

ارزیابی عملکرد معیار ناسازگاری استوار در روش گشتاورهای خطی

امین عبدی کردانی^{1*}، یوسف حسن‌زاده²

تاریخ دریافت: 94/09/01 تاریخ پذیرش: 95/02/20

¹ دانشجوی دکتری، گروه مهندسی عمران آب، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تبریز

² استاد، گروه مهندسی عمران آب، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: amin.abdi@yahoo.com

چکیده

جهت به‌دست آوردن یک منطقه همگن که داده‌های آنها دارای توزیع آماری مشابهی باشند، تشخیص ایستگاه‌های پرت از اهمیت بسیاری برخوردار می‌باشد. یکی از معیارهای مطرح برای انجام این کار، استفاده از معیار ناسازگاری در روش گشتاورهای خطی می‌باشد که به دلیل استفاده از میانگین و کوواریانس داده‌های کلیه ایستگاه‌ها، در برخی موارد نمی‌تواند به درستی عمل نماید. جهت رفع این مشکل، می‌توان از معیار ناسازگاری استوار استفاده نمود که از حساسیت بسیار کمتری نسبت به داده‌های پرت برخوردار می‌باشد و بر پایه برآوردگر کمینه دترمینان کوواریانس محاسبه می‌گردد. در این تحقیق، جهت تحلیل فراوانی منطقه‌ای خشکسالی در استان آذربایجان شرقی، عملکرد معیارهای ناسازگاری استوار و کلاسیک مورد مقایسه قرار گرفتند و نتایج حاصل، برتری حالت استوار نسبت به حالت کلاسیک را نشان دادند. همچنین پس از انجام خوشه‌بندی و محاسبه معیار غیرهمگنی، منطقه مورد مطالعه به سه منطقه همگن تجزیه گردید و پس از محاسبه معیار نیکویی برازش برای هر یک از مناطق، توزیع پیرسون نوع سوم به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای انتخاب شد.

واژه‌های کلیدی: استان آذربایجان شرقی، تحلیل فراوانی منطقه‌ای، خشکسالی، گشتاورهای خطی، معیار ناسازگاری استوار

Performance Evaluation of the Robust Discordancy Measure in L-moments Approach

A Abdi Kordani^{1*}, Y Hassanzadeh²

Received: 22 November 2015

Accepted: 05 March 2016

¹ Ph.D. Candidate, Water Engin. Dept., Faculty of Civil.Engin., Univ. of Tabriz, Iran

² Prof., Water Engin. Dept., Faculty of Civil. Engin., Univ. of Tabriz, Iran

*Corresponding Author, Email: amin.abdi@yahoo.com

Abstract

Detection of discordant sites in a region is a very important issue in determining the homogeneous region which has the same statistical distribution. One of the powerful measures for this purpose is the discordancy measure in the L-moment approach. This measure, which is based on the mean and covariance of the data of all sites, sometimes cannot identify correctly the discordant sites. In order to improve this problem, the robust discordancy measure can be used based on the minimum covariance determinant estimator, which is less sensitive to outlying data. In order to analyze the regional frequency of droughts in the East Azarbaijan province, the classic and robust discordancy measures were utilized in this study. The results of two measures showed the superiority of the robust discordancy measure against the classic one. In addition, after application of the cluster analysis and the heterogeneity measure, the study area was divided to three sub-regions. Finally, the results of the goodness-of-fit measure revealed that the Pearson type 3 was the best regional distribution for all sub-regions.

Keywords: Drought, East Azarbaijan Province, L-moments, Regional frequency analysis, Robust discordancy measure

مقدمه

هاسکینگ (1990) به عنوان یک روش تخمین پارامتر معرفی گردید و سپس با استفاده از این روش، معیارهای مختلفی همچون معیارهای ناسازگاری³ و غیرهمگنی⁴ و نیکوئی برازش⁵ توسط هاسکینگ و والیس (1993) توسعه داده شد که در آن داده‌های چندین ایستگاه، جهت تخمین توزیع فراوانی داده‌های مشاهداتی در یک ناحیه همگن بکار برده می‌شود. بعد از آن، مطالعات فراوانی در این زمینه در مناطق مختلف دنیا انجام شده است که از میان آنها می‌توان به تحقیقات انجام شده در سال‌های اخیر، اشاره نمود. ساف (2009) به بررسی و تعیین مناطق همگن و همچنین تخمین فراوانی سیل منطقه‌ای با استفاده از

هدف اصلی تحلیل فراوانی منطقه‌ای، گردآوری ایستگاه‌های مشابه در یک منطقه و به دست آوردن احتمالات و یا چندک‌ها به ازای دوره‌های بازگشت معین می‌باشد که به منظور غلبه بر کمبود داده‌های مشاهداتی یک ایستگاه می‌تواند مورد استفاده واقع گردد. همچنین در هر مکان از منطقه مطالعاتی که ایستگاه اندازه‌گیری در دسترس نباشد نیز می‌توان از تحلیل فراوانی منطقه-ای¹ استفاده نمود (هاسکینگ و والیس 1993). یکی از روش‌هایی که به طور گسترده جهت تحلیل فراوانی منطقه‌ای متغیرهای هیدرولوژیکی به کار می‌رود، استفاده از روش گشتاورهای خطی² می‌باشد. گشتاورهای خطی یک روش آماری است که ابتدا توسط

³ Discordancy measure

⁴ Heterogeneity measure

⁵ Goodness-of-fit measure

¹ Regional frequency analysis

² L-moments approach

گردیدند. دیکباس و همکاران (2013) به منظور برآورد مقادیر سیل و احتمال در حوضه‌های فاقد ایستگاه در کشور ترکیه، از روش گشتاورهای خطی استفاده نمودند. در این مطالعه، آنها پس از خوشه‌بندی به طبقه بندی جریان بیشینه سالانه و شناسایی مناطق همگن پرداختند. سرحدی و حیدرزاده (2014) یک روش جهت تجزیه و تحلیل فراوانی‌های منطقه‌ای و ویژگی‌های الگوی مکانی از سری بیشینه سالانه طول دوره خشک در ایران را ارائه نمودند که در آن از روش گشتاورهای خطی و روش‌های آماری استفاده می‌نماید. گویال و گوپتا (2014) با استفاده از روش گشتاورهای خطی، مناطق همگن از لحاظ بارش را در منطقه‌ای واقع در شمال شرق هند را شناسایی نمودند. آیدوقان و همکاران (2016) با استفاده از روش گشتاورهای خطی، تحلیل فراوانی سیل منطقه‌ای حوضه چورو در ترکیه را مورد بررسی قرار دادند. همچنین دقت برآورد منحنی-های رشد منطقه‌ای⁶ و چندک‌ها، با استفاده از شبیه-سازی مونت کارلو⁷ محاسبه گردید.

با توجه به اینکه معیار ناسازگاری از میانگین و کوواریانس نسبت گشتاورهای خطی نمونه‌ها استفاده می‌نماید، نسبت به داده‌های پرت مقاوم نبوده و می‌تواند به شدت توسط ایستگاه‌های ناسازگار تحت تاثیر قرار بگیرد (ساف 2010). بر این اساس نیکوو و همکاران (2007) از معیار ناسازگاری استوار⁸ استفاده نمودند. محققان بسیار کمی از این معیار در هیدرولوژی استفاده نمودند. ساف (2010) اثر معیارهای تشخیص ناسازگاری بر روی دقت و صحت چندک‌های محاسباتی بر اساس تحلیل فراوانی سیل منطقه‌ای را بررسی نمود. بنابراین وی دو معیار ناسازگاری کلاسیک و استوار را به منظور شناسایی ایستگاه‌های ناسازگار در یک منطقه از حوضه رودخانه مندرس در ترکیه، در نظر گرفت. ایلورم و گریفیس (2013) از معیار

روش گشتاورهای خطی برای منطقه‌ای واقع در ترکیه پرداخت. ابولوردی و خلیلی (2010a) از روش گشتاورهای خطی به منظور توسعه مدل منطقه‌ای بیشینه بارش سالانه در جنوب غربی ایران، با توجه به ویژگی-های پیچیده فیزیوگرافی و فرآیندهای آب و هوایی به-عنوان صفات مؤثر بر میزان همگنی منطقه‌ای، استفاده نمودند. همچنین هدف دیگر آنها در این تحقیق، نشان دادن قابلیت گشتاورهای خطی در تجزیه مناطق بزرگ غیرهمگن به زیرمناطق کوچک همگن بوده است. ابوالوردی و خلیلی (2010b) به منظور بررسی ویژگی-های منطقه‌ای و رفتار احتمالاتی شدت خشکسالی، از گشتاورهای خطی و بر اساس شاخص SPI در مقیاس-های زمانی مختلف 3، 6، 12 و 24 ماهه در منطقه‌ای نیمه‌خشک واقع در جنوب غربی ایران به‌عنوان یک منطقه مورد مطالعه استفاده نمودند. سچکین و همکاران (2011) بیشینه سیل سالانه 543 ایستگاه هیدرومتری در ترکیه را در نظر گرفتند و با استفاده از روش گشتاورهای خطی، به تحلیل فراوانی سیل پرداختند. حسین (2011) بیشینه دبی اوج سالانه هفت ایستگاه واقع بر شاخه اصلی رودخانه ایندوس در پاکستان را به‌عنوان داده‌های مشاهداتی در نظر گرفته و سپس از گشتاورهای خطی جهت تحلیل فراوانی سیل منطقه‌ای استفاده نمودند. یوو و همکاران (2012) از داده‌های 70 ایستگاه هواشناسی در کره جنوبی جهت به‌دست آوردن مشخصه‌های خشکسالی از قبیل شدت و مدت خشکسالی استفاده نمودند. آنها پس از خوشه‌بندی منطقه مورد نظر، جهت توصیف رفتار احتمالاتی توام خشکسالی‌ها، از گشتاورهای خطی استفاده نمودند و سپس دوره‌های بازگشت رویدادهای خشکسالی در هر ایستگاه را تخمین زدند. رحمان و همکاران (2013) برای به‌دست آوردن بهترین الگوی بارش‌های حدی منطقه‌ای در کشور بنگلادش اقدام نمودند و در نهایت با استفاده از روش گشتاورهای خطی، مقادیر بارش‌های حدی منطقه‌ای برآورد شد و سپس نقشه‌های مربوطه ارائه

⁶ Regional growth curve

⁷ Monte Carlo simulation

⁸ Robust discordancy measure

تقسیم‌بندی شاخص خشکی دومارتن⁹ اقلیم استان آذربایجان شرقی به صورت نیمه خشک می‌باشد (ضرغامی و همکاران 2011).

تحلیل خشکسالی

با توجه به اینکه پدیده خشکسالی، ماهیتی پیچیده و مبهم دارد و همچنین تعاریف و برداشت‌های مختلفی از این پدیده وجود دارد، شاخص‌های بسیاری برای تحلیل خشکسالی‌ها توسط محققان مختلف معرفی گردیده است که بر اساس متغیرهای هواشناسی یا هیدرولوژیکی محاسبه شده‌اند.

از میان شاخص‌های مختلف، شاخص بارندگی استاندارد شده¹⁰ (SPI) که اولین بار توسط مک کی و همکاران (1993) ارائه شده است، یک ابزار قوی در توصیف خشکسالی‌ها می‌باشد که موارد استفاده متعدد آن در زمینه پایش و پیش‌بینی خشکسالی در کشورهای مختلف دیده شده است.

محاسبه شاخص SPI به این صورت است که ابتدا سری زمانی داده‌های بارندگی ماهانه در بازه زمانی مشخص را تشکیل داده و سپس از یک توزیع آماری جهت برآزش بر آن استفاده می‌شود تا احتمال تجمعی بارندگی برای ماه معین و مقیاس زمانی مشخص به دست آید.

این احتمال سپس به متغیر نرمال (Z) تبدیل می‌گردد که یک مقدار نرمال شده با میانگین صفر و انحراف معیار یک می‌باشد. از این رو در حقیقت SPI مقدار انحرافات استاندارد است که یک رویداد مشخص از شرایط نرمال منحرف می‌شود (حسن‌زاده و همکاران 1391 الف، ب). شاخص SPI را می‌توان در بازه‌های زمانی مختلف از قبیل 3، 6، 12، 24 و 48 ماهه محاسبه نمود. در این تحقیق مقیاس زمانی 6 ماهه جهت محاسبه شاخص SPI انتخاب گردید که برای توصیف

ناسازگاری استوار برای تعیین ایستگاه‌های پرت در سراسر جنوب شرقی ایالات متحده استفاده نمودند و همچنین یک روش جدید در شناسایی شباهت میان ویژگی‌های فیزیوگرافی حوضه جهت تشکیل مناطق همگن و برآورد چنک در ایستگاه‌های فاقد آمار معرفی نمودند. نتایج حاصل از دو تحقیق ذکر شده، نشان دهنده دقت بسیار بالای معیار ناسازگاری استوار در تشخیص ایستگاه‌های پرت و در نهایت شناسایی مناطق همگن می‌باشد. بنابراین با توجه به کارایی معیار ناسازگاری استوار، در این تحقیق ابتدا به معرفی این معیار پرداخته می‌شود و سپس جهت به دست آوردن مناطق همگن از لحاظ شدت خشکسالی در استان آذربایجان شرقی، دو معیار کلاسیک و ناسازگار با یکدیگر مقایسه و در نهایت نتایج مربوطه ارائه می‌گردد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

در این تحقیق، استان آذربایجان شرقی با مساحتی در حدود 45 هزار کیلومتر مربع و واقع در عرض جغرافیایی 36 تا 39 درجه شمالی و طول جغرافیایی 45 تا 48 درجه شرقی، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. از بین ایستگاه‌های زیادی که در استان آذربایجان شرقی وجود دارد، تعداد 60 ایستگاه هواشناسی (با طول دوره آماری مشترک طی سال‌های میلادی 1982 الی 2013) که از پراکندگی خوبی در کل استان برخوردار بودند، برای این مطالعه انتخاب شدند. در شکل 1 موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های هواشناسی منتخب در استان آذربایجان شرقی نشان داده شده است.

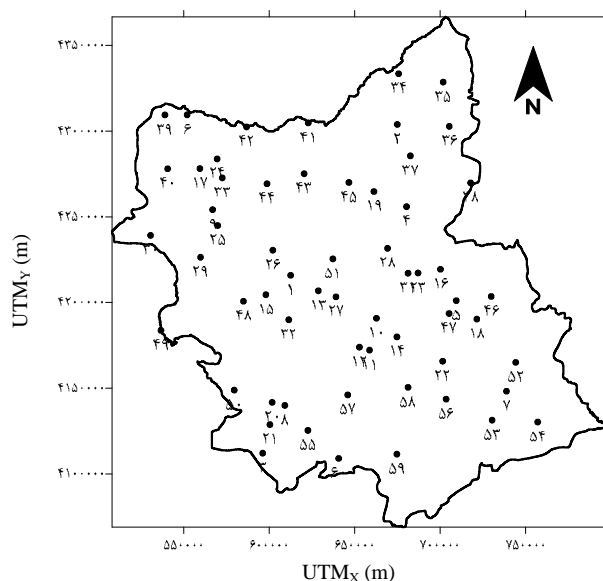
در منطقه مورد مطالعه، کمینه و بیشینه دمای ثبت شده به ترتیب برابر 26- و 32+ درجه سلسیوس و مقدار متوسط وزنی دما برابر 10/2 درجه سلسیوس می‌باشد. همچنین متوسط تبخیر و بارش سالیانه به ترتیب برابر 1200 و 315 میلی‌متر می‌باشد. بر اساس

⁹ De Martonne aridity index

¹⁰ Standardized precipitation index

رطوبت خاک سطحی مربوط به محصولات کشاورزی

استفاده می‌شود (عبدی و همکاران 2016، a، b).



شماره	نام ایستگاه	شماره	نام ایستگاه	شماره	نام ایستگاه
1	تبریز	21	خوشه مهر	41	قولان
2	کلبر	22	کوهسالار	42	سیه رود
3	ملکان	23	مهربان	43	جوشین
4	اهر	24	میاب	44	ارزیل
5	سراب	25	پیام	45	بکر آباد
6	جلفا	26	پردل	46	آغمیون
7	میانه	27	سعید آباد	47	ابرغان
8	مرآغه	28	سرای	48	ایلخچی
9	مرند	29	شبستر	49	سفید گنبد
10	بستان آباد	30	تسوج	50	عجب شیر
11	آغچه کهل زمان	31	زرزق هریس	51	خواجه
12	باشسیز اوجان	32	زینجناب	52	ترک
13	باسمنج	33	زنوز	53	کله بوز
14	چرمخوران علیا	34	خداآفرین	54	چلاقلو
15	اسفهان	35	کلانتر	55	گل تپه
16	قرلجه سادات	36	هوراند	56	اوج تپه
17	هرزندات	37	آس	57	آتش بیک
18	هریس سراب	38	ورگهان	58	هشترود
19	کسانق	39	گل فرج	59	قره آغاچ
20	خوما زرد	40	یکان کهریز	60	دانش بلاغ بازار

شکل 1- موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های هواشناسی در استان آذربایجان شرقی.

وود و همکاران (1979) تعریف شده است. گشتاورهای وزنی احتمال ($M_{p,r,s}$) به صورت زیر ارائه می‌گردند:

$$M_{p,r,s} = E \left\{ X^p \int_0^r F(X) \int_0^s f(X) - F(X) \right\} \quad [2]$$

که در آن $F(X)$ تابع توزیع تجمعی⁴ متغیر تصادفی X ، $X(F)$ تابع چندک⁵ و p ، r و s اعداد حقیقی می‌باشند (حسن‌زاده و همکاران 2011). یکی از حالت‌های خاص آن مربوط به $s=0$ و $p=1$ می‌باشد که در این صورت $M_{1,r,0}$ نسبت به X خطی می‌باشد (هاسکینگ 1986):

$$b_r = E \left\{ X \int_0^r F(X) \right\}, \quad r \geq 0 \quad [3]$$

هاسکینگ (1990) نشان داد که چهار گشتاور خطی (I_r) مرتبط با b_r ($r=0,1,2,3$) به صورت زیر می‌باشند:

$$I_1 = b_0 \quad [4]$$

بر اساس شاخص SPI، یک رویداد خشکسالی دوره‌ای است که طی آن شاخص SPI دائماً منفی باشد و زمانی پایان می‌پذیرد که شاخص SPI مثبت گردد (لوکاس و واسیلیادز 2004). بنابراین، مدت خشکسالی¹ به صورت دوره زمانی پیوسته‌ای که در آن مقادیر SPI منفی هستند، تعریف می‌گردد و شدت خشکسالی² برابر برابر مقادیر تجمعی SPI در طول مدت یک رویداد خشکسالی در نظر گرفته می‌شود (میرعباسی و همکاران 2012):

$$S = - \sum_{i=1}^D SPI_i \quad [1]$$

که در آن D مدت خشکسالی (ماه) و S شدت خشکسالی می‌باشد.

گشتاورهای خطی

گشتاورهای وزنی احتمال³ که به صورت حالت کلی از گشتاورهای خطی می‌باشد، ابتدا توسط گرین

¹ Drought duration

² Drought severity

³ Probability weighted moments

⁴ Cumulative distribution function

⁵ Quantile function

ایستگاه‌هایی است که نسبت‌های گشتاور خطی نمونه آنها از اغلب ایستگاه دیگر در آن منطقه به‌طور قابل ملاحظه متفاوت باشد (هاسکینگ و والیس 1997). به عبارت دیگر معیار D_i ، ایستگاه‌هایی را که داده‌های آنها دارای خطاهای بزرگ هستند، از ایستگاه‌های دیگر مجزا می‌کند که با عنوان ایستگاه ناسازگار نامیده می‌شوند. چنانچه یک ایستگاه در یک منطقه ناسازگار باشد، انتقال آن به منطقه دیگر و یا حذف آن باید مورد بررسی قرار گیرد. معیار ناسازگاری برای ایستگاه i به‌صورت زیر تعریف می‌شود (هاسکینگ و والیس 1993):

$$D_i = \frac{N}{3} \hat{\sigma}^2 (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \hat{u} \quad [12]$$

که در آن N تعداد کل ایستگاه‌ها، u_i بردار تشکیل شده از سه نسبت گشتاور خطی (LC_k و LC_s ، LC_v) در ایستگاه i ام به‌صورت $u_i = [\hat{\sigma}^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)}]^T$ بردار میانگین ساده نسبت‌های گشتاور خطی و S ماتریس کواریانس نمونه گشتاورهای خطی همه ایستگاه‌ها می‌باشند.

$$\bar{u} = \frac{1}{N} \hat{\mathbf{a}}^T u_i \quad [13]$$

$$S = \hat{\mathbf{a}}^T (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad [14]$$

مطابق پیشنهاد هاسکینگ و والیس (1993)، یک معیار مناسب جهت مشخص نمودن ناسازگاری یک ایستگاه در میان کلیه ایستگاه‌های یک منطقه، این است که مقدار D_i آن ایستگاه بزرگتر یا مساوی 3 باشد.

دومین معیار توسعه داده شده توسط هاسکینگ و والیس (1993) برای ارزیابی ناهمگنی یک منطقه، آماره H می‌باشد که تغییرات بین ایستگاهی گشتاورهای خطی نمونه را برای گروهی از ایستگاه‌ها، با مقدار مورد انتظار در یک ناحیه همگن مقایسه می‌کند (رائو و حامد 2000). برای این منظور، نسبت گشتاورهای خطی منطقه‌ای مطابق روابط زیر محاسبه می‌گردد:

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad [5]$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad [6]$$

$$l_4 = 20b_3 - 3b_2 + 12b_1 - b_0 \quad [7]$$

همچنین نسبت‌های گشتاورهای خطی را به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}, \quad r = 3 \quad [8]$$

که در آن l_1 به‌عنوان میانگین گشتاورهای خطی، l_2 انحراف معیار خطی، $t = l_2/l_1$ ضریب تغییرات گشتاورهای خطی¹ (LC_v)، t_3 ضریب چولگی گشتاورهای خطی² (LC_s) و t_4 ضریب کشیدگی گشتاورهای خطی³ (LC_k) می‌باشند.

به‌جای l_r ، b_r و t_r از برآوردهای ناریب l_r ، b_r و t_r می‌توان استفاده نمود، که به‌صورت زیر محاسبه می‌گردند:

$$b_r = \frac{1}{n} \hat{\mathbf{a}}^n \frac{(j-1)\dots(j-r)}{(n-1)\dots(n-r)} x_{j:n}, \quad r = 3, 0 \quad [9]$$

$$l_{r+1} = \hat{\mathbf{a}}^r (-1)^{r-k} \frac{\partial^k}{\partial k^k} b_k, \quad r = 3, 0 \quad [10]$$

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}, \quad r = 3 \quad [11]$$

هاسکینگ و والیس (1993)، گشتاورهای خطی را در سه مرحله تحلیل فراوانی منطقه‌ای شامل تشخیص ایستگاه‌های ناسازگار و مناطق همگن، انتخاب توزیع فراوانی و تخمین پارامترهای توزیع فراوانی بکار بردند. مرحله اول در تحلیل فراوانی منطقه‌ای، مشخص کردن مناطق همگن می‌باشد. بدین منظور، منطقه مورد مطالعه به‌عنوان یک منطقه همگن فرض می‌شود و درست بودن این فرض با استفاده از دو فرآیند پیشنهاد شده توسط هاسکینگ و والیس (1993) یعنی، معیار ناسازگاری (D) و معیار غیرهمگنی (H) مورد آزمون قرار می‌گیرد. معیار ناسازگاری برای مشخص کردن

¹ L-coefficient of variation

² L-coefficient of skewness

³ L-coefficient of kurtosis

$$H_i = \frac{V_i - m_i}{s_{V_i}}, \quad i=1,2,3 \quad [19]$$

هاسکینگ و والیس (1993) پیشنهاد نمودند، چنانچه H_i به عنوان یک آزمون معنی داری استفاده شود، معیار رد کردن فرض همگنی در سطح معنی داری 10%، با فرض نرمال بودن توزیع V ، برابر عدد یک خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر H_i یک ناحیه کمتر از یک باشد، آن ناحیه همگن قابل قبول می باشد، اگر H_i بین یک و دو باشد، ناحیه نسبتاً غیرهمگن می باشد و اگر H_i بزرگتر از دو باشد، آنگاه ناحیه غیرهمگن می باشد. همچنین آنها مشاهده نمودند که آماره H_1 براساس معیار V_1 توان بسیار مناسبی برای تفکیک بین نواحی همگن و غیرهمگن را دارا بوده و در عوض آماره های H_2 و H_3 براساس معیارهای V_2 و V_3 فاقد توان لازم برای تفکیک می باشند. بنابراین آماره H_1 براساس V_1 به عنوان معیار اساسی برای تخمین میزان غیرهمگنی توصیه شده است.

سومین معیار در تحلیل فراوانی منطقه ای توسط گشتاورهای خطی، استفاده از معیار نیکوئی برازش است که در آن، نیکوئی برازش توزیع های سه پارامتری از قبیل پاریتوی تعمیم یافته (GPA)، مقدار حدی تعمیم یافته (GEV)، لجستیک تعمیم یافته (GLO)، لوگ نرمال سه پارامتری (LN3) و پیرسون نوع سوم (PE3) سنجیده می گردد. اینکار توسط اختلاف بین مقدار t_4^R و مقدار t_4^{Dist} مربوط به توزیع برازش داده شده، می تواند مورد ارزیابی قرار گیرد. برای انجام این منظور ابتدا ضریب کشیدگی خطی (t_4) برای هر ایستگاه محاسبه می گردد و سپس براساس میانگین وزنی، ضریب میانگین منطقه ای (t_4^R) محاسبه می گردد. به همین ترتیب برای m امین ناحیه شبیه سازی شده، مقادیر میانگین منطقه ای ضریب کشیدگی ($t_4^{[m]}$) مشخص می گردد. مقدار اریب میانگین منطقه ای ضریب کشیدگی بین داده های مشاهداتی و شبیه سازی شده، توسط B_4 نشان داده شده و به صورت رابطه زیر بیان می گردد:

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad [15]$$

$$t_3^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_3^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

$$t_4^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_4^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

که در آن n_i اندازه نمونه در ایستگاه i ام، $t_3^{(i)}$ و $t_4^{(i)}$ به ترتیب برابر LC_v ، LC_s و LC_k در ایستگاه i ام و مقادیر t^R ، t_3^R و t_4^R برابر میانگین منطقه ای آنها می باشند. حال می توان متغیرهای V (از قبیل V_1 ، V_2 و V_3) را به دست آورد.

$$V_1 = \left\{ \sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2 \frac{\ddot{u}}{p} \right\}^{1/2} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}}{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}} \quad [16]$$

$$V_2 = \sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \right\}^{1/2} \quad [17]$$

$$\frac{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}^{-1}}{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}}$$

$$V_3 = \sum_{i=1}^N n_i \left\{ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \right\}^{1/2} \quad [18]$$

$$\frac{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}^{-1}}{\sum_{i=1}^N n_i \ddot{o}}$$

برای ارزیابی معیار غیرهمگنی، لازم است که ابتدا یک توزیع کاپا² بر میانگین منطقه ای نسبت گشتاورهای خطی (t_3^R ، t_4^R و t^R) برازش داده می شود. سپس تعداد زیادی ناحیه (در کمترین حالت 500 ناحیه) با توجه به پارامترهای توزیع کاپای برازش داده شده، شبیه سازی می گردد و برای هر ناحیه، متغیرهای V شبیه سازی شده (از قبیل V_{1s} ، V_{2s} و V_{3s}) محاسبه می گردند. سپس میانگین (m_V) و انحراف معیار (s_V) مقادیر V نواحی شبیه سازی شده را تعیین نموده و در نهایت معیار غیرهمگنی (H_i) به صورت معادله زیر مشخص می شود (هاسکینگ و والیس (1993):

¹ V variables

² Kappa distribution

$$M = \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h \mathbf{a}^h u_j \quad [23]$$

$$C = c_m \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h (\mathbf{a}^h (u_j - M))(u_j - M)^T \quad [24]$$

که در آن c_m ضریبی است که از ضرب فاکتور اصلاحی ثابت⁵ در فاکتور اصلاحی نمونه‌های متناهی⁶ به دست می‌آید (پیسون و همکاران 2002، هوبرت و همکاران 2008).

نیکوو و همکاران (2007) با استفاده از مقادیر میانگین و کوواریانس استوار (M و C) به جای مقادیر کلاسیک (\bar{u} و S) آن در جذر رابطه فاصله ماهالانوبیس⁷، معیار ناسازگاری استوار (RD_i) را ارائه نمودند که از حساسیت کمتری نسبت به داده‌های پرت برخوردار می‌باشد. معیار ناسازگاری استوار هر ایستگاه توسط رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$RD_i = \sqrt{(u_i - M)^T C^{-1} (u_i - M)} \quad [25]$$

برای افزایش کارایی نمونه‌های متناهی، می‌توان از حالت بازوزون برآوردگر MCD ⁸ به صورت زیر استفاده نمود.

$$M_R = \frac{\sum_{i=1}^N \mathbf{a}^N w_i u_i}{\sum_{i=1}^N \mathbf{a}^N w_i} \quad [26]$$

$$C_R = \frac{\sum_{i=1}^N \mathbf{a}^N w_i (u_i - M_R)(u_i - M_R)^T}{\sum_{i=1}^N \mathbf{a}^N w_i} \quad [27]$$

که در آن وزن w_i بر اساس مقادیر RD_i اولیه و با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$w_i = \begin{cases} 1 & \text{if } RD_i \leq \sqrt{C_{p,0.975}^2} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad [28]$$

در رابطه بالا، χ^2 توزیع مربع کای⁹ با p درجه آزادی و احتمال نظیر 0/975 می‌باشد. با توجه به اینکه در اینجا

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \mathbf{a}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R) \quad [20]$$

همچنین میزان انحراف معیار t_4^R توسط S_4 نشان داده می‌شود.

$$s_4 = \sqrt{\frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\mathbf{a}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R))^2 - N_{sim} B_4^2 \frac{\ddot{u}}{\hat{p}}}, \quad [21]$$

$(N_{sim} - 1)^{-1/2}$ در نهایت آماره نیکویی برازش (Z^{Dist}) به صورت زیر معین می‌گردد:

$$Z^{Dist} = (t_4^R - t_4^{Dist}) / s_4 \quad [22]$$

اگر Z^{Dist} به اندازه کافی به صفر نزدیک باشد، برازش را می‌توان صحیح و مناسب اعلام نمود. معیار مناسب برای این آماره زمانی است که $|Z^{Dist}| \leq 1.64$ باشد. برای نمونه‌های کوچک ($n_i \leq 20$) و یا نمونه‌های با چولگی زیاد ($t_3 \leq 0.4$) لازم است که به جای t_4^R از $t_4^R - B_4$ در رابطه بالا استفاده شود (حامد و رائو 2000).

معیار ناسازگاری استوار

روسیئو و لیروی (1987) به جای استفاده از ماتریس میانگین و کوواریانس کلاسیک¹، از مقادیر استوار آنها بر پایه برآوردگر کمینه دترمینان کوواریانس² (MCD) استفاده نمودند. در برآوردگر MCD ، یافتن تعداد h ایستگاه از میان N ایستگاه، به گونه‌ای که ماتریس کوواریانس آن دارای کمینه دترمینان باشد، به عنوان هدف اصلی مطرح است. بر این اساس می‌توان بردار میانگین (M) و ماتریس کوواریانس (C) متغیرهای h ایستگاه را محاسبه نمود که به ترتیب نشان‌دهنده موقعیت³ و پراکندگی⁴ برآوردگر MCD می‌باشند و به صورت زیر محاسبه می‌گردند:

⁵ Consistency correction factor

⁶ Finite-sample correction factor

⁷ Mahalanobis distance

⁸ Reweighted MCD estimator

⁹ Chi-square distribution

¹ Classical mean and covariance matrix

² Minimum covariance determinant

³ Location

⁴ Scatter

$$B^R(F) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left| \frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} \hat{Q}_i^{[m]}(F) - \hat{Q}_i(F)}{\hat{Q}_i(F)} \right| \quad [30]$$

$$A^R(F) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left| \frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} \hat{Q}_i^{[m]}(F) - \hat{Q}_i(F)}{\hat{Q}_i(F)} \right| \quad [31]$$

$$R^R(F) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left| \frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} \hat{Q}_i^{[m]}(F) - \hat{Q}_i(F)}{\hat{Q}_i(F)} \right|^{1/2} \quad [32]$$

در روابط بالا، $\hat{Q}_i^{[m]}(F)$ چندک تخمینی ایستگاه i ام در m امین مرحله شبیه‌سازی می‌باشد.

نتایج و بحث

برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای خشکسالی، لازم است که مشخصه شدت خشکسالی در هر ایستگاه به دست آید. برای انجام این منظور، شاخص SPI در مقیاس 6 ماهه در هر ایستگاه محاسبه می‌گردد و سپس شدت خشکسالی به دست می‌آید.

در ابتدای کار، فرض می‌شود که کل ایستگاه‌ها به صورت یک منطقه همگن می‌باشد و مطابق این فرض، معیار ناسازگاری کلاسیک (CD) و استوار (RD) را بر اساس گشتاورهای خطی مربوط به شدت خشکسالی در هر ایستگاه محاسبه می‌شود (جدول 1).

بر اساس جدول 1، ایستگاه‌هایی که CD و یا RD بزرگتر از 3 دارند، به عنوان ایستگاه ناسازگار شناسایی می‌گردند. بنابراین مطابق معیار ناسازگاری کلاسیک، چهار ایستگاه 2، 43، 51 و 56 و همچنین مطابق معیار ناسازگاری استوار، پنج ایستگاه 2، 13، 43، 51 و 56 ناسازگار می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تعداد ایستگاه‌های ناسازگار در معیار ناسازگاری استوار نسبت به معیار ناسازگاری کلاسیک متفاوت می‌باشد. معیار غیرهمگنی، قبل و بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار، در جدول 2 ارائه می‌گردد. بر اساس این جدول چنین نتیجه‌گیری می‌شود که با حذف ایستگاه-

$p=3$ است، بنابراین مقدار بحرانی معیار ناسازگاری برابر $\sqrt{c_{3,0.975}^2} = 3.06$ می‌گردد. در نهایت با استفاده از مقادیر M_R و C_R به جای M و C در رابطه RD_i ، مقدار نهایی معیار ناسازگاری استوار در هر ایستگاه به دست می‌آید. در این مطالعه، برای محاسبه معیار ناسازگاری استوار از جعبه ابزار LIBRA در نرم افزار MATLAB استفاده شد که توسط وربوون و هوبرت (2005) ارائه گردیده است.

به دست آوردن توزیع احتمال منطقه‌ای

پس از به دست آوردن توزیع‌های احتمال قابل قبول برای هر منطقه همگن، چندک‌های¹ مربوط به هر توزیع احتمال و به ازای دوره‌های بازگشت معین (T)، تخمین زده می‌شوند. برای انجام اینکار، پس از به دست آوردن منحنی رشد منطقه‌ای، می‌توان چندک مربوطه در هر مکان را بر اساس رابطه زیر محاسبه نمود (هاسکینگ و والیس 1993).

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{m}_i \hat{q}(F), \quad i = 1, \dots, N \quad [29]$$

در رابطه فوق، \hat{m}_i میانگین داده‌های هر ایستگاه، $\hat{q}(F)$ منحنی رشد منطقه‌ای با احتمال عدم تجاوز F می‌باشد. لازم بذکر است که جهت محاسبه منحنی رشد منطقه‌ای بر اساس پارمترهای منطقه‌ای، لازم است که داده‌های هر ایستگاه بر اساس رابطه $q_{ij} = Q_{ij} / \hat{m}_i$ و به ازای $i = 1, \dots, N$ و $j = 1, \dots, n_i$ بی‌بعد گردند.

در نهایت، برای محاسبه دقت چندک‌های تخمینی در توزیع‌های آماری منتخب، هاسکینگ و والیس (1997) از شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده نمودند. بنابراین چندک‌های شبیه‌سازی شده، به ازای تعداد تکرار زیاد (N_{sim}) تخمین گردیده و سپس معیارهای ارزیابی خطا از قبیل $B^R(F)$ ، $A^R(F)$ و $R^R(F)$ به صورت زیر ارائه می‌گردند.

¹ Quantile

خوشه‌بندی، اقدام به خوشه‌بندی مشخصه شدت خشکسالی نمود. بر این اساس در این تحقیق جهت به-دست آوردن مناطق همگن، با استفاده از روش k -means و براساس مشخصه میانگین بیشینه شدت خشکسالی و مشخصات جغرافیایی در هر ایستگاه، خوشه‌بندی انجام می‌گیرد. در نهایت نتایج حاصل از خوشه‌بندی نشان دادند که کل منطقه، به سه زیرمنطقه تقسیم می‌گردد (شکل 2).

های ناسازگار بر اساس معیار ناسازگاری کلاسیک، کل منطقه غیرهمگن بوده و تنها معیار غیرهمگنی نسبت به حالت اولیه (قبل از حذف ایستگاه‌ها) کاهش می‌یابد. در صورتی‌که پس از حذف ایستگاه‌های ناسازگار بر اساس معیار ناسازگاری استوار، کل منطقه نسبتاً غیرهمگن می‌گردد. با توجه به معیارهای گشتاورهای خطی، فرض همگن بودن کل منطقه رد می‌گردد. بنابراین لازم است که توسط یکی از روش‌های

جدول 1- مقادیر معیار ناسازگاری کلاسیک و استوار.

معیار ناسازگاری		شماره ایستگاه	معیار ناسازگاری		شماره ایستگاه	معیار ناسازگاری		شماره ایستگاه	معیار ناسازگاری		شماره ایستگاه
RD	CD		RD	CD		RD	CD		RD	CD	
1/80	0/79	46	1/73	0/75	31	1/60	0/83	16	1/41	0/46	1
0/99	0/26	47	0/58	0/06	32	0/96	0/32	17	3/66	3/45	2
1/91	0/96	48	1/81	0/74	33	2/42	1/21	18	3/06	2/30	3
1/48	0/58	49	1/67	0/72	34	1/20	0/37	19	1/64	0/76	4
1/46	0/53	50	1/51	0/61	35	0/85	0/20	20	2/33	1/45	5
3/93	3/24	51	1/92	1/02	36	1/22	0/37	21	1/28	0/33	6
2/66	2/32	52	1/44	0/47	37	2/18	1/30	22	1/49	0/66	7
2/18	1/15	53	1/89	0/95	38	0/84	0/26	23	1/98	1/11	8
0/98	0/32	54	1/19	0/40	39	2/10	1/13	24	1/15	0/34	9
1/65	0/66	55	1/53	0/39	40	1/21	0/47	25	1/71	0/79	10
3/85	3/11	56	1/19	0/44	41	0/45	0/10	26	1/79	0/98	11
2/08	1/07	57	2/54	1/78	42	0/87	0/22	27	1/84	0/84	12
2/03	1/18	58	4/83	5/05	43	1/95	0/93	28	3/80	2/99	13
1/17	0/30	59	2/43	1/27	44	1/70	0/84	29	1/91	0/91	14
2/31	1/34	60	2/14	1/10	45	1/46	0/50	30	0/36	0/04	15

* مقادیر پررنگ نشان‌دهنده ناسازگاری آن ایستگاه می‌باشد.

جدول 2- مقادیر معیار غیرهمگنی، قبل و بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار.

معیار غیرهمگنی			عنوان
H ₃	H ₂	H ₁	
6/68	5/06	3/30	قبل از حذف ایستگاه‌های ناسازگار
5/58	4/12	2/13	بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار بر اساس معیار CD
4/53	3/33	1/29	بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار بر اساس معیار RD

جدول 3 مشخصات سه خوشه به دست آمده از ای را ارائه می نماید. قبیل تعداد ایستگاهها و نسبت گشتاورهای خطی منطقه-

جدول 3- مشخصات کلیه خوشه ها.

شماره خوشه	تعداد ایستگاه	نسبت گشتاورهای خطی منطقه ای		
		t_4^R	t_3^R	t^R
1	14	0/18	0/41	0/61
2	28	0/28	0/52	0/68
3	18	0/24	0/47	0/65

حال برای سه خوشه به دست آمده، تعداد ایستگاههای ناسازگار مطابق معیارهای ناسازگاری کلاسیک و استوار در جدول 4 نمایش داده می شود. با توجه به جدول 4، ملاحظه می شود که مطابق معیار ناسازگاری کلاسیک در خوشه 1 و 3، هیچ

ایستگاه ناسازگاری وجود ندارد و همچنین در خوشه 2 تنها یک ایستگاه ناسازگار وجود دارد. در صورتی که مطابق معیار ناسازگاری استوار، تعدادی ایستگاه در هر یک از خوشه ها به عنوان ایستگاههای ناسازگار مشخص می گردد.

جدول 4- ایستگاههای ناسازگار به دست آمده بر اساس دو معیار ناسازگاری کلاسیک و استوار برای تمامی خوشه ها.

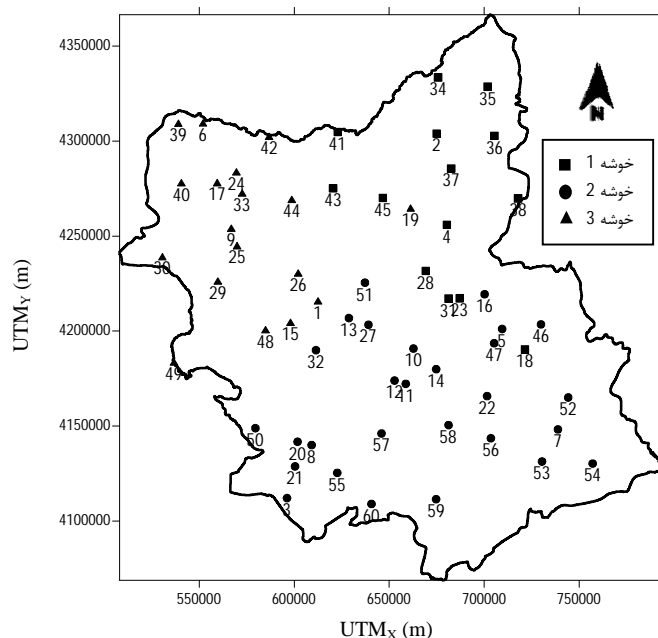
شماره خوشه	معیار ناسازگاری	
	RD	CD
1	37 و 43	-
2	56	13، 51، 53 و 56
3	42 و 48	-

جدول 5- مقادیر معیار غیرهمگنی، قبل و بعد از حذف ایستگاههای ناسازگار در سه منطقه حاصل از خوشه بندی.

شماره خوشه	معیار غیرهمگنی			عنوان
	H_3	H_2	H_1	
1	3/25	2/09	1/58	قبل از حذف ایستگاههای ناسازگار
2	5/10	3/44	2/14	
3	1/10	0/85	0/01	
1	3/25	2/09	1/58	بعد از حذف ایستگاههای ناسازگار بر اساس معیار CD
2	5/31	3/55	2/03	
3	1/10	0/85	0/01	
1	1/72	0/59	-0/70	بعد از حذف ایستگاههای ناسازگار بر اساس معیار RD
2	3/49	2/19	0/87	
3	1/10	0/85	0/01	

معیار ناسازگاری کلاسیک و استوار، در جدول 5 ارائه شده است.

مقادیر معیار غیرهمگنی در هر یک از خوشه‌ها، قبل و بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار بر اساس دو



شکل 2- موقعیت هر یک از خوشه‌ها در منطقه مورد مطالعه.

این، مقادیر آماره H_1 بعد از حذف ایستگاه‌های ناسازگار، نشان می‌دهد که تنها بر اساس معیار ناسازگاری استوار است که پس از حذف ایستگاه‌های ناسازگار، کلیه خوشه‌ها همگن می‌گردند.

نتایج جدول 5 نشان می‌دهد که مطابق مقدار آماره H_1 قبل از حذف ایستگاه‌های ناسازگار، خوشه 3 همگن، خوشه 1 نسبتاً همگن و خوشه 2 غیرهمگن می‌باشند. بنابراین لازم است که خوشه‌های 1 و 2 پس از حذف ایستگاه‌های ناسازگار، همگن گردند. علاوه بر

جدول 6- مقادیر معیار نیکوئی برازش توزیع‌های آماری مختلف در تمامی خوشه‌ها.

توزیع آماری					شماره خوشه
PE3	LN3	GLO	GEV	GPA	
-1/19	-3/50	-5/49	-4/86	-2/58	1
-0/13	-3/79	-6/37	-5/96	-3/71	2
0/23	-2/33	-4/26	-3/84	-1/93	3

مقادیر پررنگ نشان‌دهنده توزیع منطقه‌ای قابل قبول می‌باشد.

مختلف از قبیل PE3 و LN3، GLO، GEV، GPA محاسبه و در جدول 6 نشان داده می‌شود. از این جدول

پس از به دست آوردن خوشه‌های همگن، جهت به دست آوردن بهترین تابع توزیع منطقه‌ای در هر خوشه، معیار نیکوئی برازش به ازای توزیع‌های آماری

مونت کارلو به ازای تعداد 200 نمونه و 10000 تکرار در جدول 7 ارائه می‌شود. همان‌طوری‌که انتظار می‌رفت، با افزایش دوره بازگشت، میزان خطا نیز در تمامی خوشه‌ها افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری کلی

در این تحقیق، ابتدا معیار ناسازگاری استوار جهت تشخیص ایستگاه‌های ناسازگار معرفی گردید.

چنین برداشت می‌گردد، که توزیع PE3 به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای در هر یک از خوشه‌ها می‌باشد.

پس از تعیین انتخاب توزیع PE3 به‌عنوان مناسب‌ترین توزیع در هر خوشه، لازم است که چندک‌ها به‌ازای دوره‌های بازگشت معین 10، 25، 50، 100 و 200 ساله محاسبه گردد.

برای این منظور، مقادیر منحنی رشد منطقه‌ای و همچنین خطای مربوط به آن‌ها پس از انجام شبیه‌سازی

جدول 7- مقادیر مربوط به منحنی رشد منطقه‌ای و خطای مربوطه در تمامی خوشه‌ها.

دوره بازگشت					شماره خوشه	عنوان
T=200	T=100	T=50	T=25	T=10		
7/160	5/690	4/370	3/220	2/010	1	
8/400	6/650	5/070	3/700	2/250	2	منحنی رشد منطقه‌ای
8/170	6/450	4/910	3/570	2/170	3	
-0/159	0/147	-0/128	-0/096	-0/0140	1	
-0/178	-0/168	-0/149	-0/118	-0/030	2	B ^R (F)
-0/182	-0/163	-0/137	-0/095	0/003	3	
0/209	0/193	0/171	0/144	0/100	1	
0/248	0/231	0/209	0/179	0/122	2	A ^R (F)
0/194	0/182	0/173	0/158	0/120	3	
0/228	0/212	0/192	0/166	0/124	1	
0/265	0/249	0/227	0/199	0/147	2	R ^R (F)
0/219	0/209	0/196	0/178	0/146	3	

آذربایجان شرقی، نتایج نشان دادند که دقت معیار ناسازگاری استوار جهت تشخیص ایستگاه‌های پرت بیشتر از معیار ناسازگاری کلاسیک می‌باشد، که این امر سبب تشکیل سه منطقه کاملاً همگن می‌گردد. در صورتی‌که استفاده از معیار ناسازگاری کلاسیک، منجر به تشکیل مناطق همگن نمی‌شود. همچنین پس از تشکیل مناطق همگن، توزیع آماری پیرسون نوع سوم به‌عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای در هر یک از مناطق همگن واقع در استان آذربایجان شرقی شناخته شد.

سپس نتایج حاصل از آن با معیار ناسازگاری کلاسیک مورد مقیاسه و ارزیابی قرار گرفت. برای انجام اینکار از داده‌های بارندگی ماهیانه 60 ایستگاه هواشناسی واقع در استان آذربایجان شرقی طی دوره آماری 31 ساله استفاده گردید. در ادامه با استفاده از آمار فوق، شاخص بارندگی استاندارد شده در مقیاس زمانی 6 ماهه محاسبه گردید و سپس مقادیر شدت خشکسالی برای هر یک از ایستگاه‌ها به‌دست آمدند. در نهایت نتایج تحلیل فراوانی منطقه‌ای شدت خشکسالی‌ها در استان

منابع مورد استفاده

- حسن‌زاده ی، عبدی ا و فاخری‌فرد ا، 1391الف. پیش‌بینی خشکسالی با استفاده از الگوریتم ژنتیک و مدل ترکیبی شبکه عصبی - موجکی. آب و فاضلاب، دوره 23، شماره 83، صفحه‌های 48 تا 59.
- حسن‌زاده ی، عبدی ا و فاخری‌فرد ا، 1391ب. کاربرد روش‌های فراکاوشی در پایش خشکسالی (مطالعه موردی: ایستگاه تبریز). دانش آب و خاک، جلد 22، شماره 3، صفحه‌های 29 تا 46.
- Abdi A, Hassanzadeh Y, Talatahari S, Fakheri-Fard A and Mirabbasi R, 2016a. Parameter estimation of copula functions using an optimization-based method. *Theor Appl Climatol*. DOI: 10.1007/s00704-016-1757-2.
- Abdi A, Hassanzadeh Y, Talatahari S, Fakheri-Fard A and Mirabbasi R, 2016b. Regional bivariate modeling of droughts using L-comoments and copulas. *Stoch Environ Res Risk Assess*. DOI: 10.1007/s00477-016-1222-x.
- Abolverdi J and Khalili D, 2010a. Development of regional rainfall annual maxima for southwestern Iran by L-moments. *Water Resour Manag* 24: 2501-2526.
- Abolverdi J and Khalili D, 2010b. Probabilistic analysis of extreme regional meteorological droughts by L-moments in a semi-arid environment. *Theor Appl Climatol* 102: 351-366.
- Aydoğan D, Kankal M and Önsoy H, 2016. Regional flood frequency analysis for Çoruh Basin of Turkey with L-moments approach. *J Flood Risk Manag* 9(1): 69-86.
- Dikbas F, Firat M, Koc AC and Gungor M, 2013. Defining homogeneous regions for streamflow processes in Turkey using a K-means clustering method. *Arab J Sci Eng* 38: 1313-1319.
- Goyal MK and Gupta V, 2014. Identification of homogeneous rainfall regimes in northeast region of India using fuzzy cluster analysis. *Water Resour Manag* 28(13): 4491-4511.
- Greenwood JA, Landwehr JM, Matalas NC and Wallis JR, 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resour Res* 15(5): 1049-1054.
- Hassanzadeh Y, Abdi A, Talatahari S and Singh VP, 2011. Meta-heuristic algorithms for hydrologic frequency analysis. *Water Resour Manag* 25(7): 1855-1879.
- Hosking JRM and Wallis JR, 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour Res* 29(2): 271-281.
- Hosking JRM and Wallis JR, 1997. *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. Cambridge University Press, New York.
- Hosking JRM, 1986. The theory of probability weighted moments. Research Report RC12210, IBM Res Div, Yorktown Heights, New York.
- Hosking JRM, 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *J R Stat Soc Ser B* 52(1): 105-124.
- Hubert M, Rousseeuw PJ and Van Aelst S, 2008. High-breakdown robust multivariate methods. *Stat Sci* 23(1): 92-119.
- Hussain Z, 2011. Application of the regional flood frequency analysis to the upper and lower basins of the Indus River, Pakistan. *Water Resour Manag* 25(11): 2797-2822.
- Ilorme F and Griffis VW, 2013. A novel procedure for delineation of hydrologically homogeneous regions and the classification of ungauged sites for design flood estimation. *J Hydrol* 492(7): 151-162.
- Loukas A and Vasiliades L, 2004. Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. *Nat Hazards Earth Syst Sci* 4: 719-731.
- McKee TB, Doesken NJ and Kleist J, 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. Pp. 179-184. 8th Conference on Applied Climatology, 17-22 January, Anaheim, CA, USA.
- Mirabbasi R, Fakheri-Fard A and Dinpashoh Y, 2012. Bivariate drought frequency analysis using the copula method. *Theor Appl Climatol* 108: 191-206.
- Neykov NM, Neytchev PN, Van Gelder PHAJM and Todorov VK, 2007. Robust detection of discordant sites in regional frequency analysis. *Water Resour Res* 43, W06417, DOI: 10.1029/2006WR005322.
- Pison G, Van Aelst S and Willems G, 2002. Small sample corrections for LTS and MCD. *Metrika* 55: 111-123.
- Rahman MM, Sarkar S, Najafi MR and Rai RK, 2013. Regional extreme rainfall mapping for Bangladesh using L-moment technique. *J Hydrol Eng* 18(5): 603-615.
- Rao AR and Hamed KH, 2000. *Flood frequency analysis*. CRC Press LLC, Boca Raton, Florida.
- Rousseeuw PJ and Leroy A, 1987. *Robust regression and outliers detection*. John Wiley, Hoboken, N.J.
- Saf B, 2009. Regional flood frequency analysis using L-moments for the west Mediterranean region of Turkey. *Water Resour Manag* 23(3): 531-551.
- Saf B, 2010. Assessment of the effects of discordant sites on regional flood frequency analysis. *J Hydrol* 380: 362-375.
- Sarhadi A and Heydarizadeh M, 2014. Regional frequency analysis and spatial pattern characterization of dry spells in Iran. *Int J Climatol* 34: 835-848.

- Seckin N, Haktanir T and Yurtal R, 2011. Flood frequency analysis of Turkey using L-moments method. *Hydrol Process* 25(22): 3499-3505.
- Verboven S and Hubert M, 2005. LIBRA: a MATLAB library for robust analysis. *Chemometrics Intell Lab Syst* 75(2): 127-136.
- Yoo J, Kwon HH, Kim TW and Ahn JH, 2012. Drought frequency analysis using cluster analysis and bivariate probability distribution. *J Hydrol* 420-421: 102-111.
- Zarghami M, Abdi A, Babaeian I, Hassanzadeh Y and Kanani R, 2011. Climate change impacts on runoffs in East Azerbaijan, Iran. *Glob Planet Change* 78: 137-146.