

تخمین ضرایب چولگی توزینی جهت برآورد سیلاب طرح (مطالعه موردی: استان آذربایجان غربی)

جواد بهمنش^۱ - مهدی حسامی افشار^{۲*}

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۰۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۵

چکیده

برای تعیین دبی با دوره های بازگشت مختلف در مطالعات هیدرولوژیک، برآورد ضریب چولگی با دقت قابل قبول مورد نیاز می باشد. برآورد چولگی جامعه در مناطق مختلف، زمانی بهبود می یابد که برای محاسبه آن از متوسط وزن دار چولگی نمونه و چولگی تعمیم یافته استفاده شود. استان آذربایجان غربی دارای سه منطقه هیدرولوژیک متفاوت می باشد. شمال استان جزو حوضه آبریز رودخانه ارس، مرکز استان جزو حوضه آبریز دریاچه ارومیه و قسمتی از جنوب استان جزو حوضه آبریز رودخانه زاب می باشد. در تحقیق حاضر، سه روش توسعه نقشه های هم چولگی با در نظر گرفتن استان آذربایجان غربی به صورت متحدالشکل، نقشه هم چولگی با در نظر گرفتن ۳ منطقه هیدرولوژیک و میانگین وزن دار چولگی برای مناطق هیدرولوژیک سه گانه مورد استفاده قرار گرفتند تا ضرایب چولگی تعمیم یافته ۶۷ ایستگاه هیدرومتری با طول دوره های آماری متفاوت (۱۶ الی ۶۲ سال) برآورد گردند. نتایج نشان دادند که بیش تر مناطق استان، دارای ضریب چولگی منفی می باشند. همچنین نتایج نشان داد که در بین مناطق هیدرولوژیک سه گانه استان، منطقه هیدرولوژیک رودخانه زاب دارای کمترین خطا در بین مناطق مورد بررسی می باشد. در بین روش های توسعه نقشه های هم چولگی نیز نقشه هم چولگی توسعه یافته شده به طریق تقسیم بندی استان به مناطق هیدرولوژیک سه گانه با میانگین مربعات خطای چولگی تعمیم یافته برابر با 0.55، نسبت به روش های دیگر، از دقت بالاتری برخوردار می باشد.

واژه های کلیدی: دریاچه ارومیه، زیرحوضه ارس، زیرحوضه زاب، فراوانی سیل، کمبود داده

مقدمه

حوضه های هیدرولوژیک و تبدیل آنها به آبراهه های زودگذر می باشد (۱۹ و ۳۵).

با توجه به فشارهایی که بر منابع آب به دلیل کمبود آب ایجاد گردیده است باید تمامی عوامل که در تغییرات مصرف آب نقش دارند شناسایی شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. مدیریت منابع آب باید به طور فزاینده ای به سمت پایداری منابع آب تمرکز داشته و عوامل اثرگذار بر روی آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد (۱۶). دانش چگونگی جریان رودخانه ها و مشخصات آماری آنها برای برنامه ریزی و مدیریت منابع آب نظیر طراحی سدها و نیروگاه های برق آبی، ارزیابی در دسترس بودن آب جهت آبیاری و مصارف دیگر، و ارزیابی خطر سیل و خشکسالی بسیار موثر می باشد (۱۸ و ۳۴).

فراوانی سیل یکی از مشخصات آماری جریان های رودخانه ای می باشد که تجزیه و تحلیل آن نقش مهمی را در ارزیابی هیدرولوژیک و اقتصادی پروژه های منابع آب ایفا می کند. این امر به کمک برآورد دوره بازگشت سیل و مقادیر متناظر رخداد آن صورت می پذیرد (۱۵). داده های تاریخی در برآورد جریان رودخانه ها و بروز

آب یکی از عناصر مهم در تمامی فعالیت های انسانی می باشد. افزایش چالش ها در رابطه با مصرف آب، رشد سریع جمعیت و انتظار رشد کیفی منابع آب باعث بهبود جایگاه برنامه ریزی و مدیریت منابع آب شده است. در دهه های اخیر، کمبود آب به همراه افزایش تعداد رخداد سیل و تخریب کیفیت آب، اثرات منفی بسیاری را بر توسعه اجتماعی و اقتصادی گذاشته است (۱۴). در کنار این امر عوامل مختلف از جمله رشد جمعیت و در پیرو آن افزایش نیاز آبی، آلودگی، توسعه اقتصادی، تغییر کاربری اراضی و تغییرات آب و هوایی نیز منابع آب را در آینده نامطمئن می سازند (۱۰ و ۳۰).

مسائل زیست محیطی، به ویژه مسائلی که در رابطه با فعالیت های انسانی هستند، همراه با تغییر اقلیم باعث ایجاد تغییراتی در چرخه آب گشته اند. این تغییرات بیشتر در زمینه های پویایی

۲۰۱- دانشیار و دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه
*نویسنده مسئول: (Email: j.behmanesh@urmia.ac.ir)

به توزیع نرمال پیدا می‌کند. نتایج تحقیق آن‌ها هم‌چنین نشان دادند که در بین روش‌های تخمین ضریب چولگی تعمیمی، روش اسپیلین از خطای کمتری برخوردار می‌باشد.

یکی دیگر از رویکردهایی که در کاهش خطای برازش دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه موثر می‌باشد، رویکرد منطقه‌ای می‌باشد. هسکینگ و والیس (۹) و هم‌چنین ساف (۲۷) ثابت کرده‌اند که منحنی‌های فرکانس سیل منطقه‌ای یک منطقه همگن قابل اعتماد تر از منحنی‌های فرکانس منطقه‌ای بدست آمده از یک منطقه غیر همگن می‌باشند. ساموئل و همکاران (۲۸) نیز تنوع و تغییرات جریان ۹۰ حوضه انتخابی در سراسر آنتاریو را برآورد کرده و با توجه به نتایج‌شان بیان کردند که رویکرد منطقه‌ای و نارایب سازی دوره بازگشت و شدت سیل می‌تواند خطای مدل‌سازی سری‌های زمانی درجه حرارت و بارندگی را در مقیاس زمانی ماهیانه و روزانه کاهش دهد.

مطالعات صورت گرفته بیانگر این مطلب می‌باشند که برآورد مشخصات توزیع‌های آماری رخدادهای هیدرولوژیکی نظیر سیلاب و دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه به کمک روش‌های تعمیم یافته نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. هدف از این تحقیق نیز بررسی دقت روش‌های مختلف تعمیم‌دهی ضریب چولگی در محاسبه ضریب چولگی توزین یافته دبی‌های حداکثر لحظه‌ای استان آذربایجان غربی می‌باشد.

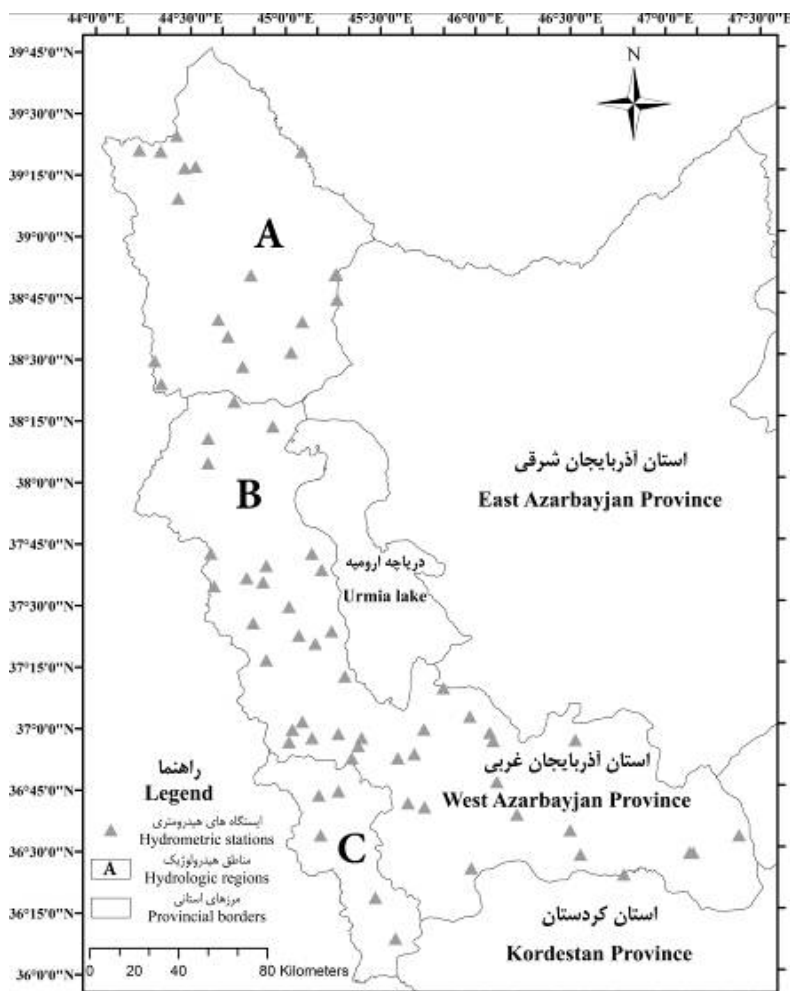
مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

استان آذربایجان غربی دارای ۲۰ منطقه هیدرولوژیکی مختلف می‌باشد. تعدادی از مناطق هیدرولوژیکی در حوضه رودخانه ارس (A)، تعدادی در حوضه دریاچه ارومیه (B) و تعدادی نیز در حوضه رودخانه زاب (C) واقع شده‌اند. در مطالعه حاضر، مناطق هیدرولوژیکی به کمک خطوط مرزی استانی و بین حوضه‌های نام برده شده با یکدیگر ترکیب شده و سه منطقه هیدرولوژیکی بزرگ‌تر را تشکیل داده‌اند. شکل ۱ منطقه مورد مطالعه به همراه ۳ منطقه هیدرولوژیکی و ۶۷ ایستگاه مشاهداتی که از دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه آنها برای محاسبه چولگی تعمیم یافته استفاده شده است را نشان می‌دهد. هم‌چنین جدول ۱ برخی از آمار توصیفی مربوط به ضرایب چولگی دبی‌های حداکثر لحظه‌ای بر پایه لگاریتمی ایستگاه‌های مشاهداتی هر منطقه را نشان می‌دهد.

سیلاب، جز ملزومات می‌باشد. ولیکن، آمار و اطلاعات در مناطق مختلف ممکن است که در دسترس نباشند و یا در صورت در دسترس بودن توانایی نشان دادن شرایط حوضه آبریز را نداشته باشند (۲۱). به کمک رویکرد جدیدی که امروزه در تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب به کار گرفته می‌شود می‌توان از عدم قطعیت ناشی از فقدان آمار و اطلاعات، کم نمود (۲). در دهه‌های اخیر روابط متعددی بین سیلاب و فرکانس آن توسط برازش دبی‌های حداکثر سالانه بر توزیع‌های مختلف توسعه یافته شده‌اند. در میان توزیع‌های مختلف آماری، توزیع پیرسون نوع III نیازمند به محاسبه ضرایب میانگین، انحراف معیار استاندارد و چولگی ایستگاه‌های اندازه‌گیری دبی می‌باشد. ضریب چولگی دبی‌های حداکثر لحظه‌ای ثبت شده در ایستگاه‌های اندازه‌گیری بسیار حساس به مقادیر حدی بوده و به همین دلیل مقادیر دقیق برای ایستگاه‌های با طول دوره آماری کوتاه به سختی به دست می‌آیند. لومیا و بیوسکی (۱۵) در طی تحقیق خود در رابطه با توسعه نقشه نشان دهنده ضرایب چولگی تعمیم یافته دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالانه در مناطق روستایی و کنترل نشده، به این نتیجه رسیدند که برای کاهش حساسیت ضریب چولگی داده‌های دبی حداکثر لحظه‌ای سالانه باید ضرایب چولگی بصورت تعمیمی و وزنی محاسبه گردند. تسکر و استدینگر (۳۳) نیز، نتایج اخیر را در حوضه‌های ایالت ایلینویز ایالات متحده آمریکا نشان دادند. هم‌چنین راسموسن و پری (۲۳)، پوپ و همکاران (۲۲)، مارتینز و استدینگر (۱۷)، ریس و همکاران (۲۴، ۲۵ و ۲۶)، گروبر و استدینگر (۸) نیز در حوضه‌های مختلف این مشکل را بیان کرده و به بررسی اثر چولگی تعمیم یافته در کاهش اثرات کمبود آمار پرداخته‌اند.

فقدان داده‌های تاریخی، همواره یکی از مشکلات اساسی در مطالعات سیلاب تلقی می‌شود (۱). این امر باعث ایجاد عدم قطعیت در تخمین سیلاب‌های شدید می‌شود (۲۹). گریفیز و همکاران (۷)، نتایج حاصل از مطالعه مونت کارلو در مقایسه عملکرد توزیع لوگ پیرسون تیپ III، با در نظر گرفتن چولگی توزین یافته و بدون آن را اینگونه بیان کرده‌اند که میزان میانگین مربعات خطای حاصل از برازش دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه با در نظر گرفتن چولگی توزین یافته کاهش می‌یابد. گریفیز و استدینگر (۶) نیز، با تغییر چگونگی وزن دهی به چولگی نمونه و تعمیم یافته دریافتند که استفاده از تابع وزن دهی بهینه می‌تواند در مقادیر مثبت چولگی از خطای محاسبات به مقدار زیادی کاهش دهد. طهماسبی پور و همکاران (۳۱) در زیرحوضه‌های کرخه، سیلاب منطقه‌ای را به کمک ضریب چولگی نارایب پیش‌بینی کردند. آن‌ها بیان کردند که در صورت کاربرد ضریب چولگی تعمیم یافته، شکل توزیع داده‌های مشاهداتی شباهت بیشتری



شکل ۱- مناطق هیدرولوژیک مورد مطالعه استان آذربایجان غربی
Figure 1- Studied hydrologic regions in West Azarbaijan province

شده است. همچنین جهت شناسایی مناطقی که میانگین آنها به لحاظ آماری تفاوت معنی داری با مناطق هیدرولوژیک دیگر دارند، از آزمون دانست^۲ (۴) کمک گرفته شده است. لازم به ذکر می باشد که در مطالعه حاضر برای انجام آزمون های نام برده شده از نسخه ۲۲ نرم افزار آماری SPSS کمک گرفته شده است.

آزمون کفایت طول داده ها

یکی از روش ها برای آزمون کفایت طول اطلاعات، استفاده از نمایه هرست است. این نمایه برای سنجش حافظه بلند مدت یک سری زمانی بکار گرفته می شود. حافظه یک سری زمانی بر اساس مشاهده رویدادهای حدی آن در یک بازه زمانی معین از سری، تعریف می شود. تفکر موجود در نمایه هرست نیز، بر پایه رخدادن کلیه

تجزیه و تحلیل داده ها

در مطالعه حاضر، جهت محاسبه چولگی نمونه ابتدا سری های زمانی دبی های حداکثر لحظه ای سالیانه هر یک از ایستگاه های مشاهداتی تشکیل شده و هر یک از سری های زمانی به پایه لگاریتم بر مبنای ۱۰ تغییر یافته اند. جهت انجام آزمون کفایت طول داده های هر یک از سری های زمانی از نمایه هرست استفاده شده است. مناطق هیدرولوژیک مختلف نیز به کمک خطوط مرزی استانی و بین حوضه های نام برده شده با یکدیگر ترکیب شده و سه منطقه هیدرولوژیک بزرگ تر را تشکیل داده اند. پس از تشکیل ۳ منطقه هیدرولوژیک بزرگ تر، جهت آزمون همگنی پراش چولگی دبی های حداکثر لحظه ای سالیانه ایستگاه های مشاهداتی درون هر یک از گروه های هیدرولوژیک سه گانه، از پارامتر آماری لون^۱ (۲۰) استفاده

2- Dunnett T3

1- Levene

پراش پذیرفته شده است (۳). آماره لون در سطح α درصد با درجه‌های آزادی $(N-K)$ و $(K-1)$ به صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود.

$$F_{Levene} = \frac{(N-K) \sum_{i=1}^K N_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{(K-1) \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^{N_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2} \quad (2)$$

که در رابطه ۲

F_{Levene} : برابر با نتیجه آزمون،

K : برابر با تعداد گروه‌های متفاوتی که متعلق به نمونه‌های برداشته می‌باشند،

N : برابر با تعداد کل نمونه‌های درون هر یک از گروه‌ها،

N_i : برابر با تعداد کل نمونه‌های درون گروه i ام،

همچنین مقادیر Z_{ij} ، \bar{Z}_i ، و \bar{Z} به کمک روابط ۳ الی ۵ محاسبه می‌گردند.

$$Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i| \quad (3)$$

$$\bar{Z}_i = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} Z_{ij}}{N_i} \quad (4)$$

$$\bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^K N_i \bar{Z}_i}{N} \quad (5)$$

که در روابط ۳ الی ۵، مقدار متغیر اندازه‌گیری شده برای نمونه Z_{ij} از گروه i ام، \bar{X}_i برابر با میانگین گروه i ام، \bar{Z}_i برابر با میانگین Z_{ij} های گروه i ام بوده، و \bar{Z} برابر با میانگین تمامی Z_{ij} ها می‌باشد.

تغییرات وقایع حدی مورد انتظار می‌باشد. اگر چنین باشد (تمامی تغییرات مدنظر رخ داده باشد)، طول سری زمانی برای فرایندهای مدل‌سازی کفایت می‌کند. در غیر این صورت باید با استفاده از روش‌های مختلف تطویل اطلاعات صورت بگیرد (۱۲). مقادیر نمایه هرست با توجه به رابطه ۱ محاسبه می‌شوند. نمایه هرست بیش‌تر از ۰.۵ برای یک سری بدین معنی است که نیازی برای تطویل اطلاعات سری نمی‌باشد.

$$K = \frac{\log\left(\frac{R}{\sigma}\right)}{\log\left(\frac{N}{2}\right)} \quad (1)$$

که در رابطه ۱، N تعداد اطلاعات سری زمانی و σ انحراف معیار سری می‌باشد. هم‌چنین لازم به ذکر می‌باشد که متغیر R نیز برابر است با تفاوت بین بیشترین و کمترین مقادیر مثبت و منفی انحراف از میانگین سری‌های زمانی که به‌صورت تجمعی محاسبه شده باشند.

آزمون همگنی پراش

آزمون لون که برای آزمایش همگنی پراش گروه‌های سری‌های زمانی متفاوت مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمونی ناپارمتری بوده و مستقل از توزیع آماری می‌باشد. مزیت این آزمون در این می‌باشد که حساسیت کمتری نسبت به چوله‌دار بودن توزیع‌های سری‌های زمانی دارد و هم‌چنین به‌طور گسترده به‌عنوان قوی‌ترین آزمون همگنی

جدول ۱- آمار توصیفی انتخابی ضرایب چولگی مناطق هیدرولوژیک سه‌گانه استان آذربایجان غربی

Table 1- Descriptive statistics of skewness coefficients of three hydrologic regions in the West Azarbaijan province

منطقه هیدرولوژیکی Hydrologic region	تعداد ایستگاه‌ها Number of stations	طول دوره آماری Length (Years)	Descriptive statistics of skewness coefficients of hydrometric stations in the scale of 10 based logarithm			
			میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
			Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
A	17	۱۶ الی ۵۳ سال	-0.46	0.73	-2.27	0.83
B	45	۱۶ الی ۶۲ سال	-0.57	0.72	-2.21	0.98
C	5	۲۳ الی ۲۷ سال	-0.74	0.12	-0.87	-0.59
All	67	۱۶ الی ۶۲ سال	-0.56	0.69	-2.27	0.98

آزمون مقایسه میانگین بین گروهی

آزمون دانت که نسخه تغییر یافته آماره t می باشد، در بیش تر موارد بر روش های دیگر در مقایسه میانگین های گروه های مختلف ترجیح داده می شود. این آزمون غالباً زمانی مورد استفاده قرار می گیرد که همگنی پراش بین گروه ها دیده نشده و یا مورد سوال باشد. در مطالعه حاضر نیز به علت نابرابر بودن اندازه نمونه های مورد مقایسه، از ۵ در منطقه C تا ۴۵ در منطقه B (شکل ۱) و همچنین نا برابر بودن پراش آنها، مناطق هیدرولوژیک دارای تفاوت معنی دار به کمک آزمون دانت مشخص شده اند (۴). رابطه ۶ چگونگی محاسبه آماره دانت را نشان می دهد.

$$mT3 = \frac{c_i \bar{Y}_i + c_j \bar{Y}_j}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_i^2}{n_i} + \frac{\hat{\sigma}_j^2}{n_j}}} \quad (6)$$

که در رابطه ۶ $mT3$ برابر آماره آزمون دانت و c برابر با مقدار ویژه آزمون دانت بوده و با توجه به درجه های آزادی مختلف مشخص می گردد. \bar{Y} و $\hat{\sigma}$ نیز به ترتیب برابر با میانگین و انحراف معیار گروه مد نظر بوده و نهایتاً، n برابر با تعداد نمونه های گروه مد نظر می باشد.

ضریب چولگی نمونه

در تحقیق صورت گرفته، فرض بر این می باشد که نمونه (مقادیر ثبت شده دبی حداکثر لحظه ای سالانه در ایستگاه مشاهداتی) نمایانگر جامعه (کلیه مقادیر ثبت شده و نشده در هر ایستگاه مشاهداتی) می باشد. توزیع پیرسون نوع III نیازمند به مقادیر میانگین جامعه، انحراف معیار و ضریب چولگی جامعه می باشد که این ضرایب از مقادیر محاسبه شده برای ایستگاه (نمونه) بر اساس روش گشتاورها برآورد می شوند. ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی به کمک رابطه (۷) محاسبه می گردد:

$$G_s = \frac{N}{(N-1)(N-2)S^3} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^3 \quad (7)$$

که در رابطه ۷:

G_s : ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی؛

X_i : لگاریتم دبی حداکثر سالانه ایستگاه اندازه گیری برای سال i ؛

X : میانگین لگاریتم دبی های حداکثر سالانه ایستگاه اندازه گیری؛

S : انحراف معیار لگاریتم دبی حداکثر سالانه ایستگاه اندازه گیری؛

N : تعداد سال های آماری هستند.

ضریب چولگی نا اریب

مطالعات مختلف نشان داده اند که مقادیر محاسبه شده برای ضریب چولگی ایستگاه اندازه گیری بسیار نزدیک به مقادیر ضریب

چولگی جامعه می باشند. لذا می توان با ضرب کردن ضریبی آن را به مقدار جامعه تعمیم داد. تسکر و استدینگر مقدار این ضریب را با توجه به تعداد سال های آماری به صورت رابطه (۸) بیان کرده اند (۳۳).

$$C_b = \left(1 + \frac{6}{N}\right) \quad (8)$$

که در رابطه ۸:

C_b : ضریب اصلاحی چولگی؛

N : تعداد سال های آماری می باشند.

مقدار ضریب چولگی نا اریب نیز با توجه به مقدار ضریب اصلاحی به کمک رابطه ۹ محاسبه می گردد.

$$G_s' = C_b \times G_s \quad (9)$$

که در رابطه ۹، مقادیر C_b ، G_s و G_s' به ترتیب ضریب اصلاحی و مقدار ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی و مقدار ضریب چولگی نا اریب می باشند.

ضریب چولگی تعمیم یافته

ضریب چولگی تعمیم یافته، به طور معمول از ضریب چولگی ایستگاه های مشاهداتی نزدیک به ایستگاه مشاهداتی مورد نظر به کمک روش های رگرسیون (۵)، زمین آمار (۱۵) و متوسط گیری (۱۱) برآورد می گردد.

روش های ذکر شده جهت برآورد ضریب چولگی تعمیم یافته، بر فرض یکسان بودن دقت ایستگاه های مشاهداتی (یکنواخت بودن پراش نمونه ها) بنا نهاده شده اند. اما مطالعات اخیر نشان داده اند که پراش ایستگاه های مشاهداتی نسبت به تعداد سال های آماری متغیر بوده، یعنی سری زمانی حاصله نالیستا می باشد. روش ارائه شده در این پژوهش، با استفاده از وزن دهی به هر نقطه، ضریب چولگی ایستگاه های مشاهداتی را با توجه به غیر یکنواخت بودن پراش آنها، در هر نقطه را محاسبه می کند.

محققین مختلف، معادلات متعددی را در زمینه پراش چولگی ایستگاه های مشاهداتی توسعه داده اند. تسکر و استدینگر (۳۳) رابطه (۱۰) را به عنوان رابطه تعیین پراش چولگی نمونه های مدنظر معرفی کردند.

$$V_s = \frac{6N(N-1) \left[1 + \left(\frac{6}{N}\right)\right]^2}{(N-2)(N+1)(N+3)} \quad (10)$$

که در رابطه ۱۰، N تعداد سال های آماری ایستگاه مشاهداتی می باشد.

وزن هر ایستگاه مشاهداتی در واقع معکوس پراش آن ایستگاه بوده و بصورت رابطه ۱۱ تعریف می گردد.

ضریب چولگی توزین یافته

ضریب چولگی توزین یافته، در واقع میانگین وزن دار دو ضریب چولگی ناریب و تعمیم یافته می باشد. تسکر (۳۲)، معادله ۱۳ را جهت وزن دهی به ضرایب چولگی معرفی نموده است.

$$G_W = \frac{MSE_G(G'_S) + MSE_S(G_G)}{MSE_G + MSE_S} \quad (۱۳)$$

که در معادله ۱۳:

G_W : میزان ضریب چولگی توزین یافته؛

G'_S : میزان ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی؛

G_G : میزان ضریب چولگی تعمیم یافته؛

MSE_G : میزان میانگین مربعات خطای چولگی تعمیم یافته؛

MSE_S : میزان میانگین مربعات خطای ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی می باشند.

معیارهای سنجش خطا

یکی از راه های بررسی درستی یک روش، برآورد میزان خطای محاسبات است. در مطالعه حاضر، صحت مدل ها در برآورد ضریب چولگی تعمیم یافته برای هر روش با محاسبه آماره های میانگین مربعات خطا^۱ تعیین شده است. آماره مورد نظر به صورت رابطه (۱۴) محاسبه می شود:

$$MSE_G = \frac{\sum_{i=1}^n (O - P)^2}{N} \quad (۱۴)$$

که در رابطه ۱۴،

MSE_G : میانگین مربعات خطا،

O : مقدار مشاهداتی چولگی،

P : مقدار پیش بینی شده چولگی،

N : تعداد ایستگاه های مشاهداتی می باشند.

در رابطه ۱۳ مقدار میانگین مربعات خطای ضریب چولگی تعمیم یافته با توجه به روش برآورد ضریب چولگی تعمیم یافته^۲ تعیین شده و مقدار میانگین مربعات خطای ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی^۳ از طریق رابطه های (۱۵) الی (۱۹) حاصل می گردد (۳۶).

$$MSE_S = 10^{[A - B(\log_{10}(N/10))]} \quad (۱۵)$$

$$A = -0.33 + 0.08|G| \quad \text{if } |G| \leq 0.90 \quad (۱۶)$$

$$A = -0.52 + 0.30|G| \quad \text{if } |G| \geq 0.90 \quad (۱۷)$$

$$B = 0.94 - 0.26|G| \quad \text{if } |G| \leq 1.50 \quad (۱۸)$$

$$W = 1 / V_s \quad (۱۱)$$

که در رابطه ۱۱، W وزن هر ایستگاه مشاهداتی بوده و V_s پراش چولگی ایستگاه های مشاهداتی می باشد. وزن های محاسبه شده در تهیه نقشه خطوط هم چولگی استفاده می شود.

نرم افزارهای متعددی جهت تولید نقشه تغییرات پارامترهای مختلف و پهنه بندی آن ها گسترش یافته اند. در مطالعه حاضر از نرم افزار GIS جهت محاسبه ضریب چولگی تعمیم یافته در هر نقطه و ترسیم خطوط هم چولگی استفاده شده است. جهت انجام این کار، در جستجوی فضایی (همسایگی) از ایستگاه هایی که به لحاظ مکانی دارای فاصله نزدیک تری بودند برای انتخاب یک زیرمجموعه از ضرایب چولگی برای محاسبه ضریب چولگی هر نقطه استفاده شده است. ارزش هر گره به کمک میانگین گیری وزنی از مقادیر ضریب چولگی هر زیرمجموعه محاسبه می شود که در آن وزن بر اساس فاصله هر گره از گره های دیگر شبکه می باشد (۱۳).

مقدار ضریب چولگی برای هر گره از شبکه به کمک معادله (۱۲) محاسبه می شود (۱۳).

$$Z_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} G_{S_j}(W_j)(1/d_j)}{\sum_{j=1}^{n_i} (W_j)(1/d_j)} \quad (۱۲)$$

که در معادله ۱۲:

Z_i : ضریب چولگی برآورد شده برای هر گره از شبکه،

G_{S_j} : میزان ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی در گره j ،

n_i : تعداد ایستگاه های انتخاب شده برای برآورد ضریب چولگی،

d_j : فاصله هر گره از مرکز حوضه زهکشی که تحت عنوان G_{S_j} قبلا معرفی شده است.

W_j : وزن اختصاص داده شده به G_{S_j} در ایستگاه j که توسط معادله ۶ محاسبه می شود.

در تحقیق حاضر ۳ روش متفاوت برای تعیین ضرایب چولگی تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفته است. روش های بررسی شده تحقیق حاضر در محاسبه ضریب چولگی تعمیم یافته عبارتند از: (۱) نقشه تغییرات ضریب چولگی در سطح استان تهیه شده به کمک معادله ۱۲، (۲) نقشه تغییرات ضریب چولگی با در نظر گرفتن ۳ منطقه هیدرولوژیک حوضه های آبریز استان آذربایجان غربی به کمک معادله ۱۲، (۳) میانگین وزن دار ضرایب چولگی ناریب که در روش سوم، متوسط وزنی ضرایب چولگی هر منطقه هیدرولوژیک به کمک ضرایب چولگی ناریب همان منطقه محاسبه می گردد. فاکتور وزن، تعداد سال آمار ثبت شده مربوط به دبی حداکثر لحظه ای سالانه در هر ایستگاه، تقسیم بر متوسط تعداد سال های آماری ثبت شده در تمامی ایستگاه های منطقه می باشد.

1- MSE
2- MSEG
3- MSSES

هیدرولوژیکی A، B، و C اختلاف معنی داری وجود ندارد. اما عوامل دیگر، از قبیل توپوگرافی، خروجی‌های حوضه‌های آبریز، و در نتیجه خطوط مرزی بین حوضه‌ای، نشان می‌دهند که تعیین این مناطق به عنوان مناطق هیدرولوژیکی جداگانه قابل قبول می‌باشد. نقشه‌های خطوط هم‌چولگی توسعه یافته شده به کمک رابطه (۱۴)، در سطح استانی به صورت متحد الشکل و با در نظر گرفتن ۳ منطقه هیدرولوژیکی، در شکل‌های ۳ و ۴ نشان داده شده‌اند. با توجه به شکل ۳ می‌توان مشاهده نمود که در بیش‌تر مناطق استان، مقدار ضریب چولگی کمتر از صفر بوده و تنها چند ایستگاه مشاهداتی واقع در شمال غرب دریاچه ارومیه دارای ضریب چولگی مثبت می‌باشند. هم‌چنین با توجه به شکل‌های ۳ و ۴ می‌توان دریافت که در بیش‌تر نقاط نقشه‌های هم‌چولگی تفاوت چندانی بین دو روش مد نظر در توسعه خطوط هم‌چولگی وجود ندارد. لیکن شکستگی‌های خطوط هم‌چولگی در امتداد مرزهای منطقه‌ای، به علت کم‌بودن و گاهی نبودن ایستگاه‌های دبی‌سنجی در اطراف خطوط مرزی و به تبع آن نبودن اطلاعات مکانی جهت ترسیم خطوط هم‌چولگی (شکل ۳)، نشان دهنده متمرکز بودن در نظر گرفتن مناطق هیدرولوژیکی سه گانه می‌باشد. این نتایج با نتایج تحقیق ساموئل و همکاران (۲۸) هم‌خوانی دارد. چنانچه با توجه به جدا شدن خطوط هم‌چولگی و متصل نشدن این خطوط به همدیگر در امتداد خطوط مرزی مناطق هیدرولوژیکی، می‌توان در شکل ۴ مشاهده نمود که شکستگی‌های خطوط هم‌چولگی بین حوضه دریاچه ارومیه و حوضه رودخانه زاب بر طرف شده‌اند.

بررسی میانگین مربعات خطاهای نقشه‌های خطوط هم‌چولگی و روش میانگین وزن دار ضرایب چولگی ناریب (شکل ۵) نشان دادند که میزان دقت ضرایب چولگی در سطح منطقه‌ای و استانی تقریباً به یک اندازه؛ و خطای روش میانگین‌گیری وزنی نسبتاً بیشتر از دیگر روش‌ها می‌باشد. در بین روش‌های محاسبه چولگی تعمیم‌یافته به کمک نقشه‌های هم‌چولگی، میزان خطای روشی که در آن ۳ منطقه هیدرولوژیکی در نظر گرفته شده، کمتر از روشی است که در آن استان آذربایجان غربی به صورت متحدالشکل در نظر گرفته شده است که این بخش از تحقیق با نتایج تحقیق گریفیز و استدینگر (۶) هم‌خوانی دارد. هرچند این اختلاف بسیار اندک بوده ولیکن با توجه به شکل ۵ می‌توان مشاهده نمود که در صورت ایجاد مناطق هیدرولوژیکی، میزان خطای چولگی تعمیم‌یافته در درون مناطق هیدرولوژیکی سه گانه بسیار تقلیل می‌یابد. چنان‌که میزان میانگین مربعات خطا در مناطق A و B از سطح استانی کمتر و در منطقه C، میزان خطا نزدیک به صفر می‌باشد. البته باید در نظر داشت که تعداد ایستگاه‌های مشاهداتی موجود در منطقه C، بسیار کمتر از دیگر مناطق هیدرولوژیکی بوده و این امر یکی از دلایل تقلیل خطای این منطقه می‌باشد.

$$B = 0.55 \quad \text{if} \quad |G| \geq 1.50 \quad (19)$$

که در روابط (۱۵ الی ۱۹)،

MSE_s: میزان مربعات خطای ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی؛

A و B: ضرایب معادله؛

G: ضریب چولگی ایستگاه مشاهداتی؛

N: تعداد سال‌های آماری می‌باشند.

نتایج و بحث

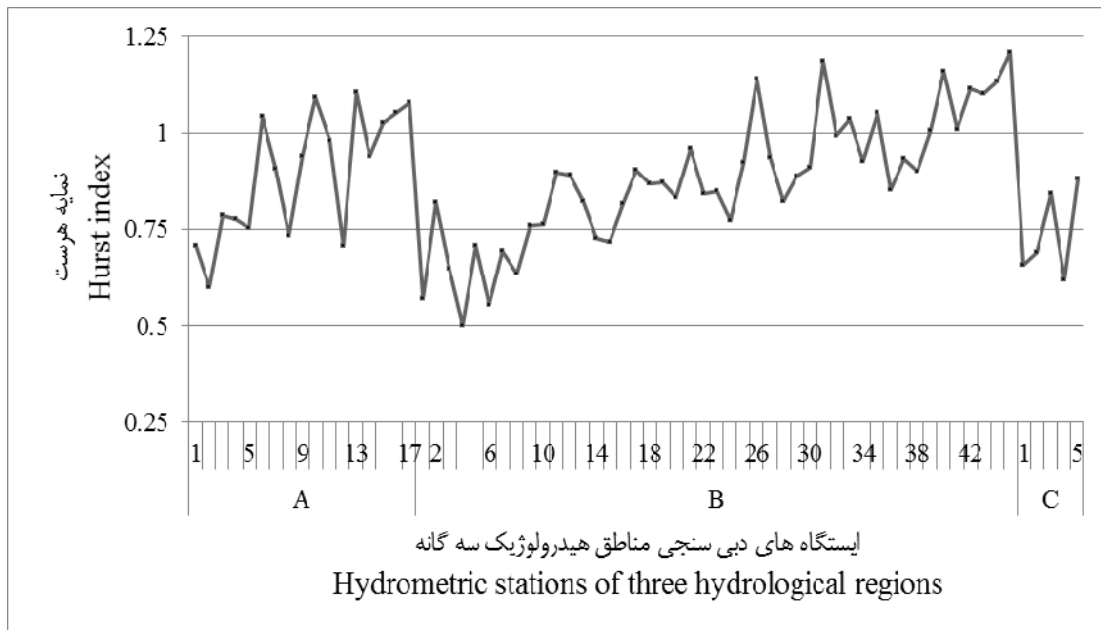
پس از محاسبه ضرایب چولگی ناریب، نتایج نشان دادند که بیش‌تر ایستگاه‌های مشاهداتی استان آذربایجان غربی دارای ضریب چولگی منفی و به تبع آن دارای توزیع چوله‌دار می‌باشند. با توجه به جدول ۱، می‌توان مشاهده نمود که تمامی مقادیر چولگی منطقه هیدرولوژیکی C کمتر از صفر می‌باشند. هم‌چنین مقدار میانگین ضرایب چولگی منطقه هیدرولوژیکی C از دیگر مناطق هیدرولوژیکی کمتر می‌باشد. در بین مناطق A و B نیز، میانگین منطقه B کمتر از میانگین منطقه A می‌باشد.

نتایج آزمون هرست، مبنی بر چگونگی طول داده‌ها، نشان دادند که در تمامی ۶۷ ایستگاه مشاهداتی مقدار ضریب هرست بیش‌تر از 0.5 می‌باشد. بیش‌تر بودن نمایه‌های هرست ایستگاه‌های مشاهداتی مبنی بر کافی بودن طول سری‌های زمانی هریک از ایستگاه‌ها بوده و نشان دهنده این مطلب می‌باشد که نیازی به تطویل کردن سری‌های زمانی بمنظور انجام تحلیل‌های مورد نظر نمی‌باشد. شکل ۲ مقادیر نمایه هرست سری‌های زمانی دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه ایستگاه‌های دبی‌سنجی واقع شده در مناطق هیدرولوژیکی سه‌گانه را نشان می‌دهد.

نتایج تحلیل همگنی پراش آزمون لون نیز با در نظر گرفتن درجه‌های آزادی بین گروهی برابر با ۲ و درون گروهی برابر با ۶۴ نشان دادند که سطح معناداری مقدار محاسبه‌شده پارامتر آماری لون (2.132) برابر با 0.127 می‌باشد که با توجه به بزرگ‌تر بودن سطح معناداری محاسبه شده از 0.05، داده‌های مفروضه همگنی پراش ضرایب چولگی درون گروه‌های هیدرولوژیکی را زیر سوال نمی‌برند و لذا دلیلی برای ناهمگنی پراش‌ها وجود ندارد.

نتایج آزمون دانت برای شناسایی مناطقی که میانگین آن‌ها به لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با مناطق هیدرولوژیکی دیگر دارند، نشان دادند که سطح معناداری مقدار محاسبه شده دانت از 0.05 بزرگ‌تر است. لذا می‌توان گفت که به لحاظ آماری، میانگین‌های چولگی ایستگاه‌های مشاهداتی درون گروه‌های هیدرولوژیکی با هم تفاوت ندارند. در جدول ۲ خلاصه تحلیل مقایسه میانگین گروه‌های هیدرولوژیکی ارائه شده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در بین میانگین‌های گروه‌های

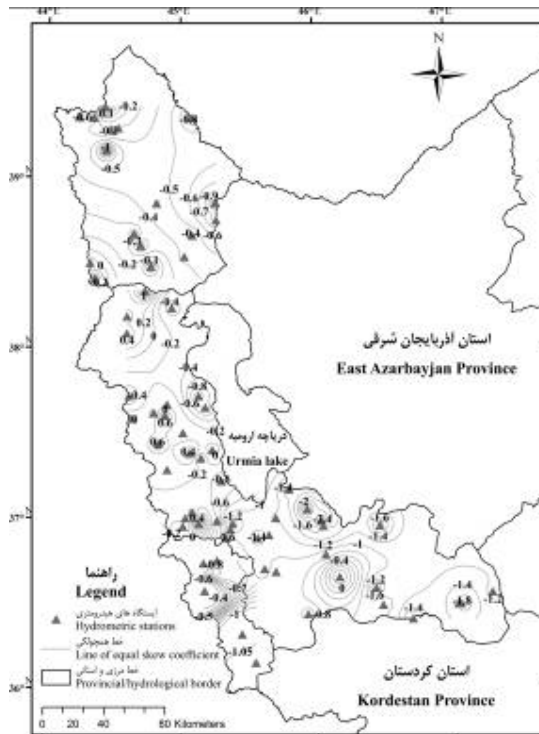


شکل ۲- مقادیر نمایه هرست سری های زمانی دبی های حداکثر لحظه ای سالیانه ایستگاه های دبی سنجی استان آذربایجان غربی
Figure 2- Hurst index values of the annual peak discharge time series of hydrometric stations in West Azarbaijan province

جدول ۲- نتایج آزمون مقایسه میانگین های چولگی ایستگاه های هیدرومتری درون گروه های هیدرولوژیک
Table 2- Results of skewness means comparison test in hydrometric stations of hydrologic groups

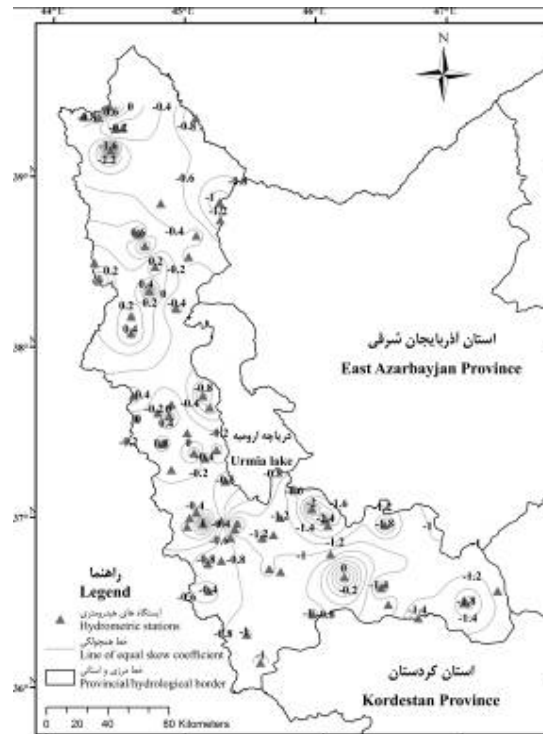
فاصله اطمینان در سطح ۹۵٪

گروه هیدرولوژیک	گروه هیدرولوژیک	اختلاف میانگین	خطای استاندارد	معنا داری	Confidence interval at 95% level	
					باند پایین	باند بالا
Hydrologic group	Hydrologic group	Mean difference	Standard error	Significance	Lower bound	Upper bound
A	B	0.153	0.256	0.907	-0.487	0.793
	C	0.316	0.250	0.514	-0.331	0.964
B	A	-0.153	0.256	0.907	-0.793	0.487
	C	0.163	0.192	0.780	-0.343	0.669
C	A	-0.316	0.250	0.514	-0.964	0.331
	B	-0.163	0.192	0.780	-0.669	0.343



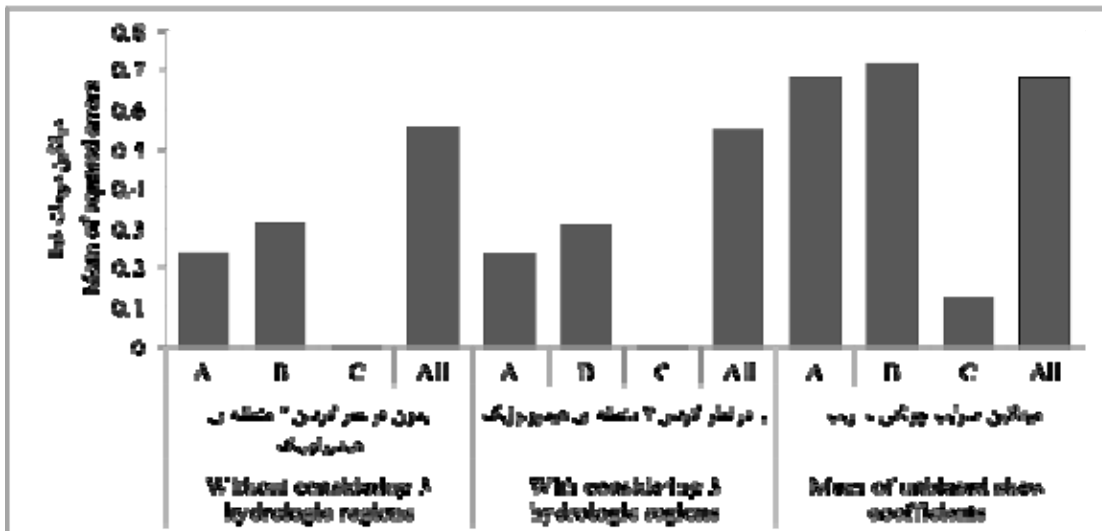
شکل ۴- نقشه خطوط هم چولگی دبی های حداکثر لحظه سالیانه ایستگاه های مشاهداتی استان آذربایجان غربی با در نظر گرفتن ۳ منطقه هیدرولوژیک

Figure 4- Generalized skew coefficients of hydrometric stations of West Azarbaijan province with considering 3 hydrologic regions



شکل ۳- نقشه خطوط هم چولگی دبی های حداکثر لحظه سالیانه ایستگاه های مشاهداتی استان آذربایجان غربی به صورت متحد الشكل

Figure 3- Generalized skew coefficients of hydrometric stations of West Azarbaijan province with considering a uniform approach



شکل ۵- مقادیر میانگین مربعات خطای روش های مختلف در برآورد چولگی تعمیم یافته ایستگاه های مشاهداتی استان آذربایجان غربی

Figure 5- Mean squared error values of different generalized skewness estimation methods for hydrometric stations of West Azarbaijan province

نتیجه‌گیری کلی و پیشنهادها

با توجه به این که هدف این تحقیق، بررسی دقت روش‌های محاسبه چولگی تعمیم‌یافته در برآورد چولگی توزین‌یافته می‌باشد؛ پس از مقایسه روش‌های مختلف می‌توان نتیجه‌گیری نمود که رویکرد منطقه‌ای علاوه بر تقلیل میزان خطای چولگی تعمیم‌یافته می‌تواند شکستگی خطوط هم‌چولگی را در نقشه خطوط هم‌چولگی دبی‌های حداکثر لحظه‌ای سالیانه کاهش دهد. برخلاف رویکرد منطقه‌ای، روش میانگین‌گیری وزنی ضرایب چولگی نااریب در هر سه منطقه هیدرولوژیک نتایج خوبی را نشان نداده و می‌توان نتیجه گرفت که استفاده از ضریب چولگی نمونه به تنهایی نتایج بهتری را سبب خواهد شد. هم‌چنین با مقایسه خطاهای مناطق A، B، و C می‌توان این گونه نتیجه‌گیری نمود که با بیش‌تر شدن مساحت و پراکندگی نامناسب مکانی ایستگاه‌های دبی‌سنجی (به‌خصوص در جنوب استان)، بر میزان خطای چولگی تعمیم‌یافته در منطقه B افزوده می‌گردد.

بر اساس نتایج این تحقیق توصیه می‌شود که با توجه به متفاوت بودن میزان میانگین مربعات خطای نقشه خطوط هم‌چولگی در نقشه خطوط هم‌چولگی مناطق هیدرولوژیکی مختلف، در هنگام انتخاب مقدار ضریب چولگی تعمیم‌یافته از این نقشه باید در نظر داشت که در رابطه چولگی توزین‌یافته مقدار میانگین مربعات خطا مربوط به منطقه هیدرولوژیکی مد نظر را جایگزین مقدار میانگین مربعات خطای ضریب چولگی تعمیم‌یافته نمود.

در ادامه این تحقیق پیشنهاد می‌شود که در نااریب سازی ضریب چولگی از توابع دیگر هم استفاده شده و نتایج آن‌ها با هم مقایسه شوند. در ضمن روش‌های مختلف ایجاد مناطق همگن بررسی و بهترین روش برای ایجاد مناطق همگن هیدرولوژیکی انتخاب و به کمک روش‌های دیگر نظیر پیش‌بینی ضرایب چولگی به کمک مشخصات فیزیکی حوضه آبریز نیز این رویه تکرار شده و بهترین روش در محاسبه ضرایب چولگی تعمیم‌یافته مشخص شود.

منابع

- 1- Atiem I., and Harmancioglu N. 2006. Assessment of Regional Floods Using L-Moments Approach: The Case of the River Nile. *Water Resources Management*, 20:723-747.
- 2- Davies E.G.R., and Simonovic S.P. 2011. Global water resources modeling with an integrated model of the social-economic-environmental system. *Advances in Water Research*, 34(6):684-700.
- 3- De Muth J.E. 2006. *Basic Statistics and Pharmaceutical Statistical Applications*, Second Edition, Taylor & Francis.
- 4- Dunnett C.W. 1980. Pairwise Multiple Comparisons in the Unequal Variance Case. *Journal of the American Statistical Association*, 75:796-800.
- 5- Feaster T.D., Gotvald A.J., and Weaver J.C. 2014. Methods for estimating the magnitude and frequency of floods for urban and small, rural streams in Georgia, South Carolina, and North Carolina, (ver. 1.1, March 2014): U.S. Geological Survey Scientific Investigations Report 2014-5030, 104 p.
- 6- Griffis V.W., and Stedinger J. R. 2009. Log-Pearson Type 3 Distribution and Its Application in Flood Frequency Analysis. III: Sample Skew and Weighted Skew Estimators. *Journal of Hydrological Engineering*, 14(2):121-130.
- 7- Griffis V.W., Stedinger J.R., and Cohn T.A. 2004. LP3 quantile estimators with regional skew information and low outlier adjustments. *Water Resources Research*, 40:W07503.
- 8- Gruber A.M., and Stedinger J.R. 2008. Models of LP3 regional skew, data selection, and Bayesian GLS regression. *Proceedings of World Environmental & Water Resources Conference*, 2008. eds., ASCE, Reston, Va. Paper No: 596.
- 9- Hosking J.R.M., and Wallis J.R. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(2):271-281.
- 10- Hsu N.S., Cheng W.C., Cheng W.M., Wei C.C., and Yeh W.W.G. 2008. Optimization and capacity expansion of a water distribution system. *Advances in Water Research*, 31(5):776-786.
- 11- Hydrology Committee of the Water Resources Council. 1976. Guidelines for determining flood-flow frequency, Bull. 17, U.S. Water Resour. Council., Washington, D. C.
- 12- Karamouz M., and Araghinejad Sh. 2010. *Advanced hydrology*. Amirkabir University Press, second edition. (in Persian)
- 13- Landers M., and Van Wilson K. 1991. Flood characteristics of Mississippi Streams: U.S. Geological Survey Water-Resources Investigations Report:91-4037
- 14- Li M., Shao Q., Zhang L., and Chiew F.H.S. 2010. A new regionalization approach and its application to predict flow duration curve in ungauged basins. *Journal of Hydrology*, 389(1-2):137-145.
- 15- Lumia R., and Baevsky Y. 2000. Development of a contour map showing generalized skew coefficients of annual peak discharges of rural, unregulated streams in New York excluding long island. U.S. Geological survey. *Water*

- resources investigations report:00-4022.
- 16- Mahmoud M.I., Gupta H.V., and Rajagopal S. 2011. Scenario development for water resources planning and watershed management: methodology and semi-arid region case study. *Environmental Modelling & Software*, 26:873-885.
 - 17- Martins E.S., and Stedinger J.R. 2002. Cross correlations among estimators of shape. *Water Resources Research*, 38(11):1252
 - 18- Masih I., Uhlenbrook S., Maskey S., and Ahmad M.D. 2010. Regionalization of a conceptual rainfall-runoff model based on similarity of the flow duration curve: A case study from the semi-arid Karkheh basin Iran. *Journal of Hydrology*, 391:188-201.
 - 19- Mello C.R., Lima J.M., Silva A.M., and Lopes D. 2003. Initial abstraction of small watersheds of ephemeral flood. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 7(3):494-500.
 - 20- Olkin I. 1960. *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling*. Stanford University Press.
 - 21- Pandey G.R., and Nguyen V.T.V. 1999. A comparative study of regression based methods in regional frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 225:92-101.
 - 22- Pope B., Tasker G.D., and Robbins J.C. 2001. Estimating the magnitude and frequency of floods in rural basins of North Carolina-revised. *Water-Resources Investigations Report No: 01-4207*.
 - 23- Rasmussen P., and Perry C.A. 2000. Estimation of peak streamflows for unregulated rural streams in Kansas. *Water-Resources Investigation Report No: 00-4079*.
 - 24- Reis J.R., Stedinger J.R., and Martins E.S. 2003. Bayesian GLS regression with application to LP3 regional skew estimation. p. 1-10. *Proceedings of World Water and Environ. Resources Congress, 23-26 Jun. 2003*. ASCE, Reston, Va., Philadelphia, Pennsylvania, United States.
 - 25- Reis Jr., Stedinger J.R., and Martins E.S. 2004. Operational Bayesian GLS regression for regional hydrologic analyses. p. 1-10. *Proceedings of World Water and Environmental Resources Congress 2004, June 27-July 1. 2004*. ASCE, Reston, Va., Salt Lake City, Utah, United States.
 - 26- Reis Jr., Stedinger J.R., and Martins E.S. 2005. Bayesian generalized least squares regression with application to log Pearson type 3 regional skew estimation. *Water Resources Research*, 41:W10419.
 - 27- Saf B. 2009. Regional flood frequency analysis using L-moments for the West Mediterranean Region of Turkey. *Water Resources Management*, 23(3):531-551.
 - 28- Samuel J., Coulibaly P., and Metcalfe R.A. 2012. Evaluation of future flow variability in ungauged basins: Validation of combined methods. *Advances in Water Resources*, 35:121-140.
 - 29- Seckin N., Cobaner M., Yurtal R., and Haktanir T. 2013. Comparison of Artificial Neural Network Methods with L-moments for Estimating Flood Flow at Ungauged Sites: The Case of East Mediterranean River Basin, Turkey. *Water Resources Management*, 27:2103-2124.
 - 30- Sehlke G., Hayes D.F., and Stevens D.K. 2004. Critical Transitions in Water and Environmental Resources Management. *Proceedings of World Water and Environmental Resources Congress, June 27-July 1. 2004*. eds., ASCE, Reston, Va. Salt Lake City, Utah.
 - 31- Tahmasebipour N., Sharifi F., Mahdavi M., and Pezeshk H. 2005. Regionalization of flood estimation by generalized skewness method in some of Karkheh sub - basins. *Pajouhesh & Sazandegi*, 74: 2-10 (in Persian with English abstract)
 - 32- Tasker G.D. 1978. Flood-frequency analysis with a generalized skew coefficient: *Water Resources Research*, 14(2):373-376.
 - 33- Tasker G.D., and Stedinger J.R. 1986. Regional skew with weighted LS regression. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 112(2):225-237.
 - 34- Tsakiris G., Nalbantis I., and Cavadias G. 2011. Regionalization of low flows based on canonical correlation analysis. *Advances in Water Resources*, 34:865-872.
 - 35- Tucci C.E.M. 1998. *Hydrological Models*. ABRH Publisher UFRGS. Porto Alegre.
 - 36- Wurbs R., and James W. 2000. *Water Resources Engineering*. Prentice Hall.



Estimation of Weighted Skew Coefficient for Design Flood Approximation (Case Study: West Azerbaijan, Islamic Republic of Iran)

J. Behmanesh¹- M. Hesami Afshar^{2*}

Received: 29-01-2014

Accepted: 05-01-2015

Introduction: The frequency of floods is one of the characteristics of river flow statistics so that analyzing it has an important role to assess the hydrological and economical water resources projects. For determining flood frequency, the estimation of accurate skewness coefficient of annual peak discharges is required. Estimation of population skew for different regions will be improved when it is computed from the weighted average of the sample skew and an unbiased generalized skew estimate. There are different ways to develop a generalized skewness coefficient. The goal of this study is to analyze the methods for generating unbiased generalized skew coefficient and select the best method for creating the weighted generalized skewness coefficient.

Materials and Methods: In the present study, to calculate weighted generalized skewness coefficient, initially the Hurst index is calculated to analyze the adequacy of time series length. The case study of the present research (West Azerbaijan, Iran) has three basins containing different hydrologic regions. These three basins are: the Aras River, Urmia Lake and Zab River basins. Therefore, various hydrologic regions, with the help of provincial border and the borders between sub-basins, are combined to form three larger hydrologic regions. After the formation of three larger hydrologic regions, the homogeneity of skewness variance of annual peak discharge of hydrometric stations within each three hydrological groups are tested using the Leven statistical parameter. Also the Dunnett test is applied to identify areas which are significantly differentiated with other hydrologic regions. To develop the generalized skewness coefficient of 67 hydrometric stations with different statistical periods (16 to 62 years), three methods containing statewide map of skewness in West Azerbaijan, skewness map with including three hydrologic regions, and weighted average of skewness for the three hydrologic regions were used. Finally, after calculating the errors of three methods of generalized skewness development using Mean Square Error (MSE) coefficient, a weighted technique is used to calculate the weighted generalized skewness using sample skewness and the best generalized skewness (the one which has the least error) and their corresponding errors.

Results and Discussion: The results showed that most parts of the province have negative skewness values. The Hurst test results showed that the Hurst coefficient is greater than 0.5 for all 67 hydrometric stations and lengthening of time series for the analysis is not required. Also, the results of the Leven statistical parameter showed that the homogeneous assumption is true for hydrological groups. Therefore, there is no reason for the variance heterogeneity. Moreover, the results of the Dunnett test stated that statistically, skewness means within the hydrological groups are not different. An error analysis showed that the Zab river basin had the least error among the studied basins. Among the methods studied for developing the skewness map, the division of the province into three hydrologic regions had a higher accuracy (MSE of Generalized skew coefficient = 0.55) than the other methods. However, this difference was very marginal. According to skewness maps, it can be seen that by considering hydrologic regions, the errors can be reduced in all three hydrologic regions. As the MSE in areas A and B is lower than the provincial level and in the region C, the error rate is close to zero. However, it should be noted that the number of hydrometric stations in region C, are much lower than other parts of the study area and this can be one of the reasons for error reduction in this area.

Conclusions: Considering that the aim of this study was to evaluate the accuracy of the generalized skewness estimating methods in the calculation of weighted generalized skewness coefficients, it has been seen that a regional approach, in addition to reducing the error rate, the fracture lines on the skewness map of the annual peak discharges can be reduced. Unlike the regional approach, the averaging method has shown worse results in all three regions. We may conclude that the sample skewness coefficient alone can bring better results than the averaging approach. Also, by comparing errors in areas A, B, and C, it can be concluded that with increment in area of hydrologic regions and inadequate spatial distribution of hydrometric stations, the error rate increases.

Keywords: Generalized skew coefficient, Homogeneity of hydrologic regions, Flood frequency

1,2- Associate Professor and MSc Graduated of Water Engineering Department, Urmia University
(*- Corresponding Author Email: j.behmanesh@urmia.ac.ir)