

تأثیر خشکسالی بر تراز آب زیر زمینی در دو دهه اخیر (مطالعه موردی: دشت اردبیل)

فرناز دانشور وثوقی^{1*}، یعقوب دین پژوه² و محمد تقی اعلمی³

تاریخ دریافت: 89/3/9 تاریخ پذیرش: 89/8/2

1- دانشجوی کارشناسی ارشد، عمران آب، دانشکده عمران، دانشگاه تبریز

2- دانشیار، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

3- دانشیار، گروه مهندسی عمران آب، دانشکده عمران، دانشگاه تبریز

* مسئول مکاتبه E-mail: f_daneshvar_v@yahoo.com

چکیده

بررسی تغییرات منابع آب زیرزمینی در برنامه ریزی و مدیریت پایدار منابع آب هر منطقه از اهمیت فراوانی برخوردار است. مدیریت علمی منابع آب نیازمند دانستن رابطه خشکسالی با تراز آب زیرزمینی است. در این مطالعه روند تراز آب زیرزمینی 32 ایستگاه پیزومتري در مقیاس ماهانه در منطقه دشت اردبیل در دوره آماری 1367-1387 با آزمون ناپارامتری مان-کندال مورد بررسی قرار گرفت. برای هر سری زمانی شیب خط روند با استفاده از روش تخمین گر *Sen* محاسبه شد. همگنی روند تغییرات تراز آب زیرزمینی با روش وان بل و هوقس مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که در همه ایستگاه‌ها (بجز ایستگاه‌های نیار مدرسه، ینگچه ملّا محمد رضا، آغچه کندی و دروازه آستارا) تراز آب زیرزمینی دارای روند منفی است. در بیش از 72 درصد ایستگاه‌ها روند منفی $P < 0.1$ معنی‌دار مشاهده شد. بررسی شیب خط روند نشان داد که بطور متوسط تراز آب زیرزمینی در دشت اردبیل حدود 18 سانتی متر در سال افت دارد. بیشترین افت تراز آب زیرزمینی متعلق به ایستگاه خلیفه‌لوشیخ بوده که دارای شیب منفی 1/93 متر در سال می‌باشد. نتایج آزمون همگنی نشان داد که روند تراز آب زیرزمینی در ماه‌های مختلف همگن ولی در ایستگاه‌های مختلف غیر همگن می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل روند، تخمین گر *Sen*، تراز آب زیرزمینی، دشت اردبیل، خشکسالی، مان-کندال، همگنی روند

Effect of Drought on Groundwater Level in the Past Two Decades (Case study: Ardebil Plain)

F Daneshvar Vousoughi^{1*}, Y Dinpashoh² and M Aalami³

Received: 30 May 2010 Accepted: 24 October 2010

¹MSc student, Dept. of Water Engin., Faculty of Civil Engin., Univ. of Tabriz, Iran

²Dept. of Water Engin., Faculty of Agric., Univ. of Tabriz, Iran

³Dept. of Water Engin., Faculty of Civil Engin., Univ. of Tabriz, Iran

*Corresponding author: E-mail: f_daneshvar_v@yahoo.com

Abstract

Study of changes in groundwater resources in any region is important from the view point of planning and sustainable water management. Scientific management of water resources needs to know the relationship of drought and groundwater level. In the present study trend analysis was conducted on groundwater level of 32 piezometric stations located in Ardebil plain for the observation period of 1367-1387 using Mann-Kendall non-parametric test. Trend line slope was estimated by Sen's estimator for each time series. Homogeneity of trends was tested using the Van Belle and Hughes method. Results showed that trends of groundwater level for all stations (except Niare-Madrise, Yengjeh-Molla-Mohammad Reza, Agche-kandi and Darvazeh Astar) were negative. Significant negative trends $P < 0.1$ were detected for more than 72 percent of the stations. Results of trend line slopes revealed that in average the groundwater level of Ardebil plain declined about 18 cm/year. The strongest decline belonged to Khalife-loo-sheikh station, which had negative trend of 1.93 m/year. Results of homogeneity test of trends showed that trends were homogeneous for different months and heterogeneous for various stations.

Key words: Ardebil plain, Drought, Groundwater level, Homogeneity of trend, Mann-Kendall, Sen's estimator, Trend analysis

می‌رسد که دلیل اصلی این است که آزمون‌های ناپارامتری برای سری داده‌هایی که توزیع آماری آن‌ها نرمال نیست و یا دارای داده‌های گمشده باشند، مناسب‌تر هستند. با این حال، عدم وجود خود هم بستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌ها شرط استفاده از این آزمون‌ها می‌باشد. آزمون‌های ناپارامتری بسیاری برای تعیین روند در سری داده‌ها تاکنون بسط

مقدمه

وجود روند در پارامترهای هیدرولوژیکی بدلیل طبیعت بسیار پیچیده فرآیندهای هیدرولوژیکی و یا تغییرات اقلیمی می‌باشد. گرچه برای بررسی وجود روند در سری‌های هیدرولوژیک روش‌های مختلفی وجود دارد، ولیکن در مطالعات هیدرومتئورولوژیکی اغلب از روش‌های ناپارامتری استفاده می‌شود. به نظر

داده‌های چاه پیژومتري دونهر¹ در مرکز تایوان و 7 ایستگاه باران سنجی استفاده کردند. نتایج نشان داد که تراز آب زیرزمینی وابستگی خطی با بارش دارد. پاندا و همکاران (2007) تأثیر خشکسالی و فعالیت‌های انسانی را روی تراز آب زیرزمینی 1002 ایستگاه پیژومتري ایالت اوریزا در کشور هند در دوره آماری 1994-2003 با روش ناپارامتری مان-کندال² (MK) مطالعه نمودند. آن‌ها گزارش دادند که 59 درصد از ایستگاه‌های پیژومتري قبل از فصل بارش و 51 درصد آن‌ها بعد از فصل مذکور کاهش تراز آب زیرزمینی را تجربه کرده‌اند. بیشترین کاهش تراز آب متعلق به سفره‌ای با خاک تحکیم یافته بوده و 80 درصد از مساحت این دشت را دارا می‌باشد. لی و همکاران (2007) دلایل تغییر تراز آب زیرزمینی را در شهر داگو³ کره در دوره آماری 1999-2003 بررسی نمودند. آن‌ها تأثیر بارش، پمپاژ چاه‌های اطراف و ساخت تونل مترو را روی تراز آب زیرزمینی با روش مان کندال مطالعه کردند. نتایج نشان داد که احداث تونل مترو بیشترین تأثیر را روی تراز آب زیرزمینی منطقه داشته است. زانگ و همکاران (2009) الگوی مکانی و زمانی مقادیر حداقل و حداکثر تراز آب زیرزمینی در ناحیه دلتای رودخانه پرل چین را با روش مان کندال و روش پیش سفید کردن⁴ شناسایی کردند. آن‌ها گزارش کردند که در قسمت بالایی دلتا روند تغییرات تراز آب زیرزمینی کاهشی و در قسمت‌های میانی و پایینی آن افزایشی است. شهید و هازاریکا (2009) اثر خشکسالی روی آب زیرزمینی را در 3 ناحیه در شمال غرب بنگلادش در 85 حلقه چاه در دوره آماری 1998-2002 مطالعه کردند. نتایج حاکی از آن است که کمبود آب در 42 درصد نواحی ناشی از استخراج آب زیرزمینی برای آبیاری بوده است.

در ایران نیز مطالعات متعددی مربوط به روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در دشت‌های مختلف کشور انجام شده است. اغلب این مطالعات حاکی از کاهش تراز

داده شده‌اند. از بین آزمون‌های ناپارامتری آزمون مان-کندال (مان 1945 و کندال 1975) بهترین روش برای بررسی روند یکنواختی در سری داده‌ها می‌باشد (زو و همکاران 2003).

در زمینه روند تغییرات تراز آب زیرزمینی و ارتباط آن با بارش و خشکسالی مطالعات متعددی انجام شده است. هم‌چنین در دهه‌های گذشته روند منفی برای تراز آب زیرزمینی در نقاط مختلف جهان و ایران گزارش شده است. به عنوان مثال گرس و همکاران (1994) تحلیل سری‌های زمانی نوسانات تراز سطحی آب زیرزمینی را در کشور هلند انجام دادند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده کاهش تراز آب در بخش گسترده‌ای از منطقه می‌باشد که در نتیجه زهکشی آب زیرزمینی، خشکسالی و برداشت بی‌رویه آن توسط کشاورزان بوده است. آن‌ها گزارش دادند که با افزایش عمق دسترسی به آب، تراز آب زیرزمینی نسبت به نوسانات اقلیمی و فعالیت‌های بشری با تأخیر عکس‌العمل نشان می‌دهد. چن و همکاران (2004) روابط بین متغیرهای آب و هوایی و تراز آب زیرزمینی را در سفره آب زیرزمینی در ایالت مانیتوبا در کانادا بررسی کردند. آن‌ها برای این کار از داده‌های میانگین دما، حداکثر و حداقل دما و بارش برای دوره‌ی آماری 1900-2000 استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که بارش و میانگین دمای سالانه در این منطقه همبستگی بالایی با تراز آب زیرزمینی سالانه دارد. المدیج و رواج (2006) رفتار نوسانات تراز آب زیرزمینی را در مناطق مسکونی کویت و حومه با توجه به اطلاعات 6 حلقه چاه پیژومتري مطالعه نمودند. آن‌ها الگوی تناوبی نوسانات آب زیرزمینی را به میانگین ماهانه درجه حرارت هوا و بارش ارتباط دادند. نتایج نشان داد که تراز آب زیرزمینی دارای رفتار فصلی است. افزون بر این، این متغیر با درجه حرارت همبستگی منفی و با بارش همبستگی مثبت دارد. جان و همکاران (2007) تأثیر شدت و توزیع بارش را روی نوسانات تراز آب زیرزمینی در تایوان مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها از

¹ Donher

² Mann- Kendall

³ Daegu

⁴ Pre- whitening

های انسانی در ناهنجاری‌های منفی آب‌های زیرزمینی بسیار چشمگیر است.

چیت سازان و همکاران (1388) تأثیر خشکسالی را بر کمیت و کیفیت منابع آب زیرزمینی دشت خویس در شمال استان خوزستان را در محیط ArcGIS مطالعه کردند. نتایج نشان داد که خشکسالی سال 1386-1387 در پایین آمدن کیفیت و افت تراز آب زیرزمینی مؤثر بوده است. آن‌ها پر مخاطره‌ترین ناحیه دشت را بخش‌های بالادست آبخوان و در مجاورت رودخانه کرخه معرفی کردند.

نجاتی جهرمی و همکاران (1388) تأثیر خشکسالی بر منابع آب زیرزمینی آبخوان دشت عقیلی واقع در استان خوزستان برای 15 چاه پیزومتری در دوره آماری 1381 تا 1387 مطالعه کردند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده وجود افت در بیشتر قسمت‌های آبخوان است که در این میان قسمت‌های شرق و جنوب‌غربی منطقه شرایط بحرانی‌تری نسبت به سایر قسمت‌ها دارند.

یزدانی و خداقلی (1388) تحلیل خشکسالی هیدرولوژیک (آب‌های زیرزمینی) در منطقه مبارکه لنجان در اصفهان را برای داده‌های پیزومتری 11 حلقه چاه برای دوره آماری ده ساله 1385-1375 انجام دادند. نتایج بهره‌برداری غیراصولی از آب را باعث کاهش سطح سفره آب زیرزمینی در منطقه نشان داد. ایشان نتیجه گرفتند که تغذیه مناسب سفره آبخوان و اعمال مدیریت مناسب بر آن در منطقه از نابودی سفره جلوگیری می‌کند.

جهانبخش و کرمی (1388) ارتباط خشکسالی و منابع آب زیرزمینی دشت تبریز را در خصوص 40 حلقه چاه عمیق و نیمه‌عمیق در دوره آماری 1383-1370 بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که تراز آب زیرزمینی دشت دارای روند منفی بوده و دشت تبریز در دوره آماری مورد مطالعه در حدود 3/94 متر افت داشته است.

کرمی و خطیبی (1388) تأثیر وقوع خشکسالی‌ها در افت منابع آب زیرزمینی دشت سراب را ارزیابی نمودند. آن‌ها برای ارزیابی وقوع خشکسالی در افت سطح آب-

آب زیرزمینی در دشت‌های مختلف ایران است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات مختلف انجام شده توسط زحمتکش و همکاران (1380)، بیضایی و محمدی (1382)، شمس‌پور و حبیبی (1382)، عزیزی (1382)، نجاتی جهرمی و همکاران (1388)، چیت سازان و همکاران (1388)، یزدانی و خداقلی (1388)، جهانبخش و کرمی (1388) و کرمی و خطیبی (1388) اشاره کرد. زحمتکش و همکاران (1380) نوسانات سفره‌های آب زیرزمینی کم‌عمق حاشیه پلایا در سمنان را برای 10 چاهک در سال آبی 1378-1379 بررسی نمودند. نتایج نشان داد که مقدار متوسط کاهش سطح ایستابی ده چاهک در خلال یکسال حدود 6/5 سانتی متر است که احتمالاً نشان دهنده قرار داشتن منطقه در یک دوره خشکی می‌باشد.

بیضایی و محمدی (1382) اثر خشکسالی بر منابع آب زیرزمینی دشت نیشابور را بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که عامل اصلی افت سطح آب زیرزمینی، برداشت بی‌رویه آب برای مصارف کشاورزی است. آن‌ها نشان دادند که میزان افت تراز آب زیرزمینی در مناطق مخروط افکنه نسبت به نواحی مرکزی و جنوبی دشت کمتر است.

شمس‌پور و حبیبی (1382) اثرات خشکسالی‌های اقلیمی را بر منابع آب‌های زیرزمینی دشت‌های شمال همدان با استفاده از GIS، در مقیاس ماهانه طی 17 سال دوره آماری 1379-1363 مطالعه کردند. نتایج نشان داد که شدیدترین افت در فصل بهار و در مرکز دشت اتفاق می‌افتد و مناطق حاشیه دشت‌ها (محل اتصال دشت به ارتفاعات) از افت کمتری برخوردارند.

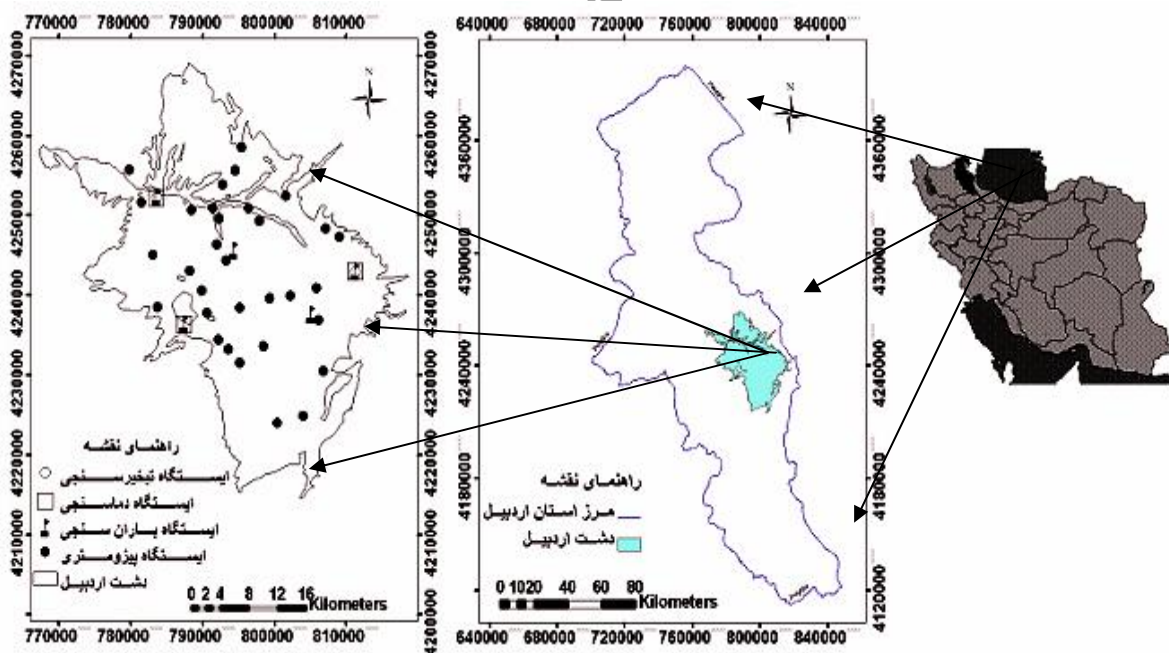
عزیزی (1382) ارتباط خشکسالی‌های اخیر و منابع آب زیرزمینی را در دشت قزوین مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از داده‌های بارش در دوره آماری 1380-1346 و از داده‌های جریان رودخانه‌ای در مقیاس زمانی سالانه و ماهانه بترتیب برای دوره‌های آماری 1379-1344 و 1377-1368 استفاده کردند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که تعداد ناهنجاری‌های منفی بارش بیش از تعداد ناهنجاری‌های مثبت بوده و تأثیر فعالیت-

جغرافیایی 38 درجه و 3 دقیقه تا 38 درجه و 27 دقیقه شمالی و طول جغرافیایی 47 درجه و 55 دقیقه تا 48 درجه و 20 دقیقه شرقی واقع شده است. دشت اردبیل مشرف بر ارتفاعات بخش غربی رشته کوه البرز (ارتفاعات تالش) و در امتداد دامنه شرقی سبلان قرار دارد. مساحت آن حدود 990 کیلومتر مربع می‌باشد. متوسط بارش سالانه در ایستگاه سینوپتیک اردبیل حدود 304 میلیمتر می‌باشد. در این دشت پرباران‌ترین ماه سال اردیبهشت ماه و کم‌باران‌ترین آن ماه مرداد است. میانگین دمای سالانه ایستگاه سینوپتیک اردبیل 9 درجه سانتی‌گراد است و یکی از نواحی سردسیر ایران محسوب می‌شود، حداقل دمای ثبت شده در ایستگاه سینوپتیک اردبیل $33/8$ - درجه سانتی‌گراد و متوسط تعداد روزهای یخبندان 130 روز در سال است. شکل 1 موقعیت جغرافیایی دشت اردبیل را نشان می‌دهد.

های زیرزمینی از روش رگرسین دو متغیره و از شاخص Z برای خشکسالی هواشناسی استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان داد افت سطح آب‌های زیرزمینی دشت سراب مابین $0/24-5/94$ متر بوده و روند کاهشی معنی‌دار در تراز آب آبخوان‌های پایکوه‌های سبلان و بزغوش مشاهده می‌شود. با توجه به بررسی پیشینه پژوهش به نظر می‌رسد که تاکنون مطالعات جامع در مورد روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در دشت اردبیل انجام نشده‌است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی روند تغییرات تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل با روش ناپارامتری مان-کندال می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه دشت اردبیل است که در شمال-غربی ایران واقع شده‌است. این دشت در عرض



شکل 1- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

(اعداد روی محورهای افقی VTMXc و اعداد روی محور عمودی VTMY را نمایش می‌دهد)

های اردبیل، خلیفه‌لو، آبی‌بیگو، گیلانده و سامیان) و داده‌های درجه حرارت‌هوا برای 3 ایستگاه (شامل: اردبیل، آبی‌بیگو و سامیان) و داده‌های تشک تبخیر

داده‌های تراز آب زیرزمینی 32 حلقه چاه در دشت اردبیل در مقیاس ماهانه از سال 1367 تا 1387 و نیز داده‌های بارش 5 ایستگاه باران‌سنجی (شامل: ایستگاه-

سپس آماره آزمون یا Z استاندارد شده که دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس 1 است بشرح زیر بدست آمد:

$$Z_{gk} = \frac{S'_{gk}}{(\sigma_{gg})_k^{1/2}} \quad [5]$$

فرض صفر (عدم وجود روند در سطح معنی داری α) به شرطی که $-Z_{1-\alpha/2} < Z_{gk} < Z_{1+\alpha/2}$ باشد، پذیرفته شد. در این مطالعه سطح معنی داری 10 درصد مورد استفاده قرار گرفت.

آزمون مان-کندال اصلاح شده ($MK2$)

اگر ضریب خود همبستگی مرتبه اول معنی دار باشد، با روش پیش سفید کردن که در زیر توضیح داده شده است (کومار و همکاران 2009)، اثر خود همبستگی از سری داده‌ها حذف شد. برای اینکار ابتدا سری داده‌های جدید با توجه به شیب خط روند، β ، به شرح زیر محاسبه شد (کومار و همکاران 2009، پارتال و کایا 2006).

$$X'_i = X_i - (\beta \times i) \quad [6]$$

که در آن β شیب خط روند و i شمارنده سال می‌باشد. این شیب در قسمت بعد شرح داده شده‌است. پس سری جدید بشرح زیر بدست آمد:

$$y'_i = X'_i - r_1 \times X'_{i-1} \quad [7]$$

با افزودن مجدد جمله روند، $(\beta * i)$ ، به سری داده‌های اخیر، سری زیر بدست آمد:

$$y_i = y'_i + (\beta \times i) \quad [8]$$

آماره Z مان-کندال برای سری اخیر محاسبه شد.

شیب خط روند (تخمین گر، سن)

یک شاخص بسیار مفید در آزمون MK شیب Sen می‌باشد که با β نمایش داده می‌شود و آن شیب روند یکنواخت را در سری داده‌ها نشان می‌دهد. مقدار شیب

برای 2 ایستگاه تبخیرسنجی (شامل: آبی بیگو و سامیان) از 1367 تا 1385 در مقیاس ماهانه از سازمان آب استان اردبیل اخذ شدند. در این مطالعه روند تغییرات تراز آب زیرزمینی ایستگاه‌های پیژومتری با آزمون ناپارامتری (MK) (مان 1945 و کندال 1975) مورد بررسی قرار گرفت. چون شرط لازم برای استفاده از این آزمون نداشتن ضریب خود همبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌هاست (پارتال و کایا 2006، کومار و همکاران 2009) بنابراین در این مطالعه از آزمون MK اصلاح شده (پس از حذف اثر خود همبستگی مرتبه اول) که از این به بعد با آزمون $MK2$ نشان داده می‌شود، برای تحلیل روند در سری‌های زمانی مورد نظر استفاده شد. در ادامه این روش‌ها شرح داده شده‌اند.

روش مان-کندال (MK)

در این روش آماره S برای ماه g ام و ایستگاه k ام بشرح زیر محاسبه شد (پاندا و همکاران 2007):

$$S_{gk} = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(X_{jgk} - X_{igk}), \forall i \leq p \leq j \leq n \quad [1]$$

که در آن n تعداد داده‌های سری، i و j اندیس سال می‌باشد. و $\text{sgn}(q)$ تابع علامت بوده که بصورت زیر تعیین می‌شود:

$$\text{sgn}(q) = \begin{cases} 1 & \text{if } q > 0 \\ 0 & \text{if } q = 0 \\ -1 & \text{if } q < 0 \end{cases} \quad [2]$$

مان و کندال نشان دادند که وقتی $n \geq 10$ باشد، آماره S تقریباً بطور نرمال توزیع شده و دارای میانگین صفر و انحراف معیار زیر است:

$$(\sigma_{gg})_k = \frac{[n(n-1)(2n+5) - \sum d(d-1)(2d+5)]}{18} \quad [3]$$

که در آن d تعداد داده‌های یکسان در سری زمانی می‌باشد. S_{gk} به صورت زیر نرمال شد (پاندا و همکاران 2007):

$$S'_{gk} = S_{gk} - \text{sgn}(S_{gk}) \quad [4]$$

1- آیا روند بین ماه‌ها همگن است؟

$$H_0: \tau_{1.} = \tau_{2.} = L = \tau_{s.}$$

2- آیا روند بین ایستگاه‌ها همگن است؟

$$H_0: \tau_{.1} = \tau_{.2} = L = \tau_{.t}$$

3- آیا برهم کنش روند بین ایستگاه و ماه همگن است؟

$$H_0: t_{gk} - t_{g.} - t_{.k} - t_{..} = \cos \tan t$$

4- آیا در حالت کلی روند همگن است؟

فرض‌های صفر به منزله عدم وجود

روند معنی‌دار برای ماه مشخصی در یک ایستگاه

خاص است، به عنوان مثال فرض صفر

از توزیع C^2 با درجه آزادی st $H_0: t_{gk} = 0, \sum_g \sum_k Z_{gk}^2$

آزادی st تبعیت می‌کند. در این مطالعه برای آزمون

درستی یا نادرستی فرض‌های صفر آماره‌های C^2 و

درجات آزادی هر کدام بشرح زیر محاسبه و با مقادیر

نظیر جدول C^2 در سطح معنی‌داری α مقایسه شدند:

1- کمیت $C_{total, st}^2 = \sum_{g=1}^{s=12} \sum_{k=1}^{k=t} Z_{gk}^2$ با درجه آزادی st که در

آن s تعداد ماه‌ها و t تعداد ایستگاه‌ها است.

2- کمیت $C_{homogeneity, st-1}^2 = \sum_{g=1}^{s=12} \sum_{k=1}^{k=t} (Z_{gk} - Z_{..})^2$ با

درجه آزادی $st-1$.

3- کمیت $C_{season, s-1}^2 = t \sum_{g=1}^{s=12} (Z_{g.} - Z_{..})^2$ با درجه

آزادی $s-1$.

4- کمیت $C_{site, t-1}^2 = s \sum_{k=1}^{t=32} (Z_{.k} - Z_{..})^2$ با درجه آزادی

$t-1$.

5- کمیت $C_{site-season, (t-1)(s-1)}^2 = \sum_{g=1}^{s=12} \sum_{k=1}^{k=32} (Z_{gk} - Z_{.k} - Z_{g.} - Z_{..})^2$ با

درجه آزادی $(t-1)(s-1)$ و

6- $\chi_{trend, 1}^2 = st Z_{..}^2$ با درجه آزادی 1.

اگر کمیت‌های محاسبه شده در هر شش قسمت فوق

بزرگتر از مقدار متناظر مستخرج از جدول C^2 (در

سطح معنی‌داری α) باشد، فرض همگنی روند مربوطه

رد می‌شد.

مراحل زیر برای آزمون فرض صفر استفاده شد

(پاندا و همکاران 2007):

روند با استفاده از رابطه زیر برآورد می‌شود: (سن 1966 و تیل 1950):

$$\beta_{gk} = \text{Median} \left(\frac{X_{igk} - X_{jgk}}{i-j} \right), \quad \forall 1 \leq i < j \leq n \quad [9]$$

که در آن b_{gk} برآوردکننده شیب خط روند برای

ایستگاه K ام در ماه g ام و i و j شمارنده سال می-

باشند. مقادیر مثبت b نشان‌دهنده روند افزایشی و

مقادیر منفی آن نشان‌دهنده روند کاهش می‌باشد.

آزمون همگنی روند

آزمون همگنی روند بر پایه تفکیک مجموع مربعات

آماره Z بنا نهاده شده است. این روش از آماره χ^2 برای

تعیین همگنی روند بین ماه‌ها (فصل‌ها)، ایستگاه‌ها و

برهم کنش ماه و ایستگاه استفاده می‌کند (وان بل و

هوقس 1984 و گان 1998). در این روش ابتدا جدول

آماره مان-کندال Z_{gk} مطابق شکل 2 تهیه شد. سپس

میانگین آماره مذکور برای ایستگاه‌ها از رابطه

که در آن t تعداد ایستگاه‌ها است،

بدست آمد. همچنین میانگین آماره Z برای ماه‌های

مختلف از رابطه $Z_{.k} = s^{-1} \sum_{g=1}^s Z_{gk}$ که در آن s تعداد ماه-

های سال (یا 12) است، بدست آمد. آنگاه میانگین کل از

رابطه $Z_{..} = (st)^{-1} \sum_{g=1}^s \sum_{k=1}^t Z_{gk}$ محاسبه شد.

	1	2	...	T	Z_{s*}
1	Z_{12}	Z_{12}	...	Z_{1t}	Z_{1*}
2	Z_{21}	Z_{22}	...	Z_{2t}	Z_{2*}
...			...		
S	Z_{s1}	Z_{s2}	...	Z_{st}	Z_{s*}
Z_{*k}	Z_{*1}	Z_{*2}	...	Z_{*s}	Z_{**}

شکل 2- دیاگرام مان-کندال در مطالعه همگنی روند به روش

وان بل و هوقس

در این روش فرض‌های صفر (عدم وجود روند در سطح

معنی‌داری α) زیر مورد آزمون واقع شد:

روند منفی نیز در سطح 1% معنی‌دار بودند. نتایج نشان داد که تعداد 303 سری زمانی دارای روند منفی معنی‌دار بودند، در حالی که تعداد سری‌های با روند صعودی معنی‌دار فقط 14 سری می‌باشد. ایستگاه‌های قره-حسنلو، خلیفه‌لو شیخ، اراضی قره‌حسنلو آق‌باقر، سه-راهی مرنی و اراضی خلیل آباد شدیدترین روند منفی معنی‌دار (α=1%) را دارا بودند. این ایستگاه‌ها بترتیب دارای آماره Z مان-کندال معادل -5/78، -5/7، -5/5 و -5/4 بودند که چون قدرمطلق آن‌ها از رقم بحرانی 2/33 (برای α=1%) بمراتب بیشتر می‌باشد، بنابراین روند نزولی در سطح 1% احتمال معنی‌دار محسوب می‌شوند. همچنین در کل دشت اردبیل (میانگین 32 ایستگاه) اردیبهشت ماه روند منفی معنی‌دار در سطح 1% احتمال (Z = -3/236) را به خود اختصاص داده است که بسیار معنی‌دار است. در این ماه بجز ایستگاه‌های دروازه آستارا، ینگجه ملامحمدرضا و آغچه‌کندی بقیه ایستگاه‌ها روند نزولی معنی‌داری (حداقل در سطح 10%) داشتند. میانگین آماره Z برای کل دشت اردبیل برای تمام ماه‌های سال منفی و در سطح 1 درصد معنی‌دار بود. قدرمطلق مقادیر Z_{g*} برای تمام دوازده ماه سال در سطح معنی‌داری 1% احتمال از رقم C^2 بحرانی (2/33) بزرگتر است. با این حال سه ماه مربوط به فصل بهار و ماه شهریور بیشترین مقدار آماره Z_{g*} را به خود اختصاص داده‌اند. با این وصف این ماه‌ها نیز دارای روند منفی نزولی معنی‌دار ($P < 0.1$) بودند. کمترین مقدار آماره Z_{g*} نیز متعلق به ماه اسفند بود که مقدار $Z_{g*} = -2/73$ را به خود اختصاص داده و در سطح 1% احتمال معنی‌دار است. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که تراز سطح آب دشت اردبیل در تمام طول سال در دو دهه‌ی اخیر دچار افت معنی‌دار در سطح ($P < 0.1$) بوده است.

میانگین روند برای ماه‌ها (با توجه به مقادیر Z_{g*}) در غالب ایستگاه‌ها (بجز 7 ایستگاه) منفی و معنی‌دار (در سطح 10% احتمال) بود (جدول 1). این 7 ایستگاه‌ها عبارتند از دروازه آستارا، صومعه روبروی مرغداری،

1- تحت فرض‌های صفر اشاره شده در مرحله قبل کمیت‌های لازم برای آزمون همگنی روند بین ایستگاه‌ها C_{site}^2 ، همگنی بین ماه‌ها C_{season}^2 و همگنی ایستگاه-ماه $C_{site-season}^2$ محاسبه می‌شود.

2- اگر همگنی روند بین ایستگاه‌ها، ماه‌ها و برهم کنش ایستگاه-ماه معنی‌دار نباشد، آنگاه آزمون همگنی روند کلی با استفاده از کمیت C_{trend}^2 انجام می‌شود.

3- اگر روند در بین ایستگاه‌ها غیرهمگن، اما در بین ماه‌ها همگن باشد، آنگاه آزمون همگنی روند تنها برای ایستگاه‌ها با استفاده از کمیت Z_{g*}^2 ($k = 1, 2, L, t$) انجام می‌شود، که تحت فرض صفر $H_0: t_{g*} = 0$ دارای توزیع C^2 می‌باشد.

4- اگر روند در بین ماه‌ها غیرهمگن اما در بین ایستگاه‌ها همگن باشد، آنگاه آزمون روند تنها برای ماه با محاسبه کمیت Z_{g*}^2 ($g = 1, 2, L, s$) انجام می‌شود، که تحت فرض صفر $H_0: t_{g*} = 0$ دارای توزیع χ^2 می‌باشد.

5- اگر روند هم در بین ماه‌ها و هم در بین ایستگاه‌ها ناهمگن باشد یا برهم کنش ایستگاه و فصل معنی‌دار باشد، پس آزمون همگنی روند ایستگاه-ماه به تنهایی انجام می‌شود. برای این کار تنها لازم است برای هر ایستگاه و ماه کمیت Z_{gk} ($g = 1, 2, \dots, s; k = 1, 2, \dots, t$) محاسبه و معنی‌داری آن آزمایش می‌شود. فرض صفر عدم وجود روند در سطح معنی‌داری α پذیرفته می‌شود اگر $-Z_{\alpha/2} < Z_{gk} < Z_{\alpha/2}$ باشد.

آزمون همگنی وان بل و هوقس توسط پارتال و کایا (2006)، گان (1998) و پاندا و همکاران (2007) در مطالعات مشابه مورد استفاده واقع شده است.

نتایج و بحث

جدول 1 مقادیر آماره Z مان-کندال را در خصوص متغیر تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل نشان می‌دهد. بطوریکه از این جدول می‌توان استنباط کرد مجموع تعداد سری‌های زمانی تراز آب زیرزمینی که دارای روند نزولی هستند خیلی بیشتر از مقادیر نظیر با روند صعودی می‌باشد. افزون بر این غالب سری‌ها با

جدول ۱- مقادیر اماره Z از تراز مان - کندان برای متغیر تراز آب زیرزمینی هشت اردیبهیل (۱۳۸۷-۱۳۹۷)

ردیف	نام ایستگاهها	مردودین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	مشتد ک	Δk
۱	حسن باری	-۲/۴۰	-۲/۴۱	-۱/۸۵	-۱/۸۵	-۱/۲۶	-۱/۸۸	-۲/۸۴	-۱/۸۸	-۲/۸۴	-۱/۸۸	-۱/۲۰	۱/۶۲	-۱/۶۸
۲	اراضی چینه دار	-۲/۸۲	-۲/۶۶	-۲/۸۷	-۲/۸۷	-۲/۱۸	-۲/۲۱	-۲/۸۵	-۲/۶۲	-۲/۸۲	-۱/۸۹	-۱/۸۷	-۱/۲۲	-۲/۲۶
۳	کناری	-۲/۴۲	-۲/۹۲	-۲/۹۹	-۲/۹۲	-۲/۴۲	-۲/۸۵	-۲/۸۲	-۲/۸۶	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۱۶	-۲/۸۶
۴	آنا زمان کندی	-۲/۶۶	-۲/۶۸	-۲/۴۸	-۲/۶۶	-۲/۶۸	-۲/۸۲	-۲/۵۸	-۲/۸۶	-۲/۶۱	-۲/۶۸	-۲/۲۸	-۲/۲۷	-۲/۵۹
۵	نزاب پاپون	-۲/۶۲	-۲/۸۲	-۲/۵۲	-۲/۶۶	-۲/۵۲	-۲/۶۶	-۲/۸۹	-۲/۲۷	-۲/۱۱	-۲/۲۵	-۲/۲۵	-۲/۸۲	-۲/۵۰
۶	اراضی خلیل آباد	-۵/۶۱	-۵/۹۲	-۵/۶۸	-۵/۵۲	-۵/۱۵	-۵/۲۲	-۵/۶۷	-۵/۶۷	-۵/۲۲	-۲/۹۱	-۵/۸۷	-۵/۱۵	-۵/۲۰
۷	روبروی خردگاه	۲/۹۲	۲/۱۱	۲/۸۲	۲/۶۹	۲/۸۲	۲/۸۸	۲/۶۹	۲/۸۲	۲/۸۲	۲/۸۵	۲/۸۵	۲/۲۷	۲/۲۰
۸	سه راهی مهناندوست	-۲/۸۲	-۲/۸۶	-۲/۱۶	-۲/۶۶	-۲/۸۶	-۲/۶۱	-۲/۸۲	-۲/۸۱	-۲/۸۲	-۲/۸۱	-۲/۲۲	-۲/۲۷	-۲/۸۹
۹	سه راهی مزی	-۵/۵۲	-۵/۴۹	-۵/۸۷	-۵/۸۲	-۵/۸۲	-۵/۸۲	-۵/۶۱	-۵/۹۲	-۵/۹۲	-۵/۹۲	-۵/۹۲	-۵/۴۰	-۵/۵۰
۱۰	دروازه آشارا	-۱/۶۲	-۱/۰۶	-۱/۳۲	-۱/۲۹	-۱/۰۹	-۱/۰۹	-۱/۰۹	-۱/۳۹	-۱/۶۱	-۱/۶۱	-۱/۶۱	-۱/۸۸	-۱/۵۱
۱۱	ساحصلو	-۲/۵۲	-۲/۹۲	-۲/۶۰	-۲/۲۲	-۲/۵۸	-۲/۲۲	-۲/۸۹	-۲/۵۸	-۲/۸۹	-۲/۸۹	-۲/۵۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶
۱۲	نوشهر نجرکان	-۲/۹۲	-۲/۱۲	-۲/۱۹	-۵/۱۱	-۲/۵۲	-۲/۴۲	-۲/۴۲	-۲/۴۲	-۲/۴۲	-۲/۴۲	-۲/۴۲	-۱/۶۲	-۲/۸۰
۱۳	طالب قشلاقی	-۲/۸۵	-۲/۲۲	-۲/۵۸	-۲/۲۶	-۲/۱۲	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰	-۲/۲۰
۱۴	رضی آباد	-۲/۴۱	-۲/۹۲	-۲/۴۲	-۲/۶۸	-۲/۶۶	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲
۱۵	تازه حسلو	-۵/۲۲	-۶/۰۰	-۵/۶۱	-۵/۲۲	-۵/۶۷	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱
۱۶	صومعه روبروی مرغلاری	-۱/۲۷	-۱/۲۲	-۲/۸۰	-۱/۵۹	-۱/۹۹	-۱/۰۰	-۱/۵۵	-۱/۱۲	-۱/۵۵	-۱/۱۲	-۱/۱۲	-۱/۰۰	-۱/۸۱
۱۷	پنجکجه ملا محمدرضا	-۱/۶۶	-۱/۰۰	-۱/۲۶	-۱/۸۲	-۱/۴۲	-۱/۲۹	-۱/۰۰	-۱/۲۹	-۱/۰۰	-۱/۲۹	-۱/۰۰	-۱/۰۰	-۱/۰۰
۱۸	بیرانوم	-۵/۴۲	-۵/۴۱	-۵/۶۷	-۵/۲۹	-۵/۲۲	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸	-۵/۸۸
۱۹	نوشهر	-۱/۴۶	-۱/۲۸	-۱/۴۲	-۱/۶۲	-۱/۲۹	-۱/۱۲	-۱/۲۹	-۱/۱۲	-۱/۲۹	-۱/۱۲	-۱/۱۲	-۱/۱۲	-۱/۱۲
۲۰	آغچه کندی	-۱/۲۱	-۱/۴۶	-۱/۸۵	-۱/۸۵	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷
۲۱	گلی تدریم	-۲/۹۲	-۲/۱۸	-۲/۹۲	-۲/۶۷	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸
۲۲	آنا بانر دهباب تیره	-۲/۸۵	-۲/۶۵	-۵/۱۵	-۲/۸۲	-۲/۶۲	-۲/۹۱	-۲/۸۵	-۲/۸۵	-۲/۸۵	-۲/۸۵	-۲/۸۵	-۲/۸۵	-۲/۸۵
۲۳	کگلخوران شیخ	-۱/۴۰	-۲/۱۰	-۱/۱۲	-۱/۸۹	-۱/۴۷	-۱/۵۹	-۱/۹۲	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷
۲۴	اراضی کرکری	-۲/۴۹	-۲/۵۷	-۲/۸۰	-۲/۹۲	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۸۶
۲۵	سجید آباد	-۲/۰۲	-۲/۲۶	-۲/۱۷	-۲/۴۱	-۲/۴۵	-۲/۸۹	-۲/۸۰	-۲/۸۱	-۲/۸۱	-۲/۸۱	-۲/۸۱	-۲/۸۱	-۲/۸۱
۲۶	اراضی نوشهر	-۲/۵۰	-۲/۴۸	-۲/۴۲	-۲/۶۵	-۲/۳۷	-۲/۴۹	-۲/۴۸	-۲/۴۹	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸	-۲/۴۸
۲۷	اراضی کمی آباد	-۲/۴۶	-۲/۴۹	-۲/۴۶	-۲/۲۲	-۲/۶۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲
۲۸	نبار مدرسه	۲/۰۱	۲/۶۲	۲/۴۷	۲/۸۵	۲/۸۵	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲	۲/۶۲
۲۹	سلطان آباد	-۲/۴۹	-۲/۶۲	-۲/۲۶	-۱/۱۲	-۲/۴۲	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶	-۲/۴۶
۳۰	علی بلاغی	-۲/۲۲	-۱/۹۶	-۱/۵۹	-۲/۴۲	-۱/۹۱	-۱/۴۲	-۱/۴۷	-۱/۴۲	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷	-۱/۴۷
۳۱	خلیقه لو شیخ	-۵/۶۸	-۶/۰۷	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۹۲	-۶/۰۰	-۵/۸۵	-۵/۸۵	-۵/۸۵	-۵/۸۵	-۵/۸۵	-۵/۸۵	-۵/۸۵
۳۲	اراضی تیره حسلو آناقدر	-۵/۹۷	-۵/۸۷	-۶/۰۷	-۵/۸۴	-۶/۰۰	-۵/۸۱	-۶/۱۲	-۵/۸۱	-۶/۱۲	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱	-۵/۸۱
	Hg	-۲/۱۵	-۲/۲۲	-۲/۱۵	-۲/۹۷	-۲/۸۲	-۲/۸۱	-۲/۸۲	-۲/۸۱	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲	-۲/۸۲

مقادیر اماره Z از تراز مان - کندان برای متغیر تراز آب زیرزمینی هشت اردیبهیل (۱۳۸۷-۱۳۹۷)

از این منابع معرفی کردند. در ایران نیز، بیضایی و محمدی (1382) کاهش در تراز آب زیرزمینی دشت نیشابور را ناشی از برداشت بی‌رویه آب برای مصارف کشاورزی گزارش کردند. یزدانی و خداقلی (1388) نیز بهره‌برداری غیراصولی در منطقه مبارکه لنجان اصفهان را عامل کاهش در تراز آب زیرزمینی گزارش کردند.

جدول 2 مقادیر شیب خط روند را در مورد متغیر تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل نشان می‌دهد بطوریکه از این جدول می‌توان استنباط کرد میانه شیب‌ها مابین 0/14- متر در سال در ماه خرداد و 0/19- متر در سال در ماه‌های آذر و بهمن نوسان می‌کند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که در شرایط فعلی سطح ایستابی در دشت اردبیل بین 1/4 متر تا حداکثر 1/9 متر در هر دهه کاهش می‌یابد. در بین ایستگاه‌هایی با روند منفی معنی‌دار (در سطح 10% احتمال) بیشترین روند منفی مربوط به آذرماه و در ایستگاه خلیفه‌لوشیخ با شیب 1/93- متر در سال می‌باشد. بیشترین روند مثبت نیز مربوط به آذرماه در ایستگاه نیارمدرسه با شیب 0/23+ متر در سال می‌باشد. لازم به ذکر است که ایستگاه خلیفه‌لو در قسمت مرکز دشت اردبیل و ایستگاه نیارمدرسه در غرب این دشت قرار دارد.

شکل 3 نمودار باکس و ویسکر شیب خط روند تغییرات تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل را در ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. در این نمودار خط موجود در وسط مستطیل‌ها میانه شیب خط روند را نشان می‌دهد. قسمت پایین هر مستطیل نشان‌دهنده صدک 25 و قسمت بالای آن نشان‌دهنده صدک 95 است. انتهای خطوط قائم در قسمت پایین حداقل شیب خط روند مشاهده شد، و قسمت فوقانی آن حداکثر شیب را نشان می‌دهد. بطوریکه از این شکل نیز می‌توان استنباط کرد میانه شیب‌های خط روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در تمام ماه‌های سال منفی و مابین 0/14- و 0/19- متر در سال تغییر می‌کند. به عبارت دیگر در دشت اردبیل به طور متوسط تراز سطح ایستابی در هر ده سال بین 1/4 متر در ماه خرداد تا 1/9 متر در ماه‌های آذر و بهمن

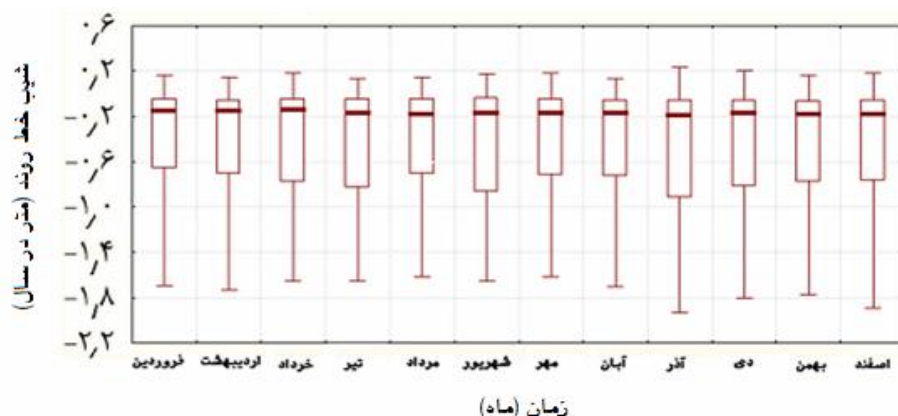
ینگجه‌ملا محمد رضا، نوشنق، آغچه‌کندی، کلخوران شیخ و علی بلاغی. چون قدرمطلق کمیت Z_{*k} این هفت ایستگاه از رقم 1/645 (سطح معنی‌داری 10 درصد) کوچکتر می‌باشد، پس روند نزولی این ایستگاه‌ها غیر معنی‌دار می‌باشند.

علاوه بر متغیر تراز آب زیرزمینی بررسی روند برای متغیر بارش، تبخیر و میانگین درجه حرارت هوا در برخی ایستگاه‌ها مانند اردبیل، آبی‌بیگلو، خلیفه‌لو، گیلانده و سامیان در دوره آماری مشابه نیز انجام شد. نتایج حاکی از آن است که در مقیاس ماهانه در غالب ایستگاه‌ها، بارش فاقد روند معنی‌دار است. درخصوص متغیر درجه حرارت هوا نتایج حاکی از آن است که تقریباً در 6 ماه از سال روند درجه حرارت ایستگاه‌ها مثبت و معنی‌دار است. در مقیاس فصلی و سالانه نیز درجه حرارت هوا در تمام ایستگاه‌ها در اکثر فصل‌ها روند مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال 10% داشتند. در میان 2 ایستگاه تبخیرسنجی آبی‌بیگلو و سامیان متغیر تبخیر از تشت در مقیاس ماهانه در اکثر ماه‌ها روند مثبت غیر معنی‌دار از خود نشان دادند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که افت معنی‌دار تراز آب زیرزمینی در تمام ماه‌های سال برای دشت اردبیل ناشی از خشکسالی یا کاهش بارش نبوده بلکه به علت افزایش معنی‌دار درجه حرارت و نیاز آبی گیاهان، برداشت بی‌رویه آب از چاه‌های عمیق، نیمه‌عمیق و دستی می‌باشد که موجب کاهش تراز آب زیرزمینی در دشت اردبیل شده است. به عبارت دیگر پایین رفتن تراز آب زیرزمینی در دوره آماری مورد بررسی به خشکسالی ارتباط چندانی ندارد بلکه معلول استفاده بی‌رویه از منابع آبی سفره‌آبار دشت اردبیل می‌باشد.

گرلس و همکاران (1994) کاهش در تراز آب زیرزمینی هلند را ناشی از برداشت بی‌رویه کشاورزان و خشکسالی گزارش کردند. زانگ و همکاران (2009) نیز برای تراز آب زیرزمینی حوضه رودخانه پرل چین کاهش شدید را برای قسمت بالایی دلتا بیان کردند. شهید و هازاریکا (2009) افت تراز آب زیرزمینی در ناحیه شمال غرب بنگلادش را ناشی از استخراج گسترده

جدول ۲- مقادیر اماره β شیب خط روند از معادله کنگدال (متر در سال) قرازاب زیرزمینی قسمت اردبیل (۱۳۸۷-۱۳۶۷)

ردیف	نام ایستگاه ها	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
۱	حسن باری	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱
۲	اراضی چبه دار	-۰/۱۶	-۰/۱۹	-۰/۱۵	-۰/۱۹	-۰/۲۲	-۰/۱۹	-۰/۱۸	-۰/۱۹	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۲
۳	کنار ق	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۸
۴	آقا زمان کندی	-۰/۱۲	-۰/۱۰	-۰/۰۸	-۰/۰۹	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۵	-۰/۱۲	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۲۲	-۰/۲۰
۵	قرازاب پایین	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۰/۰۶	-۰/۰۷	-۰/۰۸	-۰/۰۶	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۷	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۸
۶	خطی آباد	-۱/۵۷	-۱/۲۲	-۱/۵۸	-۱/۵۱	-۱/۶۱	-۱/۲۲	-۱/۲۲	-۱/۲۲	-۱/۲۲	-۱/۲۲	-۱/۲۶	-۱/۶۶
۷	روبروی دروگاه	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۷	-۰/۲۰	-۰/۲۱	-۰/۲۰	-۰/۲۱	-۰/۲۱	-۰/۱۹	-۰/۲۱	-۰/۱۹
۸	سه راهی مهندلوس	-۰/۰۸	-۰/۰۸	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۱۶	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۴	-۰/۱۵	-۰/۱۵
۹	سه راهی مونی	-۱/۶۹	-۱/۲۲	-۱/۶۵	-۱/۶۵	-۱/۵۲	-۱/۶۶	-۱/۵۵	-۱/۵۵	-۱/۵۵	-۱/۵۰	-۱/۵۷	-۱/۵۹
۱۰	دروازه آستارا	-۰/۰۰	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۱۵	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۲
۱۱	ساحصلو	-۰/۰۸	-۰/۰۹	-۰/۰۷	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱
۱۲	نوشهر خزرگان	-۰/۲۷	-۰/۲۲	-۰/۲۱	-۰/۲۲	-۰/۲۱	-۰/۲۸	-۰/۲۸	-۰/۲۵	-۰/۲۵	-۰/۲۵	-۰/۲۶	-۰/۲۵
۱۳	طالب تلالی	-۰/۱۵	-۰/۱۵	-۰/۱۰	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲
۱۴	رضی آباد	-۰/۲۲	-۰/۲۷	-۰/۶۵	-۰/۶۶	-۰/۲۶	-۰/۲۶	-۰/۲۲	-۰/۲۰	-۰/۲۲	-۰/۲۹	-۰/۲۵	-۰/۲۹
۱۵	نزه حصلو	-۱/۲۰	-۱/۱۵	-۱/۲۲	-۱/۲۵	-۱/۲۰	-۱/۱۷	-۱/۱۱	-۱/۱۲	-۱/۲۶	-۱/۱۲	-۱/۲۶	-۱/۲۶
۱۶	صومعه روبروی مرغداری	-۰/۱۵	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۹	-۰/۱۹	-۰/۱۲	-۰/۱۹	-۰/۱۸	-۰/۱۴	-۰/۱۴	-۰/۱۴
۱۷	بکنج ملا محمدرضا	-۰/۰۱	-۰/۰۰	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲
۱۸	بیراقوم	-۱/۲۲	-۱/۵۹	-۱/۲۲	-۱/۵۹	-۱/۵۲	-۱/۵۲	-۱/۴۱	-۱/۴۱	-۱/۴۲	-۱/۴۲	-۱/۴۲	-۱/۴۵
۱۹	نوشهر	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲
۲۰	آغچه کندی	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۱۰
۲۱	گللی ندیم	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲
۲۲	آقا باقر نصاب تبه	-۱/۱۵	-۱/۱۲	-۱/۲۱	-۱/۲۶	-۱/۲۶	-۱/۲۶	-۱/۲۶	-۱/۲۲	-۱/۲۲	-۱/۲۱	-۱/۲۱	-۱/۱۷
۲۳	گلخوران شیخ	-۰/۰۵	-۰/۰۶	-۰/۰۵	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۰۹	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱
۲۴	اراضی کرگرتی	-۰/۱۲	-۰/۱۶	-۰/۱۲	-۰/۱۹	-۰/۱۸	-۰/۱۶	-۰/۱۶	-۰/۱۸	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۲۱
۲۵	سید آباد	-۰/۰۲	-۰/۲۱	-۰/۲۲	-۰/۲۷	-۰/۲۸	-۰/۲۸	-۰/۲۶	-۰/۲۶	-۰/۲۶	-۰/۲۶	-۰/۲۷	-۰/۲۷
۲۶	اراضی نوشهر	-۰/۲۲	-۰/۲۲	-۰/۲۲	-۰/۲۹	-۰/۲۲	-۰/۲۵	-۰/۲۶	-۰/۲۰	-۰/۲۵	-۰/۲۵	-۰/۲۲	-۰/۲۷
۲۷	اراضی کفی آباد	-۰/۵۲	-۰/۵۲	-۰/۵۲	-۰/۵۰	-۰/۲۷	-۰/۲۲	-۰/۵۵	-۰/۵۵	-۰/۵۷	-۰/۵۱	-۰/۵۰	-۰/۴۹
۲۸	نبار مدرسه	-۰/۱۶	-۰/۱۲	-۰/۱۹	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۷	-۰/۱۸	-۰/۱۲	-۰/۲۲	-۰/۲۲	-۰/۱۶	-۰/۱۹
۲۹	سلطان آباد	-۰/۱۵	-۰/۱۲	-۰/۱۰	-۰/۰۶	-۰/۱۲	-۰/۲۱	-۰/۱۸	-۰/۱۶	-۰/۱۶	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۲۵
۳۰	علی بلاخی	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲
۳۱	خلیفه لو شیخ	-۱/۵۷	-۱/۵۲	-۱/۵۹	-۱/۶۵	-۱/۶۰	-۱/۵۶	-۱/۶۱	-۱/۵۶	-۱/۴۲	-۱/۴۲	-۱/۴۱	-۱/۴۵
۳۲	اراضی نزه حصلو آتابادر	-۰/۹۵	-۰/۹۶	-۰/۹۶	-۱/۰۱	-۰/۹۲	-۰/۹۸	-۰/۹۸	-۰/۹۲	-۱/۰۲	-۰/۹۶	-۰/۹۹	-۱/۰۲
	میان شیب ها	-۰/۱۵	-۰/۱۶	-۰/۱۲	-۰/۱۸	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۱۹	-۰/۱۸



شکل 3- نمودار باکس و ویسکر شیب خط روند تغییرات تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل از سال 1367 تا 1387

جدول 3 نتایج آزمون همگنی روند را برای تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل نشان می‌دهد. بطوریکه از این جدول استنباط می‌شود مقدار C^2 محاسباتی برای ماهها $(10/08 = C^2_{season})$ کمتر از مقدار نظیر جدول C^2 $(19/68)$ با درجه آزادی 11 است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ماهها از نظر داشتن روند تغییرات سطح ایستابی از همگنی کامل در سطح معنی-داری 5 درصد برخوردارند و مفهوم آن این است که روند منفی در تمام ماههای سال در خصوص تراز سطح ایستابی ایستگاههای پیژومتری دشت اردبیل حاکم است. نتایج آزمون همگنی مکانی تراز سطح ایستابی دشت اردبیل نشان داد که چون C^2 محاسبه شده برای ایستگاهها (معادل 1545) بزرگتر از C^2 متناظر جدول با درجه آزادی 31 (معادل 44/97) می‌باشد. بنابراین، ایستگاهها از نظر روند تغییرات سطح ایستابی در سطح معنی‌داری 5 درصد همگن نمی‌باشد (جدول 3). چون روند در بین ایستگاه غیر همگن ولی در بین ماهها همگن می‌باشد، بنابراین محاسبه آماره $Z_{s,k}^2 (k=1,2,L,32)$ به‌طور جداگانه برای هر ایستگاه انجام شد و نتایج نشان داد که بجز 3 ایستگاه (ایستگاه-های دروازه آستارا، ینگجه‌ملا محمدرضا، آغچه‌کندی) در بقیه ایستگاهها روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در ماههای مختلف غیرهمگن می‌باشد.

کاهش پیدا می‌کند. حداقل شیب مشاهده شده در ماههای مختلف بین $-1/7$ و $-1/9$ متر در سال و حداکثر شیب مشاهده شده در حدود $0/2$ متر در سال می‌باشد. در تمام ماهها فاصله میانه تا صدک 95 کمتر از فاصله نظیر میانه تا صدک 5 است. این نشان می‌دهد که واریانس داده‌های مربوط به شیب خط روند ایستگاهها که بالاتر از رقم میانه هستند کمتر از مقدار متناظر در پایین رقم میانه است. به عبارت بهتر ایستگاههایی که شیب خط روند آن‌ها بالاتر از رقم میانه است دارای شیب‌های نزدیک بهم هستند در حالیکه ایستگاههایی که شیب خط روند آن‌ها پایین‌تر از رقم میانه است دارای شیب‌های روند متفاوت و دور از هم هستند. این موضوع درخصوص فاصله بین حداقل رقم مشاهده شده در منطقه و صدک 25 (طول خط قائم در قسمت زیر مستطیل) و فاصله نظیر بین حداکثر رقم مشاهده شده در منطقه و صدک 75 (طول خط قائم در قسمت بالای مستطیل) صادق است. در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت که تقریباً در تمام ایستگاههای پیژومتری دشت افت سطح ایستابی در تمام ماههای سال مشهود است. اگر برداشت بی‌رویه آب با روال گذشته در آینده نیز ادامه پیدا کند بدون شک سفره آبدار زیرزمینی در دشت اردبیل به سمت نابودی پیش خواهد رفت و منطقه از نظر اقتصادی و اجتماعی دچار تنش خواهد شد.

جدول 3- نتایج آزمون همگنی برای متغیر تراز آب زیرزمینی دشت اردبیل (1367-1387)

منبع	معنی داری	χ^2 جدول	χ^2 محاسباتی	درجه آزادی
χ^2_{total}	معنی دار	339/43	5133/80	384
χ^2_{homog}	معنی دار	338/48	1730/74	383
χ^2_{season}	غیر معنی دار	19/68	10/08	11
χ^2_{site}	معنی دار	44/97	1545/07	31
$\chi^2_{site - season}$	معنی دار	299/05	13787/81	341
χ^2_{trend}	معنی دار	3/84	3403/06	1

نتیجه گیری

تراز آب زیرزمینی معلول کاهش بارندگی نمی باشد بنابراین، می توان بهره برداری غیراصولی از چاه های حفر شده در دشت اردبیل را عامل افت تراز آب زیرزمینی معرفی کرد. در نتیجه اگر برداشت بی رویه آب به همین ترتیب ادامه یابد بدون شک در آینده عواقب نامطلوب در مورد منابع آب زیرزمینی دشت اردبیل و به تبع آن بحران های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی در منطقه اتفاق خواهد افتاد. تغذیه مصنوعی سفره آب زیرزمینی دشت اردبیل و تجدید نظر در میزان بهره برداری از آب زیرزمینی آبخوان مربوطه، افزایش راندمان آبیاری، پوشش انهار و صرفه جویی در آب می تواند تا حدودی از افت بی رویه سطح آب دشت اردبیل جلوگیری کند.

در این مطالعه روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در مقیاس زمانی ماهانه در منطقه دشت اردبیل در خلال سال های 1367-1387 با استفاده از آزمون های ناپارامتری مان-کنندال پس از حذف اثر خود همبستگی مرتبه اول از سری داده ها مورد بررسی قرار گرفت. همچنین شیب روند برای تمام سری داده ها با روش تخمین *Sen* تعیین گردید. نتایج نشان دادند که تراز آب زیرزمینی اغلب ایستگاه های این منطقه دارای روند منفی معنی دار می باشد. بیشترین روند منفی معنی دار در ماه اردیبهشت مشاهده شد. شدیدترین روند منفی با آماره *Z* معادل 5/78- مربوط به ایستگاه خلیفه لوشیخ در شرق دشت اردبیل می باشد. در بین 32 ایستگاه اندازه گیری تراز آب زیرزمینی مورد مطالعه، بجز ایستگاه نیارمدرسه همه ایستگاه ها روند منفی معنی داری را تجربه کرده اند. نتایج نشان داد که روند تغییرات بارندگی در دشت اردبیل غیر معنی دار می باشد با این حال روند تغییرات درجه حرارت هوا مثبت بود. به این ترتیب می توان نتیجه گرفت که پایین رفتن تراز سطح آب چاه های دشت اردبیل معلول کاهش بارندگی نبوده بلکه به برداشت بی رویه آب از چاه های آب زیرزمینی ارتباط دارد. نتایج نشان داد که در تمام ماه های سال روند تغییرات تراز آب زیرزمینی در سطح معنی داری 5% همگن می باشد ولیکن این موضوع درخصوص ایستگاه ها صحت ندارد. چون پایین رفتن

منابع مورد استفاده

- بیضایی ع و محمدی ح، 1382. بررسی اثرات خشکسالی‌های اخیر بر منابع آب زیر زمینی دشت نیشابور. پایان نامه کارشناسی ارشد جغرافیایی طبیعی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران.
- جهانبخش س و کرمی ف، 1388. ارتباط خشکسالی و منابع آب زیرزمینی دشت تبریز، گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، دانشگاه تبریز.
- چیت سازان م، میرزایی ی، محمدی بهزاد ح م، شبان م، غفاری ح ر و موسوی م، 1388، تاثیر خشکسالی بر کمیت و کیفیت منابع آب های زیرزمینی دشت خویس. صفحه‌های 551 تا 558. دومین همایش ملی اثرات خشکسالی و راهکارهای مدیریت آن، اردیبهشت، اصفهان.
- زحمتکش ق ا، علوی پناه ک و زهتاییان غ ر، 1380. مطالعه نوسانات سفره های آب زیرزمینی کم عمق حاشیه پلایا مطالعه مورد سمنان. مجله بیابان، جلد ششم، شماره 2. صفحه های 15 تا 30.
- شمسی پور ع ا و حبیبی ک، 1382. ارزیابی اثرات خشکسالی ها بر منابع آب های زیرزمینی مطالعه موردی دشت های شمال همدان. پژوهش های جغرافیایی دوره 35، شماره 45. صفحات 115 تا 130.
- عزیزی ق، 1382. ارتباط خشکسالی های اخیر و منابع آب زیرزمینی در دشت قزوین. مجله پژوهشهای جغرافیایی، شماره چهل و ششم. صفحه های 131 تا 143.
- کرمی ف و بیاتی خطیبی م، 1388. تأثیر خشکسالی در افت منابع آب زیرزمینی دشت سراب، گزارش نهایی طرح تحقیقاتی، دانشگاه تبریز.
- کلانتری ن، رحیمی م ح و باقرزاده س، 1388. بررسی نوسانات سطح ایستابی دشت بهبهان با نگاهی به خشکسالی اخیر. صفحه‌های 23 تا 30. دومین همایش ملی اثرات خشکسالی و راهکارهای مدیریت آن، اردیبهشت، اصفهان.
- نجاتی جهرمی ز، چیت سازان م، میرزایی ی و عبودی ط، 1388. تأثیر خشکسالی بر منابع آب زیر زمینی دشت عقیلی. صفحه‌های 102 تا 109. دومین همایش ملی اثرات خشکسالی و راهکارهای مدیریت آن، اردیبهشت، اصفهان.
- یزدانی م ح و خدا قلی م، 1388. تحلیل خشکسالی هیدرولوژیک (آب های زیرزمینی) در منطقه مبارکه لنجان. صفحه‌های 990 تا 997. دومین همایش ملی اثرات خشکسالی و راهکارهای مدیریت آن، اردیبهشت، اصفهان.
- Almedeij J and Al-Ruwaih F, 2006. Periodic behavior of groundwater level fluctuations in residential areas. *Journal of Hydrology* 328: 677-684.
- Chen Z, Grasby S and Osadetz KG, 2004. Relation between climate variability and groundwater level in the upper carbonate aquifer, south Manitoba, Canada. *Journal of Hydrology* 290: 43-62.
- Gan TY, 1998, Hydro climatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies. *Water Resour* 34: 3009-3015.

- Gehrels JC, van Geer FC and de Vries JJ, 1994. Decomposition of groundwater level fluctuations using transfer modelling in an area with shallow to deep unsaturated zones. *Journal of Hydrology* 157: 105-138.
- Jan C-D, Chen T-H and Lo W-C, 2007. Effects of rainfall intensity and distribution on groundwater level fluctuations. *Journal of Hydrology* 332: 348-360.
- Kendall MG, 1975. *Rank Correlation Measures*. Charles Griffin Inc. London.
- Kumar S, Merwade V, Kam J and Thurner K, 2009. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and sub surface drains. *Journal of Hydrology* 374: 171-183.
- Lee JY, Yi MJ, Moon SH, Cho M, Won JH, Ahn KH and Lee JM, 2007. Causes of the changes in groundwater levels at Daegu, Korea: the effect of subway excavations. *Bull Eng Geol Environ* 66: 251-258.
- Mann HB, 1945. Non-parametric test against trend. *Econometrica* 13:245-259.
- Panda K, Mishra A, Jena SK, James BK and Kumar A, 2007. The influence of drought and anthropogenic effects on groundwater levels in Orissa, India. *Journal of Hydrology* 343: 140-153.
- Partal T and Kahya E, 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data, *Hydrol Process* 20: 2011-2026.
- Sen Pk, 1966. Estimates of the regression coefficients based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association* 63: 1379-1389.
- Shahid S and Hazarika MK, 2009. Groundwater drought in the northwestern districts of Bangladesh, *Water Resour Manag* 24:1989-2006.
- Theil H, 1950. A rank invariant method of linear and Polynomial regression analysis, Part3. *Netherlands Akademik van Wettenschappen, Proceedings*, 53: 1379-1412.
- Van Belle G and Hughes JP, 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resour.* 20: 127-136.
- Xu ZX, Takeuchi K and Ishidaira H, 2003. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology* 279: 144-150.
- Zhang W, Yan Y, Zheng J, Li L, Dong X and Cai H, 2009. Temporal and spatial variability of annual extreme water level in the Pearl River Delta region, China. *Journal of the Global and Planetary Change* 69: 35-47.