Analysis of temporal trend of groundwater quality using nonparametric Mann-Kendall and Sen's methods (Case study: Yazd-Ardakan Plain)

Mohadeseh ErshadHosseini[1] ,AmirReza Keshtkar* [2], Seiyed Mossa Hosseini [3]Ali Afzali[4]
1- International Desert Research Center (IDRC), University of Tehran, Tehran, Iran
(*Corresponding Author Email: keshtkar@ut.ac.ir)
2- Physical Geography Department, Faculty of Geography, University of Tehran, Tehran, Iran
3- Physical Geography Department, Faculty of Geography, University of Tehran, Tehran, Iran
4- International Desert Research Center (IDRC), University of Tehran, Tehran, Iran

Extended abstract

Introduction

As one of the vital components of life, water is essential for many economic activities. The assessment and monitoring of groundwater quality has always been a major challenge associated with special problems. Taking into account the decline in the level of groundwater in most of Iran's plains including Yazd-Ardakan plain, and its effects on groundwater quality, the present study uses a non-parametric Mann-Kendall test to investigate the trend of changes in the vriables of groundwater quality in Yazd-Ardakan plain and to estimate the slope of trend line by Sen's slope estimator.

Methodology

Yazd-Ardakan Plain is one of the widest plains in Iran. In this research, the statistics and information about 25 sources including 12 wells, 12 qanats and 1 spring during a 10-year statistical period (2004-2014) has been used. To study the trend in time series, many parametric and nonparametric statistical methods have been developed and widely used by various researchers. Mann-Kendall method was initially developed by Mann (1945), and then by Kendall (1970). The null hypothesis in Mann-Kendall test implies randomness and lack of trend in data series, and confirmation of hypothesis one (rejection of the null hypothesis) indicates the presence of a trend in the data series. A very useful index in Mann Kendall test, Sen's slope estimator shows the linearity of trend.

Discussion

Groundwater is considered as one of the important biological parameters; therefore, the monitoring and evaluation of groundwater quality change is a significant issue. Overall, of all the studied parameters, the parameters of total dissolved salts, sodium absorption ratio and electrical conductivity had very large positive slopes compared with other parameters. This represents a significant increase in the concentration of sch parameters during the period of investigation.

Conclusion

In this study, the trend of changes in some groundwater quality parameters in Yazd-Ardakan plain in Yazd province was studied by using Mann-Kendall's nonparametric test and the magnitude of this trend was measured by Sen's slope estimator. The results show that the quality of groundwater in this plain has declined over the studied period. The biggest slope changes in the trend line (micromhos on cm EC= 550) was related to the electrical conductivity indicating groundwater salinity, Moreover, the noticeable changes in electrical conductivity in recharge and discharge months indicate drastic changes in the groundwater quality due to precipitation. It can be argued that rainfall (total monthly rainfall of 10.8 mm in the month of discharge and total rainfall of 76 mm in the month of recharge) has greatly influenced the groundwater quality**.**

Keywords: Ground water quality; Trend; Nonparametric Mann-Kendall; Sen's estimator

References:

- Alley, W.M., (1993). Regional ground water quality. New York: Van Nostrland Reinhold

- Akinlalu, A.A., and Adegbuyiro, A., and Adiat, K.A.N., and Akeredolu, B.E., and Lateef, W.Y., (2017). Application of multi-criteria decision analysis in prediction of groundwater resources potential: A case of Oke-Ana, Ilesa Area Southwestern, Nigeria, NRIAG. Journal of Astronomy and Geophysics, Vol 6 (1): 184-200.
- Bihrat, O., Mehmetcik, B., (2003). The Power of Statistical Tests for Trend Detection. Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciensces, Vol 27: 247-251.
- Carroll, S., Liu., A., Dawes., L., Hargreaves, M., Goonetilleke, A., (2013). Role of Land Use and Seasonal Factors in Water Quality Degradations.Water Resources Management, Vol 9: 3433- 3440.
- Chang, H., (2008). Spatial analysis of water quality trends in the Han River basin case study: South Korea. Water Research, Vol 13: 3285 -3304.
- Holz, G.K., (2009). Seasonal variation in groundwater levels and quality under intensively drained and grazed pastures in the Montagu catchment, NW Tasmania. Agricultural Water Management, Vol 96: 255-266.
- Kendall, M.G., (1970). Rank Correlation Methods, 2nd Ed., NewYork: Hafner.
- Ketata, M., (2010). ‘‘Hydrochemical and statistical study of groundwater in Gabes-South deep aquifer (South-eastern Tunisis)’’. Journal of Physics and Chemistry of the Earth. Vol 36 (5):187-196.
- Kumar, K.S., Kumar, P.S., Babu, M.J.R., and Rao, C.H., (2010). Assessment and mapping of ground water quality using geographical information systems, Journal of Engineering Science and Technology, Vol 2: 6035-6046.
- Kumar, S., and Merwade, V., Kam, J., and Thurner, K., (2009). Stream flow trends in Indiana, Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. Journal of Hydrology, Vol 374: 171-183.
- Kura, N.U., Ramli, M.F., Ibrahim, S., Azmin Sulaiman, W., Zaharin Aris, A., Idris Tanko, A., and Zaudi, M.A., (2015). Assessment of groundwater vulnerability to anthropogenic pollution and seawater intrusion in a small tropical island using index-based methods. Journal of Environmental Science and Pollution Research, Vol 22: 1512–1533.
- Mann, H.B., (1945). Nonparametric tests against trend. Journal of Econometrica, Vol 13: 245-259.
- Minea, I., Boicu, D., Chelariu O., (2020). Detection of Groundwater Levels Trends Using Innovative Trend Analysis Method in Temperate Climatic Conditions. Water, 12: 1-13.
- Nyende, J., van Tonder, G., Vermeulen, D., (2013). Application of Isotopes and Recharge Analysis in Investigating Surface Water and Groundwater in Fractured Aquifer under Influence of Climate Variability. Journal of Earth Science Climatology Change, Vol 4: 1- 14.
- Pawar. S., Panaskard, B.V., Wagh, M., (2014). Characterization of groundwater using Water quality index of solapur industrial, (case study: Maharashta, INDIA). Journal of Reasearch in Engineering & Technology, Vol 2: 31-36.
- Quevauviller, P., (2009). Groundwater monitoring. USA: Wiley-Blackwell.
- Ribeiro, L., Kretschmer, N., Nascimento, J., Buxo, A., Rötting, T., Soto, G., Señoret, M., Oyarzún, J., Maturana H., and Oyarzún, R., (2015). Evaluating piezometric trends using the Mann-Kendall test on the alluvial aquifers of the Elqui River basin, Chile. Hydrological Sciences Journal, 60 (10): 1840-1852.
- Sanches, F., (2001). ‘‘Mapping groundwater quality variables using PCA and geostatistics: a case study of Bajo Andarax, southeastern Spain. Hydrological Sciences’’. Journal of Sciences Hydrologiques, Vol 2: 227-242.
- Sarukkalige, R., (2012). Geostatistical analysis of groundwater quality in Western Australia. Journal of Sciences and Technology, 2: 790-794.
- Satish Kumar, K., Venkata Rathnam, E., (2019). Analysis and Prediction of Groundwater Level Trends Using Four Variations of Mann Kendall Tests and ARIMA Modelling. J Geol Soc India 94, 281–289.
- Sen, P.K., (1966). Estimates of the regression coefficients based on Kendalls tau, Journal of Amer, 63: 1379-1389.
- Theil, H., (1950). A rank invariant method of linear and Polynomial regression analysis. Netherlands Akad, Wetensch. Proc, Vol 53: 1379-1412.
- Wahlin, K., Grimvall, A., (2009). Roadmap for assessing regional trends in groundwater quality, Springer Science+Business Media B. V.
- Yue, S., Wnag, C.Y., (2002). Applicability of the pre-whiteninig to eliminatethe influence of serial correlation on the Mann- Kendall test. Water Resources Research.Vol 38: 1060-1068.
- Zakwan, M., (2021). Trend Analysis of Groundwater Level Using Innovative Trend Analysis. Groundwater Resources Development and Planning in the Semi-Arid Region Publisher: Springer. PP. 389-405.

جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی
سال ۳۲، پیاپی ۸٤، شماره ٤، زمستان۱٤۰۰، ص ۱۰٦- ۸۷
وصـول: ۱۳۹۹/۱۲/۱۱ پـذیرش: ۱٤۰۰/٦/۲۷

مقاله پژوهشی

تجزیه و تحلیل روند تغییرات زمانی کیفیت منابع آب زیرزمینی با استفاده از آزمون ناپارامتری من‌کندال و روش تخمین‌گر شیب سن نمونهٔ پژوهش: دشت یزد- اردکان

محدثه ارشادحسینی، دانش آموخته کارشناسی ارشد، گروه آموزشی مدیریت مناطق بیابانی، مرکز تحقیقات بین‌المللی بیابان، دانشگاه تهران، تهران، ایران
m.ershad110@gmail.com
امیررضا کشتکار *، دانشیار گروه آموزشی مدیریت مناطق بیابانی، مرکز تحقیقات بین‌المللی بیابان، دانشگاه تهران، تهران، ایران
keshtkar@ut.ac.ir
سید موسی حسینی، دانشیار گروه جغرافیا طبیعی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، تهران، ایران
smhoseini@ut.ac.ir
علی افضلی، کارشناس ارشد گروه مدیریت مناطق بیابانی، مرکز تحقیقات بین‌المللی بیابان، دانشگاه تهران، تهران، ایران
aliafzali6@ut.ac.ir

چکیده

آب زیرزمینی از مهم‌ترین منابع تأمین‌کنندهٔ آب مورد نیاز کشاورزی، شرب و صنعت به‌ویژه در مناطق خشک فلات مرکزی ایران است؛ بنابراین بررسی روند تغییرات کیفی آن اهمیت فراوانی در مدیریت پایدار منابع آب دارد. در همین زمینه پژوهش حاضر روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی را در دشت یزد- اردکان با استفاده از روش ناپارامتری من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن بررسی کرده است. برای این منظور از آمار و اطلاعات ۲۵ محل اندازه‌گیری (چاه، چشمه و قنات)در بازهٔ زمانی ۸۳- ۸٤ تا ۹۳- ۹٤ مربوط به دورهٔ تغذیه و تخلیه استفاده شد. پارامترهای بررسی‌شده شامل میزان اسیدیته، هدایت الکتریکی، غلظت املاح محلول، نسبت جذب سدیم، بی‌کربنات، کلر، سولفات، پتاسیم، منیزیم، کلسیم، سدیم و درصد سدیم محلول بوده است. در این انتخاب تلاش شده است منابع برداشت (چاه، چشمه و قنات) پراکنش مناسب در کل سطح دشت و آمار استفاده‌شده ازنظر طول دورهٔ آماری نواقص کمتری داشته باشد. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش نشان داد روند تغییرات تمامی متغیرهای کیفی بررسی‌شده در این دشت رو به افزایش بوده است و در طول دورهٔ تغذیه ٤۹/۲ درصد و در طول دورهٔ تخلیه ۵۰/۸ درصد، روند منفی معنادار را در سطح اعتماد ۹۰ درصد نشان دادند. حال آنکه روند مثبت معنادار در طول دورهٔ زمانی تغذیه، ٤۵/۳ درصد و در طول دورهٔ تخلیه، ۵٤/۷ درصد را در سطح اعتماد ۹۰ درصد نشان داد. با توجه به مثبت‌بودن شیب خط روند برای متغیرهای کیفی مؤثر در منابع آب زیرزمینی می‌توان نتیجه گرفت که روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی در این دشت رو به کاهش بوده و این روند در زمان‌های تخلیه یا برداشت نسبت به زمان‌های تغذیه بیشتر بوده که ناشی از کاهش بارش‌ها و پیرو آن کاهش کیفیت منابع آب زیرزمینی بوده است.

واژه‌های کلیدی: روند، کیفیت آب زیرزمینی، روش ناپارامتری من‌کندال، تخمین‌گر سن، دشت یزد- اردکان

*نویسنده مسؤول

2252- 0910/ © 2022 The Authors. Published by University of Isfahan
This is an open access article under the CC-BY-NC-ND 4.0 License (https://creativecommons.org/licenses BY-NC-ND 4.0)

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

مقدمه

آب منبع اصلی توسعهٔ اقتصادی، امنیت اجتماعی و کاهش فقر است (کرم‌زادی، ۱۳۹۷: ۱٦۳). ارزش این منبع از یک سو و محدودیت آن از سوی دیگر باعث افزایش تدابیر مدیریتی برای حفظ کمیت و کیفیت آن توسط جوامع مختلف شده است. بررسی ها نشان داده است که تغییرات محیطی و فعالیت های انسانی بر کمیت و کیفیت منابع آب تأثیرگذار بوده است (Chang, 2008: 3491). به‌طورکلی استفاده از منابع آب زیرزمینی و توسعهٔ آن به صورتی که در آینده آسیب‌پذیری‌های جبران‌ناپذیر در کیفیت، کمیت و اکوسیستم‌های وابسته را به همراه نداشته باشد، با عنوان «پایداری منابع آب زیرزمینی» تعریف شده است (Alley, 1993: 190)؛ بنابراین تعیین پایداری منابع آب زیرزمینی نیازمند بررسی مشخصه‌های کمی و کیفی آن است.

به‌منظور تعیین اهمیت روند تغییرات پارامترهای کیفی منابع آب زیرزمینی، تکنیک‌ها و روش‌های آماری، ابزارهای قدرتمندی هستند که استفاده از این روش‌ها نیازمند آگاهی از ماهیت داده‌هاست. در این بین روش‌های پارامتریک به اندازهٔ نمونه‌ها حساس است و با وجود این در بسیاری از مواقع به‌ویژه زمانی که مجموعهٔ داده‌ها کوچک باشد، روش‌ها و تکنیک‌های غیرپارامتریک به همان خوبی یا بهتر از روش‌های پارامتریک پاسخگوی نیازها هستند (ابارشی و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۱). یکی از روش‌های ناپارامتریک استفاده‌شده، آزمون من‌کندال است که برای بررسی بودن یا نبودن روند در میزان در طول زمان برای هر ایستگاه پایش منفرد استفاده و بر منطق رگرسیون خطی غیرپارامتریک استوار شده است. نتایج به‌کارگیری این آزمون نشان می‌دهد که آیا روند افزایشی یا کاهشی چشمگیری در غلظت پارامتر بررسی‌شده در یک ایستگاه برحسب زمان وجود دارد یا خیر.

درزمینهٔ بررسی روند تغییرات کیفیت منابع آب زیرزمینی، مطالعات گوناگونی در خارج و داخل کشور منتشر شده است؛ ازجمله:

ولایتی (۱۳۸۱) طی پژوهشی تأثیر اضافه‌برداشت آب از چاهها را در شورشدن آبخوان دشت جنگل تربت حیدریه بررسی کرد. نتایج پژوهش حاکی از این موضوع بود که عامل اصلی تغییر کیفیت آبخوان، افت مستمر سطح ایستابی آب زیرزمینی به علت اضافه‌برداشت از آبخوان بوده است.

دیندارلو و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعهٔ توصیفی انجام‌شده، تعداد ۳۳ نمونه از منابع زیرزمینی منطقهٔ میناب را برداشت و بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد پارامترهای مؤثر در منابع آب زیرزمینی از حداکثر مجاز و حد مطلوب فراتر بوده است.

خاشعی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی آبخوان دشت درگز در استان خراسان رضوی را بررسی کردند. در این مطالعه با استفاده از پایش مکانی و به‌کارگیری سیستم اطلاعات جغرافیایی و روش‌های زمین‌آمار، وضعیت کمی و کیفی این آبخوان بررسی شده است. نتایج نشان داد محدوده های جنوب غربی و شمال غربی شهر نوخندان وضعیت مناسبی برای تأمین آب شرب شهر دارد.

اکرامی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای روند تغییرات کیفی و کمی منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان را در

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

دهۀ ۱۳۷۷– ۱۳۸۹ با استفاده از نرم‌افزار آماری مینی تب[1] و کیفی آب[2] بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که تغییرات سطح آب زیرزمینی در این دشت حاکی از روند نزولی آن و متوسط افت سطح ایستابی برابر با ۰/۵ متر در سال بوده و پیرو آن کیفیت آب زیرزمینی نیز در این بازۀ زمانی روند نزولی داشته است.

صادقی (۱۳۹۲) با بررسی تأثیر تغییرات کاربری اراضی بر کمیت و کیفیت آب‌های زیرزمینی در حوضۀ آبخیز دریاچۀ زریبار به این نتیجه رسید که تغییر کاربری از جنگل به کشاورزی، بیشترین تأثیر را بر ویژگی‌های کیفی و کمی آب زیرزمینی محدودۀ مطالعاتی به‌ویژه در شمال منطقه داشته است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹٤) در مطالعه‌ای روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی را تجزیه و تحلیل کردند. در این پژوهش که در منطقۀ دشت بستان‌آباد صورت گرفت، شیب خط روند برای تمامی متغیرها با روش تخمین‌گر سن[3] محاسبه شد. نتایج نشان داد در بیشتر ایستگاههای بررسی‌شده، غلظت پارامترهای کیفی روند افزایشی داشته و این امر باعث افت کیفیت آب زیرزمینی دشت بستان‌آباد شده است.

پاسره و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای توصیفی تغییرات سولفات را در منابع آب شرب زیرزمینی در شهر یاسوج بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد میزان سولفات با کاهش سطح ایستابی در فصل‌های تابستان و پاییز افزایش یافته است.

موسوی سردشتی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای روند تغییرات مکانی و زمانی پارامترهای کیفی منابع آب زیرزمینی را با استفاده از روش‌های زمین‌آمار در دشت لردگان چهارمحال و بختیاری در دورۀ آماری ۱۳۷۰– ۱۳۹٤ بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد پارامترهای کیفی سختی کل و غلظت املاح محلول ازنظر شرب شرایط بهتری نسبت به پارامترهای کلر، سدیم و سولفات در کل دشت داشتند.

فاریابی (۱۳۹۹) نیز عوامل مؤثر بر کیفیت و آلودگی نیتراتۀ آب زیرزمینی دشت زیدون در استان خوزستان را بررسی کرده است. نتیجۀ این پژوهش بیانگر این مطلب بود که منابع آب زیرزمینی در بخش وسیعی از منطقۀ مدنظر، کیفیت نامناسبی دارد و واکنش بین آب و سازندهای زمین‌شناسی و آلودگی به‌واسطۀ فعالیت‌های کشاورزی و فاضلاب‌های خانگی به‌مثابۀ مهم‌ترین عوامل مؤثر بر کیفیت آب زیرزمینی منطقه شناسایی شد.

رابیرو و همکاران[4] (2015) با استفاده از روش ترکیبی من–کندال و شیب سن، مؤلفه‌های اصلی کیفی منابع آب زیرزمینی کم‌عمق را به‌صورت ماهانه در بازۀ زمانی ۱۹۷۹– ۲۰۰۸ در حوضۀ رودخانۀ الکی در مرکز شیلی بررسی کردند. نتایج این پژوهش بیانگر این موضوع بود که روند نزولی چشمگیری در بیشتر چاهها وجود داشته است. از آنجا که آب‌های زیرزمینی در این چاههای کم‌عمق به آب رودخانه و سرشاخه‌های آن وابسته است، دلایل این روند نزولی عمدتاً به کاهش جریان مشاهده‌شده در رودخانۀ الکی مربوط بوده است.

1. Minitab
2. Aquachem
3. Sen
4. Ribiero et al.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

کومار و راتنام[1] (2019) در پژوهشی روند تغییرات ماهانه، سالانه و فصلی منابع آب های زیرزمینی منطقهٔ وارانگال را در بازهٔ زمانی ۲۰۰۰– ۲۰۱۵ با استفاده از روش غیرپارامتری من‌کندال بررسی و بزرگی روندها را با استفاده از تکنیک تخمین‌گر شیب سن محاسبه کردند. نتایج نشان داد شیب روند فصلی به‌عنوان یک روند کاهشی در دورهٔ پیش از موسم بارندگی مشاهده شده است.

مینا و همکاران[2] (2020) در پژوهشی در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۸، روند تغییرات کمی منابع آب زیرزمینی را در شمال شرقی رومانی بررسی کردند. برمبنای نتایج به‌دست‌آمده یک روند مثبت کلی در فصول زمستان و بهار در سطح آب های زیرزمینی منطقه مشاهده شد؛ همچنین برای فصل پاییز و سپس فصل تابستان روندی منفی دیده شد.

زاکوان[3] (2021) در پژوهشی با استفاده از روش‌های من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن، کمیت و کیفیت آب‌های زیرزمینی را در مناطق خشک و نیمه‌خشک چورو، راجستان و هند بررسی کرد. برمبنای نتایج کاهش چشمگیری در سطح آب‌های زیرزمینی مشاهده و پیرو آن مشخص شد کیفیت منابع آب زیرزمینی منطقه روند نزولی داشته است.

همچنین مطالعات دیگری دربارهٔ تغییرات کمی و کیفی منابع آب زیرزمینی در منابع خارجی به ترتیب در منطقهٔ آندراکس واقع در جنوب شرقی اسپانیا، حوضهٔ آبریز مونتگو واقع در شمال غرب تاسمانیا، منطقهٔ پالیسیا در حوضهٔ کیوگا شرق اوگاندا، منطقهٔ مومبی در هند، جزیرهٔ کاپاس و منطقهٔ اوکه‌آنا[4] در جنوب غربی نیجریه انجام و منتشر شده است (Stanches, 2001; Holz, 2009; Carroll et al., 2013; Pawar et al., 2014; Kura et al., 2015; Akinlal et al., 2017).

با توجه به نتایج بیشتر منابع بررسی‌شده، مشخص شد روند تغییرات کمیت و کیفیت منابع آب زیرزمینی متأثر از عوامل گوناگونی در بیشتر مناطق و به طور ویژه در مناطق خشک و بیابانی روند نزولی داشته و بیشتر مناطق با مشکلات و پیامدهای نامطلوب فراوان معیشتی و محیط زیستی روبه‌رو بوده‌اند؛ همچنین مشخص شد تاکنون مطالعه‌ای دربارهٔ ارزیابی راندمان و مطلوبیت بررسی روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی با استفاده آزمون من‌کندال و روش تخمین‌گر شیب در دشت یزد– اردکان انجام نشده است؛ از این رو با توجه به افت سطح منابع آب زیرزمینی ناشی از تغییرات اقلیمی و نیز برداشت‌های بی‌رویه ناشی از تغییرات گستردهٔ کاربری در بیشتر دشت‌های کشور ازجمله منطقهٔ مطالعاتی (ارشاد حسینی، ۱۳۹۵: ٥٤) و نیز تأثیرات ناشی از این افت بر کیفیت منابع آب زیرزمینی و پیامدهای محیط زیستی آن، و از آنجا که هرگونه تصمیم‌گیری و اقدام مدیریتی برای رفع این معضلات نیازمند آگاهی از روند تغییرات کیفیت آب‌های زیرزمینی است، بنابراین پژوهش حاضر با هدف بررسی روند تغییرات کیفی منابع آب زیرزمینی دشت یزد– اردکان با استفاده از آزمون ناپارامتری من–کندال و روش تخمین‌گر شیب سن انجام شد.

1. Kumar and Rathnam
2. Minea et al.
3. Zakwan
4. Oke-Ana

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

مواد و روش‌ها

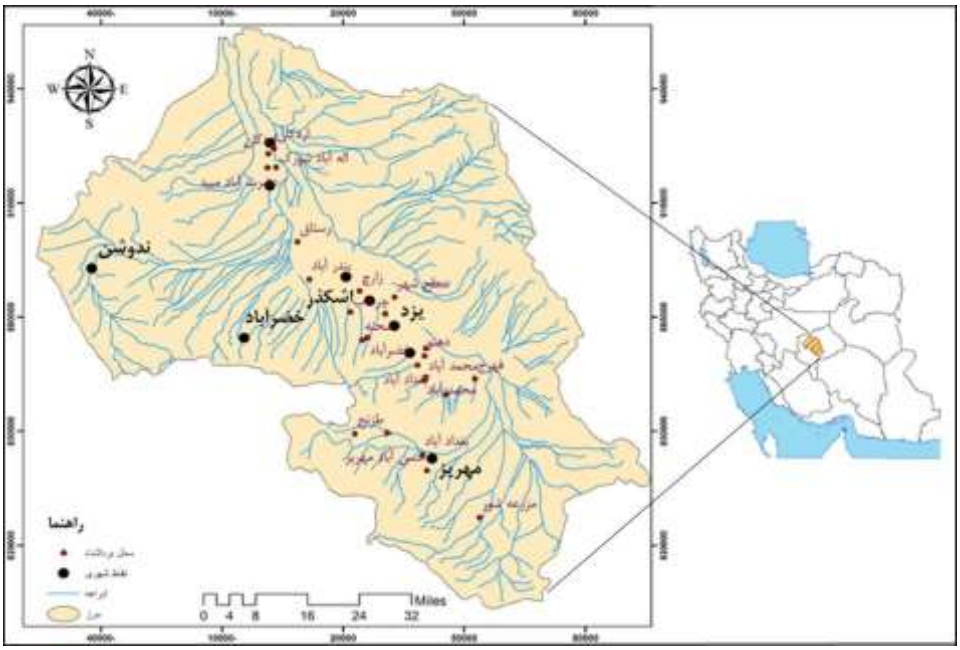
محدودهٔ مطالعاتی

دشت یزد- اردکان، یکی از وسیع‌ترین دشت‌های استان یزد است که در طول جغرافیایی ۵۳ درجه و ۱۵ دقیقه تا ٥٤ درجه و ۵۰ دقیقهٔ شرقی و در عرض جغرافیایی ۳۱ درجه و ۱۵ دقیقه تا ۳۲ درجه و ۱۵ دقیقهٔ شمالی قرار دارد و از جهت غرب و جنوب غرب به کوههای شیرکوه و از سمت شرق به کوههای خرانق منتهی می‌شود. این دشت شهرهای اردکان، میبد، اشکذر، صدوق، مهریز و یزد را دربرگرفته و طول و عرض تقریبی آن به‌طور متوسط به ترتیب ۱۲۰ و ۳۵ کیلومتر است (شکل ۱). این منطقه به علت واقع‌بودن در مرکز پرفشار جنب استوایی بارندگی کم و نوسانات درجه‌حرارت زیاد دارد. این دشت جزء کمربند خشک فلات مرکزی ایران با متوسط دمای سالیانهٔ ۱۲ تا ۱۹ درجهٔ سانتی‌گراد، نوسان رطوبتی کم بین ۳۰ تا ۵۰ درصد و تبخیر شدید بین ۲۲۰ تا ۳۲۰۰ میلی‌متر در سال، همراه با بارش متوسط سالانهٔ ۱۰۷ میلی‌متر است. در سیستم دومارتن، پهنهٔ استان به دو اقلیم خشک و مدیترانه‌ای تقسیم‌بندی می‌شود. تخلیهٔ کل سالانهٔ منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان با احتساب چاههای خانگی در مناطق مهریز و اردکان جمعاً ٥٦٤/٠٤٦ میلیون مترمکعب بوده که از این میزان، ۸۲ درصد به کشاورزی، ۵ درصد به صنعت و ۱۳ درصد باقی‌مانده به شرب و بهداشت اختصاص دارد (وزارت نیرو، ۱۳۹۱). براساس مطالعات دفتر مطالعات پایهٔ منابع آب استان یزد و آمار به‌دست‌آمده تا سال ۱۳۹۵ در این دشت ۱۳٦٦ حلقه چاه عمیق و نیمه‌عمیق، ۷٤۷ رشته قنات و ۲٦ دهانه چشمهٔ بزرگ و کوچک موجود است (شرکت آب منطقه‌ای استان یزد، ۱۳۹۵).

روش پژوهش

با توجه به اینکه آب زیرزمینی مهم‌ترین منبع برای مصارف مختلف به‌ویژه کشاورزی و شرب در این منطقه است، ارزیابی کیفی آب در این منطقه اهمیت ویژه‌ای دارد. در این پژوهش از آمار و اطلاعات مربوط به ۲۵ منبع تخلیه شامل ۱۲ حلقه چاه، ۱۲ رشته قنات و یک دهنه چشمه با دورهٔ آماری ۱۰ساله (۱۳۸۳- ۱۳۹۳) استفاده شده است. داده‌های مربوط به کیفیت آب زیرزمینی شامل ۱۵ متغیر، شامل پارامترهای مربوط به کیفیت آب زیرزمینی نظیر میزان اسیدیته (pH)، قابلیت هدایت الکتریکی (EC)، غلظت املاح محلول (TDS)، نسبت جذب سدیم (SAR)، بعضی از آنیون‌ها نظیر بی‌کربنات‌ها (HCo-3)، کلرورها (-Cl)، سولفات‌ها (SO4) و همین‌طور کاتیون‌هایی نظیر پتاسیم (+K)، منیزیم (++Mg)، کلسیم (++Ca) و سدیم (+Na) است. گفتنی است معمولاً اندازه‌گیری پارامترهای کیفی آب زیرزمینی سالانه دو بار، در ماه پرآب (اردیبهشت) و ماه کم‌آب (مهر) صورت می‌گیرد. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی دشت یزد- اردکان را در استان و کشور نشان می‌دهد.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی دشت یزد- اردکان در کشور و استان

Figure 1. Geographical location of Yazd-Ardakan plain in the country and Yazd province

آزمون‌های ناپارامتری برای سری داده‌هایی که توزیع آماری آنها نرمال نیست یا داده‌های گمشده دارند، مناسب‌تر است. روش‌های ناپارامتری برخلاف روش‌های پارامتری به داده‌های پرت حساسیت زیادی نشان نمی‌دهند و این یکی دیگر از برتری‌های روش‌های ناپارامتری است (اکرامی و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۰)؛ همچنین غالب سری‌های زمانی مربوط به داده‌های کیفی چولگی دارند و از طرفی این سری‌ها ممکن است ضریب خودهمبستگی معنادار داشته باشند. شرط استفاده از این آزمون‌ها، نبود خودهمبستگی معنادار در سری زمانی داده‌هاست. چنانچه ضریب خودهمبستگی معنادار باشد، لازم است ابتدا با استفاده از روش‌های پیش‌سفیدکردن[1] اثر خودهمبستگی از سری داده‌ها حذف و سپس برای روند سری مدنظر آزموده شود؛ به همین دلیل در این پژوهش پس از حذف اثر خودهمبستگی داده‌ها[2] از آزمون من‌کندال استفاده شده است.

ارزیابی کیفی منابع آب زیرزمینی با روش من‌کندال

روش من-کندال را ابتدا من[3] (1945) ارائه کرد و سپس کندال[4] (1970) آن را بسط و توسعه داد. فرض صفر آزمون من-کندال بر تصادفی‌بودن و نبود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌هاست. در این روش ابتدا اختلاف بین هریک از مشاهدات با تمام مشاهدات پس از آن محاسبه می‌شود و پارامتر **S** براساس رابطهٔ زیر به دست می‌آید:

1. Pre-whitening
2. Auto-correlation
3. Mann
4. Kendall

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

$$s=\sum_{k-1}^{n-1}\sum_{j-k+1}^{n}\operatorname{sgn}(x_j+x_k) \qquad (۱)$$

در این رابطه **n** تعداد مشاهدات سری و $\mathbf{x_j}$ و $\mathbf{x_k}$ به ترتیب داده‌های **j** ام و **k** ام سری هستند.

در مرحلهٔ بعد واریانس **S** با یکی از روابط زیر محاسبه شد:

$$Var(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)-\sum_{i=1}^{m}t(t-1)(2t+5)}{18} \qquad (۲)$$

$$Var(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \qquad (۳)$$

در این رابطه n و m معرف تعداد دنباله‌هایی است که در آنها دست‌کم یک دادهٔ تکراری وجود دارد. t نیز بیانگر فراوانی داده های با ارزش یکسان در یک دنباله (تعداد گرهها) است. درنهایت نیز آمارهٔ Z به کمک یکی از روابط زیر استخراج می‌شود:

$$z=\frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} \qquad \text{for } S>0 \qquad (٤)$$

$$z=o \qquad \text{for } S=0$$

$$z=\frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} \qquad \text{for } S<0$$

با فرض دو دامنهٔ آزمون روند، فرضیهٔ صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که شرط زیر برقرار باشد:

$$|Z|<Z_{\alpha/2} \qquad (۵)$$

Z سطح معناداری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود و Zα آمارهٔ توزیع نرمال استاندارد در سطح معناداری است که با توجه به دو دامنه بودن آزمون از آن استفاده شده است. در بررسی حاضر این آزمون برای سطوح اعتماد ۹۵٪ و ۹۹٪ به کار گرفته شده است. در صورتی که آمارهٔ Z مثبت باشد، روند سری داده‌ها صعودی و در صورت منفی‌بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می‌شود (Kendall, 1970: 9; Mann, 1945: 249).

آزمون من‌کندال بدون در نظر گرفتن خودهمبستگی داده‌ها

در آزمون من‌کندال مرسوم یا MKI هر مقدار در سری زمانی به‌طور پیوسته و پشت سر هم نسبت به بقیهٔ مقادیر سری مقایسه می‌شود. آماره‌های این آزمون براساس روابط آزمون من‌کندال محاسبه می‌شود. آمارهٔ آزمون MKI استانداردشدهٔ Z از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک پیروی می کند. فرض صفر (نبود روند در سطح معنادار **α**) به شرطی پذیرفته می‌شود که $-Z_1-\alpha/2\le Z\le Z_1-\alpha/2$ قرار گیرد؛ در غیر این صورت رد می‌شود.

آزمون من‌کندال با حذف اثر خودهمبستگی مرتبه اول

فرایند حذف اثر خودهمبستگی را کومار و همکاران (2009) براساس مراحل زیر ارائه کرده‌اند:

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404		20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

۱. محاسبهٔ ضریب خودهمبستگی مرتبه K ام از رابطهٔ زیر به دست آمد:

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k}\sum_{i=1}^{n-k}(x_i-\bar{X})(x_i+k-\bar{X})}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{X})^2} \qquad (٦)$$

۲. با قراردادن مقدار k معادل یک ضریب خودهمبستگی مرتبه اول به دست می‌آید و برای آزمون معنادار آن چنین عمل می‌شود.

اگر $\frac{-1-1.645\sqrt{n-2}}{n-2} \le r_1 \le \frac{-1+1.645\sqrt{n-2}}{n-2}$ باشد، آنگاه فرض می‌شود داده‌ها در سطح معنادار ۱۰ درصد مستقل از هم هستند؛ در غیر این صورت داده ها خودهمبستگی دارند و پیش از انجام آزمون من‌کندال باید اثر خودهمبستگی داده‌ها از سری زمانی مربوطه حذف شود.

۳. شیب sen برای سری داده‌ها از رابطهٔ زیر محاسبه و روند از سری داده‌ها با رابطهٔ زیر حذف می‌شود (Kumar et al., 2009: 181):

$$x'_i = x'_i - (\beta \times i) \qquad (۷)$$

٤. ضریب خودهمبستگی مرتبه اول داده‌های بدون روند با استفاده از رابطهٔ اشاره‌شده محاسبه می‌شود.

۵. مؤلفه‌های خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1)) از سری داده‌های بدون روند با رابطهٔ زیر حذف می‌شود و سری باقی‌مانده‌ها y_1 به دست می‌آید:

$$y'_i = x'_i - r_i \times x'_{i-1} \qquad (۸)$$

٦. روند دوباره به سری باقی‌مانده‌ها اضافه می‌شود تا سری ترکیبی **(yi)** به دست آید:

$$y_i = y'_i + (\beta \times i) \qquad (۹)$$

با اعمال آزمون من‌کندال به سری داده های اخیر، وجود روند در آنها بررسی شد. این کار با محاسبهٔ آمارهٔ Z من‌کندال برای سری اخیر انجام می‌شود. اگر Z محاسبه‌شده بزرگ‌تر از رقم ۱/٦٤۵ باشد، روند داده‌ها در سطح ۱۰ درصد معنادار فرض می‌شود و اگر Z محاسبه‌شده بزرگ‌تر از ارقام ۱/۹٦ و ۲/۳۳ باشد، روند داده ها به ترتیب در سطح پنج درصد و یک درصد معنادار فرض می‌شود؛ در غیر این صورت فرض صفر مبنی بر وجود روند در داده‌ها در سطح معناداری مدنظر رد می‌شود.

شیب Sen

یک شاخص بسیار مفید در آزمون من کندال شیب Sen است که بزرگی روند یکنواخت را نشان می دهد. مقدار شیب روند با استفاده از شیوهٔ تیل[1] (1950) و سن[2] (1966) با رابطهٔ زیر برآورد می‌شود:

$$\beta = Median\left(\frac{x_j - x_l}{j-l}\right) \qquad \forall l < j \qquad (۱۰)$$

1. Theil
2. Sen

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

در آن β برآوردگر شیب خط روند و x_l مقدار مشاهده‌شدهٔ l ام است. مقادیر مثبت β نشان‌دهندهٔ روند افزایشی و مقادیر منفی آن نشان‌دهندهٔ روند کاهشی است. این روش در مطالعات هیدرولوژیکی به‌طور وسیعی استفاده شده است.

نتایج و بحث

همان‌طور که بیان شد، با محاسبهٔ آمارهٔ Z من‌کندال برای سری داده های اخیر، وجود روند در آنها بررسی شد. تعداد محل های آمارهٔ Z من‌کندال مربوط به ۱۵ متغیر کیفی آب زیرزمینی در ۲۵ منبع تخلیه (چاه، چشمه و قنات) در محدودهٔ دشت یزد- اردکان در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج روند تغییرات کاتیون‌ها و آنیون‌های کیفی آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان (۱۳۸۳- ۱۳۹۳) با آزمون ناپارامتری من‌کندال

Table 1. Results of changes in cations/anions of groundwater in Yazd-Ardakan plain (2004-2014) using non-parametric Mann-Kendall test

محل	ماه	Cation	Mg++	Ca++	Na++	K+	Anion	HCo^{-3}	Cl-	SO^{-4}
ابراهیم‌آباد	تخلیه	۰/۹۹	۰/۴۷	-۰/۶۳	۰/۹۱	-۱/۶۰	۰/۴۵	۱/۸۷	۰/۳۶	-۱/۴۶
	تغذیه	۰/۵۵	۰	-۱/۳۳	۰/۶۳	-۱/۵۳	۰/۲۳	۲/۲۸*	-۰/۰۸	-۲/۲۱*
ارجنان اردکان	تخلیه	۰/۱۶	۱/۶۴	۰/۸۸	-۰/۷۹	-۱/۹۱	-۰/۱۶	۰/۸۰	-۲	-۲/۳۹
	تغذیه	۰/۶۲	-۱	۹۵	-۰/۳۹	-۱/۳۱	-۰/۳۱	۰	۷۱	-۲/۱۱*
اردکان-چاه	تخلیه	۰/۲۳	۰	-۰/۳۹	۰	-۰/۴۰	۰	-۲	۰	-۰/۴۸
	تغذیه	۹۵	۸۰	۸۰	۱/۳۳	-۱/۲۸	۹۵	-۱/۰۲	۸۰	۰/۷۰
اردکان- قنات	تخلیه	۱/۴۱	-۰/۶۴	۰/۱۶	۲/۲۸	-۰/۶۴	-۱	۰/۷۱	۱/۴۱	-۰/۸۷
	تغذیه	۸۷	-۱/۴۹	-۰/۳۹	۲/۵۱*	-۲/۴۴*	۲/۱۸*	۲/۵۱*	۷۱	-۲/۵۱*
الله‌آباد شورک	تخلیه	-۲/۱۸	۰	۰	-۲/۵۲	-۰/۷۲	-۲/۰۲	-۱	-۰/۵۵	-۲/۳۷
	تغذیه	-۳/۵۸***	-۱/۳۴	۱/۴۲	-۲/۹۹**	-۰/۴۷	-۳/۱۱**	۱/۴۸	-۱/۵۶	-۳/۰۵*
بغدادآباد-چاه	تخلیه	۰/۶۲	۰/۶۶	۰/۱۶	۰/۵۵	-۱/۱۹	۰	۰/۴۰	-۱/۱۰	۱/۲۸
	تغذیه	۰/۶۲	-۰/۰۸	۰/۸۷	-۰/۳۳	-۲/۱۱*	۰	-۱	-۱/۵۷	۰/۳۲
بغدادآباد-قنات	تخلیه	-۰/۱۶	-۱/۲۶	۰	-۰/۱۶	-۰/۹۷	-۰/۱۶	۰/۲۴	-۰/۸۶	۰/۱۶
	تغذیه	-۰/۹۳	۰/۷۱	۰	-۱/۲۷	-۱/۳۷	-۱/۰۹	۰/۳۲	-۱/۸۹+	-۰/۲۴
بلوار جمهوری	تخلیه	۰/۲۳	-۰/۳۹	-۰/۷۸	۰/۵۵	-۲/۰۴	۰/۸۶	۰/۹۴	-۱	-۰/۵۵
	تغذیه	-۰/۴۷	-۰/۹۳	-۰/۳۱	۰/۴۷	-۲/۰۲*	-۰/۱۶	۱/۴۰	-۰/۱۶	-۱/۲۵
بندرآباد	تخلیه	-۰/۳۹	۱/۵۷	۳/۲۵	-۲/۷۳	-۰/۶۹	-۰/۳۱	۱/۴۳	-۲/۴۶*	-۲/۱۰*
	تغذیه	۰	۰/۸۷	۲/۷۳**	-۱/۷۹	-۱/۵۶	۰/۸۶	۳/۱۶**	-۰/۰۸	-۲/۲۱*
چرخاب	تخلیه	-۲/۴۹*	-۰/۹۳	۰/۷۸	-۳/۶۷***	-۰/۶۹	۲/۴۹*	۰/۴۷	-۳/۱۱**	-۲/۸۰**
	تغذیه	-۲/۱۸*	۰/۷۰	۱/۵۶	-۳/۸۳***	-۱/۱۱	-۲/۳۴*	۱/۶۴	-۲/۴۲*	-۳/۰۵**
حسن‌آباد	تخلیه	۳/۲۹**	۱/۹۶*	۲/۳۵*	۰	-۰/۵۸	۳/۰۵**	۰/۸۰	۱/۲۷	۰/۸۹

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

	تغذیه	۱/۱۷	۰	۱/۹۷*	-۲/۴۰*	۰/۹۶	۱/۵۶	-۱/۱۰	-۱	۲/۰۵*
خضرآباد	تخلیه	-۱/۴۸	-۲/۵۵*	-۱/۱۰	-۱/۶۵	-۲/۶۴	-۱/۴۸	۷۲	-۱/۳۳	-۲/۲۸*
	تغذیه	۳/۵۸***	۸۰	۲/۳۴*	۶۵	-۰/۵۷	۲/۶۵	۶۵	۲/۵۹**	۰/۹۶
رستاق	تخلیه	-۱/۵۷	۰/۴۷	-۱/۸۰	-۱/۶۳	-۱/۴۰	-۱/۸۷	۱/۴۹	-۱/۲۵	-۲/۰۲*
	تغذیه	-۰/۳۱	۰/۴۰	۰	-۰/۸۶	-۲/۱۱*	-۱/۴۰	۲/۱۹*	۰	-۱/۰۵
زارچ	تخلیه	-۰/۰۸	-۱	۰/۵۵	-۰/۰۸	-۲/۴۲*	۰	-۱/۰۲	۰/۲۳	۰/۷۰
	تغذیه	-۱/۰۹	-۰/۰۸	-۰/۵۵	-۱/۴۸	-۱/۶۱	-۰/۷۸	-۱/۴۱	-۰/۹۳	-۰/۴۷
سطح شهر	تخلیه	۰/۳۱	-۰/۳۱	۰/۷۸	۰/۳۱	-۰/۱۶	۰/۶۲	۱/۴۰	۰/۶۲	-۱/۲۵
	تغذیه	-۲/۸۰**	-۱/۹۷*	-۱/۶۴	-۰/۸۶	-۱/۶۱	-۲/۴۹*	۰/۹۶	-۱/۷۱	-۲/۵۶*
شحنه	تخلیه	۲/۰۲*	۷۰	۷۲	-۰/۸۰	-۰/۰۹	-۱	۱/۲۵	۱/۳۸	-۰/۸۲
	تغذیه	۰/۴۷	۰/۵۵	۲/۴۲*	-۱/۸۴	-۱/۶۶	۰/۵۵	-۱	-۱	۰
طزنج	تخلیه	۰/۱۶	۰/۴۸	۰/۷۴	-۱/۳۲	-۲/۱۹*	۰/۶۳	-۱	۰/۴۸	۰/۴۸
	تغذیه	-۰/۳۱	۰/۵۵	-۱	-۱/۳۴	-۰/۶۰	۰/۴۷	۷۲	۰/۵۵	-۰/۹۱
عشرت‌آباد میبد	تخلیه	۲/۱۱*	۷۳	۰/۹۶	۱/۴۹	-۲/۸۸**	۲/۲۶*	۱/۵۱	۷۲	-۱/۵۲
	تغذیه	۱/۵۶	۱/۵۷	۱/۳۳	۱/۱۷	-۱/۳۶	۸۷	۱/۱۷	۱/۶۴	-۰/۷۱
علی‌آباد دشتی	تخلیه	-۱/۵۶	-۲/۸۹**	-۰/۶۲	-۰/۹۴	۰/۲۵	-۲/۱۱*	۱/۵۹	-۲/۲۶*	-۱/۷۲+
	تغذیه	-۲/۰۲	-۲/۸۷۷**	۱/۲۷	-۱/۶۸+	-۱/۶۲	-۲/۳۴	۰	-۲/۳۵	-۱/۹۱
فهرج	تخلیه	-۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۷۰	-۱/۴۰	-۱/۴۱	-۰/۳۱	۰/۲۳	-۰/۳۹	-۱/۱۷
	تغذیه	-۰/۳۱	-۱/۰۲	-۰/۷۰	-۱/۰۲	-۰/۹۹	-۰/۴۷	-۰/۴۰	-۰/۳۹	-۲/۳۵*
قطب‌آباد اردکان	تخلیه	۰	۱/۹۷*	-۰/۴۸	۰	-۱/۲۰	۰	۷۴	-۱	-۱/۵۲
	تغذیه	۰/۶۲	۸۹	۰/۹۶	۰/۳۲	-۱/۵۸	۰/۹۳	۰/۵۵	۰/۶۲	-۰/۲۵
محمدآباد- چاه	تخلیه	-۱/۷۱	-۰/۴۷	-۰/۱۶	-۲/۳۳*	-۱/۶۵	-۱/۸۷+	-۰/۹۴	-۲/۷۴**	-۱/۶۲
	تغذیه	-۲/۶۵**	-۲/۶۵**	-۰/۷۴	-۲/۳۰*	-۲/۸۵**	-۲/۴۹*	-۱	-۲/۴۴*	-۲/۴۶
محمدآباد- قنات	تخلیه	-۱/۰۹	-۱/۴۱	-۰/۹۶	-۰/۵۶	-۱/۸۴	-۱/۰۹	۸۹	-۲/۳۳*	-۱/۴۰
	تغذیه	۰/۱۶	۱/۱۸	۰/۶۴	-۱/۸۹	-۰/۲۵	۰/۶۲	۸۱	-۱/۳۶	۱/۲۸
مزرعه شور	تخلیه	۲/۲۶*	۱/۴۲	۲/۰۴*	۶۸	-۰/۷۹	۹۵	-۱/۵۱	۳/۲۸**	-۱/۹۸*
	تغذیه	۰/۸۶	۰	۳/۰۶**	۱/۱۸	-۰/۳۲	۷۱	-۰/۹۵	۲/۴۴*	۰
تعداد محل با روند مثبت	تخلیه	۱۳	۱۶	۱۶	۱۱	۱	۱۴	۲۲	۱۳	۵
	تغذیه	۱۴	۱۷	۱۷	۸	۱	۱۴	۲۱	۱۲	۶
تعداد محل با روند منفی	تخلیه	۱۲	۹	۹	۱۴	۲۴	۱۱	۳	۱۲	۲۰
	تغذیه	۱۱	۸	۸	۱۷	۲۴	۱۱	۴	۱۳	۱۹

نکته: روند معناداری در سطوح ۰/۱، ۰/۰۵، ۰/۰۱ و ۰/۰۰۱ درصد به ترتیب با علائم +، *، ** و *** مشخص شده است.

نتایج به‌دست‌آمده نشان داد روند تغییرات بیشتر غلظت متغیرهای کیفی و کاهش کیفیت منابع آب زیرزمینی در این دشت رو به افزایش بوده است؛ چنانکه در زمان‌های تخلیه (برداشت از منابع آب زیرزمینی) ۵۴/۷ درصد و در ماه تغذیه

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

(همزمان با بارش‌های جوّی و تغذیهٔ منابع آب زیرزمینی) ۴۵/۳ درصد روند مثبت (افزایش غلظت یون‌ها و کاهش کیفیت منابع آب) معنادار را در سطح ۱۰ درصد از خود نشان داده است. حال آنکه روند منفی معنادار (کاهش پارامترها و بهبود کیفی) در سطح ۱۰ درصد در ماه تغذیه ۵۰/۸ درصد و روند منفی معنادار در ماه تخلیه ۴۹/۲ درصد بوده است.

با توجه به نتایج حاصل می‌توان بیان داشت که برای پارامترهای غلظت املاح محلول، سختی کل، نسبت جذب سدیم و هدایت الکتریکی که طی بازهٔ زمانی پژوهش روند نزولی داشته‌اند، در سال ۱۳۹۱ روند نزولی شدیدتر بوده که این کاهش شدید به دلیل رخداد خشکسالی در سال آبی ۱۳۹۰– ۱۳۹۱ در محدودهٔ مطالعاتی بوده است.

جدول ۲. نتایج روند تغییرات پارامترهای مؤثر بر کیفیت آب زیرزمینی دشت یزد– اردکان (۱۳۸۳– ۱۳۹۳) با آزمون ناپارامتری من‌کندال

Table 2. Results of changes in effective parameters on groundwater in Yazd-Ardakan plain (2004-2014) using non-parametric Mann-Kendall test

پارامتر	ماه	pH	TDS	TH	SAR	EC	%Na
تعداد محل با روند مثبت	تخلیه	۱۱	۱۸	۱۷	۱۳	۱۳	۱۲
	تغذیه	۱۳	۱۱	۱۹	۱۷	۱۵	۵
تعداد محل با روند منفی	تخلیه	۱۳	۷	۸	۱۲	۱۲	۱۳
	تغذیه	۱۲	۱۴	۶	۸	۱۰	۲۰

با توجه به جدول‌های بالا، در ماه تغذیه روند متغیر سختی کل در ۱۷ منبع تخلیه مثبت بوده و در بندرآباد و حسن‌آباد در سطح ۰/۰۱ درصد و در شحنه و مزرعه شور در سطح ۰/۰۵ درصد معنادارند. روند تغییرات پارامتر کلر نیز در ماه تغذیه در ۱۳ منبع تخلیه مثبت بوده و در بندرآباد، علی‌آباد دشتی و محمدآباد (قنات) در سطح ۰/۰۵ درصد روند معنادار داشته و در چرخاب، محمدآباد (چاه) و مزرعه شور در سطح ۰/۰۱ درصد معنادار است. روند یون پتاسیم نیز در ماه تغذیه در تمامی محل ها (به جز علی‌آباد دشتی) روند منفی داشته و در حسین‌آباد ریسمانی و عشرت‌آباد میبد در سطح ۰/۰۱ و طزنج و زارچ در سطح ۰/۰۵ درصد و رستاق و شحنه در سطح ۰/۱ درصد روند منفی نشان داده شده است. متغیر درصد سدیم محلول در ماه تغذیه در ۲۰ محل روند کاهشی داشته، در حالی که در ماه تخلیه در ۱۳ محل روند کاهشی داشته است.

یون کلسیم نیز در ماه تغذیه در ۱۷ ایستگاه روند مثبت داشته است که از این مقدار حسن‌آباد مهریز و مزرعه شور در سطح ۰/۰۵ درصد با روند مثبت معنادار به دست آمده است. غلظت املاح محلول در ماه تغذیه در ۱۴ محل روند کاهشی داشته که در چرخاب و محمدآباد (چاه) در سطح ۰/۰۱ معنادار است. این پارامتر در ماه تخلیه در ۱۸ محل با روند مثبت بوده که در رستاق در سطح ۰/۰۰۱ دارای روند معنادار مشاهده شد. یکی دیگر از متغیرهای کیفی آب زیرزمینی نسبت جذب سدیم در ماه تغذیه در ۱۷ محل روند مثبت و در ۸ محل روند منفی داشته است؛ در حالی که این متغیر در ماه تخلیه در ۱۳ محل روند منفی و در ۱۲ محل روند مثبت را نشان داده است. روند متغیر یون سدیم در ماه تخلیه در ۱۱ محل و در ماه تغذیه در ۸ محل روند مثبت معنادار تشخیص داده شد.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

پارامتر بی‌کربنات در بیشتر محل ها در ماه تخلیه و تغذیه روند افزایشی داشته است. متغیر کیفی سولفات نیز در بیشتر محل ها در ماه تخلیه و تغذیه روند منفی را تجربه کرده است. روند متغیر هدایت الکتریکی در ۱۳ محل در ماه تخلیه و در ۱۵ محل در ماه تغذیه روند مثبت داشته که در بیشتر آنها در سطح بیشتر از ۰/۱ درصد معنادار است. مجموع آنیون‌ها در بیشتر محل‌ها در ماههای تغذیه و تخلیه روند مثبت معنادار تقریباً مشابه داشته‌اند و مجموع کاتیون‌ها تقریباً درصد مساوی از روند افزایشی و کاهشی در تمامی محل‌ها داشته است.

بیشترین روند مثبت معنادار در محل حسین‌آباد ریسمانی مشاهده شد. در بین همهٔ متغیرهای کیفی آب زیرزمینی، در ماههای تغذیه، پارامتر بی‌کربنات بیشترین روند مثبت معنادار و در ماههای تخلیه نیز پارامتر بی‌کربنات بیشترین روند مثبت معنادار را داشته است. دربارهٔ روند منفی معنادار در بین همهٔ متغیرهای کیفی در ماه تغذیه، یون پتاسیم بیشترین روند کاهشی را تجربه کرده است. در حالت کلی با توجه به روند مثبت معنادار غالب در ماه تخلیه و تغذیه، کیفیت آب زیرزمینی دشت در طول دورهٔ آماری افت پیدا کرده و آب زیرزمینی به سمت شورشدن میل کرده است.

شیب Sen

شیب سن یک شاخص بسیار مفید در آزمون من‌کندال است که بزرگی روند یکنواخت را نشان می‌دهد. براساس جدول‌های زیر، مقادیر شیب خط روند متغیرهای کیفی آب زیرزمینی که با روش تخمین‌گر شیب سن به دست آمده‌اند، برای هر دو ماه تغذیه و تخلیه آورده شده است.

جدول ۳. مقادیر شیب خط روند برای سری زمانی کاتیون‌ها و آنیون‌های کیفی آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان (دورهٔ آماری ۱۳۸۳- ۱۳۹۳)

Table 3. Cations and anions trend line values of groundwater in Yazd-Ardakan plain (2004-2014)

پارامتر	ماه	Cation	Mg^{++}	Ca^{++}	Na^{++}	K^{+}	anion	Hco^{-3}	Cl^{-}	So^{-4}
ابراهیم‌آباد-	تخلیه	۰/۱۷۷	۰	-۰/۰۳۲	۰/۱۱۰	-۰/۰۰۳	۰/۲۳۳	۰/۰۵۳	۰/۰۱۹	-۰/۰۹۳
رحمت‌آباد	تغذیه	۰/۰۵۹	۰/۰۰۲	-۰/۰۶۰	۰/۰۷۷	-۰/۰۰۱	۰/۱۰۵	۰/۰۵۳	-۰/۰۰۳	-۰/۱۳۱
دهنو	تخلیه	-۰/۰۰۳	۰	۰/۰٤٦	-۰/۰۲٤	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۲۹	۰/۰۰۳	-۰/۰۱۳
	تغذیه	۰/۰۱٤	۰	۰/۰۳٤	۰	-۰/۰۰۱	-/۰۰۳	۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰٦
اردکان ۱	تخلیه	۰/۱٤۰	۰/۵٤٤	-۰/٦٦۰	۰	۰	۰	۰/۲٦۷	۰	-۰/۰۲۰
	تغذیه	٦/۳۵٤	۱/۷۵٦	۲/۱۳۰	۱/۹٦۸	-۰/۰۱۱	٦/۳۵۵	-۰/۱۳۳	۵/۹۸۲	۰/۲۰۱
اردکان ۲	تخلیه	۰/۲۱۰	-۰/۰٤۰	۰	۰/۳۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۱۰۸	۰/۲۰۰	۰/۲۸۰	-۰/۳٤۷
	تغذیه	۰/۳۱۸	-۰/۰۷۵	-۰/۰۰٦	۰/۳۳۸	-۰/۰۱۳	۰/۲۳۷	۰/۳۳۳	۰/۱۸۷	-۰/۳۲٦
الله‌آباد شورک	تخلیه	-۱/۹۰۳	۰	۰	-۲/٦۰۹	-۰/۰۰٦	-۱/۹۳۰	۰/۱٦۰	-۰/٤۷۰	-۱/۳۸۷
	تغذیه	-۳/۳٤۷	-۰/۳۳۳	۰/۹٦۰	-۳/٦۲۵	-۰/۰۱۰	-۳/۲۹٤	۰/۱۵۰	-۱/۱۷۳	-۲/۰۸۳
بغدادآباد ۱	تخلیه	۰/۰۲۰	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۰۲	۰	-۰/۰٤۳	۰/۰۰۲
	تغذیه	۰/۰٤۰	۰	۰/۰۲۰	۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰٦	۰/۰۲۵	-۰/۰٤۰	۰
بغدادآباد ۲	تخلیه	-۰/۰۵۲	-۰/۰٦۰	۰/۰۰٤	۰	۰	-۰/۰۷۷	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۳	۰/۰۱۸
	تغذیه	-۰/۰۷۳	۰/۰۲۳	۰	-۰/۰۹۸	۰	-۰/۰٤٦	۰	-۰/۰۱۸	۰
بلوار جمهوری	تخلیه	۰/٤٤۸	-۰/۰٦۷	-۰/۱۹۷	۰/٤۳۵	-۰/۰٦٦	۰/۸۱۵	۰/۱۸۷	۰/٦۱۰	-۰/۱٤۹

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

	تغذیه	−۰/۱۷٤	−۰/۳۸٦	−۰/۱۱٦	۰/۲۱۸	−۰/۰۰٤	−۰/۱۹٦	۰/۲۸۵	−۰/۰۳٤	−۰/٤۹۰
بندرآباد	تخلیه	−۰/۰۱۰	۰/۰٤۰	۰/۰۸۰	−۰/۱۷٤	۰	−۰/۱۰	۰/۱۳۳	−۰/۰۳۷	−۰/۱۰۱
	تغذیه	۰/۰۰۲	۰/۰٤۰	۰/۰۷۰	−۰/۰۹۷	−۰/۰۰۲	۰	۰/۲۰۰	۰	−۰/۱۳۰
چرخاب	تخلیه	−۰/٤۳۷	−۰/۰٤۱	۰/۰٦۹	−۰/٤۳۵	۰	−۰/٤۲۸	۰/۰۲۳	−۰/۱٤۸	−۰/۲۳٦
	تغذیه	−۰/۲۵۳	۰/۰۵۰	۰/۰۸۹	−۰/٤۱۱	۰	−۰/۲٦٤	۰/۰٦۵	−۰/۰۹٤	−۰/۲٤۰
حسن‌آباد مهریز	تخلیه	۰/۱۰٦	۰/۰۵۰	۰/۰۵٦	۰	۰	۰/۱۰۳	۰/۰۲۷	۰/۰۱۸	۰/۰۲۹
	تغذیه	۰/۰٤۰	۰/۰۰۵	۰/۰۸۸	۰	۰	۰/۰۷۷	−۰/۰۲٤	۰/۰۰۸	۰/۰۵۱
حسین‌آباد ریسمانی	تخلیه	۰/۲۱۳	۰/۰۲۷	۰/۰۱۰	۰/۱٤۳	−۰/۰۰۳	۰/۱۵۰	۰/۰۲۷	۰/۱۰۷	۰
	تغذیه	۰/۱۹۰	۰	۰/۰۰۳	۰/۱٤۵	−۰/۰۰۳	۰/۰۲۷	۰/۰٤۸	۰/۰٤۷	−۰/۰٦۰
خضرآباد	تخلیه	−۰/٦۷٦	−۰/۱۳۱	−۰/۱٤۰	−۰/٤۳۳	−۰/۰۰۳	−۰/۸۳۵	۰/۱۰۰	−۰/۷۳٤	−۰/۲۱۱
	تغذیه	۰/۲۹٤	۰/۰۹۷	۰/۱٦۰	۰/۰۵٤	۰	۰/۱٤۳	۰/۰٦۳	۰/۰٤۵	۰/۰۰۵
رستاق	تخلیه	−۰/۰٤۰	۰/۰۲۵	−۰/۱٤۵	−۰/۰۰۲	−۰/۳٦۹	−۰/۱٦۲	۰/۰۵۰	−۰/۰۵۸	−۰/۱٤۹
	تغذیه	−۰/۰۸۳	۰	۰	−۰/۱٤۵	۰	−۰/۱٦۵	۰/۰۹۱	۰	−۰/۰۱۰
زارچ	تخلیه	−۰/۱۱۱	۰/۳۳۹	۰/۱٦٤	−۰/٤۳۷	−۰/۰۱۳	۰/۰۲۲	−۰/۰٤۷	۰/۱۰۱	۰/۳۱۲
	تغذیه	−۰/۵۱٦	−۰/۰۲۰	−۰/۱۱۸	۰/۸۷۰	−۰/۰۰۹	−۰/٤۹۸	−۰/۱۱٤	−۰/۳۵۱	−۰/۲٤۳
سطح شهر	تخلیه	۱/۱۲۲	−۰/۰۳۰	۰/۱٦۸	۰/٦۸٦	−۰/۰۰۱	۰/٤٦٤	۰/۰۵۵	۱/۵٦٦	−۰/۷۹۲
	تغذیه	−۰/۲٦۵	−۰/۸۹۸	−۰/٤۵۰	۰/٦۸٤	−۰/۰۷	−۱/۲۹۷	۰/۰۸۰	−۰/۷۰٦	−۰/٦۹٤
شحنه	تخلیه	۰/۲۸۷	۰/۱۱۳	۰/۱۸۳	−۰/۱۱۰	۰	۰/۱٤۰	۰/۰۹۱	۰/۰۷۱	−۰/۰۲۳
	تغذیه	−۰/۰٦۰	۰/۰۲۷	۰/۱۹۳	−۰/۱٤۳	۰	۰/۰۲۷	۰/۰۳٦	۰/۰٤۲	۰
طزنج	تخلیه	−۰/۰۲٦	۰/۰۱۱	۰	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	۰/۰۷۸	۰/۰۵۳	۰	۰
	تغذیه	−۰/۰۰۹	۰/۰۲۰	۰/۰٤٤	−۰/۰۷۱	۰	۰/۰٤۷	۰/۰٦۷	۰/۰۱۸	−۰/۰۲۵
عشرت‌آباد میبد	تخلیه	۰/٦۹۸	۰/۰۳۸	۰/۰٦۵	۰/٤٤۰	−۰/۰۱۳	۰/۰۷۰۸	۰/۳۰۰	۰/۳۵۰	−۰/۱٤٤
	تغذیه	۰/٦٤۵	۰/۰۸۸	۰/۱۹٦	۰/۲۹۰	−۰/۰۰٦	۰/٦۵۰	۰/۱۹۳	۰/۵۰۵	−۰/۰۰۳
علی‌آباد دشتی	تخلیه	−۰/۳۰۰	−۰/۲۸۰	−۰/۰٤۸	۰	۰	−۰/۳٦۳	۰/۰۵۷	−۰/۲۵۱	−۰/۱۳۹
	تغذیه	۰/٤۵٦	−۰/۳۲۹	−۰/۱۰٦	۰/۰۹۷	−۰/۰۰۳	−۰/٤۵٤	۰	−۰/۲۵۳	−۰/۲۳٦
فهرج	تخلیه	−۰/٦٦۲	۰/۱۹۲	۰/۰۷٤	۰/٦۹٤	−۰/۰۰٤	−۰/۳۹٦	۰/۰۱٦	−۰/۲۳۰	−۰/۱۹۲
	تغذیه	−۰/۱۰۳	−۰/۳۵٦	−۰/۲۹۸	−۰/۵۹۹	−۰/۰۰۲	−۰/۲۳۸	۰	۱/۰۳۵	−۰/۳۱۵
محمدآباد ۱	تخلیه	−۰/۳۱۰	−۰/۱۰۰	۰	۰/۲۱۸	−۰/۰۰٤	−۰/٤۱۷	۰	−۰/۱۸۸	−۰/۲۱۰
	تغذیه	−۰/٦٤۳	−۰/۲٦۰	۰	−۰/۲۹۰	−۰/۰۰۳	−۰/۵۹۷	۰	−۰/۲۸۵	−۰/٤۱٦
محمدآباد ۲	تخلیه	−۰/۱۱۸	−۰/۰۸۰	۰/۰۳۲	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۳	−۰/۳٤	۰/۰۸۰	−۰/۰۹۳	−۰/۱۰۵
	تغذیه	۰/۰۲٦	۰/۰٤٤	۰/۰۱۸	−۰/۰٤۹	۰	۰/۰٤۰	۰/۰٦۹	۰/۰۲۸	−۰/۰۱۷
قطب‌آباد اردکان	تخلیه	۰/۰۰۵	۰/۰۵٦	۰	۰	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰۲	۰/۰٦۷	۰/۰۹۰	−۰/۰۰۵
	تغذیه	۰/۱۹۵	۰/۰۹۸	۰/۰۸۰	۰/۱۰۸	−۰/۰۰۸	۰/۱۸۵	۰/۰۵۰	۰/۲۳۵	۰
مزرعه شور	تخلیه	۰/۳٦۷	۰/۰٤٤	۰/۱۹٦	۰/۲٤٦	−۰/۰۰٦	۰/۳۰۳	−۰/۰۲۷	۰/۳۷۳	−۰/۳۵۰
	تغذیه	۰/۰۸۲	۰	۰/۰۹۰	۰	۰	۰/۲۲۷	−۰/۰۳۲	۰/۲۸۰	۰

نکته: روند معناداری در سطوح ۰/۱، ۰/۰۵، ۰/۰۱ و ۰/۰۰۱ درصد به ترتیب با علائم +، *، ** و *** مشخص شده است.

براساس جدول ۳ مقادیر مثبت نشان‌دهندهٔ روند افزایشی و مقادیر منفی نشان‌دهندهٔ روند کاهشی است. بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند به پارامتر هدایت الکتریکی در اردکان (میکروموس بر سانتی‌متر EC=۵۵۰) در ماه تخلیه مربوط

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

است. همچنین بیشترین روند افزایشی پارامترها در این محل مشاهده شده است که بیانگر افزایش غلظت یون‌ها و نامناسب‌شدن آب منطقهٔ مدنظر است. بزرگ ترین شیب منفی خط روند به همین پارامتر (میکروموس بر سانتی‌متر EC=-٦۱۷) در زارچ در ماه تغذیه مربوط بوده است. به‌طورکلی از بین تمام پارامترهای بررسی‌شده، پارامترهای کل املاح محلول، نسبت جذب سدیم و هدایت الکتریکی شیب‌های مثبت بسیار بزرگ نسبت به پارامترهای دیگر داشته که این مسئله بیانگر افزایش چشمگیر غلظت این پارامترها در خلال دورهٔ زمانی بررسی‌شده است.

براساس روند نزولی بارش در بازهٔ زمانی منتهی به دههٔ ۱۳۹۰ و کاهش سطح آب منابع آب زیرزمینی در دشت یزد- اردکان (ارشاد حسینی، ۱۳۹۵: ۸۱؛ امیدوار و همکاران، ۱۳۹۵: ٦۲۷)، می‌توان بیان داشت که برداشت بیش از حد از منابع آب زیرزمینی و پیرو آن کاهش سطح منابع آب زیرزمینی و همچنین کاهش میزان بارندگی (مجموع بارندگی سالانهٔ ۸٤-۸۳، ۷۳ میلی‌متر و مجموع بارندگی سالانهٔ ۹٤-۹۳، ٥٦/۸ میلی‌متر)، وقوع پدیدهٔ خشکسالی و درنتیجه افت سطح آب زیرزمینی (۰/۳۷- متر) در سال های منتهی به پایان بازهٔ زمانی پژوهش، افزایش غلظت پارامترهای کیفی و کاهش کیفیت منابع آب زیرزمینی محدودهٔ مطالعاتی را به دنبال داشته است.

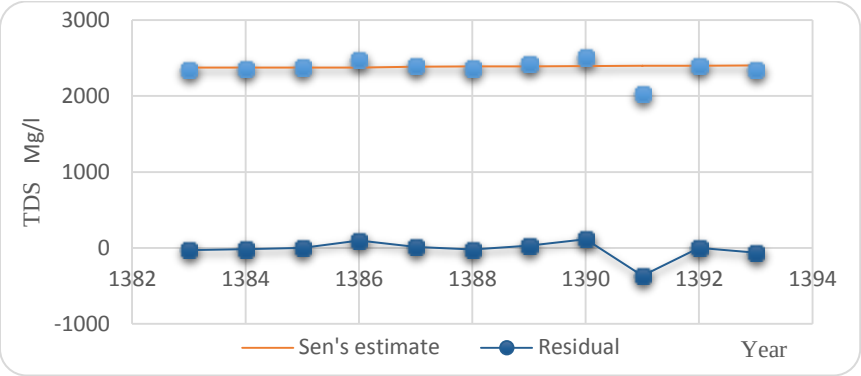
روند افزایشی غلظت پارامترهای مؤثر بر کیفیت منابع آب زیرزمینی در این دشت با نتایج بررسی روند غلظت پارامترهای تأثیرگذار بر شرایط کیفی منابع آب زیرزمینی حاصل از پژوهش های وثوقی و همکاران (۱۳۹۰)، صاحب جلال و همکاران (۱۳۹۱)، ابارشی و همکاران (۱۳۹۲)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹٤)، سوراکالیج[1] (2012) و پاوار و همکاران[2] (2014) مطابقت داشت.

با توجه به نتایج حاصل از روند پارامترهای کیفی منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان با روش ناپارامتری من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن می‌توان بیان کرد که اساس این روش‌ها بر تفاوت بین داده‌های مشاهداتی دلالت دارد؛ به گونه‌ای که این روش‌ها مستقل از توزیع آماری سری زمانی است و برای داده‌هایی که چولگی و کشیدگی دارند (داده‌های کیفی منابع آب زیرزمینی نرمال نیست و کشیدگی و چولگی دارند) مناسب‌تر از روش‌های پارامتری عمل می‌کنند (Biharat and Mehmetcik, 2003: 249)؛ بنابراین این دو آزمون جزو متداول‌ترین روش‌های ناپارامتری تحلیل روند سری های زمانی هیدرومتئولوژیکی شناخته شدند. مطالعات وثوقی و همکاران (۱۳۹۰)، ابارشی و همکاران (۱۳۹۲)، ملاعلی شیرازی و همکاران (۱۳۹۳) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹٤)، نشان‌دهندهٔ مناسب‌بودن آزمون ناپارامتری من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن برای بررسی تغییرات روند متغیرهای کیفی آب زیرزمینی بود.

در شکل‌های ۲ تا ٥ برای نمونه روند متوسط تغییرات سالانهٔ پارامترهای کیفی کل املاح محلول و هدایت الکتریکی در زمان‌های تغذیه و تخلیه نشان داده شده است. روند تغییرات در این شکل‌ها بیانگر این مطلب بود که متوسط سالانهٔ شیب روند پارامترهای اشاره‌شده در ماه تغذیه نزولی بوده است که تأثیرگذاری مثبت بارش‌ها بر روند نزولی شیب پارامترهای فوق را نشان می‌دهد.

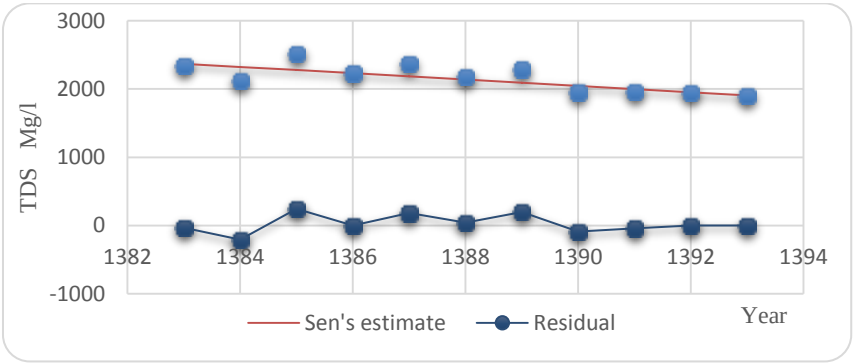
1. Sarukkalige
2. Pawar et al.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0



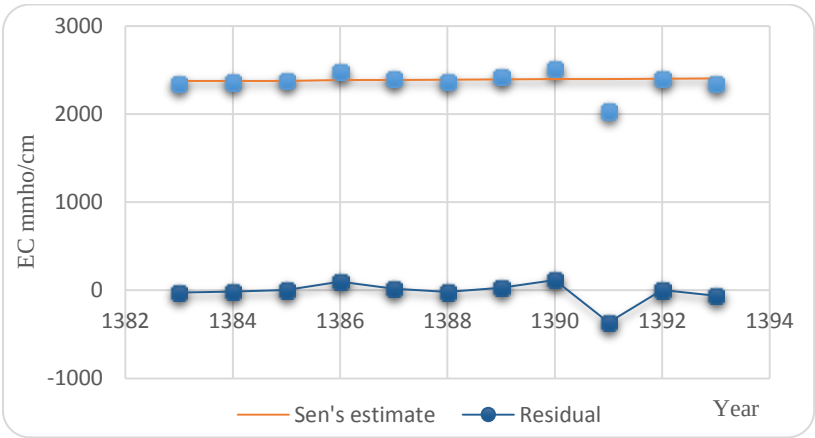
شکل ۲. روند متوسط تغییرات سالانهٔ کل املاح محلول در ماه برداشت در بازهٔ زمانی منتخب در دشت یزد- اردکان

Figure 2. Annual average trend of TDS in discharge time for the selected period in Yazd-Ardakan plain



شکل ۳. روند متوسط تغییرات سالانهٔ کل املاح محلول در ماه تغذیه در بازهٔ زمانی منتخب در دشت یزد- اردکان

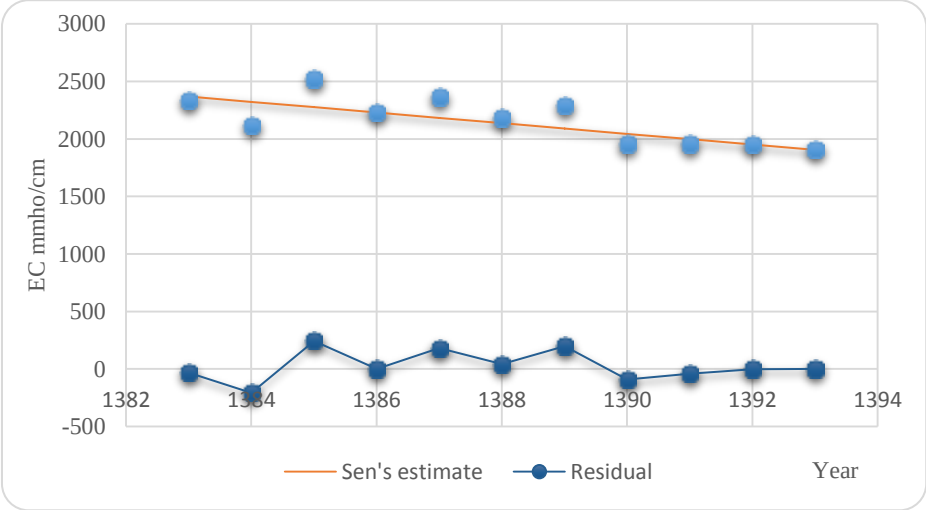
Figure 3. Annual average trend of TDS in recharge time for the selected period in Yazd-Ardakan plain



شکل ٤. روند متوسط تغییرات سالانهٔ هدایت الکتریکی در ماه برداشت در بازهٔ زمانی منتخب در دشت یزد- اردکان

Figure 4. Annual average trend of EC in discharge time for the selected period in Yazd-Ardakan plain

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0



شکل ۵. روند متوسط تغییرات سالانهٔ هدایت الکتریکی در ماه تغذیه در بازهٔ زمانی منتخب در دشت یزد- اردکان

Figure 5. Annual average trend of EC in recharge time for the selected period in Yazd-Ardakan plain

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی روند تغییرات کیفی منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان با استفاده از آزمون ناپارامتری من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن انجام شد. نتایج بیان‌کنندهٔ این مطلب بود که در بین همهٔ متغیرهای کیفی، پارامتر بی‌کربنات بیشترین روند مثبت معنادار و یون پتاسیم بیشترین روند منفی معنادار را داشته است. بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند به پارامتر هدایت الکتریکی با مقدار EC=۵۵۰ میکروموس بر سانتی‌متر در زمان تخلیه مربوط بوده است. بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند به همین پارامتر EC= -٦١٧ میکروموس بر سانتی‌متر در زارچ در زمان تغذیه مربوط بوده است.

با توجه به نتایج حاصل می‌توان نتیجه گرفت که دو آزمون ناپارامتری من‌کندال و تخمین‌گر شیب سن، یکی از روش‌های مناسب ناپارامتری تحلیل روند سری‌های زمانی هیدرومتئولوژیکی در مناطق خشک و بیابانی هستند.

همچنین نتایج به‌دست‌آمده نشان داد در بیشتر محل‌های بررسی‌شده، غلظت پارامترهای کیفی روند افزایشی داشته و منابع آب زیرزمینی در این دشت به سمت کاهش کیفیت گرایش پیدا کرده است؛ بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که این کاهش کیفیت به کاهش سطح ایستابی ناشی از تغییرات کاربری و پیرو آن برداشت بیش از حد از منابع آب زیرزمینی و همچنین کاهش میزان بارندگی در بازهٔ ۳۰ساله و وقوع پی‌درپی پدیدهٔ خشکسالی در دهه‌های اخیر برمی‌گردد. از سوی دیگر با توجه به نتایج به‌دست‌آمده معلوم شد کیفیت آب زیرزمینی به‌ویژه در نواحی شمالی دشت یزد- اردکان، وضعیت نامطلوب‌تری نسبت به سایر مناطق محدودهٔ مطالعاتی دارد و نیازمند اقدامات مدیریتی و حفاظتی ویژه‌ای درزمینهٔ بهبود کیفیت و کمیت منابع آب زیرزمینی است.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

منابع

ابارشی، فرزانه، مفتاح هلقی، مهدی، دهقانی، امیراحمد، (۱۳۹۲). **روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت زرین گل با استفاده از آزمون ناپارامتری من‌کندال اصلاح‌شده و تخمین‌گر شیب سن**، نشریهٔ پژوهش‌های حفاظت آب و خاک، جلد ۲۱، شمارهٔ ۳، ۷۹- ۱۰۰.

ابراهیمی، سالمه، نریمانی، ندا، دین‌پژوه، یعقوب، (۱۳۹٤). **تجزیه و تحلیل تغییرات آب زیرزمینی دشت بستان‌آباد با استفاده از روش من‌کندال**، دهمین کنگرهٔ بین‌المللی مهندسی عمران، دانشکدهٔ مهندسی عمران، تبریز.

ارشاد حسینی، محدثه، (۱۳۹۵). **بررسی روند تغییرات کیفی منابع آب زیرزمینی (مطالعهٔ موردی: دشت یزد- اردکان)**، کشتکار، امیررضا، مرکز تحقیقات بین‌المللی بیابان، گروه آموزشی مدیریت مناطق بیابانی، دانشگاه تهران.

اکرامی، محمد، شریفی، ذبیح‌الله، ملکی‌نژاد، حسین، اختصاصی، محمدرضا، (۱۳۹۰). **بررسی روند تغییرات کیفی و کمی منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان در دهۀ ۱۳۷۹- ۱۳۸۸**، نشریهٔ طلوع بهداشت، دورهٔ ۱۰، شمارهٔ ٤، ۸۲- ۹۱.

امیدوار، کمال، زارع، مجید، ابراهیمی، رضا، (۱۳۹۵). **تأثیر خشکسالی های اخیر بر منابع آب های زیرزمینی دشت یزد-اردکان**، نشریهٔ آبیاری و زهکشی ایران، جلد ۱۰، شمارهٔ ۵، ٦۲۲- ٦۳۵.

برمکی، مجید، رضایی، محسن، صابری نصر، امیر، (۱۳۹۳). **ارزیابی شاخص کیفیت آب زیرزمینی (GQI) در آبخوان لنجانات با استفاده سیستم اطلاعات جغرافیایی**، نشریهٔ زمین‌شناسی مهندسی، جلد ۸، شمارهٔ ۲، ۲۱۲۱- ۲۱۳۸.

پاسره، فیض‌الله، حسنی، امیرحسام، حسینی، نظام‌الدین، جاوید، امیرحسین، (۱۳۹۵). **بررسی تغییرات سولفات در منابع آب شرب زیرزمینی شهر یاسوج و تهیهٔ نقشهٔ کیفی آن با ابزار GIS**، نشریهٔ علوم و تکنولوژی محیط زیست، دورهٔ ۱۸، شمارهٔ ۱، ۱۷- ۲۲.

خاشعی سیوکی، عباس، شجاعی سیوکی، حسن، حمیدیان پور، محسن، (۱۳۸۸). **ارزیابی منابع آب زیرزمینی دشت درگز جهت استحصال آب شرب با استفاده از سیستم اطلاعاتی جغرافیایی**، نخستین کنفرانس سراسری آب-های زیرزمینی، بهبهان، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بهبهان.

دیندارلو، کاووس، علی پور، ولی، فرشیدفر، غلامرضا، (۱۳۸۵). **کیفیت شیمیایی آب شرب بندرعباس**، مجلهٔ پزشکی هرمزگان، سال ۱۰، شمارهٔ ۱، ۵۷- ٦۲.

شرکت آب منطقه‌ای یزد، (۱۳۹۵). **آمار و اطلاعات منابع آب زیرزمینی دشت یزد- اردکان**.

صاحب‌جلال، احسان، دهقانی، فرهاد، طباطبایی‌زاده، منیرالسادات، (۱۳۹۱). **تغییرات زمانی و مکانی پارامترهای کیفی آب‌های زیرزمینی با استفاده از روش زمین‌آماری کریجینگ؛ مطالعهٔ موردی: دشت بهادران مهریز**، مجلهٔ علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب و خاک، سال ۱۷، شمارهٔ ٦۵، ۵۱- ٦۱.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

صادقی، آزاد، (۱۳۹۲). **ارزیابی و پایش تخریب اراضی و تأثیر آن بر کیفیت و کمیت آب زیرزمینی حوضهٔ آبخیز دریاچهٔ زریبار**، زهتابیان، غلامرضا، دانشکدهٔ منابع طبیعی، گروه احیای مناطق خشک و کوهستانی، دانشگاه تهران.

فاریابی، محمد، (۱۳۹۹). **ارزیابی عوامل مؤثر بر کیفیت شیمیایی و آلودگی نیتراتهٔ منابع آب زیرزمینی؛ مطالعهٔ موردی: آبخوان دشت زیدون**، مجلهٔ مهندسی آبیاری و آب ایران، شمارهٔ ٤۰، ۱۸۸– ۲۰۷.

کرم‌زادی، مسلم، (۱۳۹۷)، **آب و توسعهٔ پایدار در آسیای مرکزی**، فصلنامهٔ آسیای مرکزی و قفقاز، شمارهٔ ۱۰۲، ۱٥٦– ۱۸٤.

ملاعلی شیرازی، سارا، شمس‌نیا، سید امیر، افشین شریفان، رضا، (۱۳۹۳). **تجزیه و تحلیل روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت ارسنجان با استفاده از آزمون ناپارامتری من-کندال**، سومین همایش کشاورزی و توسعهٔ پایدار، فرصت‌ها و چالش‌های پیش رو، دانشکدهٔ علوم کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

معاونت امور فنی، دفتر امور فنی و تدوین معیارها، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور، وزارت نیرو، (۱۳۹۱). **دستورالعمل پایش کیفیت آب‌های زیرزمینی**، نشریهٔ شمارهٔ ٦۲۰، تهران.

موسوی سردشتی، سید عبدالرضا، سلیمانی، کریم، شکریان، فاطمه، روشان، سید حسین، (۱۳۹۸). **بررسی روند تغییرات مکانی و زمانی پارامترهای کیفیت منابع آب زیرزمینی با استفاده از روش‌های زمین‌آمار؛ مطالعهٔ موردی: دشت لردگان، استان چهارمحال و بختیاری**، نشریهٔ علمی‌پژوهشی مهندسی آبیاری و آب ایران، سال ۱۰، شمارهٔ ۳۹، ۲٦۲– ۲۷٦.

وثوقی، فرناز، دین پژوه، یعقوب، اعلمی، محمدتقی، (۱۳۹۰). **تأثیر خشکسالی بر تراز آب زیرزمینی در دو دههٔ اخیر، مطالعهٔ موردی: دشت اردبیل**، نشریهٔ دانش آب و خاک، جلد ۲۱، شمارهٔ ٤، ص ۱٦٥– ۱۷۹.

ولایتی، سعدالله، (۱۳۸۱). **تأثیر اضافه‌برداشت آب از چاه‌ها در شورشدن آبخوان دشت جنگل (تربت حیدریه)**، نشریهٔ تحقیقات جغرافیایی، شمارهٔ ٦۷، ۹۱– ۱۰٥.

Alley, W.M., (1993). **Regional ground water quality**. New York: Van Nostrland Reinhold

Akinlalu, A.A., and Adegbuyiro, A., and Adiat, K.A.N., and Akeredolu, B.E., and Lateef, W.Y., (2017). **Application of multi-criteria decision analysis in prediction of groundwater resources potential: A case of Oke-Ana, Ilesa Area Southwestern, Nigeria, NRIAG**. Journal of Astronomy and Geophysics, Vol 6 (1): 184-200.

Bihrat, O., Mehmetcik, B., (2003). **The Power of Statistical Tests for Trend Detection**. Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciensces, Vol 27: 247-251.

Carroll, S., Liu., A., Dawes., L., Hargreaves, M., Goonetilleke, A., (2013). **Role of Land Use and Seasonal Factors in Water Quality Degradations**.Water Resources Management, Vol 9: 3433-3440.

Chang, H., (2008). **Spatial analysis of water quality trends in the Han River basin case study: South Korea**. Water Research, Vol 13: 3285 -3304.

Holz, G.K., (2009). **Seasonal variation in groundwater levels and quality under intensively drained and grazed pastures in the Montagu catchment, NW Tasmania**. Agricultural Water Management, Vol 96: 255-266.

Kendall, M.G., (1970). **Rank Correlation Methods**, 2nd Ed., NewYork: Hafner.

Ketata, M., (2010). **"Hydrochemical and statistical study of groundwater in Gabes-South deep**

aquifer (South-eastern Tunisis)''. Journal of Physics and Chemistry of the Earth. Vol 36 (5):187-196.

Kumar, K.S., Kumar, P.S., Babu, M.J.R., and Rao, C.H., (2010). **Assessment and mapping of ground water quality using geographical information systems**, Journal of Engineering Science and Technology, Vol 2: 6035-6046.

Kumar, S., and Merwade, V., Kam, J., and Thurner, K., (2009). **Stream flow trends in Indiana, Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains**. Journal of Hydrology, Vol 374: 171-183.

Kura, N.U., Ramli, M.F., Ibrahim, S., Azmin Sulaiman, W., Zaharin Aris, A., Idris Tanko, A., and Zaudi, M.A., (2015). **Assessment of groundwater vulnerability to anthropogenic pollution and seawater intrusion in a small tropical island using index-based methods**. Journal of Environmental Science and Pollution Research, Vol 22: 1512–1533.

Mann, H.B., (1945). **Nonparametric tests against trend**. Journal of Econometrica, Vol 13: 245-259.

Minea, I., Boicu, D., Chelariu O., (2020). **Detection of Groundwater Levels Trends Using Innovative Trend Analysis Method in Temperate Climatic Conditions**. Water, 12: 1-13.

Nyende, J., van Tonder, G., Vermeulen, D., (2013). **Application of Isotopes and Recharge Analysis in Investigating Surface Water and Groundwater in Fractured Aquifer under Influence of Climate Variability**. Journal of Earth Science Climatology Change, Vol 4: 1- 14.

Pawar. S., Panaskard, B.V., Wagh, M., (2014). **Characterization of groundwater using Water quality index of solapur industrial, (case study: Maharashta, INDIA)**. Journal of Reasearch in Engineering & Technology, Vol 2: 31-36.

Quevauviller, P., (2009). **Groundwater monitoring**. USA: Wiley-Blackwell.

Ribeiro, L., Kretschmer, N., Nascimento, J., Buxo, A., Rötting, T., Soto, G., Señoret, M., Oyarzún, J., Maturana H., and Oyarzún, R., (2015). **Evaluating piezometric trends using the Mann-Kendall test on the alluvial aquifers of the Elqui River basin, Chile**. Hydrological Sciences Journal, 60 (10): 1840-1852.

Sanches, F., (2001). **''Mapping groundwater quality variables using PCA and geostatistics: a case study of Bajo Andarax, southeastern Spain. Hydrological Sciences''**. Journal of Sciences Hydrologiques, Vol 2: 227-242.

Sarukkalige, R., (2012). **Geostatistical analysis of groundwater quality in Western Australia**. Journal of Sciences and Technology, 2: 790-794.

Satish Kumar, K., Venkata Rathnam, E., (2019). **Analysis and Prediction of Groundwater Level Trends Using Four Variations of Mann Kendall Tests and ARIMA Modelling**. J Geol Soc India 94, 281–289.

Sen, P.K., (1966). **Estimates of the regression coefficients based on Kendalls tau**, Journal of Amer, 63: 1379-1389.

Theil, H., (1950). **A rank invariant method of linear and Polynomial regression analysis**. Netherlands Akad, Wetensch. Proc, Vol 53: 1379-1412.

Wahlin, K., Grimvall, A., (2009). **Roadmap for assessing regional trends in groundwater quality**, Springer Science+Business Media B. V.

Yue, S., Wnag, C.Y., (2002). **Applicability of the pre-whiteninig to eliminatethe influence of serial correlation on the Mann- Kendall test**. Water Resources Research.Vol 38: 1060-1068.

Zakwan, M., (2021). **Trend Analysis of Groundwater Level Using Innovative Trend Analysis**. Groundwater Resources Development and Planning in the Semi-Arid Region Publisher: Springer. PP. 389-405.

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0

http://dx.doi.org/10.22108/gep.2021.127620.1404 20.1001.1.20085362.1400.32.4.3.0