

تحلیل مکانی متغیرهای کیفیت آب زیرزمینی مبتنی بر زمین آمار، آنالیز آماری و معادلات ساختاری

مسلم برجی حسن گویبار^۱، مهناز ابوالقاسمی^۲، سیده مهسا موسوی رینه^۲، فاطمه روزبهانی^۳، حسین یوسفی^{۴*}

۱. دانشجوی دکتری آبخیزداری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اکوهیدرولوژی، دانشکده علوم و فنون نوین، دانشگاه تهران

۳. کارشناس مهندسی بهداشت محیط، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم پزشکی تهران

۴. دانشیار، دانشکده علوم و فنون نوین، دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت ۱۳۹۷/۰۳/۳۱؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۷/۰۷/۰۷)

چکیده

امروزه، پایش کمی و کیفی منابع آب شیرین در مناطق خشک و نیمه‌خشک از ضروریات هر سیستم مدیریتی، پایش و نظارتی است. وجود متغیرهای کیفی فراوان در استانداردهای بین‌المللی سبب شده است که مدیران برحسب شرایط اقتصادی و زمانی فقط به اندازه‌گیری چند متغیر کیفی بپردازند، پس انتخاب این تعداد متغیر برای بررسی استاندارد کیفیت آب اهمیت زیادی دارد. هدف از تحقیق حاضر، تعیین متغیرهای منحصربه‌فرد و تأثیرگذار بر آلودگی دشت قلعه‌قاضی استان هرمزگان با استفاده از روش‌های آماری و زمین‌آمار است. نتایج تحلیل خوشه نشان داد چاه‌های بررسی شده در دو خوشه قرار می‌گیرند که از نظر موقعیت مکانی قابل تفکیک‌اند. نتایج PCA/FA نشان داد ۷۲/۷۷ درصد از واریانس داده‌ها در دو فاکتور توجیه می‌شوند. همچنین، تحلیل مکانی با استفاده از زمین‌آمار نشان داد میزان تعامل آب و سنگ در عامل نخست بیان‌کننده کارکرد مؤثر سازندهای تبخیری بر آلودگی دشت است. نتایج ANOVA نیز وجود اختلاف معنادار در غلظت عناصر فاکتور اول و دوم تحلیل عاملی را تأیید کرد. بر این اساس، متغیرهای EC، Cl، SO₄²⁻ و Mg و Na برای بررسی توسط SEM انتخاب شد. نتایج این روش یافته‌های روش‌های آماری را تأیید کرد.

کلیدواژگان: تحلیل عاملی، خوشه‌بندی، زمین‌آمار، کیفیت آب زیرزمینی، معادلات ساختاری، ANOVA یک‌طرفه.

مقدمه

آب‌های زیرزمینی از منابع ارزشمند تهیه آب شرب، کشاورزی و صنعت در تمامی جهان اند. با توجه به تغییرات کیفی آب‌های زیرزمینی که می‌تواند بر اثر فعالیت‌های انسان و توسعه فعالیت‌های صنعتی به وجود آید، بررسی و مطالعه این منابع به منظور حفظ و اصلاح کیفیت آنها ضروری است [۱]. این مسئله در کنار وقوع خشکسالی‌های شدید و طولانی‌مدت، شرایطی بحرانی در کشور ایران پدید آورده و بیشتر مناطق را با چالش‌های جدی در زمینه کمیت و کیفیت آب‌های زیرزمینی مواجه کرده است، بنابراین مدیریت و حفاظت از آب‌های زیرزمینی در کشورهایی مانند ایران اهمیت دارد. تا کنون روش‌های آماری و هوشمند متعددی برای این‌گونه تحقیقات توسعه یافته است و مطالعات زیادی در زمینه هیدروشمی آب زیرزمینی به وسیله روش‌های آماری چندمتغیره، تکنیک‌های زمین‌آماری و مدل‌سازی معادلات ساختاری، انجام شده است [۲].

گام نخست در ارزیابی گستردگی و شدت آلودگی آب‌های زیرزمینی در مناطق مشکوک به آلودگی، تعیین غلظت فلزات است. از این‌رو، برای حفظ محیط زیست، کنترل آلودگی و بهداشت عمومی باید اطلاع دقیقی از میزان آلودگی‌ها به خصوص فلزات سنگین و پراکنش آنها در محیط‌های آبی داشته باشیم. امروزه، از روش‌های مختلفی برای بررسی غلظت فلزات سنگین استفاده می‌شود [۳]. روش‌های آماری چندمتغیره به طور گسترده‌ای در تحلیل‌های هیدروژئوشیمیایی برای نشان دادن منشأ آلودگی به‌کار برده شده‌اند، از جمله روش‌های آماری چندمتغیره می‌توان تحلیل خوشه‌ای^۱، تحلیل عاملی^۲ و تجزیه و تحلیل واریانس^۳ را نام برد که می‌تواند برای تجزیه و تحلیل داده‌های کیفیت آب‌های زیرزمینی، بدون ازدست‌دادن اطلاعات مهم استفاده شود [۴ و ۵].

تحلیل عاملی یک روش زمین‌آمار چندمتغیره است که ارتباط بین نمونه‌ها و متغیرها را بیان می‌کند [۶]. این روش برای مطالعات رخساره‌های هیدروشمیایی و تعیین

منشأ آنها، مطالعات آلودگی آب‌های زیرزمینی و شناسایی فرایندهای زمین‌زاد و انسان‌زاد مؤثر در آنها به‌کار برده می‌شود [۷ و ۸]. این تکنیک توسط محققان مختلف به‌منظور شناخت ارتباط بین عناصر تشکیل‌دهنده و تشریح فرایندهای هیدروشمیایی به‌کار برده شده است. کومار و همکارانش در سال ۲۰۰۶ فرایندهای هیدروژئوشیمیایی در محیط آب‌های زیرزمینی دهلی را شناسایی و ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که تحلیل عاملی ابزار مؤثری در ارزیابی آب‌های زیرزمینی است [۹].

تحلیل خوشه‌ای شامل تعدادی روش و الگوریتم‌های مختلف است که به‌منظور گروه‌بندی داده‌های آماری مشابه و قرارگیری آنها در گروه‌های مناسب به‌کار می‌رود که داده‌های متعلق به یک گروه، بیشترین درجه شباهت را خواهند داشت. تکنیک‌های خوشه‌بندی مختلفی وجود دارد که تحلیل خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی یکی از روش‌های پرکاربرد در علوم زمین است. روش‌های خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی برای تحلیل داده‌های نمونه‌های آبی مناسب هستند و برای ارزیابی داده‌های کیفی آب و امکان گروه‌بندی هیدروشمیایی نمونه‌ها به‌کار برده می‌شوند و از نظر آماری در هیدرولوژی و زمین‌شناسی اهمیت زیادی دارند [۳]. تیلی زلی و همکارانش در تحقیقی به بررسی کیفی و ژئوشیمیایی آب‌های زیرزمینی در شمال شرق تونس به کمک روش‌های خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد کیفیت آب‌های زیرزمینی منطقه یادشده برای شرب مناسب نیست [۱۰].

استفاده از روش‌های آماری در بررسی تغییرات کیفی آب زیرزمینی می‌تواند گام مهمی در بهره‌برداری صحیح از منابع آب باشد. روش‌های آماری مختلفی برای پهنه‌بندی وجود دارد که از جمله آن می‌توان به روش زمین‌آمار اشاره کرد [۱۱]. ادکاری و همکارانش کیفیت آب زیرزمینی آلودگی آن در دهلی هند را بررسی کردند. آنها برای این منظور از روش‌های کریجینگ معمولی و رونددار استفاده کردند. نتایج کار آنها بیان‌کننده افزایش آلودگی آب زیرزمینی از نظر املاح نیترات در شمال و غرب منطقه مطالعه‌شده بود. همچنین، آنها با مقایسه روش‌های درونیابی، روش کریجینگ رونددار را بهتر و کارآتر ارزیابی کردند [۱۲]. ماشیول و همکارانش با استفاده از روش‌های

1. Clustering analysis
2. Factor analysis
3. ANOVA

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعه شده

منطقه مطالعه شده بخشی از توابع شهر بندرعباس در استان هرمزگان واقع در جنوب ایران است. بخش قلعه‌قازی با وسعتی حدود ۸۴۷ کیلومتر مربع بین $27^{\circ}18'$ تا $27^{\circ}33'$ درجه عرض شمالی و $56^{\circ}28'$ تا $56^{\circ}56'$ درجه طول شرقی در ارتفاع ۱۵ متری از سطح دریا واقع شده است. به استناد سرشماری سال ۱۳۹۵ جمعیت بخش قلعه‌قازی بندرعباس، ۵۱۸۳ نفر و حدود یک هزار خانوار اعلام شده است. این منطقه از شمال به ارتفاعات و کوه‌ها و از جنوب به خلیج فارس نزدیک است. بخش قلعه‌قازی از شرق با شهر تخت و از غرب نیز با بخش سرخون، یکی دیگر از بخش‌های شهر بندرعباس، همسایگی دارد [۱۶].

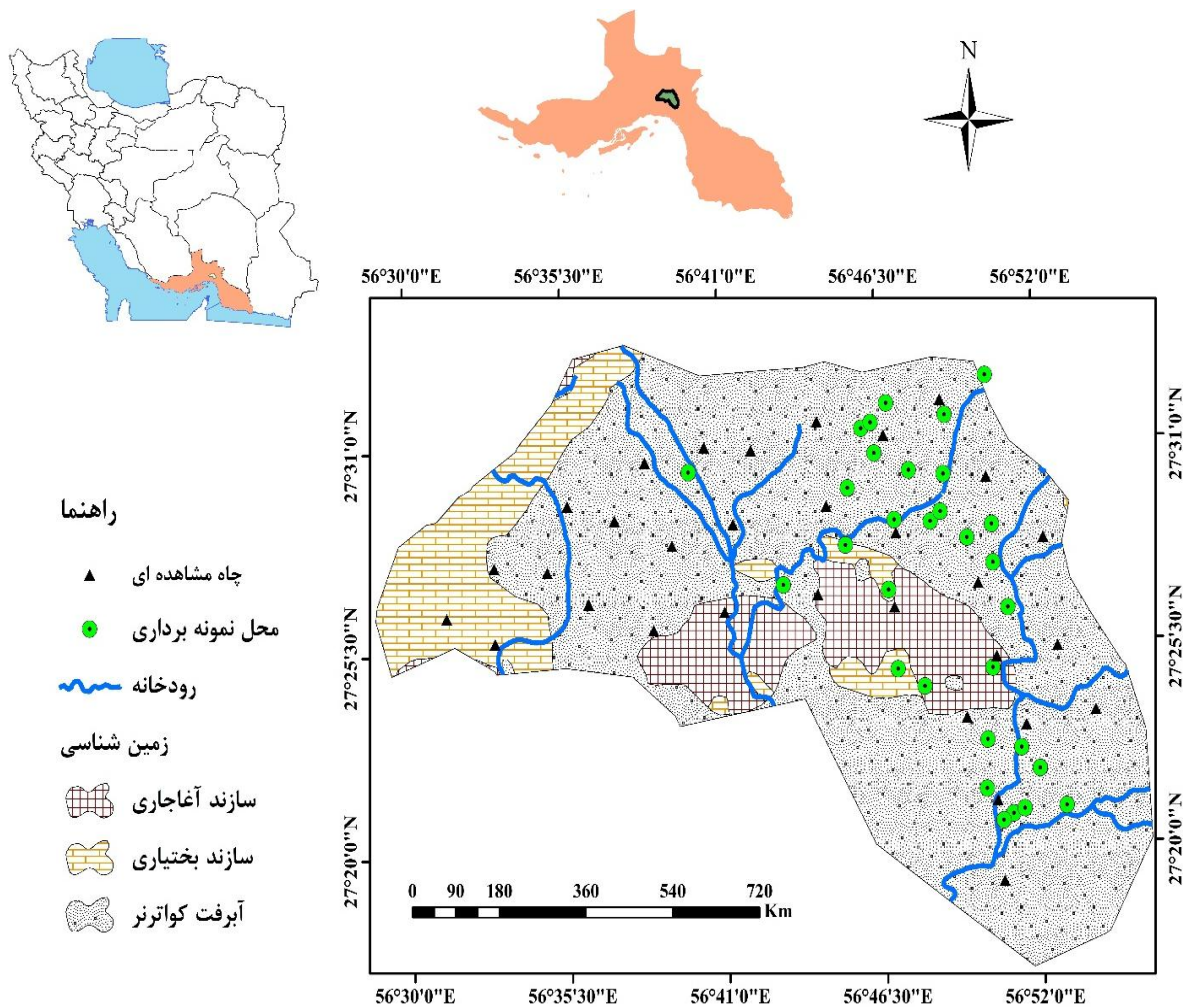
آب و هوای این منطقه گرم و مرطوب بوده و میزان بارندگی سالانه آن حدود ۱۲۰ میلی‌متر است. دمای هوا در گرم‌ترین روزها به ۵۲ درجه سانتی‌گراد و در سردترین روزها به ۲ درجه سانتی‌گراد می‌رسد. مطالعات زمین‌شناسی نشان می‌دهد سازندهای متنوعی در این محدوده وجود دارند و همگی متعلق به دوران سوم زمین‌شناسی یعنی سنوزوئیک هستند. سازندهای متفاوت محدوده مطالعه شده به دوره‌های کواترنری، پلیوسن و میوسن مربوط اند. وسیع‌ترین سازند زمین‌شناسی مهم این دشت آبرفت کواترنری شامل دشت سرهای کم ارتفاع و تراس‌های دره‌ای است. به علاوه، رخنمون سازند آجاجاری در جنوب و جنوب شرقی دشت که حاوی سنگ قهوه‌ای، خاکستری، آهک، ماسه‌سنگ هوزاده، رگه‌های گچ، مارن قرمز و سیلت سنگ است و سازند بختیاری با ساختارهای متخلخل آهکی و درز و شکاف دار، کنگلومرا و برش‌هایی از ماسه‌سنگ در بستر دیده می‌شود. آبخوان این دشت بیشتر داخل آبرفت آن قرار دارد و سطح تراز آب زیرزمینی در قسمت‌های جنوبی دشت کمتر است. منبع اصلی تغذیه آبخوان از رواناب‌های دشت قلعه‌قازی که در ارتفاعات شمال هرمزگان واقع شده است، سرچشمه می‌گیرد. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی منطقه مطالعه شده را نشان می‌دهد [۱۶].

زمین‌آمار به بررسی سطح آب زیرزمینی در هند پرداختند. آنها در پژوهش خود از روش کریجینگ با سه مدل کروی، توانی و نمایی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد با وجود دقت زیاد هر سه مدل در درون‌یابی، دقت مدل توانی بیشتر از سایر مدل‌هاست [۱۳]. مرور تحقیقات پیشین نشان می‌دهد روش‌های زمین‌آمار برای بررسی توزیع مکانی پارامترهای محیطی و هیدرولوژیکی و چگونگی تغییرات آن استفاده شده‌اند و در بیشتر مواقع دقت مناسبی داشته‌اند.

مدل‌سازی معادلات ساختاری^۱ (SEM) تحلیل چندمتغیری بسیار قوی از خانواده رگرسیون چندمتغیره است که به محقق امکان می‌دهد مجموعه‌ای از معادلات رگرسیون را به‌طور هم‌زمان آزمایش کند. مدل‌سازی معادله ساختاری دیدگاهی است که در آن الگوهای فرضی از ارتباطات مستقیم و غیرمستقیم در میان یک مجموعه از متغیرهای مشاهده‌شده و پنهان بررسی می‌شود. کاربرد اصلی آن در موضوعات چندمتغیره‌ای است که نمی‌توان آنها را به شیوه دومتغیری با در نظر گرفتن هر بار یک متغیر مستقل با یک متغیر وابسته انجام داد. یکی از مدل‌های معادلات ساختاری، مدل تحلیل عاملی است که شامل متغیرهای آشکاری می‌شود که فرض شده یک یا چند متغیر پنهان را اندازه‌گیری می‌کند [۴].

تحقیقات کمی در زمینه کشاورزی و منابع طبیعی به کمک معادلات ساختاری انجام شده است [۱۴]. برای نمونه، ملیسا و همکارانش با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری و داده‌های کیفیت آب، مهم‌ترین معیارهای پیش‌بینی برای مواد مغذی دریاچه‌های جنوب مرکزی فلوریدا را انتخاب کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد استفاده از این رویکرد بسیار مفید و کارآمد است [۱۵].

بنابراین، در تحقیق حاضر با استفاده از تجزیه و تحلیل آماری چندمتغیره، روش‌های زمین‌آمار و مدل‌سازی معادلات ساختاری داده‌های شیمیایی آب‌های زیرزمینی، فرایند تکامل کیفیت آب‌های زیرزمینی و شناسایی عوامل کنترل‌کننده ترکیب شیمیایی آب‌های زیرزمینی توصیف شده است.

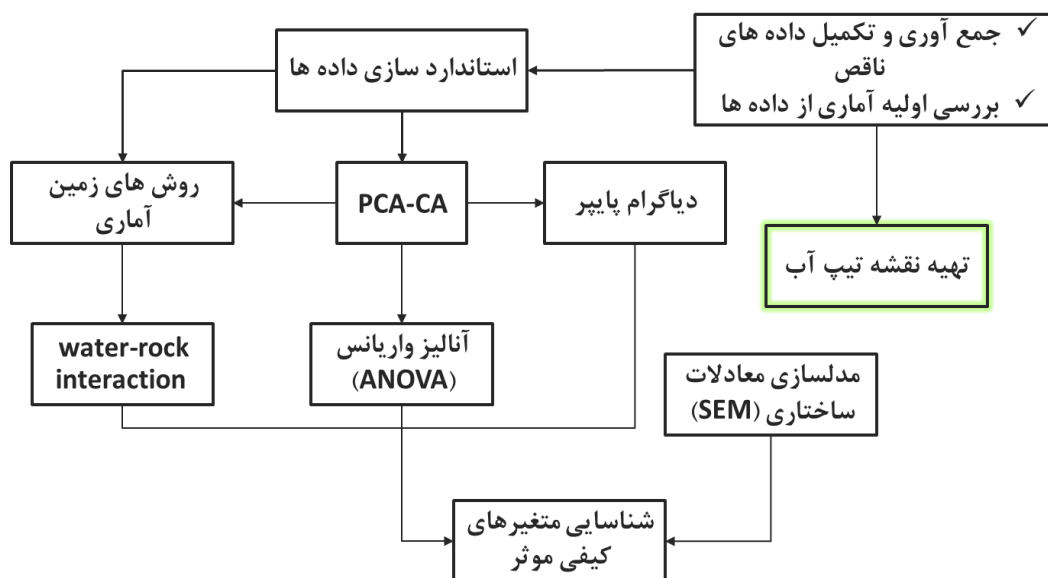


شکل ۱. موقعیت جغرافیایی منطقه مطالعه شده

مواد و روش‌ها

امروزه، تحلیل آماری چندمتغیره به صورت گسترده‌ای در شناسایی پدیده‌های محیطی کاربرد دارد [۱۷]. روش آماری چندمتغیره می‌تواند به منظور ساده‌سازی و سامان‌دهی حجم زیادی از اطلاعات به محقق کمک کند. در تحقیق حاضر روش آماری چندمتغیره برای ارزیابی کیفیت آب ۳۴ حلقه چاه مشاهده‌ای در منطقه مطالعه شده به کار گرفته شده است. شکل ۲ روند نمای اصلی تحقیق حاضر را نشان می‌دهد. در مراحل اولیه به جمع‌آوری و تکمیل داده‌های ناقص پرداخته شد. سپس، به دلیل اینکه دامنه اعداد مربوط به هر متغیر کیفی متفاوت بود، به استانداردسازی آنها در بازه صفر و یک اقدام شد. بعد از این مرحله، داده‌های کیفی چاه‌ها با روش تجزیه و تحلیل

خوشه‌ای و تحلیل عاملی در نرم‌افزار SPSS تفکیک شد. سپس، برای آگاهی از تیپ و رخساره کیفی آب گروه‌ها و عوامل شناخته شده در گام قبلی، نمودار پایپر در نرم‌افزار گرافیکی GW رسم شد. با استفاده از روش زمین‌آماري کریجینگ، تعامل کیفیت آب با مواد زمین‌شناسی دشت قلعه‌قازی در نرم‌افزار Arc GIS 10.3 انجام شد. در گام بعدی، با استفاده از تجزیه واریانس یک‌طرفه، تفاوت میانگین متغیرهای کیفی در گروه‌های تشخیص داده شده انجام شد. این مرحله برای ارزیابی روش‌های قبلی انجام گرفت. گام نهایی تحقیق حاضر نیز استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری برای متغیرهای دارای اختلاف میانگین معنادار در سطح $(p > 0.05)$ بود. این مدل‌سازی در نرم‌افزار AMOS انجام شد.



شکل ۲. فلوجارت مراحل انجام پژوهش

یادآوری است که به منظور بررسی نرمال بودن و وجود هماهنگی واریانس‌ها، تست اولیه فرضیه صورت می‌پذیرد. (د) مدل‌سازی معادلات ساختاری (SEM): روشی آماری برای ایجاد و توسعه ساختار اولیه مدل است. این مدل فرضیه‌ای، روی ماتریس کوواریانس داده‌های واقعی آزمایش شده است [۲۲ و ۲۳]. بنابراین، SEM تعیین‌کننده کارآمد بودن یا نبودن مدل پیشنهادی برای داده‌هاست. در صورتی که مدل پیشنهادی نتواند داده‌ها را پشتیبانی کند، می‌توان ساختار مدل را به عنوان یک مدل مناسب نپذیرفت. برای تحلیل مطابقت داده‌ها و مدل پیشنهادی از آزمون‌های برازندگی مطلق و نسبی استفاده می‌شود.

بازرترین تفاوت میان معادله ساختاری و دیگر شیوه‌های چندمتغیره، استفاده از روابط جدا از هم برای هر یک از متغیرهای وابسته است. به بیان ساده‌تر، مدل‌سازی معادله ساختاری به برآورد مجموعه‌ای جدا ولی در عین حال، به هم وابسته از معادله‌های رگرسیون چندمتغیره می‌پردازد و برای این کار با استفاده از برنامه آماری، مدل‌سازی را تعیین می‌کند. ابتدا محقق با استفاده از تئوری، تجربیات و اهداف تحقیق مشخص می‌کند که کدام متغیر وابسته توسط کدام یک از متغیرهای مستقل پیش‌بینی می‌شود. به علاوه، بسیاری از متغیرها تأثیر متفاوتی روی هر یک از متغیرهای وابسته خواهند داشت. مدل ساختاری به بیان این گونه روابط در میان متغیرهای

پردازش داده‌ها و تحلیل آماری چندمتغیره:

الف) تحلیل خوشه‌ای: نوعی ابزار تجزیه و تحلیل داده‌های آماری به منظور مرتب‌کردن داده‌ها در گروه‌های جداگانه است، به طوری که تشابه بین داده‌های هم‌گروه، بیشینه شود [۱۸]. تحلیل خوشه‌ای در تحقیق حاضر، روی متغیرهای EC، Ca، Mg، Na، K، Cl، HCO_3 ، TH، pH، SO_4 و TDS در ۳۴ چاه انجام شد. پس از نرمالیزه کردن داده‌ها، میزان شباهت مجموعه داده‌ها با روش Wards و اندازه‌گیری فاصله اقلیدسی معین شد.

ب) تحلیل مؤلفه اصلی/تحلیل فاکتور^۱ (PCA/FA): این روش به طور گسترده برای تحلیل روابط بین مجموعه داده‌های شیمیایی آب‌های زیرزمینی استفاده می‌شود. هدف از کاربرد این روش، استخراج مهم‌ترین فاکتورها و نیز حذف داده‌های اضافی است، به طوری که داده‌های مهم از بین نرود [۱۹ و ۲۰].

ج) آنالیز واریانس^۲: این روش برای تحلیل پراکندگی داده‌ها بین گروه‌های مختلف با عنوان تحلیل واریانس یک‌طرفه^۳ به کار برده می‌شود [۲۱]. هدف از کاربرد این روش کشف اختلاف معنادار بین خوشه‌هایی است که در مراحل آخر شناسایی منابع آلودگی قرار گرفته‌اند. شایان

1. Principal Component Analysis/Factor Analysis
2. ANOVA
3. One-Way Anova

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

بحث و نتایج

آنالیز خوشه‌بندی

نتایج شکل ۳ نشان می‌دهد کل ۳۴ چاه بررسی شده در دو خوشه که تفاوت معناداری دارند، قرار می‌گیرند. در خوشه دوم، چاه‌های ۲، ۶، ۷، ۸، ۱۳، ۱۶، ۱۷، ۲۱، ۲۲، ۲۳ و ۳۴ قرار می‌گیرند و ۲۳ چاه دیگر از لحاظ معیارهای کیفی در خوشه یکم قرار دارند که ۶۷ درصد کل چاه‌های موجود است. براساس ترکیب‌های ژئوشیمیایی موجود در منطقه، تیپ‌های آب در منطقه مطالعه شده با استفاده از دیاگرام پایپر بررسی شد؛ نتایج نشان داد هر دو خوشه به دست آمده یک تیپ آب دارند (شکل ۴). بر این اساس، تیپ غالب آنیونی کلراید و تیپ غالب کاتیونی نیز سدیم یا پتاسیم است. در مجموع، براساس موقعیت قرارگرفتن چاه‌ها در لوزی دیاگرام پایپر می‌توان این گونه تفسیر کرد که عناصر قلیایی غیرکربناتی بیش از ۵۰ درصد و برتری با قلیایی‌ها و اسیدهای قوی است. معمولاً، آب اقیانوس‌ها و آب‌های خیلی شور در این منطقه و نزدیک به رأس و سمت راست آن قرار می‌گیرند. کلراید و سدیم تیپ غالب آنیون‌ها در این دشت است که در هر دو خوشه موضوعیت دارد (شکل ۵). مقدار غلظت سدیم در خوشه نخست از ۱۶/۱۸ تا ۴۰/۰۵ میلی‌اکی‌والان تغییر کرده و برای خوشه دوم نیز از ۱۵/۰۶ تا ۲۳/۱۱ میلی‌اکی‌والان متغیر بوده است. میانگین غلظت این کاتیون در خوشه یکم و دوم به ترتیب برابر ۳۰/۳۹ و ۱۷/۹۷ میلی‌اکی‌والان است (جدول ۱). منشأ این یون‌ها براساس نتایج حسینی‌پور و همکارانش (۱۳۸۸) انحلال هالیت و نمک‌های موجود در سازندهای منطقه بر اثر حرکت آب در تماس با آنهاست [۲۸]. مقادیر غلظت آنیون کلر برای خوشه یکم از ۱۳ تا ۴۹ میلی‌اکی‌والان متغیر است. این در حالی است که برای خوشه دوم مقادیر بیشینه و کمینه این آنیون ۱۲/۵ تا ۱۹/۵ میلی‌اکی‌والان است. متوسط این آنیون در خوشه یکم و دوم به ترتیب ۲۹/۵۱ و ۱۶/۰۱ میلی‌اکی‌والان است (جدول ۱).

مستقل و وابسته می‌پردازد. سپس، روابط پیشنهاد شده به صورت مجموعه‌ای از معادلات ساختاری (شبهه به معادلات رگرسیون) برای هر یک از متغیرهای وابسته نوشته می‌شوند [۲۴].

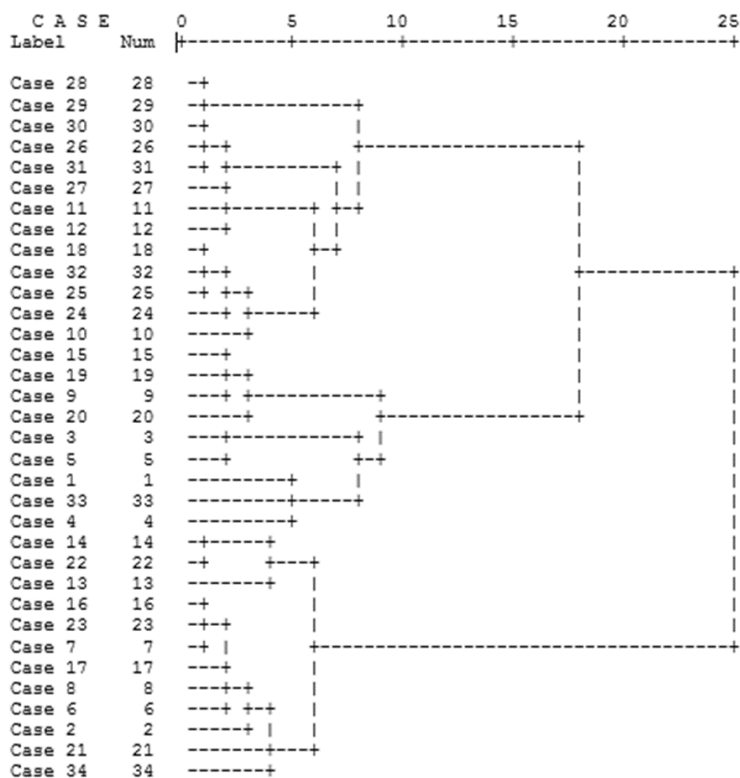
این مدل‌سازی می‌تواند متغیرهای پنهان^۱ را نیز وارد تحلیل کند. متغیر پنهان، مفهوم فرض شده و مشاهده نشده‌ای است که آن را فقط می‌توان به کمک متغیرهای سنجیده شده و قابل مشاهده برآورد تقریبی کرد. به متغیرهای مشاهده شده‌ای که محقق به وسیله روش‌های گوناگون جمع‌آوری اطلاعات به دست می‌آورد، متغیرهای آشکار^۲ می‌گویند [۲۴].

هم از دیدگاه نظری و هم از دیدگاه عملی، می‌دانیم که قادر نیستیم یک مفهوم را به طور کامل بسنجیم و همیشه درجه‌ای از خطای سنجش^۳ وجود دارد [۲۴].

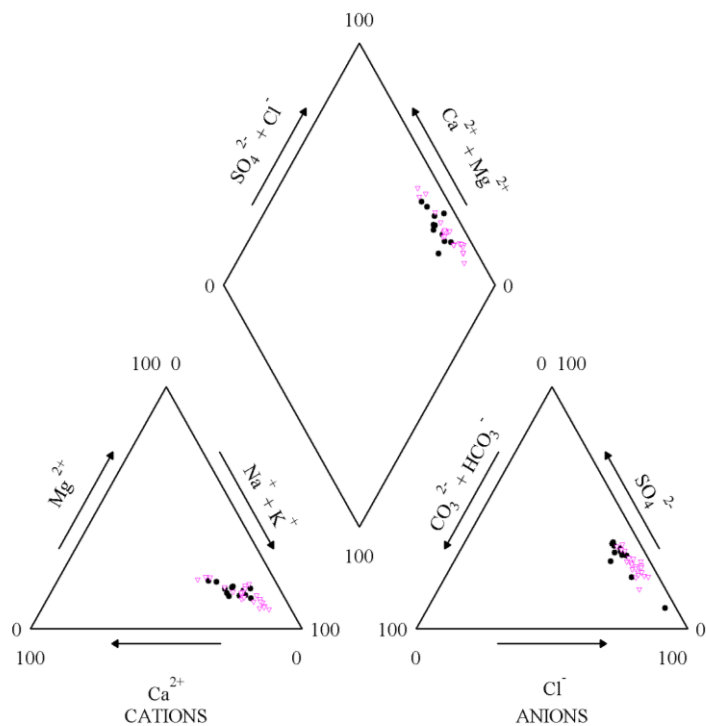
در تحلیل مدل پیشنهادی، در صورتی که مقدار P-Value ناچیز باشد، استنباط می‌شود که اختلاف معناداری بین مدل پیشنهادی و داده‌ها وجود ندارد. از این‌رو، مدل پیشنهادی یک نمایش قابل اعتماد از روابط متغیرها خواهد بود. بر اساس مطالعات صورت گرفته پیشنهاد می‌شود که با هدف انتخاب مناسب‌ترین مدل، آماره‌هایی نظیر CFI، RMR، RMSE، TLI، GFI و NNFI در محاسبه میزان خطای مدل به کار برده شوند [۲۳].

ه) عملیات درون‌یابی زمین‌آماري: زمین‌آمار یکی از شاخه‌های علم آمار است که به منظور شناسایی، مدل‌سازی و تخمین الگوهای مکانی می‌پردازد [۲۵]. زمانی که فقط داده‌های نقطه‌ای در دسترس باشد، درون‌یابی زمین‌آمار از بهترین و قابل اعتمادترین روش‌ها در توزیع‌های مکانی به‌شمار می‌رود [۲۶]. کریجینگ یک روش درون‌یابی خطی مناسب با کمترین خطای میانگین مربعات است [۲]. قبل از برآورد کریجینگ، باید معادله تقریبی متغیرهای منطقه‌ای تعیین شود. واریوگرام تجربی استفاده شده در رابطه ۱ آورده شده است. $\gamma(h)$ برابر با نصف اختلاف میانگین مربعات بین مقادیر $Z(x_i)$ و $Z(x_i+h)$ است و h نشان‌دهنده تأخیر و $n(h)$ تعداد جفت نقاط نمونه که از h فاصله دارند، است [۲۷].

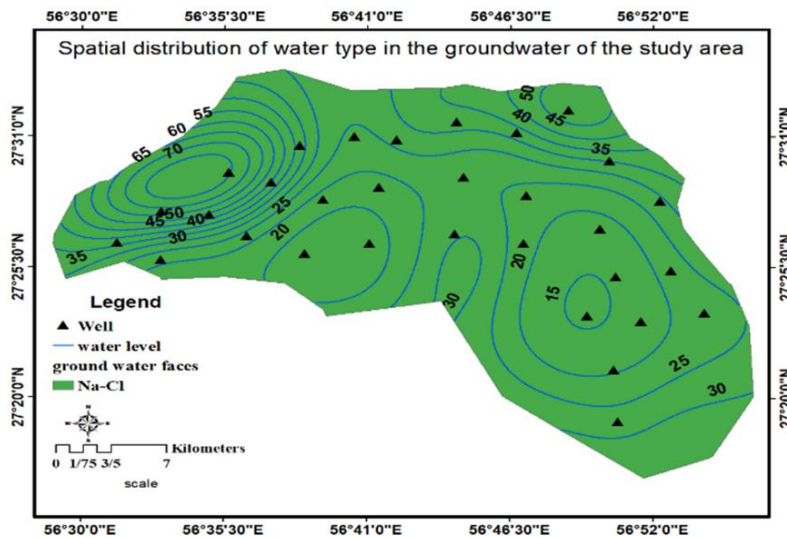
1. Latent variables
2. Manifest variables
3. Measurement error



شکل ۳. نتایج خوشه‌بندی متغیرهای کیفی ۳۴ چاه مشاهده‌ای دشت قلعه‌قازی



شکل ۴. دیاگرام پایپر برای دو خوشه به دست آمده از آنالیز خوشه‌ای



شکل ۵. توزیع مکانی تیپ آب در منطقه مطالعه شده

جدول ۱. خلاصه آماری از پارامترهای هیدروشیمیایی در خوشه‌ها

	SAR	TH	EC	T.D.S	PH	Ca ²⁺	Mg ²⁺	Na ⁺	K ⁺	HCO ₃ ⁻	Cl ⁻	SO ₄ ²⁻	
خوشه ۱	بیشینه	۱۷/۲۶	۱۲۰۰	۵۸۱۰	۳۷۱۸/۴۰	۸/۰۸	۱۲/۷۷	۱۱/۰۵	۴۰/۰۵	۰/۹۰	۴/۹۰	۴۹	۱۵/۴۱
	کمینه	۶/۲۶	۲۵۶	۲۲۸۸	۱۴۶۴/۳۲	۷/۵۱	۲/۵۵	۲/۵۳	۱۶/۱۸	۰/۰۲	۱/۵۰	۱۳	۶/۷۶
	میانگین	۱۳/۰۵	۶۲۹/۱۱	۴۲۶۸/۴۰	۲۷۳۱/۷۸	۷/۸۲	۶/۲۹	۶/۱۹	۳۰/۳۹	۰/۲۳	۲/۷۷	۲۹/۵۱	۱۰/۸۶
خوشه ۲	بیشینه	۱۰/۹۷	۶۴۰	۳۲۰۴	۲۰۵۰/۵۶	۸/۰۳	۷/۰۳	۵/۶۸	۲۳/۱۱	۰/۹۰	۴/۶۰	۱۹/۵۰	۱۰/۱۲
	کمینه	۶/۱۹	۳۲۰	۲۲۸۳	۱۴۶۱/۱۲	۷/۵۶	۳/۱۹	۳/۱۶	۱۵/۰۶	۰/۰۲	۲/۲۰	۱۲/۵۰	۶/۰۳
	میانگین	۸/۲۶	۴۶۱/۸۲	۲۷۴۱/۰۹	۱۷۵۴/۳۰	۷/۷۴	۴/۷۰	۴/۴۶	۱۷/۹۷	۱/۲۸	۲/۶۵	۱۶/۰۷	۸/۴۳

جدول ۲. نتایج آزمون KMO و بارتلت

کیزر-مایر-اوکلین	۰/۸۵۹
کای اسکور تخمینی	۱۵۹۹۰/۴۹۰
آزمون کرویت بارتلت	۱۳۶
معناداری	۰/۰۰

جدول ۳. نتایج تحلیل عاملی برای متغیرهای کیفی آب

متغیرها	عامل شوری	عامل سختی	عامل قلیائیت
SAR	۰/۹۲۱	-۰/۲۶۶	۰/۱۵۳
TH	۰/۱۹۵	۰/۹۷۱	۰/۰۶۸
EC	۰/۸۲۶	۰/۵۴۳	۰/۰۵۴
TDS	۰/۸۲۴	۰/۵۴۳	۰/۰۵۴
pH	۰/۰۹	-۰/۰۴۱	۰/۸۳۴
Ca	۰/۰۹	۰/۹۳	۰/۱۶۴
Mg	۰/۳۰۲	۰/۹۳	-۰/۰۵۲
Na	۰/۹۷۵	۰/۱۸۳	۰/۰۶
k	-۰/۰۲	-۰/۰۳۷	-۰/۰۵۳
HCO ₃	۰/۰۸۱	۰/۷۶۷	-۰/۳۱
Cl	۰/۷۶۴	۰/۵۵۳	۰/۲۵۳
SO ₄	۰/۷۰۷	۰/۲۰۴	-۰/۴۲۷

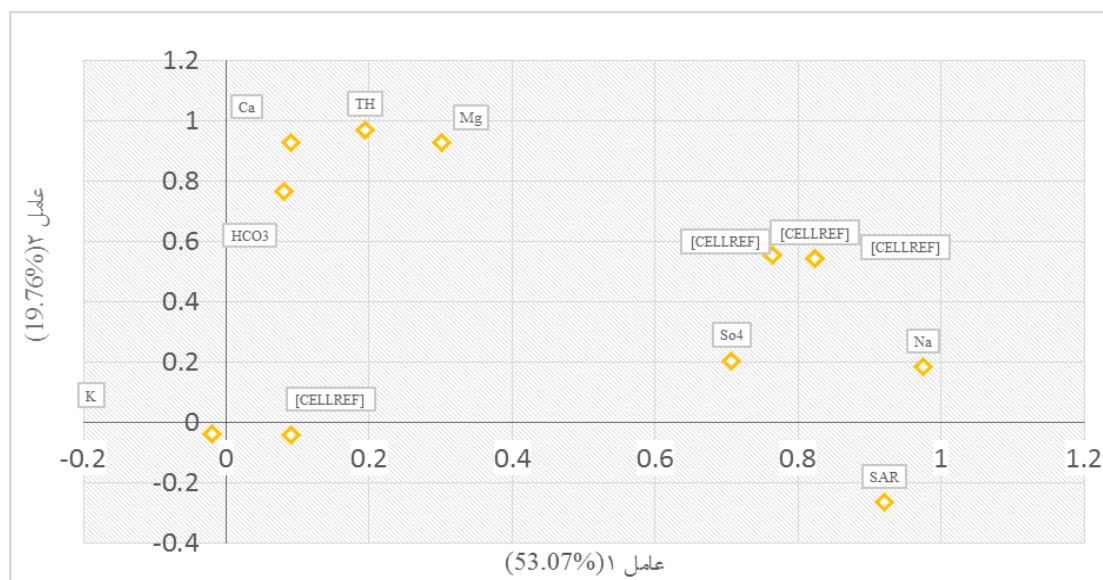
سهم منابع آلاینده‌گی با استفاده از آنالیز مؤلفه‌های اصلی قبل از استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی، مقدار آماره KMO^۱ و کرویت بارتلت برای کافی بودن حجم نمونه‌ها بررسی شد. به عنوان یک اصل، اگر مقدار آماره KMO کمتر از ۰/۵ باشد، میزان همبستگی موجود برای تحلیل عاملی ضعیف است؛ اگر بین ۰/۵ و ۰/۶۹ باشد، همبستگی متوسط و اگر از ۰/۷ بیشتر باشد، برای تحلیل عاملی مناسب است. نتایج آماره KMO در تحقیق حاضر ۰/۸۵۹ است. همچنین، نتایج آزمون کرویت بارتلت $p \text{ value} < 0/05$ را نشان داد و این به معنای وجود همبستگی معنادار بین متغیرهای کیفیت آب است. نتایج تحلیل عاملی استفاده شده برای شناسایی منابع آلودگی در دشت قلعه‌قازی در جدول ۲ نشان داده شده است. براساس مقدار ویژه بیشتر از یک و بعد از چرخش واریماکس، سه عامل باقی‌مانده انتخاب شدند.

1. Kaiser-Mayer-Olkin

توزیع مکانی نمرات عامل‌ها

نتایج درون‌یابی نشان داد معادله درجه دوم منطقی بیشترین صحت در درون‌یابی نمرات عوامل یکم و دوم را دارند. به منظور انتخاب مدل مناسب برای برازش روی واریوگرام تجربی، از مقدار r_{SS} کمتر و استحکام ساختار فضایی قوی‌تر استفاده شد. نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه را می‌توان برای ارزیابی ساختار فضایی داده‌ها بررسی کرد. وقتی این نسبت کمتر از $0/25$ باشد، متغیر مد نظر ساختار مکانی قوی دارد، بین $0/25$ - $0/75$ ساختار مکانی متوسط است و هنگامی که بزرگ‌تر از $0/75$ باشد، ساختار مکانی ضعیف است [۲۹]. نتایج نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه نشان داد ساختار مکانی عوامل یکم و دوم متوسط است (جدول ۴). نتایج توزیع مکانی فاکتور نخست نشان داد بیشترین تداخل آب و سنگ برای متغیرهای Na، SAR، Ec، TDS، Cl و So_4 در قسمت جنوبی و جنوب شرقی دشت است (شکل ۷). این تداخل با چگونگی جریان آب و قرارگیری سازند آجاجاری در ضلع جنوبی دشت همخوانی دارد. کمترین میزان تداخل برای فاکتور نخست نیز در غرب و شمال دشت است. نتایج تعامل آب و سنگ برای فاکتور دوم بیان‌کننده این موضوع است که قسمت مرکزی دشت، تحت تأثیر عوامل زمین‌شناسی بیشترین تداخل را با متغیرهای کیفی Ca ، Mg ، TH و HCO_3 دارد (شکل ۸).

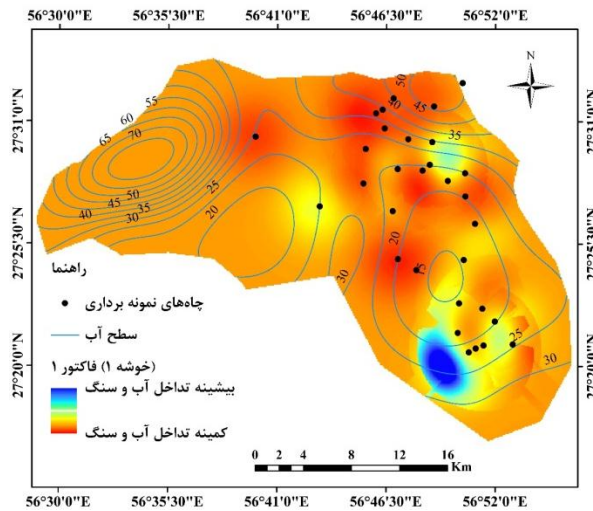
براساس نتایج به دست آمده، عامل نخست $0/53$ ، عامل دوم $0/19$ درصد از کل واریانس موجود در داده‌ها را توجیه کرده است. در مجموع نیز این دو عامل $0/72$ درصد واریانس موجود در داده‌های کیفیت آب دشت قلعه‌قازی را تبیین می‌کنند. مقدار بار عاملی به سه طبقه قوی ($>0/75$)، متوسط (بین $0/5$ و $0/75$) و ضعیف ($<0/5$) تقسیم شد [۴]. در فاکتور نخست متغیرهای کیفی Na، SAR، Ec، TDS، Cl و So_4 به ترتیب بیشترین بار عاملی را دارند. در فاکتور دوم نیز متغیرهای Ca ، Mg ، TH و HCO_3 بیشترین بار عاملی را دارند (شکل ۶)، در حالی که pH تنها متغیر عامل سوم است که بار عاملی قوی دارد. به نظر می‌رسد که پارامترهای فاکتور نخست به دلیل گسترش آب زیرزمینی سولفات-کلره دشت با جهت غربی شرقی تغذیه یا حرکت آب در آبخوان باشد و این در ارتباط با سازند آجاجاری در مرکز دشت است. علاوه بر این، سازند آجاجاری در مرکز دشت قلعه‌قازی به علت وجود طبقات مارن قرمز از منابع محدود یون‌های سولفات، سدیم، کلر است. بنابراین، فاکتور یکم به نام عامل شوری نام‌گذاری شد. قرارگرفتن کاتیون‌ها در عامل دوم که $0/19$ درصد واریانس را توجیه می‌کند نیز می‌تواند به دلیل وجود سازند آهک بختیاری و انحلال آن توسط جریان آب زیرزمینی و یا آبشویی در مسیر تغذیه رودخانه باشد، پس این فاکتور را نیز می‌توان عامل سختی نام‌گذاری کرد (شکل ۶).



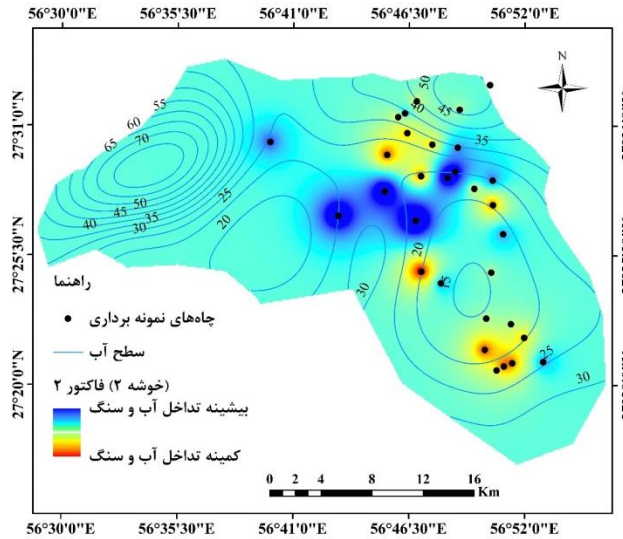
شکل ۶. مقادیر بار عاملی فاکتورها

جدول ۴. نتایج بهترین واریوگرام برای درون‌یابی عوامل یکم و دوم

واریوگرام	ناگت (C0)	سیل (C0+C)	(C0/C0+C)*100
فاکتور ۱	۰/۴۳۰۵۱	۱/۲۱۰۷	درصد ۳۵/۵
فاکتور ۲	۰/۵۰۱۴۹	۱/۳۷۹۸	درصد ۳۶/۳



شکل ۷. توزیع مکانی تعامل آب و سنگ بر اساس نمرات عامل نخست



شکل ۸. توزیع مکانی تعامل آب و سنگ بر اساس نمرات عامل دوم

(جدول ۵) که نشان می‌دهد این متغیرها بیشترین تغییرات مکانی را درون دشت مطالعه شده دارند. همچنین، متغیرهایی مانند سختی، کلر و سدیم که در صدر بارهای عاملی و توجیه‌کننده واریانس بوده‌اند نیز تفاوت میانگین معناداری در دو کلاس یادشده دارند.

تجزیه واریانس یک‌طرفه

نتایج جدول ANOVA نشان داد بین متغیرهای کیفی K ، Ph ، Ca و HCO_3 در کلاس‌های به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی تفاوت معناداری ($p < 0.05$) وجود ندارد (جدول ۵). اما نتایج تفاوت میانگین‌ها برای متغیرهای کیفی EC ، Na ، TH و Mg ، SO_4 ، SAR ، Cl ، $T.D.S$ معنادار بوده است.

جدول ۵. نتایج جدول ANOVA

متغیرها	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	آزمون مقایسه واریانس	سطح معناداری
Na ⁺	۱۱۴۶/۶۷	۱	۱۱۴۶/۶۷	۳۵/۹۲۹	۰/۰۰
EC	۱۷۳۵۷۸۸۹/۲۶	۱	۱۷۳۵۷۸۸۹/۲۶	۳۱/۹۲۶	۰/۰۰
T.D.S	۷۱۰۹۷۹۱/۴۴	۱	۷۱۰۹۷۹۱/۴۴	۳۱/۹۲۶	۰/۰۰
Cl ⁻	۱۳۴۵/۲۳	۱	۱۳۴۵/۲۳	۲۷/۳۵۰	۰/۰۰
SAR	۱۷۰/۵۴	۱	۱۷۰/۵۴	۲۰/۳۹۸۸۴	۰/۰۰
SO ₄ ²⁻	۴۳/۹۴	۱	۴۳/۹۴	۷/۹۹۴	۰/۰۱
Mg ²⁺	۲۲/۳۰	۱	۲۲/۳۰	۵/۰۱۳	۰/۰۳
TH	۲۰۸۲۴۰/۹۰	۱	۲۰۸۲۴۰/۹۰	۴/۰۶۶	۰/۰۵
Ca ²⁺	۱۸/۸۰	۱	۱۸/۸۰	۲/۷۷۲	۰/۱۱
pH	۰/۰۴	۱	۰/۰۴	۱/۹۳۸	۰/۱۷
K ⁺	۰/۰۲	۱	۰/۰۲	۰/۳۶۷	۰/۵۵
HCO ₃ ⁻	۰/۱۱	۱	۰/۱۱	۰/۱۳۶	۰/۷۲

مدل‌سازی معادلات ساختاری

مطلق مدل بررسی شد. مقدار شاخص GFI به دست آمده برابر با ۰/۶۸ است (جدول ۷). مقدار مطلوب گزارش شده برای این آماره بزرگ‌تر از ۰/۹ است [۳۰]، که مدل به دست آمده از نظر این شاخص مناسب نیست. دیگر شاخص مطلق، ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده‌ها (RMR) است. این مقدار در واقع تفاوت بین عناصر ماتریس مشاهده شده در گروه نمونه و عناصر ماتریس‌های برآورد یا پیش‌بینی شده با فرض درستی مدل مد نظر است. مانده‌های برازش یافته از تفاضل ماتریس کوواریانس نمونه، از ماتریس کوواریانس برازش یافته به دست می‌آید. هرچه مقدار این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد، مدل یادشده برازش بهتری دارد. مقدار این شاخص در تحقیق حاضر ۰/۰۵۹ شده است که نشان دهنده برازش مناسب مدل است (جدول ۷). شاخص بعدی استفاده شده RMSEA نیز از شاخص‌های مناسب برای تقریب خطاست که مقدار مطلوب گزارش شده برای آن ۰/۰۲۷ است [۳۱]. مقدار آن در تحقیق حاضر ۰/۰۸۹۷ شده است (جدول ۷).

از نتایج خروجی روش SEM برای تأیید گروه‌بندی متغیرهایی که تغییرات معناداری در خروجی‌های حاصل از ANOVA یک‌طرفه و تحلیل عاملی داشته‌اند، استفاده شد. در واقع، با این روش واریانس و کوواریانس موجود در داده از طریق تحلیل مسیر شناسایی شد. استفاده از روش یادشده با این هدف است که بر اساس پارامترهای فیزیکی-شیمیایی تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت توضیح داده شود [۴]. متغیرهای استفاده شده برای این روش شامل Mg، SO₄، Cl، Na و Ec می‌شود. رابطه گرافیکی متغیرهای یادشده به عنوان متغیر قابل مشاهده درون یک متغیر پنهان F1 بررسی شده است (شکل ۹).

نتایج وزن پارامترهای رگرسیون نشان‌دهنده معناداری تمامی آنها بوده است (جدول ۶). همچنین، نتایج برازش مدل با آماره‌های مختلف ارزیابی شد. بر اساس شاخص برازندگی مطلق (GFI)، شاخص میانگین مجذور باقی‌مانده (RMR) و ریشه میانگین مجذور خطای تقریب (RMSEA) مطلوبیت

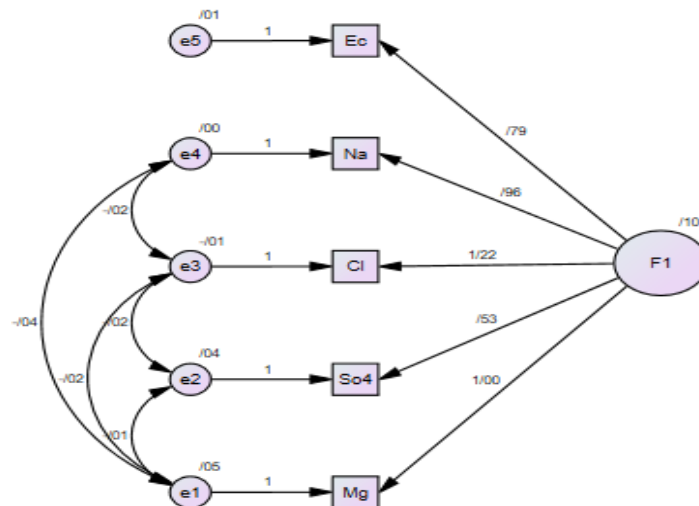
جدول ۶. وزن رگرسیونی متغیرها

متغیرها	تخمین	خطای استاندارد	مقدار بحرانی	سطح معناداری
Mg	F1	۱/۰۰۰		۰/۰۰
So ₄	F1	۰/۵۳۴	۰/۱۴۷	۳/۶۳۶
Cl	F1	۱/۲۱۹	۰/۱۹۹	۶/۱۲۸
Na	F1	۰/۹۵۵	۰/۲۱۳	۴/۴۹۲
Ec	F1	۰/۷۹۳	۰/۱۵۲	۵/۲۲۱

این شاخص در تحقیق حاضر برابر با ۰/۹۹ است (جدول ۷). از مناسب‌ترین و پرکاربردترین شاخص‌های تفسیری در خصوص برازش خوب یا ضعیف مدل تدوین‌شده، شاخص CFI است [۳۲]. این شاخص برازش مدل موجود را با مدل مستقل مقایسه می‌کند.

یکی از مزیت‌های شاخص‌های برازش مقایسه‌ای، حساسیت نداشتن به حجم نمونه است که می‌توان از آن به جای شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) که نسبت به حجم نمونه حساس است، استفاده کرد [۳۳]. دامنه پذیرش این شاخص بین ۰/۹ تا یک است و اگر مقدار CFI از ۰/۹۵ بیشتر باشد، مدل برازش بسیار خوبی دارد [۳۲]. مقدار این شاخص در تحقیق حاضر ۰/۹۹ است (جدول ۷).

شاخص‌های مطلوبیت نسبی بررسی‌شده برای برازش مدل در تحقیق حاضر شامل شاخص برازش هنجارنشده (NNFI)، شاخص برازندگی فزاینده (IFI) و شاخص برازندگی مقایسه‌ای (CFI) است. براساس شاخص NNFI مقدار مطلوب برای اینکه یک مدل به‌خصوص در مقایسه با سایر مدل‌های ممکن از لحاظ تبیین مجموعه‌ای از داده‌های مشاهده‌شده خوب عمل کند بیشتر از ۰/۹ گزارش شده است [۳۲]. مقدار این شاخص در تحقیق حاضر برابر با ۰/۹۸۶ است که نشان‌دهنده مطلوبیت مدل از این نظر است (جدول ۷). شاخص برازش فزاینده یا افزایشی بر اساس مقایسه بین مدل نظری و مدل مستقل معرفی شده است. دامنه پذیرش این شاخص برای پذیرفتن مدل تدوین‌شده، مقدار ۰/۹ و تأیید خوب بودن مدل برازش‌شده حداقل ۰/۹۵ است [۳۲]. مقدار



شکل ۹. مدل ساختاری منطقه مطالعه‌شده

جدول ۷. شاخص‌های برازش مدل SEM

روش ارزیابی آماری	مقادیر شاخص‌های برازش مدل
شاخص تناسب مطلوبیت مطلق	
GFI	۰/۶۸
RMR	۰/۰۵۹
RMSEA	۰/۰۸۹۷
شاخص تناسب مطلوبیت افزایشی	
nNFI	۰/۹۸۶
IFI	۰/۹۹
CFI	۰/۹۹

نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر از روش‌های آماری تحلیل عاملی، ANOVA یک‌طرفه، خوشه‌بندی، مدل‌سازی معادلات ساختاری و زمین‌آمار برای گروه‌بندی دقیق متغیرهای تأثیرگذار بر کیفیت آب زیرزمینی دشت قلعه‌قاضی استان هرمزگان استفاده شد. نتایج آنالیز خوشه‌بندی نشان داد چاه‌های موجود در منطقه براساس مقادیر متغیرهای کیفی در دو گروه قرار می‌گیرند. موقعیت مکانی قرارگیری این خوشه‌ها در دشت تقریباً مجزا بوده و مرتبط با ساختار زمین‌شناسی منطقه است. نتایج آنالیز مؤلفه‌های اصلی نشان داد ۵۳/۰۷ درصد از واریانس تغییرات در فاکتور نخست و ۱۹/۷ درصد در فاکتور دوم جای می‌گیرد. نکته درخور توجه در نتایج این روش، مجزای بودن یون‌های با منشأ املاح رسوبات تبخیری و کربناته از همدیگر است، به گونه‌ای که متغیرها و یون‌های Na، SAR، Ec، TDS، Cl و SO₄ در فاکتور نخست به طور کامل با شوری آبخوان مرتبط‌اند. به‌طور کلی، هتور و بایلی (۱۹۸۳) سه منبع را برای شوری معرفی کرده‌اند [۳۴]، این منابع شامل آب‌های باقی‌مانده در محیط‌های رسوب‌گذاری تبخیری‌ها، آب‌های شور حاصل از فرایند اسمز معکوس و شوری حاصل از طبقات تبخیری و گنبد‌های نمکی هستند که از این بین طبقات تبخیری اهمیت بیشتری در منطقه دشت قلعه‌قاضی دارد، زیرا سازند آغاچاری در مناطق مرکزی این دشت نمایان شده است [۲۸]. نتایج تداخل آب و سنگ در فاکتورهای به‌دست‌آمده از روش تحلیل عاملی نشان‌دهنده تعامل زیاد یون‌های مرتبط با شوری در جنوب و جنوب شرقی دشت است که چاه‌های مشاهده‌ای آن در مجاورت سازندهای مارن قرار گرفته‌اند که با نتایج ضرابی و همکارانش مطابقت دارد [۱۶]. کمترین میزان تداخل نیز برای این یون‌ها در شمال آبرفت کواترنری است. این تعامل برای عناصر عامل دوم که مرتبط با کربنات و سختی هستند، بیشتر در مرکز دشت اتفاق افتاده است. نکته بسیار مهم این است که متغیرهای عامل دوم با اینکه در سطح بیشتری تداخل ایجاد کرده‌اند، اما در اولویت دوم تأثیرگذاری بر آلاینده‌گی آبخوان‌اند. نتایج ANOVA یک‌طرفه نیز بیان‌کننده تفاوت معنادار در میانگین غلظت یون‌ها و متغیرهای EC، T.D.S، Cl، SAR، SO₄، Mg و TH دشت است. این نتایج با مقدار بار عاملی در تحلیل

عاملی همخوانی نسبی دارد. در مجموع، متغیرهای EC، Cl، SO₄، Mg و Na از نتایج روش‌های آماری بررسی‌شده تلخیص شده و برای تأیید نهایی وجود واریانس در این متغیرها و منحصربه‌فرد بودن برای تحقیقات آینده، وارد مدل‌سازی معادلات ساختاری شدند. نتایج شاخص‌های برازش مدل در معادلات ساختاری نشان داد متغیرهای یادشده می‌توانند در این دشت به عنوان مؤثرترین منابع آلاینده‌گی آب زیرزمینی انتخاب شوند. البته، شایان یادآوری است که احتمال دارد در صورت اندازه‌گیری مواد و عناصری همچون BOD، NO₃، NO₂، COD، NH₄، ...، نتایج تحقیق حاضر کاملاً تغییر کند که این موضوع می‌تواند راه جدیدی برای مطالعات آینده شود.

منابع

- [1]. H. P. Moghadas, "A STUDY OF GROUND WATER QUALITY IN LENJAN TOWNSHIP OF ISFAHAN PROVINCE," sjsph YR - 2003, no. 4, p. 31-40 K1-Lenjcm township water K1-Quality G. (In Persian)
- [2]. T. S. Narany, M. F. Ramli, A. Z. Aris, W. N. A. Sulaiman, and K. Fakharian, "Spatiotemporal variation of groundwater quality using integrated multivariate statistical and geostatistical approaches in Amol--Babol Plain, Iran," Environ. Monit. Assess., vol. 186, no. 9, pp. 5797-5815, 2014. (In Persian)
- [3]. N. M. Fakhari M, Asghari Moghadam A, Barzegar R, Kazemian N, "Investigation of the Origin of Some Heavy Metals in Groundwater of Marand Plain Aquifer Using Multivariate Statistical Methods," J. Water Soil, vol. 26, no. 2, pp. 237-253, Aug. 2016. (In Persian)
- [4]. L. Belkhiri and T. S. Narany, "Using multivariate statistical analysis, geostatistical techniques and structural equation modeling to identify spatial variability of groundwater quality," Water Resour. Manag., vol. 29, no. 6, pp. 2073-2089, 2015.
- [5]. A. Facchinelli, E. Sacchi, and L. Mallen, "Multivariate statistical and GIS-based approach to identify heavy metal sources in soils," Environ. Pollut., vol. 114, no. 3, pp. 313-324, 2001.
- [6]. A. Menció and J. Mas-Pla, "Assessment by multivariate analysis of groundwater-surface water interactions in urbanized Mediterranean streams," J. Hydrol., vol. 352, no. 3-4, pp. 355-366, 2008.

- [7]. K. Dragon, "Application of factor analysis to study contamination of a semi-confined aquifer (Wielkopolska Buried Valley aquifer, Poland)," *J. Hydrol.*, vol. 331, no. 1–2, pp. 272–279, 2006.
- [8]. A. Z. Aris, M. H. Abdullah, A. Ahmed, and K. K. Woong, "Controlling factors of groundwater hydrochemistry in a small island's aquifer," *Int. J. Environ. Sci. Technol.*, vol. 4, no. 4, pp. 441–450, 2007. (In Persian)
- [9]. M. Kumar, A. L. Ramanathan, M. S. Rao, and B. Kumar, "Identification and evaluation of hydrogeochemical processes in the groundwater environment of Delhi, India," *Environ. Geol.*, vol. 50, no. 7, pp. 1025–1039, 2006.
- [10]. B. Tlili-Zrelli, M. Gueddari, and R. Bouhlila, "Geochemistry and quality assessment of groundwater using graphical and multivariate statistical methods. A case study: Gromballia phreatic aquifer (Northeastern Tunisia)," *Arab. J. Geosci.*, vol. 6, no. 9, pp. 3545–3561, 2013.
- [11]. I. Gundogdu and O. Esen, "The importance of secondary variables for mapping of meteorological data. 3rd international conference on cartography and GIS," *Nessebar, Bulg.*, 2010.
- [12]. P. P. Adhikary, H. Chandrasekharan, D. Chakraborty, and K. Kamble, "Assessment of groundwater pollution in West Delhi, India using geostatistical approach," *Environ. Monit. Assess.*, vol. 167, no. 1–4, pp. 599–615, 2010.
- [13]. D. Machiwal, A. Mishra, M. K. Jha, A. Sharma, and S. S. Sisodia, "Modeling short-term spatial and temporal variability of groundwater level using geostatistics and GIS," *Nat. Resour. Res.*, vol. 21, no. 1, pp. 117–136, 2012.
- [14]. B. Bayard and C. Jolly, "Environmental behavior structure and socio-economic conditions of hillside farmers: a multiple-group structural equation modeling approach," *Ecol. Econ.*, vol. 62, no. 3–4, pp. 433–440, 2007.
- [15]. M. A. Kenney, G. B. Arhonditsis, L. C. Reiter, M. Barkley, and K. H. Reckhow, "Using structural equation modeling and expert elicitation to select nutrient criteria variables for south-central Florida lakes," *Lake Reserv. Manag.*, vol. 25, no. 2, pp. 119–130, 2009.
- [16]. B. Zarrabi, M. E. F. Valipour, and M. Javanbakht, "Investigation of Geologic factors affecting runoff quality of Qaleh Ghazi Plain," *Second Int. Congr. Appl. Geol.*, vol. IAGC02_229, no. Department of Geology, Islamic Azad University, Mashhad, 2015. (In Persian)
- [17]. S. M. Yidana, D. Ophori, and B. Banoeng-Yakubo, "A multivariate statistical analysis of surface water chemistry data The Ankobra Basin, Ghana," *J. Environ. Manage.*, vol. 86, no. 1, pp. 80–87, 2008.
- [18]. E. J. Usunoff and A. Guzmán-Guzmán, "Multivariate analysis in hydrochemistry: an example of the use of factor and correspondence analyses," *Groundwater*, vol. 27, no. 1, pp. 27–34, 1989.
- [19]. A. Mustapha and A. Z. Aris, "Multivariate Statistical Analysis and Environmental Modeling of Heavy Metals Pollution by Industries.," *Polish J. Environ. Stud.*, vol. 21, no. 5, 2012.
- [20]. K. Schaefer and J. W. Einax, "Analytical and chemometric characterization of the Cruces River in South Chile," *Environ. Sci. Pollut. Res.*, vol. 17, no. 1, pp. 115–123, 2010.
- [21]. P. A. Rogerson, *Statistical methods for geography: a students guide*. Sage, 2014.
- [22]. J. B. Grace, *Structural equation modeling and natural systems*. Cambridge University Press, 2006.
- [23]. R. B. Kline, "Principles and Practice of Structural Equation Modeling The Guilford Press New York Google Scholar," 1998.
- [24]. M. share pour, "Structural equation modeling (SEM):: Meet applications LISREL program (LISREL) in Social Research," *Soc. Sci.*, vol. 8, no. 13.14, pp. 204–231, 2001. (In Persian)
- [25]. R. E. Rossi, D. J. Mulla, A. G. Journel, and E. H. Franz, "Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence," *Ecol. Monogr.*, vol. 62, no. 2, pp. 277–314, 1992.
- [26]. H. Assaf and M. Saadeh, "Geostatistical assessment of groundwater nitrate contamination with reflection on DRASTIC vulnerability assessment: the case of the Upper Litani Basin, Lebanon," *Water Resour. Manag.*, vol. 23, no. 4, pp. 775–796, 2009.
- [27]. R. M. Lark, "Estimating variograms of soil properties by the method-of-moments and maximum likelihood," *Eur. J. Soil Sci.*, vol. 51, no. 4, pp. 717–728, 2000.
- [28]. H. Hosseini Poor, J. Ghaioomeyan, A. R. Ghasemi, and S. Choopani, "Investigating salt sources in Sarchahan aquifer in Hormozghan province using ion ratios," *Watershed Eng. Manag.*, vol. 1, no. 4, pp. 212–226, 2010. (In Persian)
- [29]. J. Shi et al., "Spatial distribution of heavy metals in soils: a case study of Changxing, China," *Environ. Geol.*, vol. 52, no. 1, pp. 1–10, 2007.

- [30]. H. W. Marsh, K.-T. Hau, and Z. Wen, "In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings," *Struct. Equ. Model.*, vol. 11, no. 3, pp. 320–341, 2004.
- [31]. A. E. Sutton-Grier, M. A. Kenney, and C. J. Richardson, "Examining the relationship between ecosystem structure and function using structural equation modelling: A case study examining denitrification potential in restored wetland soils," *Ecol. Modell.*, vol. 221, no. 5, pp. 761–768, 2010.
- [32]. L. Hu and P. M. Bentler, "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives," *Struct. Equ. Model. a Multidiscip. J.*, vol. 6, no. 1, pp. 1–55, 1999.
- [33]. R. H. Hoyle, *Handbook of structural equation modeling*. Guilford press, 2012.
- [34]. D. Hooper, J. Coughlan, and M. Mullen, "Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit," *Articles*, p. 2, 2008.
- [35]. J. S. Hanor and J. E. Bailey, "Use of hydraulic head and hydraulic gradient to characterize geopressed sediments and the direction of fluid migration in the Louisiana Gulf Coast," 1983.