیابی شبکه باران‌سنج‌ها بر مبنای آنتروپی نیز می‌توان اشاره کرد (Krstanovic and Singh (1992a, 1992b); Chen et al. (2008); Al-Zahrani and Husain (1998)). هدف اکثر روش‌ها و کاربردهای آنها در بهینه‌سازی شبکه باران‌سنج‌ها فراهم آوردن تخمین دقیق‌تر بارندگی ناحیه‌ای می‌باشد. در چنین کاربردهایی ارزیابی عملکرد یک شبکه بر کاهش واریانس تخمین بارندگی در سطح متمرکز شده است، اما این واریانس از بارندگی‌های نقطه‌ای منطقه مورد مطالعه محاسبه نمی‌شود (Cheng et al. 2008). لذا در روش ارائه شده این تحقیق که بر مبنای مطالعه‌ی Cheng et al. (2008) می‌باشد، این مشکل برطرف شده و ضریبی نیز برای لحاظ کردن برخی محدودیت‌های محیطی یا اقتصادی لحاظ شده است. در واقع Cheng et al. (2008) با تعریف مفهوم احتمال پذیرش بر مبنای مدل زمین‌آمار کریجینگ معمولی، روشی نوین را معرفی کرده‌اند و از آن در ارزیابی و تقویت شبکه باران‌سنجی در حوضه‌ای به مساحت ۲۲۰۰ کیلومترمربع با تعداد ۲۷ ایستگاه در کشور تایوان استفاده کرده‌اند و نتیجه گرفتند که می‌توان با استفاده از مفهوم ارائه شده معیاری را جهت سنجش عملکرد شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی در نظر گرفت.

از آنجایی که روش مذکور تاکنون تنها یک بار و در یک حوضه با مساحت متوسط (۲۲۰۰ کیلومتر مربع) مورد استفاده قرار گرفته است. در این مطالعه ضمن کاربرد روش مذکور در ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی حوضه گرگان‌رود با مساحت ۱۱۴ هزار کیلومتر مربع، ساده‌سازی‌های نیز در روابط این روش صورت گرفته است که منجر به ارائه رابطه‌ای با دقت مناسب برای تخمین احتمال پذیرش شده است. همچنین تمامی محاسبات در محیط نرم‌افزار

بارندگی محرک چرخه هیدرولوژی در حوضه‌ها می‌باشد. کاهش باران موجب خشکسالی‌ها و افزایش شدت و مقدار موجب سیلاب‌های مخرب می‌شود. لذا لزوم یک شبکه مناسب از لحاظ تراکم در سطح حوضه‌ها برای اندازه‌گیری بارش بسیار لازم است. هر چند که در سال‌های اخیر استفاده از داده‌های سنجش از دور و رادار نیز رایج شده است، اما این داده‌ها اولاً نیاز به واسنجی توسط ایستگاه‌های زمینی دارند و ثانیاً هنوز در کشور عملیاتی نیستند. مسئله‌ای که هیدرولوژیست‌ها با آن همیشه مواجه بوده‌اند، حداقل تراکم و نحوه پراکنش ایستگاه‌های باران‌سنجی در حوضه‌ها می‌باشد. بطوری که سازمان جهانی هواشناسی در مناطق مسطح به ازای هر ۵۰۰ کیلومتر مربع یک ایستگاه و در حوضه‌های کوهستانی کوچک با بارش‌های نامنظم در هر ۲۵ کیلومتر مربع یک ایستگاه پیشنهاد کرده است (WMO, 1994). مباحث زمین‌آمار به طور گسترده‌ای در تحقیقات هیدرولوژی بخصوص در تخمین بهینه مقادیر میانگین با استفاده از مفهوم کاهش واریانس قابل استفاده می‌باشند. بهینه‌سازی و طراحی شبکه‌ی باران‌سنجی به منظور کاهش خطای تخمین بارندگی ناحیه‌ای در سطح حوضه‌ها در مطالعات مختلفی که بر مبنای روش کاهش واریانس کریجینگ است انجام شده است. این روش شامل جستجوی تعداد مناسب ایستگاه و موقعیت آنها با کمینه کردن واریانس تخمین کریجینگ می‌باشد (Bastin et al. (1984); Bardossy (1985)). در تحقیق انجام شده توسط Kassin and Kottegoda (1991) با استفاده از روش کاهش واریانس خطا در زمین آمار به ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی پرداخته‌اند و در مطالعه خود ذکر کرده‌اند که کاربرد این روش زمان‌بر است، همچنین سایر عوامل مؤثر بر طراحی شبکه بهینه از جمله عوامل محیطی و اقتصادی را لحاظ نکردند و اذعان کردند که مدل‌سازی نیم تغییرنا مشکل بوده و مدل نیم تغییرنا برای هر واقعه بارندگی ممکن است متفاوت بدست آید. همچنین در این زمینه Gharaman and Sepaskhah (2001) با استفاده از روش کاهش واریانس کریجینگ بر روی داده‌های بارش با تداوم یک ساعت و دوره بازگشت ۱۰ سال در ایستگاه‌های سینوپتیک ایران، مقدار واریانس خطای تخمین کریجینگ و ضریب تغییرات مکانی بارش سالانه (که حاصل تقسیم انحراف معیار خطای تخمین کریجینگ بر مقدار بارش تخمین زده شده می‌باشد) در هر نقطه را بدست آوردند. سپس با بررسی ضریب تغییرات نسبی (حاصل تقسیم ضریب تغییرات بر بیشترین ضریب تغییرات موجود در محدوده‌ی مورد مطالعه) موقعیت‌های جدیدی را جهت احداث ایستگاه به منظور کم کردن خطای تخمین بارندگی پیشنهاد کردند. در همین رابطه Tsintikidis et al. (2002) تأثیرات افزایش تعداد ایستگاه‌ها را در

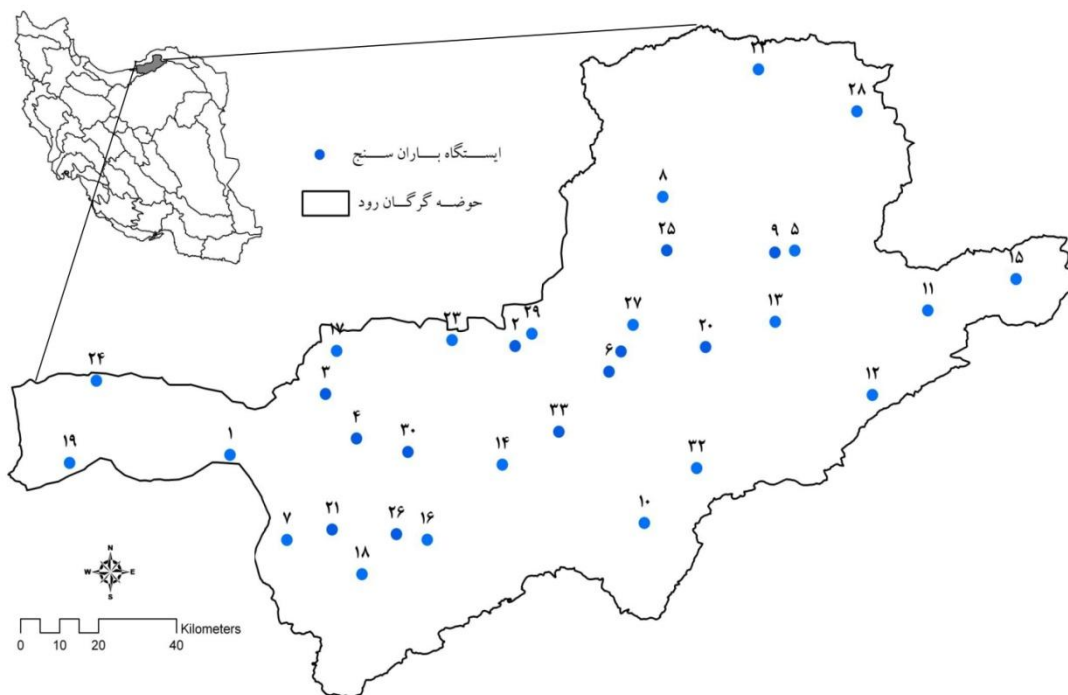
GIS با توسعه‌ی یک ابزار در آن انجام شده است که به آسانی در سایر مطالعات مشابه نیز قابل استفاده است.

۲- داده‌ها و روش‌ها

۲-۱- منطقه مورد مطالعه و داده‌های مورد استفاده

حوضه آبریز گرگان‌رود با مساحت حدود ۱۱۴ هزار کیلومتر مربع جزئی از حوضه آبریز دریای خزر به شمار می‌رود. این حوضه از شمال و شرق به حوضه رودخانه اترک از جنوب به حوضه‌های آبریز کویر نمک و از جنوب غربی به حوضه رودخانه نکا محدود می‌باشد. ارتفاعات البرز بخش‌های جنوبی، شرقی حوضه را تشکیل می‌دهد. با توجه به پهنای کم چین‌خوردگی‌های البرز در این ناحیه رودخانه‌های واقع در این ارتفاعات فاقد حوضه‌های آبریز وسیع می‌باشند. بخصوص رودخانه‌های واقع در بخش جنوبی آن، حوضه‌های آبریز کوچکی دارند. ارتفاعات جنوبی و شرقی حوضه با شیب تندی به دشت گرگان منتهی می‌گردند (Saghafian et al. 2008). در حوضه گرگان‌رود تعداد ۳۸ ایستگاه باران‌سنجی متعلق به وزارت نیرو وجود دارد. در این تحقیق از داده‌های بارندگی سالانه ایستگاه‌ها استفاده شده است. با توجه به طول دوره آماری ایستگاه‌ها و با در نظر گرفتن اینکه در بازسازی داده‌های بارندگی مفقود حداقل طول دوره مشترک آماری آنها نباید کمتر از ۱۰ سال باشد

(Sun and Petreson 2006)، ایستگاه‌هایی که کمتر از این تعداد آمار داشتند از تحلیل کنار گذاشته شدند. لذا یک دوره مشترک ۲۰ ساله (از سال آبی ۶۸-۱۳۶۷ الی ۸۷-۱۳۸۶) برای تحلیل داده‌های بارندگی در مقیاس سالانه براساس ۳۳ ایستگاه انتخاب گردید (شکل ۱). لازم به ذکر است ایستگاه‌های وابسته به سازمان هواشناسی (سینوپتیک و کلیماتولوژی) سه مورد می‌باشند که با توجه به دوره آماری کمتر از ۱۰ سال از تحقیق کنار گذاشته شدند و ضمن اینکه در هر سه مورد موقعیت جغرافیای آنها با ایستگاه‌های وزارت نیرو تقریباً یکسان است. در ۳۳ ایستگاه منتخب، ایستگاه‌هایی که دارای داده مفقود بودند با استفاده از روش همبستگی با ایستگاه‌های مجاور مورد بازسازی قرار گرفتند. در جدول ۱، ایستگاه‌های باران‌سنجی حوضه به همراه میانگین بارندگی سالانه و ارتفاع آنها نشان داده شده‌اند. بیشترین مقادیر متوسط بارندگی سالانه ایستگاه‌ها حدود ۸۰۰ میلیمتر در مرکز و شمال حوضه می‌باشد (مانند ایستگاه‌های نوده، لزوره، رامیان) و در شرق حوضه مقادیر بارندگی سالانه با حدود ۲۰۰ میلیمتر کمترین میزان می‌باشد (مانند ایستگاه‌های چشمه‌خوان، تیل‌آباد، حق‌الخواجه). همچنین متوسط بارندگی سالانه در مناطق غرب حوضه حدود ۴۰۰ میلی‌متر می‌باشد (مانند ایستگاه‌های آق‌قلا، باغسالیان، گنبد).



شکل ۱- حوضه آبریز گرگان‌رود به همراه ایستگاه‌های باران‌سنجی منتخب حوضه

۲-۲- بررسی تغییرات مکانی بارندگی و تحلیل نیم تغییرنا

ماهیت تصادفی بسیاری از پدیده‌های طبیعی را می‌توان با متغیر تصادفی $Z(x)$ نشان داد که x نشان دهنده موقعیت مکانی است و Z پدیده تصادفی مورد مطالعه، مانند عمق بارندگی می‌باشد. ساختار تغییرات مکانی متغیر تصادفی $Z(x)$ با میانگین ایستا را می‌توان توسط نیم تغییرنا^۱ آن بدین صورت تعریف کرد (Webster and Oliver 2001).

$$\gamma\left(\left|x_i - x_j\right|\right) = \frac{1}{2} \text{Var}\left[Z(x_i) - Z(x_j)\right] = \frac{1}{2} E\left[Z(x_i) - Z(x_j)\right]^2 \quad (1)$$

که $E(Z)$ و $\text{Var}(Z)$ به ترتیب بیانگر مقدار مورد انتظار و واریانس متغیر تصادفی Z هستند. رابطه (۱) نشان می‌دهد که نیم تغییرنا مستقل از موقعیت‌های مکانی است، به عبارت دیگر فقط به فاصله بین جفت نقاط بستگی دارد. در شرایط ایستایی مرتبه دوم زمانی که فاصله h افزایش می‌یابد، نیم تغییرنا به یک مقدار مجانب (ثابت) می‌رسد که به آن سقف می‌گویند و از لحاظ مقدار برابر واریانس $Z(x)$ می‌باشد. وقایع بارندگی در فصول مختلف ممکن است ساختارهای مکانی متفاوتی داشته باشند، بنابراین نمی‌توان یک نیم تغییرنا برای تمامی وقایع بارندگی صرف نظر از شدت‌های آنها، فصل و شرایط اقلیمی در نظر گرفت. در این مورد از مدل نیم تغییرنا اقلیمی^۲ یا نیم تغییرنا بدون بعد^۳ Bastin et al. (1984) می‌توان استفاده کرد:

$$\gamma(m, h) = \alpha(m) \gamma^*(h) \quad (2)$$

که m یک شاخص برای واقعه بارندگی، h فاصله اقلیدوسی و $\alpha(m)$ فاکتور مقیاس است. با این ساختار تمام زمان‌های غیرایستا در فاکتور مقیاس $\alpha(m)$ جمع می‌شوند و مؤلفه‌ی مقیاس شده $\gamma^*(h)$ زمان یا واقعه بدون تغییر است و نیم تغییرنا بدون بعد نامیده می‌شود. در مناطقی که شرایط هواشناسی بسیار متغیر است، ضریب $\alpha(m)$ به سبب تغییرات زمانی شدت بارندگی تأثیر مقیاس را لحاظ می‌کند. در این مطالعه نیم تغییرناهای بدون بعد برای بارندگی سالانه استفاده شده است.

برای روش درون‌یابی^۴ و کاربرد مفهوم واریانس تخمین از روش کریجینگ معمولی به خاطر سادگی محاسبات و در دسترس بودن داده‌های مرتبط با آن استفاده شده است. اگر $Z(x)$ متغیر تصادفی در موقعیت x تعریف شود و $\{Z(x), x \in \Omega\}$ در شرایط ایستایی مرتبه دوم در محدوده مکانی Ω باشد. می‌توانیم مقدار مجهول Z را در x_0

به عبارتی $z(x_0)$ را با استفاده از مقادیر مشاهده شده $z(x_i)$ ، $i=1,2,\dots,n$ در نقاط همسایه توسط رابطه خطی زیر به دست آوریم.

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (3)$$

که λ_i وزن‌های در نظر گرفته شده برای تخمین‌ها است. این وزن‌ها با حل سیستم معادلات کریجینگ معمولی بدست می‌آیند. واریانس خطای تخمین به عنوان واریانس کریجینگ معمولی به صورت زیر است (Webster and Oliver 2001).

$$\sigma_k^2(x_0) = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_{i0} \quad (4)$$

که μ ضریب لاگرانژ و γ_{i0} مقدار نیم تغییرنا بین نقطه معلوم $Z(x_i)$ و نقطه مجهول $Z(x_0)$ است. برای حذف ناپیوستگی مکانی و زمانی و ساخت نیم تغییرنا بدون بعد، داده‌های بارندگی سالانه توسط رابطه زیر مورد پردازش قرار می‌گیرند.

$$R_i^*(j) = \frac{R_i(j) - R_{m,j}}{S(j)} \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

که $R_i(j)$ و $R_{m,j}$ به ترتیب نشان دهنده بارندگی سالانه سال j از ایستگاه i و متوسط بارندگی سالانه ایستگاه‌ها در سال j است، $S(j)$ انحراف معیار بارندگی سالانه در سال j است و $R_i^*(j)$ داده‌های مقیاس شده می‌باشد که در ساخت نیم تغییرنا اقلیمی بدون بعد از آن استفاده می‌شود. برای تحلیل نیم تغییرنا از نرم افزار Variowin2.2 استفاده شده است (Pannatier, 1996). جهت ارزیابی بهترین برازش معیار IGF^۵ در نرم افزار Variowin2.2 مورد بررسی قرار گرفت که به صورت رابطه ذیل می‌باشد.

$$IGF = \frac{1}{N} \sum_{K=1}^N \frac{n(K)}{\sum_{i=0}^{n(K)} \frac{P(i)}{\sum_{j=0}^{n(K)} P(j)} \frac{D(K)}{d(r)} \left[\frac{\{\gamma(i) - \hat{\gamma}(i)\}^2}{\sigma^2} \right]} \quad (6)$$

که N تعداد نیم تغییرناهای جهت‌دار، $n(K)$ تعداد تاخیرهای مربوط به نیم تغییرنا K ، $D(K)$ حداکثر فاصله برای نیم تغییرنا K ، $P(i)$ نشان‌دهنده تعداد جفت نقاط در تاخیر i از نیم تغییرنا K ، $d(i)$ نشان‌دهنده میانگین فاصله جفت نقاط در تاخیر i از نیم تغییرنا K ، $\gamma(i)$ مقدار پیوستگی مکانی مدل تجربی در تاخیر i ، $\hat{\gamma}(i)$ مقدار پیوستگی مکانی مدل بدست آمده در $d(i)$ و σ^2 کوواریانس داده است. معیار IGF بدون بعد است و هرچه مقدار آن به صفر نزدیک باشد نشان‌دهنده برازش بهتر است (Pannatier, 1996).

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های باران‌سنجی منتخب حوضه

ردیف	نام ایستگاه	ارتفاع (متر)	میانگین بارندگی سالانه (میلیمتر)	ردیف	نام ایستگاه	ارتفاع (متر)	میانگین بارندگی سالانه (میلیمتر)
۱	آق قلا	-۱۲	۴۱۱	۱۸	سرمو	۵۰۰	۷۶۲
۲	ارازکوسه	۳۴	۴۴۴	۱۹	غفارحاجی	-۲۲	۴۳۵
۳	باغه سالیان	۲۰	۳۷۳	۲۰	فارسیان	۹۰۰	۷۰۵
۴	بهبکه داشلی	۲۴	۳۹۲	۲۱	فاضل آباد	۲۱۰	۶۷۴
۵	پارک ملی	۴۶۰	۸۰۸	۲۲	قرناق	۵۰۰	۴۹۲
۶	پس پشته	۱۸۰	۹۳۴	۲۳	قزاقلی	۳۰	۳۶۴
۷	تقی آباد	۱۴۸	۵۶۵	۲۴	قلعه جیق	-۳۳	۳۶۱
۸	تمر	۱۳۲	۵۷۳	۲۵	قوچمز	۱۶۰	۷۵۳
۹	تنگراه	۳۳۰	۷۴۸	۲۶	کبودال	۲۰۰	۶۱۵
۱۰	تیل آباد	۱۰۰۰	۲۳۲	۲۷	گالیکش	۲۵۰	۷۸۲
۱۱	چشمه خان	۱۲۵۰	۲۲۷	۲۸	گلیداغ	۱۰۰۰	۷۵۸
۱۲	حق الخواجه	۱۲۰۰	۱۹۸	۲۹	گنبد	۳۶	۴۴۲
۱۳	دشت شاد	۱۴۵۰	۴۰۸	۳۰	لا له باغ	۳۱	۴۷۲
۱۴	رامیان	۲۰۰	۸۵۸	۳۱	لزوره	۱۵۵	۸۱۳
۱۵	رباط قره بیل	۱۴۵۰	۱۹۳	۳۲	نرآب	۱۵۰۰	۳۴۱
۱۶	زرینگل	۲۸۰	۸۰۰	۳۳	نوده	۲۸۰	۸۷۴
۱۷	سد گرگان	۱۲	۳۳۲				

۲-۳- تعریف و محاسبه احتمال پذیرش

دقت تخمین بارندگی نقطه‌ای در هر منطقه‌ای متفاوت است و به تعداد و موقعیت قرارگیری باران‌سنج‌ها بستگی دارد. از نظر کاربردی، یک شبکه‌ی باران‌سنجی خوب بایستی منجر به دقت قابل قبول برای اکثر نقاط در منطقه شود. برآورد در نقطه x_0 قابل قبول خواهد بود اگر مقدار برآورد شده در دامنه‌ای از مقدار واقعی قرار گیرد یا به عبارتی:

$$|\tilde{z}(x_0)| = |\hat{z}(x_0) - z(x_0)| < r \quad (7)$$

که در آن $r > 0$ است. هر چند که در نقطه‌ی مشخص x_0 دقت برآورد ساعت به ساعت و واقعه به واقعه تغییر می‌کند؛ از این‌رو ارزیابی بایستی بر مبنای یک مفهوم دربرگیرنده تمامی وقایع صورت پذیرد. همچنین تعیین دامنه (r) بایستی با در نظر گرفتن واریانس بارندگی $Z(x)$ (یعنی σ_z^2) صورت پذیرد. بنابراین معیار تجدید نظر شده و دقیق‌تر با رابطه زیر می‌توان بیان کرد (Cheng et al. 2008).

$$P[|\hat{z}(x_0) - z(x_0)| < k\sigma_z] \geq \alpha \quad (8)$$

که در این رابطه دامنه قابل قبول برای خطای برآورد برحسب انحراف معیار متغیر تصادفی $Z(x)$ است، ضریب k و حداقل احتمال

α براساس عواملی مانند: بودجه در دسترس برای تأسیس و نگهداری ایستگاه و دقت برآورد مورد نظر انتخاب می‌شوند. در صورتی که محدودیتی وجود نداشته باشد، $k=1$ و α برابر 0.8 در نظر گرفته می‌شود (Cheng et al. 2008). در روش کریجینگ معمولی واریانس خطای تخمین (واریانس کریجینگ) توسط رابطه (۴) بدست می‌آید. چون تخمین‌گر کریجینگ معمولی ناریب است، میانگین خطای برآورد در x_0 صفر و واریانس آن $\sigma_k^2(x_0)$ است. اگر فرض شود که توزیع خطای برآورد نرمال باشد، احتمال این‌که خطای برآورد $\tilde{z}(x_0)$ در داخل دامنه‌ی مورد نظر $(-\sigma_z, \sigma_z)$ قرار گیرد را می‌توان به سادگی با استفاده از احتمال تجمعی توزیع نرمال استاندارد تعیین کرد:

$$P\left[|\tilde{z}(x_0)| < \sigma_z\right] = P\left[\frac{|\tilde{z}(x_0)|}{\sigma_k(x_0)} < \frac{\sigma_z}{\sigma_k(x_0)}\right] = P\left[\left|\tilde{z}^*(x_0)\right| < \frac{\sigma_z}{\sigma_k(x_0)}\right] = p_A(x_0) \quad (9)$$

که در آن $\tilde{z}^*(x_0)$ خطای تخمین استاندارد می‌باشد و از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند یا به عبارتی $\tilde{z}^*(x_0) \sim N(0,1)$ ، σ_z انحراف معیار داده‌های بارندگی مقیاس شده می‌باشد که معادل سقف نیم تغییرنا بدون بعد در نظر گرفته می‌شود و $\sigma_k(x_0)$ جذر

واریانس تخمین کریجینگ می‌باشد و $p_A(x_0)$ احتمال پذیرش^۷ در نقطه x_0 نامیده می‌شود که نشان دهنده احتمال آن است که خطای تخمین در x_0 کمتر از σ_z است. بنابراین می‌توان گفت که دقت برآورد در یک نقطه‌ی فاقد آمار قابل قبول است تنها اگر احتمال پذیرش مربوط به آن بزرگتر یا مساوی α باشد. در نتیجه برآورد در آن نقطه از دقت پذیرش^۸ برخوردار است. به بیان دیگر نقاطی که واریانس‌های کریجینگ بزرگتر دارند احتمال‌های پذیرش در آنها کم‌تر می‌باشد (Cheng et al. 2008).

از آنجایی که در محاسبه $p_A(x_0)$ (رابطه ۹) نیاز به مراجعه به جدول توزیع نرمال استاندارد می‌باشد، لذا در این تحقیق ساده‌سازی‌هایی انجام شده است که در نهایت منجر به رابطه‌ای ساده و با دقت مناسب برای محاسبه $p_A(x_0)$ شده است. مقدار تابع توزیع تجمعی احتمال نرمال استاندارد از رابطه ذیل به دست می‌آید.

$$D(x) = P(Z < x) = \frac{1}{2} \left[\operatorname{erf}\left(\frac{x}{\sqrt{2}}\right) + 1 \right] \quad (10)$$

تقریب $\operatorname{erf}(y)$ برابر است با (Winitzki, 2003):

$$\operatorname{erf}(y) \approx \left[1 - \exp\left(-y^2 \frac{4 + 0.14y^2}{1 + 0.14y^2}\right) \right]^{1/2} \quad (11)$$

با توجه به ویژگی تابع توزیع نرمال استاندارد:

$$P(|Z| < x) = 1 - 2P(Z < -x) \quad (12)$$

بنابراین با توجه به رابطه (۹) و با ادغام رابطه (۱۱) در (۱۰)، سپس با استفاده از رابطه (۱۲) احتمال پذیرش توسط رابطه (۱۳) با دقت دو رقم اعشار قابل محاسبه است. بنابراین رابطه (۱۳) را می‌توان به راحتی به جای رابطه (۹) استفاده کرد.

$$p_A(x_0) = 1 - \left[1 - \left[1 - \exp\left(-\tau^2 \frac{4 + 0.14\tau^2}{1 + 0.14\tau^2}\right) \right]^{1/2} \right] \quad (13)$$

$$\tau = \frac{\sigma_z}{\sqrt{2}\sigma_k(x_0)}$$

هر نقطه‌ی درون منطقه مورد مطالعه محاسبه کرد. یک شبکه‌ی موجود ایستگاه‌های باران‌سنجی را می‌توان برحسب درصد مساحتی با دقت پذیرش از طریق جابه‌جایی ایستگاه‌ها یا اضافه کردن ایستگاه‌های جدید تقویت کرد. با استفاده از الگوریتم ارائه شده توسط Cheng et al. (2008) می‌توان جهت ارزیابی کارایی توام مجموعه‌ای از ایستگاه‌های باران‌سنجی استفاده کرد، که به شرح ذیل می‌باشد.

۱. یک ایستگاه در موقعیت x_i از دسته‌ای از m ایستگاه $S_1 = \{x_j, j = 1, \dots, m\}$ انتخاب و حذف می‌شود. سپس توسط رابطه (۴) واریانس کریجینگ با کمک $m-1$ ایستگاه دیگر، یعنی $S_2 = \{x_j, j = 1, \dots, m; j \neq i\}$ ، در هر نقطه از حوضه محاسبه می‌شود. سپس درصد مساحت با دقت پذیرش (A_p) وقتی ایستگاه‌های $S_2 = \{x_j, j = 1, \dots, m; j \neq i\}$ وجود دارند، بدست می‌آید.

۲. x_i را به S_2 بازگردانیده و ایستگاه دیگری x_k (که $k \neq i$ است) انتخاب شود. در این صورت واریانس کریجینگ در هر نقطه و مقدار A_p مجدداً محاسبه می‌شود. این روش تا مادامی که تمامی ایستگاه‌ها در S_1 انتخاب شوند و یک مجموعه‌ی m مقداری از A_p بدست می‌آید تکرار می‌شود.

۳. ایستگاهی که در مرحله ۲ بیشترین مقدار A_p را داشته از S_1 حذف کنید. در این صورت یک عدد از تعداد ایستگاه‌های باقیمانده کسر می‌شود و مراحل ۱ و ۲ را تکرار می‌شوند. مرحله ۳ را تا مادامی که تنها یک ایستگاه در S_1 باقی بماند انجام می‌شود.

بعد از اتمام الگوریتم ترتیبی فوق، تمامی ایستگاه‌ها براساس نوبت (رتبه) حذف شدنشان در گام سوم اولویت‌بندی می‌شوند. علاوه بر این، در هر بار که در گام سوم یک ایستگاه حذف می‌شود نقشه‌ی مقادیر احتمال پذیرش و مقادیر A_p متناظر با آن با استفاده از ایستگاه‌های باقی‌مانده بدست می‌آید. با استفاده از مقادیر A_p مربوط به حذف تک ایستگاه‌های باران‌سنجی یا معادل آن مجموعه‌ای از ایستگاه‌های باقیمانده، نموداری براساس A_p و شماره ایستگاه حذف شده متناظر با آن برای نشان دادن ترتیب اولویت باران‌سنجی‌ها و کارایی مجموعه باران‌سنجی‌ها می‌توان ترسیم کرد.

۳- نتایج و بحث

۳-۱- بررسی تغییرات مکانی بارندگی و تحلیل نیم تغییرنا

برای ارزیابی پتانسیل منابع آب، دوره بلند مدت بارندگی و برای طراحی و مدل‌سازی پروژهای سیلاب دوره‌های کوتاه مدت بارندگی مورد توجه قرار می‌گیرد. ارزیابی و یا طراحی شبکه ایستگاه‌های

۳-۲- ارزیابی کارایی و تقویت شبکه‌ی موجود ایستگاه‌های باران‌سنجی

با توجه به مطالب گفته شده در بخش قبل، ارزیابی کارایی یک شبکه باران‌سنجی را می‌توان بر اساس درصدی از مساحت منطقه با دقت پذیرش (A_p) انجام داد. بنابراین احتمال پذیرش را می‌توان در

باران‌سنجی می‌بایست بر اساس هدف آن باشد که تعیین کننده تداوم بارندگی برای تحلیل آن نیز می‌باشد. در این تحقیق داده‌های بلند مدت بارندگی سالانه در حوضه مورد استفاده قرار گرفته است. قبل از انجام تحلیل زمین‌آماري و برازش نیم تغییرنا برای ایستگاه‌های حوضه، پس از اطمینان از عدم وجود روند در داده‌های بارندگی سالانه نسبت به ارتفاع، طول و عرض جغرافیایی؛ داده‌های بارندگی سالانه‌ی ۳۳ ایستگاه حوضه توسط رابطه (۵) مورد پردازش قرار گرفتند. لازم به ذکر است که داده‌های مقیاس شده بدون بعد هستند و دارای میانگین صفر و انحراف معیار یک می‌باشند.

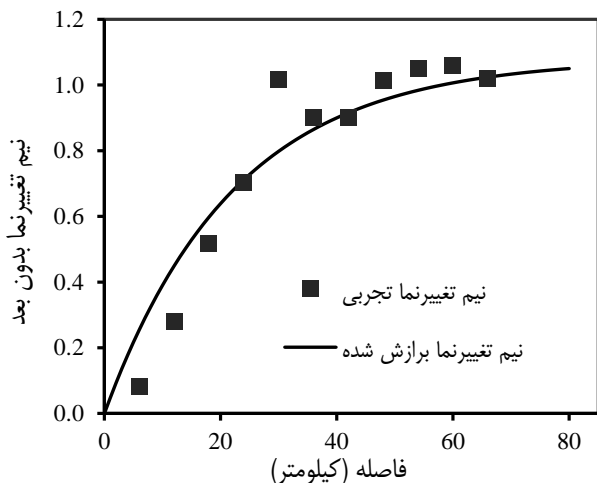
بررسی همسان‌گردی توسط نیم تغییرنا رویه^۹ در نرم‌افزار Variowin2.2 انجام شد که نشان داد که نیم تغییرنا همه‌جهته^{۱۰} می‌باشد و در جهت خاصی همسان‌گرد نمی‌باشد. برای برازش نیم تغییرنا تجربی از انواع متداول آن مانند خطی، توانی، نمایی و گوسی استفاده شد و در نهایت مدل نیم تغییرنا نمایی بهترین برازش را نشان داد. در شکل ۲ نیم تغییرنا اقلیمی بدون بعد نمایی برای بارندگی سالانه در حوضه گرگان‌رود ارائه شده که دامنه تأثیر آن برابر ۶۷ کیلومتر، سقف آن ۱/۰۸ برحسب واحد بدون بعد، اثر قطعه‌ای آن صفر و معیار IGF برابر ۰/۰۳۸ بدست آمده است.

۳-۲- محاسبه احتمال پذیرش و ارزیابی و تقویت شبکه باران‌سنجی

در این مطالعه از بارندگی سالانه برای ترسیم نقشه‌های هم‌مقدار احتمال پذیرش و ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی حوضه استفاده شده است. در ابتدا براساس رابطه ساده شده (۱۳) و الگوریتم ارائه شده جهت ارزیابی شبکه‌ی باران‌سنجی، یک برنامه‌ی جانبی در نرم‌افزار ArcGIS و در محیط ModelBuilder آن تهیه شد که به صورت یک ابزار مستقل در ArcGIS قابل استفاده است (Manegold, 2003). سپس احتمال پذیرش $(P_A(x_0))$ در هر نقطه حوضه به فواصل شبکه‌ای^{۱۱} ۵۰۰ متر محاسبه گردید (شکل ۳).

با توجه به توزیع مکانی $P_A(x_0)$ در حوضه برای ضریب ثابت $\alpha=0/8$ ۸۸/۷ درصد از کل مساحت حوضه از دقت پذیرش برخوردار هستند. همچنین دیده می‌شود که به ازای $\alpha=0/9$ تنها ۴۰ درصد از سطح حوضه از دقت پذیرش برخوردار می‌باشد که بسیار کم است. بنابراین انتخاب $\alpha=0/9$ برای منطقه مورد مطالعه انتخاب معقول و مناسبی به نظر نمی‌رسد، (Cheng et al. (2008) نیز در مطالعه‌ی خود به این نتیجه رسیده‌اند. در صورتی که آستانه‌ی قابل قبول را برای A_p برابر ۸۰٪ درصد به عنوان معیار ارزیابی شبکه در نظر

بگیریم آنگاه در سطح $\alpha=0/8$ شبکه باران‌سنجی مورد تایید می‌باشد. اگر بخواهیم کل مساحت حوضه از دقت پذیرش در سطح $\alpha=0/8$ برخوردار باشد ($A_p=100\%$) شبکه موجود نیاز به افزایش ایستگاه و یا جابجایی ایستگاه‌های موجود خواهد داشت. قابل ذکر است که در محل هر ایستگاه باران‌سنجی مقدار احتمال پذیرش برابر یک می‌باشد چون تخمین‌گر کریجینگ معمولی دقیق است و خطای تخمین در محل‌هایی که داده اندازه‌گیری شده دارند صفر می‌باشد و همانطور که در شکل ۳ دیده می‌شود در نزدیکی مرزهای حوضه احتمال پذیرش کمتر از سایر نقاط حوضه می‌باشد.



شکل ۲- نیم تغییرنا بدون بعد بارندگی سالانه در حوضه گرگان‌رود

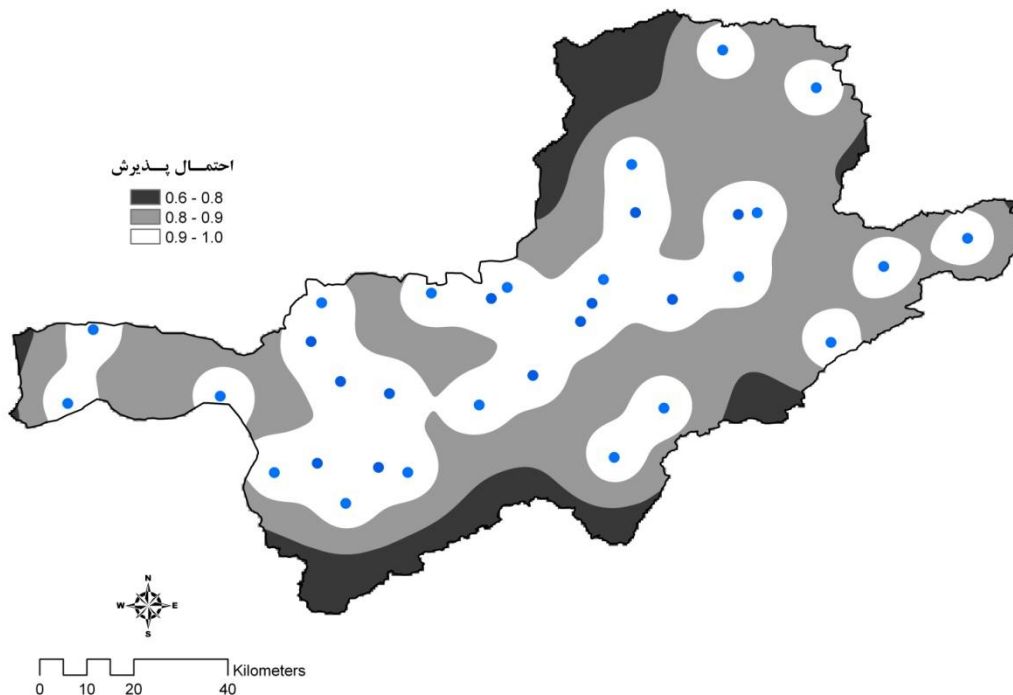
ارزیابی کارایی شبکه بر مبنای درصدی از مساحت منطقه با دقت پذیرش (A_p) براساس الگوریتم ارائه شده انجام شده است. بعد از اتمام الگوریتم، تمامی ایستگاه‌ها براساس نوبت (رتبه) حذف شدنشان در گام سوم اولویت‌بندی شدند و با استفاده از مقادیر A_p مربوط به حذف تک ایستگاه‌های باران‌سنجی یا معادل آن مجموعه‌ای از ایستگاه‌های باقیمانده، نموداری براساس A_p و شماره ایستگاه حذف شده متناظر با آن برای نشان دادن ترتیب اولویت باران‌سنجی‌ها و کارایی مجموعه‌ی باران‌سنجی‌ها در شکل ۴ ترسیم شده است.

با توجه به شکل، ایستگاه‌هایی که نیاز به جابه‌جایی یا حذف از شبکه موجود را دارند به ترتیب شامل ایستگاه‌های شماره ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳، ۲۶، ۹، ۲۱، ۳۳، ۲۰ و ۲۵ که در جدول ۱ و شکل ۱ آمده‌اند، می‌باشند. دوازده ایستگاه اضافی تأثیر کمی در شبکه باران‌سنجی‌های حوضه دارند و موجب صرف هزینه‌های اضافی می‌شوند. بنابراین ۲۱ ایستگاه باقی‌مانده، شبکه مینا ایستگاه‌ها را تشکیل می‌دهند (شکل ۵) به طوری که A_p متناظر با ایستگاه‌های مینا، تقریباً برابر A_p (یعنی ۸۸/۶ درصد) تمامی ۳۳ ایستگاه اولیه موجود در حوضه می‌باشد.

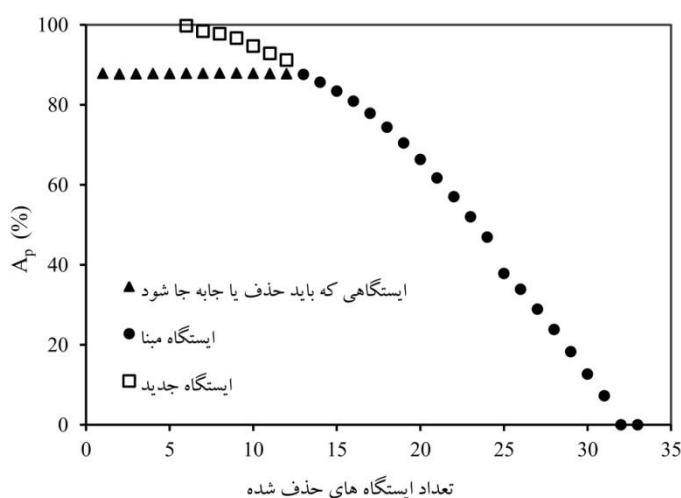
۴- نتیجه گیری

در این مطالعه از روشی مبتنی بر مدل زمین آماری کربجینگ برای ارزیابی و بهینه یابی شبکه ایستگاه های باران سنجی در حوضه گرگان رود استفاده شده است که مفهوم آن بر اساس درصدی از مساحت منطقه با دقت پذیرش (A_p) می باشد. با ساده سازی های انجام شده در روش مذکور رابطه ای مناسب (رابطه ی شماره ۱۳) و با دقت قابل قبول برای تخمین احتمال پذیرش ارائه شده و همچنین جهت سهولت در محاسبات، ابزاری در محیط نرم افزار ArcGIS

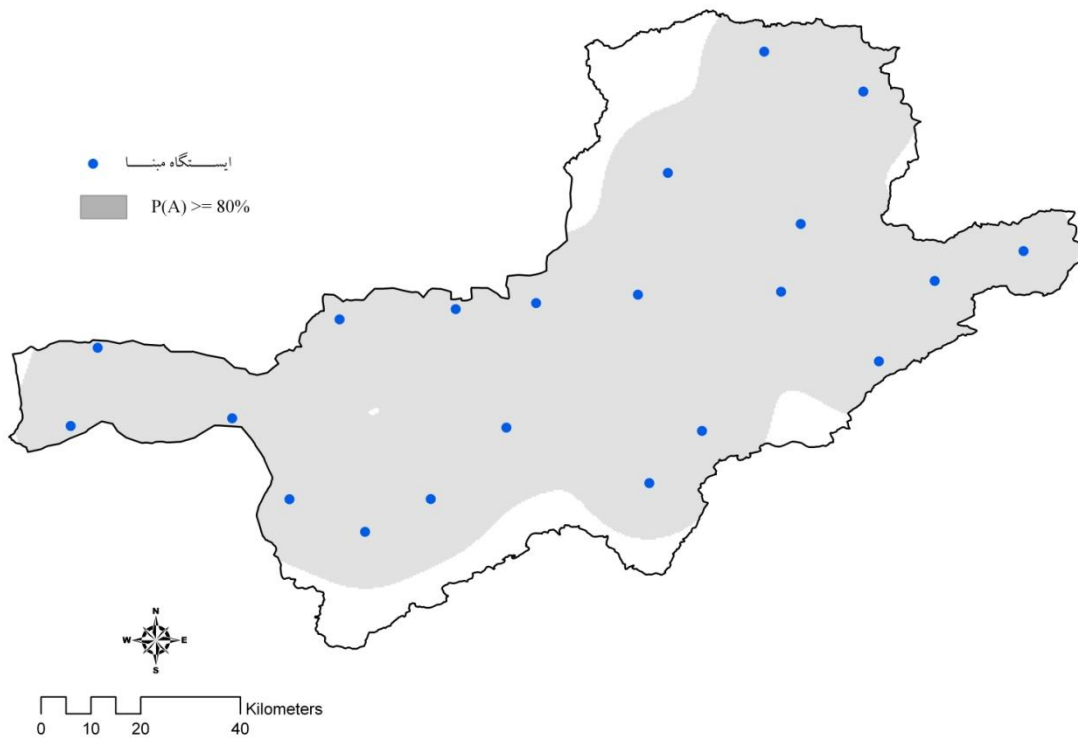
برای افزایش دقت در شبکه باران سنجی مینا، در نقاطی که $p_A(x_0) < \alpha$ (منطقه سفید رنگ در شکل ۵) با توجه به الگوریتم ارائه شده می توان به ترتیب نقاطی را که بیشترین A_p را در ترکیب با شبکه باران سنجی مینا می دهند بدست آورد. در این مطالعه با تغییر مکان ۷ ایستگاه از ۱۲ ایستگاه اضافی در شبکه به مکان های بهینه یافت شده، دقت مورد نظر در شبکه با معیار $A_p = 100\%$ فراهم خواهد شد (شکل ۶).



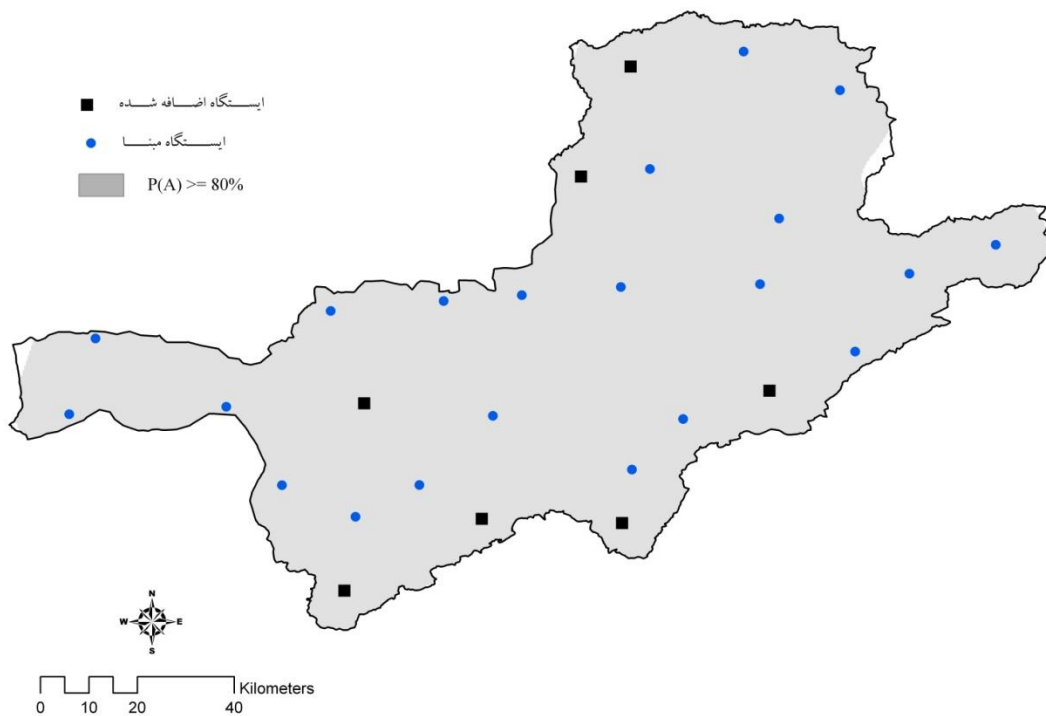
شکل ۳- توزیع مکانی مقادیر احتمال پذیرش و موقعیت ایستگاه های موجود



شکل ۴- اولویت بندی ایستگاه ها و مقدار A_p متناظر آنها در سطح $\alpha = 0.8$



شکل ۵- توزیع مکانی مقادیر احتمال پذیرش بر اساس ایستگاه‌های مبنا



شکل ۶- توزیع مکانی مقادیر احتمال پذیرش بر اساس شبکه تقویت شده

معنی است که در هر بخشی از حوضه، بارندگی ناحیه‌ای آن از دقت مناسب برخوردار باشد. در حالی که در روش‌های قبلی مانند روش کاهش واریانس هدف افزایش دقت تخمین در کل حوضه بوده و سایر بخش‌های حوضه مانند زیرحوضه‌ها را شامل نمی‌شده است. در نهایت شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی گرگان‌رود با معیار $A_p=10\%$ و

توسعه داده شده است به طوری که تنها با وارد کردن موقعیت ایستگاه‌ها، مشخصات نیم تغییرنا بدون بعد و مرزحوضه محاسبات قابل انجام است. در واقع هدف این تحقیق ارزیابی و بررسی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی حوضه گرگان‌رود بر اساس دقت تخمین مکانی بارندگی‌های نقطه‌ای در مقیاس سالانه می‌باشد. این امر بدین

augmentation using geostatistics. *Hydrological Processes* 22(14): 2555–2564.

Chen YC, Wei C, and Yeh HC (2008) Rainfall network design using kriging and entropy. *Hydrological Processes* 22(14): 340–346.

Ghahraman B, and Sepaskhah AR (2001) Autographic Rainage Network design for Iran by kriging. *Iran Journal of Science and Technology* 25(B4): 653–660.

Kassim AHM, and Kottegoda NT (1991) Rainfall network design through comparative kriging methods. *Hydrological Sciences Journal* 36(3): 223–240.

Krstanovic PF and Singh VP (1992a) Evaluation of rainfall network using entropy: I. Theoretical development. *Water Resources Management* 6(4): 279–293.

Krstanovic PF and Singh VP (1992b) Evaluation of rainfall network using entropy: II. Application. *Water Resources Management* 6(4): 295–314.

Manegold J (2003) Using the ModelBuilder of ArcGIS 9 for Landscape Modeling. In: Buchmann, E. & S. Ervin (eds.): *Trends in Landscape Modeling. Proceedings at Anhalt University of Applied Sciences*. Heidelberg: Wichmann: 240–245.

Pannatier Y (1996) *VARIOWIN software for spatial data analysis in 2D*. Springer, New York. Lausanne Edition Springer, Institut of Mineralogy, University of Lausanne.

Saghafian B, Farazjoo H, Bozorgy B, Yazdandoost F (2008) Flood Intensification due to Changes in Land Use. *Water Resource Management*. 22(8): 1051–1067.

Sun B and Petreson TC (2006) Estimating precipitation normal for USCRN stations. *Journal of Geophysical Research*. 111(D9):1984–2012.

Tsintikidis D, Georgakakos KP, Sperflage JA, Smith DE and Carpenter TM (2002) Precipitation uncertainty and raingauge network design within Folsom Lake watershed. *Journal of Hydrologic Engineering*, 7(2): 175–184.

Webster R and Oliver MA (2001) *Geostatistics for Environmental Scientists*. John Wiley and Sons, Ltd., Chichester, UK. 271.

Winitzki S (2003) Uniform approximations for transcendental functions. *ICCSA'03 Proceedings of the International Conference on Computational Science and its Applications*. Part I: 780–789.

WMO (1994) *Guide to Hydrological Practices*, 5th Ed., WMO 168: 735.

در سطح $\alpha=0/8$ مورد بررسی قرار گرفت تعداد ۳۳ ایستگاه حوضه در حالت بهینه به ۲۸ ایستگاه کاهش یافت که هم موجب تخمین دقیق‌تر بارندگی در حوضه می‌شوند و هم از لحاظ اقتصادی موجب کاهش هزینه خواهند شد.

پی‌نوشت‌ها

- 1- Semivariogram
- 2- Climatological semivariogram
- 3- Dimensionless semivariogram
- 4- Interpolation
- 5- Indication of the goodness of fit
- 6- Lag
- 7- Acceptance probability
- 8- Acceptable accuracy
- 9- Surface semivariogram
- 10- Omnidirectional semivariogram
- 11- Cell size

۵- مراجع

ثقفیان ب، رحیمی بندرآبادی س، طاهری ح و غیومیان ج (۱۳۸۴) اثر تراکم ایستگاه و تفکیک مکانی در برآورد توزیع مکانی بارندگی روزانه، مطالعه موردی بارندگی‌های جنوب غرب ایران. *مجله استقلال*. شماره ۲۴ (۱). ۷۵–۵۹.

ثقفیان ب و رحیمی بندرآبادی س (۱۳۸۴) مقایسه روش‌های درونیابی و برونیابی برای برآورد توزیع مکانی مقدار بارندگی سالانه. *مجله تحقیقات منابع آب ایران*. شماره ۲. ۸۴–۷۴.

کسای رودسری ب، قهرمان ب و شریفی م (۱۳۸۹) بررسی تراکم شبکه‌ی ایستگاه‌های باران‌سنجی با استفاده از روش‌های زمین‌آمار، مطالعه موردی استان‌های خراسان شمال، رضوی و جنوبی. *مجله علوم و مهندسی آب‌خیزداری ایران*. شماره ۱۰ (۴). ۳۵–۴۴.

Al-Zahrani M, and Husain T (1998) An algorithm for designing a precipitation network in the south-western region of Saudi Arabia. *Journal of Hydrology* 205(3): 205–216.

Bastin G, Lorent B, Duque C, Gevers M (1984) Optimal estimation of the average areal rainfall and optimal selection of raingauge locations. *Water Resources Research* 20(4): 463–470.

Bardossy A (1985) Multicriterion network design using geostatistics. *Water Resources Research* 21(2): 199–208.

Cheng KS, Wei C, Cheng YB, Yeh HC and Liou JJ (2008) Rain-gauge network evaluation and