

تحلیل و تفسیر تغییرات مکانی و زمانی برخی متغیرهای کیفی آب زیرزمینی (مطالعه موردی: آبخوان دشت تبریز)

سولماز بی‌دست^{۱*}، احمد فاخری فرد^۲، اکبر فرقانی^۳، محمود شهابی^۴

تاریخ دریافت:

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

^۲ استاد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

^۳ استادیار گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

^۴ دانشجوی دکتری گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: solmazbidast@yahoo.com

چکیده

به منظور حفظ کیفیت آب‌های زیرزمینی اطلاع از پراکنش مکانی و زمانی آن‌ها حائز اهمیت می‌باشد. در این تحقیق تغییرات مکانی و زمانی متغیرهای کیفی آب بر مبنای داده‌های ۴۷ چاه منتخب در دشت تبریز در طول دوره آماری ۱۰ ساله (۱۳۸۲-۱۳۹۱) تحلیل شد. به منظور تحلیل مکانی، روش‌های کریجینگ ساده (SK) و وزن دهی معکوس فاصله جهت استخراج منحنی‌های هم‌کیفیت برای کلسیم، کلر، بیکربنات، پتاسیم، منیزیم و pH در پهنه دشت بکار گرفته شدند. مطالعه پروفیل‌های سالانه مستخرج از خطوط هم‌کیفیت برای هر متغیر کیفی نشان داد که اغلب متغیرها در بخش جنوب‌غربی و شمال‌شرقی سفره تجمع پیدا کرده‌اند. با کاربرد روش وارد به‌عنوان یک روش چندمتغیره آماری جهت خوشه‌بندی توأم با روش آماره S به‌عنوان روشی جهت آزمون همگنی خوشه‌ها مناطق همگن برای pH در پهنه سفره تعیین گردید؛ و بالاخره تغییرات سالانه متغیرهای کیفی مطالعه و مشخص گردید که اغلب متغیرها به‌جز پتاسیم دارای روند افزایشی در طول دوره ۱۰ ساله آماری بوده‌اند.

واژه‌های کلیدی: آزمون آماره S، ارزیابی مقاطع، تحلیل خوشه‌ای، تغییرات مکانی و زمانی

Analyze and Interpretation of Spatial and Temporal Variations of Some Groundwater Qualitative Variables (Case Study: Tabriz Plain Aquifer)

S Bidast^{1*}, A Fakheri fard², A Forghani³, M Shahabi⁴

Received: 8 January 2014 Accepted: 26 May 2014

¹- M.Sc. Student, Dept. of Soil Sci., Faculty of Agri., Univ. of Guilan, Iran

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

²- Asistant Prof., Dept. of Soil Science, Faculty of Agri., Univ. of Guilan, Iran

²- P.hd student, Dept. of Soil Science, Faculty of Agri., Univ. of Tabriz, Iran

*Corresponding Author, Email: solmazbidast@yahoo.com

Abstract

In order to protection of water quality in the aquifers, awareness about spatial and temporal distributions of water quality has particular importance. In this study, the spatial and temporal variations of water qualitative variables were analyzed based on the data of 47 selected wells in Tabriz plain over the period of 10 years (1382-1391). For the propose of spatial analyzing, the simple Kriging (SK) as well as the inverse distance weighting methods were carried out leading to derivation of isoquality curves for calcium, chloride, bicarbonate, potassium, magnesium and pH over the aquifer for each year. The study of annual spatial profiles extracted from isoquality curves for each qualitative variable showed that the majority of variables were aggregated on South West and North East part of aquifer. Using Ward method as a multivariate statistical cluster analysis procedure together with S statistics as a homogeneity test procedure, the homogeneous regions for pH were determined over the aquifer. Finally, the annual fluctuation in the qualitative variables were investigated, and according to the results, the majority of variables (except potassium) had incremental trend during the 10 years of statistical period.

Keywords: Cluster analysis, Cross validation, S statistics test, Spatial and temporal analysis

مقدمه

درجه حرارت بوده و در تعیین آب مناسب جهت مصارف معین (شهری، کشاورزی، صنعتی) اهمیت بسزایی دارد (هنرمند ابراهیمی ۱۳۷۹). تنزل کیفیت آب‌های زیرزمینی یکی از اثرات مهم استفاده بی‌رویه از آن می‌باشد. این امر به دلیل افت سطح ایستابی و تغلیظ آب به وسیله مواد قابل حل در آن و همچنین نفوذ آلودگی‌های صنعتی و کشاورزی به سفره به وجود می‌آید که سبب خسارات هنگفت به کشاورزی، سازه‌های آبی و خاک‌هایی که از این نوع آب‌ها تغذیه می‌شوند، خواهد شد. پی بردن به تغییرات

بیشتر مناطق ایران در نواحی خشک و نیمه-خشک قرار دارند و به دلیل خشک‌سالی‌های اخیر و همچنین به دلیل کیفیت بهتر آب‌های زیرزمینی (آلودگی کمتر) برای مصارف آشامیدنی نسبت به سایر منابع آب برداشت بی‌رویه از آب‌های زیرزمینی افزایش پیدا کرده است. کیفیت آب زیرزمینی به ترکیب شیمیایی زمینی که آب در آن جریان دارد مخصوصاً به وضع زمین‌شناسی پوسته زمین مربوط است که مشخص کننده میزان مواد شیمیایی و بیولوژیکی، رسوبات و

آبخوان مورد مطالعه بود. حبیبی اربطانی و همکاران (۱۳۸۸) مدل‌سازی تغییرات مکانی ویژگی‌های آب زیرزمینی را با استفاده از روش‌های زمین‌آماری و معین انجام دادند. نتایج آنان نشان داد که روش‌های زمین‌آماری برتری شایان توجهی نسبت به روش‌های معین دارد. محمدی و همکاران (۱۳۹۰) به‌منظور تحلیل مکانی کیفیت آب‌های زیرزمینی از امکانات نرم‌افزاری زمین‌آمار ArcGIS نسخه ۹/۲ استفاده کردند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که در فصول تر سال‌های مورد مطالعه، کیفیت آب زیرزمینی کاهش یافته است. مرادی و همکاران (۱۳۹۰) دقت روش‌های زمین‌آمار کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و روش‌های معین شامل روش عکس فاصله، روش درون‌یاب موضعی و درون‌یاب عام را برای پهنه‌بندی شوری آب‌های زیرزمینی دشت شهرکرد مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آنان نشان داد روش کریجینگ معمولی به‌دلیل دارا بودن MAE و MBE پایین‌تر با کم‌ترین خطا و انحراف نسبی همراه است. قمشویون و همکاران (۱۳۹۱) تغییرات پنج ویژگی هدایت الکتریکی، کلر، غلظت املاح محلول، سدیم و سولفات آب زیرزمینی دشت سمنان در طول دوره آماری ۷۹ تا ۸۹ را مورد بررسی قرار دادند. آنان به‌منظور پهنه‌بندی ویژگی‌های کیفی آب از روش IDW، کریجینگ و کوکریجینگ استفاده کردند. نتایج نشان داد روش کوکریجینگ برای عامل‌های کیفی در مقایسه با سایر روش‌های میان‌یابی دارای دقت بالاتر می‌باشد. ایستاک و کوپر (۱۹۹۸) روش کریجینگ را در برآورد عناصر سنگین مورد استفاده قرار دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که روش یادشده بهترین برآورد کننده خطی نااریب سرب می‌باشد. دیگوستینو و همکاران (۱۹۹۸) به بررسی زمانی و مکانی غلظت نیترات در آب‌های زیرزمینی پرداختند. آن‌ها از روش‌های کوکریجینگ و کریجینگ معمولی استفاده نموده و نتایج نشان دادند که افزایش عدم قطعیت باعث افزایش میزان واریانس می‌گردد و همچنین کاربرد روش کوکریجینگ باعث کاهش عدم قطعیت در تخمین غلظت نیترات شده و کاهش هزینه نمونه‌برداری صحرایی و کارهای

مکانی و زمانی مقادیر کمی و کیفی آب زیرزمینی می‌تواند در توسعه استراتژی‌های منابع آب و تعیین موقعیت نقاط آلوده‌ساز بسیار مهم باشد. در این زمینه تحقیقات فراوانی در سطح جهان و ایران صورت گرفته است. عبدی (۱۳۸۶) با استفاده از اطلاعات فیزیکی-شیمیایی آب زیرزمینی حوضه زجانرود به پهنه‌بندی کیفی با روش kriging در محیط GIS و بر اساس طبقه‌بندی شولر و طبقه‌بندی ویلکوکس پرداخت. ایشان نتیجه گرفتند که با توجه به نقشه‌های به‌دست آمده می‌توان به راحتی وضعیت کیفی آب زیرزمینی را از لحاظ شرب و کشاورزی مورد بررسی قرار داد. زهتابیان و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی و تحلیل مکانی ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی در حوزه آبخیز گرمسار واقع در استان سمنان با استفاده از روش‌های میان‌یابی زمین‌آمار و معین با مقایسه RMSE و دیگر عامل‌های ارزیابی به این نتیجه رسیدند که روش‌های زمین‌آماری نسبت به روش‌های معین دقتی بالاتر دارند. شعبانی (۱۳۸۷) به‌منظور بررسی و تحلیل مکانی مقادیر pH و TDS آب‌های زیرزمینی دشت ارسنجان از روش‌های زمین‌آمار مانند کریجینگ معمولی (OK) و کریجینگ ساده (SK) و روش‌های معین مانند عکس فاصله (IDW)، تابع شعاعی (RBF)، تخمین‌گر موضعی (LPI) و تخمین‌گر عام (GPI) استفاده کرد. نتایج حاکی از آن بود که در بین روش‌های گوناگون میان‌یابی، روش زمین‌آماری کریجینگ ساده و معمولی نسبت به روش‌های معمول دیگر برتری داشته و به‌عنوان روش‌های مناسب جهت تهیه نقشه نهایی تغییرات pH و TDS در دشت ارسنجان انتخاب شدند. چیت‌سازان و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر خشک‌سالی بر کمیت و کیفیت منابع آب‌های زیرزمینی دشت خویس در شمال خوزستان پرداختند. آنان جهت تحلیل زمانی از هیدروگراف واحد دشت و جهت تحلیل مکانی از سامانه اطلاعات جغرافیایی و جهت بررسی کیفی منابع آب زیرزمینی از کموگراف دشت استفاده کردند. نتایج تحقیق آنان مؤید تأثیر خشک‌سالی اخیر روی نزول سطح آب زیرزمینی و پایین آمدن کیفیت

داده‌ها از توزیع نرمال و لوگ نرمال پیروی می‌کنند. همچنین نیم‌تغییر نماهای به‌دست آمده در تحقیق آنان ساختار مکانی متوسط (فقط برای منیزیم و پتاسیم) و قوی را نشان دادند. ویلیامز (۱۹۸۲)، گولر و همکاران (۲۰۰۲) از تحلیل خوشه‌ای برای رده‌بندی داده‌های هیدروشیمی استفاده کردند.

اهداف مطالعه حاضر به‌شرح زیر می‌باشند:

- ۱- مقایسه روش کریجینگ با روش وزن‌دهی معکوس فاصله در تخمین متغیرهای کیفی آب زیرزمینی و تهیه نقشه هم‌کیفیت منطقه
- ۲- بررسی تغییرات مکانی متغیرهای کیفی آب با استفاده از نقشه‌های هم‌کیفیت و پروفیل‌های مکانی
- ۳- تهیه نقشه مناطق همگن از لحاظ pH
- ۴- بررسی تغییرات زمانی متغیرها

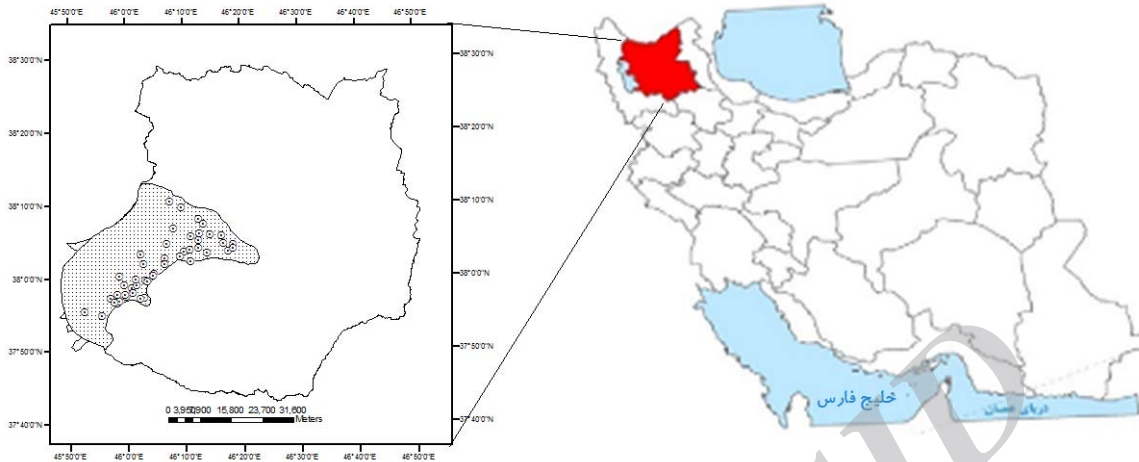
مواد و روش‌ها

موقعیت منطقه

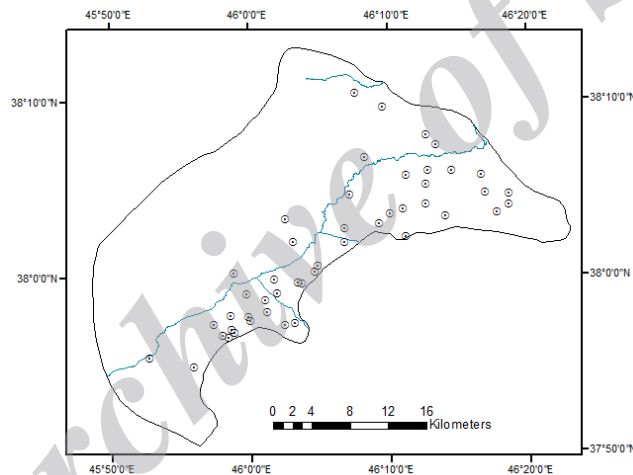
محدوده مورد مطالعه با مساحت حدود ۸۸۰ کیلومترمربع در استان آذربایجان شرقی در شمال‌غربی ایران و در حدفاصل طول‌های جغرافیایی ۴۸°، ۴۵° تا ۴۱°، ۴۶° شرقی و عرض ۵۰°، ۳۷° تا ۱۳°، ۱۳°، ۳۸° شمالی و در حوضه آبریز دریاچه ارومیه قرار گرفته است. موقعیت منطقه مورد مطالعه در شکل ۱ نشان داده شده است. اقلیم محدوده مطالعاتی تبریز در سیستم طبقه‌بندی دوماستن از نوع نیمه‌خشک و در سیستم طبقه‌بندی آمبرژه از نوع خشک سرد می‌باشد. منحنی‌های هم‌دمای منطقه نشان می‌دهد که میانگین دمای محدوده مطالعاتی تبریز معادل ۹/۵ درجه سلسیوس و برای قسمت‌های دشت و کوهستان آن نیز به‌ترتیب ۱۱/۵ و ۸/۹ درجه سلسیوس است. بارندگی سالانه دشت بر طبق آمارهای موجود از ۱۴۸/۳ میلی-متر تا ۴۱۲ میلی‌متر در سال تغییر کرده است.

در این تحقیق از داده‌های کلسیم، کلر، بیکربنات، پتاسیم، منیزیم و pH ۴۷ حلقه چاه انتخابی کیفی موجود در لایه آبدار بالایی آبخوان (شکل ۲)، مربوط به دوره آماری (۱۳۹۱-۱۳۸۲) استفاده شده است.

آزمایشگاهی را در پی دارد. ریزو و موزر (۲۰۰۰) زمین‌آمار را برای تحلیل کیفیت آب‌های زیرزمینی مورد استفاده قرار دادند. در این رابطه آن‌ها شاخص‌های کیفیت شامل کلر، سولفات، سدیم، کلسیم و شوری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این محققان نشان داد که روش کوکریجینگ دارای دقت مناسبی در برآورد کیفیت آب‌های زیرزمینی می‌باشد. احمد و همکاران (۲۰۰۲) کاربرد روش کریجینگ را در تخمین وابستگی مکانی پارامترهای کیفیت آب مثل TDS به‌کار برد و نتیجه گرفت که کریجینگ قابلیت بالایی برای این هدف دارد. کانل و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی تغییرات زمانی- مکانی و فاکتورهای مؤثر در مدیریت آب‌های زیرزمینی در دره کاتماندونپال دریافتند که آلودگی مناطق روستایی کمتر از مناطق شهری است. همچنین آن‌ها گزارش کردند که غلظت فسفر کل در آب‌های زیرزمینی مناطق روستایی بیشتر از آب‌های سطحی است. دمیر و همکاران (۲۰۰۹) تغییرات مکانی عمق و شوری آب زیرزمینی مناطق کشاورزی در شمال ترکیه را بررسی کردند. آنان در این تحقیق از داده‌های ماهانه یک سال (۲۰۰۳-۲۰۰۴) در ۶۰ چاه مشاهداتی استفاده کردند. نتایج تحقیق آنان حاکی از این بود که قسمت شرقی محدوده مورد مطالعه که دارای زهکشی ضعیفی است، دارای بیشترین خطر برای شوری می‌باشد. اویان و چای (۲۰۱۰) از روش کریجینگ برای تخمین غلظت نیترات آب زیرزمینی استفاده کردند و با استفاده از نقشه توزیع مکانی توانستند بالاترین و پایین‌ترین غلظت نیترات را مکان‌یابی کنند. اشرف و همکاران (۲۰۱۱) کیفیت شیمیایی آب چاه‌های منطقه دامغان را مورد مطالعه قرار دادند و با استفاده از طبقه‌بندی فائو در محیط GIS، نقشه‌های پهنه‌بندی شوری، نفوذپذیری و سمیت یون‌های خاص را ترسیم کردند و نتیجه گرفتند که بالغ بر ۹۸ درصد منطقه مورد مطالعه هیچ محدودیتی از نظر نفوذپذیری ندارد. چن و فنگ (۲۰۱۳) تغییرات مکانی و زمانی کیفیت و تراز آب زیرزمینی منطقه مینکین واقع در شمال چین را با استفاده از تکنیک‌های زمین‌آماري بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که همه



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه در ایران.



شکل ۲- موقعیت جغرافیایی چاه‌های انتخابی.

دارند.

$Z(x)$ مقدار متغیر در نقطه x

$Z(x+h)$ مقدار متغیر در نقطه $(x+h)$

در گام بعدی متغیرهای منحنی نظری به تغییرنمای تجربی تناسب داده می‌شوند. روش اجرایی چنین روشی محاسبه کمینه مجموع مربع انحرافات یا بیشینه ضرایب تعیین و محاسبه بیشینه احتمال می‌باشد (پارادو و دود ۱۹۹۸). در این تحقیق از نرم‌افزار GS+ (version 5.1) برای رسم تغییرنماها استفاده گردید. مدلی که دارای کمترین مجموع مربعات باقیمانده (RSS)

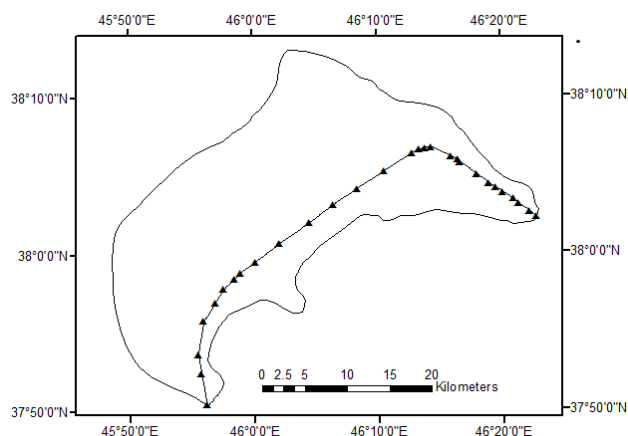
محاسبه تغییرنمای تجربی اولین گام در واکاوی تنوع مکانی متغیرهاست. نیم‌تغیرنما در واقع نصف میانگین مربع اختلاف مقادیر نمونه‌هایی است که به فاصله مشخص (h) از یکدیگر قرار دارند و از رابطه ۱ محاسبه می‌شود (محمدی ۱۳۸۵):

$$\gamma = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [z(x+h) - z(x)]^2 \quad [1]$$

γ مقدار نیم‌تغیرنما برای جفت نقاطی است که به فاصله h از هم قرار دارند.

$n(h)$ تعداد زوج نقاطی است که به فاصله h از هم قرار

ساده و وزن‌دهی معکوس فاصله استفاده شد و نقشه‌های پراکنش مکانی مشخصه‌ها در محیط GIS تهیه گردید. همچنین برای تحلیل مکانی و زمانی، پروفیل مکانی متغیرها در راستای ویژه‌ای که هم در برگیرنده راستای رودخانه منطقه به‌عنوان زهکش آلودگی‌های احتمالی و هم در برگیرنده راستای عمومی حوضه که بیشترین تجمع چاه‌ها را دارا می‌باشد (شکل ۳) تهیه گردید.



شکل ۳- موقعیت راستای عمومی جهت تحلیل زمانی و مکانی متغیرهای کیفی حوضه.

یک روش طبقه‌بندی مناسب برای تقسیم‌بندی نمونه‌های شیمی آب به گروه‌های مشابه ابزاری کارآمد برای توصیف سیستم‌های هیدروژئولوژیکی است. هدف اصلی در تحلیل خوشه‌ای جستجوی دسته‌های طبیعی متغیرهاست. در حقیقت با استفاده از تحلیل خوشه‌ای می‌توان تقسیم‌بندی ذاتی بین نمونه‌ها یا متغیرها را شناسایی نمود (گولر و همکاران ۲۰۰۲). فرضیات روش تحلیل خوشه‌ای شامل واریانس همسانی و توزیع نرمال متغیرها است (آلتر ۱۹۷۹). خوشه‌بندی متراکم سلسله مراتبی، رایج‌ترین روش تحلیل خوشه‌ای است که ارتباطات همسان ذاتی را بین هرکدام از نمونه‌ها و نیز همه داده‌ها فراهم می‌کند و معمولاً با یک نمودار درختی نشان داده می‌شود. بدین منظور داده‌های pH ۴۵ حلقه چاه انتخابی کیفی از سال ۸۲ تا ۹۱ وارد محیط SPSS گردید. برای تقسیم‌بندی داده‌ها به گروه‌های مشخص از فاصله اقلیدسی به‌عنوان سنجش تشابه نمونه‌ها با

و بیشترین ضریب تبیین R^2 بود، از میان مدل‌های کروی، نمایی، خطی و گوسی بر تغییرنمای تجربی برازش داده شد. شعبانی (۱۳۸۷) نیز با این روش بهترین مدل برازش داده شده به تغییرنمای تجربی را تعیین کرد.

کریجینگ

کریجینگ تخمین‌گری نااریب، با کمترین مقدار واریانس تخمین است. شرط نااریب بودن در سایر روش‌های تخمین، نظیر روش چند ضلعی، معکوس فاصله نیز اعمال می‌شود ولی ویژگی کریجینگ در آن است که در عین نااریب بودن، واریانس تخمین نیز کمینه می‌باشد. این نشان‌گر آن است که از اطلاعات موجود به بهترین نحو استفاده شده است.

$$z^*(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad [2]$$

$z^*(x)$ مقدار تخمین‌زده شده متغیر z در هر نقطه‌ای به مختصات x

$z(x_i)$ مقدار مشاهده شده متغیر z در نقطه‌ای به مختصات x_i

λ_i وزن یا اهمیت نسبت داده شده به متغیر z در نقطه x_i
 n_i تعداد مشاهدات

وزن‌دهی معکوس فاصله

روش IDW مبنی روش میان‌یابی است که بر اصل فاصله معکوس استوار است. در این روش فاصله هر نقطه یا پیکسل با پیکسل مجاور سنجیده شده و سپس برحسب مقدار فاصله به آن سلول، ارزش یا ضریب وزنی داده می‌شود و در نهایت ارزش سلول مرکزی ماتریس با جمع ارزش‌های نقاط همسایه و میانگین وزنی آن‌ها به دست می‌آید که فرمول این روش به صورت رابطه ۳ است (انصافی مقدم و رفیعی امام ۱۳۸۸).

$$X = \frac{\sum_{i=1}^n (Z_i/D_i)}{\sum_{i=1}^n (1/D_i)} \quad [3]$$

X ارزش برآورد شده از روش میان‌یابی

Z_i ارزش نقاط موجود (نقاط یا پیکسل‌های موجود)

D_i فاصله بین نقطه X و هر نقطه موجود

برای پهنه‌بندی متغیرها از روش‌های میان‌یابی کریجینگ

دهند. جک نایف واریانس منطقه‌ای V (خوشه‌ای) که از N سایت ناشی می‌شود به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$V = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N n_j V_j \quad [6]$$

در نتیجه واریانس نمونه‌ای (واریانس نمونه‌گیری) سایت Z_j در منطقه یا خوشه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$U_j = \frac{V}{n_j} \quad [7]$$

با حصول واریانس نمونه‌ای برای هر سایت یعنی Z_j میانگین منطقه‌ای توزین شده CV_j ها به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CV(.) = \frac{\sum_{j=1}^N CV_j / U_j}{\sum_{j=1}^N 1 / U_j} \quad [8]$$

با به دست آمدن $CV(.)$ آماره S statistics که بیان‌گر واریانس کل CV ها در خوشه یا منطقه‌ای با N سایت می‌باشد به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S = \sum_{j=1}^N \frac{(CV_j - CV(.))^2}{U_j} \quad [9]$$

آماره S از توزیع χ^2 پیروی می‌کند و آزمون مقادیر آن در سطوح اعتماد مختلف کیفیت هموزنی منطقه را تعیین خواهد کرد به طوری که:

اگر $S \leq S_{5\%}$ خوشه یا منطقه کلاً هموزن محسوب می‌شود ($S_{5\%}$ مقدار جدول χ^2 را در سطح اعتماد ۹۵٪ نشان می‌دهد).

اگر $S_{5\%} < S \leq S_{1\%}$ باشد خوشه یا منطقه دارای هموزنی ملایم می‌باشد ($S_{1\%}$ مقدار جدول χ^2 را در سطح اعتماد ۹۹٪ نشان می‌دهد).

اگر $S > S_{1\%}$ باشد ناحیه یا خوشه کاملاً هتروژن خواهد بود.

درجه آزادی آزمون، $N-1$ بوده که N تعداد سایت در خوشه یا منطقه می‌باشد.

برای بررسی تغییرات زمانی مشخصه‌ها از روش تیسن استفاده شد. در این تحقیق برای تبدیل داده‌های نقطه‌ای به داده‌های ناحیه‌ای از امکانات نرم-افزار Arc GIS نسخه ۹/۳ استفاده گردید. بعد از به دست

یکدیگر و برای انتخاب روش اتصال بین خوشه‌ها نیز روش وارد (Ward) بکار برده شده است (رحیمی و همکاران ۱۳۸۴). برای آزمون منطقه از لحاظ همگنی یا غیر همگنی روش S statistics بکار گرفته شد (ویلتشایر ۱۹۸۶).

آزمون S-statistics

ویلتشایر (۱۹۸۶) آزمون S-statistics را بر مبنای

سه پارامتر آماری زیر بنا نهاد:

(۱) CV منطقه‌ای (میانگین گروهی یا خوشه‌ای)

(۲) CV های ایستگاهی

(۳) واریانس جک نایف ضرایب تغییرات ایستگاهی

چنانچه n_j طول دوره آماری سایت Z_j و CV_j

ضریب تغییرات آن سایت باشد در این صورت واریانس

جک نایف CV_j یعنی V_j که عبارت است از واریانس n_j

عدد CV که هر کدام با حذف یک داده از سری داده‌های

سایت ز حاصل شده باشد، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$V_j = (n_j - 1) \sum_{i=1}^{n_j} \frac{\left[CV_{nj-1}^i - \left(\sum_{i=1}^{n_j} CV_{nj-1}^i \right) / n_j \right]^2}{n_j} \quad [4]$$

و یا می‌توان نوشت:

$$V_j = (n_j - 1) \sum_{i=1}^{n_j} \frac{(CV_{nj-1}^i - \overline{CV}_{nj-1})^2}{n_j} \quad [5]$$

CV_{nj-1}^i ضریب تغییرات سایت Z_j با حذف داده

نام از آن سایت می‌باشد. جهت توضیح بیشتر واریانس

jack-knife فرض می‌کنیم Z_j سایت خوشه یا منطقه

دارای داده‌های سیلاب Q_1, Q_2, \dots, Q_{n_j} با توابع یکنواخت

بوده و CV_j ضریب تغییرات این سری باشد CV_{nj-1}^i

بیان‌گر CV محاسبه شده از تعداد (n_j-1) داده سیلابی

فوق یعنی $Q_{n_j}, \dots, Q_{i+1}, Q_i, \dots, Q_2$ و Q_1 که در آن حذف

شده است می‌باشد. لذا برای سایت Z_j تعداد n_j عدد

CV_{nj-1}^i حاصل می‌شود که از حذف هر کدام از داده‌ها

حاصل می‌شود. واریانس جک نایف در واقع واریانس

این CV ها خواهد بود که روابط ۴ و ۵ آن را نشان می‌-

آوردن مقدار متوسط ناحیه‌ای برای هر سال، منحنی تغییرات مقدار متوسط ناحیه‌ای نسبت به زمان (سال) در محیط اکسل رسم گردید.

نتایج و بحث

در جدول ۱ آماره‌های مهم متغیرهای کیفی در چاه‌های انتخابی در پهنه حوضه برای سال ۹۱ (به‌عنوان تاریخ خاتمه دوره آماری موجود) ارائه شده است. نتایج آزمون نرمال بودن توزیع داده‌ها با روش کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد، تمامی متغیرها به‌جز پتاسیم و منیزیم در سطح عدم اعتماد ۱٪ غیرنرمال بودند. چولگی تمامی متغیرها مثبت بوده که نشان‌دهنده تمایل آن‌ها به مقادیر بزرگ‌تر است. برای نرمال‌سازی تمامی مشخصه‌ها تبدیل لگاریتمی صورت گرفت. پس از تبدیل لگاریتمی، چولگی و کشیدگی داده‌های این متغیرها، غیرمعنی‌دار شدند. جدول ۲ خلاصه آماری متغیرها را بعد از تبدیل نشان می‌دهد.

نتایج ارزیابی روند متغیرهای مطالعه شده در شکل ۴ نشان داده شده است. برای تمامی متغیرها روندی در جهت شمال-جنوب و غرب-شرق وجود دارد. متغیر کلسیم به‌طرف شمال به‌صورت خطی کاهش می‌یابد. همچنین به‌طرف شرق ابتدا افزایش می‌یابد، سپس به‌صورت نمایی کاهش می‌یابد. متغیر کلر به‌طرف شمال کاهش می‌یابد تا به مرکز برسد از آن نقطه به بعد افزایش می‌یابد و به‌طرف شرق به‌صورت نمایی روند کاهشی نشان می‌دهد. بیکربنات به‌طرف شرق و شمال افزایش می‌یابد. پتاسیم به‌طرف شمال به‌صورت خطی و به‌طرف شرق به‌صورت نمایی افزایش نشان می‌دهد. منیزیم هم مانند کلر به‌طرف شمال کاهش سپس افزایش می‌یابد. همچنین به‌طرف شرق آبخوان ابتدا افزایش سپس به‌صورت نمایی کاهش می‌یابد. pH به‌طرف شمال و شرق به‌صورت خطی افزایش می‌یابد.

جدول ۱- خلاصه آماری متغیرها قبل از تبدیل.

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
کلسیم (meqL ⁻¹)	۱۶/۲۱	۲/۴۴	۶۱/۲۰	۱۳/۳۰	۱/۷۳	۳/۰۶
کلر (meqL ⁻¹)	۳۰/۶۷	۴/۲۰	۸۲/۵۰	۲۲/۵۸	۰/۶۱	-۰/۸۲
بیکربنات (meqL ⁻¹)	۵/۳۸	۲/۹۵	۱۰	۱/۶۱	۰/۶۹	۰/۳۳
پتاسیم (meqL ⁻¹)	۰/۳۵	۰/۱۷	۰/۶۳	۰/۱۰	۰/۳۳	-۰/۰۴
منیزیم (meqL ⁻¹)	۸/۷۳	۲/۷۲	۱۶/۴	۳/۹۰	۰/۴۱	-۰/۷۷
pH	۷/۸۱	۷/۴۰	۸/۷۰	۰/۲۹	۱/۱۴	۱/۱۸

جدول ۲- خلاصه آماری متغیرها بعد از تبدیل.

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
لگاریتم کلسیم	۱/۰۸	۰/۳۸	۱/۷۸	۰/۳۳	۰/۰۰۳	-۰/۲۹
لگاریتم کلر	۱/۳۴	۰/۶۲	۱/۹۱	۰/۳۸	-۰/۲۸	-۱/۱۵
لگاریتم بیکربنات	۰/۷۱	۰/۴۶	۱	۰/۱۲	۰/۰۶	-۰/۶۷
لگاریتم pH	۰/۹	۱	۱	-۰/۰۱	-۰/۲۴۳	-۰/۲۶۲

در این مطالعه بهترین مدل‌های برازش داده‌شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی برای متغیرهای کلر، بیکربنات، پتاسیم، pH و منیزیم مدل گوسی، برای کلسیم مدل کروی بودند. بهترین مدل برازش داده شده همراه با پارامترهای حاصل از تجزیه زمین‌آماري در جدول ۳

تنظیم شده است.

نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه را می‌توان به‌منظور ارزیابی ساختار مکانی داده‌ها و همچنین تعیین وابستگی تغییرات ویژگی‌های موردنظر به فاکتورهای ذاتی و یا مدیریتی استفاده نمود. وقتی این نسبت

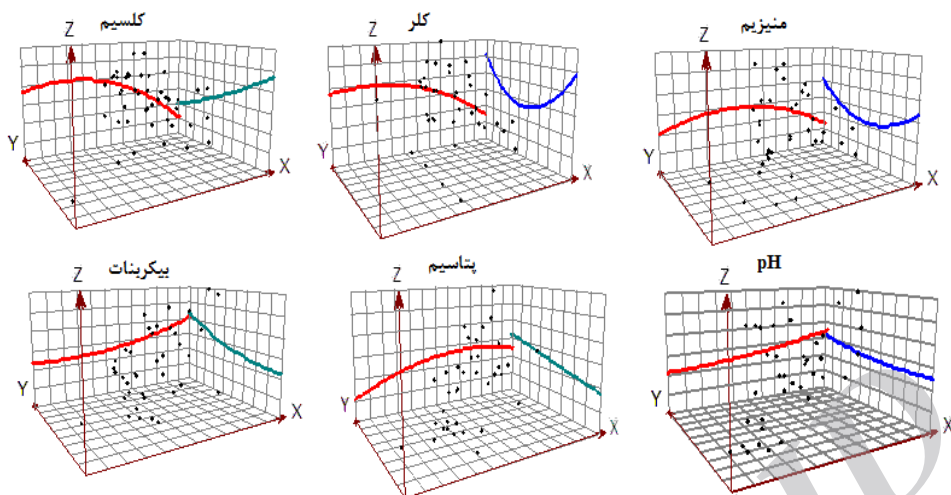
نمکی مشخصه کلروره، افزایش می‌یابد که این مسئله دلیلی بر شباهت روند تغییرات این دو مشخصه است. بیشینه مقدار کلر مربوط به فاصله ۱۵ کیلومتر از راستای عمومی منطقه می‌باشد که حدوداً ۴۵ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. در سال ۹۱ این مقدار به ۵۵ میلی‌اکی‌والان برلیتر هم رسیده است. احتمالاً آبشویی خاک‌های شور این منطقه باعث افزایش کلر شده است. غلظت زیاد کلر در آب زیرزمینی به لحاظ رشد گیاه سمی خواهد بود (علیزاده ۱۳۸۲). کمترین مقدار آن مربوط به انتهای خط کشیده شده در طول آبخوان می‌باشد که این مقدار حدوداً ۷ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. با توجه به نقشه‌های پهنه‌بندی و پروفیل مکانی بیکربنات، تغییرات این مشخصه در سطح آبخوان ناچیز است. مقدار این متغیر در سال ۸۷ افت شدیدی نشان می‌دهد. احتمالاً افزایش ناگهانی pH دلیل این افت است. در فاصله ۴۰ کیلومتری راستای عمومی حوضه، مقدار بیکربنات به بیش‌ترین مقدار می‌رسد. احتمالاً انحلال کانی‌های کربناته و تبدیل به بیکربنات باعث این افزایش شده است. در مناطقی که مقدار بیکربنات افزایش می‌یابد احتمالاً آب حاوی دی‌اکسید کربن در موقع حرکت، کانی‌های کربناته را حل نموده و همان‌گونه که از میان خلل و فرج خاک و سنگ‌ها عبور می‌کند تبدیل به بیکربنات می‌نماید.

پروفیل مکانی پتاسیم نشان می‌دهد، بیش‌ترین مقدار این متغیر مربوط به فاصله ۴۵ کیلومتری راستای عمومی حوضه می‌باشد. میانگین مقدار پتاسیم مربوط به این نقطه در ۱۰ سال حدود ۰/۴ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. بیش‌ترین مقدار مربوط به سال ۸۴ است که حدود ۰/۴۷ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. احتمالاً در این مناطق از کودهای پتاسیم‌دار بیش‌تر استفاده می‌شود. به احتمال دیگر انحلال کلرور و نیترات پتاسیم در این ناحیه بیش‌تر است. نکته دیگری که می‌توان از پروفیل مکانی استنباط کرد، کاهش مقدار پتاسیم آب از سال ۸۲ تا سال ۹۱ می‌باشد. به طوری که کمترین مقادیر مربوط به سال ۹۱ است. مقدار پتاسیم در همین سال در فاصله ۳۰ کیلومتری خط پروفیل به حدود ۰/۲۱ میلی‌اکی‌والان برلیتر تنزل پیدا کرده است.

بزرگ‌تر از ۰/۷۵ باشد یعنی متغیر موردنظر دارای ساختار مکانی ضعیف و وابسته به فاکتور مدیریتی می‌باشد. اگر همان نسبت بین ۰/۷۵-۰/۲۵ باشد، متغیر موردنظر دارای ساختار مکانی متوسطی بوده که می‌تواند به هر دو فاکتور ذاتی و مدیریتی وابسته باشد و همچنین اینکه اگر این نسبت کوچک‌تر از ۰/۲۵ باشد، بیان‌گر قوی بودن ساختار مکانی و وابستگی شدید تغییرات مکانی به فاکتور ذاتی می‌باشد (گؤوارتز ۱۹۹۷). نتایج واریوگرافی نشان می‌دهد pH نسبت به متغیرهای دیگر ساختار مکانی قوی‌تری داشته است و تخمین زمین‌آماری آن از دقت بالاتری برخوردار بوده و وابسته به عامل ذاتی می‌باشند یعنی عامل مدیریتی دخالت‌چندانی در این تغییرات نداشته است. نتایج ارزیابی مقاطع روش‌های کریجینگ ساده و وزن‌دهی معکوس فاصله در جدول ۴ آورده شده است. برای همه متغیرهای کیفی آب زیرزمینی روش کریجینگ ساده برای هر دو سال هم از صحت بیش‌تری برخوردار است. همچنین مقادیر MBE نشان داد هر دو روش میان‌یابی هم دارای حالت کم‌برآوردی می‌باشند. نقشه‌ها و پروفیل‌های مکانی متغیرها در شکل‌های ۵، ۶ و ۷ آورده شده است.

با توجه به پروفیل مکانی و نقشه‌های پراکنش کلسیم، بیش‌ترین مقدار این متغیر در فاصله ۱۰ تا ۲۰ کیلومتری راستای عمومی حوضه دیده می‌شود. میانگین مقدار کلسیم در این ناحیه در طول ۱۰ سال حدود ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر است. بیش‌ترین مقدار مربوط به سال ۹۱ می‌باشد که حدود ۴۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر است که نسبت به سال‌های قبلی تغییرات شدیدی نشان می‌دهد. در نقاطی که این متغیر کیفی بیشینه مقدار خود را نشان می‌دهد احتمالاً از کودهای حاوی کلسیم بیش‌تر استفاده می‌شود.

به احتمال دیگر در این نقاط حلالیت کربنات و سولفات کلسیم افزایش می‌یابد در نتیجه آزادسازی یون کلسیم به آب هم بیش‌تر می‌شود. کلر در جنوب‌غربی و شمال‌شرقی آبخوان بیش‌ترین مقدار را دارد. پروفیل مکانی کلر نشان می‌دهد تغییرات این متغیر با تغییرات کلسیم آب شباهت زیادی دارد. میزان کلسیم در آب‌های



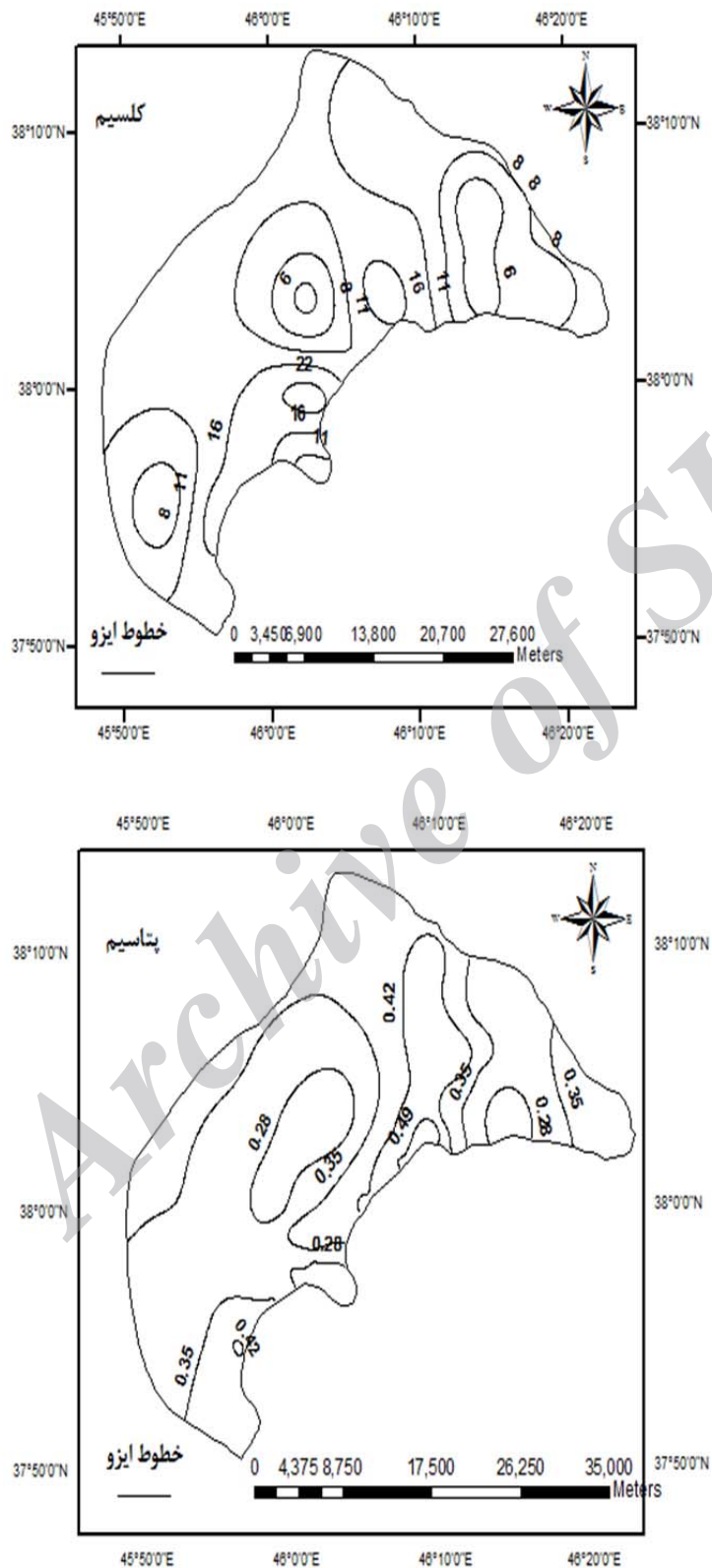
شکل ۴- روند متغیرها در دو محور X و Y.

جدول ۳- پارامترهای حاصل از برازش مدل‌های زمین‌آماری.

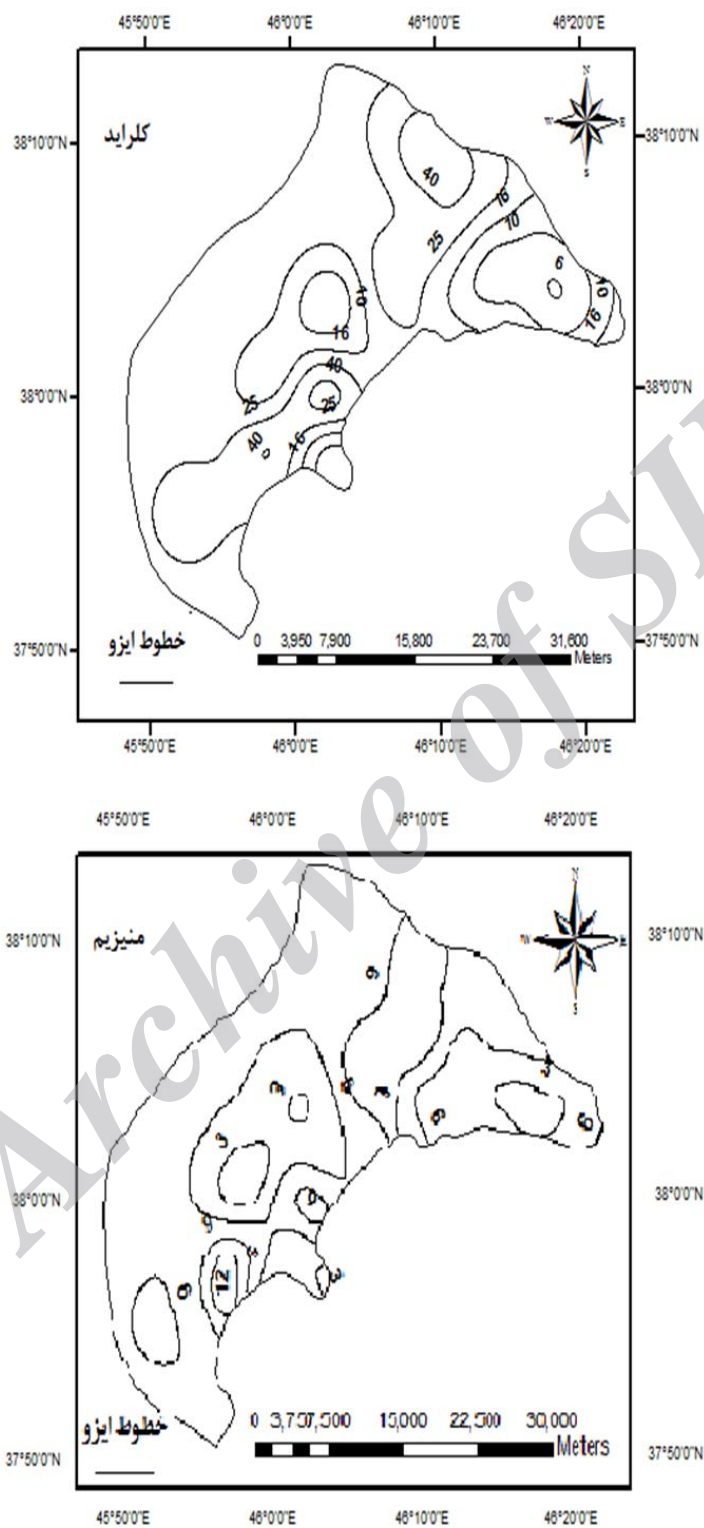
RSS	R ²	نسبت اثر قطعه‌ای به سقف	دامنه تأثیر (m)	سقف	اثر قطعه‌ای	بهترین مدل برازش داده شده	متغیرها
$3/53 \times 10^{-3}$	۰/۹۳۰	۴۹/۱۸	۱۱۶۱۰	۰/۵۴۹	۰/۲۷۰	کروی	کلسیم
۰/۰۲۳۶	۰/۷۵۹	۱۶/۸۲۰	۳۰۳۸۰	۳/۰۲۰	۰/۵۰۸	گوسی	کلر
$1/75 \times 10^{-4}$	۰/۹۶۰	۱۵/۰۴۰	۱۵۹۰۸	۰/۴۳۲	۰/۰۶۵	گوسی	بیکربنات
$4/22 \times 10^{-7}$	۰/۹۹۰	۷/۳۴	۳۴۲۹	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۰۷۲	گوسی	پتاسیم
۶۱/۶	۰/۶۴۱	۳۷/۶۹۰	۵۹۵۸	۱۸/۷۳	۷/۰۶۰	گوسی	منیزیم
$4/82 \times 10^{-10}$	۰/۹۵۴	۰	۲۰۷۸	۰/۰۰۰۱۵	۰	گوسی	pH

جدول ۴- مقایسه دقت روش‌های میان‌یابی.

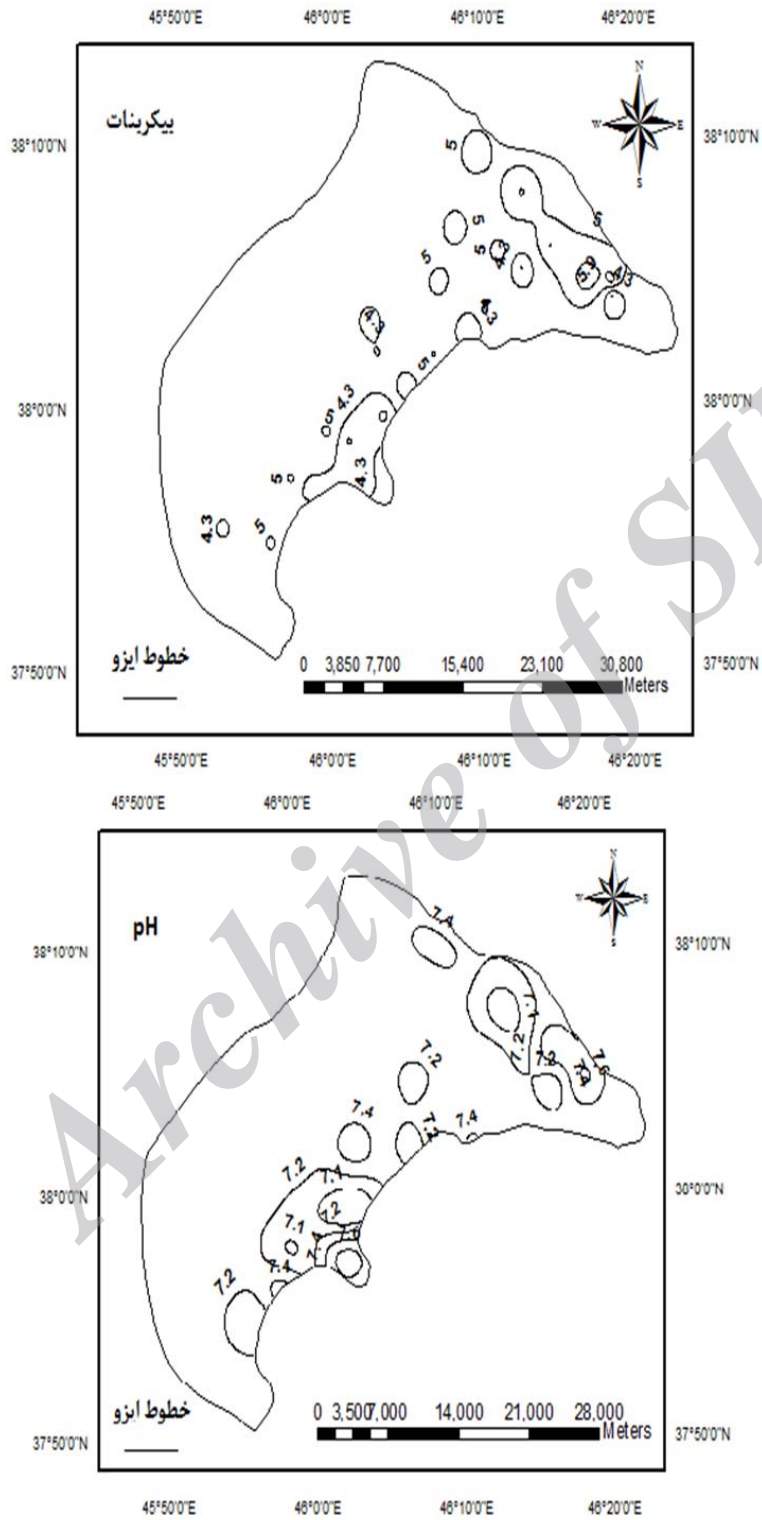
RMSE (meqL^{-1})	MBE (meqL^{-1})	MAE (meqL^{-1})	روش میان‌یابی	متغیر
۱۲/۲۰۹	-۲/۳۰۱	۸/۴۱۸	IDW	کلسیم
۱۱/۱۹۱	-۲/۴۰۴	۷/۶۷۶	کریجینگ ساده	
۲۲/۲۹۴	-۷/۳۲۹	۱۷/۱۰۵	IDW	کلر
۱۸/۱۰۲	-۵/۶۰۵	۱۴/۰۴۵	کریجینگ ساده	
۱/۶۸۴	-۰/۱۶۲	۱/۳۲۳	IDW	بیکربنات
۱/۶۷۹	-۰/۲۸۷	۱/۳۵۶	کریجینگ ساده	
۰/۰۷۸	-۰/۰۰۳	۰/۰۶۶	IDW	پتاسیم
۰/۰۶۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۴۹	کریجینگ ساده	
۳/۵۶۱	-۰/۳۰۸	۲/۹۴۰	IDW	منیزیم
۳/۳۰۷	-۰/۱۸۴	۲/۶۲۲	کریجینگ ساده	
۰/۲۸۳	-۰/۰۲۲	۰/۲۲۱	IDW	pH
۰/۲۸۳	-۰/۰۱۶	۰/۲۱۹	کریجینگ ساده	



شکل ۵- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۸۲.



ادامه شکل ۵- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۸۲



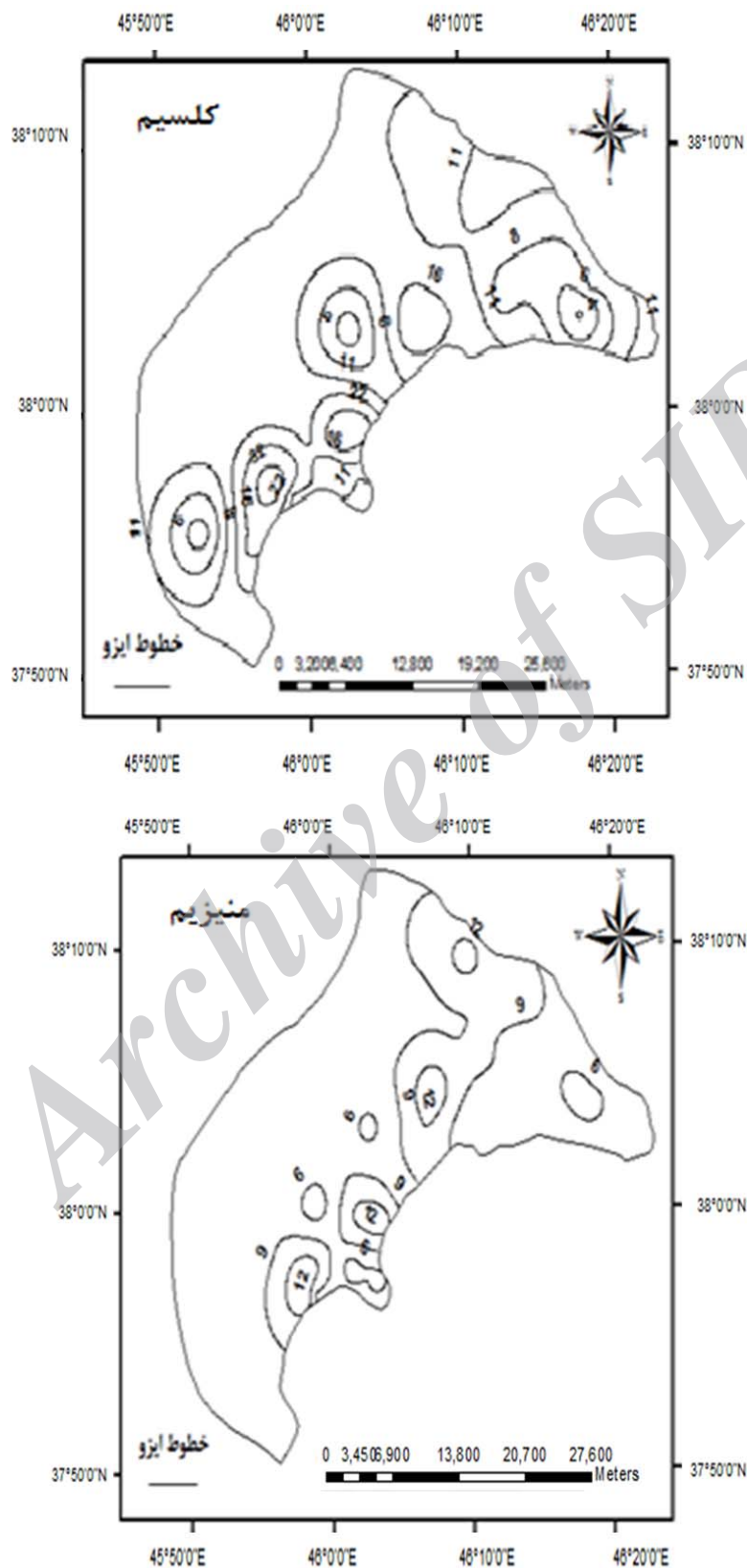
ادامه شکل ۵- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۸۲

متغیرهای شیمیایی شده است. برداشت بی‌رویه از آب زیرزمینی در این محل باعث افزایش تجمع آلاینده‌ها نیز می‌شود و استفاده از این آب برای کشاورزی باعث آلوده شدن خاک‌های این منطقه نیز می‌گردد. روند تغییرات کلر، کلسیم و منیزیم در سطح حوضه مشابه هم است. بنابراین نتیجه می‌گیریم تغییرات هرکدام از این متغیرها روی همدیگر اثر می‌گذارد. تغییرات pH و بیکربنات در سطح منطقه تقریباً ثابت است. غلظت متغیرها در انتهای خط کشیده شده در سطح حوضه کم است و این منطقه کیفیت بهتری نسبت به سایر مناطق حوضه دارا می‌باشد. احتمالاً آبخوان در این محل تغذیه می‌شود و تراز آب در این نقاط بالا است که باعث کیفیت بهتر آب زیرزمینی شده است.

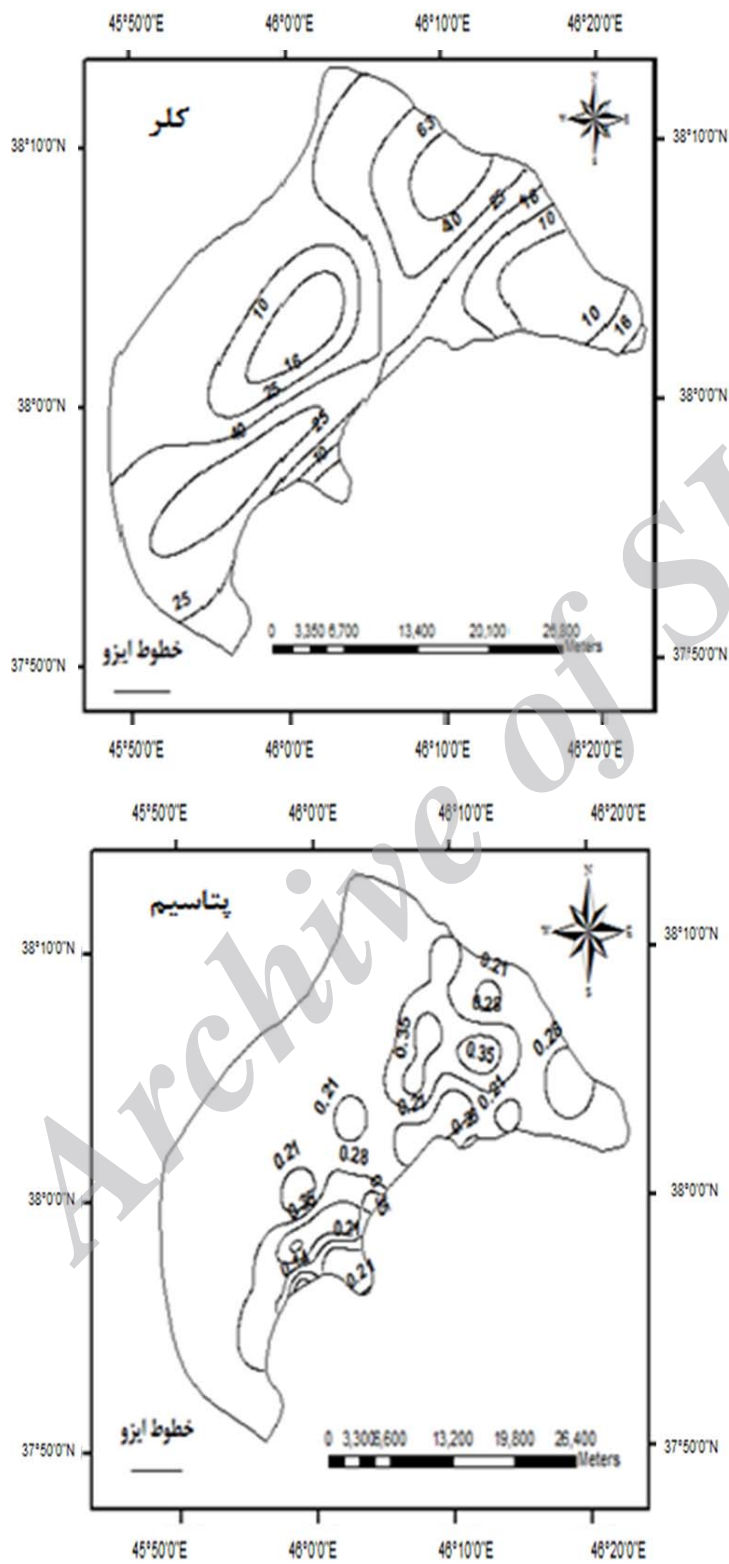
شکل ۹ نمودار شاخه درختی داده‌های pH محدوده مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار، داده‌های pH از لحاظ سری‌های زمانی به دو خوشه کلی تقسیم‌بندی شده‌اند. وجه تسمیه تفکیک دو گروه، اختلاف واریانس معنی‌دار است که با آزمون F که توسط نرم‌افزار MINITAB انجام شد قابل‌اثبات است. گروه اول شامل ۱۹ چاه و گروه دوم شامل ۲۶ چاه می‌باشد. شماره چاه‌ها در زیر خوشه‌ها نوشته شده است. با توجه به اینکه چاه‌های شماره ۲، ۶، ۲۲ و ۲۳ از گروه دوم به صورت نقاط پراکنده در بین چاه‌های سایت‌های گروه اول در نظر گرفتیم. چنین وضعیتی برای چاه شماره ۳۲ از گروه اول نیز وجود داشت بنابراین این سایت به سایت‌های گروه دوم اضافه گردید سپس آزمون همگنی گروه‌ها توسط آزمون S statistics انجام شد. با توجه به جدول ۵ که نتایج آزمون موردنظر را نشان می‌دهد مقدار S(hst) برای هر دو گروه از مقادیر جدول $(L.O.S)^2$ در سطح اعتماد ۹۵٪ و ۹۹٪ کم‌تر می‌باشد و منطقه کاملاً هموزن محسوب می‌گردد. بدین ترتیب نقشه مناطق همگن ترسیم گردید که منطقه اول (سبزرنگ) دربرگیرنده ۲۹ چاه و منطقه دوم (آبی‌رنگ) هم دربرگیرنده ۱۶ چاه می‌باشد.

با توجه به نقشه‌های پراکنش و پروفیل مکانی، منیزیم در سطح منطقه تغییرات سریعی نشان می‌دهد. بیش‌ترین میانگین منیزیم در طول ۱۰ سال در فاصله ۱۵ کیلومتری راستا و کمترین آن در انتهای راستا می‌باشد که به ترتیب برابر ۱۳ و ۶ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. بیش‌ترین مقدار منیزیم در طول این ۱۰ سال مربوط به سال ۸۳ و در فاصله ۴۰ کیلومتر از نقطه شروع خط پروفیل می‌باشد که حدود ۱۷ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. کمترین مقدار آن مربوط به سال ۸۲ و در فاصله ۲۵ کیلومتری می‌باشد. با توجه به اظهارات قبلی مقدار منیزیم آب از سال ۸۲ به سال ۸۳ افزایش شدیدی نشان می‌دهد. pH در سطح منطقه تغییرات شدیدی نشان نمی‌دهد. هم‌چنین روند تغییرات آن در هر سال متفاوت می‌باشد. تغییرات در سال ۸۲ و ۸۳ بیش‌تر است، بعد از سال ۸۳ تقریباً محیط یکنواخت‌تر می‌شود. نقشه‌های پراکنش و پروفیل مکانی به وضوح نشان می‌دهد مقدار این متغیر به طرف شرق آبخوان افزایش می‌یابد. میانگین مقدار pH مربوط به ۱۰ سال در انتهای خط کشیده شده در سطح آبخوان ۷/۶ می‌باشد. بیش‌ترین مقدار pH در این نقطه مربوط به سال ۸۷ است که به ۸/۲ نیز رسیده است. کمترین مقدار هم مربوط به سال ۸۶ است که حدود ۷ می‌باشد. بنابراین نتیجه می‌گیریم مقدار این متغیر از سال ۸۶ تا سال ۸۷ به شدت افزایش یافته است. از فاصله ۳۵ کیلومتری تا انتهای حوضه هم pH افزایش می‌یابد تا به بیشینه مقدار خود برسد. احتمالاً استفاده از کودهایی که باعث افزایش pH می‌شوند در این مناطق بیش‌تر است.

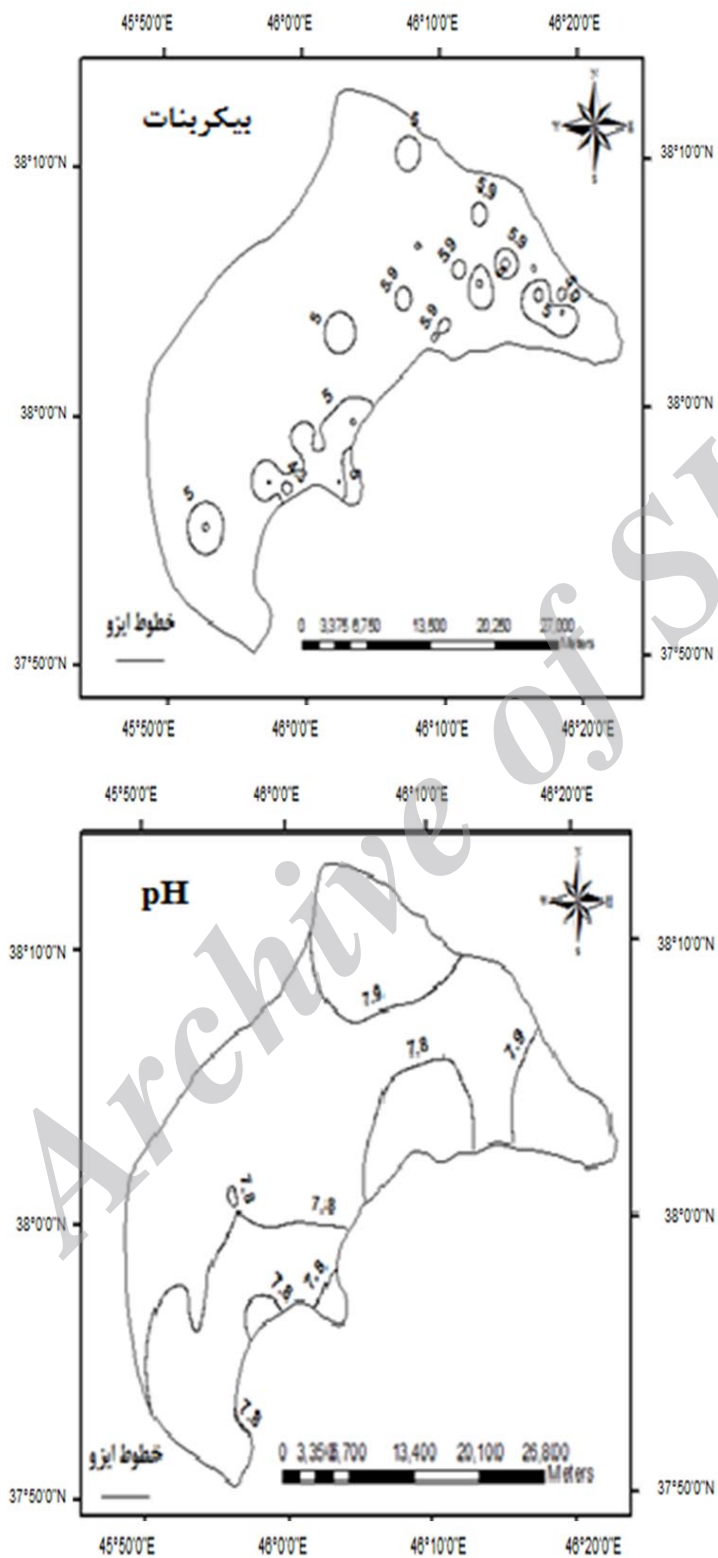
شکل ۸ میانگین متغیرها در طول ۱۰ سال را در راستای عمومی منطقه نشان می‌دهد. برای اینکه تغییرات متغیرها را در یک نمودار بررسی شود در یک اشل قرار داده شدند. با توجه به شکل تجمع بیشتر متغیرهای کیفی به خصوص کلر مربوط به فاصله ۱۵ کیلومتری راستای عمومی منطقه می‌باشد. در این مناطق احتمالاً از کودهای شیمیایی بیشتر استفاده شده است و کیفیت آب زیرزمینی نامناسب است. به احتمال دیگر سازند این منطقه دارای مواد قابل‌حل می‌باشد که باعث تجمع



شکل ۶- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۹۱.



ادامه شکل ۶- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۹۱.



ادامه شکل ۶- نقشه‌های پراکنش مکانی متغیرها در سال ۹۱.

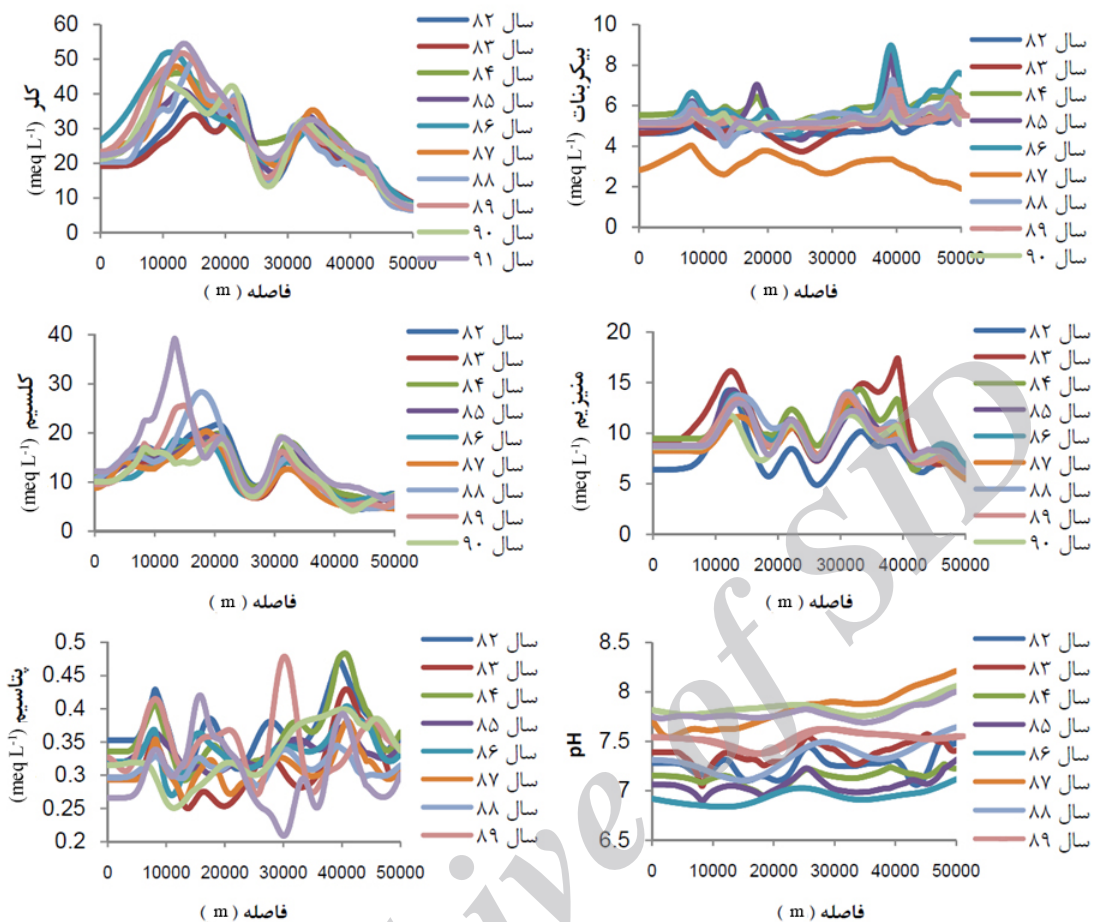
تغییرات زمانی

شده روند افزایشی دارد و در سال ۹۱ به حداکثر مقدار خود رسیده است. نقشه‌های پراکنش کلر نشان می‌دهد مقدار این متغیر در سال ۹۱ بیش‌تر از سال ۸۲ می‌باشد و مساحت مناطق آلوده به کلر در سال ۹۱ افزایش یافته است. پروفیل مکانی کلر نیز نشان می‌دهد بیش‌ترین تغییرات زمانی مربوط به فاصله حدود ۵ تا ۱۵ کیلومتری و کم‌ترین تغییرات مربوط به انتهای راستا می‌باشد. با توجه به تغییرات سالانه این متغیر، مقدار کلر از سال ۸۲ تا ۹۱ حدود ۶ میلی‌اکی‌والان برلیتر افزایش پیدا کرده است. کم‌ترین مقدار مربوط به سال ۸۳ است که میزان آن حدود ۳۳ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. از سال ۸۳ تا ۸۴ مقدار این متغیر حدود ۶ میلی‌اکی‌والان برلیتر افزایش پیدا کرده است. این افزایش به‌صورت شیب تند منحنی در این بازه‌ی زمانی مشخص است. از سال ۸۴ تا سال ۹۰ مقدار کلر روند کاهشی دارد. از سال ۹۰ تا ۹۱ دوباره مقدار آن افزایش می‌یابد و به بیش‌ترین مقدار می‌رسد.

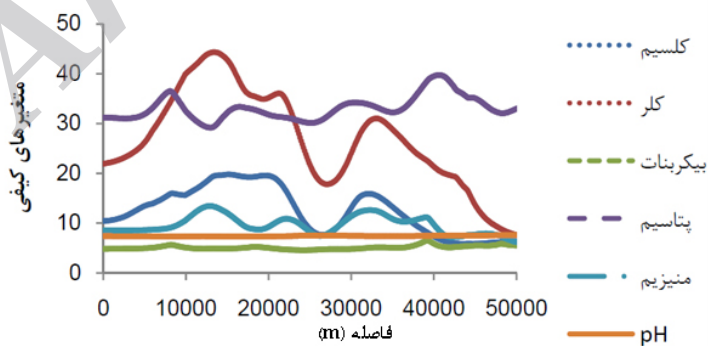
با توجه به نقشه‌های پراکنش کلسیم در سال ۸۲ و ۹۱ مقدار این متغیر در سال ۹۱ بیش‌تر از سال ۸۲ می‌باشد. پروفیل مکانی کلسیم نیز نشان داد مقدار این متغیر در بیش‌تر قسمت‌های آبخوان در سال ۹۱ بیش‌تر از سال ۸۲ می‌باشد. هم‌چنین بیش‌ترین تغییرات زمانی مربوط به فاصله ۵ تا ۱۵ کیلومتری راستای عمومی منطقه می‌باشد. کم‌ترین تغییرات زمانی هم مربوط به فاصله حدود ۲۵ کیلومتری و انتهای راستا می‌باشد. با توجه به شکل ۱۱ مقدار کلسیم آب در سال ۹۱ نسبت به سال ۸۲ حدود ۲/۵ میلی‌اکی‌والان برلیتر افزایش یافته است. شیب منحنی از سال ۹۰ تا ۹۱ بسیار تند می‌باشد، این نشان‌دهنده تغییرات شدید این متغیر در طول یک سال می‌باشد. مقدار این متغیر در طول این یک سال حدود ۲/۵ میلی‌اکی‌والان برلیتر افزایش پیدا کرده است. کلسیم در سال ۸۷ کم‌ترین مقدار را دارد که حدود ۷ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. احتمالاً افزایش pH باعث رسوب کانی‌های کلسیم‌دار شده است. به‌طورکلی می‌توان گفت مقدار این متغیر در طول بازه زمانی مطالعه

جدول ۵- نتایج آزمون S statistics

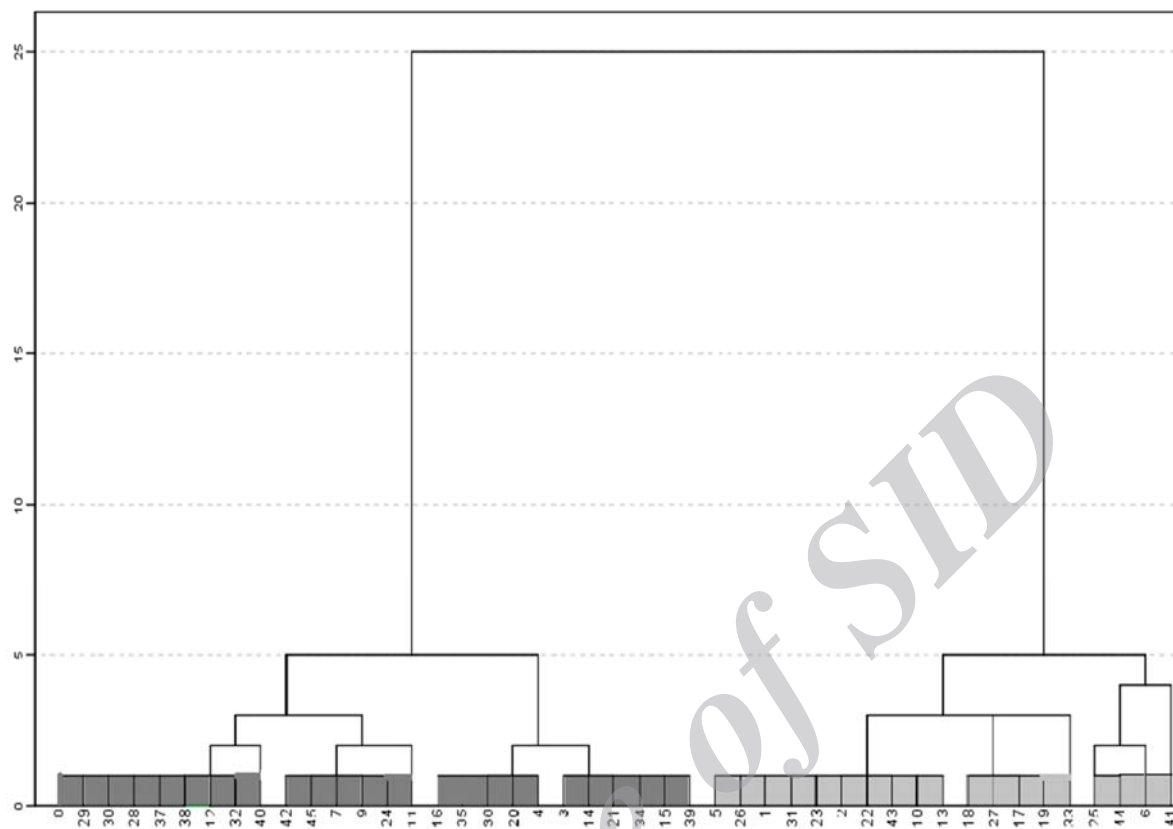
L.O.S		خوشه‌ها				شماره خوشه
1%	5%	Hs	hst	Nwd	Nt	
۴۸/۲۷	۴۱/۲۶	۱۱/۳۸	۱۱/۳۸	۲۹	۲۹	۴۰ ۳۷ ۳۸ ۲۸ ۲۹ ۳۰ ۱۲ ۸ ۴۵ ۴۲ ۲۴ ۱۱ ۷ ۹ ۴ ۱۶ ۲۰ ۳۵ ۳۶ ۳ ۱۴ ۱۵ ۲۱ ۳۴ ۳۹ ۲۲ ۲۳ ۲ ۶
۳۰/۶۹	۲۵/۱۵	۱۰/۸۷	۱۰/۸۷	۱۶	۱۶	۱۵ ۱۰ ۲۶ ۳۱ ۴۳ ۱۳ ۱۷ ۱۸ ۱۹ ۲۷ ۳۳ ۲۵ ۶ ۴۱ ۳۲



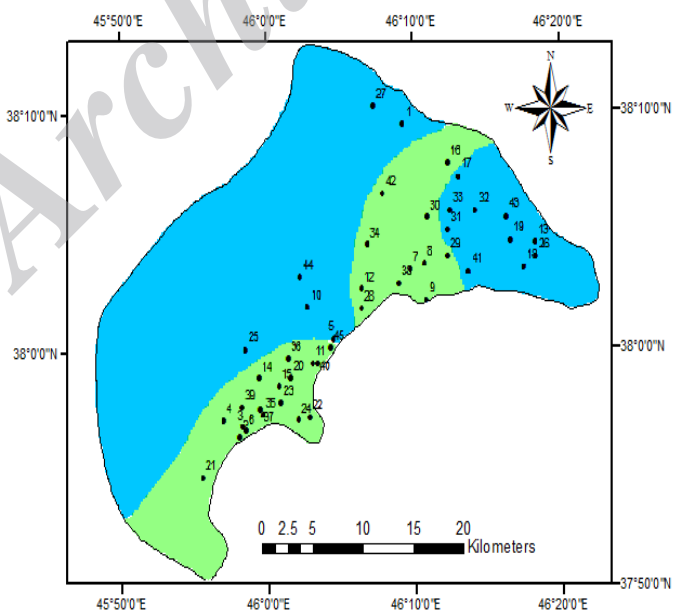
شکل ۷- منحنی‌های تغییرات مکانی و زمانی متغیرهای کلسیم، بیکربنات، کلر، پتاسیم، منیزیم و pH.



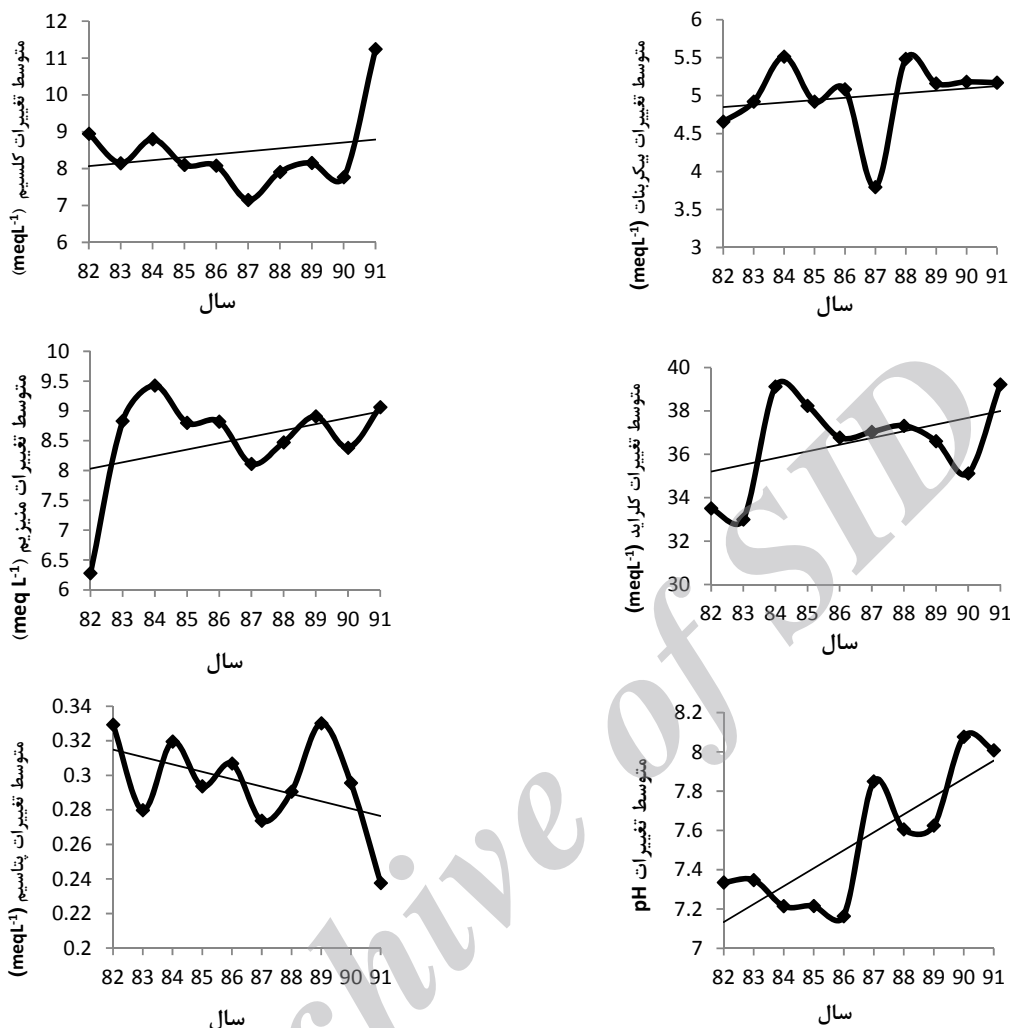
شکل ۸- منحنی تغییرات مکانی متغیرهای کلسیم، کلر، بیکربنات، پتاسیم، منیزیم و pH.



شکل ۹- نمودار شاخه درختی داده‌های pH محدوده مورد مطالعه به روش تحلیل خوشه‌ای.



شکل ۱۰- نقشه مناطق همگن از نظر pH آب.



شکل ۱۱- نمودار تغییرات سالانه متغیرها.

به بیشترین مقدار می‌رسد. احتمالاً در این بازه‌ی زمانی نیز تغییرات pH باعث این افزایش شده است. در سال-های آخر دوره آماری مقدار بیکربنات آب زیرزمینی شرایط ثابتی دارد. نقشه‌های توزیع مکانی پتاسیم نشان می‌دهد مقدار این متغیر در سال ۹۱ نسبت به سال ۸۲ در سطح منطقه کاهش یافته است. پروفیل مکانی پتاسیم هم نشان می‌دهد این متغیر در سطح منطقه تغییرات زمانی زیادی دارد. با توجه به نمودار تغییرات سالانه پتاسیم مقدار این پارامتر در سال ۹۱ نسبت به سال ۸۲ حدود ۰/۱ میلی اکی‌والان برلیتر کاهش یافته است. احتمالاً استفاده از کودهای حاوی پتاسیم در سال‌های اخیر کاهش یافته است. در طول این ۱۰ سال کم‌ترین

در مورد متغیر کلسیم نیز شاهد همین افزایش بودیم. با توجه به نمودار تغییرات سالانه بیکربنات مقدار این متغیر در سال ۹۱ نسبت به سال ۸۲ حدود ۰/۵ میلی اکی‌والان برلیتر افزایش یافته است. بیشترین مقدار این متغیر در سال ۸۸ می‌باشد که حدود ۵/۷ میلی اکی‌والان برلیتر است. مقدار این متغیر از سال ۸۹ تا ۹۱ تغییراتی نشان نمی‌دهد و تقریباً ثابت مانده است. نکته مهمی که می‌توان به آن اشاره کرد، افت شدید مقدار بیکربنات در سال ۸۷ است. این افت در پروفیل مکانی بیکربنات نیز کاملاً مشهود است. احتمالاً رسوب بیکربنات به دلیل افزایش pH باعث این مسئله شده است. از سال ۸۷ تا ۸۸ دوباره مقدار این متغیر افزایش یافته و

تبریز از پراکندگی نامناسبی برخوردار می‌باشد. در همین راستا پیشنهاد می‌گردد به‌منظور بهبود تراکم و بهینه‌سازی شبکه چاه‌های انتخابی کیفی اقدام گردد تا دقت روش‌های میان‌یابی برای تخمین متغیرهای آب زیرزمینی در مناطق فاقد آمار افزایش گردد. همچنین توصیه می‌گردد به‌منظور تحلیل مکانی متغیرها انواع روش‌های میان‌یابی به‌خصوص روش‌های زمین‌آماري به‌کار گرفته شود. در این تحقیق نشان داده شد صحت روش کریجینگ برای تخمین متغیرهای کیفی آب زیرزمینی از روش معین (IDW) بیش‌تر است که با نتایج شعبانی (۱۳۸۷) زهتابیان و همکاران (۱۳۸۶)، حبیبی اربطانی و همکاران (۱۳۸۸)، مرادی و همکاران (۱۳۹۰)، ایستاک و کوپر (۱۹۹۸) و احمد و همکاران (۲۰۰۲) مطابقت دارد. آنان بیان کردند دقت روش‌های زمین‌آماري نسبت به روش‌های معین برای میان‌یابی متغیرهای کیفی آب زیرزمینی بیش‌تر است. نقشه‌های پراکنش نشان داد بیش‌ترین آلودگی آب زیرزمینی منطقه مربوط به جنوب‌غرب و شمال‌شرق آبخوان است. احتمالاً آبتشویی اراضی شور باعث افزایش متغیرهای کیفی در شمال‌شرق حوضه شده است. همچنین هم‌جوار بودن جنوب‌غرب منطقه با پهنه‌های تبخیری و کم‌عمق بودن سطح آب زیرزمینی در این نواحی می‌تواند دلیل این آلودگی باشد. ازدیاد برداشت از آب زیرزمینی در این مناطق می‌تواند به آلوده شدن بیشتر آن دامن بزند. لذا توصیه می‌شود از صدور مجوز برای حفر چاه‌های جدید در این مناطق امتناع گردد. با توجه به‌اینکه در سطح منطقه تفاوت قابل توجهی از تغییرات سازند زمین‌شناسی مشاهده نمی‌شود بنابراین می‌توان نتیجه گرفت منشأ این آلودگی‌های آب می‌تواند صنعتی یا کشاورزی باشد. آلودگی‌های صنعتی یا کشاورزی با نفوذ به آب‌های زیرزمینی باعث نامطلوب شدن کیفیت این آب‌ها می‌گردند.

مقدار مربوط به سال ۹۱ می‌باشد که مقدار آن حدود ۰/۲۳ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. بیش‌ترین مقدار مربوط به سال ۸۹ و ۸۲ است که حدود ۰/۳۳ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. از سال ۸۹ تا ۹۱ شاهد افت شدید مقدار پتاسیم هستیم. در این بازه زمانی مقدار حدود ۰/۱ میلی‌اکی‌والان برلیتر کاهش پیدا کرده است. مقدار منیزیم از سال ۸۲ تا ۹۱ حدود ۳ میلی‌اکی‌والان برلیتر افزایش یافته است. بیشینه مقدار منیزیم مربوط به سال ۸۴ و کمینه مقدار مربوط به سال ۸۲ است که به‌ترتیب برابر ۹/۵ و ۶/۲۵ میلی‌اکی‌والان برلیتر است. شیب تند منحنی این افزایش را به‌خوبی نشان می‌دهد. این امر با توجه به پروفیل مکانی منیزیم نیز قابل استنباط است. در کل استفاده بیش از اندازه از کودهای منیزیم‌دار یا افزایش انحلال کربنات‌های منیزیم باعث افزایش این متغیر کیفی شده است. با توجه به نمودار تغییرات سالانه مقدار pH در سال ۹۱ نسبت به سال ۸۲ حدود ۰/۷ افزایش یافته است. بیش‌ترین مقدار این متغیر ۸/۱ است که مربوط به سال ۹۰ می‌باشد و کم‌ترین مقدار ۷/۲ است که مربوط به سال ۸۶ می‌باشد. افزایش pH در سال ۸۶ باعث تغییرات بیکربنات شده است. این افزایش باعث تبدیل بیکربنات به کربنات شده است. در کل می‌توان گفت از ابتدای دوره آماری تا انتهای آن مقدار pH بسیار افزایش یافته است. احتمالاً آبتشویی موادی که pH را افزایش و به‌سمت قلیائیت می‌برند این وضعیت را به‌وجود آورده‌اند. نقشه‌های توزیع مکانی pH نیز نشان می‌دهد مقدار این متغیر در سال ۹۱ در سطح منطقه بیش‌تر از سال ۸۲ می‌باشد. پروفیل مکانی pH نیز نشان می‌دهد مقدار این متغیر در راستای عمومی منطقه تغییرات زمانی زیادی دارد.

نتیجه‌گیری کلی

ایستگاه‌های نمونه‌برداری از منابع آب زیرزمینی به‌منظور انجام آزمایش‌های کیفی در آبخوان دشت

منابع مورد استفاده

- انصافی مقدم ط و رفیعی امام ع، ۱۳۸۸. پهنه‌بندی خشکسالی‌های اقلیمی با استفاده از روش میان‌یابی معکوس فاصله (IDW) (مطالعه موردی حوضه دریاچه نمک). فصل‌نامه علمی-پژوهشی تحقیقات مرتع و بیابان ایران، جلد ۱۶، شماره ۲، صفحه‌های ۲۷۴ تا ۲۹۲.
- چیت‌سازان م، میرزایی سی، بهزاد محر و شبان م، ۱۳۸۸. تأثیر خشکسالی بر کمیت و کیفیت منابع آب‌های زیرزمینی (مطالعه موردی دشت خویس در شمال خوزستان). صفحه‌های ۱۵۴ تا ۱۶۳، مجموعه مقالات دومین همایش ملی اثرات خشکسالی و راهکارهای مدیریتی آن، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی اصفهان، اصفهان.
- حبیبی اربطانی و، احمدی ع و فتاحی م، ۱۳۸۸. مدل‌سازی تغییرات مکانی برخی از ویژگی‌های شیمیایی آب‌های زیرزمینی به کمک روش‌های زمین‌آماري. مجله علمی-پژوهشی علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، سال ۳، شماره ۷، صفحه‌های ۲۳ تا ۳۴.
- رحیمی مح، کلانتری ن و زارعی ف، ۱۳۸۴. کاربرد روش‌های آماری در تعیین نقاط پایش هیدروشیمیایی، نهمین همایش انجمن زمین‌شناسی ایران، دانشگاه تربیت معلم.
- زهتابیان غ، محمد عسکری ح، ۱۳۸۶. طرح تحقیقاتی بررسی و تحلیل مکانی خصوصیات آب‌های زیرزمینی در حوضه آبخیز گرمسار. دانشگاه تهران.
- شعبانی م، ۱۳۸۷. تعیین مناسب‌ترین روش زمین‌آمار در تهیه نقشه تغییرات pH و TDS آب‌های زیرزمینی (دشت ارسنجان). مجله مهندسی آب، دوره ۱، شماره ۱، صفحه‌های ۴۷ تا ۵۸.
- عبدی پ، ۱۳۸۶. بررسی و ارزیابی کیفیت آب زیرزمینی در دشت زنجان با استفاده از GIS، سومین همایش زمین‌شناسی کاربردی و محیط‌زیست. دانشگاه آزاد اسلامی واحد اسلامشهر، اسلامشهر.
- علیزاده ا، ۱۳۸۲. اصول هیدرولوژی کاربردی. آستان قدس رضوی، ۸۱۵ صفحه.
- قمشویون م، ملکیان آ، حسینی خ، قره‌چلو س و خاموشی مر، ۱۳۹۱. بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت سمنان-سرخه با استفاده از روش‌های زمین‌آمار. فصل‌نامه علمی-پژوهشی تحقیقات مرتع و بیابان ایران، جلد ۱۹، شماره ۳، صفحه‌های ۵۳۵ تا ۵۴۵.
- محمدی، ج. ۱۳۸۵. پدومتری (آمار مکانی). انتشارات پلک، جلد ۲، ۴۵۳ صفحه.
- محمدی م، محمدی قلعه‌نی مو ابراهیمی ک، ۱۳۹۰. تغییرات زمانی و مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت قزوین. مجله پژوهش آب ایران، سال ۵، شماره ۸، صفحه‌های ۴۱ تا ۵۲.
- مرادی م، وقار فرد ح، خورانی ا و محمودی‌نژاد و، ۱۳۹۰. ارزیابی روش‌های مختلف درون‌یابی در پهنه‌بندی شوری آب زیرزمینی، با استفاده از تکنیک Cross-Validiaton (مطالعه موردی: دشت شهرکرد). نشریه سنجش از دور و GIS ایران، سال ۳، شماره ۱، صفحه‌های ۳۵ تا ۴۴.
- هنرمند ابراهیمی ع، ۱۳۷۹. کیفیت و آلودگی آب‌های زیرزمینی. مهندسان مشاور کاوآب. نشریه فنی شماره ۲. ایران.
- Ahmed S, Mazumder Q, Jahan C, Ahmed M and Islam S, 2002. Hydrochemistry and classification of groundwater, Rajshahi city corporation area, Bangladesh. Journal of the Geology Society of India. 60(4): 411-418.
- Alther GA, 1979. A simplified statistical sequence applied to routine water quality analysis: a case history. Groundwater 17(6): 556-561.
- Ashraf SH, Afshari H and Ebadi AGH, 2011. Application of GIS for determination of groundwater quality suitable in crops influenced by irrigation water in the Damghan region of Iran. International Journal of Physical Science 6(4): 843-854.
- Chen L, Feng Q, 2013. Geostatistical analysis of temporal and spatial variations in groundwater levels and quality in the Minqin oasis, Northwest China. Environmental Earth Sciences 70(3): 1367-1378.
- Dagostino V, Greene EA, Passarella B and Vurro G, 1998. Spatial and temporal study of nitrate concentration in groundwater by means of coregionalization. Environmental Geology 36(3): 285-295.
- Demir Y, Ersahin S, Guler M, Cemek B, Gunal H and Arsalan H, 2009. Spatial variability of depth and salinity of groundwater under irrigated ustifluents in the Middle Black Sea Region of Turkey. Environmental Monitoring Assessment 158: 279-294.
- Istok JD and Cooper RM, 1998. Geostatistics Applied to Groundwater Pollution. III: Global Estimates. Journal of Environmental Engineering 114(4): 915-928.

- Goovarets P, 1997. Geostatistics for Natural Resources Evaluation. Oxford Univ. Press, UK.
- Guler C, Thyne GD, McCray JE and Turner KA, 2002. Evaluation of graphical and multivariate statistical methods for classification of water chemistry data. *Hydrogeology Journal* 10(4): 455-474
- Kannel PR, Lee S and Lee YS, 2008. Assessment of spatial-temporal patterns of surfac and groundwater qualities and factors influencing management strategy of groundwater system in an urban river corridor of Nepal. *Journal of Environmental Management* 86(4): 595-604.
- Mouser JM and Rizzo DM, 2004. Evaluation of Geostatistics for Combined Hydrochemistry and Microbial Community Fingerprinting at a Waste Disposal Site. *Critical Transitions in Water and Environmental Resources Management*: pp. 1-11. Doi:10.1061/40737(2004)106.
- Parado-Iguzquiza E and Dowd PA, 1998. Maximum Likelihood inference of spatial covariance parameters of soil properties. *Soil Science* 163: 212-219.
- Uyan M and Cay T, 2010. Geostatistical methods for mapping groundwater nitrate concentrations. 3rd International Conference on Cartography and GIS, June 15-20, Nessebar, Bulga.
- Williams RE, 1982. Statistical identification of hydraulic connections between the surface of a mountain and internal mineralized sources. *Groundwater* 20(4): 466-478.
- Wiltshire SE, 1986. Identification of homogeneous regions for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 84(3-4): 287-302.

Archive of SID