

ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی شهر مشهد با استفاده از کریجینگ نشانگر برمبنای آلودگی نترات

مسلم اکبرزاده¹، بیژن فهردان² و کامران داوری³
تاریخ دریافت: 1394/10/7 تاریخ پذیرش: 1394/2/1

چکیده

در ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی استفاده از کریجینگ معمولی نمی‌تواند پهنه‌های مستعد آلودگی (در معرض خطر) را مشخص نماید. در این پژوهش، به منظور آگاهی از وسعت مناطق بیش از حد مجاز آلودگی نترات (50 mg/L) و نیز شناسایی مناطق مستعد آلودگی، داده‌های نترات 287 حلقه چاه در محدوده شهر مشهد به مساحت 320 کیلومتر مربع و در گستره آماری 1381 تا 1389 به کمک نرم‌افزار R مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. فرایند تحلیل و ارزیابی شامل مرتب‌سازی در شیت‌های اکسل، شناسایی داده‌های دورافتاده، حذف روند، بررسی همسانگردی، تعیین مدل‌های منتخب تغییرنا در هر سال و انجام کریجینگ فضایی و زمانی نشانگر می‌باشد. نتایج نشان داد که در هر سال، مدل تغییرنمای مترن به بهترین نحو ساختار فضایی داده‌ها را تبیین می‌کند. همچنین در گستره آماری مورد مطالعه به ترتیب 7/1، 5/8، 7/2، 8/5، 8/6، 9/4، 10/4، 2/1 و 2/4 درصد از کل منطقه از حد مجاز آلودگی عبور کرده است. از این رو به نظر می‌آید با تمهیداتی از جمله خارج کردن چاه‌های مناطق آلوده از مدار بهره‌برداری، جلوگیری از حفر چاه‌های جدید، انتقال آب از سد دوستی، استفاده از چاه‌های کشاورزی مطلوب در بخش شرب و اجرای شبکه جمع‌آوری فاضلاب، مناطق غیر مجاز زیادی از سال 1388 کنترل شده است. علاوه بر این، در این سال‌ها به ترتیب 10/4، 11/7، 12/4، 9/4، 14/3، 12/2، 6/0، 11/6 و 11/5 درصد از کل منطقه، مستعد آلودگی بوده است، بنابراین توجه بیش از پیش به این مناطق و بررسی علل آلودگی و کنترل آن ضروری به نظر می‌رسد.

واژه‌های کلیدی: آبخوان، شبکه پایش کیفی، مدل مترن، نقشه هم احتمال، واریوگرام

مقدمه

منابع آب زیرزمینی به سختی قابل تجدید و بازیابی است. آلودگی در آب‌های زیرزمینی تحت تأثیر یک یا چند منبع نقطه‌ای یا گسترده از جمله چاه‌های جذبی فاضلاب یا آبشویی کودهای نیتراته است. از این رو آلودگی این منابع رابطه‌ای نزدیک با فعالیت‌های بشری، به خصوص کشاورزی دارد که لزوم توجه به کیفیت را با اهمیت می‌کند (Jarvis, 1999; McLay et al., 2001). سلامتی ساکنین مناطق آلوده می‌تواند به سبب استفاده مستقیم برای شرب به خطر بیفتد. گاهی نیز به دلیل آلودگی منابع آب آبیاری، محصولات کشاورزی آلوده شده و به تبع آن خطراتی برای انسان ایجاد می‌شود (Harrison, 1999; Addiscott, 1992). بنابراین شناسایی پهنه‌های خطرناک و مستعد آلودگی در منطقه مورد مطالعه در راستای پایش کیفی منابع آب زیرزمینی از اهمیت بسزایی برخوردار است. به بیان دیگر با توجه

به طرح‌های آینده توسعه شهری، کشاورزی و صنعتی در دشت مشهد، آگاهی از روند تغییرات کیفی منابع آب زیرزمینی این دشت، امکان پیش‌بینی مشکلات احتمالی آینده و برنامه‌ریزی و چاره‌اندیشی برای آن‌ها را فراهم می‌سازد. براین اساس تحلیل و بررسی شبکه پایش کیفی این منابع و شناسایی ایستگاه‌هایی که مقادیر غلظت شاخص آلودگی آن‌ها بیش از حد مجاز است، ضروری به نظر می‌رسد.

در بین پارامترهای کیفی، نترات مهم‌ترین و شایع‌ترین آلاینده آب زیرزمینی بوده که علاوه بر اثر محرک و نامطلوب در رشد گیاهان و جلبک‌های مزاحم، عامل بسیاری از بیماری‌ها از جمله بیماری متهموگلوبینیا یا سندرم آبی کودکان و تشدید کننده بیماری‌های دستگاه گوارش بزرگسالان و زمینه‌ساز برخی سرطان‌ها می‌باشد (Coetzee et al., 2011; Hudak, 2012; Li et al., 2012). براساس استانداردهای سازمان جهانی بهداشت، سازمان حفاظت از محیط‌زیست، اتحادیه اروپا و نشریه استاندارد شماره 462 معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری و همچنین نشریه استاندارد ملی شماره 1053، حداکثر غلظت مجاز نترات برای شرب 50 mg/L می‌باشد.

به گفته کارشناسان شرکت آب و فاضلاب مشهد، در بخش‌های

1 - کاندیدای دکتری آبیاری و زهکشی، پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد
2 - استاد گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
3 - استاد گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(^{*} - نویسنده مسئول: Email: bijangh@um.ac.ir)

اثرات زیست‌محیطی توسعه شهری را بر آبخوان مشهد بر مبنای سنجش غلظت نیترات مورد بررسی قرار داد. در پژوهش مذکور، نظر به اینکه داده‌ها در گستره‌ای طولانی مورد بررسی قرار گرفت، لازم بود تا اعتبار داده‌ها از جمله شناسایی داده‌های دورافتاده مورد بررسی قرار گیرد. علاوه بر این ارزیابی صورت گرفته همراه با ارائه نتایجی در مورد شناسایی پهنه‌های خطرناک و مستعد آلودگی نبوده تا بتوان نسبت به گسترش آلودگی در مناطق در خطر جلوگیری کرد. هادوی و همکاران (1388) به ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی شهر مشهد پرداختند اما شناسایی داده‌های دور افتاده را که لزوم یک پژوهش تحلیلی است، مورد بررسی قرار ندادند. در پژوهش آنان هم‌چنین امکان تعیین احتمال گذر آلودگی از حدود مجاز با در نظر گرفتن آستانه‌ای برای غلظت شاخص آلودگی وجود داشت که این مهم نیز صورت نگرفت. رستمی خلج و همکاران (1390) توزیع مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت مشهد را با استفاده از روش‌های زمین آمار مورد پایش قرار دادند. آنان اظهار داشتند استفاده از روش کوکریجینگ دقت برآورد نقاط فاقد مشاهده را به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. در پژوهش مذکور بررسی شرایط و اصول اولیه انجام کریجینگ از جمله همسانگردی و مانایی صورت نگرفته است. حدس بر این است که با توجه به ماهیت داده‌های نیترات در پهنه مورد مطالعه، دارای روند باشد. این امر به تنهایی می‌تواند صحت پژوهش آنان را زیر سوال ببرد. هم‌چنین روش مناسبی برای ارزیابی کیفی ارائه نکردند چرا که روش‌های کریجینگ غیراحتمالاتی نظیر کوکریجینگ بیش‌تر برای برآورد نقاط فاقد مشاهده مناسب است. آتشی و همکاران (1391) با بررسی روند پارامترهای کیفی، منابع آب زیرزمینی شهر مشهد را براساس استانداردهای آب دسته‌بندی کردند. در پژوهش مذکور حساسیت نقاط مختلف شهری به شاخص آلودگی مورد بررسی قرار نگرفته است. به بیان دیگر ممکن است نقاطی وجود داشته باشد که میزان آلودگی آن‌ها در محدوده بحرانی نباشد اما در طول زمان، میزان تغییرات آن زیاد شده و احتمال افزایش آلودگی در آینده چشمگیر باشد. ذوالعلی و بارانی (1391) نیز روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی دشت مشهد را در طی یک دوره 9 ساله مورد بررسی قرار دادند. در پژوهش مذکور، روشی برای آنالیز کیفی چاه‌ها به منظور پایش بهتر یا طبقه‌بندی نقاط مختلف شهری، ارائه نشده است. از طرفی آنالیز آن‌ها می‌توانست براساس میزان گذر از آستانه آلودگی باشد تا ارزیابی کیفی، مبنای عددی قابل توجیهی داشته باشد. رضازاده ورقچی و همکاران (1389) نیز در پژوهش خود با پایش فضایی و به‌کارگیری نرم‌افزار سیستم اطلاعات جغرافیایی (ArcGIS) و روش‌های زمین‌آمار، نحوه توزیع آلاینده‌ها و مناطق آلوده در دشت مشهد را براساس شاخص‌های استاندارد آب معرفی کردند. به سختی می‌توان درستی نتایج آنان را تایید کرد زیرا مانایی و همسانگردی داده‌ها که از شرایط و اصول اولیه انجام کریجینگ می‌باشد، مورد

مرکزی و جنوبی شهر، به دلیل احتمال نشت از بافت فرسوده، تراکم جمعیتی بالا و انتقال جریان‌های آلوده در جهت شیب هیدرولیکی آبخوان به طور عمده از شمال غربی به جنوب شرقی، انتظار می‌رود غلظت آلودگی بیش از سایر مناطق باشد. هم‌چنین با هدف احیای آبخوان دشت مشهد و کاهش غلظت آلودگی، تاکنون اقدامات مختلفی از جمله خارج کردن چاه‌های مناطق آلوده از مدار بهره‌برداری، جلوگیری از حفر چاه‌های جدید، انتقال آب از سد دوستی، جایگزین نمودن پساب تصفیه خانه‌های فاضلاب پرکنندآباد و اولنگ برای آبیاری و استفاده از چاه‌های کشاورزی مطلوب در بخش شرب و جلوگیری از نشت چاه‌های جذبی با بهره‌برداری از شبکه مرکزی جمع‌آوری فاضلاب، صورت گرفته است. اما سوال اساسی این است که آیا اقدامات فوق بر پایه پهنه‌بندی درست از منطقه بوده و آیا قبل از ارائه این راهکارها، شناسایی دقیقی از مناطق آلوده و مستعد آلودگی صورت پذیرفته است؟ دانستن محدوده مکانی گسترش آلودگی به مدیران در مورد درجه برخورد با آن (مثلاً لزوم اقدام فوری) و نیز به سایر پژوهشگران در مورد یافتن عوامل آلودگی و چگونگی انتشار آن کمک می‌کند.

با توجه به مطالعات انجام شده، به نظر می‌رسد بر مبنای درون‌یابی، تولید نمودارهای هم‌احتمال و دست‌یابی به پهنه‌های مستعد (محتمل) گذر از آستانه خطر آلودگی می‌تواند پاسخگوی ابهامات فوق باشد. با در نظر گرفتن عددی به‌عنوان مرز آلودگی (حداکثر غلظت مجاز) احتمال گذر از آن با احتمال خطر آلودگی آب مترادف است. محمدمزاده درودی و صفری فارفار (1382) در بین روش‌های درون‌یابی، کریجینگ را به‌عنوان روش برتر انتخاب نمودند. اما در بین روش‌های کریجینگ که عموماً برای برآورد نقاط فاقد مشاهده و پهنه‌بندی کیفی به‌کار می‌رود باید روشی برای ارزیابی کیفی آبخوان ارائه شود که میزان احتمال خطر در مناطق مختلف آن را به خوبی نشان دهد. در اکثر پژوهش‌های انجام شده در خصوص ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی دشت مشهد، از انواع روش‌های کریجینگ استفاده شده است. در بیش‌تر این پژوهش‌ها، کاستی‌هایی وجود دارد، علاوه بر این، هیچ یک به طور دقیق نسبت به ارزیابی نقاط مستعد آلودگی اقدام نکرده‌اند. رضاییان لنگرودی و همکاران (1390) به‌منظور ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی دشت مشهد از منظر شرب و کشاورزی با بررسی توپوگرافی منطقه و منحنی‌های میزان تولید شده بر پایه پیش‌فرض نرم‌افزارهای نامعلوم در خصوص جهت تخلیه و تغییرات کیفی دشت اظهار نظر کردند اما میزان احتمال خطر آلودگی را در نقاط مختلف آبخوان تخمین نزدند. در پژوهش مذکور به ارزیابی و اعتبارسنجی داده‌ها نیز اشاره نشده است. یعنی ممکن است داده‌های مورد بررسی توسط آنان با خطا ثبت شده یا هر عامل دیگری اعتبار داده‌ها را زیر سوال ببرد، از این رو لازم است در ابتدا دورافتادگی داده‌های موجود توسط روش‌های آماری سنجش شود. دولتی (1389)

شاخص آلودگی از حد مجاز بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که احتمال گذر از آستانه خطر آلودگی در ماه‌های گرم سال افزایشی چشمگیر خواهد داشت (Piccini et al., 2012).

چیکالمو و همکاران در پژوهش خود اظهار داشتند که تعیین میزان تطابق کیفیت آب با استانداردهای موجود، مدیران را برای بهبود وضعیت آبخوان مورد مطالعه رهنمود خواهد کرد. از این‌رو آن‌ها با استفاده از کریجینگ نشانگر به بررسی کیفیت آبخوان مذکور پرداختند. نتایج آنان نشان داد که بیش از 60% آبخوان از کیفیت مطلوبی برخوردار نیست (Chica-Olmo et al., 2013). دلبری و همکاران نیز در پژوهشی پارامترهای کیفی منابع آب زیرزمینی را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از کریجینگ نشانگر میزان تطابق کیفیت با حد استاندارد را برای برخی پارامترهای کیفی مورد بررسی قرار داده و برای هر کدام، نقشه‌های هم‌احتمال منطقه مورد مطالعه را به دست آوردند (Delbari et al., 2014). در پژوهشی دیگر جانگ و چن میزان آسیب‌پذیری منابع آبی را نسبت به شاخص آلودگی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از کریجینگ نشانگر به منظور تعیین آسیب‌پذیری منطقه مورد مطالعه خود بهره بردند. هم‌چنین با استفاده از برآوردگر مذکور، از رگرسیون لجستیک برای بررسی عوامل تأثیرگذار بر آسیب‌پذیری استفاده کردند (Jang and Chen., 2015). پژوهش حاضر برآن بوده تا دقت پیش‌بینی احتمال آسیب‌پذیری مناطق شهر مشهد را افزایش داده و بتواند با استفاده از خروجی کریجینگ نشانگر زمینه ارائه پیشنهادها کاربردی را برای مدیریت جامع منابع آب فراهم آورد. از این‌رو در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن 50 mg/L به عنوان حد مجاز یا آستانه خطر آلودگی نیترات (به عنوان شاخص آلودگی) برای مصارف شرب و با فرض اینکه داده‌های ایستگاه‌های پایش موجود (چاه‌ها) به تنهایی برای تعیین پهنه‌های آسیب‌پذیر (پهنه‌های مستعد گذر از حد مجاز آلودگی) کافی نمی‌باشند (Cressie., 1993)، روش درون‌یابی کریجینگ نشانگر برای تهیه نقشه‌های هم‌احتمال مورد استفاده قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

منطقه و داده‌ها

دشت مشهد با ابعادی به طول بیش از 100 کیلومتر، عرض متوسط 25 کیلومتر و وسعتی حدود 2500 کیلومتر مربع، در حوضه آبریز رودخانه کشف‌رود واقع است که در آن سالانه حدود 250 میلیون متر مکعب کسری مخزن وجود دارد و در نتیجه از سال 1348 در لیست دشت‌های بحرانی و ممنوعه می‌باشد. بخش عمده‌ای از دشت مشهد، شهر مقدس مشهد است که به‌عنوان مرکز استان خراسان رضوی در شمال شرق ایران واقع است. این شهر از نظر وسعت و جمعیتی بیش از 5 میلیون نفر، دومین کلان‌شهر ایران شناخته می‌-

بررسی قرار نگرفته است. علاوه بر این، بررسی‌های مقدماتی نشان داده کدنویسی پیش‌فرض برخی از نرم‌افزارها در ترسیم تغییرنما (واریوگرام) دچار اشکال است.

در مجموع به نظر می‌رسد بیش‌تر پژوهش‌های انجام شده پیرامون مسائل کیفی آبخوان مشهد، ناکافی و بعضاً به لحاظ تئوری از درجه اعتبار پایینی برخوردار است. در هیچ یک از پژوهش‌های صورت گرفته به بررسی میزان آسیب‌پذیری منطقه پرداخته نشده است. از این‌رو انجام پژوهشی که بتواند میزان تطابق کیفیت آب شهر مشهد را با استانداردهای جهانی مورد بررسی قرار دهد ضروری به نظر می‌رسد.

روش‌هایی مانند کریجینگ معمولی، کوکریجینگ و روش‌های مشابه نمی‌توانند پهنه‌های آسیب‌پذیر را گزینش و به عبارتی تحلیل حساسیت کنند. زیرا اساس این روش‌ها بر پایه درون‌یابی با داده‌های خام است. از این‌رو باید روشی انتخاب شود که با استفاده از تبدیل داده‌های شاخص آلودگی به داده‌های دومقداره (نشانگر)، بتوان احتمال گذر آلودگی را تشخیص و بیان نمود. متغیرهای دومقداره، متغیرهایی هستند که تنها دو مقدار (مثلاً 0 یا 1) را اختیار می‌کنند. بر این اساس کریجینگ نشانگر با برآورد احتمال گذر از آستانه خطر آلودگی درک روشنی از پهنه‌های آسیب‌پذیر منطقه مورد نظر در اختیار قرار می‌دهد. در عمل موارد زیادی وجود دارد که مشاهدات دومقداره از لحاظ موقعیت قرار گرفتن در فضای مورد مطالعه به یکدیگر وابسته هستند، بنابراین باید برای مدل‌بندی این متغیرها از همبستگی فضایی آن‌ها استفاده شود (Goovaerts., 1997; Grunwald et al., 2006; Odeh and Onus., 2008).

کیوسی و همکاران از دو کریجینگ ساده و نشانگر برای تحلیل شاخص‌های کیفی منابع آب زیرزمینی استفاده کردند. آن‌ها در نتایج خود درصد وسعتی از منطقه مورد مطالعه که از حد مجاز آلودگی تجاوز کرده است را مشخص کردند (Kuisi et al., 2009). در پژوهشی مشابه دس و همکاران برای ارزیابی کیفیت منابع آب زیرزمینی از کریجینگ ساده و نشانگر استفاده کردند و برای چند پارامتر شاخص کیفی، درصد وسعتی از منطقه مورد مطالعه که از آستانه‌های خطر آلودگی (حدود مجاز) عبور کرده است را نشان دادند (Dash et al., 2010). گاوس و همکاران نیز با انجام کریجینگ نشانگر، پس از رسم نقشه‌های هم‌احتمال، پهنه‌های مجاز آب شرب را شناسایی کردند (Gaus et al., 2003). ارسال با انتخاب شاخص کیفی و تنها در 7 سال آماری روند سالانه آلودگی در آب‌های زیرزمینی را مورد بررسی قرار داد. او با بررسی نمودارهای هم‌احتمال به این نتیجه رسید که درصد احتمال گذر از آستانه خطر آلودگی در منطقه مورد مطالعه رو به کاهش بوده است (Arslan., 2012). پیسینی و همکاران نیز با استفاده از کریجینگ نشانگر و ترسیم نمودارهای هم‌احتمال در ماه‌های مختلف، اثر دمای هوا را در گذر

بررسی فرض‌های اولیه کریجینگ

در آمار فضایی یک میدان تصادفی به‌عنوان مدل آماری برای تحلیل داده‌ها در نظر گرفته می‌شود. میدان تصادفی مجموعه متغیرهای تصادفی مانند $\{Z(s), s \in D\}$ است که در مجموعه اندیس گذار D زیر مجموعه‌ای از فضای اقلیدسی d بعدی ($d \geq 1$) از \mathbb{R}^d (اعداد حقیقی d بعدی) است. هر میدان تصادفی $Z(\cdot)$ را می‌توان به‌صورت رابطه 3 تجزیه کرد (Cressie, 1993).

$$Z(s) = \mu(s) + \delta(s), \quad s \in D \quad (3)$$

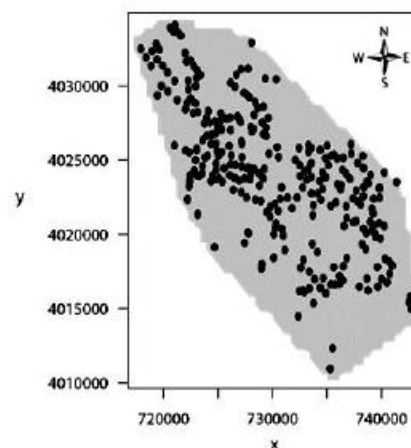
که در آن، $\mu(\cdot)$ تغییرات بزرگ مقیاس یا روند و $\delta(\cdot)$ تغییرات کوچک مقیاس میدان تصادفی است.

قبل از پیش‌بینی در میدان تصادفی باید ویژگی‌های آن مورد بررسی قرار گیرد. یکی از ملزومات پیش‌بینی به‌ویژه در روش کریجینگ، بررسی فرض‌های اولیه نظیر مانایی و همسانگردی است (حسینی پاک، 1389؛ محمدزاده، 1391).

وقتی میانگین میدان تصادفی تابعی از مختصات فضایی یا زمانی باشد آنگاه داده‌ها مانا نبوده و دارای روند است. وجود روند منجر به اریب در برآورد می‌شود که نسبت به میزان واقعی انحراف یا خطا وجود دارد. برای تشخیص روند، داده‌ها نسبت به مختصات جغرافیایی در زمان‌های مختلف رسم می‌شود. در مانایی از حیث میانگین، تغییرات بزرگ مقیاس، ثابت یا مستقل از مکان (s) بوده و واریانس عبارت $(Z(s_1) - Z(s_2))$ تنها تابعی از فاصله بین دو موقعیت s_1 و s_2 است. یکی از راه‌های تشخیص وجود روند از حیث میانگین، رسم $Z(s_1)$ ‌ها در جهات مختلف شرقی غربی (محور x) یا شمالی جنوبی (محور y) است. در صورتی که مقادیر $Z(s_1)$ ‌ها به‌صورت تصادفی در این نمودارها پراکنده شده و حالت منظم نداشته باشند، روند وجود ندارد. اما در صورتی که نظم خاصی در داده‌ها مشخص شود، داده‌ها دارای روند است. بنابراین در فرایند کریجینگ نشانگر عام ابتدا روند، مدل‌سازی می‌شود و پس از آنکه معادله‌ای به روند برازش شد، در هر نقطه با کسر کردن روند از مقدار مشاهده شده، مقدار مانده محاسبه می‌شود. در این حالت می‌توان مانده نقطه مجهول را با استفاده از کریجینگ و براساس مدل تغییرنمای مربوطه تخمین و سپس آن را به مقدار روند در نقطه تخمین افزود (حسینی پاک، 1389).

در آمار فضایی می‌توان مفهومی مشابه واریانس برای تعیین ساختار همبستگی فضایی داده‌ها تعریف نمود. با توجه به اینکه دو داده نزدیک به هم احتمالاً مقادیر مشابه‌تری نسبت به دو داده دور از هم دارند، متوسط تفاضل مقادیر $Z(s)$ و $Z(s+h)$ که به فاصله h از یکدیگر قرار گرفته‌اند، می‌تواند معیار خوبی برای بیان وابستگی متقابل مقادیر به‌دست آمده در دو موقعیت (s) و $(s+h)$ باشد. بر این مبنای اندازه‌ای به نام نیم‌تغییرنما تعریف شده است. نیم‌تغییرنما، پایه بسیاری

شود. در تعیین مختصات منطقه، نقطه‌ای با UTM افقی 715000 و عمودی 4010000 به عنوان مبدأ مختصات در نظر گرفته شد. براساس مختصات چاه‌های مورد مطالعه، مساحت منطقه در حدود 320 کیلومتر مربع برآورد گردید. شکل 1 نحوه پراکندگی چاه‌ها را در منطقه مورد مطالعه نشان می‌دهد.



شکل 1 - پراکندگی چاه‌ها در منطقه مورد مطالعه (مختصات UTM)

در پژوهش حاضر براساس پژوهش‌های پیشین و با اعمال نظر کارشناسی، نیترا به‌عنوان پارامتر شاخص آلودگی انتخاب شد. به‌منظور تجزیه و تحلیل فضایی در زمان‌های مختلف، مقادیر نیترا 287 حلقه چاه که دارای اطلاعات ثبت شده در طی 9 سال اخیر از 1381 تا 1389 بود، از امور نظارت بر کیفیت آب‌های مشهد کسب گردید. داده‌های هر چاه با میانگین 3 نوبت پایش صورت گرفته به‌صورت متوسط سالانه ثبت شده است. داده‌های جمع‌آوری شده در محیط نرم‌افزار Excel، مرتب و شیت‌بندی شد.

شناسایی داده‌های دورافتاده

برای شناسایی داده‌های دورافتاده در مشاهدات از روش هاینینگ استفاده شد (Haining, 1991). براین اساس اگر $Z(s)$ (مقدار مشاهده شده در موقعیت مکانی s) در یکی از نابرابری‌های 1 یا 2 صدق کند داده دورافتاده محسوب می‌شود.

$$Z(s) > Q_U + \frac{I}{s(Q_U - Q_L)} \quad (1)$$

$$Z(s) < Q_L - \frac{I}{s(Q_U - Q_L)} \quad (2)$$

که در آن‌ها، Q_U و Q_L به ترتیب چارک بالا و چارک پایین داده‌ها می‌باشد.

در ادامه داده‌های دورافتاده شناسایی و همانند نقاط فاقد مشاهده کنار گذاشته شد. سپس توسط کریجینگ نشانگر مقدار احتمال گذر از حد آلودگی تمامی نقاط فاقد مشاهده اعم از دورافتاده یا سال‌های بدون داده در دوره آماری مورد مطالعه برای هر چاه محاسبه شد.

که در آن، K_{ν} (پارامتر کاپا) تابع بسط نوع دوم از مرتبه ν و مقادیر a_0, h, c_0, ν نامنفی هستند.

مدل مترن به دلیل داشتن پارامتر کاپا (پارامتر همواری و کنترل کننده همواری میدان تصادفی) در برازش اطلاعات از انعطاف بیش تری برخوردار است. این قابلیت باعث ایجاد رابطه بین نیم تغییرنمای مترن و سایر مدل های نیم تغییرنما است. به طور مثال اگر کاپا برابر 0/5 باشد نمایی و اگر بینهایت باشد گوسی می شود (محمدزاده، 1391).

این گونه مدل ها را نیم تغییرنماهای غیرجهتی یا همسانگرد نیز می گویند. به طور کلی همسانگردی بدان معناست که نیم تغییرنما به اندازه و جهت فاصله (h) بستگی نداشته باشد. فرض همسانگردی موجب آسان تر شدن مدل سازی برآورد نیم تغییرنما می شود. اما با استفاده از داده های تجربی، نیم تغییرنما به صورت رابطه 10 برآورد می شود که در اصطلاح به آن نیم تغییرنمای تجربی گویند (محمدزاده، 1391).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N_h} \sum_{i=1}^{N_h} (Z(s_i) - Z(s_j))^2 \quad (10)$$

که در آن $\hat{\gamma}(h)$ برآورد نیم تغییرنما و N_h تعداد نقاط به فاصله h است.

رسم نیم تغییرنما در تمام جهات (برای مثال با فواصل 5 درجه) و ارائه تک تک آن ها زمان بر است. اما می توان با استفاده از رسم رویه آن نیم تغییرنماها، تصمیم روشن تر و موجه تری در مورد ناهمسانگردی و همچنین میانگین نیم تغییرنما در هر مکان گرفت. مبنای رسم این پلان دوبعدی به این صورت است که هر جفت نقطه در محاسبه نیم تغییرنما، توسط بردار h به هم ارتباط پیدا می کنند. این بردار مانند تمام بردارها دو ویژگی بزرگی بردار و زاویه آن با افق را دارد. منظور از افق، به صورت قراردادی سوی مثبت محور x ها است، یعنی زاویه ای که بردار دوبعدی تغییرنما با سوی مثبت محور x ها می سازد. بنابراین روابط 11 و 12 برقرار است (Isaak and Srivastar., 1989).

$$d_x = |h| \cos \theta \quad (11)$$

$$d_y = |h| \sin \theta \quad (12)$$

h بزرگی بردار، θ زاویه بردار با سوی مثبت محور x ها و d_x و d_y فاصله جهت دار دو نقطه به فاصله $|h|$ است. انتظار می رود تمام جفت نقاطی که دارای d_x و d_y نسبتاً برابری هستند، اختلاف مقدار یکسانی داشته باشند.

اگر این رویه (عبور صفحه ای از یک بردار سه بعدی) برای تمام گام ها و زوایا ادامه داده شود، تصویری دوبعدی به دست می آید که پلان رویه نیم تغییرنما نامیده می شود. با رسم رویه نیم تغییرنماها و در صورت همسانگردی، انتظار می رود بردار در هر جهتی که بچرخد، تنها یک عدد به دست آید (Isaak and Srivastar., 1989).

از تحلیل ها و محاسبات آماری است و از رابطه 4 به دست می آید (Ortiz and Deutsch., 2002; Zhang and Yao., 2008).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \text{Var}(Z(s+h) - Z(s)) \quad (4)$$

با استفاده از اطلاعات تجربی، نیم تغییرنما به صورت رابطه 5 برآورد می شود که در اصطلاح به آن نیم تغییرنمای تجربی گویند (محمدزاده، 1391).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N_h} \sum_{i=1}^{N_h} (Z(s_i) - Z(s_j))^2 \quad (5)$$

که در آن، $\hat{\gamma}(h)$ برآورد نیم تغییرنما و N_h تعداد نقاط به فاصله h است.

برای تحلیل آمار فضایی لازم است که مدلی به نیم تغییرنمای تجربی برازش داده شود. کدنویسی این فرایند در نرم افزارها مستلزم دانستن ساختار مدل تغییرنما است. برای بسیاری از مدل سازی های نیم تغییرنما، مدل از مقداری مخالف صفر شروع شده، در دامنه افزایش یافته و در نهایت به مقدار ثابتی به نام آستانه می رسد. از نظر تئوری، مقدار نیم تغییرنما به ازای فاصله صفر بین دو داده باید برابر صفر شود. زیرا دو نمونه که برهم منطبق باشند مقدار کمیت مورد نظر در آن ها نباید اختلافی داشته باشد و در نتیجه واریانس بین داده های آن ها صفر خواهد بود. در عمل معمولاً نیم تغییرنمای تجربی از صفر شروع نمی شود و مقدار آن به ازای $h=0$ مقداری همانند c_0 است که به آن اثر قطعه ای می گویند. اختلاف بین آستانه و اثر قطعه ای را آستانه تأثیر می نامند (محمدزاده، 1391).

مدل های گوسی، نمایی، کروی، توانی، لگاریتمی، سهمی گون و خطی از مهم ترین مدل های نیم تغییرنما هستند. توابع نیم تغییرنمای گوسی، نمایی و کروی دارای سه پارامتر a, c و c_0 هستند که به ترتیب به صورت روابط 6 تا 8 بیان می شوند (محمدزاده، 1391).

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}}\right), \quad h \in \mathbb{R} \quad (6)$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(1 - e^{-\frac{|h|}{a}}\right), \quad h \in \mathbb{R} \quad (7)$$

$$\gamma(h) = \begin{cases} c_0 + c \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}}\right) & , h \in \mathbb{R}, 0 \leq h \leq a \\ c_0 + c & , h > a \end{cases} \quad (8)$$

که در آن ها a دامنه، c_0 اثر قطعه ای و $c_0 + c$ آستانه می باشد. دامنه تابع نیم تغییرنمای نمایی به طور معمول بزرگ است. وقتی داده ها در محدوده مورد بررسی دارای روند باشند یا این که نسبت به ابعاد محدوده نمونه برداری دارای دامنه بزرگی باشند، نیم تغییرنمای آن از مدل نمایی پیروی می کند.

مدل های دیگری نیز وجود دارند اما مترن یکی از منعطف ترین مدل ها است که معادله آن به صورت رابطه 9 بیان می شود (محمدزاده، 1391).

$$\gamma(h) = c_0 \left(1 - \frac{2}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{h\sqrt{\nu}}{a_0}\right)^\nu K_\nu \left(\frac{2h\sqrt{\nu}}{a_0}\right)\right) \quad (9)$$

کریجینگ نشانگر

با فرض $\{Z(s), s \in D\}$ به عنوان میدان تصادفی با متغیر ناحیه‌ای $Z(s)$ و با در نظر گرفتن مقدار آستانه z_{0k} می‌توان این متغیر را به متغیر ناحیه‌ای دیگری با مقادیر 0 و 1 تبدیل نمود. این متغیر ناحیه‌ای را متغیر نشانگر یا دودویی می‌نامند. از این رو $I(s_0; z_{0k})$ نشان‌دهنده متغیر نشانگر در ناحیه s_0 با آستانه z_{0k} خواهد بود به گونه‌ای که اگر $Z(s_0)$ بیش‌تر از z_{0k} باشد، مقدار 1 و در غیر این صورت مقدار 0 را اختیار خواهد کرد. بنابراین به وسیله تغییر متغیر بر روی $Z(s)$ با متغیرهای ناحیه‌ای در میدان تصادفی $\{I(s_0; z_{0k}), s \in D\}$ مواجه هستیم. به سبب این تغییر متغیر می‌توان احتمال گذر متغیر ناحیه‌ای $Z(s)$ از آستانه z_{0k} را در نقطه فاقد مشاهده‌ای مانند s_0 به وسیله کریجینگ نشانگر برآورد نمود (محمدزاده، 1391).

کریجینگ نشانگر روشی ناپارامتری است که برای برآورد فضای احتمال وقوع پیشامد در نقاط فاقد مشاهده به کار می‌رود. این روش در مقایسه با سایر روش‌های کریجینگ، به جای پیش‌بینی نقاط فاقد مشاهده تابعی از آن را برآورد می‌کند. این پیش‌بینی با کمینه کردن واریانس در انتها، احتمال وقوع نقطه فاقد مشاهده را به شرط داده‌های موجود برآورد خواهد کرد. به منظور برآورد متغیر نشانگر $I(s_0; z_{0k})$ با استفاده از داده‌های تبدیل شده در آستانه z_{0k} ، در این نوع کریجینگ با تبدیل داده‌های اولیه نسبت به آستانه z_{0k} ، یعنی رابطه 13 می‌توان متغیر نامعلوم $I(s_0; z_{0k})$ را برآورد نمود (محمدزاده، 1391).

$$I(s_i; z_{0k}) = \begin{cases} 1 & Z(s_i) \geq z_{0k} \\ 0 & Z(s_i) < z_{0k} \end{cases} \quad (13)$$

از این رو برآورد کریجینگ با کمینه کردن $E\{[I(s_0; z_{0k}) - [I(s_0; z_{0k})]^*]^2$ به دست خواهد آمد. که رابطه 14 برقرار است.

$$[I(s_0; z_{0k})]^* = \sum_{j=1}^n \lambda(s_0; z_{0k}; s_j) I(s_j; z_{0k}) \quad (14)$$

عبارت $\lambda(s_0; z_{0k}; s_j)$ ، متغیر نشانگر به دست آمده از رابطه 13 و $\lambda(s_0; z_{0k}; s_j)$ ضرایب کریجینگ می‌باشد.

از این رو می‌توان با استفاده از مقادیر دودویی $I(s_i; z_{0k})$ مقدار $[I(s_0; z_{0k})]^*$ یا احتمال رخداد z_{0k} را در فاصله (0 و 1) به دست آورد. پس از مشتق‌گیری و حل معادلات ریاضی، برآورد کریجینگ مطابق رابطه 15 به دست می‌آید.

$$[I(s_0; z_{0k})]^* = E\{I(s_0; z_{0k}) | (n)\} = P\{Z(s_0) \geq z_{0k} | (n)\} \quad (15)$$

که در آن $E\{I(s_0; z_{0k}) | (n)\}$ مقدار مورد انتظار $I(s_0; z_{0k})$ با شرط داشتن n مقدار از $I(s_1; z_{0k})$ تا $I(s_n; z_{0k})$ است. با توجه به اینکه $I(s_0; z_{0k})$ متغیر دودویی 0 و 1 است، $E\{I(s_0; z_{0k}) | (n)\}$ برابر است با $P\{Z(s_0) \geq z_{0k} | (n)\}$ ، یعنی احتمال گذر از آستانه آلودگی به شرط در اختیار داشتن مقادیر مذکور. (Goovaerts., 1997)

با فرض همسانگردی میدان تصادفی $\{I(s; z_{0k}); s \in D\}$

نیم‌تغییرنمای نشانگر رابطه 16 نیز وابسته به موقعیت جغرافیایی نبوده و انجام پیش‌بینی براساس دو متغیر $I(s; z_{0k})$ و $I(s+h; z_{0k})$ قابل محاسبه و امکان‌پذیر است (Goovaerts., 1997).

$$2\gamma(h) = \text{Var}(I(s+h; z_{0k}) - I(s; z_{0k})) \quad (16)$$

در ادامه و برای تعیین بهترین مدل نیم‌تغییرنما در هر سال، از اعتباریابی متقابل در هر سال استفاده شد. با استفاده از معیارهای ارزیابی شامل مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدرمطلق خطا (MAE) و اعتباریابی بین نقاط تخمینی حاصل از کریجینگ نشانگر (با استفاده از مدل نیم‌تغییرنمای مشخص) و مقادیر واقعی انجام شد (Arslan., 2012). این معیارها به شرح روابط 17 و 18 می‌باشند.

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{[I(s_0; z_{0k})]^* - I(s_0; z_{0k})\}^2} \quad (17)$$

$$\text{MAE} = \frac{\sum_{i=1}^n |[I(s_0; z_{0k})]^* - I(s_0; z_{0k})|}{n} \quad (18)$$

که در آن‌ها، $[I(s_0; z_{0k})]^*$ مقدار تخمینی متغیر نشانگر مورد نظر و $I(s_0)$ مقدار واقعی آن در نقطه (s_0) است.

نرم‌افزار و زبان برنامه‌نویسی

در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل فضایی شامل تغییر متغیر، انتخاب مدل نیم‌تغییرنما، بررسی همسانگردی، مانایی و پیش‌بینی کریجینگ نشانگر در سال‌های مختلف و رسم نقشه‌های هم احتمال، از نسخه 3.0.1 نرم‌افزار R استفاده شده است. R، زبان برنامه‌نویسی و محیط نرم‌افزاری برای محاسبات آماری و تحلیل اطلاعات است که براساس زبان‌های اس و اسکیم پیاده‌سازی شده است. R که اولین بار در سال 1993 انتشار یافت، حاوی محدوده گسترده‌ای از تکنیک‌های آماری و قابلیت‌های گرافیکی است. در محیط R، کدهای سی، سی++ و فورترن قابلیت اتصال و فراخوانی هنگام اجرای برنامه را دارند و می‌توان توسط کدهای سی، مستقیماً در R تغییراتی را اعمال نمود. این نرم‌افزار هم‌چنین قابل استفاده در محاسبات ماتریسی است. امکان توسعه قابلیت‌های R، با افزودن بسته‌های ایجاد شده توسط کاربران آن، یکی از ویژگی‌های مهم این نرم‌افزار است. این بسته‌ها طیف وسیعی از قابلیت‌ها را در زمینه‌های مختلف تحلیل داده‌ها به R می‌دهند.

نتایج و بحث

بررسی داده‌های دورافتاده

با استفاده از روابط 1 و 2، در مجموع 9 سال آماری، 93 داده دورافتاده (معادل 3/59 درصد از کل داده‌ها) مشخص و همانند نقاط فاقد مشاهده کنار گذاشته شد. پرت بودن این داده نسبت به سایر داده‌های همان سال بوده و براساس نظر کارشناسی نیز تایید گردید. هم‌چنین میزان و درصد داده‌های دورافتاده در هر سال آماری نیز به

گرفته شد. در شکل 3، رویه نیم تغییرنماها در سال نمونه آماری 1389 نشان داده شده است. با توجه به شکل 4، نیم تغییرنماها در تمام جهات تقریباً بر هم منطبق بوده و تفاوت معنی داری نسبت به هم ندارند از این رو همسانگردی داده‌های بدون روند مورد تایید است.

انتخاب مدل نیم تغییرنما

به منظور انجام کریجینگ نشانگر ابتدا مدلی به داده‌های نیم تغییرنمای تجربی برازش گردید و سپس با استفاده از این مدل، برآوردیابی کریجینگ انجام شد. بر این اساس در هر یک از سال‌های آماری، با توجه به نیم تغییرنمای تجربی داده‌ها، از بین مدل‌های متداول نمایی، کروی، گوسی و مترن، یک مدل انتخاب شد. همان‌طور که در بخش روش شناسی اشاره شد، انتخاب مدل براساس اعتباریابی متقابل و با معیارهای RMSE و MAE صورت گرفت که در هر سال، مدل منتخب، کم‌ترین RMSE و MAE را در بین مدل‌ها داشته است. برای هر سال یکبار کریجینگ و یکبار انتخاب مدل صورت گرفت که اطلاعات آن برای 3 سال نمونه آماری (1381، 1385 و 1389) در جدول 2 آمده است.

محاسبه و در جدول 1 آمده است. نتایج حاکی از آن است که در سال 85 بیش‌ترین مقادیر داده دورافتاده (17 داده) مشاهده شده است.

بررسی ماتریبی داده‌ها و حذف روند

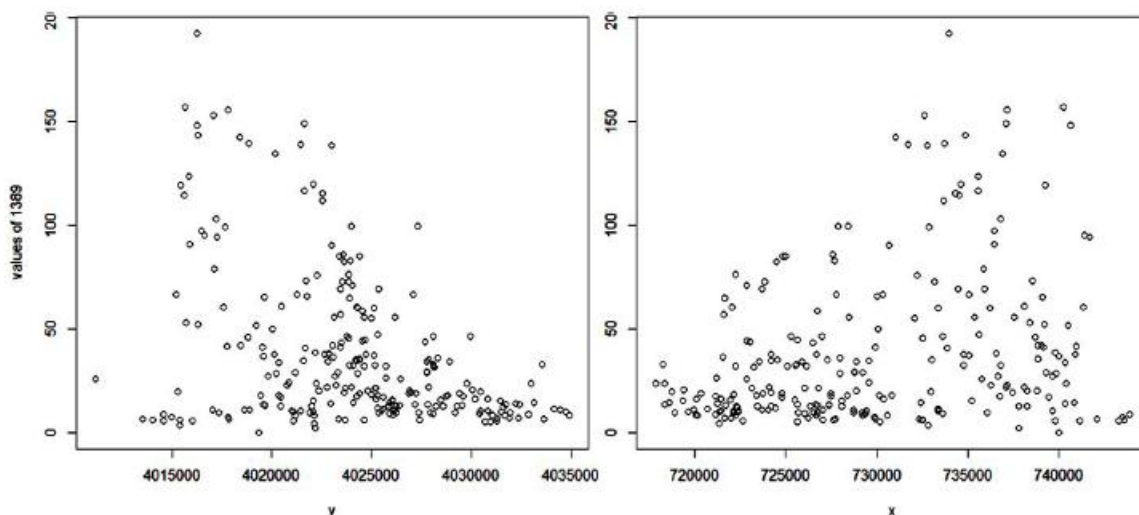
مشاهدات در برابر محورهای مختصات x و y برای سال نمونه آماری 1389 در شکل 2 ارائه شده است. این شکل بیانگر این است که داده‌ها در جهت محور x دارای روند افزایشی، اما در جهت محور y دارای روند کاهشی هستند. وجود روند در داده‌ها سبب آریبی در برآورد می‌شود. از این رو اگر داده‌ها، مانا باشند (بدون روند) کریجینگ از نوع معمولی و در غیر این صورت عام می‌شود. برای کاستن اثر روند در برآورد نیم تغییرنما و نهایتاً کریجینگ لازم است براساس داده‌های بدون روند از کریجینگ نشانگر عام استفاده شود. از این رو روند در هر سال با معادلات درجه دو $\mu(u) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 y + \beta_3 xy + \beta_4 x^2 + \beta_5 y^2$ حذف گردید.

بررسی همسانگردی

در این پژوهش برای تولید رویه نیم تغییرنماهای جهتی، در بیش‌ترین تاخیر مکانی برابر با 10000 متر، پهنایی برابر 1000 متر در نظر

جدول 1 - میزان داده های دورافتاده در هر سال

سال	داده های پرت	سال	داده های پرت	سال	داده های پرت
تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
1381	9	3/1	1384	13	4/5
1382	10	3/5	1385	17	5/9
1383	9	3/1	1386	14	4/9

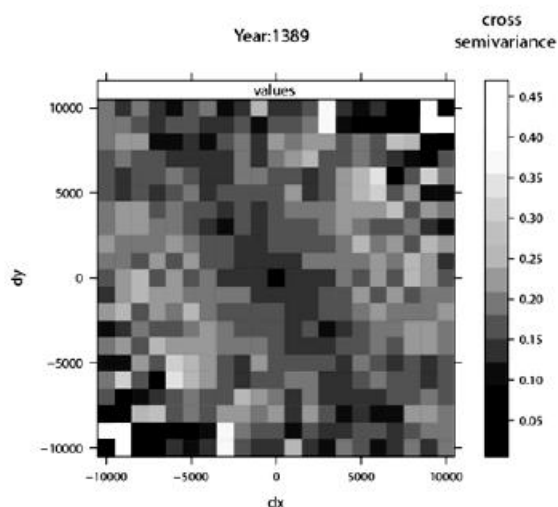


شکل 2 - نمودارهای پراکنش داده‌ها در جهت محورهای x و y مختصات UTM برای سال نمونه آماری 1389

اعتباریابی، مقادیر عددی خیلی نزدیکی به مدل نمایی دارد. مدل مترن توانسته با استفاده از پارامتر هموارکننده کاپا، بهتر به داده‌ها برازش یابد. این انعطاف‌پذیری مدل منتخب در سایر پژوهش‌ها نیز سبب پیش‌بینی دقیق‌تر آن‌ها شود. به‌عنوان مثال پیسینی و همکاران در پژوهشی مشابه، مدل‌های کروی و گوسی را در هر ماه آماری برگزیدند (Piccini et al., 2012). ارسلان نیز در اکثر سال‌های آماری مورد مطالعه، مدل نمایی و کروی را انتخاب کرد (Arslan, 2012). از این‌رو با توجه به انعطاف‌پذیری مدل مترن به نظر می‌رسد اگر در این پژوهش‌ها نیز این مدل به کار می‌رفت عملکرد بهتری را دربر می‌داشت.

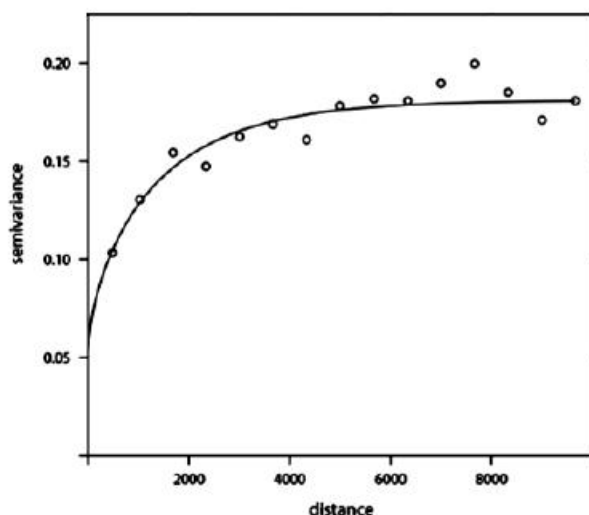
با مقایسه دامنه مدل منتخب با مدل نزدیک به آن (مدل نمایی) در همه سال‌های آماری مدل مترن دامنه بالاتری داشته است. این افزایش قابل توجه دامنه را می‌توان به سبب انتخاب مدل مناسب‌تر توجیه نمود. بالاترین خطای پیش‌بینی در مدل منتخب مربوط به سال 1381 است که به دلیل دامنه پایین مدل نیم‌تغییرنمای مترن در این سال بوده است. در سال 1384 نیز مقدار آستانه تأثیر زیاد و اثر قطعه‌ای کم برای نیم‌تغییرنمای منتخب سبب شده کم‌ترین مقدار خطای کریجینگ نسبت به سایر سال‌ها بر اساس معیارهای اعتباریابی به-دست آید.

با توجه به رسم نیم‌تغییرنمای تجربی، انتظار بر این است که مدل برازش شده در هر سال خیلی نزدیک به مدل نمایی باشد. در شکل 4 نیز مدل منتخب رسم شده برای سال نمونه 1389 ارائه شده است که مویید این موضوع می‌باشد.



شکل 3- رویه نیم‌تغییرنمای جهت‌ی برای سال نمونه آماری 1389

در جدول 2 ملاحظه می‌شود اثر قطعه‌ای برای نیم‌تغییرنمایهای برازش داده شده با مدل مترن نسبت به سایر مدل‌ها مقدار کم‌تری را در هر سال اختیار نموده است. هم‌چنین حاصل تقسیم آستانه به مجموع آستانه و اثر قطعه‌ای در مدل مترن نسبت به سایر مدل‌ها (در هر سال) بیش‌تر بوده است. این بدان معناست که این مدل‌ها در همه سال‌های آماری ساختار فضایی داده‌ها را بهتر از سایر مدل‌ها تبیین می‌نمایند. این ویژگی مهم با دامنه بالای این مدل‌ها سبب شده در هر یک از سال‌های آماری، معیارهای مجذور میانگین مربعات خطا و میانگین قدرمطلق خطای بیش‌تری را داشته و اعتباریابی بهتری ارائه نماید. همان‌طور که در جدول 2 ملاحظه می‌شود مدل منتخب از نظر



شکل 4- مدل منتخب نیم‌تغییرنمای مترن برای سال آماری 1389

جدول 2 - مقادیر پارامترها و معیارهای انتخاب مدل نیم‌تغییرما برای 3 سال نمونه آماری

مدل انتخابی	مدل ها				پارامتر مدل و معیار اعتباریابی	سال
	نمایی	کروی	گوسی	مترن		
مترن	0/02462418	0/05861643	0/08090082	0/007425407	اثر قطعه‌ای	1381
	0/15884832	0/12048278	0/09947131	0/176387030	آستانه تأثیر	
	0/8816695	0/7534179	0/6903590	0/9611719	c/(c+c ₀)	
	702/3709	1908/568	923/9487	762/7543	دامنه	
	-	-	-	0/4	پارامتر کاپا	
	0/01979358	0/01998365	0/02026116	0/01975526	مجذور میانگین مربعات خطا	
	0/001467198	0/001481286	0/001501857	0/001464357	میانگین قدرمطلق خطا	
	0/04109015	0/0588908	0/06814389	0/01206017	اثر قطعه‌ای	
	0/13989265	0/1146617	0/09814251	0/17170123	آستانه تأثیر	
	0/8149700	0/7466445	0/7093213	0/9384125	c/(c+c ₀)	
مترن	1521/013	3652/879	1406/573	2016/22	دامنه	1385
	-	-	-	0/3	پارامتر کاپا	
	0/01282195	0/01354026	0/0136574	0/01269141	مجذور میانگین مربعات خطا	
	0/0008191641	0/0008650558	0/0008725393	0/0008108244	میانگین قدرمطلق خطا	
	0/07467779	0/08780686	0/09440516	0/05339197	اثر قطعه‌ای	
	0/10400206	0/08489418	0/07370225	0/12758791	آستانه تأثیر	
	0/7052475	0/6629397	0/6403785	0/7721912	c/(c+c ₀)	
	1414/377	3332/667	1295/404	1895/914	دامنه	
	-	-	-	0/3	پارامتر کاپا	
	0/0159787	0/01635714	0/01669144	0/01586954	مجذور میانگین مربعات خطا	
0/001022931	0/001047158	0/00106856	0/001015943	میانگین قدرمطلق خطا		

توضیح: در جدول فوق، پارامتر c₀ اثر قطعه‌ای و c آستانه نیم‌تغییرما است.

کریجینگ نشاتگر و نقشه‌های هم‌احتمال

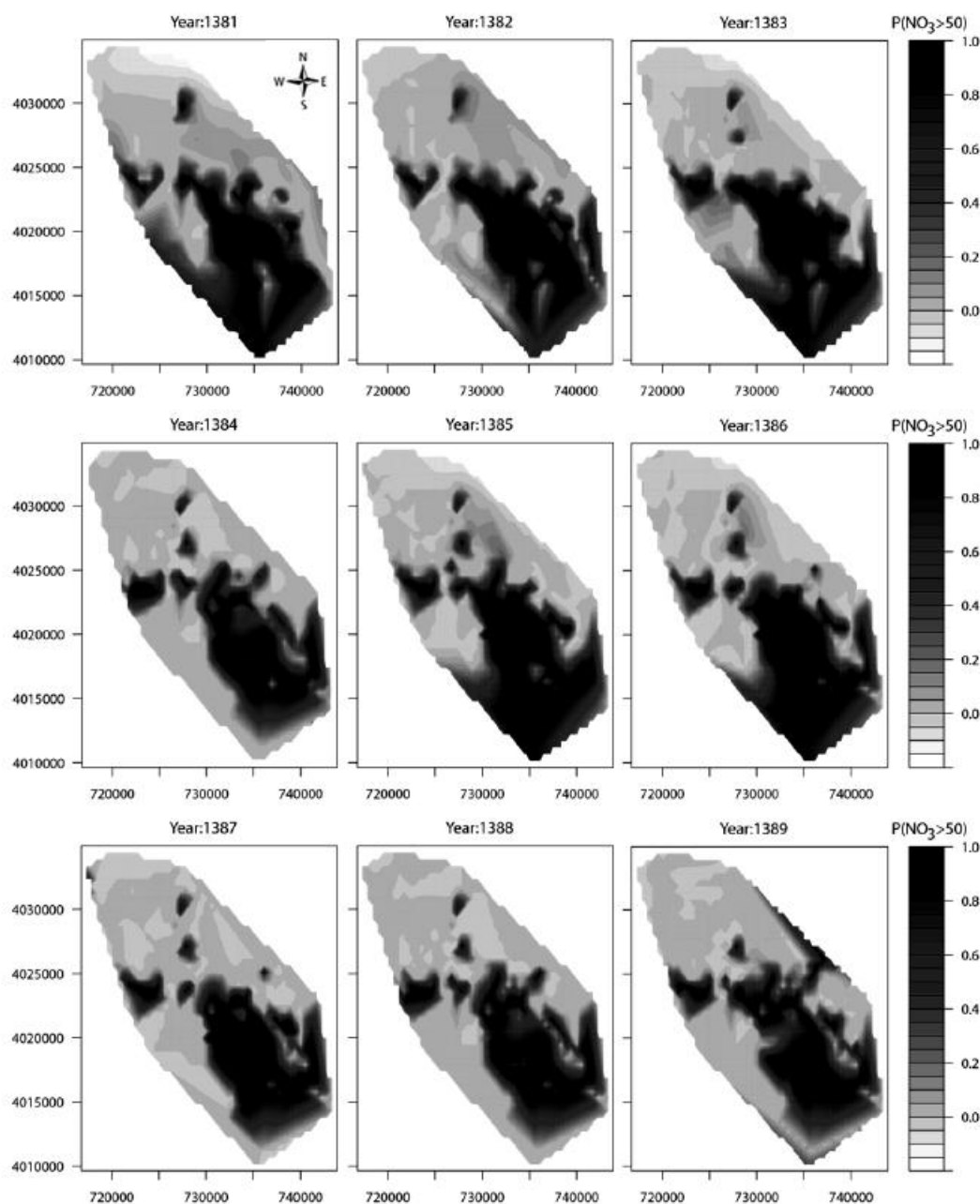
پس از برآوردیابی کریجینگ برای سال‌های آماری 1381 تا 1389، منحنی‌های هم‌احتمال نترات براساس حد آستانه‌ای برابر 50 mg/l رسم گردید که نتایج در شکل 5 نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، احتمال خطر آلودگی در مرکز شهر مشهد تا سال 1389 رو به کاهش بوده است. دلیل این امر را می‌توان تمهیداتی از جمله خارج کردن چاه‌های مناطق آلوده از مدار بهره‌برداری، جلوگیری از حفر چاه‌های جدید، انتقال آب از سد دوستی، استفاده از چاه‌های کشاورزی مطلوب در بخش شرب و بهره‌برداری از شبکه مرکزی جمع‌آوری فاضلاب، برشمرد.

مهم‌ترین نکته‌ای که باید بدان اشاره نمود، احتمال آلودگی در مناطق جنوبی (جنوب غربی تا جنوب شرقی) و حوالی حرم مطهر است. به دلیل احتمال نشت از بافت فرسوده، تراکم جمعیتی بالا و انتقال جریان‌های آلوده در جهت شیب هیدرولیکی آبخوان، احتمال نزدیک به 1 در این مناطق در تمامی 9 سال آماری اخیر، نیاز به توجه بیش از پیش به این مناطق را نمایان می‌کند. نقشه‌های شکل 5 نشان می‌دهد که در دوره آماری مورد مطالعه و در این مناطق همواره میزان

آلودگی به نترات، بیش از حد مجاز بوده است. علاوه بر این در نوار غربی که از شمال غربی تا جنوب غربی ادامه دارد تغییرات نترات یکسان است. همچنین باید به این نکته توجه داشت که در مناطق جنوب شرقی، تفاوت چشمگیری در زمینه تغییرات گذر از آستانه خطر آلودگی در 9 سال اخیر مشاهده نمی‌شود.

در ادامه منحنی‌های هم‌واریانس کریجینگ براساس حد آستانه 50 mg/l برای سال‌های آماری مورد مطالعه برآورد و رسم گردید که نمونه نتایج مربوط به سال‌های 1381 و 1384 در شکل 6 ارائه شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود تغییرات خطر آلودگی در برخی از مناطق (جنوبی و اطراف حرم مطهر) همانند هم هستند. از این منظر می‌توان مناطق با تغییرات آلودگی یکسان را مناطق همگن نامید که برای پایش دقیق‌تر می‌توان با شناسایی مناطق همگن نسبت به گذر آلودگی از آستانه آن جلوگیری کرد.

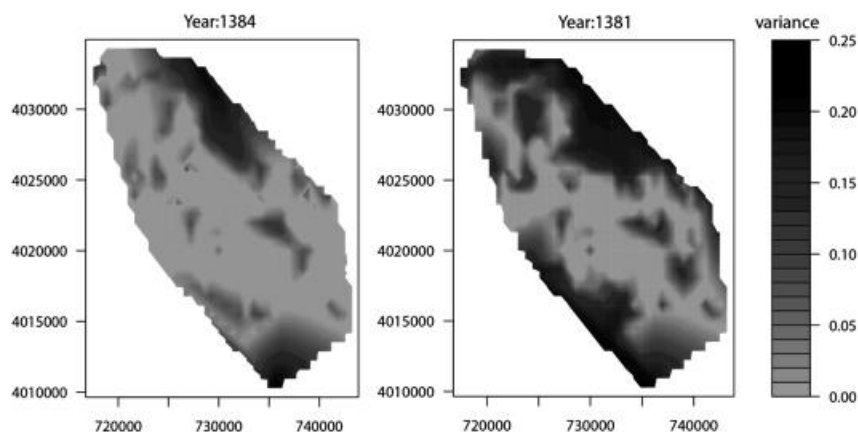
همان‌طور که در شکل‌های 1 و 6 ملاحظه می‌شود، کمبود ایستگاه پایش در برخی از مناطق (به طور مثال جنوب غربی و شمال شرقی) سبب افزایش واریانس کریجینگ در این مناطق شده است.



شکل 5 - منحنی‌های هم‌احتمال گذر نیترات از حد آستانه (50 mg/L) حاصل از کریجینگ نشانگر در سال‌های آماری مورد مطالعه

ظاهر شده و در سال‌های بعدی از بین رفته است که تغییراتی با این سرعت در انتشار و انتقال آلودگی در چنین آبخوانی بعید به نظر می‌رسد. در این راستا با توجه به بالا بودن واریانس کریجینگ در اکثر سال‌ها، این تغییرات ناگهانی به دلیل ورود یا خروج جریان‌های آلوده نبوده و به سبب خطای برآوردگر کریجینگ ایجاد شده است. از این رو به نظر می‌رسد که این مناطق به ایستگاه‌های جدید نیاز داشته باشند.

این موضوع افزایش خطای پیش‌بینی را به دلیل کمبود ایستگاه‌های پایش نشان می‌دهد. این خطا سبب شده است که در مناطق شمال شرقی و جنوب غربی در سال‌های مختلف پیش‌بینی‌های غیر واقعی تغییرات انجام گردد. به طور مثال احتمال خطر آلودگی در سال 1381 در جنوب غربی زیاد بوده ولی در سال 1382 کاهش یافته است. این خطر در سال 1383 افزایش و سپس در سال 1384 از بین رفته است. در سال‌های 1385 و 1386 این خطر



شکل 6 - منحنی‌های هم‌واریانس کریجینگ نشانگر مربوطه به سال‌های نمونه آماری 1381 و 1384

جدول 3 - نتایج ارزیابی کیفی آبخوان مشهد براساس درصد پهنه‌های محتمل آلودگی و میزان خطر در دوره آماری مورد مطالعه

وضعیت کیفی آبخوان	سال آماری	احتمال گذر از آستانه آلودگی 50 mg/L نیترات				
		1	[0/18 - 1]	[0/15 - 0/18]	[0/11 - 0/15]	[0 - 0/11]
هشدار	17/5	7/1	10/4	14/3	19/9	48/3
		22/72	33/28	45/76	63/68	154/56
هشدار	17/5	5/8	11/7	11/0	19/3	52/2
		18/56	37/44	35/2	61/76	167/04
هشدار	19/6	7/2	12/4	12/5	16/2	51/7
		23/04	39/68	40	51/84	165/44
هشدار	17/9	8/5	9/4	11/4	17/1	53/6
		27/2	30/08	36/48	54/72	171/52
بحرانی	22/9	8/6	14/3	11/4	15/3	50/4
		27/52	45/76	36/48	48/96	161/28
بحرانی	21/6	9/4	12/2	11/0	13/7	53/7
		30/08	39/04	35/2	43/84	171/84
قابل قبول	16/4	10/4	6/0	9/0	13/1	61/5
		33/28	19/2	28/8	41/92	196/8
قابل قبول	13/7	2/1	11/6	11/2	15/1	60/0
		6/72	37/12	35/84	48/32	192
قابل قبول	13/9	2/4	11/5	11/5	20/6	54/0
		7/68	36/8	36/8	65/92	172/8

توضیح: در جدول فوق، ردیف‌های بالا و پایین هر سلول به ترتیب درصد و مساحت (کیلومتر مربع) می‌باشند.
 ستون وضعیت کیفی از مجموع دو ستون قبل و براساس درصدهای خطرناک و مستعد آلودگی بدست آمده است.
 وضعیت کیفی در سطوح قابل قبول، هشدار و بحرانی براساس درصدهای بیشینه و کمینه خطر در دوره آماری می‌باشد.

تعیین درصد پهنه‌های محتمل آلودگی

همان‌طور که قبلاً اشاره شد یکی از مزایای کریجینگ نشانگر نسبت به سایر روش‌های درون‌یابی استفاده از حدود مجاز آلودگی می‌باشد که به‌وسیله آن می‌توان احتمال گذر از آلودگی را تشریح نمود و وسعت پهنه‌های کیفی آبخوان را درصددندی و تشریح نمود. در جدول 3 نتایج حاصل از نقشه‌های هم‌احتمال ارائه شده است. براساس این نتایج برخی از چاه‌ها با احتمال 1 از آستانه آلودگی گذر

کرده و خطرناک هستند و برخی دیگر با احتمال 0/8 تا 1 از این آستانه گذر خواهند کرد که این نقاط مستعد آلودگی هستند. مجموع مقادیر این دو ستون در جدول 3 میزان خطر را برای کل آبخوان در هر سال آماری نشان می‌دهد که بر مبنای آن می‌توان در حداقل سه سطح قابل قبول، هشدار و بحرانی، وضعیت کیفی آبخوان را در هر سال ارزیابی نمود. نتایج نشان می‌دهد که در سال 1388 و 1389 به‌ترتیب 2/4 و

در سال 1389 نسبت به سال قبل کاهش کیفیت داشته ولی همچنان در وضعیت قابل قبول قرار دارد. نتایج حاکی از آن است که اولاً با توجه به تمهیدات صورت گرفته در شرکت آب و فاضلاب مشهد، از سال 1388، مناطق آلوده (مناطق که احتمال گذر آلودگی آن‌ها یک است) رو به کاهش می‌باشد. ثانیاً مناطق مستعد آلودگی (مناطق که احتمال گذر آلودگی آن‌ها بین 0/8 تا 1 است) همچنان بیش از 10 درصد آبخوان شهر مشهد را تشکیل می‌دهند. این موضوع بسیار مهم است زیرا این مناطق به احتمال زیاد از آستانه آلودگی عبور خواهند کرد و سلامتی شهروندان را تحت تأثیر قرار خواهند داد. ثالثاً واریانس پیش‌بینی در برخی از مناطق به دلیل کمبود ایستگاه‌های پایش و نبود اطلاعات، زیاد است. این امر در مناطق مستعد آلودگی بیش از پیش مشاهده می‌شود. از این رو این اطلاعات می‌تواند از گذر نقاط مستعد آلودگی جلوگیری نماید.

در پژوهش‌های انجام شده پیرامون کیفیت منابع آب زیرزمینی دشت مشهد، تاکنون کیفیت این منابع با استفاده از کریجینگ نشانگر و بر مبنای آلودگی نیترات ارزیابی نشده است اما نتایج این پژوهش را می‌توان با پژوهش‌هایی که به طور همزمان به بررسی فضایی و زمانی پرداخته‌اند، قابل مقایسه دانست. پژوهش‌های گذشته یا اغلب از این دست نبوده یا در اندک موارد محدود نیز اطلاعات لازم را برای مقایسه تغییرات ارائه ندادند. اما اکبرزاده و قهرمان (1392) به بررسی فضایی زمانی دشت مشهد با استفاده از کریجینگ برونی پرداختند که با مقایسه نقشه‌های هم‌میزان نیترات، نتایج آنان از نظر تغییرات آلودگی نیترات با این پژوهش مطابقت دارد. اما نظر به اینکه هدف این پژوهش بررسی تغییرات با توجه به آستانه خطر آلودگی می‌باشد، پهنه‌های خطرناک آلودگی بهتر به نمایش درآمده است. بر این اساس، ویژگی منحصر به فرد این پژوهش، تحلیل کیفیت آب زیرزمینی در ارتباط با مقادیر آستانه آلودگی است. در این پژوهش با رسم نقشه‌های هم‌احتمال و استخراج اطلاعات آن (جدول 2) درصد و مساحت مناطقی که از حد مجاز آلودگی گذر کرده، مشخص شده و مهم‌تر از آن، درصد مناطق مستعد آلودگی نیز شناسایی گردید. بنابراین با دسته‌بندی از نظر احتمال گذر آلودگی و بررسی تغییرات آن در هر سال می‌توان نتیجه تمهیدات صورت گرفته توسط شرکت آب و فاضلاب را شناسایی و در مورد آینده آبخوان اظهار نظر نمود. این بدان معناست که این پژوهش می‌تواند در شناسایی مناطق آسیب‌پذیر و ارائه راهکارهای اجرایی بهتر یاری رساند.

بنابراین روش کریجینگ نشانگر یک روش پایه برای شناسایی وجود خطر آلودگی در منابع آب زیرزمینی و نواحی مهم و خطرناک است. از طرفی می‌تواند برای شناسایی مناطق همگن از نظر تغییرات خطر آلودگی و سنجش کمبود ایستگاه‌های پایش در یک دوره آماری به کار رود. با این حال رسیدن به یک روش پایش مناسب مستلزم

2/1 درصد از آبخوان مشهد با احتمال یک از آستانه آلودگی گذر نموده. از این رو به نظر می‌آید با تمهیدات صورت گرفته که قبلاً به آن‌ها اشاره گردید، مقدار زیادی از آلودگی کنترل شده است. اما نگرانی بابت مناطق مستعد آلودگی است که در سال‌های 1388 و 1389 همچنان مقدار قابل توجهی (بیش از 11/2 درصد از مساحت منطقه، در حدود 36 کیلومتر مربع) را به خود اختصاص داده است. نکته امیدوارکننده در این جدول احتمال کم‌تر از 0/5 برای بیش از 65% درصد آبخوان است. لازم به ذکر است خطرناک‌ترین سال در دوره آماری مورد مطالعه، سال 1385 است که 22/9 درصد منطقه با احتمال بیش از 0/8 از آستانه آلودگی گذر نموده است.

نتیجه‌گیری

فرایند ارزیابی و نتایج حاصل از آن، باید بر اساس معیار یا مقیاسی باشد که کیفیت آب را با دقت و بدون داوری‌های شخصی ارزشیابی نماید. هدف اصلی این پژوهش استفاده از کریجینگ نشانگر برای ارزیابی فضایی تغییرات آلودگی آبخوان شهر مشهد با توجه به گستره زمانی داده‌های اخذ شده (9 سال اخیر) به منظور مدیریت شبکه پایش کیفی آب زیرزمینی است. در این پژوهش با تعیین حد مجاز آلودگی، پهنه‌های خطرناک و مستعد آلودگی در آبخوان شهر مشهد شناسایی گردید. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن حد آستانه 50 mg/L برای نیترات، احتمال خطر آلودگی در نقاط مختلف شهر مشهد شناسایی شد.

با توجه به نتایج به دست آمده، وضعیت کیفی آبخوان مشهد در هر سال از دوره آماری مورد مطالعه، به صورت زیر ارزیابی می‌شود. در سال 1381 و در طی سالیان متمادی، کیفیت آبخوان روند نزولی داشته و در وضعیت هشدار قرار گرفته است. در سال 1382 نسبت به سال قبل تغییری نکرده و همچنان در وضعیت هشدار بوده است.

در سال 1383 نسبت به سال‌های قبل کیفیت کاهش داشته ولی همچنان در سطح هشدار بوده است. در سال 1384 وضعیت کیفی آبخوان کمی بهتر شده ولی همچنان در وضعیت هشدار بوده است. در سال 1385 کیفیت آبخوان با افتی قابل ملاحظه در وضعیت بحرانی قرار گرفته است. در سال 1386 همچنان وضعیت بحرانی سال قبل ادامه داشته است.

در سال 1387 وضعیت آبخوان نسبت به سال قبل بهبود قابل ملاحظه‌ای داشته است. در سال 1388 کیفیت آبخوان با روند صعودی، در وضعیت قابل قبول بوده است.

تربیت مدرس، چاپ اول، تهران.

هادوی، ر.، شهاب پور، ج. و مظاهری، س.ا. 1388. بررسی کیفیت هیدروژنوشیمیایی آب زیرزمینی شهر مشهد، کنفرانس زمین-شناسی مهندسی و محیط زیست ایران، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

Addiscott, T.M. 1999. Introductory comments to section 3 nitrates and health. In: Hinton, R.H. (eds), *Managing the Risks of Nitrate to Humans and the Environment*, Royal Society of Chemistry, Cambridge.

Arslan, H. 2012. Spatial and temporal mapping of groundwater salinity using ordinary kriging and indicator kriging: The case of Bafra Plain, Turkey, *Agricultural Water Management*. 113: 57-63.

Chica-Olmo, M., Luque-Espinar, J.A., Rodriguez-Galiano, V., Pardo-Igúzquiza, E. and Chica-Rivas, L. 2013. Categorical Indicator Kriging for assessing the risk of groundwater nitrate pollution: The case of Vega de Granada aquifer (SE Spain). *Journal of Science of the Total Environment*. 470: 229-239.

Coetzee, M.A.A., Roux-Van, M.M.P. and Badenhorst, J. 2011. The Effect of Hydraulic Loading Rates on Nitrogen Removal by Using a Biological Filter Proposed for Ventilated Improved Pit Latrines. *International Journal of Environmental Research*. 5(1): 119-126.

Cressie, N. 1993. *Statistics for Spatial Data*, Revised Edition. New York: John Wiley.

Dash, J.P., Sarangi, A., Singh, D.K. 2010. Spatial variability of groundwater depth and quality parameters in the National Capital Territory of Delhi. *Environmental Management*. 45: 640-650.

Delbari, M., Amiri, M. and Motlagh, M.B. 2014. Assessing groundwater quality for irrigation using indicator kriging method. *Journal of Applied Water Science*: 1-11.

Gaus, I., Kinniburgh, D.G., Talbot, J.C., Webster, R. 2003. Geostatistical analysis of Arsenic concentration in groundwater in Bangladesh using disjunctive kriging. *Environmental Geology*. 44: 939-948.

Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press: New York, USA.

Grunwald, S., Goovaerts, P., Bliss, C.M., Comerford, N.B. and Lamsal, S. 2006. Incorporation of auxiliary information in the geostatistical simulation of soil nitrate-nitrogen. *Vadose Zone Journal*. 5: 391-404.

Haining, R. 1991. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. Cambridge University Press.

Harrison, R.M. 1992. *Pollution: Causes, Effects and*

شناسایی دقیقی از منطقه و در اختیار داشتن تعداد بهینه‌ای از ایستگاه‌های پایش است.

منابع

اکبرزاده، م. و قهرمان، ب. 1392. استفاده همزمان از آنروپی و کریجینگ فضایی زمانی برای تعیین شبکه بهینه پایش کیفی منابع آب زیرزمینی دشت مشهد، نشریه آب و خاک. 3: 27-3: 613-629.

آتشی، م.، شریفی، م.ب. و داوری، ک. 1391. دسته‌بندی کیفی منابع آب زیرزمینی شرب شهر مشهد براساس استانداردهای آب آشامیدنی، همایش ملی مهندسی محیط زیست، انجمن مهندسی محیط زیست ایران، تهران.

حسنی پاک، ع.ا. 1389. زمین آمار. انتشارات دانشگاه تهران. چاپ سوم.

دولتی، ج. 1389. بررسی اثرات زیست محیطی توسعه شهر مشهد بر آبخوان و منابع آب، کنگره ملی مهندسی عمران، دانشگاه فردوسی مشهد.

ذوالعلی، و. و بارانی، غ. 1391. بررسی روند تغییرات کیفیت آب‌های زیرزمینی دشت مشهد با استفاده از نرم افزار هیدروشیمی، همایش ملی مهندسی محیط زیست، انجمن مهندسی محیط زیست ایران، تهران.

رستمی خلج، م.، محسنی ساروی، م.، افشارنیا، ر. و سلمانی، ج. 1390. پایش توزیع مکانی کیفیت آب زیرزمینی با استفاده از روش‌های زمین آمار: مطالعه موردی حوزه شهری مشهد، همایش ملی علوم و مهندسی آب‌خیزداری، دانشگاه صنعتی اصفهان.

رضازاده ورقچی، ف.، خاشعی سیوکی، ع. و شجاعی سیوکی، ج. 1389. بررسی آلودگی آب‌های زیرزمینی دشت مشهد به منظور ارزیابی شاخص‌های آب شرب با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی، کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی منابع آب ایران، شرکت آب منطقه‌ای کرمانشاه.

رضاییان لنگرودی، س.، کریمی، ی. و حسینی، س.ه. 1390. ارزیابی کیفیت آب زیرزمینی دشت مشهد از نظر شرب و کشاورزی، همایش علوم زمین، دانشگاه آزاد اسلامی واحد آشتیان.

محمدزاده درودی، م. و صفری فارفاری، ر. 1382. مقایسه روش‌های درون‌یابی برای داده‌های فضایی. نشریه علوم، دانشگاه تربیت معلم، تهران. 3: 243-250.

محمدزاده، م. 1391. آمار فضایی و کاربردهای آن. انتشارات دانشگاه

2012. Distribution and Fractions of Phosphorus and Nitrogen in Surface Sediments from Dianchi Lake, China. *International Journal of Environmental Research*. 6.1: 195-208.
- McLay, C.D.A., Dragten, R., Sparling, G and Selvarajah, N. 2001. Predicting groundwater nitrate concentrations in a region of mixed agricultural land use: a comparison of three approaches. *Environmental Pollution*. 115: 191-204.
- Odeh, I.O.A and Onus, A. 2008. Spatial analysis of soil salinity and soil structural stability in a semiarid region of New South Wales, Australia. *Environmental Management*. 42: 265-278.
- Ortiz, J and Deutsch, C.V. 2002. Calculation of uncertainty in the Variogram. *Mathematical Geology*. 34: 169-183.
- Piccini, C., Marchetti, A., Farina, R and Francaviglia, R. 2012. Application of Indicator kriging to Evaluate the Probability of Exceeding Nitrate Contamination Thresholds. *International Journal of Environmental Research*. 6.4: 853-862.
- Zhang, J.X and Yao, N. 2008. Indicator and multivariate geostatistics for spatial prediction. *Journal of Geospatial Information Science*. 11(4):243-246.
- Control. Royal Society of Chemistry, London.
- Hudak, P.F. 2012. Nitrate and Chloride Concentrations in Groundwater beneath a Portion of the Trinity Group Out crop Zone, Texas. *International Journal of Environmental Research*. 6.3: 663-668.
- Isaak, E.H and Srivastar, R.M. 1989. *An Introduction to Applied Geostatistics*. Oxford Univ. Press, Oxford. 561 P.
- Jang, C.S and Chen, S.K. 2015. Integrating indicator-based geostatistical estimation and aquifer vulnerability of nitrate-N for establishing groundwater protection zones. *Journal of Hydrology*. 523: 441-451.
- Jarvis, S.C. 1999. Nitrogen dynamics in natural and agricultural ecosystems. In: Wilson, W.S, Ball, A.S and Hinton, R.H. (eds), *Managing the Risks of Nitrate to Humans and the Environment*. Royal Society of Chemistry, Cambridge. 2-20.
- Kuisi, M.A., Al-Qinna, M., Margani, A and Aljazzar, T. 2009. Spatial assessment of salinity and nitrate pollution in Amman-Zarqa Basin: a case study. *Journal of Environmental Earth Sciences* 59: 117-129.
- Li, H., Wang, Y., Shi, L.Q., Mi, J., Song, D and Pan, X.J.

Evaluation of Groundwater Quality in Mashhad Aquifer Using the Indicator Kriging Based on Nitrate Pollution

M. Akbarzadeh¹, B. Ghahraman^{2*} and K. Davary³

Received: Dec.28, 2015

Accepted: Apr.21, 2016

Abstract

Using normal Kriging in the evaluation of groundwater quality can not specify the areas susceptible to pollution. In this study, to determine the extent of exceeded nitrate pollution (50 mg/L) as well as identifying the areas susceptible to pollution, nitrate data of 287 wells within an area of 320 square kilometers in Mashhad and the statistical range of 2002 to 2011 was analyzed by R software. The process of evaluation and analysis included re-arranging data sheets, detection of outliers, removing the trend, studying the isotropy, determination of the optimum variogram models for each year, and formulating the spatial and temporal Indicator Kriging. The results showed that Matern semivariogram was the best model for explaining the spatial structure data in each year. Also, in the statistical range respectively 7.1, 5.8, 7.2, 8.5, 8.6, 9.4, 10.4, 2.1, and 2.4 percent of the studied area has passed the pollution allowed limit. It seems that more polluted areas have been controlled since 2009 by some strategies such as shutting down the polluted wells, preventing new well digging, transferring water from Doosti Dam, using appropriate agricultural wells for drinking section and implementation of wastewater collection network. In addition, respectively 10.4, 11.7, 12.4, 9.4, 14.3, 12.2, 6, 11.6 and 11.5 percentage of total area was prone to pollution during these years. Therefore, these areas need more attention for monitoring and controlling the source of pollution.

Keywords: Quality Monitoring Network, Aquifer, Variogram, Matern Model, Iso-Probability Map

1- PhD Candidate, Irrigation and Drainage, International Campus, Ferdowsi University of Mashhad

2- Professor, Department of Water Engineering, Ferdowsi University of Mashhad

3- Professor, Department of Water Engineering, Ferdowsi University of Mashhad

(*- Corresponding Author Email: bijangh@um.ac.ir)