



ارزیابی عملکرد شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی با کاربرد روش احتمال پذیرش (مطالعه موردی: حوضه قره‌قوم، خراسان رضوی)

حسین نوری ابوذری^۱، مجتبی شفیع^۲، علی عباسی^{۳*}

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت منابع آب، دانشگاه فردوسی مشهد

۲- استادیار پژوهش، گروه هیدروانفورماتیک، مرکز پژوهشی آب و محیط زیست شرق، مشهد

۳- استادیار گروه مهندسی عمران دانشکده مهندسی دانشگاه فردوسی مشهد

aabbasi@um.ac.ir

خلاصه

شبکه‌های باران‌سنجی در حوضه‌های آبریز امکان اندازه‌گیری میزان بارش و برآورد تغییرات مکانی آن را به عنوان مهم‌ترین ورودی در مدیریت منابع آب و همچنین استفاده در مدل‌های هیدرولوژی فراهم می‌نمایند. از این رو مهم است که عملکرد یک شبکه باران‌سنجی کمی شود و سهم هر باران‌سنج در میزان دقت کلی برآورد بارندگی منطقه‌ای در مقیاس حوضه ارزیابی شود. در این پژوهش عملکرد شبکه باران‌سنجی حوضه قره‌قوم استان خراسان رضوی، ارزیابی شده و همچنین بهینه‌یابی با هدف افزایش عملکرد شبکه انجام شده است. برای این هدف، یک روش مبتنی بر زمین‌آمار همراه با یک چهارچوب سیستم اطلاعات جغرافیایی (GIS) ترکیب شده و به منظور ارزیابی عملکرد و افزایش دقت شبکه باران‌سنجی موجود قرار گرفته است. رویکرد مورد استفاده در این پژوهش «احتمال پذیرش» نام دارد که در آن تعداد و موقعیت قرارگیری باران‌سنج‌ها تجزیه و تحلیل شده و سهم هر یک از ایستگاه‌های باران‌سنجی در دقت برآورد بارندگی در سطح منطقه مورد مطالعه قرار می‌گیرد. پس از پیش‌پردازش داده‌ها و اطلاعات موجود شامل بررسی ایستگاه‌های منطقه، بررسی همگنی آن‌ها و بررسی ساختار مکانی بارندگی سالانه، روش احتمال پذیرش انجام شده است که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که محدوده مطالعاتی حوضه قره‌قوم استان خراسان رضوی همگن بوده، حوضه دارای پیوستگی مکانی مناسب بوده است. با در نظر گرفتن شرایط موجود در این حوضه و با استفاده از الگوریتم روش احتمال پذیرش، ارزیابی عملکرد شبکه این حوضه در سطح احتمالی ۸۰ درصد انجام شده است. ارزیابی عملکرد شبکه باران‌سنجی حوضه قره‌قوم نشان می‌دهد که در شرایط فعلی (۶۶ ایستگاه باران‌سنجی) این حوضه دارای عملکرد (دقت پذیرش) ۶۱٪ بوده و تنها ۴۲ ایستگاه باران‌سنجی موجود در آن در تخمین میزان بارش منطقه‌ای تأثیر قابل توجهی داشته (شبکه پایه) و ۲۴ ایستگاه باران‌سنجی دیگر تأثیر کمی (شبکه غیر پایه) در افزایش دقت شبکه دارند که با افزودن ۲۴ ایستگاه پیشنهادی (جدید) به شبکه پایه عملکرد حوضه قره‌قوم به ۹۵٪ رسیده است.

کلمات کلیدی: شبکه باران‌سنجی، واریانس کریجینگ، واریوگرام، احتمال پذیرش، دقت پذیرش

۱. مقدمه

بارندگی یکی از مهمترین عوامل موثر در چرخه هیدرولوژی است. کاهش بارش سبب وقوع خشکسالی و افزایش شدت و مقدار آن موجب بروز سیلاب می‌گردد. لذا وجود یک شبکه باران‌سنجی مطلوب از نظر تعداد و پراکنش در سطح حوضه‌ها برای اندازه‌گیری بارش ضروری است. با وجود این که استفاده از شبکه رادارهای هواشناسی و فنون سنجش از دور در سال‌های اخیر رایج شده است، اما به دلیل وجود مشکلات فنی و اقتصادی تاکنون در کشور عملیاتی نشده‌اند. مسأله‌ای که برای هیدرولوژیست‌ها همواره مشکل ساز بوده است، کمبود تعداد و پراکنش نامطلوب ایستگاه‌های باران‌سنجی در سطح حوضه است [۱].

سنجش میزان عملکرد این شبکه‌ها و یا برآورد میزان دقت و یا خطای موجود یکی از چالش‌های اصلی محققین بوده است که در ادامه تعدادی از این مطالعات مورد بررسی قرار می‌گیرند:



هرشفیلد^۱ (۱۹۶۵) برای اولین بار، با استفاده از همبستگی داده‌ها در شبکه‌ی باران‌سنجی، از داده‌های بارش ۲۴ ساعته با دوره بازگشت ۲ سال و همچنین بارش‌های ۱ ساعته با دوره بازگشت ۲ سال، به منظور طراحی یک شبکه مناسب از لحاظ تراکم ایستگاه‌های باران‌سنجی در آمریکا استفاده نمود [۲]. محققان دیگری از قبیل رودریگز و مجیا^۲ (۱۹۷۴)، براس و رودریگز^۳ (۱۹۷۶) و براس و کولن^۴ (۱۹۷۸) نیز از مفهوم همبستگی مکانی داده‌های باران در طراحی شبکه باران‌سنجی استفاده نمودند [۳-۵].

چن^۵ و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی و ارزیابی تراکم و پراکنش مکانی بهینه ایستگاه‌های باران‌سنجی در شمال تایوان با استفاده از روش‌های کریجینگ و آنتروپی پرداخته‌اند. نکته حائز اهمیت در پژوهش آنان این است که درون‌یابی شبکه باران‌سنجی موجود برای بررسی تغییرات مکانی بارندگی و بدست آوردن مقدار بارندگی در نقاط قرارگیری باران‌سنجی‌های جدید با استفاده از روش کریجینگ انجام شده است و برای انتخاب تعداد مناسب و بهینه ایستگاه باران‌سنجی از روش آنتروپی استفاده شده است. اطلاعات آنتروپی، اطلاعات بارندگی هر ایستگاه باران‌سنجی در حوضه آبریز را آشکار می‌کند. با محاسبه مشترک آنتروپی و اطلاعات منتقل شده، ایستگاه‌های اندازه‌گیری باران اولویت بندی می‌شوند [۶].

شیعی و همکاران (۲۰۱۴) روش پیشنهاد شده توسط چنگ و همکاران را توسعه داده و روابط ساده‌ای برای محاسبه مقادیر احتمال پذیرش ارائه کرده‌اند. میزان کارایی و نحوه کاربرد این مدل توسط محققین آن در در حوضه گرگانود مورد ارزیابی قرار گرفته است که بیانگر عملکرد خوب آن می‌باشد [۷].

چنگ^۱ و همکاران (۲۰۰۸) در تحقیقی با استفاده از الگوریتم احتمال پذیرش (Ap)^۷ و روش زمین آماری کریجینگ، با فرض اینکه توزیع داده‌ها به صورت نرمال باشد، به ارزیابی عملکرد و تقویت شبکه موجود باران‌سنجی در شمال تایوان پرداختند. آن‌ها با استفاده از تجزیه و تحلیل واریوگرام و استفاده از کریجینگ معمولی برای درون‌یابی و محاسبه‌ی واریانس خطای تخمین، قسمتی از مساحت منطقه را که از نظر دقت برآورد قابل قبول بود تعیین کردند. طبق بررسی‌های صورت گرفته که با استفاده از الگوریتم ترتیبی بود، ایستگاه‌های باران‌سنجی به دو دسته‌ی پایه و غیرپایه تقسیم شدند که ایستگاه‌های غیرپایه چون تأثیر کمی در دقت برآورد داشتند حذف یا جابه‌جا شدند. در واقع الگوریتم Ap در این پژوهش نشان داد که دوسوم ایستگاه‌های موجود در منطقه مورد مطالعه دارای کارایی معادل شبکه‌ی فعلی از نظر تخمین برآورد بارش هستند. با افزودن ایستگاه‌های جدید در مکان‌های مشخص، کارایی شبکه از ۵۶٪ به ۸۸٪ افزایش یافت. معیار این محققین برای مناطق قابل قبول داشتن احتمال پذیرش حداقل ۰/۸ می‌باشد [۸].

پوررضا ییلندی و همکاران (۱۳۹۷) نیز روش احتمال پذیرش را در سطح استان خراسان جنوبی جهت ارائه شبکه بهینه باران‌سنجی بکار برده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که ۲۰ ایستگاه از شبکه موجود تأثیر زیادی در تخمین بارندگی استان نداشته و جابه‌جایی آن‌ها در حصول به شبکه بهینه، پیشنهاد می‌شود. همچنین ۴۳ ایستگاه باقی مانده نیز مانند شبکه اولیه (با ۶۳ ایستگاه) می‌تواند ۳۶ درصد از مساحت استان را با سطح احتمال پذیرش ۸۰ درصد، پوشش دهند. همچنین با افزودن ۲۷ باران‌سنجی در مکان‌های مشخص شده در شبکه بهینه، کارایی پوشش شبکه به حدود دو برابر حالت فعلی یعنی ۶۵ درصد سطح منطقه می‌رسد [۹].

در تحقیق حاضر برای ارزیابی و طراحی بهینه شبکه پایش بارندگی استان خراسان رضوی در حوضه قره‌قوم می‌باشد. این تحقیق به دنبال یافتن اهداف ذیل در مطالعات منابع آب می‌باشد: (۱) به کمیت در آوردن عملکرد (راندمان) شبکه سنجش بارندگی در حوضه قره‌قوم؛ (۲) بررسی موقعیت و تراکم ایستگاه‌های موجود از لحاظ تأثیر در دقت برآورد مکانی (بارندگی ناحیه‌ای)؛ و (۳) ارائه شبکه مناسب سنجش بارندگی در حوضه با حذف یا افزودن ایستگاه جدید که بر مبنای کاربرد روش احتمال پذیرش مبتنی بر کریجینگ و روش‌های گشتاورخطی جهت بررسی همگنی ایستگاه‌های منطقه می‌باشد.

۲. منطقه مورد مطالعه

حوضه‌ی قره‌قوم با مساحت حدود ۴۵۷۸۱ کیلومتر مربع است که قسمت شرق و شمال استان خراسان رضوی و بخش بسیار کوچکی از خراسان شمالی را نیز در برمی‌گیرد. حوضه قره‌قوم دارای ۱۳ زیر حوضه‌ی درجه ۳ (محدوده مطالعاتی) می‌باشد. در شکل ۱ (الف) موقعیت منطقه مورد مطالعه در استان و کشور به همراه محدوده مطالعاتی آن مشخص شده است.

¹ Hershfiled

² Rodríguez-Iturbe and Mejia

³ Bras and Rodríguez-Iturbe

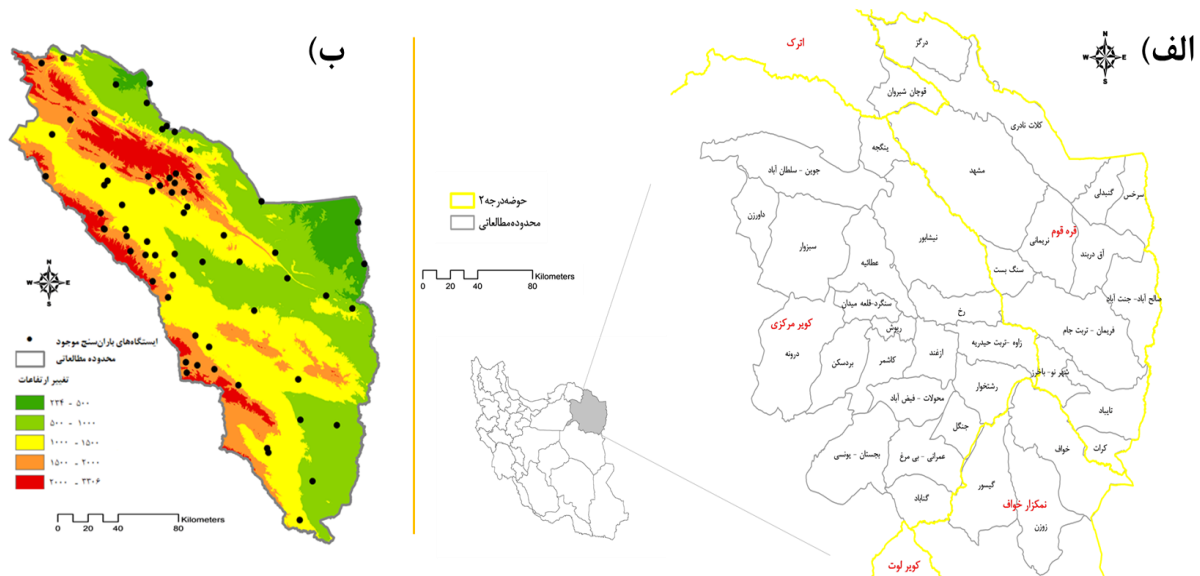
⁴ Bras and Colón

⁵ Chen

⁶ Cheng

⁷ Acceptance Probability

بر اساس داده‌های اخذ شده از شرکت آب منطقه‌ای استان خراسان رضوی در محدوده حوضه قره‌قوم در مجموع تعداد ۶۶ ایستگاه باران‌سنجی شناسایی و مورد بررسی قرار گرفته است. ارتفاعات بلند حوضه در بخش‌های شمالی و غربی حوضه قرار دارد و بخش‌های جنوبی و شرقی کمترین ارتفاعات را دارا می‌باشد. در شکل ۱ (ب) تغییرات ارتفاعی حوضه قره‌قوم به همراه ایستگاه‌های باران‌سنجی موجود در آن نشان داده شده است.



شکل ۱- الف) موقعیت حوضه قره‌قوم در استان خراسان رضوی و کشور همراه با محدوده مطالعاتی (حوضه‌های درجه ۳)؛ ب) ارتفاعات حوضه قره‌قوم و تراکم ایستگاه‌های باران‌سنجی

۳. مواد و روش‌ها

تحلیل همگنی ایستگاه‌ها

برای بررسی همگنی منطقه از نظر هیدرومتئورولوژی^۱ و تولید بارش، ابتدا فرض می‌شود که حوضه همگن می‌باشد و سپس این فرض توسط روش آزمون فرضیه بررسی می‌شود. اگر تغییرپذیری مکانی و یا فضای پراکنش ایستگاه‌ها در یک مجموعه انتخابی بزرگ باشد، احتمال تعلق این ایستگاه‌ها به یک مجموعه واحد را می‌توان به وسیله آزمون همگنی گشتاورهای خطی بررسی کرد. برای محاسبه پراکنش نسبت‌های گشتاورهای خطی ناحیه‌ای، اقدام به شبیه‌سازی داده‌های معادل همان ناحیه می‌شود. به این منظور می‌بایست تابع توزیع مناسبی را در نظر گرفته و با استفاده از آمار واقعی ناحیه‌ای، پارامترهای تابع توزیع انتخابی در هر ناحیه تعیین گردد. با استفاده از تابع چهار پارامتری کاپا جهت اجرای شبیه‌سازی داده‌های معادل همان ناحیه استفاده می‌شود [۱۰]. پس از محاسبه پارامترهای تابع توزیع کاپا برای ناحیه مورد نظر، اقدام به شبیه‌سازی داده‌های منطقه‌ای معادل به روش مونت کارلو می‌شود. به این منظور در هر ایستگاه به تعداد طول دوره آماری آن ایستگاه، اعدادی تصادفی (معمولاً به تعداد ۱۰۰۰ عدد) به عنوان مقادیر احتمال وقوع در بازه (۱، ۰) در نظر گرفته شده و با استفاده از تابع چندک توزیع کاپا^۲ و پارامترهای برآورد شده آن در ناحیه مربوطه اقدام به برآورد آمار حداکثر بارندگی روزانه معادل می‌گردد. سپس ضرایب گشتاورهای خطی (ضریب تغییرات، ضریب چولگی و کشیدگی) مربوط به آمار برآورد شده محاسبه خواهد شد. پس از محاسبه این ضرایب با استفاده از آمار شبیه‌سازی شده در تمامی ایستگاه‌های واقع در ناحیه مفروض، مقادیر V_i ($i = 1, 2, 3$) با استفاده از روابط شماره ۲ تا ۴ محاسبه می‌گردند. فرایند شبیه‌سازی آمار در هر ایستگاه و محاسبه ضرایب گشتاورهای خطی و آماره‌های V_i ، ۱۰۰۰ بار تکرار شده و در نتیجه ۱۰۰۰ مقدار V_i حاصل خواهد شد. میانگین μ_v و انحراف معیار δ_v مربوط به مقادیر شبیه‌سازی شده V_i ها تعیین می‌شود. پارامتر دیگر برای انجام آزمون همگنی، یعنی V_{Obs} را با استفاده از روابط شماره ۲ تا ۴ برای مقادیر واقعی حداکثر بارش ثبت شده ایستگاه‌های حوضه محاسبه می‌کنیم. با بدست آوردن این سه پارامتر $(V_{Obs}, \delta_v, \mu_v)$ آماره آزمون همگنی (H_i) قابل محاسبه است. سه آماره همگنی این آزمون یعنی H_1 برای بررسی ضریب تغییرات خطی (L_{CV} ،

¹ Hydrometeorology

² Multiple kappa distributions

آماره H_2 برای ترکیبی از ضریب تغییرات خطی و ضریب چولگی خطی (L_{SK}) و آماره H_3 برای ترکیبی از ضریب چولگی خطی و ضریب کشیدگی خطی (L_{KU}) بکار برده می‌شود. آماره‌های همگنی موردنظر از روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$H_i = \frac{(V_{obs} - \mu_v)}{\delta_i} \quad (1)$$

در این رابطه، μ_v و δ_v به ترتیب میانگین و انحراف معیار مقادیر شبیه‌سازی شده (تولید شده از توزیع کاپا) و پارامتر V_{obs} با استفاده از داده‌های هر حوضه محاسبه می‌شود که برای هر یک از آماره‌های H_i (به ترتیب H_1, H_2, H_3) به صورت زیر تعریف می‌شود [۱۱]:

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^N (n_i (L_{cv}^{(i)} - L_{cv}^{(R)})^2)}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (2)$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N (n_i (L_{cv}^{(R)} - L_{cv}^{(R)})^2 + (t_3^{(i)} - t_3^{(R)})^2)}{\sum_{i=1}^N n_i}^{1/2} \quad (3)$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N (n_i [(t_3^{(i)} - t_3^{(R)})^2 + (t_4^{(i)} - t_4^{(R)})^2]}{\sum_{i=1}^N n_i}^{1/2} \quad (4)$$

که در آن پارامترها به ترتیب N تعداد ایستگاه‌های حوضه، n_i طول دوره آماری ایستگاه i ام، $L_{cv}^{(i)}$ ضریب تغییرات خطی هر یک از ایستگاه‌های یک حوضه، $L_{cv}^{(R)}$ میانگین ضریب تغییرات خطی ایستگاه‌های یک حوضه (مجموع ضریب تغییرات خطی هر ایستگاه در یک حوضه و تقسیم آن بر تعداد ایستگاه حاصل می‌شود). تابع تجمعی توزیع کاپا به صورت زیر می‌باشد:

$$F(x) = \left\{ 1 - h \left[1 - k \left(\frac{x - \xi}{\alpha} \right)^k \right]^{\frac{1}{h}} \right\} \quad (5)$$

که α, ξ, k, h پارامترهای توزیع کاپا هستند که ξ پارامتر مکان، α پارامتر مقیاس، k و h هم پارامترهای شکل هستند، x مقدار واقعه و $F(x)$ تابع تجمعی توزیع می‌باشد. و مقدار تابع در رابطه ۶ بدست می‌آید.

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\frac{1 - F^h}{h} \right)^k \right] \quad (5)$$

برای محاسبه پارامترهای توزیع کاپا، از معادلات ارائه شده توسط هاسکینگ^۱ (۱۹۹۴) استفاده می‌شود [۱۱]. در نهایت با محاسبه پارامترهای توزیع کاپای حوضه و با بدست آوردن مقادیر میانگین و انحراف معیار مقادیر شبیه‌سازی شده داده‌های منطقه‌ای معادل، آماره آزمون همگنی از معادله ۱ قابل محاسبه است. اگر $|H_1|$ (که توسط رابطه ۱ بدست می‌آید) به اندازه کافی بزرگ باشد، ناحیه ناهمگن خواهد بود.

هاسکینگ و والیس^۲ (۱۹۹۷) پیشنهاد کردند که یک ناحیه، وقتی می‌تواند به عنوان یک ناحیه همگن قابل قبول باشد اگر $|H_1| < 1$ و می‌تواند ناحیه نسبتاً همگن باشد اگر $1 \leq |H_1| < 2$ و به عنوان ناحیه مشخصاً ناهمگن خواهد بود اگر $|H_1| > 2$ باشد. در عمل عنوان می‌شود که معیار H_1 به منظور بررسی این آزمون معیار مناسبی می‌باشد [۱۰].

هاسکینگ و والیس (۱۹۹۷) آماره دیگری با نام آماره D را جهت شناسایی ایستگاه‌های ناسازگار^۳ نسبت به کل گروه ایستگاه‌ها را معرفی کردند، به طوری که اگر مقدار D بزرگ‌تر از ۳ باشد ایستگاه ناجور بوده و از گروه حذف می‌شود. مقدار آماره D از رابطه زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (6)$$

$$S = (N - 1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (7)$$

$$\bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i \quad (8)$$

که $u_i = [t^i, t_3^i, t_4^i]$ ماتریس ترانواده گشتاورهای خطی در ایستگاه i ، N تعداد ایستگاه و S ماتریس کوواریانس نمونه است.

بررسی تغییرات مکانی بارندگی و تحلیل واریوگرام اقلیمی

¹ Hosking

² Hosking and Wallis

³ Discordancy

ماهیت تصادفی بسیاری از پدیده‌های طبیعی را می‌توان با متغیر تصادفی $Z(x)$ نشان داد که x نشان دهنده‌ی موقعیت مکانی است و Z پدیده‌ی تصادفی مورد مطالعه، مانند عمق بارندگی، می‌باشد. ساختار تغییرات مکانی متغیر تصادفی $Z(x)$ با میانگین ایستار می‌توان توسط واریوگرام آن به صورت زیر تعریف کرد:

$$\gamma(|x_i - x_j|) = \frac{1}{2} \text{Var}[Z(x_i) - Z(x_j)] = \frac{1}{2} E[Z(x_i) - Z(x_j)]^2 \quad (9)$$

که $E(z)$ و $\text{Var}(z)$ به ترتیب بیانگر مقدار مورد انتظار و واریانس متغیر تصادفی Z هستند. رابطه ۹ نشان می‌دهد که واریوگرام، مستقل از موقعیت‌های مکانی است و فقط به فاصله‌ی بین جفت نقاط بستگی دارد. زمانی که فاصله h افزایش می‌یابد، واریوگرام 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 واریوگرام برای تمامی وقایع بارندگی صرف نظر از شدت‌های آن‌ها، فصل و شرایط اقلیمی در نظر گرفت. در این مورد از مدل واریوگرام اقلیمی [۱۲] می‌توان استفاده کرد:

$$\gamma(m, h) = \alpha(m) \gamma^*(h) \quad (10)$$

که m یک شاخص برای واقعه‌ی بارندگی، h فاصله‌ی 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 واقعه‌ی بدون تغییر است و واریوگرام بدون بعد نامیده می‌شود. در مناطقی که شرایط هواشناسی بسیار متغیر است، ضریب $\alpha(m)$ به سبب تغییرات زمانی شدت بارندگی تاثیر مقیاس را لحاظ می‌کند [۱]. در این مطالعه واریوگرام‌های بدون بعد برای بارندگی سالانه 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 معادله خطی زیر به دست آوریم:

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (11)$$

که λ_i وزن‌های در نظر گرفته شده برای تخمین‌ها است. این وزن‌ها با حل سیستم معادله کریجینگ معمولی بدست می‌آیند. واریانس خطای تخمین به عنوان واریانس کریجینگ معمولی به صورت زیر است:

$$\sigma_k^2(x_0) = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma_{i0} \quad (12)$$

که μ ضریب لاگرانژ است و λ_{i0} مقدار واریوگرام بین نقطه معلوم $Z(x_i)$ و نقطه مجهول $Z(x_0)$ است.

برای حذف نایستایی مکانی و زمانی و ساخت واریوگرام بدون بعد، داده‌های بارندگی سالانه توسط رابطه زیر به صورت مقیاس شده تبدیل می‌شوند [۸]:

$$R_i^*(j) = \frac{R_i(j) - R_{m,j}}{S(j)} \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (13)$$

که $R_i(j)$ و $R_{m,j}$ به ترتیب نشان دهنده بارندگی سالانه سال j ام و متوسط بارندگی سالانه ایستگاه i ام است، $S(j)$ انحراف معیار بارندگی سالانه در سال j ام است و $R_i^*(j)$ داده‌های مقیاس شده می‌باشد که در ساخت واریوگرام اقلیمی بدون بعد از آن استفاده می‌شود.

برای تحلیل واریوگرام از نرم افزار Variowin2.2 استفاده شده است [۱۳]. جهت ارزیابی بهترین برازش معیار IGF در نرم افزار Variowin2.2 مورد بررسی قرار گرفت که به صورت معادله ۱۴ می‌باشد:

$$IGF = \frac{1}{N} \sum_{K=1}^N \sum_{i=0}^{n(K)} \frac{P(i) D(K)}{\sum_{j=0}^{n(K)} P(j) d(r)} \left[\frac{\gamma(i) - \hat{\gamma}(i)}{\sigma^2} \right]^2 \quad (14)$$

که N تعداد واریوگرام‌های جهت دار، $n(k)$ تعداد تاخیر^۱های مربوط به واریوگرام K ، $D(k)$ حداکثر فاصله برای واریوگرام K ، $P(i)$ نشان‌دهنده تعداد جفت نقاط در تاخیر i از واریوگرام K ، $d(i)$ نشان‌دهنده میانگین فاصله جفت نقاط در تاخیر i از واریوگرام 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 نشان‌دهنده‌ی برازش بهتر است [۱۳].

¹ Indication of the Goodness of Fit

² Lag

مفهوم احتمال پذیرش

دقت تخمین بارندگی نقطه‌ای در هر منطقه 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. مقدار برآورد در نقطه X_0 قابل قبول خواهد بود اگر مقدار برآورد شده در دامنه‌ای از مقدار واقعی قرار گیرد که در قالب معادله زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} |\tilde{z}(x_0)| &= |\hat{z}(x_0) - z(x_0)| < r \\ r &= k \sigma_z \end{aligned} \quad (14)$$

که در واقع $r > 0$ است. از آنجا که در نقطه‌ی مشخص X_0 دقت برآورد برای زمان‌های مختلف و وقایع متفاوت تغییر می‌کند؛ بایستی ارزیابی 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 قابل بیان می‌باشد [۸]:

$$P[|\tilde{z}(x_0) - z(x_0)| < k \sigma_z] \geq \alpha \quad (15)$$

که در معادله ۱۵ دامنه‌ی قابل قبول برای خطای برآورد برحسب انحراف معیار متغیر تصادفی $Z(x)$ است، ضریب k و حداقل احتمال α بر اساس 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 [۸]. در روش کریجینگ معمولی واریانس خطای تخمین (واریانس کریجینگ) توسط معادله ۱۲ بدست می‌آید. چون تخمین گر کریجینگ معمولی نااریب 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 این که 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:

$$P[|\tilde{z}(x_0)| < \sigma_z] = P\left[\frac{|\tilde{z}(x_0)|}{\sigma_k(x_0)} < \frac{\sigma_z}{\sigma_k(x_0)}\right] = P\left[|\tilde{z}^*(x_0)| < \frac{\sigma_z}{\sigma_k(x_0)}\right] = p_A(x_0) \quad (16)$$

که در آن $\tilde{Z}^*(x_0)$ خطای تخمین استاندارد می‌باشد و از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند $\tilde{Z}^*(x_0) \sim N(0,1)$ که σ_z انحراف معیار داده‌های بارندگی مقیاس شده می‌باشد که معادل سقف واریوگرام بدون بعد در نظر گرفته می‌شود) و $\sigma_k(x_0)$ جذر واریانس تخمین کریجینگ می‌باشد و $P_A(x_0)$ احتمال پذیرش^۱ 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 تنها اگر احتمال پذیرش مربوط به آن بزرگتر یا مساوی α باشد. در نتیجه برآورد در آن نقطه از دقت پذیرش^۲ برخوردار است. به بیان دیگر نقاطی که واریانس‌های کریجینگ بزرگتر دارند احتمال‌های پذیرش در آن‌ها کم‌تر می‌باشد [۸].

از آنجایی که در محاسبه $P_A(x_0)$ نیاز به مراجعه به جدول توزیع نرمال استاندارد می‌باشد، لذا 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 بدست می‌آید:

$$D(x) = P(Z < x) = \frac{1}{2} \left[\operatorname{erf} \left(\frac{x}{\sqrt{2}} \right) + 1 \right] \quad (17)$$

تقریب $\operatorname{erf}(y)$ برابر است با [۱۴]:

$$\operatorname{erf}(y) \approx \left[1 - \exp \left(-y^2 \frac{\pi}{1 + 0.14y^2} \right) \right]^{1/2} \quad (18)$$

با توجه به رابطه ۱۶ و شکل تابع توزیع نرمال می‌توان نوشت:

$$P(|Z| < x) = 1 - 2P(Z < -x) \quad (19)$$

بنابراین با توجه به رابطه ۱۶ و ادغام رابطه ۱۸ در ۱۷، و با استفاده از رابطه ۱۹ احتمال پذیرش توسط رابطه ۲۰ قابل محاسبه است [۷].

¹ Acceptable Probability

² Acceptable Accuracy

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

$$\tau = \frac{\sigma_z}{\sqrt{2}\sigma_k(x_0)} \quad (20)$$

الگوریتم ارزیابی و بهینه‌یابی شبکه 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 هر نقطه‌ی درون منطقه مورد مطالعه محاسبه کرد. یک شبکه‌ی موجود ایستگاه‌های باران‌سنجی را می‌توان برحسب درصد مساحت با دقت پذیرش را از طریق جابه‌جایی ایستگاه‌ها یا اضافه کردن ایستگاه‌های جدید تقویت کرد. از الگوریتم ارائه شده توسط چنگ و همکاران (۲۰۰۸) می‌توان جهت ارزیابی کارایی توأم مجموعه‌ای از ایستگاه‌های باران‌سنجی استفاده کرد، که به شرح ذیل می‌باشد [۷]. [۸]

- (۱) محاسبه A_p برای شبکه با حذف یک ایستگاه از شبکه موجود در یک سطح دقت مورد نظر (α);
 - (۲) برگرداندن ایستگاه حذف شده در مرحله قبل به شبکه، انتخاب ایستگاهی دیگر و محاسبه مجدد A_p . این مرحله تا آنجایی ادامه می‌یابد که همه ایستگاه‌ها مورد استفاده قرار گیرند. بنابراین مجموعه‌ای از مقادیر A_p به ازای حذف هر ایستگاه از شبکه بدست می‌آید؛
 - (۳) در این مرحله ایستگاهی که بیشترین مقدار A_p را در مرحله ۲ داشته از محاسبات کنار گذاشته می‌شود. سپس از تعداد ایستگاه‌های باقی‌مانده یکی کم می‌شود و مراحل ۱ و ۲ تکرار می‌شوند. مرحله ۳ تا زمانی اجرا می‌شود که تنها یک ایستگاه باقی بماند؛
- 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، نمودارهایی برای نشان دادن ترتیب اولویت باران‌سنج‌ها و کارایی زیر مجموعه‌ای از باران‌سنج‌ها تهیه می‌شوند و براساس آن‌ها ابتدا شبکه‌ی ایستگاه‌های مبنا و سپس موقعیت بهینه ایستگاه‌ها قابل مکان‌یابی می‌باشد.

۴. نتایج و بحث

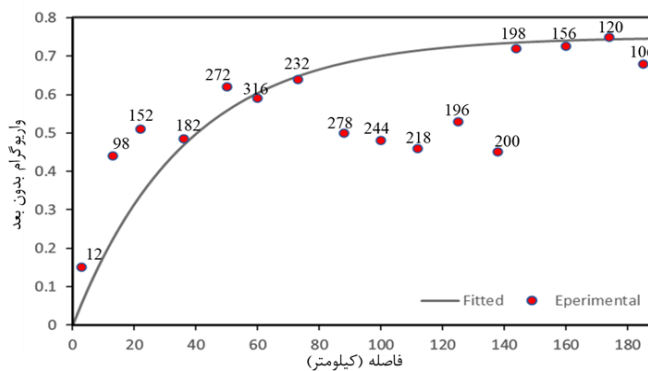
تحلیل همگنی داده‌های ایستگاه‌های باران‌سنجی

باتوجه به داده‌های جمع‌آوری شده از ۶۶ ایستگاه تا سال آبی ۹۷-۱۳۹۶، ایستگاه‌های با دوره‌ی مشترک ۲۷ساله (از سال آبی ۷۱-۱۳۷۰ تا ۹۷-۱۳۹۶) به عنوان شبکه ایستگاه‌های منتخب برای انجام تحلیل‌های موردنظر انتخاب شدند (۵۹ ایستگاه). برای بررسی همگنی ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه، همگنی تمامی ایستگاه‌ها در سطح حوضه توسط روش گشتاورهای خطی به کمک برنامه‌نویسی در محیط Rstudio مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون نشان داد قدرمطلق آماره H_1 برای منطقه مورد مطالعه برابر با ۰/۲ (کمتر از ۱) می‌باشد. بنابراین شبکه ایستگاه‌ها در منطقه مورد نظر همگن می‌باشد، و یا به عبارتی رفتار بارندگی سالانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه مشابه است. همچنین با استفاده از روش گشتاورخطی در سطح حوضه درجه ۲ قره‌قوم، مشخص شد که برخی ایستگاه‌ها رفتار ناسازگار داشتند. نتایج آماره ناسازگار (D) نشان داد که سه تا از ایستگاه‌های منطقه (آبدفیزی، بهمن‌جان علیا و شمخال) ایستگاه‌های ناسازگار نسبت به بقیه ایستگاه‌های منطقه می‌باشند. جهت اطمینان بیشتر در خصوص ناسازگاری ایستگاه‌ها و تأثیر آن‌ها در همگنی، مجموعه ایستگاه‌های ناسازگار به صورت منفرد از مجموعه ایستگاه‌ها حذف گردید و بعد از حذف هر ایستگاه آماره همگنی مجدد مورد بررسی قرار گرفت. در نهایت طبق نتایج به‌دست آمده، که محدوده مورد مطالعه همگن بوده و ایستگاه‌های ناسازگار تأثیری در مقدار همگنی منطقه نداشته و از مجموعه تعداد ۵۹ ایستگاه، ایستگاهی حذف نگردید.

نتایج تحلیل ساختار مکانی (واریوگرام) تغییرات بارندگی سالانه

تغییرات مکانی بارندگی سالانه در حوضه‌ی قره‌قوم با استفاده از آنالیز واریوگرام اقلیمی بررسی می‌شود. قبل از انجام تحلیل زمین آماری و برازش واریوگرام برای ایستگاه‌های منطقه، بر اساس مفهوم واریوگرام بدون بعد یا به عبارتی واریوگرام اقلیمی ابتدا داده‌های بارندگی سالانه حوضه قره‌قوم، بایستی بدون بعد، بدون روند و دارای تابع توزیع نرمال باشند (معادله‌ی ۱۳ ارائه شده است). برای تحلیل ساختار مکانی بارندگی سالانه در ایستگاه‌های باران‌سنجی حوضه، ابتدا واریوگرام تجربی آن به کمک نرم‌افزار variowin 2.2 ترسیم شد و با استفاده از معیار IGF در نرم‌افزار variowin 2.2 (که در معادله‌ی ۱۴ ارائه شده است)، بهترین برازش واریوگرام نظری بر روی آن انجام شد (شکل ۲). برای برازش واریوگرام تجربی از انواع متداول واریوگرام نظری مانند: خطی، توانی، نمایی، و گوسی استفاده شد و در نهایت مدل واریوگرام نمایی به عنوان برازش مناسب انتخاب شد. انتخاب واریوگرام نمایی در تطابق با مطالعات قبلی می‌باشد [۷]، [۹]. در شکل ۲ واریوگرام بدون بعد نمایی برای بارندگی سالانه در حوضه قره‌قوم ارائه شده که دامنه تاثیر آن برابر ۱۱۰ کیلومتر، سقف آن ۰/۷۵ برحسب واحد بدون بعد، اثر قطعه‌ای آن صفر و مقدار IGF آن ۰/۱ به دست آمده است. واریوگرام برازش داده شده (تابع نمایی) در معادله قابل نمایش است.

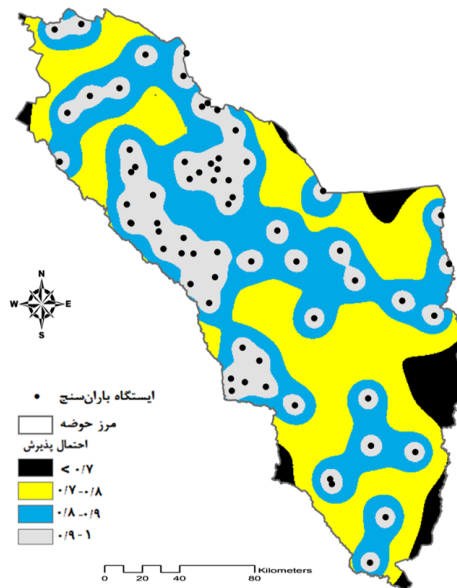
$$\gamma(h) = 0.75(1 - \exp(-\frac{h}{36.66})) \quad (21)$$



شکل ۲- واریوگرام تجربی (نقاط) و برازش داده شده (منحنی) بارندگی سالانه در حوضه قره‌قوم (اعداد نشان داده شده نمایانگر تعداد جفت نقاط است)

محاسبه احتمال پذیرش و عملکرد شبکه حوضه قره‌قوم

بر اساس ساختار مکانی تغییرات بارندگی سالانه در منطقه و روابط ارائه شده در محاسبه احتمال پذیرش، احتمال پذیرش در نقاط مختلف حوضه محاسبه و سپس دقت پذیرش (A_p) در سطوح احتمال مختلف تحلیل و بررسی شده‌اند. در این مطالعه از بارندگی سالانه برای ترسیم نقشه‌های هم مقدار احتمال پذیرش و ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی (به عبارتی محاسبه دقت پذیرش) منطقه استفاده شده است. بر اساس معادله محاسبه احتمال پذیرش (معادله ۲۰) و الگوریتم ارائه شده ارزیابی شبکه باران‌سنجی انجام شده است، احتمال پذیرش در شبکه شامل تمامی ایستگاه‌های باران‌سنجی فعال منطقه (به عبارتی تعداد ۶۶ ایستگاه موجود) محاسبه شده است و نتیجه مقادیر هم مقدار آن در شکل ۳ آمده است. نتایج نشان داد که بازه تغییرات احتمال پذیرش بین ۰/۶ تا ۱ به دست آمده است. در محل هر ایستگاه باران‌سنجی مقدار احتمال پذیرش برابر یک می‌باشد چون تخمین گر 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 مناطقی که ایستگاه وجود ندارد احتمال پذیرش کمتر از سایر نقاط می‌باشد.



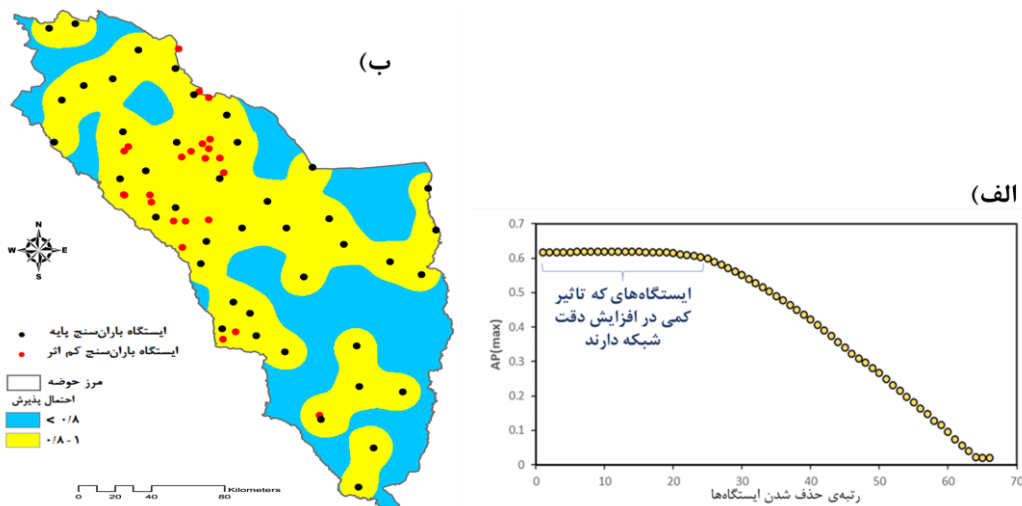
شکل ۳- توزیع مکانی مقادیر احتمال پذیرش در شبکه باران‌سنجی موجود حوضه قره‌قوم

در شکل ۳ نقشه هم‌مقدار احتمال پذیرش در سطح حوضه قره‌قوم و شبکه موجود در آن (۶۶ ایستگاه) نشان داده شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، عملکرد شبکه موجود باران‌سنجی قره‌قوم حدود ۶۱٪ است. به عبارتی نسبت مساحت بخشی از حوضه که دارای احتمال پذیرش بالای هشتاد درصد است $(\alpha = 0.8)$ به کل حوضه برابر ۶۱٪ می‌باشد $(A_p = 0.61)$. بنابراین دقت پذیرش برآورد تغییرات مکانی بارندگی سالانه (عملکرد شبکه) در حوضه قره‌قوم برابر ۶۱٪ است. چنگ و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه خود در یک منطقه مرطوب (با متوسط بارندگی سالانه ۴۰۰ میلی‌متر) به این نتیجه رسیده‌اند که در صورتی که آستانه قابل قبول (α) را برای A_p برابر ۸۰٪ در عنوان معیار ارزیابی شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی در نظر بگیریم آنگاه در سطح $(\alpha = 0.8)$ شبکه باران‌سنجی مورد تایید می‌باشد و قابل ارزیابی و بهینه‌یابی می‌باشد [۸].

ارزیابی مشارکت ایستگاه‌های باران‌سنجی موجود در افزایش دقت شبکه

با اجرای الگوریتم تکرار روش احتمال پذیرش، تمامی ایستگاه‌ها براساس نوبت (رتبه) حذف شدنشان اولویت‌بندی شدند و با استفاده از مقادیر A_p (دقت پذیرش) مربوط به حذف تک ایستگاه‌های باران‌سنجی و مجموعه‌ای از ایستگاه‌های باقیمانده، نمودار تغییرات A_p بر اساس شماره ایستگاه حذف شده متناظر با آن برای نشان دادن ترتیب اولویت باران‌سنجی‌ها و کارایی مجموعه‌ی باران‌سنجی‌ها در ترسیم می‌شود (شکل ۴). همانطور که در شکل ۴ نشان داده شده است تعداد ۲۴ ایستگاه موجود نقش بسیار کمی در افزایش دقت برآورد مکانی بارندگی در حوضه دارند. به طوری که این ایستگاه‌ها بهتر است در روند بهینه‌یابی و تقویت شبکه باران‌سنجی جابه‌جا شوند و یا در صورت تحمیل هزینه‌های اضافی حذف گردند. بنابراین شبکه ایستگاه‌های باران‌سنجی قره‌قوم تنها با ۴۲ ایستگاه، عملکردی برابر با کل ایستگاه‌های موجود (۶۶ باران‌سنجی) خواهد داشت. به مجموع ۴۲ ایستگاهی که هر کدام نقش موثری در افزایش دقت شبکه باران‌سنجی دارند شبکه پایه^۱ گفته می‌شود. در شکل ۴، شبکه پایه به همراه موقعیت ایستگاه‌هایی که تأثیر کمی در افزایش دقت (عملکرد) شبکه دارند، نشان داده شده است؛ در این شکل، مناطقی که احتمال پذیرش در آن‌ها کمتر از ۰/۸ است، می‌بایست جهت تأسیس ایستگاه جدید برای تقویت شبکه پایه باران‌سنجی مدنظر قرار گیرند.

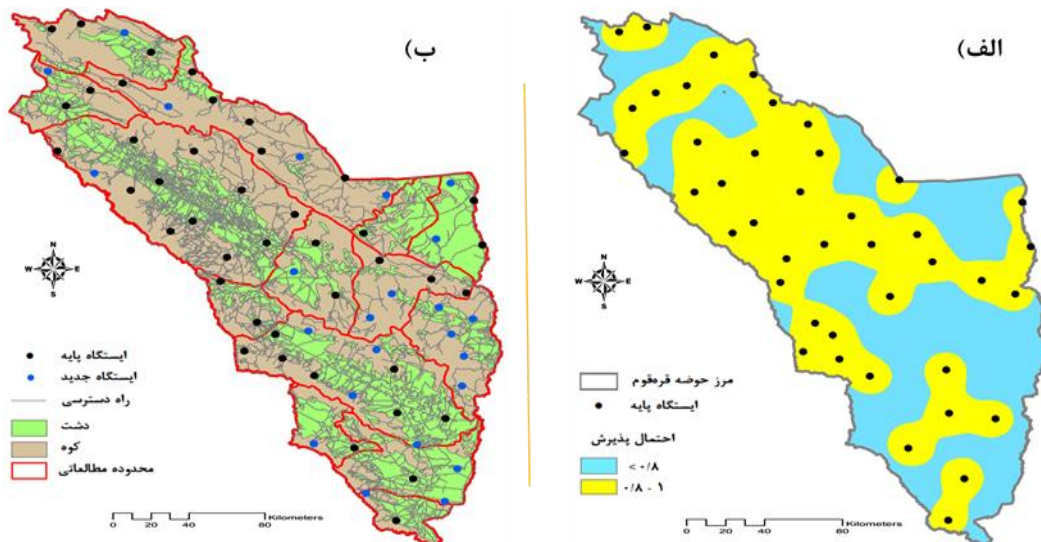
¹ basic network



شکل ۴- ارزیابی مشارکت ایستگاه‌های باران‌سنجی در حوضه قره‌قوم: الف) اولویت‌بندی ایستگاه‌ها و مقدار AP متناظر آن‌ها در کاربرد الگوریتم روش احتمال پذیرش؛ ب) توزیع مکانی مقادیر احتمال پذیرش در شبکه باران‌سنجی پایه به همراه ایستگاه‌هایی که نقش کمی در افزایش دقت شبکه دارند

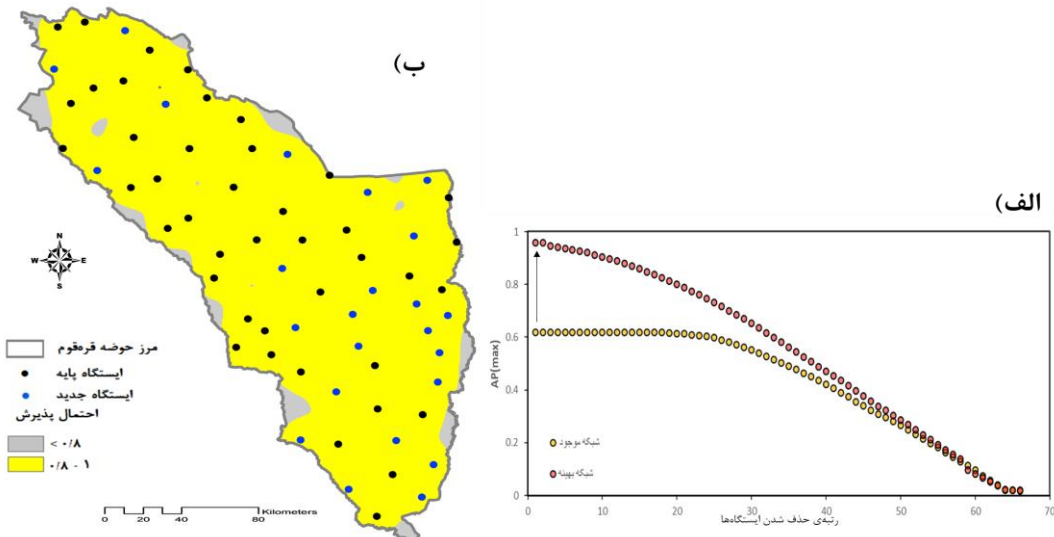
تقویت و بهینه‌یابی شبکه باران‌سنجی موجود در منطقه

برای افزایش دقت در شبکه باران‌سنجی پایه و یا به عبارت دیگر افزایش کارایی شبکه به دقت پذیرش (A_p) ۱۰۰ درصد، در مناطقی که $P(A) < 0.8$ در شکل ۵ با توجه به الگوریتم ارائه شده می‌توان به ترتیب نقاطی را که بیشترین A_p را در ترکیب با شبکه باران‌سنجی پایه می‌دهند بدست آورد. برای این کار ابتدا یک سری نقاط پیشنهادی (شبکه پیشنهادی جدید) در نقاطی که مقادیر احتمال پذیرش در آن‌ها کمتر از حد آستانه آن می‌باشد، در نظر گرفته شده و سپس الگوریتم بهینه‌یابی ارائه شده اجرا می‌شود. برای این ابتدا تمامی مناطقی که احتمال پذیرش در آن‌ها کمتر از ۸۰ درصد می‌باشد (منطقه آبی رنگ در شکل ۵) مشخص شده و محدوده‌ای که امکان تأسیس و یا جابه‌جایی ایستگاه در آن‌ها وجود دارد انتخاب شده. با توجه به شکل ۵ در انتخاب نقاط مناسب برای نصب باران‌سنجی‌های جدید (شبکه پیشنهادی جدید)، وجود مراکز جمعیتی و دسترسی به راه‌های فرعی و اصلی، محدوده و موقعیت مکانی روستاها، محدوده مطالعاتی (مرز حوضه‌های درجه ۳) و ارتفاعات مد نظر قرار گرفته شده است و الگوریتم بهینه‌یابی اجرا می‌شود. و همچنین به تحلیل و بررسی مساحت و نحوه قرارگیری ایستگاه‌ها در منطقه پرداخته شده است.



شکل ۵- الف) توزیع مکانی احتمال پذیرش شبکه پایه؛ ب) موقعیت مکانی ایستگاه‌های پیشنهادی به همراه ایستگاه‌های پایه با توجه به راه‌های دسترسی و ارتفاعات منطقه

ارزیابی کارایی شبکه بر اساس درصدی از مساحت منطقه مورد مطالعه با دقت پذیرش Ap طبق الگوریتم ارایه شده در سازنده مدل^۱ که خود به عنوان ابزاری که مدل را در آن ارتقا داده ایم در GIS مورد استفاده قرار می گیرد. کارایی شبکه فعلی با ۶۶ ایستگاه موجود ۶۱٪ بوده است و اکنون با توجه به شکل ۶ با بهینه یابی شبکه باران سنج ها کارایی شبکه جدید به ۹۵٪ رسیده است. در نتیجه کارایی شبکه جدید نسبت به قبل ۳۴ درصد افزایش پیدا کرده است. این در حالی است که شبکه جدید با ۶۶ ایستگاه به عملکرد و کارایی دقت پذیرش ۹۵٪ رسیده است و شبکه قدیمی نیز با ۶۶ ایستگاه حداکثر دارای عملکرد یا کارایی آن ۶۱ درصد است. شبکه بهینه جدید با افزوده شدن ۲۴ ایستگاه جدید به ۴۲ ایستگاه های پایه قابل طراحی می باشد. ۲۴ ایستگاه جدید را می توان با جابه جایی ایستگاه هایی که نقش کمی در افزایش دقت و کارایی شبکه دارند (۲۴ ایستگاه کم تأثیر) جایگزین نمود. هر چند در واقعیت امکان حذف یا جابه جایی همه آن ها وجود ندارد.



شکل ۶- تقویت شبکه باران سنجی قره قوم، الف) توزیع مکانی احتمال پذیرش در شبکه باران سنجی بهینه به همراه موقعیت ایستگاه های جدید پیشنهادی در سطح احتمال ۸۰ درصد؛ ب) اولویت بندی حذف ایستگاه ها و مقدار Ap متناظر آن ها در شبکه بهینه در سطح احتمال ۸۰ درصد در حوضه قره قوم

۵. نتیجه گیری

تخمین دقیق تغییرات مکانی بارندگی در حوضه های آبریز همواره چالشی در مباحث مدل سازی بارش-رواناب و همچنین بررسی تغییرات بیلان منابع آبی بوده است. بنابراین ارزیابی عملکرد شبکه ایستگاه های باران سنجی در حوضه ها از اهمیت زیادی برخوردار می باشد. اما اغلب عدم وجود یک معیار مناسب برای این امر احساس شده است. روش احتمال پذیرش می تواند به عنوان یک روش ساده و کاربردی این مسئله را در مطالعات منابع آب حل نماید. این روش مبتنی بر مدل زمین آماری کریجینگ برای ارزیابی و بهینه یابی شبکه ایستگاه های باران سنجی می باشد و مفهوم آن بر اساس درصدی از مساحت منطقه با دقت پذیرش (مهم) می باشد. از مزیت های بسیار مهم این روش می توان به موارد زیر اشاره کرد: (۱) در نظر گرفتن بارندگی نقطه ای (به جای در نظر گرفتن میانگین) در بررسی دقت تخمین توزیع مکانی بارش؛ (۲) انعطاف پذیری بالا، به طوری که پارامترهای معادله احتمال پذیرش نسبت به مقیاس زمانی بارش (ساعتی یا سالانه) و میزان خطا در وسایل اندازه گیری بارندگی قابل تعیین می باشند؛ و (۳) کمی سازی میزان مشارکت هر ایستگاه باران سنج در دقت تخمین توزیع مکانی بارندگی.

۶. مراجع

- [۱] م. شفیع، ب. قهرمان، ب. ثقفیان. "ارزیابی و بهینه یابی شبکه ایستگاه های باران سنجی بر مبنای روش کریجینگ احتمالاتی (مطالعه موردی حوضه گرگان رود)", "مجله تحقیقات منابع آب ایران. جلد ۹، شماره ۲، صص ۹-۱۸، ۱۳۹۲
- [2] D. M. Hershfield, "On the spacing of raingages," *Proc. WMO/IASH Symp. Des. Hydrometeorologic*

¹ Model Builder



- Networks, Int. Assoc. Sci. Hydrol.*, vol. 67, pp. 72–79, 1965, [Online]. Available: <http://cwt33.ecology.uga.edu/publications/870.pdf>.
- [3] I. Rodríguez-Iturbe and J. M. Mejía, “The design of rainfall networks in time and space,” *Water Resour. Res.*, vol. 10, no. 4, pp. 713–728, Aug. 1974, doi: 10.1029/WR010i004p00713.
- [4] R. L. Bras and I. Rodríguez-Iturbe, “Network design for the estimation of areal mean of rainfall events,” *Water Resour. Res.*, vol. 12, no. 6, pp. 1185–1195, Dec. 1976, doi: 10.1029/WR012i006p01185.
- [5] R. L. Bras and R. Colón, “Time-averaged areal mean of precipitation: Estimation and network design,” *Water Resour. Res.*, vol. 14, no. 5, pp. 878–888, Oct. 1978, doi: 10.1029/WR014i005p00878.
- [6] Y.-C. Chen, C. Wei, and H.-C. Yeh, “Rainfall network design using kriging and entropy,” *Hydrol. Process.*, vol. 22, no. 3, pp. 340–346, Jan. 2008, doi: 10.1002/hyp.6292.
- [7] M. Shafiei, B. Ghahraman, B. Saghaian, S. Pande, S. Gharari, and K. Davary, “Assessment of rain-gauge networks using a probabilistic GIS based approach,” *Hydrol. Res.*, vol. 45, no. 4–5, pp. 551–562, 2014, doi: 10.2166/nh.2013.042.
- [8] K. Cheng, Y. Lin, and J. Liou, “Rain-gauge network evaluation and augmentation using geostatistics,” *Hydrol. Process.*, vol. 22, no. 14, pp. 2554–2564, Jul. 2008, doi: 10.1002/hyp.6851.
- [9] م. پوررضا بیلندی، م. شفیعی، ف. شهابی فرد و ه. موسی زاده. “کاربرد رهیافت احتمال پذیرش در تعیین تراکم بهینه ایستگاه‌های باران‌سنجی استان خراسان جنوبی،” *نشریه هواشناسی کشاورزی*. جلد ۶، شماره ۱، صص ۹–۱۸، ۱۳۹۷.
- [10] J. R. M. Hosking and J. R. Wallis, *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. Cambridge University Press, New York, USA., 1997.
- [11] J. R. M. Hosking, “The four-parameter kappa distribution,” *IBM J. Res. Dev.*, vol. 38, no. 3, pp. 251–258, May 1994, doi: 10.1147/rd.383.0251.
- [12] G. Bastin, B. Lorent, C. Duqué, and M. Gevers, “Optimal Estimation of the Average Areal Rainfall and Optimal Selection of Rain Gauge Locations,” *Water Resour. Res.*, vol. 20, no. 4, pp. 463–470, 1984, doi: 10.1029/WR020i004p00463.
- [13] Y. Pannatier, *VARIOWIN software for spatial data analysis in 2D*. Springer, New York. Lausanne Edition Springer, Institut of Mineralogy, University of Lausanne., 1996.
- [14] S. Winitzki, “Uniform Approximations for Transcendental Functions,” in *Lecture Notes in Computer Science (including subseries Lecture Notes in Artificial Intelligence and Lecture Notes in Bioinformatics)*, vol. 2667, 2003, pp. 780–789.