

جمهوری اسلامی ایران

وزارت نیرو

شرکت سهامی آب منطقه‌ای گیلان

کمیته تحقیقات

(طرح تحقیقات کاربردی)

گزارش نهایی

بررسی وضعیت آلودگی رودخانه زرجوب به فلزات سنگین و آب‌های زیرزمینی اطراف آن و تاثیر آبیاری با آب رودخانه زرجوب بر آلودگی خاک و گیاه برنج به فلزات سنگین

سازمان مجری: دانشگاه گیلان

پژوهشگر: محمدرضا خالدیان

زمان انتشار: ۱۳۹۲

فهرست مطالب

عنوان

صفحه

۱۵..... چکیده

بخش اول

بررسی وضعیت آلودگی رودخانه زرجوب به فلزات سنگین و تاثیر آبیاری با آب رودخانه زرجوب بر آلودگی خاک و گیاه برنج به فلزات سنگین

۱۶..... مقدمه

۱۷..... مقدمه‌ای بر فلزات سنگین

۱۹..... تاثیر فلزات سنگین بر بدن انسان

۲۱..... نقش فلزات سنگین در آلودگی آب

۲۵..... آلودگی رسوبات توسط فلزات سنگین

۳۱..... مواد و روش‌ها

۳۲..... مشخصات ناحیه و رودخانه مورد مطالعه

۳۳..... نمونه برداری آب

۳۳..... اندازه گیری غلظت فلزات سنگین (Zn ،Cu ،Cd ،Pb) به روش اسید نیتریک غلیظ در آب

۳۴..... نمونه برداری و آماده سازی نمونه های رسوب کف رودخانه

۳۴..... اندازه گیری غلظت کل عناصر در رسوب

۳۶..... اندازه گیری عناصر قابل جذب در رسوب

- ۳۶..... شاخص زمین انباشتگی
- ۳۷..... شرح آزمایش گلدانی
- ۳۸..... اندازه گیری غلظت کل عناصر در گیاه
- ۳۹..... اندازه گیری عناصر قابل جذب در خاک
- ۴۰..... نتایج و بحث
- ۴۱..... غلظت فلزات سنگین در آب رودخانه زرجوب
- ۴۱..... کادمیوم
- ۴۲..... روی
- ۴۵..... مس
- ۴۵..... سرب
- ۴۹..... نتیجه گیری
- ۵۱..... غلظت فلزات سنگین در رسوب کف رودخانه زرجوب
- ۵۱..... غلظت کل فلزات سنگین در رسوب
- ۵۳..... غلظت قابل جذب فلزات سنگین در رسوب
- ۵۴..... شاخص زمین انباشتگی مولر
- ۵۷..... همبستگی عناصر موجود در آب و رسوب رودخانه (غلظت کل و قابل جذب)
- ۶۰..... نتیجه گیری
- ۶۱..... تاثیر فلزات سنگین آب چاه و رودخانه زرجوب بر گیاه برنج و خاک تحت آبیاری آن

۶۱	تجمع فلزات سنگین در دانه
۶۲	نتایج تجزیه واریانس
۶۲	غلظت روی در دانه
۶۳	غلظت مس در دانه
۶۳	غلظت سرب در دانه گیاه برنج
۶۴	غلظت کادمیوم در دانه گیاه برنج
۶۴	نتایج مقایسه میانگین به منظور تعیین اثر منبع آب بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه
۶۸	نتایج مقایسه میانگین به منظور تعیین اثر رژیم آبیاری بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه
۷۲	نتیجه گیری
۷۳	تأثیر آبیاری با آب چاه و مقاطع مختلف رودخانه بر تجمع فلزات سنگین در خاک
۷۳	تجمع سرب در خاک
۷۵	تجمع روی در خاک
۷۷	تجمع مس در خاک
۷۸	نتیجه گیری

بخش دوم

بررسی وضعیت آلودگی آب‌های زیرزمینی اطراف رودخانه زرجوب به فلزات

سنگین

۸۰	مقدمه
۸۴	فصل اول

۸۴	کلیات
۸۵	آلودگی آب
۸۵	فلزات سنگین
۸۷	ماهیت تغییرات آب زیرزمینی
۸۸	تجزیه و تحلیل آماری
۸۸	تجزیه و تحلیل به روش آمار کلاسیک
۹۰	تجزیه و تحلیل تغییرات به کمک آمار مکانی
۹۲	ژئواستاتستیک (زمین آمار)
۹۳	متغیر تصادفی
۹۴	تابع تصادفی
۹۴	میدان تصادفی
۹۵	متغیرهای ناحیه‌ای
۹۷	فرضیات ایستایی
۹۷	ایستایی درجه اول
۹۸	ایستایی درجه دوم
۱۰۰	فرضیه ذاتی
۱۰۱	فرضیه شبه پایایی
۱۰۳	واریوگرام

- ۱۰۴ محاسبه واریوگرام تجربی
- ۱۰۷ بخش‌های مختلف نیم‌تغییرنما
- ۱۰۸ اثر قطعه‌ای (C_0)
- ۱۰۹ دامنه تأثیر (شعاع تأثیر)
- ۱۱۰ سقف واریوگرام یا حد آستانه ($C + C_0$)
- ۱۱۱ مدل‌های نیم‌تغییرنما
- ۱۱۳ مدل‌های بدون سقف
- ۱۱۴ مدل خطی
- ۱۱۵ مدل لگاریتمی (دویسین)
- ۱۱۶ مدل سهمی گونه
- ۱۱۷ مدل‌های سقف‌دار
- ۱۱۷ مدل تصادفی یا اثر قطعه‌ای تام (آستانه محض)
- ۱۱۹ مدل کروی
- ۱۲۰ مدل نمایی
- ۱۲۱ مدل گوسی
- ۱۲۲ تخمین و درونیابی مکانی
- ۱۲۳ کریجینگ
- ۱۲۵ وزن دادن معکوس فاصله

۱۲۷	فصل ۲
۱۲۷	مروری بر منابع
۱۳۹	فصل ۳
۱۳۹	مواد و روش ها
۱۴۰	تشریح وضعیت عمومی منطقه مورد مطالعه
۱۴۲	تجزیه‌های فیزیکی و شیمیایی
۱۴۲	اندازه‌گیری pH
۱۴۲	اندازه‌گیری غلظت فلزات سرب، کادمیوم، روی و مس محلول در آب
۱۴۳	تجزیه و تحلیل‌های آماری
۱۴۳	آمار توصیفی
۱۴۴	آمار مکانی
۱۴۴	تعیین داده‌های پرت
۱۴۷	محاسبه نیم‌تغییرنما و برازش مدل‌های تئوری بر آن
۱۴۸	تخمین مقادیر در نقاط نمونه‌برداری نشده
۱۵۰	فصل ۴
۱۵۰	نتایج
۱۵۱	پارامترهای توزیع فراوانی متغیرهای مورد مطالعه
۱۵۷	بررسی وجود داده‌های پرت

- ۱۵۷ برآزش و انتخاب مدل نیم تغییرنما
- ۱۶۴ تفسیر مؤلفه‌های نیم تغییرنماهای برآزش داده شده بر ویژگی‌های آب زیرزمینی
- ۱۶۷ بررسی توزیع فلزات سنگین مورد مطالعه با استفاده از نقشه‌های توزیع مکانی
- ۱۷۶ منابع
- ۱۹۴ چکیده انگلیسی

فهرست جداول

- جدول ۱- مقادیر شاخص زمین انباشتگی در آلودگی های مختلف خاک (مولر، ۱۹۷۹) ۳۷
- جدول ۲- مقایسه غلظت کادمیوم آب در ایستگاه های مختلف نمونه برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیر آلوده: -) ۴۳
- جدول ۳- مقایسه غلظت روی آب در ایستگاههای مختلف نمونه برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیر آلوده: -) ۴۴
- جدول ۴- مقایسه غلظت مس آب در ایستگاه های مختلف نمونه برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیر آلوده: -) ۴۷
- جدول ۵- مقایسه غلظت سرب آب در ایستگاه های مختلف نمونه برداری با مقادیر استاندارد (+: آلوده و -: غیر آلوده) ۴۸
- جدول ۶- حداکثر غلظت مجاز برخی فلزات سنگین در آب آبیاری برای دو نوع بافت خاک (USEPA, 1973) ۴۹
- جدول ۷- غلظت کل عناصر سنگین در رسوب برحسب میلی گرم در کیلوگرم ۵۲
- جدول ۸- حداکثر مقدار مجاز عناصر کل در خاک برحسب میلی گرم در کیلوگرم (اسلوان و داوولی، ۱۹۹۸) ۵۳
- جدول ۹- مقادیر غلظت عناصر سنگین (میلی گرم در کیلوگرم) از دیدگاه دو استاندارد مختلف USEPA و GLC و میانگین ۵۲
- جدول ۱۰- غلظت قابل جذب عناصر سنگین در رسوب برحسب میلی گرم در کیلوگرم ۵۵
- جدول ۱۱- شاخص زمین انباشتگی نمونه های رسوب ۵۶

جدول ۱۲- همبستگی بین عناصر موجود در آب رودخانه (W) و غلظت کل (S) در رسوب	۵۸
جدول ۱۳- همبستگی بین عناصر موجود در آب رودخانه (W) و غلظت قابل جذب (Sa) در رسوب	۵۹
جدول ۱۴- همبستگی بین غلظت کل عناصر (S) و غلظت قابل جذب (Sa) در رسوب	۶۰
جدول ۱۵- غلظت فلزات سنگین (ppb) در آب برداشت شده از مقاطع مختلف رودخانه جهت استفاده در آبیاری	۶۲
جدول ۱۶- نتایج تجزیه واریانس عنصر روی در دانه برنج	۶۳
جدول ۱۷- نتایج تجزیه واریانس عنصر مس در دانه گیاه برنج	۶۳
جدول ۱۸- نتایج تجزیه واریانس عنصر سرب در دانه گیاه برنج	۶۴
جدول ۱۹- نتایج تجزیه واریانس عنصر کادمیوم در دانه برنج	۶۴
جدول ۲۰- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر روی در دانه گیاه برنج	۶۵
جدول ۲۱- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر مس در دانه برنج	۶۶
جدول ۲۲- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر سرب در دانه گیاه برنج	۶۷
جدول ۲۳- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر کادمیوم در دانه گیاه برنج	۶۸
جدول ۲۴- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر روی در دانه گیاه برنج	۶۹
جدول ۲۵- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر مس در دانه گیاه برنج	۷۰
جدول ۲۶- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر سرب در گیاه برنج	۷۰
جدول ۲۸- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آنها در تجمع عنصر سرب در خاک	۷۳

- جدول ۲۹- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت عنصر سرب در خاک ۷۴
- جدول ۳۰- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آن در تجمع عنصر کادمیوم در خاک ۷۴
- جدول ۳۱- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت کادمیوم در خاک ۷۵
- جدول ۳۲- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آنها در تجمع عنصر روی در خاک ۷۶
- جدول ۳۳- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت روی در خاک ۷۶
- جدول ۳۴- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آنها در تجمع عنصر مس در خاک ۷۷
- جدول ۳۵- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع عنصر مس در خاک ۷۷
- جدول ۴-۱- حدود مجاز غلظت فلزات سنگین محلول در آب آشامیدنی و آبیاری (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، کفیل زاده و همکاران، ۱۳۸۵، متکف، ۲۰۰۳) ۱۵۳
- جدول ۴-۲- آماره‌های عناصر اندازه‌گیری شده در آبهای زیرزمینی گیلان مرکزی ۱۵۴
- جدول ۴-۳- نتایج برآزش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز کادمیوم ۱۶۰
- جدول ۴-۴- نتایج برآزش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز سرب ۱۶۱
- جدول ۴-۵- نتایج برآزش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز مس ۱۶۲
- جدول ۴-۶- نتایج برآزش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز روی ۱۶۲
- جدول ۴-۷- نتایج برآزش بهترین مدل‌ها بر سمی واریوگرام هر یک از فلزات مورد مطالعه ۱۶۵

- شکل ۱: موقعیت ایستگاه‌های نمونه‌برداری در طول رودخانه زرجوب..... ۳۵
- شکل ۱-۱- ارتباط بین نیم تغییر نما و کوواریانس نسبت به فاصله نمونه‌برداری..... ۱۰۰
- شکل ۱-۲- یک واریوگرام با اجزای اصلی..... ۱۰۶
- شکل ۱-۳- برازش و انتخاب مدل مناسب..... ۱۱۲
- شکل ۱-۴- واریوگرام خطی..... ۱۱۴
- شکل ۱-۵- مدل دوپسین..... ۱۱۶
- شکل ۱-۶- مدل سهمی گونه..... ۱۱۷
- شکل ۱-۷- واریوگرام اثر قطعه‌ای تام..... ۱۱۸
- شکل ۱-۸- واریوگرام کروی..... ۱۲۰
- شکل ۱-۹- واریوگرام نمایی..... ۱۲۱
- شکل ۱-۱۰- واریوگرام سهمی گونه..... ۱۲۲
- شکل ۳-۱- پراکنش چاه‌های آب نمونه‌برداری شده در گیلان مرکزی..... ۱۴۱
- شکل ۴-۱- نمودار توزیع فراوانی کادمیوم..... ۱۵۵
- شکل ۴-۲- نمودار توزیع فراوانی مس..... ۱۵۵
- شکل ۴-۳- نمودار توزیع فراوانی سرب..... ۱۵۶
- شکل ۴-۴- نمودار توزیع فراوانی روی..... ۱۵۶
- شکل ۴-۵- بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش داده شده بر فلز کادمیوم..... ۱۶۰

- شکل ۴-۶- بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش داده بر سرب ۱۶۱
- شکل ۴-۷- بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش داده بر مس ۱۶۲
- شکل ۴-۸- بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش داده بر روی ۱۶۳
- شکل ۴-۹- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت کادمیوم در چاه آب گیلان مرکزی با روش IDW ۱۶۹
- شکل ۴-۱۰- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت سرب در چاه‌های آب محدوده‌ی گیلان مرکزی با روش IDW ۱۷۱
- شکل ۴-۱۱- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت مس در چاه‌های آب محدوده‌ی گیلان مرکزی با روش IDW ۱۷۳
- شکل ۴-۱۲- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت روی در چاه‌های آب محدوده‌ی گیلان مرکزی با روش IDW ۱۷۵

بسمه تعالی

این پروژه تحقیقاتی با حمایت مالی کمیته تحقیقات شرکت سهامی آب منطقه‌ای گیلان تحت قرارداد شماره ۳۲۸۶۳/۱۱۱ مورخ ۱۳۸۹/۹/۲۳ با کد GIE89001 به انجام رسیده است.

چکیده

رودخانه زرجوب رشت به دلیل ورود انواع فاضلاب‌های شهری و صنعتی همچنین زه‌آب‌های کشاورزی یکی از رودخانه‌های آلوده کشور است. در این تحقیق به آلودگی آب و رسوب کف همچنین تاثیر آبیاری با آب برداشتی از پنج مقطع رودخانه و آب چاه بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه برنج و خاک تحت آبیاری پرداخته شده است. برای تعیین وضعیت آلودگی آب و رسوب، از ۳۰ نقطه رودخانه نمونه‌برداری شد. برای بررسی تاثیر آبیاری با آب رودخانه بر دانه برنج و خاک تحت آبیاری یک آزمایش گلدانی انجام گرفت. آزمایش گلدانی در قالب طرح کاملاً تصادفی در سه تکرار که در آن آبیاری در پنج سطح (۱) غرقاب دائم (۵ سانتی‌متر آب روی سطح خاک)، (۲) اشباع، (۳) ظرفیت زراعی، (۴) ۸۰ درصد ظرفیت زراعی و (۵) ۶۰ درصد ظرفیت زراعی بر روی برنج رقم خزر در خاک سیلتی رسی و در گلدان‌های پلاستیکی انجام شد. آبیاری با آب برداشتی از پنج مقطع رودخانه و آب چاه صورت گرفت. پس از رسیدگی فیزیولوژیکی و برداشت محصول میزات تجمع فلزات سنگین در دانه و خاک گلدان با استفاده از دستگاه جذب اتمی تعیین گردید و آنالیزهای آماری جهت تعیین وضعیت آلودگی و مقایسه با حدود استاندارد صورت گرفت. نتایج نشان داد که آب و رسوب به فلزات سرب، روی، مس و کادمیوم آلوده نیست. نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهند که منابع آب و رژیم آبیاری سبب آلودگی دانه برنج به مس و روی نشده‌اند ولی همه منابع آبی (چاه و رودخانه) و همه رژیم‌های آبیاری موجب آلودگی دانه به سرب شده‌اند. نتایج نشان داد که خاک تحت آبیاری به کادمیوم و مس آلوده شده ولی به سرب و روی آلوده نشده است. با توجه به نتایج مطالعه آب‌های زیرزمینی اطراف رودخانه زرجوب مشخص شد که به‌طور کلی آبخوان به مس و روی آلوده نبوده ولی در برخی مناطق به سرب و کادمیوم آلوده است.

بخش اول

بررسی وضعیت آلودگی رودخانه زرجوب به فلزات سنگین و تاثیر آبیاری با آب رودخانه زرجوب بر آلودگی خاک و گیاه برنج به فلزات سنگین

مقدمه

مقدمه‌ای بر فلزات سنگین

فلزات سنگین، به تعدادی از فلزها و یون‌های آنها اطلاق می‌شود که اغلب دارای چگالی بیش از ۵ گرم بر سانتی‌متر مکعب هستند و در گروه عناصر واسطه جدول تناوبی قرار دارند. بعضی از آنها در کشاورزی عناصر کم‌مصرف نامیده می‌شوند مانند روی، مس و مولیبدن. وجود بعضی دیگر از این عناصر برای رشد گیاه مفید تشخیص داده شده‌اند، مانند کبالت و وانادیم و دسته دیگر نظیر نیکل، کروم و سلنیم دارای اثرات سمی بیشتری می‌باشند (رضایی زنگنه، ۱۳۷۷). این عناصر اجزای طبیعی تشکیل دهنده پوسته زمین هستند و فرآیندهای طبیعی و همچنین فعالیت‌های انسان باعث آزادسازی آنها در محیط زیست می‌شود (کنیش، ۱۹۹۲).

فلزات سنگین از اجزای طبیعی تشکیل دهنده پوسته زمین هستند و فرآیندهای طبیعی و همچنین فعالیت‌های انسان باعث آزادسازی آنها در محیط‌زیست می‌شود. فعالیت‌های آتشفشانی، آتش‌سوزی جنگل‌ها، هوازگی سنگ‌ها و کانی‌ها از جمله عوامل طبیعی هستند که باعث آلودگی محیط‌زیست به فلزات سنگین می‌شوند (کنیش، ۱۹۹۲). فلزات سنگین به‌طور طبیعی در قشر زمین وجود دارند و با دخالت‌های انسان، میزان آنها در محیط‌زیست افزایش می‌یابد. دخالت‌های انسان، در افزایش این فلزات در محیط، به‌صورت‌های مختلف از جمله فاضلاب‌های شهری، صنعتی، کشاورزی، اکتشافات و استخراج معادن و مصرف سوخت‌های فسیلی می‌باشد (اسماعیلی ساری، ۱۳۸۱).

فلزات سنگین از آلاینده‌های مهم محیط‌زیست به‌شمار می‌روند که عمدتاً از فعالیت‌های صنعتی و کشاورزی بشر منشأ می‌گیرند. حضور آنها در اتمسفر، آب و خاک، حتی در غلظت‌های بسیار پایین و انباشته شدن این آلاینده‌ها در زنجیره غذایی می‌تواند زندگی بشر را به مخاطره بیندازد.

منظور از آلودگی محیط‌زیست ایجاد تغییرات نامطلوب در مشخصات فیزیکی، شیمیایی و بیولوژیکی منابع اصلی حیات یعنی آب، هوا و خاک به مقداری است که بقاء و سلامت انسان و دیگر موجودات را به خطر انداخته و یا فعالیت آنها را محدود سازد (لاوادو، ۱۹۹۸).

در حال حاضر آلودگی خاک، آب و مسائل زیست‌محیطی مرتبط با آن یکی از دغدغه‌های اصلی بشر می‌باشد. موضوع آلودگی آب و خاک و به تبع آن گیاه از طریق فلزات سنگین یا به عبارتی عناصر کمیاب، بشر را بر آن داشته که برای چاره‌اندیشی در زمینه‌ی حل این معضل مطالعات گسترده‌ای انجام دهد (ساتکلیف و بیکر، ۱۹۸۱).

فعالیت‌های صنعتی و کشاورزی موجب شده است تا میزان زیادی فاضلاب‌های صنعتی، شهری همچنین پساب‌های کشاورزی دارای ترکیبات شیمیایی مختلف مخصوصاً عناصر سنگین، وارد زیست-بوم‌های آبی گردند (فاولر، ۱۹۸۶؛ لامانسو، ۱۹۹۹). آلودگی‌های ناشی از یون‌های فلزات سنگین از مهمترین و خطرناک‌ترین آلاینده‌های محیط‌زیست می‌باشند که در صورت عدم حذف آن‌ها ضمن ورود به آب‌های سطحی و زیرزمینی، موجب تشکیل کمپلکس‌های سمی شده و خطرات بالقوه‌ای را برای انسان و اکوسیستم ایجاد می‌نمایند (اوستان، ۱۳۸۳).

آلودگی خاک و آب به فلزات سنگین ضمن کاهش عملکرد و کیفیت محصول، پایداری تولید کشاورزی و سلامت افراد جامعه را با خطر مواجه می‌کند (سلیمانی و همکاران، ۲۰۰۹). برخی فلزات سنگین به راحتی جذب ریشه گیاه شده و سبب سمیت برای گیاهان می‌شوند (واتک و همکاران، ۲۰۰۳).

تأثیر فلزات سنگین بر بدن انسان

محدودیت منابع آب و نیاز روزافزون به آب از یک سو و روند رو به ازدیاد آلودگی های مستقیم و غیرمستقیم منابع آب و افزایش بیماری های مرتبط با آب آلوده از سوی دیگر، بررسی کیفیت آب ها و کنترل و حفاظت از این منابع خدادادی را صد چندان می نماید.

بعضی از عناصر کمیاب برای متابولیسم طبیعی انسان لازم هستند ولی مقادیر بیشتر از حد مورد نیاز آن-ها برای بدن، ایجاد سمیت می کند. وضعیت آسیب شناسی ناشی از فلزات سنگین مربوط به یکی از ناهنجاری های فیزیولوژیکی (ژنتیکی) و یا بیوشیمیایی (محیطی) می باشد. افزایش این فلزات در بدن و به هم ریختن توازن آن ناشی از یکی از موارد زیر می باشد:

۱. استفاده بیش از اندازه از مواد غذایی

۲. جذب بیش از اندازه

۳. کاهش تلفات و دفع از بدن

۴. کاهش متابولیسم مواد غذایی به دلیل رقابت یا توقف متابولیسم

همان طور که گفته شد ناهنجاری های فیزیولوژیکی یا بیوشیمیایی ممکن است به خاطر یکی از دلایل فوق برای موجودات زنده به خصوص انسان اتفاق افتد (گوپتا، ۱۹۹۸).

بیشتر مواد معدنی کمیاب، در صورت مصرف بیش از حد برای بدن سمی هستند و این نکته در مورد روی صدق می کند. نشانه های مسمومیت عبارت اند از: آشفته گی معده، و استفراغ و معمولاً وقتی ایجاد

می‌شود که ۲۰۰۰ میلی‌گرم و یا بیشتر مصرف شده باشد. مطالعات نشان می‌دهد که تا ۱۵۰ میلی‌گرم روی خطری ندارد اما معمولاً این میزان مورد نیاز نیست و با استفاده بدن از عناصر دیگر تداخل دارد. تحقیقات نشان می‌دهد که مصرف روزانه کمتر از ۵۰ میلی‌گرم مصرف مطمئنی است اما اطلاعاتی در مورد مصرف طولانی مدت این مقدار روی در دسترس نیست. یک عارضه جانبی منفی شناخته شده از روی این است که میزان زیاد روی باعث کاهش کلسترول خوب بدن و افزایش کلسترول بد بدن می‌شود. سایر عوارض جانبی از مسمومیت با روی عبارت‌اند از: سرگیجه، سردرد، خواب‌آلودگی، افزایش تعریق، ناهماهنگی عملکرد عضلات، توهم و کم‌خونی (پایگاه الکترونیکی خدمات پزشکی ایران، ۱۳۹۱).

زمانی که کادمیوم وارد بدن می‌شود در اندام‌های مختلف به‌ویژه کلیه و کبد تجمع یافته و هنگامی که مقدار آن از حد معینی تجاوز پیدا کند، به‌واسطه اثرات دراز مدت عوارض ناشی از آن به‌صورت بیماری‌های گوناگون نمایان می‌شود و باعث تخریب و ایجاد اختلال در عملکرد اعضا می‌شود. این اثرات در کودکان از شدت بیشتر و عوارض حادتری برخوردار است. اثرات بیوشیمیایی کادمیوم شامل شکسته شدن اکسیدهای فسفر، تداخل در فعالیت آنزیم‌ها و همچنین توانایی در واکنش با اسیدهای نوکلئیک و بروز سرطان می‌باشد.

سرب همانند کادمیوم در متابولیسم بسیاری از آنزیم‌ها اثر می‌گذارد و نیز با اسیدهای نوکلئیک کمپلکس تشکیل می‌دهد و در واکنش‌های آنها اثر می‌گذارد. در ضمن این عنصر تأثیر قابل توجهی در مکانیزم‌های ایجاد کننده سرطان در بدن دارد. همچنین اختلال در بیوستنز هموگلوبین و کم‌خونی، افزایش فشار خون، آسیب به کلیه، سقط جنین، اختلال سیستم عصبی، کاهش قدرت یادگیری و

اختلالات رفتاری در کودکان از عوارض ناشی از افزایش غلظت سرب در بدن است (روان و کیلاگ، ۱۹۹۶).

اگر چه بدن انسان می‌تواند مقدار زیاد مس را تحمل کند، اما مقدار زیاد آن برای سلامت انسان ضرر دارد. گزارش‌های زیادی در مورد مسمومیت با مس در نتیجه استفاده از آب آلوده به مس وجود دارد. در محیط کار، انتشار مس منجر به ایجاد عوارض آنفولانزا ماندی می‌شود که به نام تب فلز شناخته می‌شود. قرار گرفتن طولانی مدت در معرض مس، باعث آبریزش بینی، دهان و چشم، سردرد، دل درد، سرگیجه و اسهال و استفراغ، تپش قلب و مشکلات تنفسی می‌شود. جذب مقدار زیادی مس باعث آسیب کبد و کلیه و حتی مرگ می‌شود. اما سرطان زایی مس هنوز اثبات نشده است. استنشاق فیوم‌های مس می‌تواند سبب تب دود فلزی شده و عوارضی در ریه ایجاد کند که کوپروزیس نامیده می‌شود. در بیماری ویلسون، سمیت مس باعث سیروز هپاتیتی، آسیب مغز، بیماری‌های کلیوی و رسوب گذاری مس در قرنیه می‌شود (تبیان، ۱۳۹۱).

نقش فلزات سنگین در آلودگی آب

رودخانه‌ها و آب‌های جاری، از دیرباز مورد نیاز و توجه جوامع بشری بوده‌اند و برای بهره‌گیری از منابع آب، شهرها و مراکز صنعتی و کشاورزی معمولاً در نزدیکی رودخانه‌ها برپا شده‌اند. با گذشت زمان و گسترش این جوامع و به تبع آن افزایش استفاده از منابع آبی، دخل و تصرف غیرطبیعی و تغییر شرایط کیفی آب رودخانه‌ها افزایش پیدا کرده است (ساجوان و همکاران، ۱۹۹۶). رشد جمعیت و آلودگی‌های ناشی از تخلیه انواع فاضلاب‌های شهری، صنعتی و کشاورزی، شیرابه محل‌های دفع زباله

و رواناب‌های سطحی باعث گسترش آلودگی و محدودتر شدن منابع آب شده‌اند (سیمونف، ۲۰۰۳). پایش و کنترل آب‌های سطحی جهت مصارف مختلف آن امری لازم و ضروری محسوب می‌شود تا از این طریق آبی با کیفیت بالا جهت مصارف مختلف در دسترس قرار گیرد (بولینجر و همکاران، ۱۹۹۹). اکثر قریب به اتفاق واحدهای تولیدکننده فاضلاب صنعتی حاوی فلزات سنگین، فاقد سیستم تصفیه هستند و روزانه مقادیر فراوانی فاضلاب صنعتی را وارد محیط‌زیست یا شبکه فاضلاب شهری می‌نمایند و باعث آلودگی منابع آبی می‌شوند. حتی اگر فاضلاب صنعتی تصفیه شوند، مشکل دفع لجن تولید شده وجود دارد که ممکن است در اراضی کشاورزی استفاده شده و از طریق گیاهان جذب و وارد چرخه غذایی انسان شود.

پدیده آلودگی عمدتاً نتیجه توسعه تکنولوژی، به‌ویژه در قرن حاضر می‌باشد که با مسائل سیاسی، اقتصادی و اجتماعی گره خورده است (کلارک، ۱۹۹۲). گرچه طبیعت در مقابل آلاینده‌های مختلف از قابلیت و توان خودپالایی معینی برخوردار است، اما کثرت و فزونی مواد آلاینده در اغلب حالات این خاصیت مثبت را از بین می‌برد و سبب تغییراتی اساسی در زیست‌بوم و نابودی بسیاری از گونه‌های گیاهی و جانوری مطلوب انسانها و غیرقابل استفاده شدن آب، هوا و خاک می‌شود (افیونی، ۱۳۷۹). آلودگی آب عبارت است از افزایش مقدار هر معرف اعم از شیمیایی، فیزیکی یا بیولوژیکی که موجب تغییر خواص و نقش اساسی آن در مصارف ویژه‌اش شود. یکی از مهمترین آلاینده‌های آب، فلزات سنگین هستند. در شرایط کنونی آلودگی زیست‌بوم‌های آب شیرین نگران‌کننده است (بگوم و همکاران، ۲۰۰۵) و با توسعه بخش‌های شهری، صنعتی و کشاورزی در اطراف رودخانه‌ها، استفاده صحیح از این منابع آب ضروری است.

سعیدی و همکاران (۱۳۸۵)، غلظت فلزات سنگین را در رودخانه تجن استان مازندران در یازده ایستگاه و در قسمت‌های مختلف حوضه و پایین دست منابع آلودگی مورد بررسی قرار دادند و میزان فلزات کادمیوم، مس، منگنز، نیکل، سرب، روی، کبالت و آهن در ایستگاه‌ها را اندازه گیری کردند. میانگین غلظت فلزات کادمیوم، نیکل و سرب در رودخانه به‌خصوص در فصول تابستان و پاییز از حداکثر غلظت قابل قبول آژانس حفاظت محیط زیست آمریکا و توصیه شده سازمان بهداشت جهانی به طور چشمگیری بالاتر بود. در این تحقیق اثر آلاینده‌گی منابع اصلی آلودگی رودخانه از جمله شهرسازی و کارخانه چوب و کاغذ مازندران به‌خصوص در فصل کم‌آبی دلیل بالا رفتن غلظت آلودگی رودخانه معرفی شد.

با توجه به تحقیقات به‌عمل آمده بیشترین مقادیر فلزات سنگین در زیست‌بوم‌های آبی به عناصری مانند مس، روی، کادمیوم، جیوه و سرب مربوط می‌باشد (ماسترسون و اسلووینک، ۱۹۸۱). امروزه فلزات سنگین به‌دلیل سمی بودن، زمان ماندگاری بالا و تجمع آن‌ها در بافت جانداران از اهمیت اکولوژیکی و بیولوژیکی زیادی برخوردار هستند (کلارک، ۱۹۹۲).

برخی از عناصر مانند مس و روی در غلظت کم ضروری و در غلظت زیاد سمی هستند. اثر سمی عناصر مانند سرب و کادمیوم ناشی از تقلید آنها از عناصر ضروری سبک‌تر در رفتار بیوشیمی و جذب به‌وسیله گیاه است، که در نتیجه جایگزین آنها در وظایف بیوشیمیایی می‌شوند. مثلاً کادمیوم می‌تواند جذب شده و وظایف روی را تقلید کند (رضایی زنگنه، ۱۳۷۷).

رودخانه‌هایی که به کادمیوم آلوده هستند باعث آلودگی زمین‌های اطراف خود می‌شوند. در بین این زمین‌ها، زمین‌های زراعی از اهمیت خاصی برخوردار هستند. این زمین‌ها در اثر آبیاری با آب

رودخانه‌های آلوده، راهیابی رسوبات لایروبی شده و یا از طریق سیل آلوده می‌شوند (سیمونف و همکاران، ۲۰۰۳). فلزات سنگین موجود در آب‌های آزاد وارد بدن ماهیان و سایر آبزیان گردیده و در بدن آنها تجمع می‌یابند. سمیت فلزات سنگین تجمع یافته بستگی به سایر عوامل نظیر حضور سایر کاتیون‌ها، میزان دما، شدت نور، کیفیت شیمیایی آب و pH محیط آبی دارد. بسیاری از ترکیبات سرب که از نظر آلودگی محیط‌زیست دارای اهمیت می‌باشند نظیر هالیدها، سولفات‌ها، فسفات‌ها و هیدروکسیدها در آب نامحلولند، بنابراین خطر کمتری را برای انسان و سایر موجودات زنده تولید می‌کند (وو و ژانگ، ۲۰۱۰). فلزات سنگین در آب به‌طور طبیعی بسیار ناچیز بوده که ناشی از حلالیت کم آنها در محیط آبی است. وجود آنها در آب‌های سطحی به‌دلیل حرکت آب‌ها از روی اراضی است که تا حدی ترکیبات فلزی در آب حل شده و وارد دریاچه‌ها، دریاها، اقیانوس‌ها می‌گردد (فلزاتی چون سدیم و پتاسیم به‌مقدار زیاد حل می‌شوند ولی فلزات سنگین همچون کادمیوم، مس و روی به‌دلیل مقادیر کم آنها در خاک‌ها و حلالیت کم آنها، کمتر از فلزات قلیایی و قلیایی خاکی می‌باشند). فلزات سنگین در آب‌های سطحی و آب‌های آبیاری علاوه بر آلوده کردن دریاچه‌ها و مرداب‌ها می‌توانند اراضی تحت آبیاری خود را نیز در طول چندین سال آلوده نمایند. از آنجایی که حرکت فلزات سنگین در نیمرخ خاک بسیار کند بوده و قادر است در سطح خاک تجمع حاصل کند، این پدیده سبب تجمع فلزات در بافت‌های گیاهی شده و سرانجام می‌تواند وارد زنجیره غذایی شوند.

بهمنیار (۱۳۸۲) در ارزیابی وضعیت عناصر سنگین Ni، Fe، Zn، Pb و Cd در آب رودخانه تجن مازندران و تغییرات آن در آب‌بندان‌های ذخیره‌ای نشان داد که غلظت عناصر سنگین فوق در آب رودخانه پایین‌تر از حد سمیت بوده اما مقدار آنها در محدوده شهر و پس از رهاسازی فاضلاب

شهری و صنعتی در رودخانه‌ها افزایش می‌یابد. هم‌چنین در تابستان با کاهش دبی رودخانه و شروع فصل بهره‌برداری رودخانه توسط بخش کشاورزی این غلظت به بالاترین حد خود می‌رسد.

در استان گیلان بینای مطلق (۱۳۵۹) در بررسی آلودگی رودخانه زرچوب شهرستان رشت به فلزات سنگین، میزان عناصر سنگین را در آب رودخانه به ترتیب، روی ۰/۲۳، مس ۰/۵۳۴، کادمیوم ۰/۰۳۵، سرب ۰/۱۵۷ و نیکل ۰/۳ میلی‌گرم در لیتر عنوان نموده است.

آلودگی رسوبات توسط فلزات سنگین

رسوبات محل نهایی تجمع فلزات سنگین در محیط‌های آبی هستند، اما تحت شرایطی می‌توانند خود به عنوان منبع آلودگی در آب عمل کنند (ایزکیوردو و همکاران، ۱۹۹۷؛ یوک و همکاران، ۲۰۰۱). آلودگی رودخانه به فلزات سنگین حاصل فعالیت انسان و فرسایش سنگ‌های حوضه‌ی آبریز است. با بررسی رسوبات قدیمی‌تر، زمانی که اثر عوامل انسانی ناچیز باشد، سهم عوامل طبیعی و انسانی در تمرکز فلزات سنگین تفکیک می‌گردد. فلزات سنگین چه با منشأ طبیعی و چه منشأ انسانی در صورتی آلاینده محسوب می‌شوند که در دسترس موجودات زنده باشند (علیزاده کتک لاهیجانی و همکاران، ۱۳۸۴).

رسوبات با توجه به بافت، خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خود می‌توانند حاوی مقادیر قابل توجهی از فلزات سنگین باشند. بخشی از غلظت فلزات سنگین در رسوبات به‌طور عمده در اثر هوازدگی سنگ‌های بستر، واریزه‌های غیرآلوده و شستشوی حوضه رودخانه‌های غیرآلوده روی هم انباشته شده و اجزای اصلی رسوبات را تشکیل می‌دهند (یانگ و رز، ۲۰۰۵). مطالعات ژئوشیمیایی رسوبات پیکره-

های آبی مانند رودخانه‌ها، مصب‌ها و بستر دریاها، می‌تواند گام موثری برای یافتن منشأ رسوبات، الگوی پراکنش عناصر و ارزیابی زیست‌محیطی وضعیت موجود در یک منطقه باشد. در مورد رودخانه‌ها بررسی آلودگی رسوبات بستر از چند جهت بسیار مهم است:

الف: آلودگی رسوبات برای کفزیان، آبزیان کفی خوار و دتریت‌خوار همچنین گیاهان آبزی دارای اهمیت بالایی است.

ب: اگر مقدار آلودگی رسوبات از مقادیر خاصی بالاتر رود (که بسته به توان خودپالایی مورد نظر متغیر است) باعث به هم خوردن تعادل و ثبات زیست‌بوم و از بین رفتن آن می‌گردد.

بررسی تجمع آلودگی رسوبات از این نظر مهم است که نظارت پیوسته بر آلودگی حوضه آبریز را میسر می‌کند، چرا که بسیاری از انواع مواد و ترکیبات آلوده کننده پس از ورود به منبع آبی به تدریج در بستر آن به صورت مختلف رسوب کرده و تجمع می‌کنند (به صورت مختلف مانند فاز معدنی جامد، جذب سطحی به رسوبات دانه ریز و یا بقایای مواد آلی تجمع می‌یابند (راپم، ۱۹۹۰). اصولاً رسوبات به عنوان جایگاه نهایی آلاینده‌ها در محیط‌های آبی، نقش قابل ملاحظه‌ای را در میزان تجمع فلزات در بی‌مهرگان کفزی و انتقال آنها به سطوح غذایی بالاتر برعهده دارند (گرهاد، ۱۹۹۰؛ کلمنت، ۱۹۹۱). در مجموع می‌توان گفت، رسوبات به عنوان معرف و شناساگر مهمی برای آلودگی محیط‌های آبی مطرح می‌باشند که با مطالعه و تجزیه و تحلیل آنها می‌توان به سهولت مقدار و نوع آلودگی را تشخیص داد و تصمیمات مقتضی را برای کنترل آن اتخاذ نمود (شاجان، ۲۰۰۱؛ جعفری گل و همکاران، ۱۳۸۹).

باب و لستر (۱۹۹۴) به این نتیجه رسیدند که رسوبات منطقه به علت توانایی‌های تجمع، سمیت‌زدایی و تثبیت فلزات سنگین به‌عنوان شاخص آلودگی آن منطقه مورد توجه قرار می‌گیرد. آنها هم‌چنین بیان کردند که غلظت فلزات سنگین در رسوبات حدود ۱ تا ۳ برابر بزرگتر از غلظت آنها در آب‌های سطحی می‌باشد. زو و کات (۱۹۹۵) طی تحقیقی بر روی پارامترهای موثر بر فرآیند جذب سطحی رسوبات رودخانه ویهوو‌هنجین در کشور چین به این نتیجه رسیدند که عوامل زیست محیطی از قبیل درجه حرارت، ظرفیت یونی، جنس رسوبات، اندازه ذرات رسوبات، میزان هم‌زمان چند فلز سنگین بر اندازه جذب فلزات سنگین بر روی رسوبات تاثیر می‌گذارد.

لین و شن (۱۹۹۸) طی تحقیقی رابطه بین جذب سطحی فلزات سنگین توسط رسوبات و خواص فیزیکی و شیمیایی رسوبات مثل ظرفیت تبادل یونی و مواد آلی را بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که ترکیبات مختلف رسوبات منجر به عکس‌العمل‌های متفاوت آنها می‌شود. آنها هم‌چنین بیان کردند که مواد آلی معلق و محلول در آب رودخانه‌ها به‌عنوان جاذب برای فلزات عمل می‌کنند و فلزات جذب شده ممکن است بر روی رسوبات رودخانه‌ها تجمع یابند.

سعیدی و همکاران (۲۰۰۴) در تحقیقی بر روی رسوبات رودخانه تجن در شمال ایران، به این نتیجه رسیدند که اگرچه فرآیند جذب سطحی در مورد رسوبات و مواد معلق شبیه به هم است، اما رسوبات رودخانه‌ای توانایی بیشتری در جذب فلزات سنگین نسبت به مواد معلق دارند.

بررسی‌های انجام شده در مناطق آلوده لوئیزیانای جنوبی در ایالات متحده آمریکا بر روی تغییرات محیطی عناصر روی، مس، نیکل، آهن، سرب، کرم، آلومینیوم، کادمیوم و نقره مشخص کرد که، میزان فلزات فوق در رسوبات سطحی رودخانه‌های منطقه، بیش از مقادیر همین عناصر در رسوبات

عمیق است. این بررسی‌ها نشان داد که فاضلاب‌های شهری بیشترین تاثیر را در افزایش بار فلزات تخلیه شده در محیط دارند (رامه‌لو، ۱۹۹۲).

مقدار کل فلزات سنگین همیشه شاخص مناسبی برای آلاینده‌گی محسوب نمی‌شود. اما میزان حلالیت فلزات سنگین موجود در رسوبات در محدوده‌ای از pH اسیدی ضعیف می‌تواند شاخص مناسبی برای دسترسی موجودات به این فلزات باشد (در حالت اسیدی فلزات سنگین از رسوبات آزاد شده و به صورت محلول در آمده و می‌تواند جذب بدن موجودات گردد). میزان حلالیت فلزات سنگین موجود در رسوبات سفیدرود در برخی موارد به ۵۰ تا ۸۰٪ (به ترتیب برای مس و کادمیوم) می‌رسد (علیزاده کتک لاهیجانی و همکاران، ۱۳۸۴). با وجود این مقادیر فلزات سنگین محلول بسیار ناچیز و خارج از مرز آلودگی است (آدامز، ۱۹۹۲).

آلودگی فلزات سنگین موجود در رسوبات رودخانه دانوب در سال ۲۰۰۳ بررسی شد که مطابق با آن پایین‌ترین غلظت فلزات سنگین در محدوده ۱۸۰۰ کیلومتری رودخانه تثبیت شد و بعد از افزایش در ۱۰۰۰ کیلومتری پایین دست رودخانه یک کاهش ملایمی در غلظت فلزات سنگین در دلتای دانوب به دست آمد. به طور کلی وضعیت آلودگی رودخانه دانوب توسط Ni, Hg, Pb, Cu, Cr, As و Zn نسبتاً پایین گزارش شده است (واتک و همکاران، ۲۰۰۳).

چرم (۱۳۸۰) در بررسی عناصر سنگین موجود در رسوبات رودخانه کارون به عنوان منبع اصلی نگهدارنده این عناصر نتیجه گرفت که عناصر آهن، سرب، مس و کادمیوم در رسوبات رودخانه کارون به ترتیب ۶۵، ۱۲۱، ۱۳، ۶۲ برابر بیش از حد استاندارد اعلام شده توسط FAO می‌باشد.

تفکیک اثر عوامل انسانی از عوامل طبیعی با مقایسه غلظت فلزات سنگین در رسوبات سطحی نسبت به رسوبات عمقی آن ناحیه تحت عنوان ضریب غنی‌شدگی صورت می‌گیرد.

از آنجا که آلاینده‌های فلزی عمدتاً در رسوبات ریزدانه تجمع می‌یابند، بنابراین بررسی آنها در این رسوبات می‌تواند تخمینی از تمرکز فلزات سنگین را ارائه دهد. فلزات سنگین چه با منشأ طبیعی و چه با منشأ انسانی در صورتی آلاینده محسوب می‌شوند که در دسترس موجودات زنده باشند. از این رو مطالعه میزان حلالیت فلزات سنگین قابل دسترس در رسوبات شاخص مناسبی برای میزان آلاینده‌گی آنها به دست می‌دهد.

رودخانه زرجوب و گوهررود دو رودخانه‌ای هستند که از داخل شهر رشت عبور می‌کنند. رودخانه زرجوب در بخش کشاورزی نقش مهمی را در اقتصاد خانوارهای ساکن در منطقه دارد. در حال حاضر رودخانه زرجوب، به دلیل عدم مدیریت صحیح در استفاده از آن و بی‌توجهی به سلامت و حفاظت از این رودخانه، کیفیت آب خود را از دست داده و روزبه‌روز بر آلودگی آن افزوده می‌شود. توسعه فعالیت‌های انسانی در چند دهه اخیر در حوضه آبریز زرجوب به خصوص شهر صنعتی رشت موجب شده که حجم بالایی از آلاینده‌ها وارد رودخانه زرجوب شده و از این طریق وارد تالاب انزلی گردد. بنابراین انجام فعالیت‌های تحقیقاتی در زمینه آلودگی این رودخانه، از اهمیت زیادی برخوردار است. به همین دلیل در تحقیق حاضر به بررسی میزان سرب، کادمیوم، مس و روی در آب و رسوبات بستر پرداخته شد تا پس از مقایسه میزان این عناصر با استانداردهای بین‌المللی، راهکارهای مناسب برای جلوگیری از نابودی این زیست‌بوم آبی پیشنهاد گردد.

در بخشی دیگر از این تحقیق با توجه به اهمیت کشت برنج در استان گیلان و با توجه به استفاده از آب رودخانه زرجوب برای آبیاری، آزمایشی گلدانی صورت گرفته و تاثیر آبیاری با آب مقاطع مختلف رودخانه بر تجمع فلزات سنگین در گیاه و خاک تحت آبیاری بررسی شده است.

مواد و روش‌ها

مشخصات ناحیه و رودخانه مورد مطالعه

در ساحل غربی رودخانه سپیدرود رواناب‌های یک حوضه آبخیز به وسعت ۱۵۰ کیلومتر مربع عمدتاً توسط دو رودخانه گوهررود و زرجوب جمع‌آوری شده که بعد از عبور از محدوده شهر رشت در منطقه کماکل با پیوستن به یکدیگر رودخانه پیربازار را تشکیل داده و با حرکت به سمت تالاب انزلی نهایتاً به دریای خزر می‌ریزد. رودخانه زرجوب از به هم پیوستن رودخانه سیاهرود که از ارتفاعات جنگلی امام زاده‌هاشم شامل کوه‌های هزارمرز، نیزه‌سر، جوکلبندان و کجباب واقع در جنوب رشت و شالیزارهای اطراف آن در جنوب شرقی شهرستان رشت سرچشمه می‌گیرد به شاخه‌ای منشعب از سفیدرود به نام گیل‌رود، در محل کسب‌خ و پس از اتصال شاخه‌ای که از شرکت دامپروری سفیدرود خارج می‌شود به نام زرجوب خوانده می‌شود. رودخانه زرجوب در منطقه کماکل (شمال شهر رشت) به گوهررود پیوند خورده و از این پس به نام پیربازار به تالاب انزلی می‌ریزد. رودخانه گوهررود از ارتفاعات جنوبی شهر رشت و ارتفاعات امام زاده‌هاشم سرچشمه می‌گیرد و از قسمت غربی شهر عبور می‌کند. در مسیر حرکت این دو رودخانه کشاورزان از آب آن جهت آبیاری شالیزارها، باغات سبزی و صیفی استفاده می‌کنند (مهندسین مشاور جاماب، ۱۳۶۹). از آنجایی که این دو رود در مسیر حرکت خود از مجاورت شهر صنعتی رشت و در محدوده شهر رشت از درون آن عبور می‌کنند متأسفانه تمام فاضلاب‌های صنعتی و شهری بدون پالایش به این دو رود وارد و آن‌ها را به آلوده‌ترین رودخانه‌های استان و مهمترین منبع آلوده‌کننده تالاب انزلی تبدیل کرده است. چراکه حجم زیادی از آلاینده‌هایی مانند مواد آلی محلول و غیر محلول، عناصر سنگین مانند سرب، نیکل، روی، آهن، مس، کادمیوم و سموم کشاورزی و دفع آفات و مواد اسیدی و قلیایی به داخل آن سرازیر می‌شوند.

نمونه برداری آب

به منظور اندازه گیری و ارزیابی غلظت فلزات سنگین رودخانه‌ی زرچوب، نمونه برداری آب و رسوب بستر انجام شد. برای انجام این امر تعداد ۳۰ ایستگاه در طول رودخانه انتخاب گردید (شکل ۱). انتخاب محل نمونه برداری بر اساس حضور منابع آلاینده، توزیع آن‌ها، امکانات و تجهیزات موجود و سهولت دسترسی به محل نمونه برداری انجام گرفت. در زمان نمونه برداری مختصات نقاط نمونه برداری با استفاده از دستگاه موقعیت یاب جغرافیایی (GPS) تعیین شد. نمونه برداری در ماه شهریور ۱۳۹۰ انجام شد.

ظروف نمونه آب از جنس پلی اتیلن نو بودند. نمونه‌های آب از عمق تقریبی ۱۰ سانتی متری سطح آب برداشت شده و سپس در فضای تاریک و خنک به آزمایشگاه منتقل و در دمای 4°C نگهداری شدند.

اندازه گیری غلظت فلزات سنگین (Zn, Cu, Cd, Pb) به روش اسید نیتریک غلیظ در آب

جهت هضم نمونه‌های آب، طبق استاندارد آب (ایتون و همکاران، ۲۰۰۵) با چند قطره اسید نیتریک غلیظ pH آن به کمتر از ۲ رسانده شد (قبل از هضم، pH نمونه‌های خام بین محدوده ۶/۲ تا ۷/۲ اندازه گیری شد)، سپس نمونه‌ها زیر هود حرارت داده شدند ولی به مرحله جوش نرسیدند. پس از آن تمامی نمونه‌ها از کاغذ صافی واتمن عبور داده شدند تا رسوبات معلق در آنها جدا گردند. اندازه-

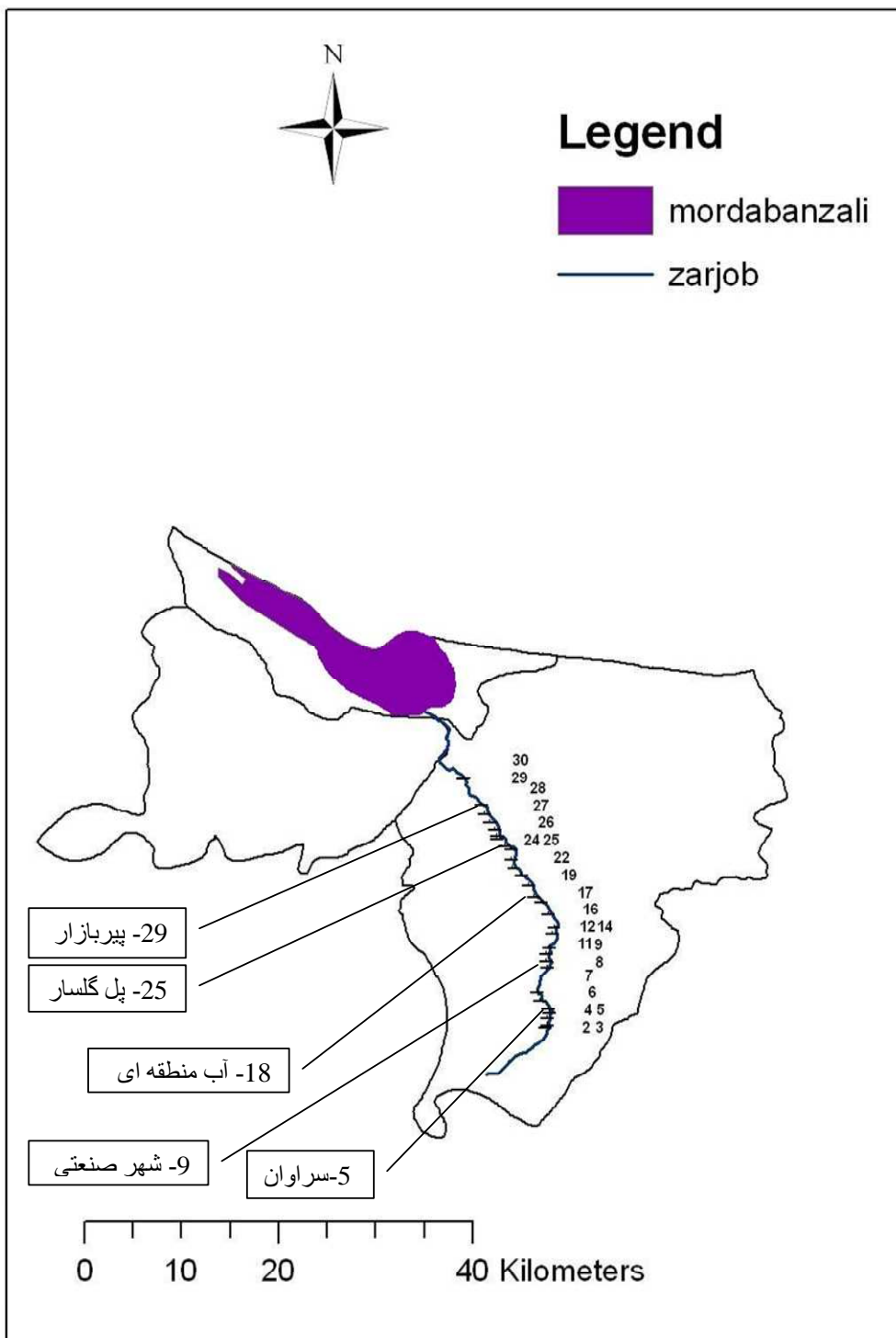
گیری فلزات سنگین (سرب، روی، مس و کادمیوم) در نمونه‌های آب به وسیله دستگاه جذب اتمی با روش کوره صورت پذیرفت.

نمونه برداری و آماده‌سازی نمونه‌های رسوب کف رودخانه

به منظور بررسی میزان انتقال آلودگی آب رودخانه به رسوب کف آن، از تمامی ایستگاه‌های نمونه برداری آب، نمونه‌های رسوب نیز برداشت شد. از هر ایستگاه حدود ۵۰۰ گرم رسوب تا عمق تقریبی ۵ سانتی متری برداشت شد. نمونه‌ها در ظروف در بسته و دور از نور در دمای 4°C نگهداری شدند. پس از هواخشک شدن نمونه‌های رسوب، رسوبات برای آزمایش‌های شیمیایی به آزمایشگاه منتقل گردید. پس از آماده‌سازی نمونه‌ها با استفاده از دستگاه جذب اتمی میزان فلزات سنگین کل و قابل جذب نظیر همان روش استفاده شده برای خاک تعیین شدند.

اندازه گیری غلظت کل عناصر در رسوب

۲ گرم از خاک خشک شده عبوری از الک ۰.۵ میلی متری درون بوتله چینی ریخته شد و در دمای 550°C درجه سلسیوس به مدت ۴ ساعت سوزانده شد. پس از سرد شدن، ۱۰ میلی لیتر اسید کلریدریک ۱:۱۰ روی آن ریخته شد (یک گرم خاک و ۱۰ میلی لیتر اسید) و بر روی اجاق برقی در 70°C درجه سلسیوس قرار داده شد. پس از کامل شدن هضم نمونه، محتویات با کاغذ صافی واتمن ۴۲ صاف شد و به بالن ۵۰ میلی لیتری منتقل و به حجم رسانده شد. مقدار فلزات توسط دستگاه جذب اتمی اندازه گیری شد (دستورالعمل تجزیه خاک و گیاه، ۱۹۹۹).



شکل ۱: موقعیت ایستگاه‌های نمونه‌برداری در طول رودخانه زرچوب

اندازه‌گیری عناصر قابل جذب در رسوب

۱۰ گرم از خاک عبوری از الک ۲ میلی‌متر درون ارلن ریخته شد، سپس ۲۰ میلی‌لیتر از محلول DTPA بر روی آن ریخته شد و به مدت ۲ ساعت بر روی شیکر رفت و برگشتی، شیک شد. پس از کامل شدن هضم نمونه، محتویات با کاغذ صافی واتمن ۴۲ صاف شد و به بالن ۵۰ میلی‌لیتری منتقل و به حجم رسانده شد. مقدار فلزات توسط دستگاه جذب اتمی اندازه‌گیری شد (دستورالعمل تجزیه خاک و گیاه، ۱۹۹۹).

شاخص زمین انباشتی

شاخص زمین انباشتی یا Geoaccumulation Index که توسط مولر (۱۹۷۹) معرفی شده است، شاخصی است که می‌تواند درجه آلودگی خاک یا رسوب را تعیین کند و از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$I_{geo} = \text{Log}_2 (C_n / 1.5B_n)$$

که در این رابطه I_{geo} شاخص زمین انباشتی، Log لگاریتم بر پایه ۲، C_n غلظت در رسوب، و B_n غلظت زمینه‌ای می‌باشد. برای غلظت زمینه‌ای از غلظت متوسط در شیل استفاده می‌شود. برای غلظت زمینه مربوط به سرب، مس، روی و کادمیوم به ترتیب مقادیر ۱۲.۵، ۳۰، ۵۰ و ۰.۲ پی‌پی‌ام لحاظ شدند (شهادی و مسلم‌پور، ۱۳۹۰؛ NFESC، ۲۰۰۳). مولر بر اساس این شاخص، خاک‌ها را از نظر درجه آلودگی به شش گروه طبقه‌بندی نموده است. جدول ۱ طبقه‌بندی مذکور را نشان می‌دهد.

جدول ۱- مقادیر شاخص زمین انباشتگی در آلودگی‌های مختلف خاک (مولر، ۱۹۷۹)

شاخص زمین انباشتگی	درجه آلودگی خاک
کمتر از صفر	غیر آلوده
۱-۰	غیر آلوده تا کمی آلوده
۲-۱	کمی آلوده
۳-۲	کمی آلوده تا خیلی آلوده
۴-۳	خیلی آلوده
۵-۴	خیلی آلوده تا شدیداً آلوده
بزرگتر از ۵	شدیداً آلوده

شرح آزمایش گلدانی

به منظور بررسی تاثیر آبیاری با آب برداشت شده از مقاطع مختلف رودخانه زرجوب بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه برنج همچنین تجمع آنها در خاک تحت آبیاری، مطالعه‌ای گلدانی در سال ۱۳۹۰ اجرا گردید. این پژوهش در مزرعه تحقیقاتی مؤسسه تحقیقات برنج کشور واقع در کیلومتر ۵ جاده رشت-تهران به صورت کشت گلدانی گیاه برنج زیر شلتر به اجراء درآمد.

این آزمایش به صورت فاکتوریل بر پایه طرح بلوک کامل تصادفی با دو فاکتور سطوح مختلف آبیاری و منابع مختلف آب آبیاری انجام شد.

سطوح مختلف آبیاری شامل: غرقاب، اشباع، ظرفیت زراعی، ۸۰ درصد ظرفیت زراعی و ۶۰ درصد ظرفیت زراعی بودند. در تیمار غرقاب، ارتفاع آب روی خاک در حد ۵ سانتی متر نگهداری می شد و در صورتی که ارتفاع آن به کمتر از ۳ سانتی متر می رسید مجدداً آبیاری صورت می گرفت. در سایر تیمارها با کنترل رطوبت خاک در صورتی که مقدار آن به کمتر از حد اشاره شده می رسید آبیاری انجام می شد.

آب آبیاری از پنج مقطع رودخانه زرجوب و از ایستگاه‌های سراوان، شهر صنعتی رشت، شرکت آب منطقه‌ای، پل گلزار و پیربازار برداشت شد. همچنین آب چاه به‌عنوان تیمار آب آبیاری برداشت شده از منابع آب زیرزمینی مدنظر قرار گرفت. این آزمایش در شرایط کنترل شده گلخانه اجرا گردید. تعداد ۳ عدد نشاء که در شرایط معمولی آماده شده بودند، در گلدان‌هایی به قطر و عمق ۲۵ سانتی متر که قبلاً از خاک زراعی محل پر شده بودند نشاء کاری شد. وزن خاک درون گلدان‌ها ۹ کیلوگرم بود. طی مدت ۱۰ روز پس از نشاء کاری آبیاری با آب معمولی انجام می گرفت، سپس اعمال تیمارهای طرح به‌صورت غرقاب با ارتفاع ۵ سانتی متر شروع شد. در مجموع ۳۰ تیمار و با احتساب ۳ تکرار کلاً ۹۰ گلدان وجود داشت. تمام عملیات زراعی به‌صورت معمول و کاملاً یکسان و طبق عرف منطقه انجام پذیرفت. پس از رسیدن محصول، عملکرد و غلظت فلزات سنگین در خاک و دانه برنج اندازه‌گیری و با نرم افزار SAS تجزیه شدند. مقایسه میانگین براساس آزمون چند دامنه‌ای دانکن انجام پذیرفت.

اندازه‌گیری غلظت کل عناصر در گیاه

۲ گرم از گیاه خشک شده عبوری از الک ۰.۵ میلی لیتری درون بوته چینی ریخته شد و در دمای ۵۵۰ درجه سلسیوس به مدت ۴ ساعت سوزانده شد. پس از سرد شدن ۱۰ میلی لیتر اسید کلریدریک ۱:۱۰ روی آن ریخته شد و بر روی اجاق برقی در ۷۰ درجه سلسیوس قرار داده شد. پس از کامل شدن هضم نمونه، محتویات با کاغذ صافی واتمن ۴۲ صاف شد و به بالن ۵۰ میلی لیتری منتقل و به حجم رسانده شد. غلظت فلزات توسط دستگاه جذب اتمی اندازه گیری گردید.

اندازه گیری عناصر قابل جذب در خاک

۱۰ گرم از خاک عبوری از الک ۲ میلی متر درون ارلن ریخته شد، سپس ۲۰ میلی لیتر از محلول DTPA بر روی آن ریخته و به مدت ۲ ساعت بر روی شیکر، تکان داده شد. پس از کامل شدن هضم نمونه، آن را با کاغذ صافی واتمن ۴۲ صاف کرده و به بالن ۵۰ میلی لیتری منتقل کرده و به حجم رسانده شد. غلظت فلزات توسط دستگاه جذب اتمی اندازه گیری شد.

نتایج و بحث

در این بخش به ارائه نتایج این تحقیق در بخش‌های مختلف پرداخته می‌شود که شامل موارد زیر می‌-

باشد:

- غلظت فلزات سنگین در آب رودخانه زرجوب
- غلظت فلزات سنگین در رسوب کف رودخانه زرجوب
- غلظت فلزات سنگین در گیاه برنج و خاک تحت آبیاری با آب رودخانه زرجوب

غلظت فلزات سنگین در آب رودخانه زرجوب

در این بخش نتایج مربوط به تجزیه نمونه‌های آب برداشت شده از سی نقطه در طول رودخانه زرجوب به تفکیک هر کدام از فلزات سنگین شامل کادمیوم، روی، مس و سرب ارائه شده است.

کادمیوم

بررسی نتایج مندرج در جدول ۲ نشان می‌دهد که غلظت کادمیوم در نزدیکی شهر صنعتی رشت و نیز در داخل شهر رشت افزایش یافته است که نشان دهنده تاثیر فاضلاب آلوده این دو بخش بر روی آب رودخانه می‌باشد. غلظت کادمیوم در این رودخانه به‌طور متوسط 0.163 ppb می‌باشد. مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test) این عنصر با استانداردهای مختلف نشان‌دهنده آلودگی آب از نظر حیات آبریان است ولی برای مصارف آبیاری و همچنین از نظر استاندارد آب‌های سطحی آلوده نیست. همچنین غلظت کادمیوم آب رودخانه با توجه به مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test)

بالا تر از حداکثر مطلوب آب آشامیدنی (صفر میلی گرم در لیتر) است هر چند کمتر از حداکثر مجاز (۰.۰۱ میلی گرم در لیتر) است (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، ۱۳۷۱). بینای مطلق در مطالعه خود در سال ۱۳۵۹ غلظت متوسط کادمیوم این رودخانه را 2.5 ppb اندازه گیری کرده و شیرین فکر ذوالپیرانی در سال ۱۳۷۷ این غلظت را 8.5 ppb ذکر کرده است ولی سلطانی غلظت کادمیوم را کمتر از 0.1 ppb برآورد کرده که در برخی مقاطع با نتایج این مطالعه همخوانی دارد.

روی

نتایج مندرج در جدول ۳ نشان می دهد که میانگین غلظت این عنصر در سی ایستگاه نمونه برداری 2.8 ppb با حداکثر ۶۸ و حداقل ۱.۳ می باشد. روند تغییرات نشان دهنده افزایش این فلز در نزدیکی شهر صنعتی و نیز مناطق مسکونی است (مراجعه به شکل ۱). با توجه به نتایج مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test) این فلز با حدود استاندارد، آب رودخانه از نظر حیات آبریان آلوده، آبهای سطحی و آبیاری آلوده نیست. همچنین آب رودخانه از نظر استاندارد آب آشامیدنی با توجه به نتایج مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test) آلوده نیست (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، ۱۳۷۱). متوسط مقادیر اندازه گیری شده از مقادیر گزارش شده توسط بینای مطلق (۱۳۵۹)، شیرین فکر ذوالپیرانی (۱۳۷۷) و محمودسلطانی (۱۳۸۳) بیشتر است. علت این تفاوتها شاید مربوط به تغییرات فصلی و حتی روزانه غلظت فلزات در آب در اثر تخلیه فاضلابها به داخل رودخانهها و یا بارندگی فصلی باشد.

جدول ۲ - مقایسه غلظت کادمیوم آب در ایستگاه‌های مختلف نمونه‌برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیر آلوده: -)

ایستگاه	غلظت کادمیوم (ppb)	آلودگی از نظر حیات آبزبان	آلودگی از نظر آبیاری	آلودگی از نظر آب‌های سطحی
۱	0.1	+	-	-
۲	0.1	+	-	-
۳	0.3	+	-	-
۴	0.2	+	-	-
۵	0.2	+	-	-
۶	0.1	+	-	-
۷	0.1	+	-	-
۸	0.1	+	-	-
۹	0.1	+	-	-
۱۰	0.2	+	-	-
۱۱	0.3	+	-	-
۱۲	0.3	+	-	-
۱۳	0.3	+	-	-
۱۴	0.3	+	-	-
۱۵	0.3	+	-	-
۱۶	0.3	+	-	-
۱۷	0.2	+	-	-
۱۸	0.3	+	-	-
۱۹	0.1	+	-	-
۲۰	0.2	+	-	-
۲۱	0.2	+	-	-
۲۲	0.1	+	-	-
۲۳	0	-	-	-
۲۴	0.1	+	-	-
۲۵	0.1	+	-	-
۲۶	0.1	+	-	-
۲۷	0	-	-	-
۲۸	0.1	+	-	-
۲۹	0	-	-	-
۳۰	0.1	+	-	-

حداکثر مجاز غلظت کادمیوم برای حیات آبزبان 0.06 ppb، آبیاری 5 ppb و آب‌های سطحی 10 ppb (کفیل‌زاده و

همکاران، ۱۳۸۵).

جدول ۳- مقایسه غلظت روی آب در ایستگاه‌های مختلف نمونه‌برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیرآلوده: -)

ایستگاه	غلظت روی (ppb)	آلودگی از نظر حیات آبزیان	آلودگی از نظر آبیاری	آلودگی از نظر آب‌های سطحی
۱	1.9	-	-	-
۲	2.6	-	-	-
۳	1.9	-	-	-
۴	3.9	-	-	-
۵	2.8	-	-	-
۶	1.8	-	-	-
۷	1.8	-	-	-
۸	2.8	-	-	-
۹	4.6	-	-	-
۱۰	5.2	-	-	-
۱۱	2.4	-	-	-
۱۲	2.3	-	-	-
۱۳	3	-	-	-
۱۴	2.3	-	-	-
۱۵	2	-	-	-
۱۶	1.3	-	-	-
۱۷	3.2	-	-	-
۱۸	3.1	-	-	-
۱۹	2.2	-	-	-
۲۰	1.6	-	-	-
۲۱	4	-	-	-
۲۲	1.8	-	-	-
۲۳	2.3	-	-	-
۲۴	6.8	-	-	-
۲۵	2.2	-	-	-
۲۶	4.4	-	-	-
۲۷	3.1	-	-	-
۲۸	2.7	-	-	-
۲۹	3.4	-	-	-
۳۰	1.3	-	-	-

حداکثر مجاز غلظت روی برای حیات آبزیان 30 ppb، آبیاری 5000 ppb و آب‌های سطحی 5000 ppb (کنفیلزاده و

همکاران، ۱۳۸۵).

مس

غلظت مس در ایستگاه‌های مختلف در جدول ۴ آمده است. متوسط مقادیر اندازه‌گیری شده 0.068 ppb می‌باشد. غلظت این عنصر در اطراف شهر صنعتی (ایستگاه‌های ۸، ۹ و ۱۰) و در مناطق شهری (از ایستگاه ۱۶ تا ۲۶) بیش از قسمت‌های ابتدایی رودخانه و منطقه کشاورزی پیربازار می‌باشد که نشان‌دهنده تاثیر فاضلاب تصفیه نشده در افزایش غلظت آن در آب رودخانه می‌باشد. مقادیر اندازه‌گیری شده نشان می‌دهند که آب رودخانه از نظر حیات آبزبان، آبیاری و آب‌های سطحی با توجه به نتایج مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test) آلوده نیست. همچنین با توجه به نتایج مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t-test) آب رودخانه از نظر استاندارد آب آشامیدنی آلوده نیست (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، ۱۳۷۱). شیرین فکر ذوالپیرانی (۱۳۷۷) متوسط غلظت مس در نمونه‌های آب رودخانه زرجوب را 39 ppb اندازه‌گیری کرده است، همچنین محمودسلطانی (۱۳۸۳) این میزان را 6.4 ppb برآورد کرده است. کفیل‌زاده و همکاران (۱۳۸۵) میزان این فلز را در آب رودخانه خشک شیراز 288 ppb گزارش کرده‌اند.

سرب

با توجه به مقادیر جدول ۵ غلظت سرب رودخانه زرجوب به‌طور متوسط 4.4 ppb می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که به تدریج با فاصله گرفتن از سرچشمه رودخانه، غلظت سرب آب در نزدیکی شهر صنعتی افزایش و سپس در نتیجه ترسیب کاهش و با ورود رودخانه به داخل شهر و ورود فاضلاب‌های شهری دوباره غلظت آن افزایش می‌یابد. غلظت سرب موجود در آب با توجه به نتایج مقایسه

میانگین (با استفاده از آزمون t -test) از مقادیر استاندارد حیات آبریان و آبیاری کمتر است و بنابراین از نظر این مصارف آلوده نیست. با توجه به نتایج مقایسه میانگین (با استفاده از آزمون t -test) غلظت سرب آب رودخانه از حداکثر مطلوب آشامیدن (صفر میلی‌گرم در لیتر) بالاتر است هرچند غلظت آن کمتر از حداکثر مجاز (۰.۰۵ میلی‌گرم در لیتر) است (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، ۱۳۷۱). بینای مطلق (۱۳۵۹) غلظت سرب آب رودخانه زرجوب را ۴ تا ۵۰ ppb گزارش کرده است.

جدول ۴- مقایسه غلظت مس آب در ایستگاه‌های مختلف نمونه‌برداری با مقادیر استاندارد (آلوده: + و غیرآلوده: -)

ایستگاه	غلظت مس (ppb)	آلودگی از نظر حیات آبزیان	آلودگی از نظر آبیاری	آلودگی از نظر آب‌های سطحی
۱	0.071	-	-	-
۲	0.04	-	-	-
۳	0.039	-	-	-
۴	0.043	-	-	-
۵	0.002	-	-	-
۶	0.063	-	-	-
۷	0.076	-	-	-
۸	0.047	-	-	-
۹	0.036	-	-	-
۱۰	0.061	-	-	-
۱۱	0.089	-	-	-
۱۲	0.079	-	-	-
۱۳	0.091	-	-	-
۱۴	0.084	-	-	-
۱۵	0.089	-	-	-
۱۶	0.061	-	-	-
۱۷	0.068	-	-	-
۱۸	0.071	-	-	-
۱۹	0.093	-	-	-
۲۰	0.092	-	-	-
۲۱	0.085	-	-	-
۲۲	0.076	-	-	-
۲۳	0.066	-	-	-
۲۴	0.091	-	-	-
۲۵	0.079	-	-	-
۲۶	0.074	-	-	-
۲۷	0.06	-	-	-
۲۸	0.059	-	-	-
۲۹	0.071	-	-	-
۳۰	0.071	-	-	-

حداکثر مجاز غلظت مس برای حیات آبزیان 4 ppb، آبیاری 200 ppb و آب‌های سطحی 1000 ppb (کفیل‌زاده و

همکاران، ۱۳۸۵).

جدول ۵- مقایسه غلظت سرب آب در ایستگاه‌های مختلف نمونه‌برداری با مقادیر استاندارد (+: آلوده و -: غیرآلوده)

ایستگاه	غلظت سرب (ppb)	آلودگی از نظر حیات آبزیان	آلودگی از نظر آبیاری
۱	۲.۷	-	-
۲	۱.۲	-	-
۳	۳.۴	-	-
۴	۳.۲	-	-
۵	۷.۶	-	-
۶	۲.۸	-	-
۷	۶.۲	-	-
۸	۰.۷	-	-
۹	۳.۲	-	-
۱۰	۲.۶	-	-
۱۱	۱.۵	-	-
۱۲	۲.۹	-	-
۱۳	۳.۶	-	-
۱۴	۳.۹	-	-
۱۵	۲.۵	-	-
۱۶	۴.۱	-	-
۱۷	۲.۶	-	-
۱۸	۳.۹	-	-
۱۹	۴.۴	-	-
۲۰	۳.۱	-	-
۲۱	۴.۲	-	-
۲۲	۴.۴	-	-
۲۳	۳.۶	-	-
۲۴	۳.۷	-	-
۲۵	۳.۵	-	-
۲۶	۴.۴	-	-
۲۷	۳.۲	-	-
۲۸	۵.۱	-	-
۲۹	۴.۸	-	-
۳۰	۲.۹	-	-

حداکثر مجاز غلظت سرب برای حیات آبزیان 50 ppb و آبیاری 5000 ppb (کفیل زاده و همکاران، ۱۳۸۵).

جدول ۶- حداکثر غلظت مجاز برخی فلزات سنگین در آب آبیاری برای دو نوع بافت خاک
(USEPA, 1973)

غلظت استاندارد در آب آبیاری (میلی گرم در لیتر)		
نام عنصر	بافت درشت	بافت ریز
روی	۲	۱۰
سرب	۵	۲۰
کادمیوم	۰.۰۱	۰.۰۵
مس	۰.۲	۵

نتیجه گیری

با توجه به غلظت کادمیوم و سرب اندازه گیری شده در آب رودخانه زرجوب کیفیت آب رودخانه مناسب آشامیدن نیست. از نظر آبیاری نیز با توجه به استاندارد آبیاری برای خاک‌های ریزدانه (بافت غالب خاک منطقه) به طور کلی مشکلی وجود ندارد (جدول ۶). البته ذکر این نکته ضروریست که این نتایج ممکن است در سایر مقاطع زمانی متفاوت باشد. همچنین ممکن است استفاده طولانی مدت از آب رودخانه سبب آلودگی خاک و یا حتی گیاه تحت آبیاری گردد. از طرفی با توجه به استاندارد حیات آبریان این رودخانه از نظر کادمیوم و روی آلوده است و با توجه به بازدیدهای میدانی انجام شده تنها موجودی که در رودخانه توانسته به حیات خود ادامه دهد (به خصوص بعد از ورود رودخانه به شهر) لاک پشت می باشد. به گفته ساکنین اطراف رودخانه در گذشته‌ای نه چندان دور از این رودخانه ماهی صید می شده است ولی در حال حاضر به جز لاک پشت اثری از حیات در این رودخانه

نیست. لازم به ذکر است که در این تحقیق به بررسی وضعیت آلودگی رودخانه از لحاظ چهار فلز سنگین مورد مطالعه پرداخته شده است و قطعا رودخانه با توجه به حجم بالای فاضلاب ورودی (صنعتی، شهری و کشاورزی) از سایر جنبه‌ها (میکروارگانسیم‌های بیماری‌زا) غیرقابل استفاده به نظر می‌رسد؛ هرچند برای اثبات آن نیاز با مطالعات تکمیلی وجود دارد.

غلظت فلزات سنگین در رسوب کف رودخانه زرچوب

در این بخش نتایج مربوط به آنالیز نمونه‌های رسوب برداشت شده از کف رودخانه زرچوب ارائه شده است. غلظت کل و قابل جذب چهار فلز سنگین مورد مطالعه در این بخش ارائه شده‌اند. علاوه بر این از شاخص مولر برای تعیین میزان آلودگی رسوب کف استفاده شده است. در انتهای این بخش میزان همبستگی بین عناصر در آب و رسوب (غلظت کل و قابل جذب) ارائه شده‌اند.

غلظت کل فلزات سنگین در رسوب

جدول شماره 7 غلظت کل فلزات سنگین در رسوب کف رودخانه زرچوب را در ایستگاه‌های مختلف نشان می‌دهد. با توجه به حداکثر غلظت مجاز فلزات سنگین از نظر استانداردهای مختلف (جداول 8 و 9)، رسوب کف رودخانه به فلزات سرب و کادمیوم آلوده نیست ولی آلودگی رسوب به فلز روی در تمامی ایستگاه‌ها به خصوص از شهر صنعتی شروع به زیاد شدن کرده و در منطقه پیربازار به بالاترین حد خود می‌رسد. همچنین رسوب رودخانه از نظر غلظت مس، در برخی ایستگاهها آلوده (با غلظت بالای 25 میلی گرم در لیتر) می‌باشد. آلودگی به فلز روی بعد از شهر صنعتی (بعد از ایستگاه شماره 9) نشان دهنده تاثیر فاضلاب صنعتی بر آلودگی رسوب کف است و با اضافه شده فاضلاب شهری و کشاورزی این آلودگی افزایش می‌یابد (بعد از ایستگاه شماره 16). آلودگی رسوب کف می‌تواند به‌طور ویژه حیات موجودات کف‌زی را تهدید کند.

جدول 7- غلظت کل عناصر سنگین در رسوب بر حسب میلی گرم در کیلوگرم

ایستگاه	سرب	روی	مس	کادمیوم
۱	0.750	83.75	26.5	0.120
۲	2.100	81.4	31.5	0.145
۳	2.000	113.45	27.5	0.270
۴	1.750	92.5	19.5	0.140
۵	1.100	117.2	27	0.070
۶	3.800	129.4	25.5	0.185
۷	3.650	108.65	25.5	0.195
۸	1.300	104.3	16.5	0.165
۹	2.250	99.7	17	۰.175
۱۰	1.900	146.1	20.5	۰.200
۱۱	۰.900	114.6	20	۰.185
۱۲	2.150	140.25	20.5	۰.230
۱۳	1.750	126.8	16	۰.175
۱۴	2.500	140.3	18.5	۰.285
۱۵	2.800	149.25	17	۰.225
۱۶	1.500	144.1	19	۰.260
۱۷	1.650	162.3	19.5	۰.200
۱۸	2.150	255.45	88	۰.205
۱۹	2.850	181.7	21.5	۰.215
۲۰	1.550	235.75	23	۰.150
۲۱	1.600	190.15	19.5	۰.100
۲۲	1.650	194.25	22.5	۰.275
۲۳	۰.750	504	23.5	۰.160
۲۴	۰.650	224.75	28.5	۰.175
۲۵	3.400	265.7	22.5	۰.270
۲۶	1.950	189.7	17.5	۰.125
۲۷	2.050	224.4	19.5	۰.235
۲۸	3.550	275.45	19	۰.210
۲۹	4.350	170.85	13.5	۰.130
۳۰	4.250	209.55	17.5	۰.۲۳۸

جدول 8- حداکثر مقدار مجاز عناصر کل در خاک برحسب میلی گرم در کیلوگرم (اسلوان و داوولی، ۱۹۹۸)

عنصر	اروپا	اوتناریو	آلمان	شمال شرقی آمریکا
کادمیوم	۰.۵	۰.۸	۳	۲.۵
سرب	۲۵	۴۵	۱۰۰	۲۵۰
روی	۷۵	۱۶۵	۳۰۰	۱۲۵
مس	۲۵	۷۵	۱۰۰	۶۲.۵

جدول 9- مقادیر غلظت عناصر سنگین (میلی گرم در کیلوگرم) از دیدگاه دو استاندارد مختلف USEPA و GLC و میانگین جهانی این عناصر (کلپرتسیس و همکاران، ۲۰۰۱)

استاندارد	Mn	Cd	Ni	Cr	Co	Pb	Cu	Zn
USEPA	۶۰۰	-	۴۰	۱۰	۸	۱۰	۳۰	-
GLC	۶۰۰	-	۲۰	۱۰	-	۲۰	-	-
میانگین جهانی	۸۵۰	۰.۳	۶۸	۹۰	۱۹	۲۰	۴۵	۷۵

غلظت قابل جذب فلزات سنگین در رسوب

نتایج مربوط به غلظت قابل جذب هر چهار فلز مورد مطالعه در جدول ۱۰ آمده‌اند. در این مطالعه با توجه به اینکه رسوب کف به جز روی و در برخی ایستگاه‌ها به مس (غلظت کل)، آلوده نیست (جدول ۸)

بنابراین از نظر غلظت قابل جذب چهار فلز مورد مطالعه نیز مشکل آلودگی ندارد. در اکثر مطالعات مربوط به آلودگی رسوب علاوه بر غلظت کل، غلظت قابل جذب فلزات نیز تعیین می‌گردد. آن بخش از فلزات سنگین که در شرایطی نزدیک به شرایط طبیعی حل می‌شوند، می‌توانند در دسترس موجودات قرار گیرند که به این بخش غلظت قابل جذب گویند.

شاخص زمین انباشتی مولر

در این قسمت با توجه به رابطه شاخص مولر که شرح آن در بخش مواد و روش‌ها آمده است و با استفاده از نتایج آنالیز رسوب کف رودخانه اقدام به محاسبه شاخص زمین انباشتی براساس غلظت کل عناصر شده است. نتایج در جدول ۱۱ آمده‌اند. با توجه به مقادیر محاسبه شده شاخص مولر، رسوب هیچ‌کدام از ایستگاه‌ها به سرب آلوده نیست. در مورد روی می‌توان گفت که ایستگاه‌های اولیه و قبل از رسیدن به شهر صنعتی دارای وضعیت غیرآلوده تا کمی آلوده هستند و سپس با ورود فاضلاب صنعتی و بعد از آن فاضلاب شهری و زهاب کشاورزی وضعیت آلودگی به حالت کمی آلوده تا خیلی آلوده رسیده است که در منطقه پیربازار به حالت خیلی آلوده درآمده است. در مورد مس، به جز دو ایستگاه (ایستگاه‌های ۲ و ۱۸) سایر ایستگاه‌ها غیرآلوده هستند. در مورد وضعیت کادمیوم در رسوب می‌توان گفت که اکثر ایستگاه‌ها غیر آلوده بوده و تعدادی نیز در محدوده کمی آلوده قرار می‌گیرند. که منطقه کمی آلوده بیشتر در منطقه شهری می‌باشد.

جدول ۱۰ - غلظت قابل جذب عناصر سنگین در رسوب بر حسب میلی گرم در کیلوگرم

ایستگاه	سرب	روی	مس	کادمیوم
۱	۰.۱۷۸	۰.۸	۰.۱	۰.۰۰۶
۲	۰.۱۷۸	۱.۴	۰.۵۹	۰.۰۰۱
۳	۰.۱۳۴	۰.۸۶	۰.۶۴	۰.۰۱۴
۴	۰.۱۸۲	۰.۳۸	۰.۰۶	۰.۰۱۳
۵	۰.۱۷۲	۱.۱۸	۲.۲۸	۰.۰۱۲
۶	۰.۱۷۴	۰.۴۶	۰.۱	۰.۰۰۴۲
۷	۰.۱۱۸	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۰۰۲۶
۸	۰.۱۶۸	۲.۰۴	۱.۴۸	۰.۰۰۳۸
۹	۰.۱۶۲	۰.۸۲	۰.۸۶	۰.۰۰۷
۱۰	۰.۱۶۲	۰.۴۲	۰.۲۲	۰.۰۰۸
۱۱	۰.۱۶۴	۰.۵۲	۰.۵۶	۰.۰۰۵
۱۲	۰.۱۶۶	۱.۳	۲.۳۶	۰.۰۰۵۴
۱۳	۰.۱۴۸	۱.۴۶	۰.۸۴	۰.۰۰۶۴
۱۴	۰.۱۷۸	۱.۶۶	۱.۶۲	۰.۰۰۹۲
۱۵	۰.۱۷۰	۱.۷	۱	۰.۰۰۲۶
۱۶	۰.۱۵۶	۴.۹۴	۱.۹۸	۰.۰۰۶۶
۱۷	۰.۱۶۸	۲.۳۴	۱.۷۸	۰.۰۰۷
۱۸	۰.۱۷۸	۱۰.۹	۲.۸	۰.۰۰۶۶
۱۹	۰.۱۸۴	۶.۴۶	۲.۶۴	۰.۰۰۴۶
۲۰	۰.۱۸۲	۷.۵	۴.۶۴	۰.۰۰۷
۲۱	۰.۱۷۸	۶.۷۶	۲.۱۶	۰.۰۰۳۶
۲۲	۰.۱۷۶	۰.۹۲	۱.۲۲	۰.۰۰۷۲
۲۳	۰.۱۸۸	۱۳.۳۴	۲.۲	۰.۰۰۴
۲۴	۰.۱۸۴	۷.۹	۱.۴۶	۰.۰۱۱۴
۲۵	۰.۱۸۶	۱۰.۴	۱.۸۴	۰.۰۰۹۴
۲۶	۰.۱۷۶	۸.۸	۰.۹۶	۰.۰۰۴
۲۷	۰.۱۸۸	۱۰.۸	۲.۷۲	۰.۰۰۶
۲۸	۰.۱۸۴	۱۱.۳۲	۱.۷۴	۰.۰۰۳۲
۲۹	۰.۱۶۶	۸.۶	۰.۹	۰.۰۰۳
۳۰	۰.۱۶۸	۱۱.۲	۲.۵۶	۰.۰۰۳

جدول ۱۱- شاخص زمین انباشتگی نمونه های رسوب

ایستگاه	سرب	روی	مس	کادمیوم
۱	-4.1	0.7	-0.2	-0.8
۲	-2.6	0.7	0.1	-0.5
۳	-2.6	1.2	-0.1	0.4
۴	-2.8	0.9	-0.6	-0.5
۵	-3.5	1.2	-0.2	-1.5
۶	-1.7	1.4	-0.2	-0.1
۷	-1.8	1.1	-0.2	-0.04
۸	-3.3	1.1	-0.9	-0.3
۹	-2.5	1	-0.8	-0.2
۱۰	-2.7	1.6	-0.6	0
۱۱	-3.8	1.2	-0.6	-0.1
۱۲	-2.5	1.5	-0.6	0.2
۱۳	-2.8	1.3	-0.9	-0.2
۱۴	-2.3	1.5	-0.7	0.5
۱۵	-2.2	1.6	-0.8	0.2
۱۶	-3.1	1.5	-0.7	0.4
۱۷	-2.9	1.7	-0.6	0
۱۸	-2.5	2.4	1.6	0.04
۱۹	-2.1	1.9	-0.5	0.1
۲۰	-3.0	2.2	-0.4	-0.4
۲۱	-3	1.9	-0.6	-1
۲۲	-2.9	2	-0.4	0.5
۲۳	-4.1	3.3	-0.4	-0.3
۲۴	-4.3	2.2	-0.1	-0.2
۲۵	-1.9	2.4	-0.4	0.4
۲۶	-2.7	1.9	-0.8	-0.7
۲۷	-2.6	2.2	-0.6	0.2
۲۸	-1.8	2.5	-0.7	0.1
۲۹	-1.5	1.8	-1.2	-0.6
۳۰	-1.5	2.1	-0.8	0.1

همبستگی عناصر موجود در آب و رسوب رودخانه (غلظت کل و قابل جذب)

ضریب همبستگی خطی پیرسون بین غلظت عناصر در آب و رسوب با استفاده از نرم افزار آماری SPSS محاسبه گردید. ضریب همبستگی ارتباط بین عناصر را نشان می دهد و می تواند در تعیین منشا فلزات موثر باشد یعنی اعداد مثبت نشانه ارتباط مستقیم و اعداد منفی نشانه ارتباط معکوس بین دو فلز می باشد. با توجه به ضریب همبستگی بین فلزات سنگین آب و رسوب در جدول ۱۲ مشاهده می شود که بین فلزات سنگین سرب، کادمیوم، روی و مس در سطح ۱ درصد همبستگی معنی داری وجود ندارد. این امر بدان معناست که منشا فلزات سنگین موجود در آب یکسان نیست و از طرفی عدم وجود همبستگی بین غلظت فلزات موجود در آب و رسوب نشان می دهد که فلزات سنگین موجود در رسوب در طی ماه های مختلف سال در رسوب تجمع پیدا می کنند نه فقط در فصل کم آبی. در مورد غلظت قابل جذب فلزات در رسوب و غلظت فلزات سنگین موجود در آب نیز وضعیت به همین منوال است و ارتباط خاصی بین فلزات نیست به- جز چند مورد خاص که نمی توان به یک نتیجه گیری کلی در مورد آنها رسید (جدول ۱۲).

جدول ۱۳ همبستگی بین عناصر موجود در آب رودخانه و غلظت قابل جذب در رسوب را نشان می دهد. در اینجا نیز به جز چند مورد همبستگی عمده ای مشاهده نمی شود. جدول ۱۴ نیز نشان دهنده همبستگی بین غلظت کل و قابل جذب در رسوب می باشد.

جدول ۱۲- همبستگی بین عناصر موجود در آب رودخانه (W) و غلظت کل (S) در رسوب

	PbW	CdW	CuW	ZnW	PbS	CdS	CuS	ZnS
PbW	1							
CdW	-0.095 ^{ns}	1						
CuW	-0.158 ^{ns}	0.127 ^{ns}	1					
ZnW	0.006 ^{ns}	-0.144 ^{ns}	-0.51 ^{ns}	1				
PbS	0.193 ^{ns}	-0.236 ^{ns}	0.099 ^{ns}	-0.283 ^{ns}	1			
CdS	-0.066 ^{ns}	0.29 ^{ns}	0.217 ^{ns}	-0.15 ^{ns}	-0.006 ^{ns}	1		
CuS	0.072 ^{ns}	0.214 ^{ns}	-0.051 ^{ns}	0.021 ^{ns}	-0.092 ^{ns}	0.068 ^{ns}	1	
ZnS	0.164 ^{ns}	-0.357 ^{ns}	0.254 ^{ns}	-0.005 ^{ns}	-0.025 ^{ns}	0.03 ^{ns}	0.167 ^{ns}	1

جدول ۱۳- همبستگی بین عناصر موجود در آب رودخانه (W) و غلظت قابل جذب (Sa) در رسوب

	PbW	CdW	CuW	ZnW	PbSa	CdSa	CuSa	ZnSa
PbW	1							
CdW	-0.095 ^{ns}	1						
CuW	-0.158 ^{ns}	0.127 ^{ns}	1					
ZnW	0.006 ^{ns}	-0.144 ^{ns}	-0.51 ^{ns}	1				
PbSa	-0.148 ^{ns}	-0.332 ^{ns}	0.1 ^{ns}	0.183 ^{ns}	1			
CdSa	-0.073 ^{ns}	0.352 ^{ns}	0.064 ^{ns}	0.074 ^{ns}	-0.189 ^{ns}	1		
CuSa	0.148 ^{ns}	0.026 ^{ns}	0.195 ^{ns}	-0.198 ^{ns}	0.413 [*]	-0.178 ^{ns}	1	
ZnSa	0.181 ^{ns}	-0.429 [*]	0.233 ^{ns}	0.057 ^{ns}	0.502 ^{**}	-0.269 ^{ns}	0.598 ^{**}	1

جدول ۱۴- همبستگی بین غلظت کل عناصر (S) و غلظت قابل جذب (Sa) در رسوب

	PbS	CdS	CuS	ZnS	PbSa	CdSa	CuSa	ZnSa
PbS	1							
CdS	-0.006 ^{ns}	1						
CuS	-0.092 ^{ns}	0.068 ^{ns}	1					
ZnS	-0.025 ^{ns}	0.03 ^{ns}	0.167 ^{ns}	1				
PbSa	-0.172 ^{ns}	-0.108 ^{ns}	0.087 ^{ns}	0.469 ^{**}	1			
CdSa	-0.119 ^{ns}	0.359 ^{ns}	0.139 ^{ns}	-0.273 ^{ns}	-0.189 ^{ns}	1		
CuSa	-0.067 ^{ns}	-0.053 ^{ns}	0.191 ^{ns}	0.515 ^{**}	0.413 [*]	-0.178 ^{ns}	1	
ZnSa	0.199 ^{ns}	-0.163 ^{ns}	0.2 ^{ns}	0.818 ^{**}	0.502 ^{**}	-0.269 ^{ns}	0.598 ^{**}	1

نتیجه گیری

به طور کلی در مورد غلظت فلزات سنگین مورد مطالعه با توجه به حدهای استاندارد (جدول ۸) می توان گفت که رسوب کف رودخانه به سرب و کادمیوم آلوده نیست ولی به فلز روی آلوده است و برخی مقاطع به فلز مس نیز آلوده می باشد. منشا این دو فلز بیشتر صنایع فلزکاری، فاضلاب شهری و زباله های جامد می باشند که متاسفانه فاضلاب شهر صنعتی همچنین فاضلاب شهری بدون تصفیه وارد رودخانه می گردد و از طرفی به دلیل عدم رعایت حریم کمی و کیفی رودخانه، زباله های جامد نیز در حاشیه رودخانه

دفع می‌شوند. شاخص مولر نیز بیانگر آلودگی رسوب به روی می‌باشد و در مورد سه فلز دیگر آلودگی قابل توجهی مشاهده نمی‌شود هرچند در منطقه شهری در برخی ایستگاه‌ها شروع آلودگی دیده می‌شود ولی هنوز به حد بالای آلودگی نرسیده‌اند. مطالعه ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که به‌طور کلی همبستگی قوی و معنی‌داری بین فلزات وجود ندارد. لذا با توجه به نتایج فوق صراحتاً نمی‌توان گفت که غلظت کل عناصر سنگین صرفاً مرتبط با منابع آلاینده نظیر فاضلاب صنعتی یا شهری باشد بلکه نوع و ساختار کانی حاوی این عناصر در رسوبات مطالعه شده هم می‌تواند مهم باشد.

تاثیر فلزات سنگین آب چاه و رودخانه زرجوب بر گیاه برنج و خاک تحت آبیاری آن

برای بررسی تاثیر آبیاری با آب چاه و آب برداشتی از پنج مقطع رودخانه زرجوب بر تجمع فلزات سنگین در دانه برنج و خاک تحت آبیاری یک آزمایش گلدانی انجام شد. نتایج در دو بخش تجمع فلزات سنگین در دانه و خاک گلدان در ادامه ارائه شده‌اند.

تجمع فلزات سنگین در دانه

جدول ۱۵ نشان دهنده نتایج آنالیز نمونه‌های آب برداشتی جهت آبیاری گلدان‌ها می‌باشد. این نتایج مربوط به آب چاه موسسه تحقیقات برنج کشور و آب برداشتی از پنج مقطع رودخانه شامل سراوان (قبل از شهر صنعتی)، شهر صنعتی (بعد از شهر صنعتی)، شرکت آب منطقه‌ای (ابتدای منطقه شهری)، گلزار (داخل منطقه شهری) و پیربازار (بعد از منطقه شهری و در داخل منطقه کشاورزی) می‌باشد. با توجه به استاندارد آب آبیاری کلیه آب‌های برداشتی مشکل آلوده نبودند.

جدول ۱۵- غلظت فلزات سنگین (ppb) در آب برداشت شده از مقاطع مختلف رودخانه جهت استفاده در آبیاری

Zn	Cu	Pb	Cd	ایستگاه	منبع آب
۳.۳	۰.۰۱	۲.۶	۰.۲	سراوان	رودخانه
۰.۴	۰.۰۲۴	۳.۸	۰.۴	شهر صنعتی	
۰.۸	۰.۰۶۲	۱.۷	۰.۵	شرکت آب منطقه‌ای	
۹.۴	۰.۰۱۲	۴.۱	۰.۶	گل‌سار	
۰.۵	۰.۰۱۳	۲.۶	۰.۳	پیربازار	
۲.۴۰	۰.۰۳۷	۲.۴۰	۰.۱۸		چاه
۱۰۰۰۰	۵۰۰۰	۲۰۰۰۰	۵۰		استاندارد آب آبیاری (USEPA,) (1973)

نتایج تجزیه واریانس

پس از اعمال آبیاری و رسیدگی فیزیولوژیکی، اقدام به برداشت محصول شد. پس از انجام آنالیزهای شیمیایی و تعیین غلظت فلزات سنگین در دانه برنج (شلتوک)، تجزیه آماری صورت گرفت. نتایج به تفکیک برای هر عنصر در پایین آمده‌اند.

غلظت روی در دانه

جدول ۱۶ نشان دهنده نتایج تجزیه واریانس در مورد عنصر روی می‌باشد. همانطور که مشاهده می‌شود منبع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل بر تجمع روی در دانه دارای تاثیر معنی‌داری بوده است.

جدول ۱۶- نتایج تجزیه واریانس عنصر روی در دانه برنج

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
تکرار	۲	61	31	6	0.0040
منبع آب	۵	534	107	21	0.0001
رژیم آبیاری	۴	396	99	20	0.0001
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	1473	74	15	0.0001

غلظت مس در دانه

نتایج تجزیه واریانس در جدول ۱۷ نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که منبع آب و رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل تاثیر معنی‌داری بر روی تجمع مس در دانه گیاه برنج نداشته‌اند.

جدول ۱۷- نتایج تجزیه واریانس عنصر مس در دانه گیاه برنج

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
تکرار	۲	۰.۴۵	۰.۲۳	۲.۵۲	۰.۰۹
منبع آب	۵	۷.۰۹	۱.۴۲	۱۵.۸۴	۰.۰۰۰۱
رژیم آبیاری	۴	۳.۷۴	۰.۹۴	۱۰.۴۴	۰.۰۰۰۱
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۵.۸۴	۰.۲۹	۳.۲۶	۰.۰۰۰۲

غلظت سرب در دانه گیاه برنج

نتایج تجزیه واریانس در جدول ۱۸ نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهند که منبع آب و رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل تاثیر معنی‌داری بر روی تجمع سرب در دانه گیاه برنج نداشته‌اند.

جدول ۱۸- نتایج تجزیه واریانس عنصر سرب در دانه گیاه برنج

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
تکرار	۲	۰.۰۹	۰.۰۵	۰.۸	۰.۳۶
منبع آب	۵	۰.۲۹	۰.۰۵	۰.۹	۰.۸۰
رژیم آبیاری	۴	۰.۲۹	۰.۰۷	۱.۲	۰.۳۱
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۲.۹	۰.۱۵	۲.۴	۰.۰۰۵

غلظت کادمیوم در دانه گیاه برنج

نتایج تجزیه واریانس در جدول ۱۹ نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهند که منبع آب و رژیم آبیاری همچنین اثر متقابل این دو عامل تاثیر معنی‌داری بر روی تجمع کادمیوم در دانه گیاه نداشته‌اند.

جدول ۱۹- نتایج تجزیه واریانس عنصر کادمیوم در دانه برنج

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
تکرار	۲	۰.۲۵	۰.۱۲	۱.۷	۰.۱۹
منبع آب	۵	۴.۴۸	۰.۹	۱۲.۳	۰.۰۰۰۱
رژیم آبیاری	۴	۲.۴	۰.۶	۸.۲	۰.۰۰۰۱
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۸.۷	۰.۴	۶	۰.۰۰۰۱

نتایج مقایسه میانگین به منظور تعیین اثر منبع آب بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه

پس از انجام تجزیه واریانس، مقایسه میانگین با آزمون دانکن انجام گرفت که نتایج به تفکیک برای هر عنصر در پایین آمده‌اند.

جدول ۲۰ نشان دهنده خلاصه مقایسه میانگین غلظت عنصر روی در دانه است. همانطور که مشاهده می-شود آب چاه باعث تجمع بالاترین میزان عنصر روی در دانه شده است. بعد از آب چاه، آب برداشتی از ایستگاه‌های گل‌سار و شرکت آب منطقه‌ای باعث تجمع میزان بالای از عنصر روی در دانه شده‌اند.

جدول ۲۱ نشان دهنده اثر منابع مختلف آب بر تجمع فلز مس در دانه برنج می‌باشد. آب چاه باعث ایجاد بالاترین غلظت مس در دانه شده است و سپس آب برداشتی از ایستگاه‌های گل‌سار، شرکت آب منطقه‌ای و سراوان موجب ایجاد غلظت‌های پایین‌تر شده‌اند.

جدول ۲۰- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر روی در دانه گیاه برنج

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی‌گرم در کیلوگرم
چاه آب	۱۵	46.7 a
گل‌سار	۱۵	43.5 b
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	42.6 b
سراوان	۱۵	40.7 c
پیربازار	۱۵	40.1 c
بهدان	۱۵	39.5 c

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۱- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر مس در دانه برنج

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	3.2 a
گلزار	۱۵	2.9 b
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	2.7 bc
سراوان	۱۵	2.7 bc
پیربازار	۱۵	2.6 c
بهدان	۱۵	2.3 d

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۲ نشان دهنده اثر منبع آب بر تجمع عنصر سرب در دانه برنج است. نتایج نشان می‌دهند که تفاوت معنی‌داری بین منابع مختلف آب در تجمع سرب در دانه وجود ندارد. هرچند باز آب چاه بالاترین غلظت را ایجاد کرده و آب برداشتی از ایستگاه‌های گلزار و شرکت آب منطقه‌ای در رده‌های بعدی قرار دارند. شاید دلیل وجود میزان بالایی از سرب در نتیجه آب آبیاری برداشت شده از ایستگاه‌های موجود در محدوده شهری ورود فاضلاب شهر به این ایستگاه‌هاست چرا که معمولاً فاضلاب دارای میزان بالایی از سرب است (امینی و همکاران، ۱۳۸۵). جدول ۱۸ نیز نشان داده بود که اثر منابع آب بر انباشت سرب معنی‌دار نیست.

جدول ۲۲- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر سرب در دانه گیاه برنج

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	1.13 a
گلزار	۱۵	1.11 a
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	1.11 a
سراوان	۱۵	1.1 a
پیربازار	۱۵	1.1 a
بهدان	۱۵	1 a

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۳ نشان دهنده اثر منبع آب بر تجمع کادمیوم در دانه برنج هست. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند آب برداشتی از مقطع شرکت آب منطقه‌ای باعث ایجاد میزان بالایی از فلز کادمیوم در دانه شده است. بعد از آن، آب چاه قرار دارد. امینی و همکاران (۱۳۸۵) طی مطالعه‌ای در استان اصفهان به این نتیجه رسیدند که ۵۶ درصد کادمیوم اراضی کشاورزی در اثر کاربرد کودهای فسفره وارد زمین شده‌اند.

جدول ۲۳- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر کادمیوم در دانه گیاه برنج

میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم	تعداد نمونه	منبع آب
0.071 a	۱۵	آب چاه
0.056 b	۱۵	گلزار
0.074 c	۱۵	شرکت آب منطقه‌ای
0.04 d	۱۵	سراوان
0.043 ab	۱۵	پیربازار
0.051 ab	۱۵	بهدان

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

نتایج مقایسه میانگین به منظور تعیین اثر رژیم آبیاری بر روی تجمع فلزات سنگین در دانه

در این قسمت اثر رژیم آبیاری بر تجمع فلزات سنگین در دانه گیاه برنج مورد بررسی قرار گرفته است. جدول ۲۴ مقایسه میانگین تجمع عنصر روی در دانه گیاه برنج را نشان می‌دهد. آبیاری در سطح ۶۰ درصد ظرفیت زراعی موجب بیشترین تجمع روی در دانه شده است و بعد از آن به ترتیب آبیاری در سطح ۸۰ درصد ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح اشباع و آبیاری غرقاب قرار گرفته‌اند.

جدول ۲۴- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر روی در دانه گیاه برنج

میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم	تعداد نمونه	رژیم آبیاری
45.93 a	۱۸	0.6FC
42.67 b	۱۸	0.8FC
41.27 bc	۱۸	FC
41.24 bc	۱۸	اشباع
39.23 c	۱۸	غرقاب

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۵ مقایسه میانگین تجمع عنصر مس در دانه گیاه برنج را نشان می‌دهد. آبیاری در سطح ۶۰ درصد ظرفیت زراعی موجب بیشترین تجمع روی در دانه شده است و بعد از آن به ترتیب آبیاری در سطح ۸۰ درصد ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح اشباع و آبیاری غرقاب قرار گرفته‌اند. همانطور که نتایج جدول نشان می‌دهد بین آبیاری تناوبی در سطوح مختلف ظرفیت زراعی و آبیاری در حد اشباع و آبیاری غرقابی اختلاف معنی‌داری در سطح ۵ درصد مشاهده می‌شود.

جدول ۲۶ مقایسه میانگین تجمع عنصر سرب در دانه گیاه برنج را نشان می‌دهد. بین تیمارهای مختلف آبیاری اختلاف معنی‌داری وجود ندارد و جدول ارائه شده صرفاً برای نشان دادن مقادیر تجمع سرب در دانه در نتیجه تیمارهای مختلف آبیاری است.

جدول ۲۵- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر مس در دانه گیاه برنج

میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم	تعداد نمونه	رژیم آبیاری
2.97 a	۱۸	0.6FC
2.91 a	۱۸	0.8FC
2.83 a	۱۸	FC
2.56 b	۱۸	اشباع
2.44 b	۱۸	غرقاب

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۰.۰۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۶- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر سرب در گیاه برنج

میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم	تعداد نمونه	رژیم آبیاری
1.37 a	۱۸	0.6FC
1.16 a	۱۸	0.8FC
1.13 a	۱۸	FC
1.07 a	۱۸	اشباع
0.96 a	۱۸	غرقاب

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۰.۰۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۲۷ مقایسه میانگین تجمع عنصر کادمیوم در دانه گیاه برنج را نشان می‌دهد. آبیاری در سطح ۶۰ درصد ظرفیت زراعی موجب بیشترین تجمع روی در دانه شده است و بعد از آن به ترتیب آبیاری در سطح ۸۰ درصد ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح اشباع و آبیاری غرقاب قرار گرفته‌اند. به طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین آبیاری تناوبی در سطوح مختلف ظرفیت زراعی با آبیاری در حد اشباع و آبیاری غرقابی اختلاف معنی‌داری در سطح ۵ درصد وجود دارد و آبیاری در سطوح مختلف ظرفیت زراعی موجب ورود هوا به خاک و برقراری شرایط اکسیداسیون شده و جذب کادمیوم را افزایش داده است.

جدول ۲۷- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن عنصر کادمیوم در گیاه برنج

رژیم آبیاری	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی‌گرم در کیلوگرم
0.6FC	۱۸	0.08 a
0.8FC	۱۸	0.08 a
FC	۱۸	0.07 a
اشباع	۱۸	0.05 b
غرقاب	۱۸	0.05 b

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

معمولاً آبیاری تناوبی نسبت به آبیاری غرقابی موجب تجمع مقدار بیشتری عناصر سنگین در گیاه می‌شود (هوانگ و ایسکندر، ۲۰۰۰). جداول ۲۴ تا ۲۷ اثر رژیم‌های مختلف آبیاری بر تجمع فلزات روی، مس،

سرب و کادمیوم در دانه گیاه برنج را نشان می‌دهند که در مورد همه فلزات آبیاری تناوبی در سطح ۶۰ درصد ظرفیت زراعی بیشترین تجمع فلزات سنگین را موجب شده است و پس از آن به ترتیب آبیاری در سطح ۸۰ درصد ظرفیت زراعی، آبیاری در حد ظرفیت زراعی، آبیاری در سطح اشباع و نهایتاً آبیاری غرقاب دائم قرار دارند.

نتیجه گیری

طبق استاندارد مواد غذایی حداکثر غلظت مجاز مس و روی به ترتیب ۱۰ و ۵۰ میلی‌گرم بر کیلوگرم می‌باشد (ژوانگ و همکاران، ۲۰۰۹). نتایج نشان می‌دهند که منابع آب و رژیم آبیاری سبب آلودگی دانه به مس و روی نشده‌اند. در مورد کادمیوم حداکثر غلظت مجاز ۰.۲ میلی‌گرم بر کیلوگرم می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که به جز آب چاه سایر منابع آبی (آب‌های برداشتی از رودخانه زرجوب) موجب آلودگی دانه نشده‌اند. در مورد رژیم‌های آبیاری باید گفت که رژیم‌های آبیاری در حد ۶۰ و ۸۰ درصد ظرفیت زراعی موجب آلودگی دانه به کادمیوم شده‌اند. هوانگ و ایسکندر (۲۰۰۰) نیز بیان کرده‌اند که آبیاری تناوبی نسبت به آبیاری غرقابی موجب تجمع بیشتر کادمیوم در دانه می‌شود. در مورد سرب حداکثر مجاز در دانه ۰.۲ میلی‌گرم بر کیلوگرم می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که همه منابع آبی (چاه و رودخانه) و همه رژیم‌های آبیاری موجب آلودگی دانه به سرب شده‌اند.

تأثیر آبیاری با آب چاه و مقاطع مختلف رودخانه بر تجمع فلزات سنگین در خاک

در این قسمت نتایج مربوط به تأثیر منبع آب بر تجمع فلزات سنگین در خاک ارائه می‌شود. در این قسمت به تفکیک فلزات سنگین نتایج ارائه می‌گردند.

تجمع سرب در خاک

در جدول ۲۸ نتایج مربوط به تجزیه واریانس در مورد تجمع عنصر سرب در خاک آمده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که منبع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل در تجمع عنصر سرب در خاک دارای تأثیر معنی‌داری بوده‌اند.

جدول ۲۸- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آن‌ها در تجمع عنصر سرب در خاک

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
منبع آب	۵	۱۲۹.۹۵	۲۵.۹۹	۱۲.۹۶	۰.۰۰۰
رژیم آبیاری	۴	۳۳۲.۰۴	۸۳.۰۱	۴۱.۳۹	۰.۰۰۰
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۱۲۶۱.۷۱	۶۳.۰۹	۳۱.۴۶	۰.۰۰۰

جدول ۲۹ نشان می‌دهد که آب چاه باعث ایجاد کمترین میزان تجمع سرب در خاک گلدان شده است و بعد از آن سایر منابع آب قرار گرفته‌اند.

جدول ۲۹- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت عنصر سرب در خاک

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	20.87 a
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	22.77 b
پیربازار	۱۵	23.61 bc
بهدان	۱۵	23.63 bc
گلزار	۱۵	23.94 c
سراوان	۱۵	24.67 c

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۰.۰۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

تجمع کادمیوم در خاک

در جدول ۳۰ نتایج مربوط به تجزیه واریانس در مورد تجمع فلز کادمیوم در خاک گلدان نشان داده شده است. منبع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل در تجمع فلز کادمیوم در خاک دارای تاثیر معنی‌داری بوده‌اند.

جدول ۳۰- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آن در تجمع عنصر کادمیوم در خاک

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
منبع آب	۵	۹۹۷۵.۵۶	۱۹۹۵.۱۱	۲۲.۸۷	۰.۰۰۰
رژیم آبیاری	۴	۶۳۶۷.۷۸	۱۵۹۱.۹۴	۱۸.۲۵	۰.۰۰۰
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۱۵۷۰۲.۲۲	۷۸۵.۱۱	۹	۰.۰۰۰

مقایسه میانگین نشان داد که آب چاه باعث ایجاد کمترین میزان تجمع کادمیوم در خاک گلدان شده است (جدول ۳۱). از طرفی آب برداشتی از ایستگاه گلزار سبب ایجاد بیشترین تجمع فلز کادمیوم در خاک گلدان شده است.

تجمع روی در خاک

در جدول ۳۲ نتایج مربوط به تجزیه واریانس عنصر روی آورده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که منبع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل در تجمع عنصر روی در خاک دارای تاثیر معنی‌داری بوده‌اند.

جدول ۳۱- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت کادمیوم در خاک

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	131 a
بهدان	۱۵	139 b
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	151 c
پیربازار	۱۵	156 cd
سراوان	۱۵	156 cd
گلزار	۱۵	164 d

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

جدول ۳۲- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آن‌ها در تجمع عنصر روی در خاک

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
منبع آب	۵	۲۶۱.۲۸	۵۲.۲۶	۷.۸۹	۰.۰۰۰
رژیم آبیاری	۴	۲۶۷.۰۸	۶۶.۷۷	۱۰.۰۸	۰.۰۰۰
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	۱۲۹۲.۸۵	۶۴.۶۴	۹.۷۶	۰.۰۰۰

مقایسه میانگین در جدول ۳۳ نشان می‌دهد که آب چاه باعث ایجاد کمترین میزان تجمع روی در خاک گلدان شده است ولی آب برداشتی از ایستگاه گلزار بیشترین تجمع فلز روی را سبب شده است. میانگین غلظت روی در پوسته زمین ۷۰ میلی‌گرم در کیلوگرم است بنابراین غلظت ایجاد شده (۷۵ میلی‌گرم در کیلوگرم) بیش از میانگین پوسته زمین است (تورکیان و ودیول، ۱۹۶۱).

جدول ۳۳- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع غلظت روی در خاک

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی‌گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	73.11 a
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	73.38 ab
پیربازار	۱۵	74.30 abc
سراوان	۱۵	75.34 bc
بهدان	۱۵	75.85 c
گلزار	۱۵	78.15 d

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف

معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

تجمع مس در خاک

در جدول ۳۴ نتایج مربوط به تجزیه واریانس در مورد تجمع عنصر مس آورده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که منبع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل این دو عامل در تجمع فلز مس در خاک دارای تاثیر معنی‌داری بوده‌اند.

جدول ۳۵ نشان می‌دهد که آب چاه باعث ایجاد کمترین تجمع غلظت مس در خاک گلدان شده است ولی آب برداشتی از ایستگاه گلزار سبب ایجاد بیشترین تجمع فلز مس در خاک گلدان شده است.

جدول ۳۴- نتایج تجزیه واریانس اثر منابع آب، رژیم آبیاری و اثر متقابل آن‌ها در تجمع عنصر مس در خاک

منابع خطا	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F	P
منبع آب	۵	253.3	50.66	16.25	۰.۰۰۰
رژیم آبیاری	۴	114.52	28.63	9.18	۰.۰۰۰
منبع آب*رژیم آبیاری	۲۰	876.73	43.84	14.06	۰.۰۰۰

جدول ۳۵- مقایسه میانگین با استفاده از آزمون دانکن در تجمع عنصر مس در خاک

منبع آب	تعداد نمونه	میانگین بر حسب میلی گرم در کیلوگرم
آب چاه	۱۵	125.07 a
شرکت آب منطقه‌ای	۱۵	126.37 b
پیربازار	۱۵	126.70 b
سراوان	۱۵	128.07 c
بهدان	۱۵	128.53 c
گلزار	۱۵	130.27 d

میانگین‌هایی که در یک ستون دارای یک حرف مشترک می‌باشند با آزمون دانکن در سطح ۵٪ اختلاف معنی‌داری با یکدیگر ندارند.

نتیجه گیری

حداکثر غلظت مجاز مس، روی، سرب و کادمیوم در خاک به ترتیب ۵۰، ۲۰۰، ۲۵۰ و ۰.۳ میلی گرم بر کیلوگرم می باشد. حد طبیعی (میانگین) مس، روی، سرب و کادمیوم در خاک به ترتیب ۳۵، ۱۰۰، ۳۵ و ۰.۲ میلی گرم بر کیلوگرم می باشد (ژوانگ و همکاران، ۲۰۰۹). با توجه به نتایج بدست آمده همه منابع آبی موجب آلودگی خاک به سرب و روی نشده اند. لازم به ذکر است که غلظت اولیه سرب و روی در خاک قبل از کشت به ترتیب ۲.۹ و ۳۵ میلی گرم بر کیلوگرم بوده اند. اما نتایج آزمایش نشان می دهد که منابع آبی موجب آلودگی خاک به کادمیوم و مس شده اند. لازم به ذکر است که غلظت اولیه کادمیوم و مس در خاک گلدان قبل از کشت به ترتیب ۰.۰۶ و ۱۰۲ میلی گرم بر کیلوگرم بوده است که نشان دهنده آلودگی اولیه خاک شالیزاری به مس می باشد.

بخش دوم
بررسی وضعیت آلودگی آب‌های زیرزمینی اطراف رودخانه زرچوب به فلزات
سنگین

مقدمه

مقدمه

آب یکی از ضروری‌ترین نیازهای انسان برای ادامه حیات است. دسترسی به آب سالم و کافی حق اولیه و طبیعی کلیه انسان‌ها و از شاخص‌های توسعه‌ی پایدار است. حاکمیت اقلیم‌های خشک و نیمه خشک در پهنه‌ی وسیعی از کشور همراه با فزونی جمعیت و در پی آن افزایش تقاضا برای آب در کاربری‌های گوناگون شهری، صنعتی و کشاورزی ایجاب می‌کند که وضعیت این منابع جهت تامین آب برای کاربری‌های مختلف مورد مطالعه قرار گیرد (نوشادی و همکاران، ۱۳۸۸).

منابع آب زیرزمینی از جمله مهم‌ترین منابع تامین آب شرب و کشاورزی می‌باشند. بر اساس بررسی‌های انجام شده، سفره‌های آب زیرزمینی منبع اصلی تامین آب شرب بیش از ۱.۵ میلیارد نفر در سرتاسر جهان‌اند. مصرف آب در ایران ۹۶ میلیارد متر مکعب است که ۵۱ میلیارد متر مکعب از این مقدار، از آب‌های زیرزمینی تامین می‌شود. بنابراین با توجه به اهمیت این آب‌ها، هم به عنوان منبع آب کشاورزی و هم به عنوان منبع آب شرب، بررسی کیفیت این آب‌ها ضروری به نظر می‌رسد. آلودگی منابع آب‌های زیرزمینی توسط آلاینده‌ها باعث کاهش کیفیت این منابع می‌گردد و حتی در برخی مناطق احتمال غیرقابل استفاده شدن آن‌ها را افزایش می‌دهد. از این رو مطالعه و شناخت کیفیت آب‌های زیرزمینی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (نبی‌زاده نودهی و همکاران، ۱۳۷۵). برخلاف آب‌های سطحی، آلودگی منابع و سفره‌های آب زیرزمینی، عمدتاً غیر قابل بازگشت است (عرفان منش و همکاران، ۱۳۸۸). چرا که نوسازی آب در اعماق زمین در مقایسه با آب‌های سطحی، بسیار کند است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که مدت زمان متوسط چرخه‌ی نوسازی آب‌های سطحی حدود ۲۰ روز به طول می‌انجامد ولی این مدت در آب زیرزمینی بسیار کند است.

محدودیت منابع آب و نیاز روزافزون به آب از یک سو و روند رو به ازدیاد آلودگی‌های مستقیم و غیرمستقیم منابع آب و افزایش بیماری‌های مرتبط با آب آلوده از سوی دیگر، بررسی کیفیت آب‌ها و کنترل و حفاظت از این منابع خدادادی را صد چندان می‌نماید.

آلودگی آب عبارت است از افزایش مقدار هر معرف اعم از شیمیایی، فیزیکی یا بیولوژیکی که موجب تغییر خواص و نقش اساسی آن در مصارف ویژه‌اش شود. یکی از مهمترین آلاینده‌های آب، فلزات سنگین هستند. فلزات سنگین عناصری هستند که چگالی آن‌ها بیش از ۵ گرم بر سانتیمتر مکعب است و وزن اتمی آن‌ها بین ۶۳/۵۴ و ۲۰۰/۵۹ می‌باشد. این عناصر اجزای طبیعی تشکیل دهنده پوسته زمین هستند و فرآیندهای طبیعی و همچنین فعالیت‌های انسان باعث آزاد سازی آن‌ها در محیط زیست می‌شود. بررسی‌های اخیر نشان داده‌اند که تجمع فلزات سنگین در منابع آب به‌خصوص در آب زیرزمینی اثرات مخربی را به‌همراه داشته است. فلزات سنگین مانند مس، روی، سرب و کادمیوم در ترکیبات گوناگون آب موجود می‌باشند که این عناصر خاصیت تجمعی در بافت گیاهان را دارند و در صورتی که این مقادیر بیش از حد مجاز باشند، موجب مسمومیت می‌شوند. این فلزات برای خود گیاه حالت سمی ندارند، به راحتی جذب گیاه شده و وارد زنجیره‌ی غذایی انسان می‌گردند و در بدن عوارض سوئی بر جای می‌گذارند. در اثر فعالیت‌های کشاورزی، صنعتی و توسعه شهری میزان فلزات سنگین در منابع آبی رو به افزایش است. با توجه به توضیحات مذکور می‌توان نتیجه گرفت که فلزات سنگین، آب‌های زیرزمینی را برای مصارف آبیاری و آشامیدن نامطلوب می‌نمایند، بنابراین انجام مطالعات کیفی از جهت فلزات سنگین بر روی منابع آب زیرزمینی، یک حرکت زیربنایی برای کسب اطلاعات کیفی از منابع آب می‌باشد. پهنه‌بندی این عناصر در آب و شناسایی مکان‌های آلوده کمک بسیار زیادی در انجام مدیریت‌های لازم برای جلوگیری از گسترش آلودگی می‌نماید. بالا بودن هزینه‌ی استفاده از دستگاه

جذب اتمی به منظور تعیین غلظت فلزات سنگین و نیز عدم وجود این دستگاه در بسیاری از آزمایشگاه‌ها و واحدهای پژوهشی، تحقیقات را در این زمینه ناگزیر می‌نماید. در اندازه‌گیری عناصر سنگین در سطوح وسیع باید از روش‌هایی استفاده کرد که ضمن سادگی، از سرعت بالا و هزینه کمتری برخوردار باشند. در این روش‌ها حداقل تعداد نمونه برای تعیین پراکنش عناصر سنگین به کار گرفته می‌شود (استریگر^۱، ۱۹۹۶). بنابراین با توجه به اهمیت اطلاع از وضعیت کیفی آب‌های زیرزمینی برای مصارف آبیاری و آشامیدن و نیز هزینه بر بودن اندازه‌گیری فلزات سنگین، یافتن راهکاری برای تخمین این مقادیر با استفاده از داده‌های موجود، امری ضروری به نظر می‌رسد. یکی دیگر از مشکلات اصلی در ارزیابی وضعیت آلودگی مناطق عدم امکان نمونه‌برداری از تمام نقاط می‌باشد. بدین منظور، استفاده از راهکارهای مناسب برای تعمیم نتایج حاصل از نقاط اندازه‌گیری شده به سایر نقاط توصیه می‌گردد (تائو^۲، ۱۹۹۵). بررسی منابع آلوده کننده، نیازمند شناخت تغییرات مکانی پراکنش آلاینده‌ها می‌باشند (شی^۳، ۲۰۰۷). عموماً مقادیر آلاینده‌ها الگوی مکانی پیچیده‌ای را نشان می‌دهند. لذا دانستن سطح غلظت عناصر و پراکنش مکانی آن‌ها در منطقه مورد مطالعه امری ضروری به نظر می‌رسد. در تحقیقاتی که تاکنون صورت گرفته عموماً از آمار کلاسیک استفاده شده است، این در حالی است که این علم قادر به توصیف تغییرات مکانی آلاینده‌ها نمی‌باشد. از اواسط قرن بیستم میلادی شاخه‌ای از علم آمار به نام زمین‌آمار پا به عرصه علوم نهاد که امکان پردازش داده‌ها و زمینه توصیف مکانی آن‌ها را به وجود آورد (ژانگ^۴، ۲۰۰۰). این علم یکی از دقیق‌ترین روش‌هایی است که علاوه بر توصیف تغییرات مکانی داده‌ها، قادر به تهیه نقشه‌های کمی پراکنش آلودگی با حداقل واریانس ممکن می‌باشد (شی^۳، ۲۰۰۷).

¹ Steriger

² Tao

³ Shi

⁴ Zhang

تحقیق حاضر به منظور بررسی غلظت فلزات سنگین سرب، کادمیوم، روی و مس در چاه‌های آب اطراف رودخانه زرجوب رشت با استفاده از روش‌های زمین‌آماری صورت گرفت و نقشه‌های پهنه‌بندی رسم گردید.

فصل اول

کلیات

آلودگی آب

آب مایه حیات است. حفاظت از منابع آب و اقدامات مورد نیاز در این زمینه در طول قرن گذشته دچار تحول شگرفی شده است. دلیل این امر را می‌توان تغییرات در نوع، کمیت و کیفیت آلاینده‌های منابع آب جست‌وجو کرد. عوامل زیادی دست به دست هم می‌دهند تا کیفیت منابع آب سطحی و زیرزمینی را تحت تأثیر قرار دهند و تنها در سایه‌ی اقدامات پیش‌گیرانه می‌توان به آینده‌ی این منابع امیدوار بود. هر گونه ناخالصی آب‌های سطحی و زیرزمینی که برای حیات موجودات زنده مضر باشد، آلودگی آب اطلاق می‌گردد. انواع اصلی آلاینده‌های آب از حیث نحوه آلاینده‌ها، شیمیایی، بیولوژیکی و مواد فیزیکی هستند که موجب کاهش کیفیت آب می‌گردند. اما از لحاظ نوع، آلاینده‌ها به هشت دسته اصلی تقسیم می‌شوند که هر یک مضرات مربوط به خویش را به دنبال دارند. این هشت مورد شامل مواد نفتی، آفت‌کش و علف‌کش‌ها، فلزات سنگین، زباله‌های خطرناک، مواد آلی زائد، رسوبات، میکرو ارگانیسم‌های مضر و آلودگی گرمایی می‌باشند (عرفان منش، ۱۳۸۸). در این تحقیق از میان آلاینده‌های ذکر شده به بررسی وضعیت فلزات سنگین پرداخته شده است.

فلزات سنگین

فلزات سنگین اجزای طبیعی تشکیل دهنده پوسته زمین هستند و فرآیندهای طبیعی و همچنین فعالیت‌های انسان باعث آزادسازی آن‌ها در محیط زیست می‌شود. فعالیت‌های آتشفشانی، آتش‌سوزی جنگل‌ها، هوازدگی سنگ‌ها و کانی‌ها از جمله عوامل طبیعی هستند که باعث آلودگی محیط زیست به فلزات سنگین می‌شوند (کنیش^۵، ۱۹۹۲). فعالیت‌های حفاری و معدنی، کارخانجات ذوب فلز، سوزاندن زباله و مواد زائد، ترافیک، مصرف سوخت‌های فسیلی در کارخانجات و مصرف حشره‌کش‌ها، کودهای

⁵ Kennish

شیمیایی و لجن فاضلاب در کشاورزی از جمله منابع انسانی آلاینده محیط زیست به فلزات سنگین به حساب می‌آیند. در حال حاضر مقدار فلزات سنگین آزاد شده در محیط زیست از منشأ انسانی به مراتب بیشتر از منشأ طبیعی می‌باشد (سامانی مجد و همکاران، ۱۳۸۶). در اثر فعالیت‌های کشاورزی، صنعتی و توسعه شهری میزان فلزات سنگین در منابع آبی رو به افزایش است. علی‌رغم آن که بخشی از فلزات سنگین جذب اندام‌های گیاهی شده و در گیاه تجمع می‌یابند، مطالعاتی نیز مبنی بر آبتشویی این عناصر و ورود آن‌ها به آب‌های زیرزمینی وجود دارد که باعث آلوده شدن آب‌های زیرزمینی می‌شود (پناهپور و همکاران، ۱۳۸۷). بررسی‌های اخیر نشان داده‌اند که تجمع فلزات سنگین در آب زیرزمینی اثرات مخربی را به همراه داشته است. فلزات سنگین مانند مس، روی، سرب و کادمیوم در ترکیبات گوناگون آب موجود می‌باشند که این عناصر خاصیت تجمعی در بافت گیاهان را دارند و در صورتی که این مقادیر بیش از حد مجاز باشند، موجب مسمومیت می‌شوند. اکثر سبزیجات به‌ویژه کاهو و اسفناج قابلیت جذب و ذخیره‌سازی بالایی در مورد فلزات سنگین دارند و چنانچه این گیاهان با آب آلوده آبیاری شوند، عناصر مذکور در آنها تجمع پیدا می‌کنند (ملکوتیان و همکاران، ۱۳۸۸). فلزات سنگین برای خود گیاه حالت سمی ندارند، به راحتی جذب گیاه شده و وارد زنجیره‌ی غذایی انسان می‌گردند. مصرف مواد غذایی آلوده به کادمیوم منجر به ایجاد بیماری ایتای‌ایتای و تخریب کلیه می‌شود (همیر^۶، ۱۹۹۳ و جانگ‌جونگ^۷، ۱۹۹۷). فلز سرب، مانند کلسیم عمل می‌کند و بنابراین در بدن جایگزین کلسیم می‌شود که باعث ایجاد تومورهای سرطانی مختلف می‌شود. همچنین سرب آزاد موجود در پلازما در بافت‌های استخوانی تجمع می‌یابد و در وضعیت‌هایی که برداشت فیزیولوژیکی مواد معدنی از استخوان صورت

⁶ Hamir

⁷ Jang- Jong

می‌گیرد، دوباره فعال شده و سبب بروز مسمومیت می‌گردد (میچارلسون^۸، ۱۹۷۴، همیر، ۱۹۹۳ و جانگک‌جونگ (۱۹۹۷). آثار این مسمومیت را در بدن، به خصوص در سه موضع یعنی دستگاه گوارش، اعصاب محیطی و سیستم خون‌ساز می‌توان جست (میچارلسون، ۱۹۷۴، جاکوب^۹، ۱۹۹۰ و هروی^{۱۰}، ۱۹۹۸). تقریباً تمام فلزات سنگین در بدن عوارض سوئی بر جای می‌گذارند.

ماهیت تغییرات آب زیرزمینی

یکی از ویژگی‌های مشترک علوم محیطی، ماهیت داده‌های آن‌ها است. اغلب ویژگی‌های محیطی دارای پراکنشی پیوسته در مکان بوده و از سوی دیگر نمونه‌برداری و اندازه‌گیری آن‌ها در تمام نقاط واقع در محدوده مطالعاتی غیرممکن است. تغییرات مکانی آب زیرزمینی، به‌عنوان یکی از متغیرهای محیطی، عبارت از تغییر در یک خصوصیت آب به‌عنوان تابعی از موقعیت جغرافیایی است.

تغییرات مکانی خصوصیات آب یا عدم یکنواختی آب ناشی از تفاوت‌های مکان به مکان در خواص مشاهده شده آب شامل دو جزء تغییرات ساختاری و غیر ساختاری (تصادفی) می‌باشد (محمدی و همکاران، ۱۳۸۵). این تغییرات نتیجه هر دو فرآیند طبیعی (خصوصیات ذاتی آب منطقه) و مدیریتی (ورود انواع پساب‌ها، کودهای شیمیایی و سایر منابع آلاینده) در مقیاس مکانی است. برخی از این فاکتورها عامل تغییرات در فاصله کوتاه بوده و برخی دیگر در فواصل وسیع‌تر موثر هستند.

به هر ترتیب آنچه مسلم است این است که کیفیت آب زیرزمینی در مقیاس مکانی دارای تغییرات زیادی است و نمی‌توان آن را در گستره‌ی مکان ثابت فرض کرد. علی‌رغم اهمیت این موضوع، تاکنون به تغییرات مکانی کیفیت آب‌های زیرزمینی توجه لازم مبذول نشده است. یکی از مهمترین دلایل این

⁸ Micharlson

⁹ Jacob

¹⁰ Harvey

کاستی، فقدان توانایی روش‌های سنتی مورد استفاده در آمار کلاسیک برای ارائه اطلاعات مورد نیاز در مورد موقعیت مکانی و تغییرات موضعی آن در سطح می‌باشد. اما پیشرفت‌های اخیر در معرفی و بسط روش‌های آماری غیر کلاسیک باعث افزایش تمایل برای استفاده از آمار مکانی یا ژئواستاتستیکی به منظور بررسی و شناخت بیشتر این تغییرات شده است. این تئوری اکنون پایه‌ی روش‌های تجزیه و تخمین متغیرهای برخوردار از وابستگی فضایی می‌باشد، این روش‌ها مجموعاً "زمین‌آمار" نامیده می‌شوند.

تجزیه و تحلیل آماری

بسیاری از علوم محیطی در محدوده‌های مورد بررسی خود با عدم قطعیت مواجه هستند، لذا آمار و احتمالات در اکثر علوم نقش کلیدی پیدا کرده است. مثلاً تخمین پارامترهای کل (جامعه) از روی پارامترهای جز (نمونه) در زمره امور احتمال‌پذیر یا غیرقطعی است و بنابراین منجر به دستیابی به واقعیت قطعی در مورد کل نمی‌شود. این عدم قطعیت با خطای تخمین بیان می‌شود (حسنی پاک، ۱۳۷۷). چون اصول و قواعد آمار و احتمالات بر مبنای نمونه تصادفی استوار می‌باشند، پس بهترین نمونه از یک جامعه، نمونه‌ای فرض می‌شود که به‌طور تصادفی انتخاب شده باشد. از طرف دیگر در نمونه‌برداری تصادفی امکان محاسبه خطای نمونه‌برداری وجود دارد (رضایی و همکاران، ۱۳۷۴).

تجزیه و تحلیل به روش آمار کلاسیک

آمار کلاسیک یا آمار سنتی شاخه‌ای از آمار است که مقدار یک کمیت مورد نظر را در نمونه‌ها در نظر می‌گیرد و موقعیت نمونه‌ها را مورد توجه قرار نمی‌دهد، بنابراین در این شاخه از آمار این واقعیت که احتمال تشابه مقدار یک کمیت در دو نمونه نزدیک به هم بیشتر است تا در دو نمونه دور از هم، در نظر گرفته نمی‌شود. در آمار کلاسیک، اجزا یا نمونه‌هایی که از کل جامعه به‌منظور شناخت آن برداشت می‌-

شوند، فاقد اطلاعات موقعیتی در فضا بوده و در نتیجه مقدار اندازه‌گیری شده یک کمیت معین در یک نمونه خاص هیچ‌گونه اطلاعاتی در مورد مقدار همان کمیت در نمونه دیگری به‌فاصله معین در بر نخواهد داشت. به‌عبارت دیگر نتایج به‌دست آمده از اندازه‌گیری نمونه‌ها مستقل از موقعیت فضایی آن‌ها مورد تحلیل قرار می‌گیرد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). در نتیجه آمار کلاسیک برای نشان دادن خواص مقادیر نمونه‌ها به‌کار رفته و این فرض پذیرفته شده است که مقادیر نمونه‌ها مقدار عددی یک متغیر تصادفی می‌باشند و چون موقعیت مکانی در این فرض نادیده گرفته می‌شود، کلیه نمونه‌های گرفته شده دارای احتمال یکسان هستند. به این فرض، فرض سکون نیز می‌گویند (محمدی، ۱۳۸۵).

بنابراین آمار کلاسیک برای درون‌یابی متغیرهای دارای وابستگی مکانی ناکافی است زیرا فرض می‌کند تغییرات تصادفی است و هیچ محاسبه‌ای برای وابستگی مکانی و موقعیت نسبی نمونه‌ها انجام نمی‌دهد (آیزاک^{۱۱}، ۱۹۸۹).

متغیرها یا قطعیت‌پذیرند یا احتمال‌پذیر. مقدار یک متغیر احتمال‌پذیر تابع شانس است و از این رو آن‌ها را متغیر تصادفی می‌نامند. متغیر تصادفی دارای سه ویژگی است: ۱- متغیر در یک دامنه تعریف شده تغییر کرده و در آن دامنه می‌تواند هر مقداری را آزادانه و بدون هیچ محدودیتی اختیار کند. ۲- محدودیتی در انتخاب تکراری هیچ یک از مقادیر موجود در دامنه تعریف شده وجود ندارد. ۳- مقادیر انتخابی روی هم اثر متقابل نداشته و انتخاب یکی از آن‌ها روی احتمال انتخاب دیگری بی‌تاثیر است. به عبارت دیگر مقادیری که متغیرها اختیار می‌کنند مستقل از یکدیگرند (حسنی پاک، ۱۳۷۷). یک متغیر تصادفی، متغیری است که مقادیر آن تصادفی می‌باشند، لیکن بر اساس یک مکانیزم احتمالی تولید شده- اند (محمدی، ۱۳۸۵).

¹¹ Isaake

اولین قدم در تجزیه و تحلیل‌های آماری (کلاسیک یا مکانی)، سازمان‌دهی و نظم دادن به داده‌ها است. علاوه بر جداول فراوانی و نمایش گرافیکی داده‌ها از طریق هیستوگرام، شاخص‌های کمی و عددی نیز که از طریق تلخیص داده‌ها و با استفاده از روابط و عبارات ریاضی - آماری مشخص محاسبه می‌گردند نیز مورد نیاز می‌باشند. مهم‌ترین ویژگی آماری هیستوگرام را می‌توان با استفاده از خلاصه آماری یا آماره‌ها بیان کرد. مهم‌ترین آماره‌ها شامل شاخص‌های موقعیت توزیع (میانگین، میانه، نما، چندک‌ها)، شاخص‌های پراکنش توزیع (واریانس، انحراف معیار، دامنه) و شاخص‌های شکل توزیع (چولگی، کشیدگی، ضریب تغییرات) می‌باشند (محمدی، ۱۳۸۵).

تجزیه و تحلیل تغییرات به کمک آمار مکانی

منظور از تجزیه و تحلیل مکانی^{۱۲}، مطالعه کمی پدیده‌ها و فرآیندهایی است که در فضای چند بعدی به وقوع می‌پیوندند (محمدی، ۱۳۸۵). در همه این تجزیه و تحلیل‌ها، روند کلی تغییرات مشاهده شده در فضای نمونه‌برداری و درجه پیوستگی آن‌ها مهم است (آدریانا^{۱۳}، ۲۰۰۷). از نقطه‌نظر ماهیت، داده‌های مکانی (جغرافیایی) به سه گروه شامل نقطه، خط و سطح (پلی‌گون) تقسیم می‌شوند که آن‌ها را موجودیت‌های اصلی جغرافیایی نیز می‌نامند. پردازش هر کدام از انواع موجودیت‌های جغرافیایی، نیازمند به‌کارگیری روش‌های آماری خاص است. به‌طور مثال، داده‌های مکانی با ماهیت خطی را می‌توان با استفاده از تجزیه و تحلیل شبکه و داده‌های سطح و محدوده‌ای را می‌توان با استفاده از تکنیک‌ها و روش‌هایی همچون تحلیل مجاورت^{۱۴}، تحلیل اتصال^{۱۵}، تحلیل همسایگی^{۱۶} و... مورد تجزیه و تحلیل قرار داد (محمدی، ۱۳۸۵).

¹² Spatial Analysis

¹³ Adriana

¹⁴ Contingency Analysis

در بررسی‌های آمار کلاسیک، نمونه‌هایی که از کل جامعه به‌منظور شناخت آن برداشت می‌شوند، فاقد اطلاعات معینی در فضا بوده و در نتیجه مقدار اندازه‌گیری شده یک کمیت معین در یک نمونه خاص هیچ‌گونه اطلاعاتی در مورد همان کمیت در نمونه دیگری به‌فاصله معلوم در بر نخواهد داشت (محمدی، ۱۳۷۷). در حالی که خصوصیات آب زیرزمینی متغیرهای پیوسته‌ای هستند که از خود تغییرات مکانی نشان می‌دهند. بدین لحاظ با استفاده از زمین‌آمار، می‌توان موقعیت فضایی نمونه‌ها را همراه با کمیت مورد نظر یکجا مورد تحلیل قرار داد. در نتیجه تهیه نقشه‌هایی که بر روی آن، علاوه بر موقعیت جغرافیایی داده‌ها، مقادیر عددی مطابق با آن نیز درج شده باشد بسیار مفید است (نقشه ثبت بصری). هرچند با افزایش داده، کارایی و سودمندی نقشه‌های ثبت بصری کاهش می‌یابد (محمدی، ۱۳۸۵).

تهیه نقشه‌های خصوصیت آب زیرزمینی اولین و مهم‌ترین مرحله در تولید محصول با تغییرات مکانی است. این نقشه‌ها تغییرات مکانی خصوصیات آب زیرزمینی را به‌خوبی نشان می‌دهند. روش‌های متفاوتی برای تهیه نقشه خصوصیات آب زیرزمینی وجود دارد. یکی از این روش‌ها نمونه‌برداری از آب زیرزمینی و تجزیه نتایج حاصل با استفاده از زمین‌آمار و تئوری متغیرهای ناحیه‌ای^{۱۷} می‌باشد (هانتر،^{۱۸} ۱۹۸۲). چون بخشی از تغییرات، تصادفی و بخش دیگری وابسته به فاصله است، ما را راهنمایی می‌کند که آن دسته از تغییرها را منظور کنیم که دقیق‌تر بوده و خطای کمتری دارند. مطالعات زمین‌آمار نشان می‌دهند که منشا خطاها را کجا باید جستجو کرد (آدریانا، ۲۰۰۷). از طرفی زمین‌آمار در بهینه‌سازی طرح شبکه نمونه‌برداری نیز کاربرد دارد. چون در آمار کلاسیک کل تغییرپذیری را یک مولفه تصادفی فرض می‌کنیم. در صورتی که در زمین‌آمار بخشی از تغییرات را تصادفی (بدون ساختار) و بخشی از آن را

¹⁵ Connectivity Analysis

¹⁶ Neighborhood Analysis

¹⁷ Regionalized Variables

¹⁸ Hunter

ساختاردار (تابع فاصله و جهت) قلمداد می‌کنیم. در نتیجه اگر بخش عمده‌ای از تغییرات تصادفی باشد، تخمین تغییرات به روش زمین‌آمار می‌مکن است کاربرد محدودی داشته باشد (مدنی و همکاران، ۱۳۶۹).

ژئواستاتستیک ۱۹ (زمین‌آمار)

زمین‌آمار به مفهوم اروپایی آن شاخه‌ای از آمار است که در آن مختصات مربوط به جامعه تحت بررسی و به تبع آن ساختار فضایی داده‌های مربوطه، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برتری این شاخه آمار نسبت به شاخه کلاسیک آمار فراشمولی آن است، به طوری که می‌توان آمار کلاسیک را حالت خاصی از آن دانست. اساس این شاخه از آمار بر تعریف و توسعه روابط متغیر ناحیه‌ای بنا گردیده است (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

نخستین تجربه‌ی به کارگیری روش‌های ژئواستاتستیک به مفهوم امروزی آن از حدود ۸۰ سال پیش، بر اساس نظریات یک مهندس معدن اهل آفریقای جنوبی به نام دی. جی. کریج مبنی بر وجود نوعی رابطه همبستگی بین بخش‌های کم‌عیار و پرعیار در یک قطعه‌ی معدن آغاز شد (محمدی، ۱۳۸۵). تلاش‌های اولیه جهت یافتن ارتباط همبستگی بین نمونه‌ها، منجر به روش‌های آماری مختلفی گردید، از آن جمله می‌توان به وزن‌گیری نسبت به مبدا، تجزیه سطوح روند و درون‌یابی اسپیلن اشاره نمود. این روش‌ها هرچند امکان دارد منطقی به نظر برسد، اما تجربی بوده و از نظر تئوری ضعیف می‌باشند، زیرا بیشتر آن‌ها تخمینی اریب‌دار می‌دهند که بهینه نبوده و از طرف دیگر خطای تفسیر را مشخص ننموده و تلاشی برای به حداقل رساندن خطا نیز انجام نمی‌دهند (ترانگمار^{۲۰}، ۱۹۸۶ و ترانگمار، ۱۹۸۵). در نهایت محققین

¹⁹ geostatistics

²⁰ Trangmar

مدرسه‌ی معدن پاریس به سرپرستی جورج ماترون اقدام به تکمیل و تدوین مجموعه‌ی روش‌های آمار مکانی، تحت عنوان نظریه‌ی متغیرهای ناحیه‌ای نمودند و آن را ژئواستاتستیک نامیدند (محمدی، ۱۳۸۵ و محمدی، ۱۳۸۰).

این تئوری اکنون پایه‌ی روش‌های تجزیه و تخمین متغیرهای برخوردار از وابستگی فضایی می‌باشد، این روش‌ها مجموعاً "زمین آمار" نامیده می‌شوند. ژئواستاتستیک (زمین آمار) مدل‌های درونی هستند که همه‌ی پیشگویی‌های آن بر اساس محاسبه واریانس است، این تعریف را با یک جمله‌ی کوتاه می‌توان بیان کرد که، ژئواستاتستیک علم واریانس‌هاست (فرانکوئیس^{۲۱}، ۲۰۰۴).

در یکی دو دهه‌ی اخیر کتب و مقالات زیادی در زمینه‌های نظری و کاربردی ژئواستاتستیک که در ایران بدان زمین آمار اطلاق می‌شود (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و مدنی و همکاران، ۱۳۶۹) منتشر شده است.

از آنجایی که ژئواستاتستیک به تعبیر اروپایی آن علم حساب مخصوص متغیرهای ناحیه‌ای است (حسنی پاک، ۱۳۷۷) و یا به عبارت بهتر آمار مکانی مبتنی بر نظریه‌ی متغیرهای ناحیه‌ای است (محمدی محمدی، ۱۳۸۰ و محمدی، ۱۳۸۵) لذا به‌عنوان مبانی این علم لازم است تا در ابتدا مفهوم متغیر تصادفی، توابع تصادفی، میدان تصادفی، متغیر ناحیه‌ای و فرضیات ایستایی مورد بحث قرار گیرد.

متغیر تصادفی

صفات‌ی که دارای تنوع هستند به‌عنوان متغیر نامیده می‌شوند (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و رضایی، ۱۳۷۴). حال یک متغیر تصادفی، متغیری است که هر مقداری که در دامنه عمل خود پیدا می‌کند با یک احتمال معینی

²¹ Francois

قرین باشد. متغیر تصادفی به وسیله پارامترهایی مثل میانگین و واریانس توزیع نرمال مشخص می‌شود (اصولی، ۱۳۷۹).

تابع تصادفی

هر تابع تصادفی تابعی است که در آن یک یا چند متغیر تصادفی وجود دارد (حسنی پاک، ۱۳۷۹). وابستگی بین متغیرهای تصادفی توسط برخی مکانیزم‌های مبتنی بر نظریه‌ی احتمال، تبیین و تعریف می‌گردد (محمدی، ۱۳۸۵ و رضایی، ۱۳۷۴).

برای یک فرآیند با خصوصیت مکانی (مانند ویژگی‌های مختلف آب زیرزمینی)، تابع تصادفی مربوطه دارای موقعیت مکانی مختلفی است، پس تابع تصادفی یک مدل کاملاً مفهومی می‌باشد که به دلیل عدم دسترسی به مدل‌های جبری و دقیق، از آن جهت خصوصیت و فرآیند مورد نظر استفاده می‌شود (اصولی، ۱۳۷۹).

میدان تصادفی

میدان تصادفی فضایی است که برای تشریح و توجیه توزیع مقادیر در آن یک یا چند تابع تصادفی نیاز باشد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). میدان تصادفی نشان‌دهنده‌ی کلیه‌ی پیشامدهایی است که امکان وقوع آن‌ها وجود دارد که به آن فضای نمونه نیز می‌گویند (محمدی، ۱۳۸۵). در این میدان مولفه‌های جبری و همبستگی وجود نداشته و مولفه‌های تصادفی تنها مولفه‌ی موجود در داده‌ها می‌باشد (خدایاری، ۱۳۷۱). مقدار یک متغیر تصادفی که در فضا توزیع شده باشد دو حالت پیدا می‌کند:

الف- مقدار متغیر تصادفی در هر نقطه از آن فضا تابع مختصات آن نقطه است یا به عبارتی قالب مختصاتی (X, Y, Z) دارد.

ب- مقدار متغیر تصادفی در هر نقطه از آن در فضا مستقل از مختصات آن نقطه است، پس قالب مختصاتی ندارد.

از طرفی متغیر تصادفی مستقل از مختصات نیز خود دو حالت پیدا می‌کند:

ب-۱) تفاضل مقدار تصادفی در دو نقطه‌ی مختلف از آن فضا، مستقل از فاصله دو نقطه است، یعنی تفاضل قالب فاصله‌ای (h) ندارد.

ب-۲) تفاضل مقدار تصادفی در دو نقطه‌ی مختلف از آن فضا بستگی به فاصله دو نقطه است، یعنی تفاضل قالب فاصله‌ای (h) دارد. به این حالت از متغیر تصادفی، متغیر ناحیه‌ای گویند (حسینی پاک، ۱۳۷۷).

متغیرهای ناحیه‌ای

ماترون بنیانگذار متغیرهای ناحیه‌ای است (حسینی پاک، ۱۳۷۷). مجموعه‌ی تجزیه و تحلیل‌های ژئواستاتیستیک، تأکید بسیار زیادی بر مدل مورد استفاده‌ی خود در پردازش داده‌های مکانی دارد. در حقیقت، رسالت اساسی آن‌ها، مدل‌سازی متغیرهای ناحیه‌ای در چارچوب نظریه احتمال است (محمدی، ۱۳۸۰ و محمدی، ۱۳۸۵). به‌طور کلی روش‌های آماری ژئواستاتیستیک بر پایه نظریه متغیر مکانی استوار است (ماترون^{۲۲}، ۱۹۷۱ و ماترون، ۱۹۶۵).

پس یکی از اهداف اصلی ژئواستاتیستیک ارائه مدلی مناسب جهت توصیف تغییرات مکانی یک متغیر ناحیه‌ای می‌باشد. این مدل بر پایه تابع تصادفی استوار است (دهیا^{۲۳}، ۱۹۸۴). یک متغیر ناحیه‌ای (مکانی)

²² Matheron

²³ Dahiya

عبارت است از هر خصوصیت محیطی که در فضای دو بعدی و یا سه بعدی توزیع شده باشد. تغییرات این دسته از متغیرها از نقطه‌ای به نقطه دیگر مشخص و دارای پیوستگی آشکار می‌باشد. از نقطه نظر ریاضی یک متغیر ناحیه‌ای می‌تواند تابعی مانند $Z(x)$ باشد که برای هر نقطه مانند X مقدار مشخصی را به دست می‌دهد. توصیف تغییرات آن توسط مدل‌های ریاضی ساده جبری به دلیل نامنظم بودن تغییرات امکان‌پذیر نمی‌باشد. بدین ترتیب تغییرات مکانی یک متغیر ناحیه‌ای دارای دو مؤلفه ساختاری و تصادفی بوده که اولین مؤلفه بیانگر یک روند و یا مقدار ثابت است و دومین مؤلفه نشانگر تغییرات تصادفی متغیر ناحیه‌ای از نقطه‌ای به نقطه دیگر است. تغییرات تصادفی با مختصات مکانی نقاط دارای همبستگی می‌باشند (محمدی، ۱۳۸۵). متغیر ناحیه‌ای در فضای n بعدی از خود نوعی پیوستگی مکانی نشان می‌دهد. این پیوستگی در قالب افزایش اختلاف مقدار مؤلفه تصادفی متغیر ناحیه‌ای با افزایش فاصله دو نقطه در فضا ظاهر می‌شود (قالب فاصله‌ای) (حسنی پاک، ۱۳۷۷). اصطلاحاً به مؤلفه تصادفی در متغیرهای ناحیه‌ای، ساختار فضایی نیز می‌گویند که تابعی از فاصله ولی مستقل از مختصات است. بدین ترتیب که مقادیر یک متغیر محیطی در فواصل نزدیک دارای تشابه بیشتری بوده که با ازدیاد فاصله این همبستگی مکانی بین دو نمونه مورد نظر کاهش می‌یابد (محمدی، ۱۳۸۵).

بر این اساس تغییرات مکانی یک متغیر ناحیه‌ای مانند $Z(x)$ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Z(x) = m(x) + \varepsilon(x) + \varepsilon'(x) \quad (1-1)$$

که در آن $m(x)$ تابع متقن یا تابع جبری و معرف تغییرات ساختاری و $\varepsilon(x)$ بیانگر مؤلفه تغییرات تصادفی است. مؤلفه تغییرات تصادفی پس از حذف روند، در مقادیر متغیر ناحیه‌ای باقی می‌ماند. $\varepsilon'(x)$ نشان‌دهنده‌ی نوسانات سفید است و ماهیتی غیرپیوسته و مستقل (مکانی) دارد. به این نوسانات، نوسانات

نوفه نیز می‌گویند. نوفه‌ها که پس از مدلسازی مؤلفه‌های اصلی، در مقادیر متغیر تصادفی باقی می‌مانند، بدون ساختار و الگوی مکانی مشخص می‌باشند. این تغییرات را می‌توان معادل نوسانات سفید در فیزیک در نظر گرفت (جانگ جونگ، ۱۹۹۷).

فرضیات ایستایی

مدلسازی متغیرهای محیطی در چارچوب توابع تصادفی، قدری دشوار است. در عمل، تنها یک سری نمونه از منطقه‌ی مطالعاتی در دسترس است که آن‌ها را می‌توان یک حالت تحقق یافته (پیشامد) از تابع تصادفی در نظر گرفت. از سوی دیگر، تبیین تابع تصادفی (شناخت توزیع تصادفی آن) توسط تنها یک پیشامد به‌وقوع پیوسته، عملاً غیر ممکن است. جهت برطرف کردن چنین مشکل مفهومی (و نظری) در نظر گرفتن یک سری فرضیات، تحت عنوان فرضیات ایستایی (فرضیات پایایی) ضروری است (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۰). براساس این فرضیه بایستی میانگین و واریانس برای هر فاصله‌ای در واریوگرام ثابت باشد (آنستیل^{۲۴}، ۲۰۰۲).

ایستایی درجه اول

یک تابع تصادفی $Z(x)$ وقتی ایستایی درجه اول نامیده می‌شود که امید ریاضی متغیر در تمام وسعت منطقه مورد مطالعه یکسان و مستقل از موقعیت x باشد (ترانگمار، ۱۹۸۵).

$$E[Z(x)] = m \quad (2-1)$$

که در آن m میانگین آمار کلاسیک است، و:

$$E[Z(x) - Z(x+h)] = 0 \quad (3-1)$$

²⁴ Ancil

که در آن h بردار فاصله جداسازی بین موقعیت نمونه‌ها است، که به آن گام نیز می‌گویند (حسنى پاک، ۱۳۷۷). در ساده‌ترین وضعیت یعنی هنگامی که در تغییرات ناحیه‌ای روندی وجود ندارد این حالت به وجود می‌آید (محمدی، ۱۳۸۵). بدیهی است در چنین حالتی واریوگرام‌های رسم شده به ازاء مقادیر مختلف h (فاصله در جهت معین) همگی از توزیع یکسانی برخوردارند (حسنى پاک، ۱۳۷۷). به ایستایی درجه اول، ایستایی مؤکد نیز می‌گویند. فرضیات ایستایی مؤکد، بسیار قوی و سختگیرانه می‌باشند و در عمل، کمتر به وقوع می‌پیوندند یا مورد استفاده قرار می‌گیرند، زیرا اثبات آن‌ها بسیار مشکل و در برخی مواقع غیرممکن است (محمدی، ۱۳۸۵).

ایستایی درجه دوم

یک متغیر تصادفی ایستایی درجه دوم دارد اگر دو شرط زیر را داشته باشد:

الف) امید ریاضی متغیر ناحیه‌ای به مختصات بستگی نداشته باشد:

$$E[Z(x)] = m \quad (۴-۱)$$

ب) برای هر جفت از داده‌ها $Z(x)$ و $Z(x+h)$ ، کوواریانس مستقل از مختصات (x, y, z) ، ولی تابعی از h باشد یا به عبارتی قالب h داشته باشد (حسنى پاک، ۱۳۷۷)، یعنی تنها به مسافت و فاصله جداکننده دو نقطه نمونه برداری وابسته باشد (محمدی، ۱۳۸۵).

$$\text{Cov}(x, x+h) = C(h) = E\{[Z(x+h) - m][Z(x) - m]\} = E\{Z(x+h) \cdot Z(x)\} - m^2 \quad (۵-۱)$$

شرط اول دلالت بر این دارد که هیچ تمایل و روند خاصی در داده‌ها وجود ندارد و شرط دوم دلالت بر منطقه‌ای بودن واریانس (مانند کوواریانس) دارد. به عبارت دیگر نشان‌دهنده آن است که واریانس متغیر $Z(\mathbf{x})$ باید مستقل از نقطه Z بوده و تعریف شده باشد (خدایاری، ۱۳۷۱).

ایستایی کوواریانس، متضمن ایستایی و پایایی واریانس است. در این شرایط، واریانس را گاهی اوقات، واریانس پیشین نیز می‌نامند و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{Var}[Z(\mathbf{x})] = E\{[Z(\mathbf{x}) - m(\mathbf{x})]^2\} = \sigma^2 \quad (6-1)$$

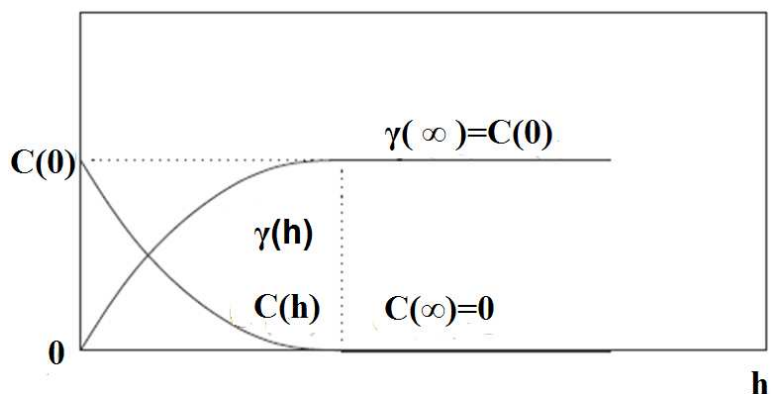
توجه به فرض اول، رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\sigma^2 = E [Z(\mathbf{x}) - m]^2 = \text{Cov}(0) \quad (7-1)$$

شرط دوم این فرضیه در حقیقت بیان آن است که میزان شباهت تغییرپذیری متغیرهای $Z(\mathbf{x})$ و $Z(\mathbf{x} + \mathbf{h})$ باید تابعی از فاصله بین نقاط مورد نظر باشد (حسینی پاک، ۱۳۷۷). از نتایج قبل می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\gamma(\mathbf{x}, \mathbf{x} + \mathbf{h}) = \gamma(\mathbf{h}) = 1/2 E\{[Z(\mathbf{x} = \mathbf{h}) - Z(\mathbf{x})]^2\} = C(0) - C(\mathbf{h}) \quad (8-1)$$

از این رابطه می‌توان نتیجه گرفت که تحت شرایط پایایی مرتبه‌ی دوم، کوواریانس و واریوگرام هر دو ابزار یکسانی جهت بیان ویژگی "خود همبستگی" بین متغیرهای $Z(\mathbf{x}, \mathbf{h})$ و $Z(\mathbf{x})$ که به فاصله‌ی \mathbf{h} از یکدیگر قرار دارند را در اختیار می‌گذارند (حسینی پاک، ۱۳۷۷).



شکل ۱-۱- ارتباط بین نیم تغییر نما و کوواریانس نسبت به فاصله نمونه برداری (ترانگمار، ۱۹۸۵)

با توجه به گراف بالا، اگر فاصله جداسازی (h) به صفر میل کند کوواریانس فضایی به واریانس نمونه نزدیک خواهند شد و هرچه h بزرگتر شود، کوواریانس فضایی $C(h)$ کاهش یافته و در نهایت حذف می شود (شکل ۱-۱).

فرضیه ذاتی

در زمین آمار فرض بر این است که توزیع تغییرات بین دو نقطه، برای تمام نقاط یکسان است و فقط به فاصله‌ی دو نقطه و امتداد خط واصل دو نقطه بستگی دارد. به بیان دیگر تفاوت مقادیر نقاط در تمام داده‌ها پیوسته است نه ثابت (مدنی، ۱۳۶۹). این فرض را در برخی موارد به عنوان یک شکل ضعیف از ایستایی که به آن فرضیه ذاتی یا ایستایی مرتبه دوم ضعیف تر شده می گویند، تعریف می شود (دواتگر، ۱۳۷۷).

شرط برقرار بودن این فرضیه به قرار زیر است:

الف) امید ریاضی $Z(x) - Z(x = h)$ برای مقادیر h مستقل از نقطه x باشد (خدایاری، ۱۳۷۱):

$$E[Z(x) + Z(x + h)] = m(h) \quad (9-1)$$

ب) به ازای هر مقداری از h (فاصله) عبارت $[Z(x + h) - Z(x)]$ دارای واریانس معینی بوده، که بستگی به مختصات نداشته باشد، بلکه تابعی از h باشد:

$$\text{Var} [Z(x + h) - Z(x)] = E[Z(x) - Z(x + h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (10-1)$$

این فرضیه حتی در نمونه‌هایی که دارای واریانس ثابت σ^2 نیستند، نیز می‌تواند برقرار باشد. در مجموع فرضیه ذاتی محدودیت کمتری نسبت به شرایط ایستایی مرتبه دوم ایجاد می‌کند و برقراری شرایط ایستایی مرتبه دوم برای محقق بودن شرایط فرضیه ذاتی شرط کافی است (خدایاری، ۱۳۷۱). پس صادق بودن فرضیه پایایی مرتبه دوم دلیل بر صدق فرضیه ذاتی نیز هست، ولی عکس این مسأله لزوماً صادق نیست. فرضیه ذاتی به ما امکان می‌دهد تا ساختار فضایی مورد نظر را بدون تخمین اولیه‌ای از مقدار میانگین برآورد کنیم (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

فرضیه شبه پایایی

معمولاً شرایط پایایی و ذاتی در محدوده‌ی نمونه‌برداری به دست نمی‌آید. بلکه یک ساختار فضایی معین فقط در مناطق محدودی از منطقه صادق می‌باشد. چنین منطقه‌ای که در آن پایایی کوواریانس و یا واریانس (واریوگرام) صادق می‌باشد دارای شعاعی است که اصطلاحاً شعاع همسایگی نامیده می‌شود. بنابراین رفتار نقاط خارج از این شعاع را نمی‌توان با واریوگرام متعلق به نقاط واقع در این شعاع توجیه کرد.

بدیهی است برای توجیه تغییرپذیری نقاط واقع در خارج از این شعاع باید از واریوگرام و یا کوواریوگرام پایا در همان منطقه استفاده کرد. این مطلب تحت عنوان فرضیه شبه پایایی (در مورد کوواریانس) و یا شبه ذاتی (در مورد واریانس) مورد بررسی قرار می‌گیرد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). پس می‌توان گفت که فرضیه ایستایی را می‌توان جهت وسعت‌بخشی به قلمروی کاربری آن، بیش از پیش، ضعیف کرد که به این فرضیات بسیار ضعیف شده ایستایی، فرضیات شبه‌ایستایی می‌گویند (محمدی، ۱۳۸۵).

تخمین زمین آماری شامل دو مرحله می‌باشد. مرحله‌ی اول، شناخت و مدل‌سازی ساختار فضایی تغییرات داده‌های مورد تخمین است. در این مرحله مفهوم پیوستگی، همگنی و ناهمگنی و بالاخره ساختار فضایی تغییرات به‌وسیله واریوگرام (نیم‌تغییر نما) بررسی می‌شود (دواتگر، ۱۳۷۷ و دواتگر، ۱۳۷۹). در روش‌های زمین آماری، اولین قدم تعیین و انتخاب واریوگرام است. این اولین قدم در عین حال مهم‌ترین قدم نیز هست، زیرا مدل انتخاب شده در تمام مراحل کریجینگ به کار می‌رود و در نتیجه‌ی محاسبات و استنباط‌ها تأثیر دارد (مدنی، ۱۳۶۹). مرحله‌ی دوم، تخمین زمین آماری به روش کریجینگ است که به مشخصات مدل واریوگرام برازش شده در مرحله اول وابسته است (محمدی ۱۳۸۰). برای بیان و تشریح تغییرپذیری در آمار کلاسیک و زمین آمار روش‌های جداگانه‌ای استفاده می‌شود. تشریح تغییرپذیری در چارچوب میانگین در آمار کلاسیک بیشتر مطرح شده، به طوری که اگر مقدار $m(h)$ (میانگین مقدار اختلاف زوج نمونه‌هایی به فاصله‌ی h از یکدیگر) در امتدادهای مختلف ناچیز باشد، بدان معنی است که در نمونه‌ها روند معنی‌داری وجود ندارد (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

در صورت وجود ساختار فضایی طبیعی است که وابستگی نقاط نزدیک به هم بیشتر از وابستگی نقاط دور از هم باشد. اگر واریانس بین نقاطی به فاصله h کوچک باشد، نشانه‌ی وابستگی بیشتر بین آن نقاط است. بنابراین چنین واریانسی می‌تواند معیاری برای تأثیرگذاری و یا تأثیرپذیری یک نمونه روی محیط مجاور خود باشد. این واریانس وابسته به فاصله را واریوگرام می‌نامند و با نماد $2\gamma(h)$ نشان می‌دهند (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

واریوگرام

در بسیاری از متون که درباره‌ی زمین آمار منتشر شده، واژه واریوگرام را تغییرنا ترجمه کرده‌اند، در حالی که کلمه‌ی تغییر، فقط اختلاف بین مقادیر را بیان کرده و قادر به توضیح مربع اختلاف آنها نیست. کلمه‌ی پراشما به مفهوم "پراش یا واریانس" که عبارت از مربع اختلاف می‌باشد، برای واریوگرام ترجمه مناسبتری است (خدایاری، ۱۳۷۱).

واریوگرام با فرض صادق بودن فرضیه ذاتی، به‌عنوان تابعی تعریف می‌شود که نیم واریانس $\gamma(h)$ را به گام h ربط می‌دهد و می‌تواند همه اطلاعات را در مورد تغییرات فضایی آب ارائه نماید (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و دواتگر، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵). واریوگرام یک تابع آماری مخصوص تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای جغرافیایی می‌باشد و امکان تجزیه و تحلیل ساختار، مقیاس و شدت تغییرات مکانی متغیرهای ناحیه‌ای را فراهم می‌کند (محمدی، ۱۳۸۵).

هدف اصلی از برقرار کردن تابع واریوگرام این است که بتوانیم ساختار تغییرپذیری را به‌خصوص نسبت به فاصله (زمان و مکان) بشناسیم. واریوگرام تجربی، نوعی نقش تلخیص کننده را دارد. واریوگرام کل مؤلفه تغییرپذیری را به چهار جزء تقسیم می‌کند:

الف- مؤلفه‌ی تصادفی تغییرپذیری (بدون ساختار): این مؤلفه معرف تغییرپذیری کوتاه دامنه و ناپیوسته است (حسنی پاک، ۱۳۷۷). مؤلفه بی ساختار به وسیله آنچه که اثر قطعه‌ای نامیده می‌شود معرفی می‌شود. علل این تغییرپذیری عبارت است از خطای وابسته به اندازه‌گیری، ناهمگنی محیط نسبت به توزیع فضایی اجزاء نمونه و ناهمگنی ترکیبی اجزاء سازنده نمونه (اصولی، ۱۳۷۹ و خدایاری، ۱۳۷۱).

ب- مؤلفه‌ی غیر تصادفی تغییرپذیری: این مؤلفه معرف تغییرات بلند دامنه با پیوستگی بوده و معرف روند کلی است.

ج- مؤلفه‌ی دوره‌ای: این مؤلفه معرف تغییرات بلند دامنه با درجه‌ای از پیوستگی است.

د- مؤلفه‌ی ذاتی تغییرپذیری: این مؤلفه‌ی واریوگرام در واقع دقت واریوگرام را معرفی می‌کند (حسنی پاک، ۱۳۷۷). چنانچه از نتایج بررسی‌های انجام شده برمی‌آید استفاده از منحنی‌های واریوگرام نقش مهمی در شناخت ماهیت تغییرات، وجود روند و مناسب‌ترین فاصله نمونه‌برداری دارد (دواتگر، ۱۳۷۷).

محاسبه واریوگرام تجربی

برای تعیین کمی وابستگی فضایی صفات مورد مطالعه، روابط تابعی بین الگوهای فضایی نقاط نمونه‌برداری شده و مقادیر مشاهده شده در آنها تعریف می‌شود (مارکس^{۲۵}، ۱۹۸۷). به‌طور کلی طبیعی‌ترین روش برای مقایسه خصوصیت معینی از آب زیرزمینی (Z) در دو نقطه به فاصله مشخص h ، بررسی اختلاف مقادیر خصوصیت مورد نظر در آن دو نقطه $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$ می‌باشد. از آنجایی که علامت این اختلاف مورد نظر نبوده بلکه قدر مطلق آن اهمیت دارد، لذا این اختلاف را می‌توان به صورت $|Z(x_i) - Z(x_i + h)|$ مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در عمل، این اختلاف که بیانگر تفاوت

²⁵ Marx

دو نقطه است، چندان مورد توجه نبوده، بلکه اختلاف مقدار متغیر مورد نظر در نقطه‌ی \mathbf{x} و کلیه نقاط دیگر، که به فاصله \mathbf{h} از آن قرار گرفته‌اند، مورد نظر می‌باشد. بنابراین برای تمام موقعیت‌های ممکن \mathbf{x} و $\mathbf{x} + \mathbf{h}$ می‌بایستی مقدار متوسط $|Z(\mathbf{x}_i) - Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})|$ را محاسبه و در نظر گرفت. با توجه به اینکه متوسط این کمیت صفر و یا نزدیک صفر خواهد بود، در محاسبات مجذور اختلاف را در نظر می‌گیرند که توسط معادله‌ی زیر مشخص می‌گردد:

$$2\gamma(\mathbf{h}) = AVE [Z(\mathbf{x}_i) - Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})]^2 \quad (11-1)$$

این رابطه در حقیقت بیانگر واریانس اختلاف بین دو مقدار $Z(\mathbf{x}_i)$ و $Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})$ می‌باشد. هرگاه فرض کنیم که جمعاً تعداد $N(\mathbf{h})$ زوج نمونه که به فاصله‌ی \mathbf{h} از یکدیگر واقع هستند در دست باشد، با تقسیم نمودن طرفین معادله بالا بر عدد دو رابطه زیر حاصل می‌شود:

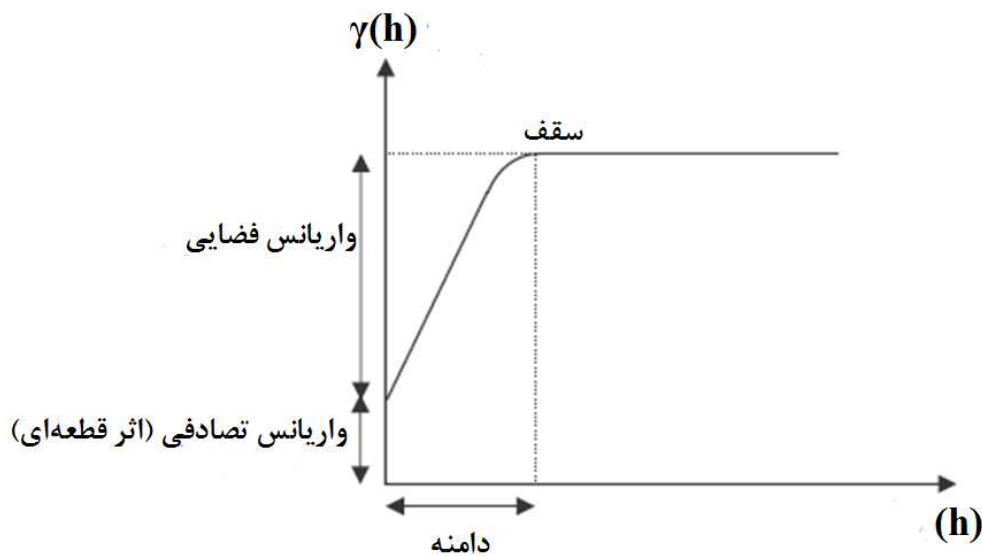
$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [Z(x_i) - Z(x_i + \mathbf{h})]^2 \quad (12-1)$$

در رابطه فوق $\hat{\gamma}(\mathbf{h})$ را سمی‌واریوگرام یا واریوگرام می‌نامند (محمدی، ۱۳۸۵ و ملترز^{۲۶} و همکاران، ۱۹۹۷).

در عمل این تابع مشخص نبوده و می‌بایستی بر اساس نمونه‌های موجود، مقدار تجربی آن را به دست آورد. بنابراین به ازای مقادیر مختلف \mathbf{h} باید مقادیری برای $\hat{\gamma}(\mathbf{h})$ به دست آورد. به این ترتیب بایستی مدلی را با این مقادیر تجربی وفق داد. در عمل با رسم مقادیر سمی‌واریانس بر روی محور عمودی به ازای فواصل مختلف \mathbf{h} ، سعی می‌شود که بهترین مدل منطبق بر داده‌ها انتخاب و رسم شود. منحنی به-دست آمده را اصطلاحاً واریوگرام گویند (محمدی، ۱۳۸۵ و ژانگ و همکاران، ۲۰۰۴). شکل (۲-۱)

²⁶ Mallats

یک واریوگرام را با اجزای اصلی آن نمایش می‌دهد. برای یک نمونه برداری نامنظم پیدا کردن فاصله‌ی بین جفت نمونه‌ها که کاملاً برابر با h باشد کمی سخت است. بنابراین گاهی اوقات فاصله h به وسیله یک فاصله نواری بیان می‌شود (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۴). واریوگرام‌ها اختلاف بین نمونه‌ها در یک جهت و جهات مختلف را به ما نشان می‌دهند (وبستر^{۲۷} و همکاران، ۲۰۰۰).



شکل ۱-۲- یک واریوگرام با اجزای اصلی (حسینی پاک، ۱۳۷۷)

اگر بخواهیم به جای اینکه تغییرات را در یک جهت و بر روی یک مقطع عرضی ببینیم، آن‌ها را روی یک صفحه مطالعه کنیم، در این حالت نیم‌پراشما یک تابع دوبعدی خواهد بود. اگر مشاهدات بر روی یک شبکه دارای m ردیف و n ستون انجام شده باشند، نیم‌واریانس از روی توابع زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma(p, q) = \frac{1}{2(m-p)(n-q)} \sum_{i=1}^{m-p} \sum_{j=q+1}^{n-q} [z(i, j) - z(i+p, j+q)]^2 \quad (13-1)$$

²⁷ Webster

$$\gamma(p, -q) = \frac{1}{2(m-p)(n-q)} \sum_{i=1}^{m-p} \sum_{j=q+1}^n [z(i, j) - z(i+p, j+q)]^2 \quad (14-1)$$

p و q گام‌ها در دو بعد هستند. این توابع قادر به محاسبه نصف نیم‌پراشما از گام‌های $-q$ تا q و از صفر تا p هستند. نیم‌پراشما نسبت به مرکز متقارن است، بنابراین اگر یک سری کامل از نیم‌واریانس‌ها وجود داشته باشد بقیه روابط زیر به دست می‌آید.

$$\gamma(-p, q) = \gamma(p, -q) \quad (15-1)$$

$$\gamma(-p, -q) = \gamma(p, -q) \quad (16-1)$$

نشان دادن نیم‌پراشمای دو بعدی به سادگی امکان پذیر نیست. زیرا بعد سوم نیز در این حالت دخالت دارد (دو بعد به اضافه نیم‌واریانس). این نوع نیم‌پراشما را می‌توان به صورت یک نقشه کنتوری یا یک نمودار بلوکی با سطح درونی‌یابی شده نشان داد. اما روش مرسوم این است که شکل نیم‌پراشما در حالت دو بعدی با بسط ساده هندسی شکل یک بعدی و نمایش استوانه‌ای مقادیر $\gamma(h)$ نشان داده می‌شود (اصولی، ۱۳۷۹). به طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که، نیم‌پراشما از دو جنبه مهم می‌باشد:

(۱) ماهیت تغییرات خاصیت مورد نظر را نشان می‌دهد.

(۲) برای تخمین نقاط نمونه‌برداری نشده در روش کریجینگ به کار می‌رود (کلارک^{۲۸}، ۱۹۹۶).

بخش‌های مختلف نیم‌تغییر نما

²⁸ Clark

شکل (۱-۲) یک نیم‌تغییرنمای ایده‌آل در یک جهت مشخص با پارامترهای آنرا نشان می‌دهد. واریوگرام یک تابع ریاضی است که بایستی توانایی مشخص کردن سه پارامتر اصلی، اثر قطعه‌ای، واریانس آستانه و دامنه را داشته باشد (سلدنا^{۲۹} و همکاران، ۱۹۹۸). مقادیر تکی در یک سمی‌واریوگرام را، سمی‌واریانس می‌نامند (آدریانا، ۲۰۰۷). نیم‌تغییرنمای تجربی اشکال متعددی را بسته به کیفیت داده‌ها و فاصله جداسازی نمونه‌ها به خود می‌گیرد (دواتگر، ۱۳۷۹).

اثر قطعه‌ای (C₀)

از نظر تئوری مقدار واریوگرام به ازای $h = 0$ باید حداقل مقدار خود را داشته باشد، یعنی به صفر تنزل کند. ولی مطالعات تجربی نشان داده‌اند که واریوگرام‌ها از چنین شرایطی تبعیت نمی‌کنند. به مقدار واریوگرام به ازاء $h = 0$ ، اثر قطعه‌ای و مقدار آن را واریانس قطعه‌ای می‌گویند. اکثر واریوگرام‌ها در فواصل ابتدایی دارای تغییرات ناگهانی و سریع هستند و مقدار آن در مبدأ مختصات بیشتر از صفر است (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵ و سلدنا و همکاران، ۱۹۹۸). عوامل مؤثر در پیدایش اثر قطعه‌ای را می‌توان به بخش‌های زیر تقسیم کرد:

الف- وجود مؤلفه‌های تصادفی در توزیع متغیر، که در واقع به تصادفی بودن فرآیندها برمی‌گردد (حسینی پاک، ۱۳۷۷).

ب- خطاهای نمونه‌برداری، آماده‌سازی و آنالیز (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و دواتگر، ۱۳۷۹ و اسچونینگ^{۳۰}، ۲۰۰۶).

²⁹ saldana
³⁰ Schoning

ج- تغییرات کوتاه‌دامنه‌ی مشخصه‌ی مورد مطالعه در فواصل کوچک‌تر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداری (محمدی، ۱۳۸۵). با کم کردن فاصله بین نمونه‌ها در مقیاس کمتر از مقیاس مورد مطالعه این احتمال وجود دارد که بخشی از تغییرات نظام‌دار که در تغییرات تصادفی پنهان و قابل تشخیص نبود، امکان ظهور یابد (۴۹).

د- تغییرات شدید صفت مورد نظر (مارکس، ۱۹۸۷) یا ناهمگنی‌های کوچک (اسچونینگ، ۲۰۰۶).

هرچه توزیع متغیرها، تصادفی‌تر و نمونه‌ها دارای پیوستگی کمتری باشند، اثر قطعه‌ای واریوگرام بزرگتر خواهد شد (محمدی، ۱۹۹۹) و هرچه اثر قطعه‌ای بزرگ‌تر، دقت تخمین برون‌یابی کمتر است (دواتگر، ۱۳۷۷).

دامنه تأثیر (شعاع تأثیر)

تشابه متغیرهای ناحیه‌ای (با ساختار فضایی) برای نقاط نزدیک به هم نسبت به نقاط دور از هم بیشتر است. در نتیجه با افزایش فاصله مکانی بین نمونه‌ها به حدی می‌رسیم که از آن به بعد مقدار متغیر ناحیه‌ای در نقاط اطراف یکدیگر بر هم تأثیر چندانی ندارد و با افزایش فاصله واریوگرام تغییر معنی‌داری نمی‌کند. به این فاصله، دامنه یا شعاع تأثیر می‌گویند (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

هرچه دامنه تأثیر بزرگتر، ساختار فضایی گسترده‌تر می‌باشد. این گسترش موجب افزایش محدوده‌ی مجاز می‌گردد، که می‌توان از داده‌های موجود در آن برای تخمین مقدار متغیر ناحیه‌ای استفاده کرد (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵). یعنی این دامنه در حقیقت نشان‌دهنده‌ی فاصله‌ای است که در آن می‌توان از تخمین‌گرهای زمین‌آماري استفاده کرد و در فواصل بیش از این تخمین‌گرهای زمین‌آماري کارایی ندارند (حسنی پاک، ۱۳۷۷) چون فاصله‌ای است که بعد از آن مشاهدات وابستگی

مکانی ندارند (سان^{۳۱} و همکاران، ۲۰۰۳) و مقدار نیم‌واریانس ثابت است (دواتگر، ۱۳۷۷). در فواصل کمتر از شعاع تأثیر، نیز فرضیات آمار کلاسیک صادق نیست (دواتگر و همکاران، ۱۳۷۹ و اسپونینگ، ۲۰۰۶).

یکی از مسائل مهم در طراحی نمونه‌گیری، دامنه‌ی تأثیر آن است. اگر این دامنه زیاد باشد، فاصله نمونه‌گیری نیز نسبتاً زیاد خواهد بود. اگر دامنه‌ی تأثیر تقریباً مشخص باشد، می‌توان فاصله‌ی نمونه‌گیری را حدود ۸۰ درصد دامنه‌ی تأثیر انتخاب کرد، زیرا نمونه‌ها فقط تا این فاصله بر هم تأثیر دارند. اگر دامنه‌ی تأثیر در امتدادهای مختلف متفاوت باشد، شبکه نمونه‌گیری را باید با توجه به دامنه‌ی تأثیر امتدادهای مختلف طراحی کرد (حدود ۸۰ درصد دامنه‌ی تأثیر). در زمین‌آمار، با بهینه‌سازی نسبت فاصله‌ی نمونه‌گیری در امتدادهای مختلف، از تعداد نمونه‌های موجود بیشترین استفاده ممکن می‌شود (مدنی، ۱۳۶۹).

سقف واریوگرام یا حد آستانه $(C + C_0)$

وقتی فاصله افزایش می‌یابد مقدار هر واریوگرام از مقادیر کم شروع شده و پس از فراز و نشیب‌هایی ممکن است به حد ثابتی میل کند. بعضی از واریوگرام‌ها به مقدار ثابتی می‌رسند که بعد از آن هرچه فاصله بیشتر شود، مقدار واریوگرام تغییر معنی‌داری نمی‌کند. به این مقدار نسبتاً ثابت که تغییرات آن تصادفی است سیل یا سقف گفته می‌شود (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵). در چنین فاصله‌ای، مقدار واریوگرام به مقدار واریانس داده‌ها نزدیک می‌شود و معادل کوواریانس در گام صفر است (محمدی، ۱۳۸۵). آستانه مجموع تغییرات نظام‌دار و تصادفی را در بر می‌گیرد (دواتگر، ۱۳۷۷ و فرانکوئیس، ۲۰۰۴). البته برخی از واریوگرام‌ها در محدوده‌ی فواصل نمونه‌برداری شده تمایلی به نزدیک

³¹ Sun

شدن به حد ثابتی ندارند و با افزایش فاصله در محدوده مورد مطالعه همواره افزایش می‌یابند. این گونه واریوگرام‌ها می‌توانند دلالت بر وجود روند در محدوده‌ی مورد مطالعه داشته باشند. پس در محاسبات و تخمین آماری مناسب نیستند (حسینی پاک، ۱۳۷۷).

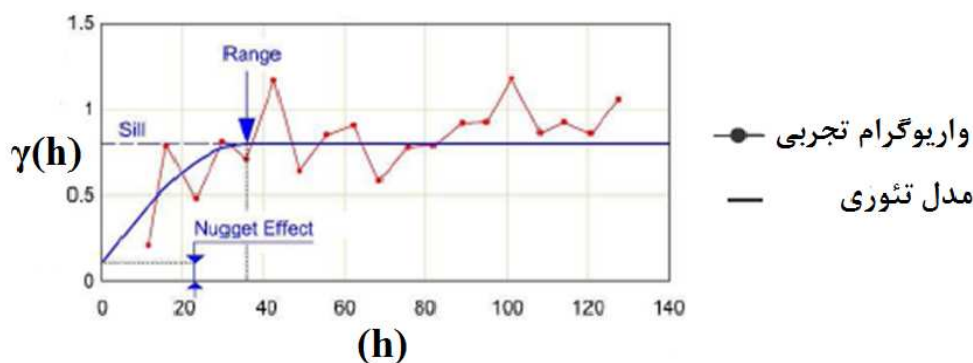
مدل‌های نیم‌تغییر نما

نیم‌تغییرنمای تجربی اشکال متعددی را بسته به داده‌ها و فاصله جداسازی نمونه می‌تواند به خود بگیرد (ترانگمار، ۱۹۸۵). ویژگی‌های آب، حداقل در بیشتر مقیاس‌های عملی، به‌طور پیوسته در فضا تغییر می‌نماید. بنابراین نیم‌تغییرنمای صفات آب توابع پیوسته‌ای دارد. اما نیم‌واریانس نمونه‌ها شامل یک سری مقادیر جدا از هم هستند. این مقادیر تخمینی بوده و دارای خطا می‌باشند. این نقاط را می‌توان با یک خط مستقیم یا یک منحنی به یکدیگر وصل نمود. اما این نقاط ناچاراً نامنظم هستند. با وجود این بیشتر نیم‌تغییرنماهایی که به‌خوبی تخمین زده شده‌اند، معمولاً دارای اشکال ساده‌ای هستند و امکان برازش توابع ساده بر روی آن‌ها وجود دارد. مدلی که بر نیم‌تغییرنما برازش می‌شود بعداً برای تخمین استفاده می‌شود. بنابراین شکل آن‌ها هم کاربردی و هم دارای اهمیت علمی است (براتی^{۳۲} و همکاران، ۱۹۸۲).

احتمالاً مشکل‌ترین قسمت بررسی تغییرات فضایی، برازش و انتخاب مدل مناسب برای نیم‌تغییرنما است (وبستر، ۱۹۸۵ و وبستر، ۱۹۹۰). زیرا به‌گزینی یک مدل واریوگرام مناسب تا حدود زیادی سلیقه‌ای است و کاربر ممکن است بخشی از ذهنیات خود را وارد این فرآیند کند (سلدنا، ۱۹۹۸). شکل (۱-۳) یک واریوگرام تجربی و نحوه برازش مدل مناسب بر آن را نشان می‌دهد. از آنجایی که در آمار کلاسیک تعداد معدودی مدل توزیع وجود دارد، لذا برای تغییرنمای تئوریک نیز تنها تعداد معدودی مدل ساده شده‌ی تغییرنما وجود دارد (مدنی، ۱۳۶۹). این مدل‌های تئوریک به‌عنوان مدل‌های پایه شناخته شده‌اند.

³² Bratney

مدلهایی که برای نیم‌تغییرنما استفاده می‌شوند، باید توابع معین مثبت باشند تا بتوان مطمئن شد که واریانس تخمین غیرمنفی خواهد بود (استارک^{۳۳} و همکاران، ۲۰۰۴). در انتخاب مدل برای نشان دادن نیم‌تغییرنمای نمونه‌ها بایستی در بیشتر موارد سه عنصر: عرض از مبدأ (C_0)، دامنه (A) و تابع نیم‌تغییرنما در محدوده دامنه (خطی یا غیر خطی) را مشخص کرد. البته هر مدلی را که به ظاهر بر مقادیر محاسبه شده نیم‌واریانس برازش می‌یابد، را نمی‌توان به کار برد (وبستر، ۱۹۸۵). اگرچه واریوگرام‌ها، اطلاعات تلخیص شده‌ی قابل توجهی از ساختار و الگوی تغییرات مکانی متغیر مورد نظر را ارائه می‌کنند، لیکن به کارگیری آنها در فرآیند تخمین ژئواستاتستیکی، مستلزم برازش توسط مدل‌های ریاضی است. مدل‌های نظری، واریوگرام تجربی که متشکل از مجموعه‌ای از کمیت‌های محاسبه شده در گام‌های گسسته است را به تابعی (منحنی) پیوسته تبدیل می‌کنند (محمدی، ۱۳۸۵).



شکل ۱-۳- برازش و انتخاب مدل مناسب (حسینی پاک، ۱۳۷۷)

همان‌گونه که مشخص شد دو گروه وسیع از توابع ساده برای نیم‌تغییرنما وجود دارد، اما امکان دارد که این توابع با هم ترکیب و اشکال پیچیده‌تری ایجاد کند. برای انطباق مدل با اطلاعات تجربی گاه لازم

³³ Stark

است علاوه بر مدل‌های ساده از مدل‌های ترکیبی استفاده شود. با این حال نیم‌تغییرنماها دارای دو نوع اصلی هستند. در یکی از آنها تغییرنمای تئوریک یعنی $\gamma(h)$ با افزایش h بدون هیچ محدودیتی افزایش می‌یابد. به این گونه واریوگرام‌ها، واریوگرام بدون سقف گویند (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و مدنی، ۱۳۶۹). در این واریوگرام‌ها واریانس محدود وجود ندارد. ایده واریانس محدود ممکن است در نگاه اول تا اندازه‌ای عجیب به نظر برسد، اما به طور کلی برای محققین چندان بیگانه نیست (دواتگر، ۱۳۷۷). این واریانس نامحدود، در بیشتر اوقات، زمانی که وقتی محدوده‌ی جغرافیایی افزایش می‌یابد اتفاق می‌افتد (محمدی، ۱۳۸۵).

در گروه دیگر واریوگرام‌ها، با افزایش h مقدار $\gamma(h)$ در ابتدا افزایش می‌یابد و آن‌گاه به حد ثابت $\gamma(h)$ که همان سقف واریوگرام است نزدیک می‌شود. به این گونه واریوگرام‌ها، واریوگرام سقف‌دار می‌گویند. در برخی منابع به این گونه واریوگرام‌ها، نیم‌تغییرنماهای انتقالی نیز می‌گویند. برای یک متغیر با این نوع نیم‌تغییرنما، نه تنها فرضیه ذاتی صادق است، بلکه دارای ایستایی مرتبه دوم نیز می‌باشد (گلارد^{۳۴} و همکاران، ۱۹۹۲).

مدل‌های بدون سقف

در بعضی شرایط، ایستایی مرتبه دوم برقرار نیست. اگر فقط شرایط فرضیه ذاتی برقرار باشد، واریانس $Z(x)$ به صورت یک شاخص ثابت قابل تعریف نبوده، ولی تابعی افزایشی از اندازه‌ی سطح یا حجم مورد محاسبه بوده و کوواریانس نیز تابعی از اندازه سطح و حجم خواهد بود. در این موارد نیم‌تغییرنما نیز

³⁴ Goulard

می‌تواند به صورت یک شاخص تعریف شود. ولی منحنی مربوطه فاقد آستانه است (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و خدایاری، ۱۳۷۱).

مدل خطی

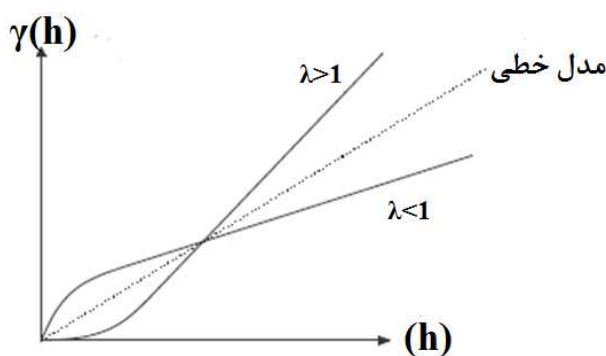
در بین مدل‌های فاقد آستانه مدل خطی بیشترین کاربرد را دارد. این نوع واریوگرام، خط مستقیم ساده‌ای است که از مبدأ مختصات گذشته و با مقدار شیب خود (α) مشخص می‌شود (حسنی پاک، ۱۳۷۷، مدنی، ۱۳۶۹ و محمدی، ۱۳۸۵). شکل (۴-۱) نمونه‌ای از این مدل را نشان می‌دهد.

$$\gamma(h) = \alpha h \quad (17-1)$$

حالت تعمیم یافته‌ای از این مدل وجود دارد که در آن h به توان λ می‌رسد:

$$\gamma(h) = \alpha h^\lambda \quad (18-1)$$

که در آن λ میزان انحنای منحنی و α بیانگر شدت تغییرپذیری است. هرگاه $\lambda = 1$ شود، α عبارت از شیب خط خواهد بود.



شکل ۴-۱- واریوگرام خطی (حسنی پاک، ۱۳۷۷)

این مدل بیانگر این موضوع است که واریانس (تغییرپذیری) برای تمام گام‌های فاصله‌ای، ثابت است و این تغییرات کاملاً تصادفی است. مدل‌های خطی نشان‌دهنده وجود کوواریانس و وابستگی مکانی در متغیرها است و با افزایش فاصله بین دو نقطه، تفاوت بین نمونه‌ها افزایش می‌یابد (رضایی، ۱۳۷۴ و کمبردلا^{۳۵} و همکاران، ۱۹۹۴). این امکان وجود دارد که متغیرهایی که مدل خطی دارند، مدل خطی آن‌ها در واقع قسمتی از یک مدل دارای آستانه (مانند کروی) باشد. اما به‌دلیلی از قبیل کوچک بودن ابعاد هندسی منطقه مورد مطالعه یا بزرگ بودن دامنه تغییرات امکان ظهور مدل‌های دارای آستانه فراهم نباشد (دواتگر، ۱۳۷۷). اگر شیب مدل خطی نزدیک به صفر باشد، نیم‌واریانس کل به واریانس قطعه‌ای نزدیک و متغیرها کاملاً تصادفی و استقلال مکانی دارند (کان^{۳۶}، ۱۹۹۴).

مدل لگاریتمی (دویسین)

معادله مدل لگاریتمی به صورت زیر است:

$$\gamma(h) = 3\alpha \text{Log}h = 3\alpha \ln h \quad (19-1)$$

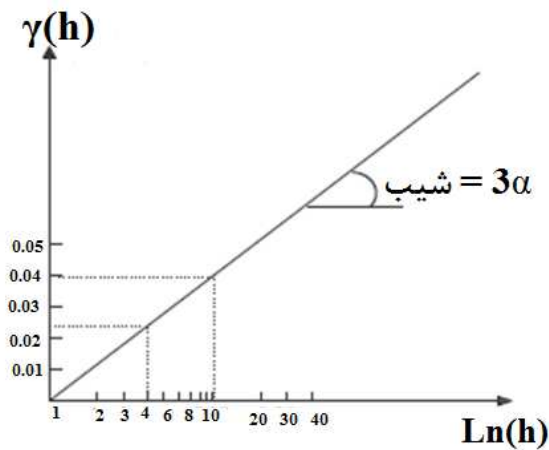
که میزان (α) مقدار ثابتی است و به نام پراکنندگی مطلق مرسوم است (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵).

این فرمول به نام دویسین معروف است. از آنجا که این مدل واریوگرام دویسین لگاریتمی است، برای مقادیر نظیر $h \leq 1$ کاربردی ندارد. این بدان معناست که اگر برداشت بی‌نهایت کوچکی از نمونه امکان‌پذیر باشد (مدل نقطه‌ای) مقادیر آن‌ها نمی‌تواند واریوگرام دویسین را از خود بروز دهد. این مدل

³⁵ Cambardella

³⁶ Cahan

بیشتر برای حالاتی که منظم‌سازی روی نمونه‌ها صورت گرفته است صادق است. شکل (۵-۱) نمونه‌ای از این مدل را نشان می‌دهد.



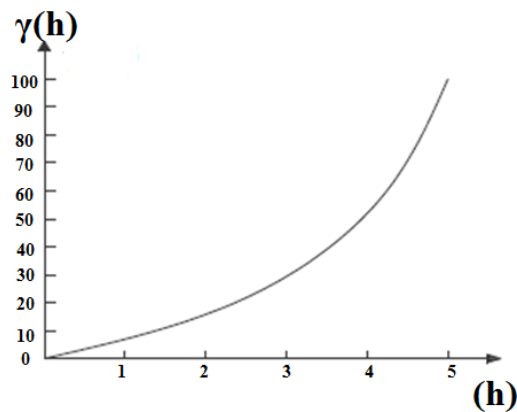
شکل ۵-۱- مدل دویسین (حسینی پاک، ۱۳۷۷)

مدل سهمی گونه

خواصی که دارای تغییرات تدریجی و متوالی هستند با مدل سهمی گونه توصیف می‌شوند (سان، ۲۰۰۳). معادله این مدل به شکل زیر می‌باشد:

$$\gamma(h) = 1/2 \alpha^2 h^2 \quad (20-1)$$

که در آن α^2 مقدار ثابتی فرض شده است. نمونه‌ای از این مدل در شکل (۶-۱) مشاهده می‌شود.



شکل ۱-۶- مدل سهمی گونه (حسنی پاک، ۱۳۷۷)

مدل های سقف دار

اگر واریوگرام به سقف معینی برسد و در نتیجه دامنه تأثیر مشخصی داشته باشد در این صورت ساختار مکانی و بخشی از فرضیات پایایی برقرار خواهد بود. این به معنای عدم وجود روند نیز می باشد (محمدی، ۱۳۸۰). یکی از ویژگی های مفید مدل های سقف دار این است که در آن ها مقدار سقف برابر یا نزدیک به واریانس مقدار متغیر در جامعه نمونه برداری شده است.

در تمام مدل های سقف دار رابطه ی واریوگرام و کوواریوگرام به صورت زیر بیان می شود:

$$C(h) = \sigma^2 - \gamma(h) \quad (21-1)$$

$C(h)$ کوواریوگرام، $\gamma(h)$ واریوگرام و σ^2 حد آستانه ای یا سقف واریوگرام است (حسنی پاک، ۱۳۷۷). به طور کلی، واریوگرام هایی که توسط مدل های حد آستانه مورد برازش قرار می گیرند، بیانگر فرآیندهای ایستایی مرتبه دوم می باشند (آدریانا، ۲۰۰۷).

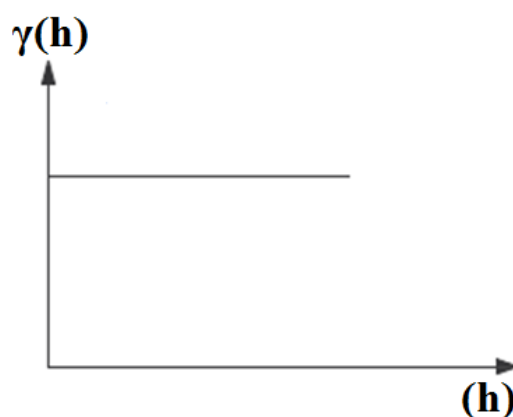
مدل تصادفی یا اثر قطعه ای تام (آستانه محض)

این مدل با شرایطی تطبیق می‌کند که متغیر منطقه‌ای $Z(x)$ به‌طور تصادفی توزیع شده باشد (خدایاری، ۱۳۷۱). این مدل نشانگر غلبه کامل بخش بدون ساختار مؤلفه تصادفی متغیر ناحیه‌ای به بخش ساختاردار آن است. در این مدل داده‌ها مستقل از یکدیگر تغییر می‌کنند و اصل فاصله کمتر، شباهت بیشتر و فاصله بیشتر شباهت کمتر، محو می‌شود (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵) و هیچ وابستگی مکانی در مقیاس مورد جستجو وجود ندارد (سلدنا، ۱۹۹۸).

$$h = 0 \rightarrow \gamma(0) = 0 \quad (22-1)$$

$$h \neq 0 \rightarrow \gamma(C) = C_0 \quad (23-1)$$

در اینجا C_0 اثر قطعه‌ای است. پس واریوگرام فقط از یک مؤلفه تصادفی تغییرپذیری که بزرگی آن معادل سقف است، تشکیل می‌شود. این حالت را اثر قطعه‌ای تام می‌گویند (حسینی پاک، ۱۳۷۷، گلارد^{۳۷}، ۱۹۹۲ و الیور^{۳۸}، ۲۰۰۴). بنابراین جهت توصیف ساختار تغییرات مکانی مشخصه مورد نظر می‌بایستی اقدام به نمونه‌برداری متراکم‌تری کرد (محمدی، ۱۳۸۵).



شکل ۱-۷- واریوگرام اثر قطعه‌ای تام (حسینی پاک، ۱۳۷۷)

³⁷ Goulard

³⁸ Oliver

این مدل دلالت بر تصادفی بودن تغییرات و استقلال کامل متغیرها دارد (دواتگر، ۱۳۷۷). لذا هیچ گونه شباهت و یکسانی بین نمونه‌ها در فواصل اندک، وجود نخواهد داشت (سلدنا، ۱۹۹۸). نکته‌ی بسیار مهم آن است که مدل دارای اثر قطعه‌ای، منجر به واریانس کریجینگ بزرگ‌تری در مقایسه با مدل فاقد اثر قطعه‌ای شده است (محمدی، ۱۳۸۵). شکل (۷-۱) نمونه‌ای از این مدل را نشان می‌دهد.

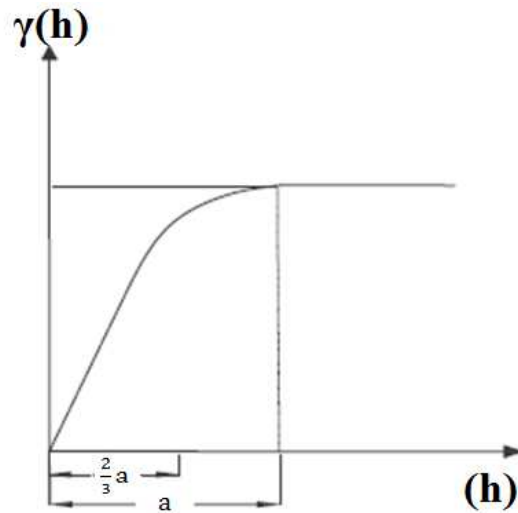
مدل کروی

مدل کروی که به نام مدل ماترون نیز بیان می‌شود (مدنی، ۱۳۶۹)، از مبدأ مختصات شروع شده و در نزدیکی مبدأ، رفتار خطی دارد. با افزایش فاصله، منحنی به سمت مقادیر بیشتر $\gamma(h)$ صعود می‌کند. آن‌گاه به تدریج از شیب آن کم شده و در فاصله معینی که دامنه‌ی تأثیر نامیده می‌شود به سقف خود می‌رسد و در همین مقدار باقی می‌ماند. این فاصله را معمولاً با a نشان می‌دهند (حسنی پاک، ۱۳۷۷). شکل (۸-۱) نمونه‌ای از این مدل را نشان می‌دهد. معادله کلی واریوگرام مدل کروی به صورت زیر می‌باشد:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3h}{2a} - \frac{h^2}{2a^2} \right] \quad h \leq a \quad (24-1)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad h > a \quad (25-1)$$

در آن $C_0 + C$ حد آستانه‌ای و a دامنه تأثیر می‌باشد. در عمل دامنه تأثیر برای مدل کروی را $\frac{2}{3}a$ فرض می‌کنند (حسنی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵).



شکل ۱-۸- واریوگرام کروی (حسنى پاك، ۱۳۷۷)

مدل نمایی

مدل نمایی نیز مانند مدل کروی از مبدأ مختصات شروع شده و در نزدیکی مبدأ رفتار خطی دارد، ولی رفتار خطی آن به نسبت مدل کروی، در فاصله‌ی کمتری از دامنه تأثیر ادامه پیدا می‌کند. سپس با آهنگ ملایم‌تری از مدل کروی صعود می‌کند و در عمل هیچ‌گاه به حد آستانه‌ای یا سقف معینی نمی‌رسد (مدنی، ۱۳۶۹). به همین دلیل دامنه تأثیر آن نامعلوم است (آنستیل^{۳۹}، ۲۰۰۲). شکل (۱-۹) نمونه‌ای از این نوع واریوگرام را نشان می‌دهد. معادله واریوگرام مدل نمایی بدون اثر قطعه‌ای به صورت زیر می‌باشد:

$$\gamma(h) = C(1 - e^{-h/a}) \quad (۲۶-۱)$$

که در آن سقف واریوگرام C و دامنه تأثیر a می‌باشند. معادله واریوگرام مدل نمایی با اثر قطعه‌ای نیز به صورت زیر می‌باشد (آنستیل، ۲۰۰۲).

$$\gamma(h) = C_0 + (C - C_0)(1 - e^{-h/a}) \quad (۲۷-۱)$$

³⁹ Ancil

دلایلی که می‌تواند باعث ایجاد چنین واریوگرام‌هایی شود عبارتند از:

الف) وجود روند در محدوده‌ی مورد بررسی

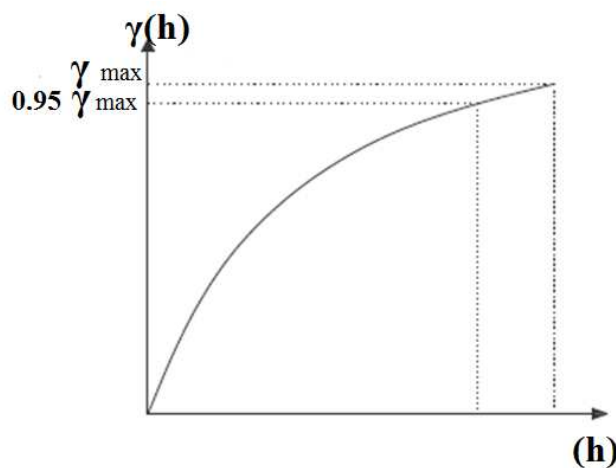
ب) بزرگی قابل ملاحظه دامنه تأثیر نسبت به ابعاد محدوده تحت پوشش نمونه‌برداری (حسینی پاک،

۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵)

در این مدل ۹۵ درصد حداکثر مقدار واریوگرام تجربی به دست آمده از محدوده تحت پوشش را به

عنوان سقف واریوگرام یا دامنه‌ی تأثیر فرض می‌کنند (حسینی پاک، ۱۳۷۷ و محمدی، ۱۳۸۵). صفاتی

که دارای تغییرات تند در همه فواصل هستند به وسیله‌ی این مدل توصیف می‌شوند (سلدنا، ۱۹۹۸).



شکل ۱-۹- واریوگرام نمایی (سلدنا، ۱۹۹۸)

مدل گوسی

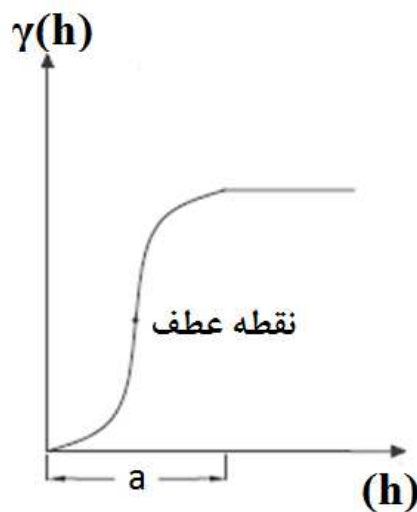
مدل گوسی با دو پارامتر a و c که به ترتیب مقدار آستانه و دامنه‌ی آن‌ها است، مشخص می‌گردد.

منحنی در حوالی مبدأ شکل سهمی داشته و مماس بر منحنی در مبدأ افقی است و نشان‌دهنده آن است

که در بعضی از واریوگرام‌های منظم، مقدار تغییرات برای فواصل کوتاه بسیار اندک است (خدایاری،

۱۳۷۱). شیب این مدل در نزدیکی مبدأ صفر است که به تدریج افزایش می‌یابد تا به یک نقطه عطف برسد. در این نقطه شیب منحنی تغییر کرده و مانند مدل کروی با سرعت زیادی به سمت سقف خود صعود می‌کند، ولی بر خلاف مدل کروی به آرامی به سقف نزدیک می‌شود. این مدل معرف درجه پیوستگی بالای متغیر ناحیه‌ای است (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

یکی از معایب جدی مدل گوسی، صفر بودن شیب در مبدأ است. چنین وضعیتی باعث ناپایداری سیستم‌های محاسباتی تخمین و برآوردهای غیرمعمول می‌شود. شکل (۱-۱۰) نمونه‌ای از این مدل را نشان می‌دهد.



شکل ۱-۱-۱- واریوگرام سهمی گونه (گرات^{۴۰} و همکاران، ۲۰۰۳)

تخمین و درون‌یابی مکانی

نمونه‌برداری از آب زیرزمینی، اطلاعات با ارزشی از خصوصیات اندازه‌گیری شده در محل‌های نمونه-برداری شده ارائه می‌کند، چنانچه در پی کسب اطلاعات از پدیده مورد نظر در محل‌هایی که نمونه-

⁴⁰ Grath

بررداری نشده‌اند باشیم، بایستی ابزارهای آماری مناسب جهت تخمین ویژگی مورد مطالعه در محل‌های مورد نظر به کار گرفته شوند. علاوه بر آن، بسیاری از محققان مایل به پهنه‌بندی خصوصیات مختلف آب در گستره جغرافیایی مورد مطالعه خود هستند. به این منظور، نقاط بی‌شماری که نمونه‌برداری نشده‌اند، بایستی تخمین زده شوند.

از انواع تخمین‌گرها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد (محمدی، ۱۳۸۵):

۱- تخمین‌گر چند ضلعی‌های تیسن^{۴۱}

۲- تخمین‌گر مثلثی^{۴۲}

۳- تخمین‌گر میانگین موضعی نمونه‌ها^{۴۳}

۴- تخمین‌گرهای معکوس فاصله^{۴۴}

۵- تخمین‌گرهای سطوح روند^{۴۵}

۶- تخمین‌گرهای اسپلین^{۴۶}

۷- تخمین‌گرهای زمین‌آماري^{۴۷}

کریجینگ

تخمین زمین‌آماري فرآیندی است که طی آن می‌توان مقدار یک کمیت در نقاطی با مختصات معلوم را با استفاده از مقدار همان کمیت در نقاط دیگری با مختصات معلوم به‌دست آورد (حسینی پاک، ۱۳۷۷).

⁴¹ Theissen Polygons

⁴² Triangulation

⁴³ Local Sample Mean

⁴⁴ Inverse Distance Estimators

⁴⁵ Trend Surfaces

⁴⁶ Splines

⁴⁷ Geostatistical Estimators

به‌طور کلی، کریجینگ، نامی تعمیم یافته است که به کلیه روش‌های آماری تخمین و برآورد متغیرهای ناحیه‌ای اطلاق می‌گردد. کریجینگ یک تخمین‌گر ترکیب خطی وزن‌دار است، و به‌عنوان تابعی خطی از مجموعه مشاهدات واقع در همسایگی محل مورد تخمین شناخته می‌شود. هدف اصلی کریجینگ، یافتن اوزان آماری مشاهدات و نمونه‌هاست به گونه‌ای که علاوه بر نااریب بودن تخمین، واریانس تخمین نیز حداقل گردد. از مهم‌ترین ویژگی‌های کریجینگ این است که به ازای هر تخمینی، خطای مرتبط با آن را می‌توان محاسبه کرد. بنابراین برای هر مقدار تخمین زده شده می‌توان دامنه اطمینان آن تخمین را محاسبه کرد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). کریجینگ روش ایجاد تخمین‌های بهینه و نااریب متغیر ناحیه‌ای در مناطق نمونه‌برداری نشده با استفاده از ویژگی‌های ساختاری نیم‌تغییرنا و مقادیر داده‌ها است. ساده‌ترین شکل - های کریجینگ شامل تخمین مقادیر نقاط (کریجینگ نقطه‌ای^{۴۸}) و یا سطوح (کریجینگ بلوکی^{۴۹}) بر این فرض استوارند که داده‌ها توزیع نرمال دارند و از فرضیات ایستایی پیروی می‌کنند (ترانگمار، ۱۹۸۵).

روش کریجینگ برای اولین بار توسط دی. جی. کریج در سال ۱۹۵۱ و بر پایه تئوری متغیرهای ناحیه‌ای که عمدتاً توسط ماترون پایه‌ریزی شده برای تخمین ذخایر معدن طلا مورد استفاده قرار گرفت و از آن زمان تاکنون استفاده از آن علاوه بر معادن در دیگر علوم محیطی از جمله خاک به‌صورت روزافزون افزایش یافته است (ترانگمار، ۱۹۸۵). این روش دارای دو مرحله است. در مرحله اول ساختار مکانی متغیر ناحیه‌ای مدل‌سازی می‌گردد. برای این منظور از نیم‌تغییرنا استفاده می‌شود. در مرحله بعدی با استفاده از تغییرنا، تخمین متغیرها در نقاط نمونه‌برداری نشده صورت می‌گیرد (محمدی، ۱۳۸۵).

کریجینگ معمولی (OK)

⁴⁸ Point Kriging

⁴⁹ Block Kriging

در روش درون‌یابی کریجینگ با استفاده از مولفه‌های تابع همبستگی نیم تغییرنا، وزن متغیرها (λ_i) برای پیش‌بینی متغیر Z در نقطه نمونه‌برداری نشده، تعیین می‌شوند. بنابراین قبل از هر چیز باید نیم تغییرنا، تجربی محاسبه گردد زیرا الگوی تغییرات مکانی و درجه پیوستگی مکانی متغیرها با استفاده از نیم تغییرنا ارزیابی می‌شود.

$$z_{(x_0)} = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot z_{(x_i)} \quad (28-1)$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (29-1)$$

$z_{(x_0)}$: مقدار تخمین متغیر Z در نقطه نمونه‌برداری نشده x_0

$z_{(x_i)}$: مقدار مشاهداتی متغیر Z در نقطه‌های نمونه‌برداری x_i

λ_i : وزن تعلق گرفته به هر مشاهده در نقطه x_i

وزن دادن معکوس فاصله

وزن دادن معکوس فاصله (IDW) یکی دیگر از روش‌های تخمین زمین‌آماري است که پایه‌ی آن وزن‌دهی براساس عکس فاصله تا نقطه تخمین است. به عبارت دیگر وزن‌دهی بیشتر به نزدیک‌ترین نمونه‌ها و اختصاص وزن کمتر به نمونه‌هایی است که در فاصله بیشتر قرار گرفته‌اند. در این روش مقدار متغیر در نقاط نمونه‌برداری نشده از رابطه زیر مشخص می‌شود (خرمی زاده، ۱۳۸۸).

$$z = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{z_i}{d_i^m}}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{d_i^m}} \quad (30-1)$$

Z: مقدار برآورد متغیر در منطقه نمونه برداری نشده

d_i: فاصله نقطه نمونه برداری شده تا نقطه تخمین

N: تعداد کل نمونه ها

m: توان فاصله

تغییرات توان فاصله باعث قابلیت انعطاف روش IDW می شود به گونه ای که با نزدیک شدن این پارامتر

به صفر تخمین گر IDW رفتاری شبیه میانگین حسابی و با افزایش بیش از حد آن رفتاری شبیه چند

ضلعی تیسن از خود نشان می دهد.

فصل دوم

مروری بر منابع

امروزه به‌طور وسیعی از روش‌های مختلف زمین‌آماری برای پیش‌بینی تغییرات مکانی کیفیت آب زیرزمینی استفاده می‌شود. جاگر^{۵۰} (۱۹۹۰)، از ابزارهای زمین‌آمار مانند کریجینگ برای شبیه‌سازی متغیرهای کیفیت آب زیرزمینی استفاده کرد و نتیجه گرفت که کریجینگ از دیگر ابزارهای زمین‌آماری برای شبیه‌سازی متغیرهای کیفیت آب زیرزمینی بهتر است.

بن‌جما^{۵۱} و همکاران (۱۹۹۰)، نتایج به‌دست آمده از تخمین سطح ایستابی را که برای بهینه کردن شبکه‌های پایش در کشور مراکش و با روش‌های زمین‌آماری انجام شده بود، ارائه دادند. این نتایج بیانگر برتری روش‌های زمین‌آماری بر روش‌های مبتنی بر آمار کلاسیک بود.

رضوانی^{۵۲} (۱۹۹۶)، برای تخمین انتقال فسفر در سیلاب خروجی از حوضه‌های آبریز با استفاده از مقادیر فسفر اندازه‌گیری شده در حوضه، از تخمین‌های زمین‌آماری استفاده کرد.

ایستاک^{۵۳} و همکاران (۱۹۹۸)، نیز روش کریجینگ را در برآورد فلزات سنگین مورد استفاده قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که کریجینگ بهترین برآوردکننده‌ی خطی نااریب برای فلز سرب می‌باشد.

داگوستینو^{۵۴} و همکاران (۱۹۹۸)، به بررسی تغییرات مکانی و زمانی نیترات به کمک روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ در آب‌های زیرزمینی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که روش کوکریجینگ باعث افزایش دقت در برآورد غلظت نیترات شده است.

⁵⁰ Jager

⁵¹ Ben Jemaa

⁵² Rezvani

⁵³ Istok

⁵⁴ Dagostino

ایلا^{۵۵} و همکاران (۱۹۹۹)، در رابطه با تغییرات مکانی غلظت ازت نیتراتی در آب‌های زیرزمینی کم‌عمق و عمیق به پژوهش پرداختند. نتایج به دست آمده حکایت از ساختار مکانی ضعیفی از غلظت ازت نیتراتی در چاه‌های کم‌عمق و عمیق داشت.

ریزو^{۵۶} و همکاران (۲۰۰۰)، زمین‌آمار را برای تجزیه و تحلیل کیفیت آب‌های زیرزمینی به کار گرفتند و نمایه‌های کیفیت شامل غلظت کلر، سولفات، سدیم، کلسیم و مقدار شوری را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها جمعیت میکروبی را به‌عنوان متغیر کمکی در روش کوکریجینگ به کار بردند. نتایج نشان داد که کوکریجینگ دقت بهتری در برآورد کیفیت آب‌های زیرزمینی دارد.

احمد^{۵۷} (۲۰۰۲)، کاربرد روش کریجینگ را در تخمین وابستگی مکانی متغیرهای کیفیت آب مانند TDS به کار برد و نتیجه گرفت که کریجینگ قابلیت بالایی برای این هدف دارد.

میثاقی^{۵۸} و همکاران (۲۰۰۲)، سطح آب زیرزمینی را با استفاده از روش‌های متداول درون‌یابی و زمین‌آمار، تخمین زدند و این روش‌ها را با هم مقایسه کردند. نتایج نشان از دقت قابل قبول زمین‌آمار و برآوردکننده‌ی کریجینگ در مقایسه با دیگر روش‌های آمار کلاسیک داشت.

سان^{۵۹} و همکاران (۲۰۰۳)، به این نتیجه رسیدند که وابستگی‌های مکانی قوی غالباً در اثر فرآیندهای داخلی (ذاتی) و وابستگی‌های مکانی ضعیف در اثر فرآیندهای خارجی (مدیریتی) حاصل می‌شوند.

گاوس^{۶۰} و همکاران (۲۰۰۳)، به بررسی غلظت آرسنیک در آب‌های زیرزمینی بنگلادش پرداختند. در این مطالعه از داده‌های ۳۵۳۴ چاه استفاده شد. داده‌های به‌دست آمده نشان دهنده‌ی چولگی بالا در

⁵⁵ Ella

⁵⁶ Rizzo

⁵⁷ Ahmad

⁵⁸ Missaghi

⁵⁹ Sun

داده‌های آرسنیک بود. برای برآورد غلظت و تهیه‌ی نقشه‌ی احتمال از روش کریجینگ گسسته استفاده شد. نتایج نشان داد که در منطقه‌ی مورد مطالعه ۳۵ میلیون نفر در معرض غلظت بالای آرسنیک (۵۰ میلی‌گرم بر لیتر) و ۵۰ میلیون نفر در معرض غلظت ۱۰ میلی‌گرم بر لیتر قرار دارند.

لیو و همکاران (۲۰۰۳) نیز نشان دادند در شرایطی که تغییرات محلی بسیار زیاد باشد می‌توان از طریق مقایسه مقدار توان در IDW، نتایج بهتری در مقایسه با OK بدست آورد.

در پژوهشی که توسط حسینی و همکاران (۲۰۰۳)، انجام گرفت، دو پارامتر هدایت الکتریکی و سولفات در آب زیرزمینی شهر مشهد با استفاده از روش کریجینگ تخمین زده شد.

زیانگ دونگ^{۶۱} و همکاران (۲۰۰۴)، به بررسی غلظت فلزات سنگین در اراضی اطراف هونگ-کونگ پرداختند. آن‌ها گزارش کردند که دخالت‌های انسان در طبیعت و فعالیت‌های صنعتی از مهمترین دلایل آلودگی این عناصر در مناطق شهری و مسکونی می‌باشد.

هوکر^{۶۲} و همکاران (۲۰۰۶)، نقشه آلودگی و ریسک فلز سرب را به کمک زمین‌آمار در اطراف شهر ولورهمپتون در انگلستان تهیه کردند. الگوی کروی بهترین مدل برازش داده شده برای داده‌های سرب بود. آن‌ها از تخمین گر کریجینگ معمولی برای تخمین غلظت سرب در نواحی نمونه‌برداری نشده و از خطای کریجینگ به عنوان کنترل‌کننده اعتبار نقشه‌های بدست آمده استفاده کردند.

جیاچون^{۶۳} و همکاران (۲۰۰۶)، جهت تعیین پراکنش مکانی برخی از عناصر سنگین در منطقه زیجیانگ چین از تکنیک‌های زمین‌آمار استفاده کردند. آن‌ها گزارش کردند که هر دو عنصر مس و سرب

⁶⁰ Gaus

⁶¹ Xiangdong

⁶² Hooker

⁶³ Jiachun

دارای وابستگی مکانی قوی می‌باشند و علت آن را مرتبط با عوامل طبیعی از قبیل مواد مادری و توپوگرافی دانستند. همچنین عناصر جیوه، کادمیوم، کروم و آرسنیک وابستگی مکانی متوسطی از خود نشان دادند. به علاوه، آن‌ها خاطر نشان کردند که دخالت‌های انسان در طبیعت مانند کاربرد پساب‌های صنعتی، کودهای شیمیایی و دیگر عوامل مدیریتی، موجب افزایش وابستگی مکانی در یک فاصله زمانی کوتاه می‌شود.

زینگ‌می^{۶۴} و همکاران (۲۰۰۶)، تغییرات مکانی مس، روی، سرب، کروم و کادمیوم را در منطقه هانگزونگ چین مورد بررسی قرار دادند و از کریجینگ معمولی و کریجینگ لوگ‌نرمال برای تهیه نقشه‌ی آلودگی این عناصر استفاده کردند. آن‌ها گزارش کردند که دخالت‌های انسان در طبیعت عامل تعیین‌کننده‌ای در تغییرات مکانی این عناصر می‌باشد. در ضمن از پنج عنصر بالا کروم، روی و مس بیشترین خطر آلودگی را برای سلامتی انسان داشتند.

سان^{۶۵} و همکاران (۲۰۰۶)، در ارزیابی روش‌های درون‌یابی برای تغییرات مکانی عمق سفره‌های آب زیرزمینی در شمال چین نشان دادند IDW در مقایسه با روش‌های کریجینگ، برتر و دقیق‌تر است.

فلیپو^{۶۶} و همکاران (۲۰۰۷)، نیز در تحقیق دیگری با استفاده از روش‌های یادشده و مدل فیزیکی، آلودگی نترات آبخوان گرندمورین واقع در کشور فرانسه را مورد ارزیابی قرار دادند.

فتانی^{۶۷} و همکاران (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ی کیفیت آب‌های زیرزمینی دشت‌های کشاورزی شمال شرق مراکش از نظر نترات آمونیوم و آلودگی‌های باکتریولوژیکی، از روش کریجینگ معمولی برای مطالعه

⁶⁴ Xingmei

⁶⁵ sun

⁶⁶ Flipo

⁶⁷ Fetouani

و پهنه‌بندی نقشه‌ی کیفی آب‌های زیرزمینی استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده‌ی تغییرات معنی‌دار در مقایسه با مطالعات قبلی بود و بیان نمود که اگر هیچ برنامه‌ی دراز مدت بازدارنده‌ای صورت نگیرد، توسعه‌ی اراضی کشاورزی در این مناطق باعث تخریب کیفیت آب‌های زیرزمینی می‌گردد.

بارکای^{۶۸} و همکاران (۲۰۰۸)، جهت تهیه‌ی نقشه‌ی خطر نترات در دشت مادنا در ایتالیا از روش کریجینگ گسسته و روش‌های شبیه‌سازی استفاده نمودند. نتایج نشان داد که روش کریجینگ گسسته برای مطالعه‌ی خطر تخریب کیفیت آب‌های زیرزمینی مناسب است.

در ایران نیز از روش‌های زمین‌آماری در موارد مختلف، از جمله بررسی فلزات سنگین استفاده شده است. کریم پور و همکاران (۱۳۷۹)، به ارزیابی آلودگی آب‌های شهر همدان از نظر فلزات سنگین پرداختند. در این بررسی تعداد ۹۰ نمونه به طور تصادفی از شبکه آب شهر، شامل آب سد اکباتان و ۲۰ حلقه چاه در دشت بهار تهیه و مورد آزمایش قرار گرفت و غلظت مربوط به ۱۱ فلز شامل نقره، کروم، نیکل، مس، سرب، منگنز، کادمیوم، روی، کلسیم، منیزیم و آهن اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد که از بین فلزات مورد مطالعه میانگین غلظت فلزات سنگین سرب، کادمیوم و کروم بیش از حد استاندارد می‌باشد. میانگین و (انحراف معیار) این فلزات به ترتیب ۰/۵۱۴ (۰/۲۸۱)، ۰/۱۱۸ (۰/۱۶۹)، ۰/۱۰۷ (۰/۱۰۵) میلی‌گرم در لیتر گزارش شده است. بررسی نتایج نشان داد که احداث کارخانجات جدید بدون ساختن تصفیه‌خانه فاضلاب برای این کارخانجات و همچنین عدم رعایت حدود استاندارد فاضلاب خروجی منجر به آلودگی آب‌های محدوده‌ی مورد مطالعه از نظر فلزات سنگین شده است.

⁶⁸ Barcae

بقیای و همکاران (۱۳۸۵)، با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های زمین‌آماری، تغییرات مکانی سرب و نیکل قابل جذب را در اطراف دو قطب صنعتی اصفهان بررسی کرده و نقشه‌های آلودگی سرب و نیکل را در اراضی اطراف دو کارخانه مجتمع فولاد مبارکه و ذوب آهن اصفهان به دست آوردند. نتایج اولیه نشان داد که غلظت عنصر سرب در اطراف کارخانه‌ی ذوب آهن و غلظت عنصر نیکل در اطراف هر دو کارخانه نسبت به سایر نقاط بالاتر بوده است. این محققین ساختار مکانی متغیرها را به کمک نیم‌تغییرنا مورد بررسی قرار دادند و برای کنترل اعتبار نیم‌تغییرناهای ترسیم شده از روش کریجینگ- جک نایف استفاده کردند. آن‌ها گزارش نمودند که تخمین آلودگی با روش کریجینگ- جک نایف، (مخصوصاً برای نیکل) با دقت خوبی صورت گرفته است.

نظری زاده و همکاران (۱۳۸۵)، از روش زمین‌آمار در بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب‌زیرزمینی در دشت بالارود استفاده کردند. نتایج این پژوهشگران نشان داد مدل کروی بهترین مدل جهت برازش بر روی واریوگرام تجربی متغیرهای شوری، کلر و سولفات می‌باشد.

زهتاییان و همکاران (۱۳۸۶)، در بررسی و تحلیل مکانی ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی در حوضه‌ی آبخیز گرمسار واقع در استان سمنان با استفاده از روش‌های درونیابی زمین‌آماری و معین با استفاده از RMSE و دیگر عوامل ارزیابی به این نتیجه رسیدند که روش‌های زمین‌آماری نسبت به روش‌های معین دقت بالاتری دارند. به گونه‌ای که از بین روش‌های زمین‌آماری، روش کوکریجینگ و از میان روش‌های معین، روش تابع شعاعی از دقت بالاتری برای بیشتر عوامل برخوردار بودند.

شعبانی (۱۳۸۷)، به تعیین مناسب‌ترین روش زمین‌آماری در تهیه‌ی نقشه‌ی تغییرات pH و TDS در آب‌های زیرزمینی دشت ارسنجان واقع در شمال‌شرقی استان فارس پرداخت. وی بدین منظور از

روش‌های زمین‌آماری مانند کریجینگ معمولی (OK) و کریجینگ ساده (SK)، روش‌های معین مانند وزن دادن معکوس فاصله (IDW)، تابع شعاعی (RBF)، تخمین گر موضعی (LPI) و تخمین گر عام (GPI) استفاده کرد. نتایج نشان داد که در بین روش‌های معین، روش (RBF) به دلیل r بالاتر و RMSE پایین تر جهت تهیه نقشه‌ی تغییرات pH و TDS در منطقه، مناسب‌ترین روش است. به علاوه، نتایج حاکی از آن بود که روش (SK) با داشتن $R=0/77$ و $RMSE=463/5$ و روش (OK) با داشتن $r=0/27$ و $RMSE=0/20$ به ترتیب جهت تهیه نقشه‌ی تغییرات pH و TDS نسبت به سایر روش‌ها برتری دارند. در نهایت از مقایسه‌ی روش‌های گوناگون میان‌یابی نتیجه‌گیری شد که روش‌های زمین‌آماری کریجینگ ساده و معمولی نسبت به روش‌های معین برتری داشته و به ترتیب به‌عنوان روش‌های مناسب جهت تهیه نقشه‌ی نهایی تغییرات pH و TDS در دشت ارسنجان انتخاب شدند.

مهرجردی و همکاران (۱۳۸۷)، نیز در بررسی روش‌های درون‌یابی مکانی جهت تعیین تغییرات مکانی ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی دشت رفسنجان، روش‌های وزن‌دادن معکوس فاصله (IDW)، کریجینگ و کوکریجینگ را مورد بررسی قرار داده و پس از نرمال‌سازی داده‌ها اقدام به ترسیم واریوگرام کردند. نتایج نشان داد که برای پهنه‌بندی ویژگی‌های کیفی آب، روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ بر روش IDW ارجحیت دارند. همچنین نتایج نشان داد که روش کوکریجینگ برای برآورد پراکنش مکانی کیفیت آب زیرزمینی از دقت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها برخوردار است.

با توجه به اینکه فلزات سنگین یکی از مهمترین آلاینده‌های منابع آبی محسوب می‌شوند و استفاده از آب‌های آلوده به این فلزات جهت آبیاری گیاهان، سبب ورود این فلزات سمی به زنجیره‌ی غذایی انسان می‌گردد، تحقیقاتی نیز در مورد غلظت انواع فلزات سنگین در منابع آبی و گیاهان صورت گرفته است.

ناظمی و همکاران (۱۳۸۷)، به منظور بررسی مقدار فلزات سنگین در سبزیجات پرورشی حومه شهر شاهرود میزان فلزات سرب، کروم، کادمیوم، آرسنیک و روی را اندازه‌گیری کردند. در این مطالعه ۱۵۰ نمونه سبزی در طی سه ماه (هر ماه ۵۰ نمونه) مورد آزمایش قرار گرفتند. بدین ترتیب که پس از آماده‌سازی با دستگاه جذب اتمی میزان فلزات سنگین تعیین شدند. میانگین غلظت سرب، کادمیوم، کروم و روی در گونه‌های مختلف سبزیجات با یکدیگر متفاوت و اختلاف از نظر آماری معنادار بود، اما اختلاف معناداری بین غلظت‌های آرسنیک مشاهده نشد. در این بررسی با حد اطمینان ۹۵٪، میانگین غلظت سرب، کادمیوم و کروم موجود در سبزیجات با حدود استاندارد مجاز مواد غذایی از طریق گیاهان همخوانی نداشتند، به استثناء روی که در محدوده‌ی استاندارد قرار گرفت و آرسنیک که اختلاف چندانی با حدود استاندارد نداشت. در نتیجه‌ی این تحقیق، به جز فلزات روی و آرسنیک، میانگین غلظت کروم، کادمیوم و سرب بیش‌تر از حد استاندارد ارائه شده توسط WHO و FAO برای گیاهان گزارش شد و مشخص گردید پساب‌های شهری و صنعتی علت اصلی آلودگی سبزیجات پرورشی مزارع حومه‌ی شهر شاهرود به فلزات سنگین می‌باشند. بنابراین توصیه گردید از آبیاری سبزیجات با آب آلوده به هر نحو جلوگیری گردد.

محمدیان و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی غلظت فلزات سنگین در چاه‌های آب مجاور کارخانه سرب و روی زنجان پرداختند. در این مطالعه از ۱۷ حلقه چاه آب آشامیدنی، نمونه‌برداری شده و نمونه‌ها به روش اسپکتروفتومتری جذب اتمی مورد آزمایش قرار گرفتند. کلیه چاه‌ها در فاصله کمتر از ۱۰ کیلومتری کارخانه انتخاب شدند و همبستگی بین غلظت هر فلز با فاصله از کارخانه نیز مطالعه شد. نتایج مقایسه‌ی داده‌ها با معیارهای ملی و بین‌المللی نشان داد که غلظت سرب در هیچ نمونه‌ای بالاتر از استاندارد ملی نیست اما سرب و کادمیوم به ترتیب در ۵۹ و ۵۳ درصد نمونه‌ها فراتر از حد رهنمودهای

سازمان جهانی بهداشت هستند و غلظت روی در کلیه نمونه‌ها پایین‌تر از حد معیارهای ملی و بین‌المللی می‌باشد.

دیانی و همکاران (۱۳۸۸)، در تجزیه و تحلیل زمین‌آماری غلظت سرب، روی و کادمیوم در خاک‌های سپاهان‌شهر واقع در جنوب اصفهان از ۱۰۰ نمونه خاک به‌صورت تصادفی در نزدیکی معادن و اطراف سپاهان‌شهر نمونه‌برداری کرده و مقدار کل عناصر سرب، روی و کادمیوم را به کمک دستگاه جذب اتمی اندازه‌گیری نمودند. نتایج تجزیه و تحلیل نیم‌تغییرنماها نشان داد که مولفه‌ی ساختاری وابستگی مکانی بر مولفه‌ی تصادفی غالب است و دامنه‌ی این وابستگی مکانی برای هر سه عنصر تقریباً ۳/۳ کیلومتر می‌باشد. با استفاده از کریجینگ معمولی آلودگی خاک‌ها به این سه فلز پهنه‌بندی گردید و نقشه‌های واریانس تخمین کریجینگ در نمونه‌ها نشان داد که در حاشیه‌ی منطقه و فواصل بین نمونه‌ها که تراکم نمونه‌برداری کاهش یافته است، بیشترین واریانس تخمین وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که غلظت عناصر سرب و روی در بیشتر اراضی اطراف سپاهان شهر بالای آستانه‌ی خطر (۵۰ ppm و ۱۵۰-۱۲۵ ppm به ترتیب برای سرب و روی) می‌باشد ولی غلظت کادمیوم زیر آستانه‌ی خطر (۲/۵-۱/۵) است. اراضی اطراف معادن دارای آلودگی بیشتر و با افزایش فاصله از معدن میزان آلودگی کاهش می‌یابد. لذا توصیه گردید که توسعه‌ی فیزیکی شهر به‌سوی معادن مربوط و کلیه‌ی فعالیت‌های کشاورزی، اکتشاف و استخراج معادن با رعایت استانداردهای مربوطه انجام گرفته تا از آلودگی بیشتر جلوگیری گردد.

معروفی و همکاران (۱۳۸۸)، به ارزیابی روش‌های زمین‌آمار جهت تخمین هدایت الکتریکی و pH زه‌آب‌های آبراهه‌های دشت همدان- بهار پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش‌های متفاوت زمین‌آماري

مانند کریجینگ، حداقل انحناء، وزن دادن معکوس فاصله، همسایگی طبیعی، چندجمله‌ای موضعی و توابع پایه شعاعی، تغییرات مکانی مقادیر هدایت الکتریکی و pH آب‌های خروجی از چشمه‌ها و قنات‌ها در نواحی جنوب غربی و مرکزی دشت همدان-بهار را مورد ارزیابی قرار دادند. به این منظور بر اساس تعداد ۱۰۸ نمونه آب از زه‌آب‌های نقاط مختلف شبکه‌ی هیدروگرافی منطقه تهیه و مقادیر هدایت الکتریکی و pH اندازه‌گیری گردید. معیار ارزیابی در این پژوهش مقادیر ریشه میانگین مربعات خطا و انحراف استاندارد عمومی با استفاده از روش اعتبار سنجی متقابل بود. نتایج بدست آمده نشان داد که روش‌های چند جمله‌ای موضعی و وزن دادن معکوس فاصله به ترتیب بهترین الگو برای تخمین هدایت الکتریکی و pH زه‌آب‌های منطقه بودند. همچنین روش توابع پایه شعاعی به‌عنوان نامناسب‌ترین الگو در تخمین هدایت الکتریکی و pH شناخته شد.

حاجی هاشمی‌جزی و همکاران (۱۳۸۹)، به برآورد مکانی مولفه‌های کیفی آب‌های زیرزمینی با استفاده از روش‌های زمین‌آماری پرداختند و بدین منظور از ۸۴ حلقه چاه در دشت گلپایگان اصفهان نمونه‌برداری و پارامترهای EC, TDS, TH, Ca, Na, SAR را اندازه‌گیری کردند و برای تحلیل داده‌ها از روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ بهره جستند. سپس نتایج حاصل از کریجینگ و کوکریجینگ را با معیار RMSE با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج حاصل از محاسبه RMSE نشان داد که روش کوکریجینگ نسبت به روش کریجینگ برتری ندارد، اما با توجه به RMSE کمتر در روش کوکریجینگ که نشان‌دهنده دقت بالا و خطای پایین است، نقشه‌های پهنه‌بندی مولفه‌های کیفی آب‌های زیرزمینی با این روش رسم گردید.

زارع خوش اقبالی و همکاران (۱۳۹۰)، در پهنه‌بندی آلودگی فلزات سنگین رسوبات تالاب انزلی در استان گیلان به کمک زمین‌آمار به این نتیجه رسیدند که بهترین مدل برازش داده شده برای فلزات مس، سرب و آرسنیک، مدل نمایی و برای کادمیوم، روی و نیکل مدل مدور می باشد.

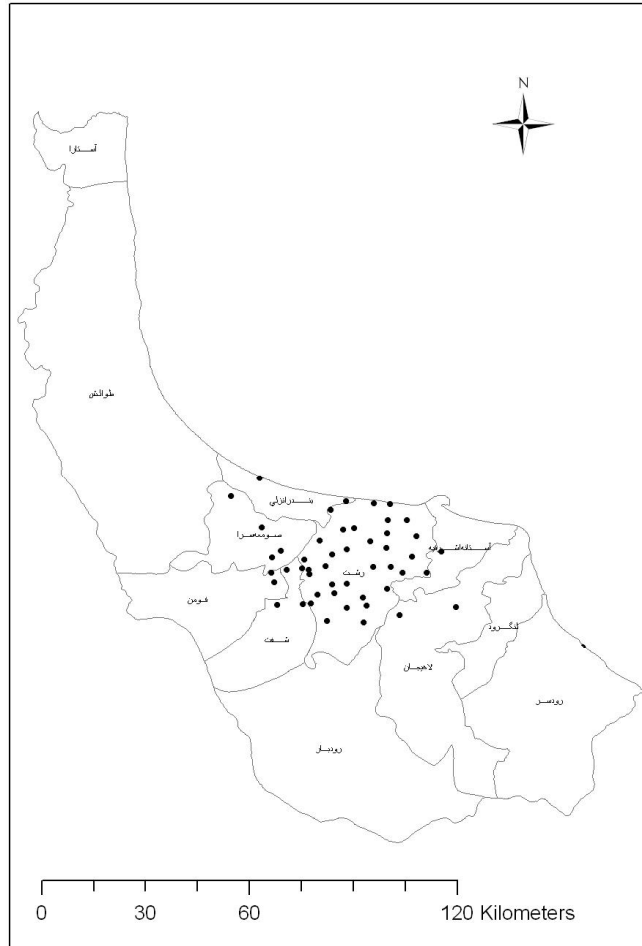
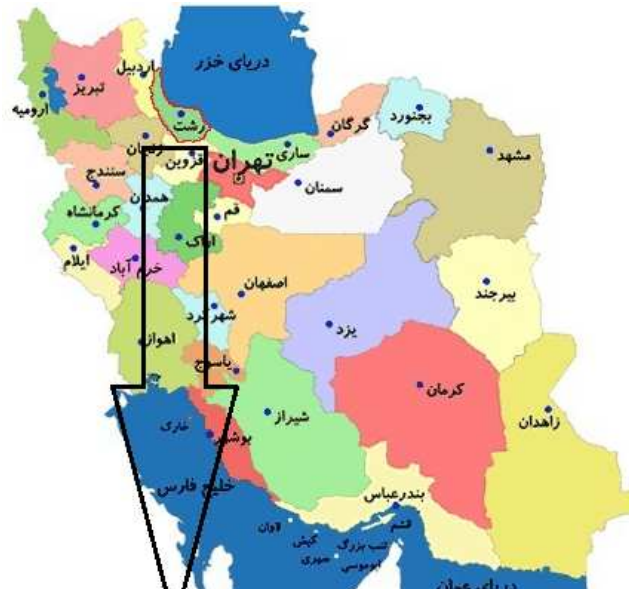
فصل سوم

مواد و روش‌ها

تشریح وضعیت عمومی منطقه مورد مطالعه

استان گیلان در حدود ۱۴ هزار کیلومتر مربع مساحت دارد. این استان در ۳۶ درجه و ۳۴ دقیقه تا ۳۸ درجه و ۲۷ دقیقه عرض شمالی و ۴۸ درجه و ۵۳ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۳۴ دقیقه طول شرقی از نصف النهار قرار گرفته و درازای آن از شمال باختری به جنوب خاوری ۲۳۵ کیلومتر و پهنای آن، از ۲۵ تا ۱۰۵ کیلومتر تغییر می‌کند. آب و هوای این استان در نواحی کوهستانی معتدل تا معتدل مایل به سرد است و در جلگه‌ی گیلان و دره‌ی سفیدرود معتدل تا معتدل مایل به گرم می‌باشد و از نظر بارندگی جزء نواحی مرطوب کشور به‌شمار می‌آید.

منطقه مورد مطالعه به مساحت ۳۸۰۰ کیلومتر مربع در قسمت مرکزی استان گیلان واقع است. نمونه- برداری از پنجاه حلقه چاه در حال بهره‌برداری انجام و چاه‌های منطقه‌ی مورد نظر به عنوان جامعه‌ی آماری در نظر گرفته شدند. شکل (۱-۳) موقعیت چاه‌های نمونه‌برداری شده را در نقشه‌ی استان نشان می‌دهد و نقاط نمونه‌برداری شده با دایره‌های سیاه رنگ در شکل مشخص شده‌اند. بر اساس شکل (۳-۱)، پراکنش چاه‌های موجود در شهرستان‌های لنگرود، لاهیجان، آستانه اشرفیه، رشت، شفت، فومن و صومعه سرا می‌باشند.



شکل ۳-۱ پراکنش چاه‌های آب نمونه‌برداری شده در گیلان مرکزی

مختصات جغرافیایی نقاط نمونه برداری با دستگاه موقعیت یاب جغرافیایی برداشت شد. نمونه برداری در ماه مرداد (در فصل کم آبی) ۱۳۹۰ انجام شد، بدین ترتیب که پس از روشن کردن پمپ چند دقیقه صبر شد تا اطمینان حاصل شود که آب دقیقا از سفره ی آب زیرزمینی استخراج می شود. نمونه ها پس از برداشت برای جلوگیری از تاثیر نور آفتاب در بطری های رنگی و تا انتقال به آزمایشگاه در دمای ۴ درجه سانتیگراد نگهداری شدند.

تجزیه های فیزیکی و شیمیایی

از میان خصوصیات فیزیکی آب، pH هر نمونه و از میان خصوصیات شیمیایی آن، غلظت کادمیوم، سرب، روی و مس اندازه گیری شدند.

اندازه گیری pH

ابتدا از هر نمونه ی آب برداشت شده از محل نمونه برداری، ۲۰CC آب برداشت شد، سپس با pH متر، pH هر نمونه آب قرائت گردید. برای آماده سازی نمونه ها جهت تزریق به دستگاه جذب اتمی به هر نمونه قطره قطره اسید نیتریک افزوده شد و این کار تا جایی ادامه یافت که pH هر نمونه روی عدد ۲ تنظیم گردد.

اندازه گیری غلظت فلزات سرب، کادمیوم، روی و مس محلول در آب

با استفاده از تیتراول ppm ۱۰۰۰ استاندارد دستگاه جذب اتمی، سری استانداردهای هر کدام از فلزات روی، مس، کادمیوم و سرب ساخته شدند. سپس به وسیله ی دستگاه جذب اتمی، غلظت این فلزات در نمونه ها برحسب ppm قرائت گردیدند. دقت شود غلظت عناصر در آب خیلی کم می باشد و باید با کوره خوانده شود تا دقت بالا باشد.

تجزیه و تحلیل‌های آماری

آمار توصیفی

مهم‌ترین آماره‌های توصیفی شامل شاخص‌های موقعیت توزیع (میانگین و میانه)، شاخص‌های پراکنش توزیع (واریانس و انحراف معیار) و شاخص‌های شکل توزیع (چولگی، کشیدگی و ضریب تغییرات) می‌باشند. پارامترهای آمار کلاسیک مانند اندازه‌گیری (میانگین، انحراف معیار، واریانس، ضریب تغییرات، حداقل و حداکثر داده‌ها) نیز برای تشخیص تمرکز و پراکندگی داده‌ها باید مورد بررسی قرار گیرند (وانگ^{۶۹}، ۲۰۰۹).

رابطه‌ی ریاضی آماره‌های به کار رفته به شرح زیر می‌باشد:

میانگین:

$$\bar{X} = E(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (1-3)$$

$E(x)$: امید ریاضی x

واریانس:

$$\sigma^2 = E(x - \mu)^2 \quad (2-3)$$

انحراف معیار:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (3-3)$$

⁶⁹ Wang

ضریب تغییرات:

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{x}} \times 100 \quad (4-3)$$

نظر به اهمیت نرمال بودن داده‌ها در روش کریجینگ، بررسی نرمال بودن توزیع فراوانی داده‌های فلزات مورد مطالعه توسط آزمون کلموگروف-اسمیرنف و با استفاده از نرم‌افزار SPSS صورت پذیرفت. در آزمون کلموگروف-اسمیرنف فرض صفر که توزیع داده‌ها در آن نرمال است (H_0) در مقابل فرض یک که توزیع داده‌ها در آن نرمال نیست (H_1) قرار گرفته و مقدار (P-value) محاسبه می‌شود، سپس تست نرمال بودن در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ انجام می‌گیرد. چنانچه ($p\text{-value} > 0.05 > 0.01$) باشد، این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر را رد نمی‌کند، بنابراین داده‌ها نرمال هستند. در صورتی که اگر ($p\text{-value} < 0.01 < 0.05$) باشد، این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر را رد می‌کند، بنابراین داده‌ها نرمال نیستند.

آمار مکانی

تعیین داده‌های پرت

داده‌ی پرت، مقداری است که با بقیه داده‌های اطرافش به طور مشخصی متفاوت باشد. داده‌های پرت را می‌توان از رفتار نامنظم در نیم‌تغییرنماها تشخیص داد. یکی از این رفتارها اثر قطعه‌ای بزرگ است (گراد^{۷۰}، ۲۰۰۳). روش‌های متفاوتی برای تعیین داده‌های پرت وجود دارد ولی مهمترین آن‌ها به شرح زیر می‌باشند.

⁷⁰ Grath

۱- آماره‌ها و نمودارهایی مانند هیستوگرام، مناسب‌ترین ابزار در خلاصه‌سازی و تلخیص داده‌ها هستند. در محاسبه و ترسیم، از کلاس‌های با دامنه‌ی عددی یکسان استفاده می‌شود. این نمودارها، اولین علائم وجود داده‌های پرت را نشان می‌دهند. جهت شناسایی بهتر و دقیق‌تر داده‌های مشکوک، نمودارهای جعبه‌ای را بایستی به خاطر داشت (محمدی، ۱۳۸۵).

۲- روش دیگر تشخیص داده‌های پرت استفاده از میزان پراکندگی در حد چهار برابر انحراف معیار از میانگین است.

۳- استفاده از شاخص I مورانس برای داده‌های مکانی یکی دیگر از روش‌های تشخیص داده‌های پرت می‌باشد. این شاخص برای تعیین داده‌هایی استفاده می‌شود که از توزیع نرمال برخوردار باشد (ژانگ^{۷۱}، ۲۰۰۴)، بر این اساس داده‌ها نایستی اریب باشند. شاخص مورانس به صورت زیر تعریف می‌شود (گراد، ۲۰۰۳ و ژانگ، ۲۰۰۴).

$$I_i = \frac{Z_i - \bar{Z}}{s^2} \sum_{j=1}^n [w_{ij}(Z_j - \bar{Z})] \quad (5-3)$$

که در آن:

\bar{Z} : میانگین مقدار نمونه‌ها

Z_i : مقدار متغیر Z در مکان i

Z_j : مقدار متغیر Z در مکان‌های دیگر از i (j)

σ^2 : واریانس تغییرات Z

⁷¹ Zhang

n: تعداد نمونه

W_{ij} : یک وزن است، که به صورت عکس فاصله تعریف می شود.

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6-3)$$

که در آن:

d_{ij} : فاصله بین i و j

چنانچه مقدار شاخص I مورانس بزرگتر از $1/96$ باشد، به این معنی است که نمونه تحت آزمون با نمونه-های اطراف خود مشابه است، وقتی کوچکتر از $1/96$ باشد، یعنی نمونه موردنظر به طور معنی داری با نمونه‌های اطراف خود متفاوت بوده و به عبارت دیگر به عنوان یک داده‌ی پرت محسوب می‌گردد (کفیل‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵ و بن‌جما و مارینو، ۱۹۹۰). برای به دست آوردن یک واریوگرام قوی، بایستی داده‌های پرت در هنگام محاسبه‌ی آن حذف شوند (تائو^{۷۲}، ۱۹۹۵).

۴- در نرم‌افزار GS+ ابر واریانس (Variance cloud) برای پیدا کردن داده‌های پرت بسیار مفید است.

برای کاهش حساسیت واریوگرام‌ها به داده‌های پرت، از رابطه زیر برای تعیین سمی واریوگرام می‌توان استفاده کرد (سان^{۷۳}، ۲۰۰۳):

$$\gamma(h) = \frac{\frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} |Z(x_i) - Z(x_i + h)|^2}{0.457 + \frac{0.494}{N(h)}} \quad (7-3)$$

⁷² Tao

⁷³ Sun

سرنوشت نهایی داده‌های پرت و مشکوک در دست تحلیل‌گر است. هیچ داده‌ای را بدون دسترسی به مستندات و استدلال‌های منطقی و کافی، به دلیل پرت و مشکوک بودن نایستی کنار گذاشت. گاهی اوقات، برخی داده‌های مشکوک را می‌توان به‌طور موقت، پرت به حساب آورد و آن‌ها را تنها از مرحله-ای از مراحل مختلف آماری حذف کرد. به‌طور مثال، در مرحله‌ی واریوگرام می‌توان داده‌های مشکوک را موقتا کنار گذاشت. لیکن چنانچه دلیل بر حذف کامل آن‌ها نباشد، در عملیات تخمین بایستی از آن‌ها استفاده کرد (محمدی، ۱۳۸۵). در این تحقیق برای پیدا کردن داده‌های پرت و جداسازی آن‌ها برای ترسیم سمی‌واریوگرام، از چهار برابر واریانس استفاده شد.

محاسبه نیم‌تغییرنما و برازش مدل‌های تنوری بر آن

تابع نیم‌تغییرنما یک ابزار کلیدی در نظریه متغیرهای ناحیه‌ای است و بر اساس این فرض شکل گرفته که نیم‌تغییرنما به‌طور نرمال توزیع یافته و داده‌ها از فرضیات پایایی پیروی می‌کنند (وبستر^{۷۴}، ۱۹۸۵). محاسبه نیم‌تغییرنمای تجربی اولین گام در واکاوی تنوع مکانی متغیرهاست. در گام بعدی پارامترهای منحنی تنوریک به نیم‌تغییرنمای تجربی تناسب داده می‌شوند. روش اجرایی چنین روشی محاسبه حداقل مجموع مربع انحرافات یا بیشینه ضرایب تعیین و محاسبه حداکثر احتمال می‌باشد (کنیش^{۷۵}، ۱۹۹۲). نیم‌تغییرنمای تجربی عبارت است از متوسط مجذور اختلاف بین دو مشاهده $Z(x)$ و $Z(x+h)$ در دو موقعیت مکانی واقع در فضای نمونه‌برداری که توسط آرایه h از هم جدا شده‌اند. برای رسم نیم‌تغییرنما باید مقادیر $2\hat{\gamma}$ را به‌ازای مقادیر مختلف طول گام (h) محاسبه نمود، سپس مقدار نیم‌تغییرنما به‌ازای فواصل مختلف h در یک نمودار رسم می‌گردد.

⁷⁴ Webster

⁷⁵ Kennish

فرمول نیم تغییرنما به صورت زیر می باشد:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (Z(x_i) - Z(x_i + h))^2 \quad (8-3)$$

که در آن $N(h)$ تعداد جفت نمونه‌های به کار رفته در محاسبه به ازای فاصله‌ای مانند h است و معمولاً هرچه h افزایش یابد تعداد جفت‌ها کم می‌شود. $Z(x_i)$ و $Z(x_i + h)$ دو مشاهده به فاصله h از همدیگر هستند.

در این تحقیق از نرم افزار GS+ برای رسم نیم تغییرنماها استفاده گردید. مدلی که دارای کمترین مجموع مربعات باقیمانده (RSS) و بیشترین ضریب تبیین (R^2) بود، از میان مدل‌های کروی، نمایی، خطی و گوسی بر تغییرنمای تجربی برازش داده شد.

تخمین مقادیر در نقاط نمونه برداری نشده

تخمین زمین آماری فرآیندی است که طی آن می‌توان مقدار یک کمیت در نقاطی با مختصات معلوم را با استفاده از مقدار همان کمیت در نقاط دیگری با مختصات معلوم به دست آورد (سامانی مجد، ۱۳۸۶). به منظور تخمین غلظت فلزات در نقاط نمونه برداری نشده از روش وزن دادن معکوس فاصله استفاده گردید.

وزن دادن معکوس فاصله (IDW) یکی دیگر از روش‌های تخمین زمین آماری است که پایه‌ی آن وزن‌دهی براساس عکس فاصله تا نقطه تخمین است. به عبارت دیگر وزن‌دهی بیشتر به نزدیک‌ترین نمونه‌ها و اختصاص وزن کمتر به نمونه‌هایی است که در فاصله‌ی بیشتر قرار گرفته‌اند. در این روش مقدار متغیر در نقاط نمونه برداری نشده از رابطه زیر مشخص می‌شود (خرمی زاده، ۱۳۸۸).

$$z = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{z_i}{d_i^m}}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{d_i^m}}$$

(۱۰-۳)

Z: مقدار برآورد متغیر در منطقه نمونه برداری نشده

di: فاصله نقطه نمونه برداری شده تا نقطه تخمین

N: تعداد کل نمونه‌ها

m: توان فاصله

فصل چہارم

نتائج

پارامترهای توزیع فراوانی متغیرهای مورد مطالعه

اولین قدم در تجزیه و تحلیل‌های آماری (کلاسیک و مکانی)، سازمان‌دهی و نظم داده‌ها است. این کار از طریق نمودارها، شاخص‌های موقعیت توزیع و شاخص‌های پراکنش توزیع امکان‌پذیر می‌باشد (جهانگردمحمدی، ۱۳۸۵) توزیع گوسی یا نرمال یکی از پرکاربردترین توزیع‌های آماری است. اکثر روش‌های آماری فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها را یدک می‌کشند. نمودار هیستوگرام توزیع نرمال به یک منحنی زنگوله‌ای شکل کاملاً متقارن نزدیک است، چون در این توزیع میانگین و میانه تقریباً برابرند (حسنی‌پاک، ۱۳۷۷). اگر تنها عوامل تصادفی در ایجاد تفاوت‌ها موثر بوده باشند، توزیع فراوانی مقادیر به شکل نرمال است یا به آن نزدیک می‌باشد (جهانگردمحمدی، ۱۳۸۵). توزیع نرمال داده‌ها شرط لازم و ضروری پردازش زمین‌آماری نمی‌باشد، اما بسیاری از ابزارها و شیوه‌های زمین‌آماری در وضعیت توزیع نرمال داده‌ها موثرتر و کارآمدتر به پردازش داده‌های مکانی می‌پردازند (رضایی، ۱۳۷۷).

بررسی نرمال بودن توزیع فراوانی داده‌های فلزات مورد مطالعه توسط آزمون کلموگروف-اسمیرنف و با استفاده از نرم‌افزار SPSS صورت پذیرفت.

مقدار (P-value) فلز کادمیوم ۰/۶ است. این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر (نرمال بودن داده‌ها) را رد نمی‌کند، زیرا $(P\text{-value}(Cd) > 0.05 > 0.01)$. بنابراین داده‌های فلز کادمیوم نرمال هستند.

مقدار (P-value) فلز سرب ۰/۹ است. این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر (نرمال بودن داده‌ها) را رد نمی‌کند، زیرا $(P\text{-value}(Pb) > 0.05 > 0.01)$. بنابراین داده‌های فلز سرب نرمال هستند.

مقدار (P-value) فلز مس صفر است. این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر (نرمال بودن داده‌ها) را رد می‌کند، زیرا $(P\text{-value}(Cu) < 0.01 < 0.05)$. بنابراین داده‌های مس نرمال نیستند.

مقدار (P-value) فلز روی نیز (همانند فلز مس) صفر است. این آزمون در سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ فرض صفر (نرمال بودن داده‌ها) را رد می‌کند، زیرا $(P\text{-value}(Zn) < 0.01 < 0.05)$. بنابراین داده‌های روی نرمال نیستند.

در جدول (۱-۴) حداکثر مطلوب و مجاز غلظت فلزات سنگین مورد مطالعه برای آب آشامیدنی و آب آبیاری محصولات کشاورزی و در جدول (۲-۴) آمار توصیفی فلزات سنگین مورد مطالعه ارائه شده است.

میانگین غلظت سرب در آب‌های زیرزمینی منطقه مورد مطالعه برابر ۰/۰۴ پی‌پی‌ام می‌باشد که با توجه به اعداد ارائه شده در جدول (۱-۴) از حداکثر مطلوب آشامیدن و حداکثر مجاز آبیاری تجاوز کرده است. هیستوگرام سرب نشان می‌دهد که غلظت این فلز در ۳۵٪ نمونه‌ها بالاتر از حداکثر مجاز آشامیدن (۰/۰۵) و در ۸۰٪ نمونه‌ها بالاتر از حداکثر مجاز آبیاری (۰/۰۱) می‌باشد.

میانگین غلظت کادمیوم در آب‌های زیرزمینی منطقه مورد مطالعه برابر ۰/۰۰۹ پی‌پی‌ام می‌باشد که این مقدار با توجه به اعداد ارائه شده در جدول (۱-۴) همانند فلز سرب، از حداکثر مطلوب آشامیدن و حداکثر مجاز آبیاری بالاتر است. هیستوگرام کادمیوم نشان می‌دهد که غلظت این فلز در ۷۰٪ نمونه‌ها بالاتر از حداکثر مجاز آبیاری (۰/۰۰۵) و در ۵۰٪ نمونه‌ها بالاتر از حداکثر مجاز آشامیدن (۰/۰۱) می‌باشد.

برای روی و مس میانگین غلظت‌ها به ترتیب ۰/۰۱۵ و ۰/۰۰۵ می‌باشند که این مقادیر از حداکثر مطلوب و مجاز در آب آشامیدنی و آبیاری پایین‌تر بوده و می‌توان صراحتاً اعلام نمود که از جانب این دو فلز هیچ خطری سلامتی ساکنین منطقه‌ی مورد مطالعه را تهدید نمی‌کند. هیستوگرام هر یک از فلزات روی و مس نیز مؤید این امر است. هیستوگرام مس نشان می‌دهد که غلظت این فلز در ۱۰۰٪ داده‌ها پایین‌تر از ۰/۰۶ می‌باشد که پایین‌تر از حداکثر مطلوب و مجاز آشامیدن و حداکثر مجاز آبیاری است. همچنین آنچه از هیستوگرام فلز روی بر می‌آید آن است که ۱۰۰٪ داده‌های این عنصر پایین‌تر از ۰/۱ می‌باشند.

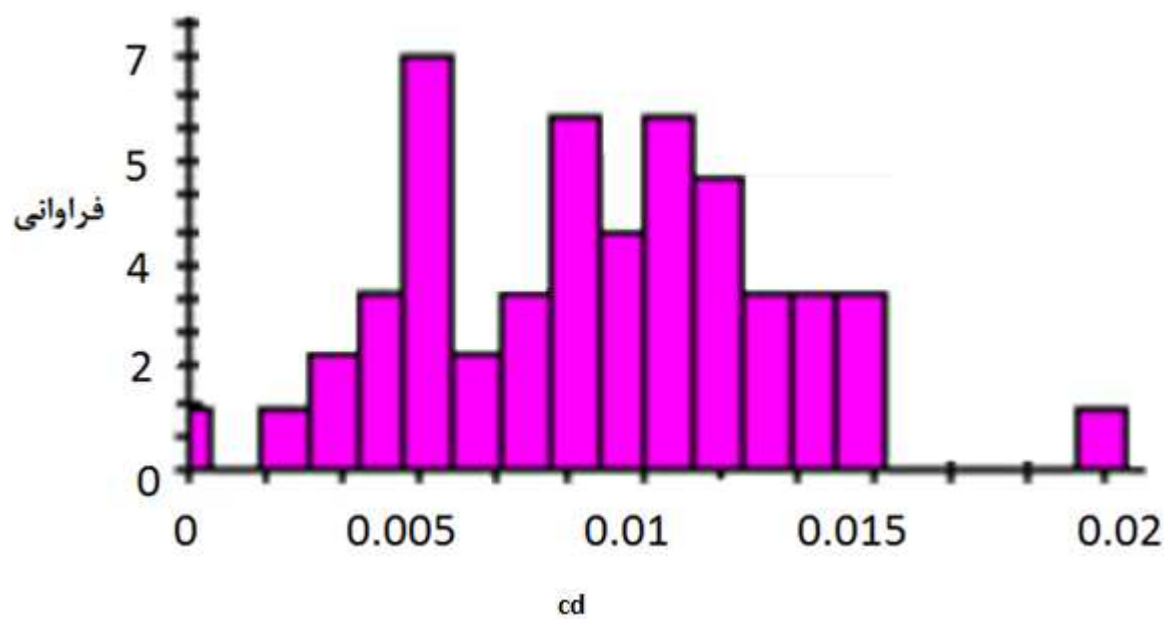
جدول ۴-۱- حدود مجاز غلظت فلزات سنگین محلول در آب آشامیدنی و آبیاری (استاندارد کیفیت آب آشامیدنی، کفیل‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵، متکف، ۲۰۰۳)

حداکثر			
عنصر	مطلوب آشامیدن (mg/l)	حداکثر مجاز آشامیدن (mg/l)	حداکثر مجاز آبیاری (mg/l)
کادمیوم	۰	۰/۰۱	۰/۰۰۵
سرب	۰	۰/۰۵	۰/۰۱
روی	۵	۱۵	۵
مس	۰/۰۵	۱	۰/۲

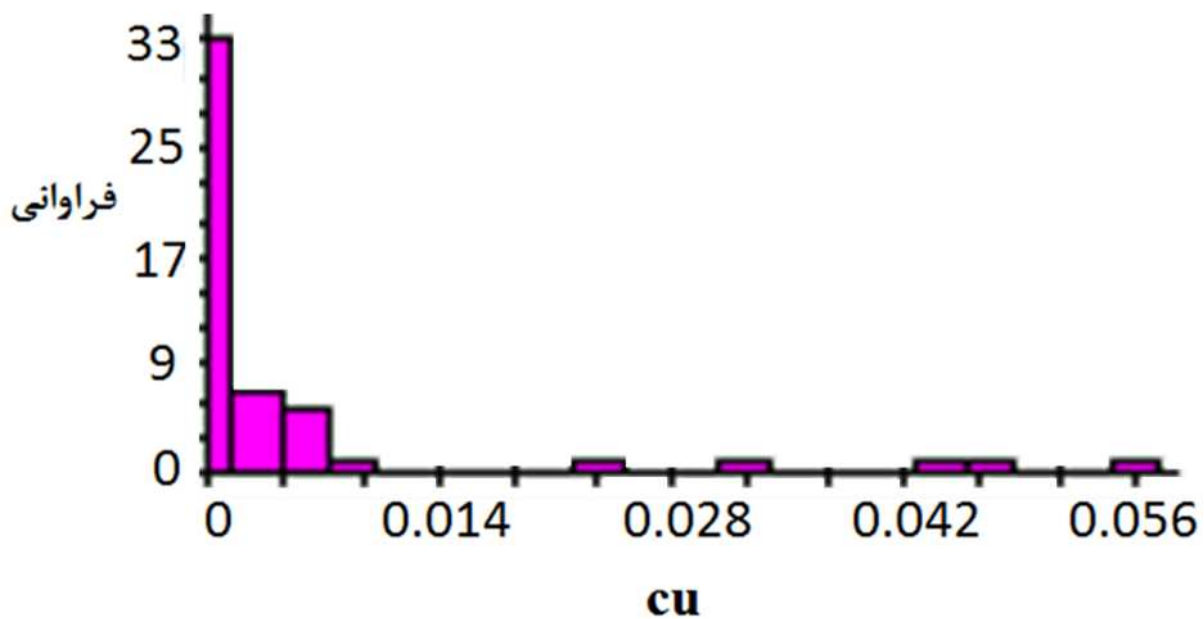
جدول ۴-۲- آماره‌های عناصر اندازه‌گیری شده در آب‌های زیرزمینی گیلان مرکزی

فلز سنگین (mg/l)	تعداد حداکثر	حداقل	میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	ضریب تغییرات (%)
سرب	۵۰	۰/۱	۰/۰۴۷	۰/۰۴	۰/۰۲۷	۰/۳۲	-۰/۶۳	۱۲۰
کادمیوم	۵۰	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰۴	۰/۱۰	-۰/۰۱	۲۶۰
مس	۵۰	۰/۰۶	۰/۰۰۶	۰	۰/۰۱۳	۲/۸۷	۷/۱۴	۴۴
روی	۵۰	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۱۸	۲/۳۰	۵/۹۴	۶۱

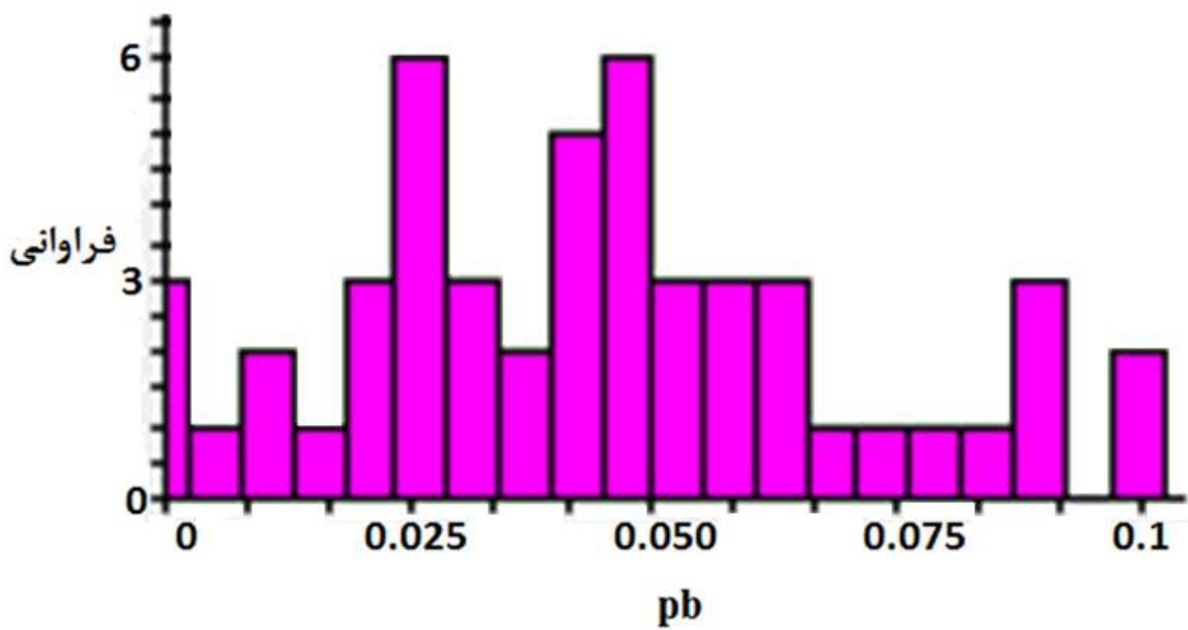
هر چهار فلز سنگین سرب، کادمیوم، روی و مس دارای چولگی مثبت بوده که نشان‌دهنده تمایل آن‌ها به مقادیر بزرگتر است. کشیدگی فلزات سرب و کادمیوم منفی بوده که حاکی از پراکندگی بیشتر این خصوصیات اطراف میانگین است و کشیدگی مس و روی مثبت بوده که نشان‌دهنده تمرکز داده‌های این صفات اطراف میانگین و کم بودن پراکندگی داده‌ها است (شکل‌های ۴-۱ تا ۴-۴).



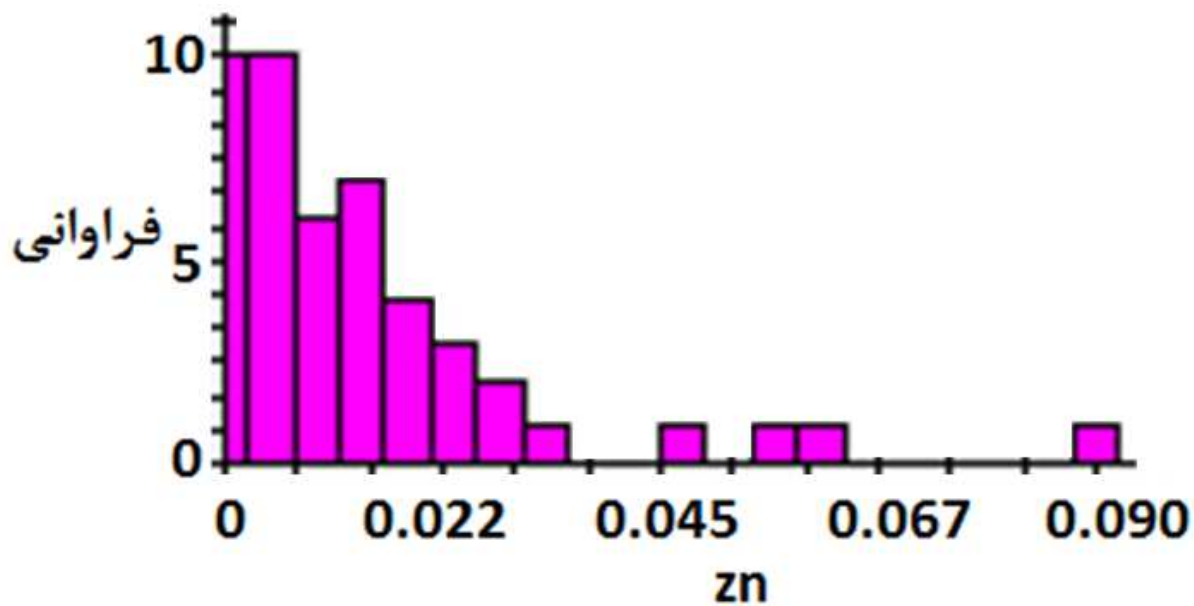
شکل ۴-۱- نمودار توزیع فراوانی کادمیوم



شکل ۴-۲- نمودار توزیع فراوانی مس



شکل ۳-۴- نمودار توزیع فراوانی سرب



شکل ۴-۴- نمودار توزیع فراوانی روی

بررسی وجود داده‌های پرت

داده‌های پرت، بسته به موقعیت مکانی خود، می‌توانند اثرات متوسط تا شدیدی بر مدل‌های تغییرنا داشته باشند. بر این اساس برای داده‌های مربوط به هر خصوصیت اندازه‌گیری شده که دارای داده پرت می‌باشند، این داده‌ها بایستی در برازش مدل تغییرنا از محاسبات خارج گردند. حذف داده‌های پرت با روش‌های چهار برابر انحراف معیار به‌علاوه و منهای میانگین (کاهن و همکاران، ۱۹۹۴) و هیستوگرام صورت گرفت. نتایج نشان داد که در میان داده‌های فلزات سرب، کادمیوم و مس داده‌ی پرتی وجود ندارد اما فلز روی دارای سه داده‌ی پرت است که برای برازش مدل نیم‌تغییرنمای مناسب بر این فلز، این سه داده از میان داده‌ها حذف گردیدند.

برازش و انتخاب مدل نیم‌تغییرنا

از نیم‌تغییرنا به‌منظور نشان دادن درجه گستردگی مکانی متغیرهای آب زیرزمینی در نقاط نمونه- برداری و برقراری دامنه وابستگی مکانی آب زیرزمینی، استفاده می‌شود و از طریق اطلاعات حاصل از نیم‌تغییرناها، عامل‌های وزن‌دهی برای درون‌یابی مکانی در روش کریجینگ و وزن دادن عکس فاصله به‌دست می‌آیند (ایزاک و سریواستاوا، ۱۹۸۹).

به اعتراف تقریباً تمامی محققینی که در این رشته فعالیت می‌کنند، انطباق یک مدل مناسب بر نیم-تغییرنمای تجربی از مشکل‌ترین و پیچیده‌ترین مباحث متغیرهای ناحیه‌ای است (دواتگر، ۱۳۷۶) چرا که تخمین کریجینگ و وزن دادن معکوس فاصله برای نقاط نمونه‌برداری نشده، به درستی مدل برازش داده شده بستگی دارد و ممکن است تغییرنمای تجربی حاصل با آستانه منطقی بر هیچ‌کدام از مدل‌ها قابل انطباق نباشد (اصولی، ۱۳۷۹). از عوامل موثر در برازش ضعیف مدل‌های نیم‌تغییرنا بر داده‌های تجربی

آن می‌توان به نادیده گرفتن واریانس قطعه‌ای اشاره نمود. گاهی نیز ممکن است بهترین برازش با استفاده از دو یا سه مدل ساده به دست آید (مدنی، ۱۳۶۹). با توجه به نکات ذکر شده، دو شیوه برای برازش مدل به تغییرنا وجود دارد:

۱- استفاده از شکل ظاهری تغییرنا و تلاش (همراه سعی و خطا) برای برازش مدل تغییرنا به-

کمک چشم و به مدد تجربه

۲- استفاده از آماره‌های ارزیابی برازش منحنی (مانند روش حداقل مربعات باقیمانده)

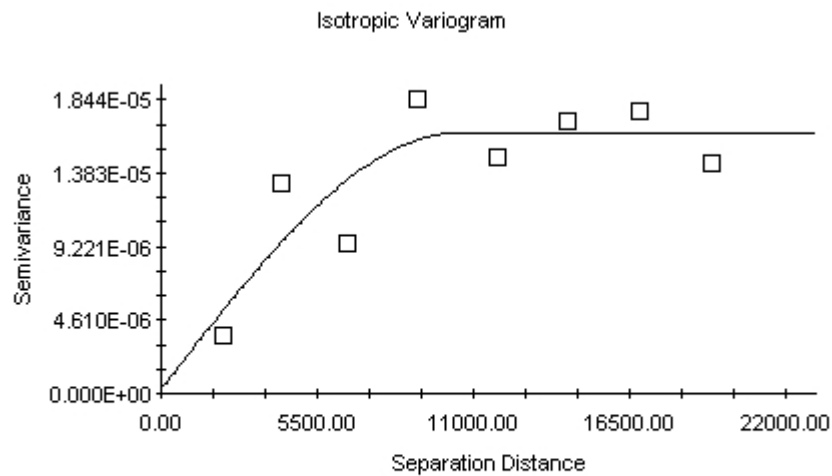
برازش خودکار و عددی مدل نیم‌تغییرنا از طریق به‌کارگیری بسته‌های نرم‌افزاری، همانند استفاده از جعبه سیاهی است که تحلیل‌گر کنترلی بر فرآیند برازش مدل ندارد و قادر به استفاده از تجارب و اطلاعات خود در فرآیند مدل‌سازی نیست. از سوی دیگر، به‌کارگیری الگوریتم‌های آماری معین و مشخص در برازش منحنی، خطر اریب بودن و قضاوت‌های نادرست شخصی در برازش نیم‌تغییرنا را به حداقل می‌رساند. به‌طور کلی، برازش نیم‌تغییرنا به دلایلی مانند ثابت نبودن دقت هر کدام از نقاط نیم‌تغییرنا، نوسانات نقطه به نقطه نیم‌تغییرنا و غیرخطی بودن غالب مدل‌ها در یک یا بیش از یک پارامتر، بسیار دشوار است. به نظر می‌رسد که به‌کارگیری شیوه‌ای ترکیبی شامل دو روش فوق، برای برازش نیم‌تغییرناها مناسب‌تر باشد (دوانگر، ۱۳۷۶). در این تحقیق به منظور انتخاب بهترین مدل جهت برازش بر نیم‌تغییرنا از پارامترهای مجموع مربعات باقیمانده (RSS) و ضریب تبیین (R^2) (کمترین مجموع مربعات باقیمانده و بیشترین ضریب تبیین) و همچنین شکل ظاهری نیم‌تغییرنا استفاده شد. ضریب تبیین، توانایی مدل نیم‌تغییرنا را در تبیین ساختار مکانی متغیرهای آب زیرزمینی نشان می‌دهد (ژنگ و همکاران، ۲۰۰۸). بهترین مدل‌های برازش داده شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی برای فلزات سرب، مس و کادمیوم مدل کروی و برای فلز روی، مدل نمایی می‌باشند (جدول ۴-۷ و شکل‌های ۴-۵

تا ۴-۸). زارع خوش اقبالی و همکاران (۱۳۹۰) در پهنه‌بندی آلودگی فلزات سنگین رسوبات تالاب انزلی در استان گیلان به کمک زمین‌آمار به این نتیجه رسیدند که بهترین مدل برازش داده شده برای فلزات مس، سرب و آرسنیک، مدل نمایی و برای کادمیوم، روی و نیکل مدل مدور می باشد. نظری زاده و همکاران (۱۳۸۵) نیز در بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب‌زیرزمینی در دشت بالارود نشان دادند که مدل کروی بهترین مدل جهت برازش بر نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرهای شوری، کلر و سولفات می‌باشد. نتایج این تحقیقات در مورد بهترین مدل‌های برازش داده شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی، با یافته‌های این پژوهش مطابقت دارند. البته صفری (۱۳۸۱) در بررسی شبکه‌ی پایش آب‌زیرزمینی با استفاده از روش‌های زمین‌آماری در دشت چمچمال در غرب ایران به این نتیجه رسید که مناسب‌ترین روش زمین‌آماری، به متغیر و عوامل منطقه‌ای تاثیرگذار بر آن بستگی دارد و نمی‌توان روش منتخب در یک منطقه را به سایر مناطق تعمیم داد.

مدل‌های نیم‌تغییرنما تحت تاثیر برآیند فرآیندهای اثرگذار بر رفتار متغیرها قرار دارند. اگر فقط یک فرآیند یا یک عامل بر تغییرات متغیر مؤثر باشد، در این صورت نیم‌تغییرنما تا آستانه به صورت خطی افزایش می‌یابد و بعد از آن صاف می‌شود (مانند مدل کروی). در این تحقیق، فلزات سرب، مس و کادمیوم دارای مدل کروی می‌باشند که نشان‌دهنده آن است که تنها یک عامل بر تغییرات مکانی این متغیرها تاثیرگذار است. از آنجائی که با کم شدن عوامل تاثیرگذار بر رفتار یک متغیر، CV کاهش می‌یابد، برای هر چهار فلز سرب، کادمیوم، روی و مس، بالا بودن ضریب تغییرات را می‌توان به غیریکنواخت و شدید بودن تغییرات نسبت داد.

۳-۴- نتایج برازش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز کادمیوم

مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	شعاع تأثیر (متر)	ضریب تبیین	مجموع مربعات خطا
کروی	2×10^{-7}	$1/64 \times 10^{-5}$	۱۰۴۶۰	۰/۷۳	$4/6 \times 10^{-11}$
نمایی	1×10^{-6}	$7/23 \times 10^{-4}$	۱۵۴۸۰	۰/۶۴	$1/42 \times 10^{-7}$
خطی	$2/93 \times 10^{-4}$	$7/77 \times 10^{-4}$	۱۹۳۸۵	0/43	$9/36 \times 10^{-7}$
گوسی	$7/8 \times 10^{-5}$	$6/74 \times 10^{-4}$	۸۷۸۱	۰/۶۴	$1/35 \times 10^{-7}$

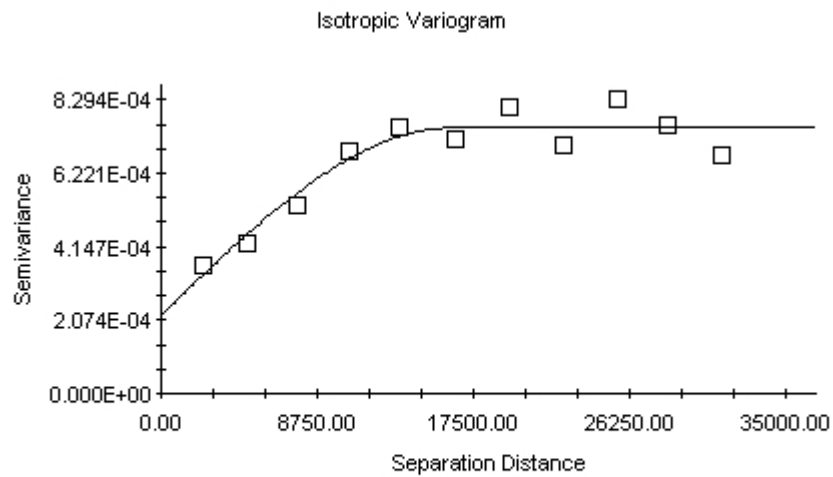


Spherical model ($C_0 = 0.0000002$; $C_0 + C = 0.0000164$; $A_0 = 10460.00$; $r^2 = 0.730$;
RSS = 4.632E-11)

شکل ۴-۵- بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش داده شده بر فلز کادمیوم

۴-۴- نتایج برازش مدل‌های مختلف بر سمی‌واریوگرام فلز سرب

مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	شعاع تأثیر (متر)	ضریب تیین	مجموع مربعات خطا
کروی	$2/2 \times 10^{-4}$	$7/5 \times 10^{-4}$	۱۶۲۵۰	۰/۹۰	$2/26 \times 10^{-8}$
نمایی	$1/02 \times 10^{-4}$	$7/02 \times 10^{-4}$	۶۲۱۰	۰/۸۸	$2/41 \times 10^{-8}$
خطی	$4/13 \times 10^{-4}$	$7/61 \times 10^{-4}$	۳۱۴۰۸	۰/۵۸	$5/71 \times 10^{-7}$
گوسی	$2/80 \times 10^{-4}$	$6/87 \times 10^{-4}$	۸۴۴۰	۰/۹۰	$2/16 \times 10^{-8}$

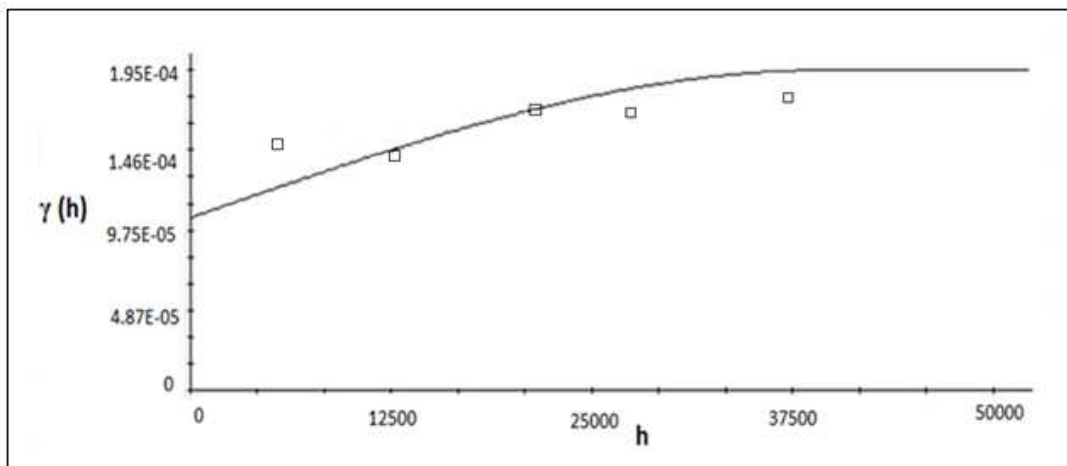


Spherical model ($C_0 = 0.000$; $C_0 + C = 0.001$; $A_0 = 16250.00$; $r_2 = 0.903$;
 RSS = 2.263E-08)

شکل ۴-۶- بهترین مدل نیم‌تغییرنمای برازش داده شده بر سرب

۴-۵- نتایج برازش مدل‌های مختلف بر سمی واریوگرام فلز مس

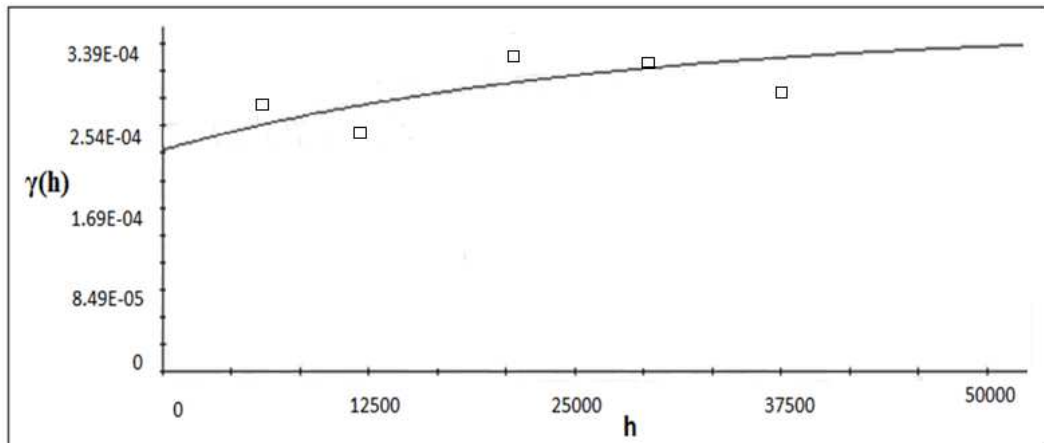
مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	شعاع تاثیر (متر)	ضریب تبیین	مجموع مربعات خطا
کروی	$1/05 \times 10^{-4}$	$1/95 \times 10^{-4}$	۳۹۳۷۵	۰/۷۰	$1/۲۲ \times 10^{-9}$
نمایی	$1/۴۰ \times 10^{-4}$	$۲/۸۱ \times 10^{-4}$	۱۰۷۹۰۰	۰/۷۴	$۲/۵۳ \times 10^{-۱۰}$
خطی	$1/۴۲ \times 10^{-4}$	$1/۸۳ \times 10^{-4}$	۳۸۰۱۱	۰/۷۵	$۳/۷۲ \times 10^{-9}$
گوسی	$1/۵۰ \times 10^{-4}$	$۴/۰۶ \times 10^{-4}$	۹۹۳۰۰	۰/۷۶	$۲/۳۳ \times 10^{-۱۰}$



شکل ۴-۷- بهترین مدل نیم‌تغییرنمای برازش داده شده بر مس

۶- نتایج برازش مدل‌های مختلف بر سمی‌واریوگرام فلز روی

مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	شعاع تاثیر (متر)	ضریب تبیین	مجموع مربعات خطا
کروی	$2/62 \times 10^{-4}$	$5/26 \times 10^{-4}$	۲۱۱۰۰۰	۰/۲۵	$2/94 \times 10^{-9}$
نمایی	$2/3 \times 10^{-4}$	$3/56 \times 10^{-4}$	۲۶۲۵۰	۰/۳۳	$3/21 \times 10^{-9}$
خطی	$2/77 \times 10^{-4}$	$3/22 \times 10^{-4}$	۳۷۶۵۷	۰/۲۵	$2/69 \times 10^{-9}$
گوسی	$2/89 \times 10^{-4}$	$5/79 \times 10^{-4}$	۱۱۰۴۰۰	۰/۱۶	$3/02 \times 10^{-9}$



شکل ۴-۸- بهترین مدل نیم‌تغییرنمای برازش داده شده بر روی

تفسیر مؤلفه‌های نیم‌تغییرنماهای برازش داده شده بر ویژگی‌های آب زیرزمینی

هر نیم‌تغییرنما می‌تواند حداقل سه مولفه‌ی مهم اثر قطعه‌ای، آستانه و دامنه تاثیر را نشان دهد. در بسیاری از خصوصیات مطالعه شده که از مدل‌های کروی و نمایی پیروی می‌نمایند، با افزایش فاصله، نیم‌واریانس افزایش یافته و در یک فاصله به نام دامنه تاثیر به حداکثر مقدار خود رسیده و ثابت می‌شود. به این مقدار حداکثر، آستانه می‌گویند، که با مقدار حداکثر واریانس جامعه مورد بررسی برابر است (جهانگرد محمدی، ۱۳۸۵). دامنه تاثیر نشان از وسعت منطقه‌ای است که در آن می‌توان از روش‌های زمین‌آماری برای تخمین استفاده کرد، زیرا فقط در این محدوده صفات دارای پیوستگی مکانی هستند و در فواصل بیش از این، تخمین‌گرهای زمین‌آماری کارایی ندارند. در روش‌های تخمین کریجینگ و وزن دادن معکوس فاصله از این دامنه تاثیر برای تعیین شعاع همسایگی استفاده می‌شود. البته در بسیاری از منابع، ۷۰ درصد دامنه تاثیر را برای شعاع همسایگی استفاده می‌کنند (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

در این مطالعه، بیشترین و کمترین دامنه تاثیر به ترتیب برای مس (در حدود ۳۹ کیلومتر) و کادمیوم (در حدود ۱۰ کیلومتر) مشاهده شد بدین معنا که دامنه‌ی وابستگی مکانی فلز مس ۳۹ کیلومتر و از سایر فلزات مورد مطالعه بیشتر و دامنه‌ی وابستگی مکانی فلز کادمیوم ۱۰ کیلومتر و از سایر فلزات مورد مطالعه در محدوده‌ی مورد مطالعه کمتر است. دامنه تاثیر برای فلز سرب در حدود ۱۶ کیلومتر و برای فلز روی در حدود ۲۶ کیلومتر گزارش شده است.

جدول ۴-۷- نتایج برآزش بهترین مدل‌ها بر سمی‌واریوگرام هر یک از فلزات مورد مطالعه

فلز سنگین	مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	واریانس قطعه‌ای به آستانه (%)	شعاع تاثیر (متر)	ضریب تبیین	مجموع مربعات خطا
کادمیوم کروی	0.02×10^{-5}	$1/6 \times 10^{-5}$	۱/۲۵	۱۰۴۰۰	۰/۷۳	$4/45 \times 10^{-11}$	
سرب کروی	$1/7 \times 10^{-4}$	$6/14 \times 10^{-4}$	۲۴	۱۶۳۴۰	۰/۹۱	$1/8 \times 10^{-8}$	
مس کروی	$1/05 \times 10^{-4}$	$1/95 \times 10^{-4}$	۵۳/۸	۳۹۳۷۵	۰/۷۰	$1/22 \times 10^{-9}$	
روی نمایی	$2/3 \times 10^{-4}$	$3/56 \times 10^{-4}$	۶۴/۶	۲۶۲۵۰	۰/۳۳	$3/21 \times 10^{-9}$	

تغییرنا در شرایط ایده‌آل در تغییرنمای تجربی هنگامی که فواصل جداکننده نمونه‌ها صفر باشد، از مبدا می‌گذرد. هرچند اغلب ویژگی‌های آب زیرزمینی چنین حالتی را نشان نمی‌دهند و در فاصله‌ای که h به سمت صفر میل می‌کند، مقدار نیم‌تغییرنا صفر نمی‌شود. این واریانس غیر صفر را واریانس قطعه‌ای گویند که دلیل آن می‌تواند خطای اندازه‌گیری و تغییرات کم در متغیر مورد نظر باشد که قابل حذف کردن در مقیاس نمونه‌برداری نباشند (مدنی، ۱۳۶۹). برای پی بردن به قدرت ساختار (وابستگی) مکانی هر متغیر، می‌توان از نسبت واریانس قطعه‌ای به حد آستانه $100 * (C_0/C + C_0)$ استفاده کرد. اگر مقدار این نسبت کمتر از ۲۵ درصد باشد، متغیر دارای وابستگی مکانی قوی، اگر بین ۲۵ تا ۷۵ درصد باشد، وابستگی مکانی متوسط و اگر این نسبت بیش از ۷۵ درصد باشد، وابستگی مکانی ضعیف می‌باشد.

تغییرپذیری ویژگی‌های آب زیرزمینی ممکن است تحت تاثیر فاکتورهای داخلی (مانند ویژگی‌های طبیعی سفره‌ی آب زیرزمینی یا مواد مادری خاک منطقه) و فاکتورهای خارجی مانند (کاربرد پساب‌های صنعتی، کودهای شیمیایی و دیگر عوامل مدیریتی) باشد. سان و همکاران (۲۰۰۳) به این نتیجه رسیدند که وابستگی‌های مکانی قوی غالباً در اثر فرآیندهای داخلی (ذاتی) و وابستگی‌های مکانی ضعیف در اثر فرآیندهای خارجی (مدیریتی) حاصل می‌شوند.

نسبت اثر قطعه‌ای به سقف نیم‌تغییرنا که به عنوان معیاری برای نشان دادن وابستگی مکانی به کار می‌رود، نشان دهنده این مطلب است که فلزات سنگین مس و روی در چاه‌های آب محدودی گیلان مرکزی دارای وابستگی مکانی متوسط بوده (جدول ۳-۷) و این امر حاکی از آن است که تغییرات این فلزات تحت تاثیر هر دو فرآیند ذاتی (ویژگی‌های طبیعی سفره‌ی آب زیرزمینی، ساختار زمین‌شناختی منطقه، مواد مادری خاک منطقه و ...) و عوامل خارجی (کاربرد پساب‌های صنعتی، کودهای شیمیایی و دیگر عوامل مدیریتی و ...) است. همچنین این نسبت نشان می‌دهد که فلزات سرب و کادمیوم دارای وابستگی مکانی قوی بوده و این امر حاکی از آن است که تغییرات این فلزات تحت تاثیر فرآیند ذاتی می‌باشد. لازم به ذکر است که نتایج پژوهش‌های محققان نشان داده است که دخالت‌های انسان در طبیعت می‌تواند منجر به افزایش وابستگی مکانی در یک فاصله‌ی زمانی کوتاه گردد. به طور مثال جیاچون و همکاران (۲۰۰۶) دخالت‌های انسان در طبیعت در قالب کاربرد پساب‌های صنعتی و شهری و استفاده از کودهای شیمیایی را عامل افزایش وابستگی مکانی در یک دوره‌ی زمانی کوتاه معرفی کردند. بر این اساس می‌توان گفت وابستگی مکانی قوی فلزات سرب و کادمیوم در طول دوره‌ی زمانی مورد مطالعه نیز می‌تواند ناشی از دخالت‌های انسان در طبیعت مانند استفاده بی‌رویه از کود در استان گیلان،

ورود انواع پساب‌های شهری، صنعتی و کشاورزی به رودخانه‌ی زرچوب و سایر رودخانه‌ها در محدوده‌ی مورد مطالعه و سایر عوامل مدیریتی باشد.

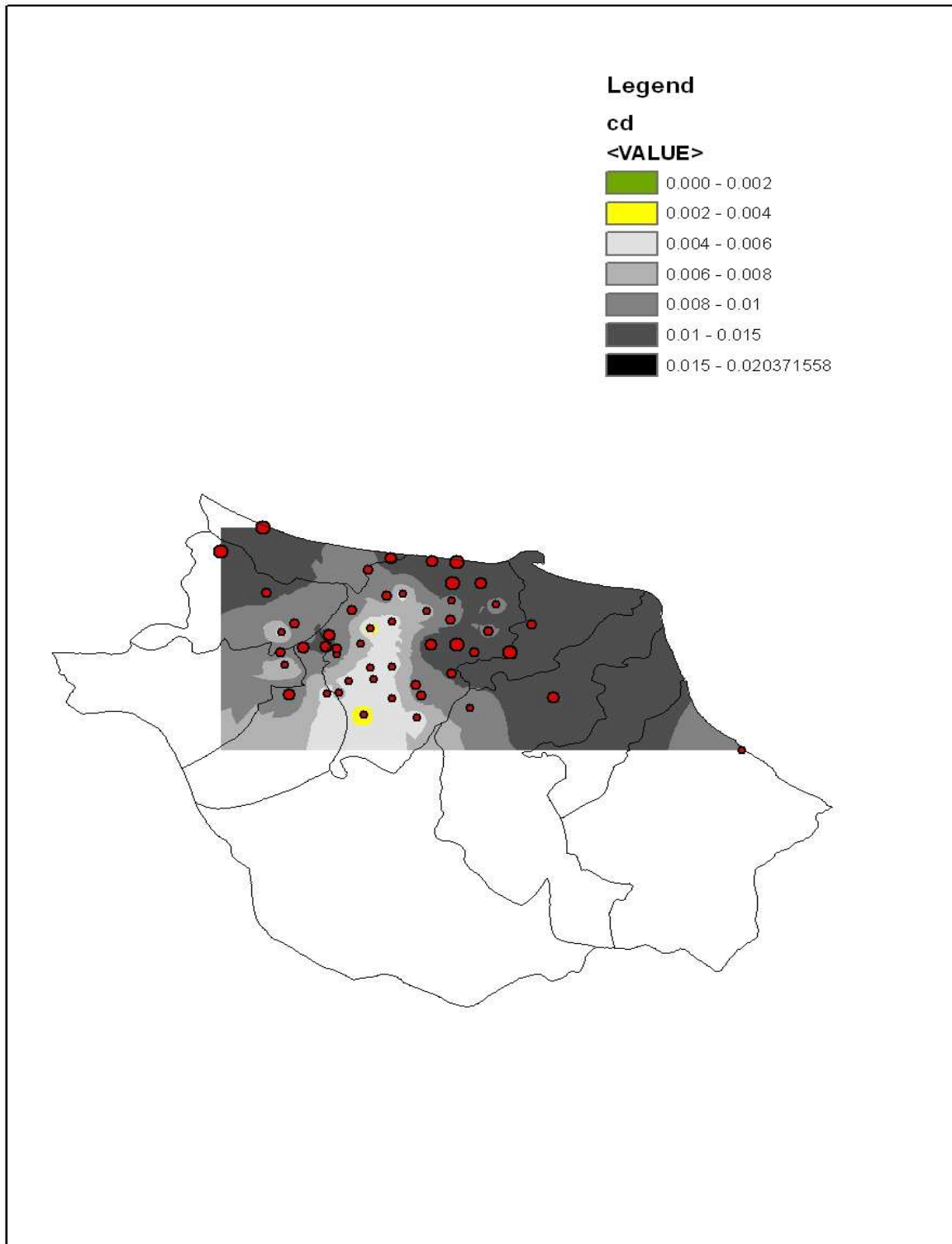
بررسی توزیع فلزات سنگین مورد مطالعه با استفاده از نقشه‌های توزیع مکانی

شکل (۴-۱۰) نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت فلز کادمیوم را در چاه‌های آب محدوده‌ی مورد مطالعه نشان می‌دهد که در آن تخمین نقاط نمونه‌برداری نشده و تعمیم نتایج به کل منطقه‌ی مورد مطالعه، با استفاده از روش وزن دادن معکوس فاصله صورت پذیرفت. با توجه به نقشه پهنه‌بندی شکل (۴-۹) و جدول (۴-۱)، غلظت کادمیوم در بسیاری از بخش‌های منطقه‌ی مورد مطالعه، بالاتر از حداکثر مجاز جهت آشامیدن و آبیاری است.

گزارش‌های سالیانه‌ی تهیه و تدارک کودهای شیمیایی در استان گیلان نشان می‌دهند که میزان مصرف کود فسفره در این استان در حدود ۶۲۰۰۰ تن در سال است (آمار سالیانه جهاد کشاورزی، ۱۳۸۹). کودهای فسفردار از مهمترین منابع آلودگی خاک‌های زراعی به کادمیوم می‌باشند زیرا سنگ فسفاتی که برای ساخت کود استفاده می‌شود دارای کادمیوم زیادی (۹۸۰-۱۰ میلی گرم بر کیلوگرم) است.

تحقیقات نشان می‌دهند که مهاجرت فلزات از خاک می‌تواند یکی از دلایل آلودگی آب‌های زیرزمینی باشد. آزمایشاتی که توسط ریچاردز و همکاران (۱۹۹۸) انجام شد، نشان داد که پتانسیل حرکت فلزات به سمت اعماق خاک و خطر آلودگی آب‌های زیرزمینی وجود دارد (ریچاردز و همکاران، ۱۹۹۸ و شواب و همکاران، ۲۰۰۲). با توجه به اینکه استان گیلان یکی از مهمترین قطب‌های

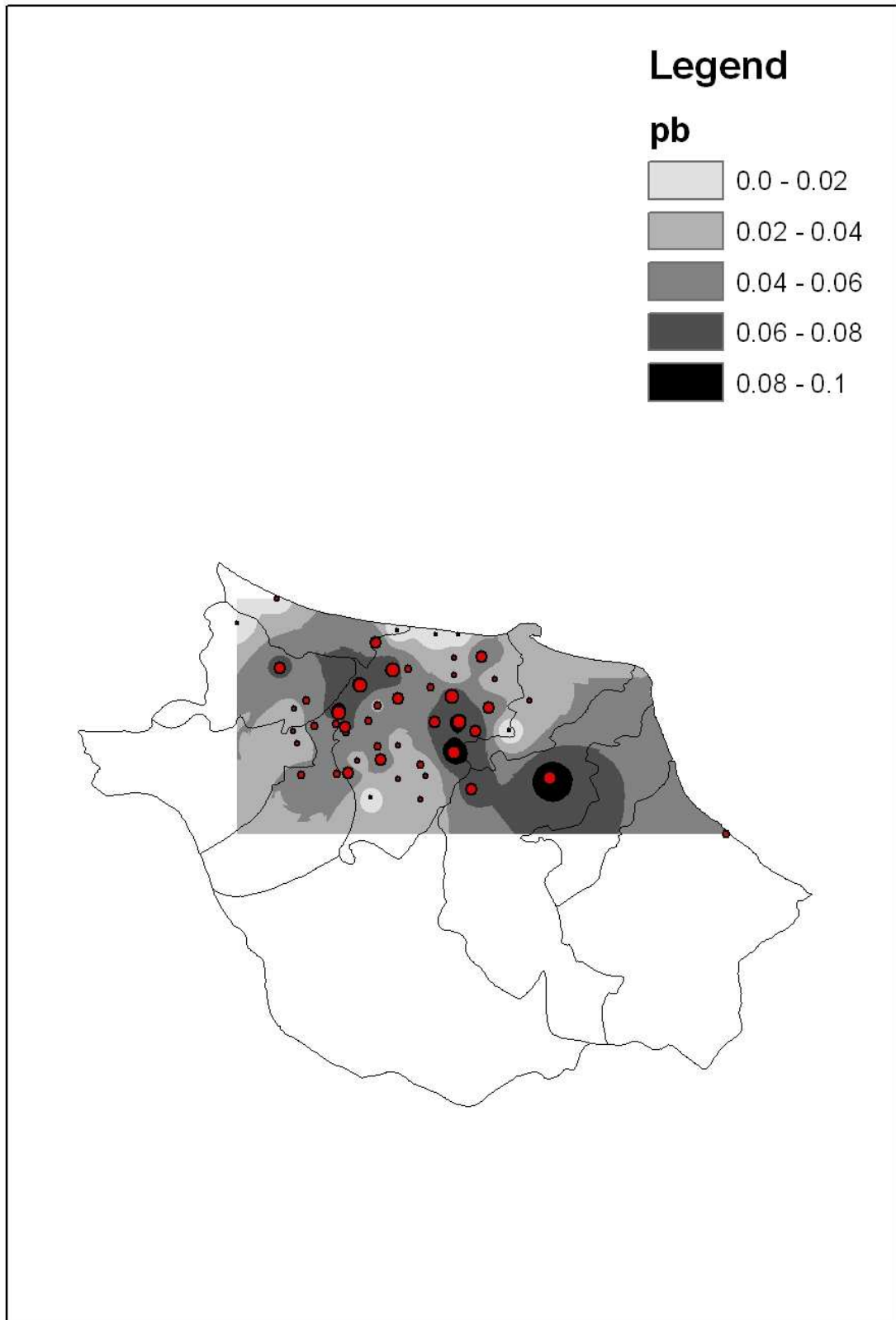
کشاورزی کشور محسوب می‌شود و مصرف کود در بهبود محصولات کشاورزی نقش مهمی ایفا می‌کند، می‌توان گفت مصرف بی‌رویه کود منجر به آلوده شدن خاک استان گیلان به کادمیوم گردیده است. بنابراین حرکت کادمیوم به اعماق خاک، منجر به ورود این فلز سمی به آب‌های زیرزمینی محدوده‌ی مورد مطالعه و آلودگی این آب‌ها گردیده است. غلظت فلز کادمیوم در کل منطقه‌ی مورد مطالعه به جز محدوده‌ی گلزار رشت، بالاتر از حد مطلوب آشامیدن می‌باشد. میزان حداکثر مجاز غلظت کادمیوم در آب‌های آشامیدنی ۰/۰۱ می‌باشد و کلیه‌ی نواحی که در شکل (۴-۹) با رنگ‌های تیره مشخص گردیده‌اند، مناطقی را نشان می‌دهند که آب‌های زیرزمینی آن‌ها از نظر کادمیوم برای مصرف آشامیدن، آلوده می‌باشند (محدوده‌ی چاه‌های سیاه‌اسطلخ، سنگر، نوده، کدوسرا، آتشگاه، شفت، گوراب لیشاوندان، جعفرآباد، ماتک، پسیخان، کوچصفهان، پس‌ویشه، چوکام، گاوکده، آهندان، چپربرد، حسن‌رود، ابراهیم‌سرا، طالش‌محله، گلوگاه و بهمیر). میزان حداکثر مجاز غلظت کادمیوم جهت مصارف کشاورزی ۰/۰۰۵ می‌باشد و این میزان حداکثر در شکل (۴-۹) با رنگ تیره مشخص گردیده است، بنابراین کلیه‌ی نواحی که در شکل با رنگ‌های تیره مشخص گردیده‌اند، مناطقی را نشان می‌دهند که آب‌های زیرزمینی آن‌ها از نظر کادمیوم برای مصارف کشاورزی، آلوده می‌باشند که کل منطقه‌ی مورد مطالعه به جز محدوده‌ی اطراف چاه‌های عزیزکیان، رودپیش، مردخه-بزرگ، لاکان، شهر صنعتی، گلزار، فرودگاه رشت، سیمکو، لاکانشهر، جیرده، فلکده و شاقاجی را شامل می‌شود.



شکل ۴-۹ - نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت کادمیوم در چاه آب گیلان مرکزی با روش IDW

شکل (۴-۱۰) نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت فلز سرب را در چاه‌های آب محدوده‌ی گیلان مرکزی نشان می‌دهد که در آن با استفاده از روش عکس فاصله به تخمین نقاط نمونه‌برداری نشده و تعمیم نتایج به کل منطقه‌ی مورد مطالعه اقدام گردید. با توجه به نقشه پهنه‌بندی شکل (۴-۱۰) و جدول (۴-۱)، غلظت سرب در کل منطقه‌ی مورد مطالعه به‌جز محدوده‌ی اطراف چاه‌های چپربرد، حسن‌رود و ابراهیم‌سرا بالاتر از حد مطلوب آشامیدن بوده و در چاه‌های اطراف شهر رشت در حدود ۰/۰۵ می‌باشد که بالاتر از حداکثر مجاز جهت آشامیدن و آبیاری است. حداکثر مجاز غلظت سرب در آب‌های آشامیدنی ۰/۰۵ می‌باشد و کلیه‌ی نواحی که در شکل (۴-۱۰) با رنگ‌های تیره مشخص گردیده‌اند دارای آب‌های زیرزمینی آلوده به فلز سرب از جهت آشامیدن می‌باشند (محدوده‌ی چاه‌های آقاسیدشریف، فرودگاه رشت، لاکان‌شهر، نوده، دهنه‌شیجان، جوپشت، رودبارکی، خشت‌مسجد، کدوسرا، پیربازار، آتشگاه، جعفرآباد، کوچصفهان، پس‌ویشه، چوکام، پاشاکی، گاوکده و آهن‌دان). حداکثر مجاز غلظت سرب در آب‌هایی که برای مصارف آبیاری مورد استفاده قرار می‌گیرند ۰/۰۱ می‌باشد و کل منطقه‌ی مورد مطالعه به‌جز محدوده‌ی اطراف چاه‌های عزیزکیان، چپربرد، حسن‌رود، ابراهیم‌سرا، طالش‌محلله و بهمبر دارای آب‌های زیرزمینی آلوده به فلز سرب از جهت مصارف آبیاری مزارع کشاورزی می‌باشند. دامنه تغییرات غلظت فلز سرب در نقشه‌ی پهنه‌بندی شکل (۴-۱۰) به‌طور واضح حاکی از آن است که در محدوده‌ی نزدیک به هر چاه غلظت فلز سرب نسبت به فواصل دورتر از چاه بیشتر است.

بالا بودن مواد آلی در منطقه و تشکیل کمپلکس مواد آلی با فلزات سنگین و بالا رفتن تحرک فلزات سنگین و در نتیجه ورود این فلزات به آب‌های زیرزمینی نیز می‌تواند از عوامل تاثیرگذار بر این آلودگی باشد.

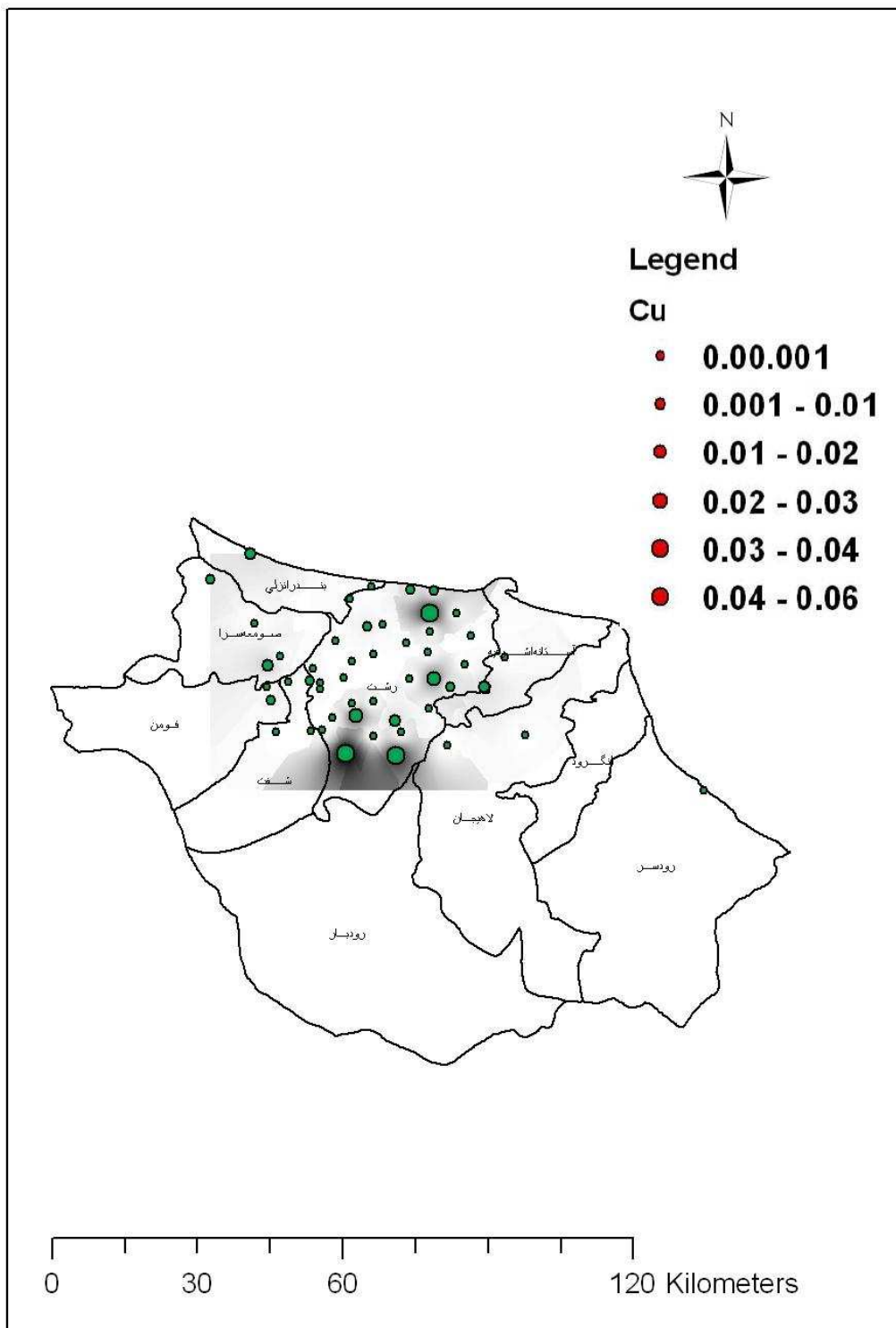


شکل ۴-۱۰- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت سرب در چاه‌های آب محدوددهی گیلان مرکزی با روش IDW

با توجه به نقشه‌های پهنه‌بندی غلظت فلزات سرب و کادمیوم در محدوده‌ی گیلان مرکزی، مناطق کدوسرا، آتشگاه، جعفرآباد، کوچصفهان، پس‌ویشه، چوکام، گاوکده و آهندان آلوده‌ترین بخش‌های منطقه‌ی مورد مطالعه می‌باشند، چرا که آب زیرزمینی این بخش‌ها به هر دو فلز سمی سرب و کادمیوم آلوده است و این آلودگی کلیه‌ی مصارف اعم از آشامیدن و آبیاری را شامل می‌شود. در بیشتر مناطقی که غلظت سرب و کادمیوم کمتر از حداکثر مجاز است، این مقادیر بالاتر از حد مطلوب ارائه شده می‌باشند که این بدان معناست که در این مناطق آغشتگی وجود دارد. با توجه به مخاطرات ناشی از سرب و کادمیوم بر سلامتی مصرف‌کنندگان و با توجه به اینکه استان گیلان روی کمربند سرطان قرار دارد، توصیه می‌گردد به‌منظور جلوگیری از تبدیل مناطق آغشته به مناطق آلوده، اقدامات پیشگیرانه صورت پذیرد.

با توجه به شکل‌های (۴-۱۱) و (۴-۱۲) و جدول (۴-۱) به‌طور واضح مشخص است که آب‌های محدوده‌ی گیلان مرکزی از جهت روی و مس هیچ نوع آلودگی از نظر آشامیدن و مصارف آبیاری مزارع کشاورزی ندارند که دلیل این امر را می‌توان به ساختار زمین‌شناسی منطقه و تهی بودن خاک‌های منطقه مورد مطالعه از فلزات روی و مس به علت بارندگی‌های زیاد منطقه و آبشویی این فلزات به اعماق زیادتر نسبت داد.

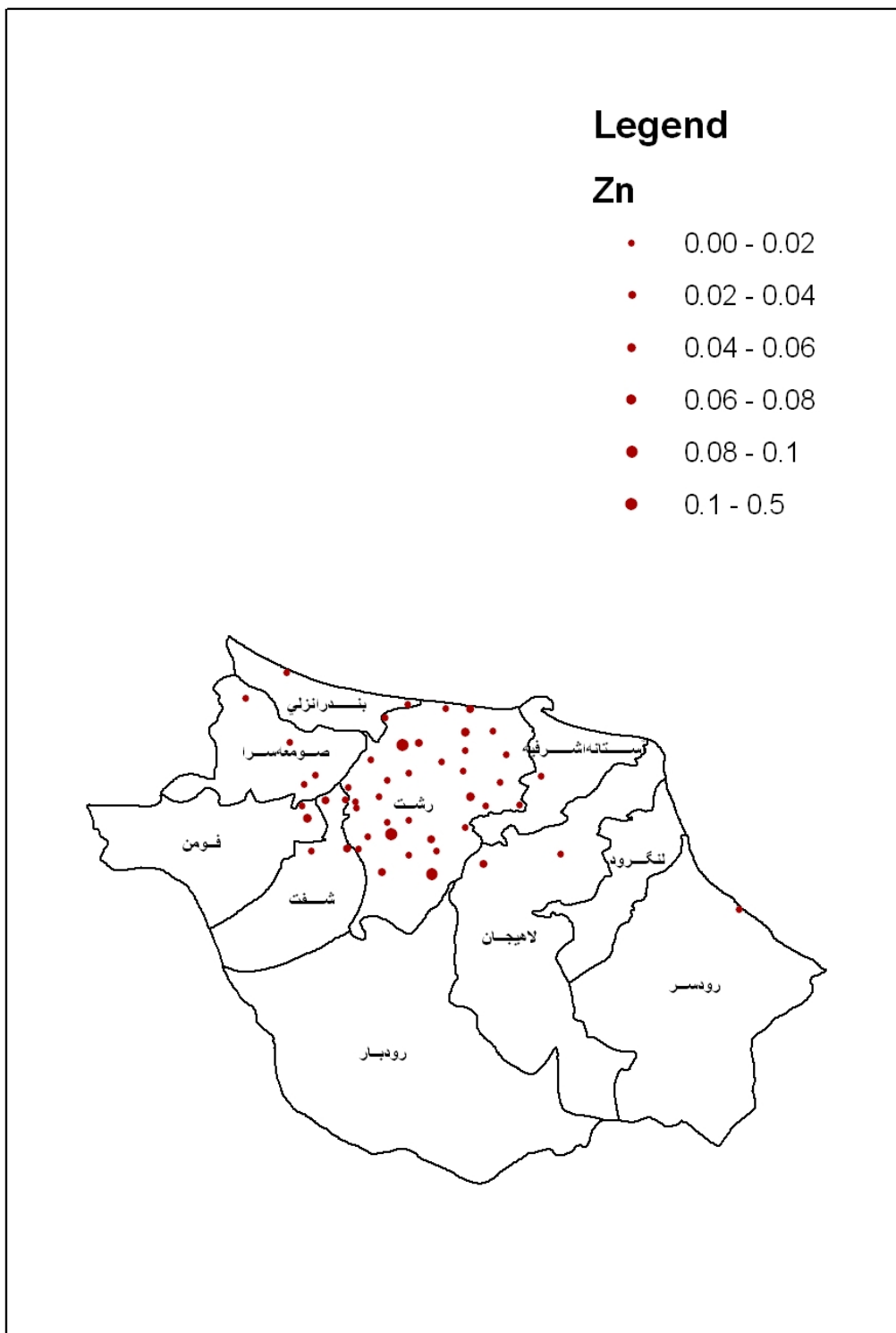
آنچه از نقشه‌ی پهنه‌بندی فلز مس برمی‌آید این است که در محدوده‌ی سه ایستگاه عزیزکیان، شاقاجی و سیاه اسطلخ غلظت این فلز از سایر بخش‌های محدوده‌ی مورد مطالعه بیشتر است و دامنه تغییرات غلظت فلز مس در شکل نشان می‌دهد که مطابق آنچه انتظار می‌رود هرچه از این ایستگاه‌ها دورتر می‌شویم از غلظت فلز مس کاسته می‌شود.



شکل ۴-۱۱- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت مس در چاه‌های آب محدودهی گیلان مرکزی با روش IDW

آنچه در شکل (۴-۱۲) دیده می‌شود این است که در محدوده‌ی سه ایستگاه شاقاجی، سیاه اسطخ و رودپیش غلظت فلز روی از سایر بخش‌های منطقه‌ی مورد مطالعه بیشتر است و همان‌طور که دامنه تغییرات غلظت این فلز در نقشه نشان می‌دهد در محدوده‌ی نزدیک به این سه چاه غلظت فلز روی نسبت به فواصل دورتر بیشتر است.

نکته‌ی جالب توجهی که نقشه‌های پهنه‌بندی فلزات روی و مس نشان می‌دهند این است که در محدوده‌ی ایستگاه‌های سیاه‌اسطخ و شاقاجی غلظت هر دو فلز روی و مس نسبت به مناطق دیگر بالاتر است، بنابراین می‌توان گفت یک منبع تاثیرگذار در نزدیکی هر یک از این ایستگاه‌ها وجود دارد که به طور مشترک غلظت هر دو فلز روی و مس را در حریم این دو چاه تحت تاثیر قرار داده و منجر به بالاتر بودن قابل ملاحظه‌ی غلظت این فلزات نسبت به سایر مناطق تحت بررسی گردیده است.



شکل ۴-۱۲- نقشه‌ی پهنه‌بندی غلظت روی در چاه‌های آب محدوده‌ی گیلان مرکزی با روش IDW

منابع

منابع

- آمار سالیانه‌ی تهیه و تدارک کودهای شیمیایی استان گیلان. ۱۳۸۹. گزارش‌های سالیانه‌ی جهاد کشاورزی استان گیلان.
- افیونی، م. ۱۳۷۹. آلودگی محیط زیست، آب، خاک و هوا. انتشارات ارکان اصفهان. ۳۱۸ صفحه.
- استاندارد کیفیت آب آشامیدنی. نشریه شماره ۳-۱۱۶. دفتر تحقیقات و معیارهای فنی (سازمان برنامه و بودجه). استاندارد مهندسی آب (وزارت نیرو).
- اسماعیلی ساری، ع. ۱۳۸۱. آلاینده‌ها، بهداشت و استاندارد در محیط زیست. انتشارات نقش مهر. ۷۶۹ صفحه.
- امینی، م.، افیونی، م.، خادمی، ح. ۱۳۸۵. مدل‌سازی توازن جرمی عناصر کادمیوم و سرب در زمین‌های زراعی منطقه اصفهان. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. سال دهم. شماره چهارم (الف). صفحات ۷۷ تا ۸۹.
- اوستان، ش. ۱۳۸۳. شیمی خاک، ترجمه، انتشارات دانشگاه تبریز. ۴۱۷ صفحه.
- اصولی، ح. ۱۳۷۹. بررسی تغییرات فضایی ازت، فسفر، پتاسیم، pH، EC و بافت خاک در یک قطعه سطحی شده از اراضی کرکج. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، ۱۰۶ صفحه.
- ایماندل، ک. ۱۳۷۸. بررسی دانه‌بندی مواد آلی و تعیین میزان تجمع فلزات سنگین در رسوبات رودخانه چالوس. مجله علوم و تکنولوژی محیط زیست. پیش شماره بهار. صفحات ۱۳ تا ۱۸.
- بازرگان لاری، ع. ۱۳۸۴. مفاهیم پایه‌ای آمار و احتمال. انتشارات آیتز، ۵۰۰ صفحه.
- بقایی، ا. خادمی، ح. محمدی، ج. ۱۳۸۵. تجزیه و تحلیل زمین‌آماری تغییرات مکانی سرب و نیکل قابل جذب در اطراف دو قطب صنعتی منطقه اصفهان. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد چهارم، شماره دوم.
- بهمینار، محمد علی. ۱۳۸۲. ارزیابی وضعیت عناصر سنگین آب در رودخانه تجن مازندران و تغییرات آن در آب‌بند‌های ذخیره‌ای. هفتمین کنگره علوم خاک ایران دانشگاه گیلان.
- بی‌نام. سالنامه آماری استان گیلان. ۱۳۸۶. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه ریزی.

بینای مطلق، پ. ۱۳۵۹. بررسی آلودگی رودخانه زرچوب شهرستان رشت به فلزات سنگین و تعیین منابع آلودگی آن. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده بهداشت دانشگاه تهران.

پایگاه الکترونیکی خدمات پزشکی ایران، ۱۳۹۱. <http://www.iranems.com>

پناهپور، ا. افیونی، م. همایی، م. هودجی، م. ۱۳۸۷. حرکت کادمیوم، کروم و کبالت در خاک تیمار شده با لجن و نمک این فلزات و جذب آن توسط سبزیجات در منطقه شرق اصفهان. مجله آب و فاضلاب. سال نوزدهم، شماره ۶۷، پاییز ۱۳۸۷، صفحه ۹ تا ۱۷.

تبیان، ۱۳۹۱. مس و تاثیرات آن بر روی انسان. <http://www.tebyan-ardebil.ir/description.aspx?id=4195>

جعفری گل، ف.، برکتین، س.، یارقلی، ب. ۱۳۸۹. تحلیل رسوبات در سطح حوضه آبریز سفیدرود. اولین همایش ملی مدیریت منابع آب اراضی ساحلی. دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری. ۱۷ تا ۱۸ آذر ۱۳۸۹.

چرم، مصطفی. ۱۳۸۰. عناصر آلاینده در رسوبات رودخانه کارون. مجموعه مقالات هفتمین کنگره علوم خاک ایران. دانشکده کشاورزی دانشگاه شهرکرد. ۳۴۹-۳۵۱.

حاجی هاشمی جزی، م. آتشگاهی، م. حمیدیان. ا. برآورد مکانی مولفه‌های کیفی آب‌های زیرزمینی با استفاده از روش - های زمین آمار (مطالعه موردی دشت گلپایگان). نشریه محیط زیست طبیعی، مجله منابع طبیعی ایران، دوره ۶۳، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۹، ۳۵۷-۳۴۷.

حسنی پاک، ع. ۱۳۷۷. زمین آمار (ژئواستاتستیک). انتشارات دانشگاه تهران، ۳۱۴ صفحه.

حیدریان دانا، ن. ۱۳۸۶. ارزیابی آلودگی شیمیایی آب‌های زیرزمینی و آب‌های سطحی مناطق پایین دست محل قدیمی دفن زباله شهرستان ساری (سمسکنده). دهمین همایش ملی بهداشت محیط همدان.

خدایاری، ا. ۱۳۷۱. اصول زمین آماری. چاپ اول، جهاد دانشگاهی دانشکده فنی دانشگاه تهران، ۲۰۹ صفحه.

خرمی زاده، ف. ۱۳۸۸. بررسی پراکنش برخی عناصر کم مصرف در محدوده گیلان مرکزی و تعیین ارتباط آن با برخی ویژگی های خاک با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی. پایان نامه کارشناسی ارشد گروه خاک شناسی. دانشگاه گیلان.

- دواتگر، ن. نیشابوری، م.م. ر. مقدم، م. ۱۳۷۹. تحلیل اطلاعات کسب شده از نقشه متغیرهای خاک با استفاده از مدل‌های نیم‌تغییرنما. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۱، شماره ۳، صفحه ۷۳۵-۷۲۵.
- دواتگر، ن. ۱۳۷۷. بررسی تغییرات فضایی برخی خصوصیات خاک. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، ۱۰۸ صفحه.
- دواتگر، ن. ۱۳۷۶. بررسی امکان وجود تغییرات فضایی در توزیع اندازه ذرات، مواد آلی، جرم مخصوص ظاهری و هدایت
- دیانی، م. محمدی، ج. نادری، م. ۱۳۸۸. تجزیه و تحلیل زمین‌آمارای غلظت سرب، روی و کادمیوم در خاک‌های حومه سپاهان شهر واقع در جنوب اصفهان- نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی) جلد ۲۳، شماره ۴، ۱۳۸۸، ص ۷۶-۶۷.
- رضایی، ع. ۱۳۷۷. مفاهیم آمار و احتمالات. نشر مشهد، ۴۷۶ صفحه.
- رضایی زنگنه، ر. ۱۳۷۷. بررسی حرکت سلنیم در خاک. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.
- زارع خوش اقبالی، مریم. غضبان، فریدون. خسرو تهرانی، خسرو. ۱۳۹۰. استفاده از زمین‌آمار و GIS در پهنه‌بندی آلودگی فلزات سنگین در رسوبات تالاب انزلی. ۴۹-۳۳: (۱۹): ۶.
- زهتابیان غ، محمد عسکری ح. ۱۳۸۶. طرح تحقیقاتی بررسی و تحلیل مکانی خصوصیات کیفی آب‌های زیرزمینی در حوزه‌ی آبخیز گرمسار. دانشگاه تهران.
- سامانی مجلد، س. تائبی، ا. افیونی، م. ۱۳۸۶. آلودگی خاک حاشیه خیابانهای شهری به سرب و کادمیوم. مجله محیط‌شناسی، شماره ۴۳، صفحه: ۱۰-۱.
- سعیدی، م. کرباسی، ع. نبی بیدهندی، غ. مهرداد، ن. ۱۳۸۵. اثر فعالیت‌های انسانی بر تجمع فلزات سنگین در آب رودخانه تجن در استان مازندران- محیط‌شناسی، سال سی و دوم، شماره ۴۰، زمستان ۱۳۸۵، صفحه‌ی ۴۱-۵۰.
- شعبانی، م. ۱۳۸۷. تعیین مناسب‌ترین روش زمین‌آمار در تهیه‌ی نقشه‌ی تغییرات pH و TDS آب‌های زیرزمینی دشت ارسنجان- مجله‌ی مهندسی آب- سال اول- پاییز ۱۳۸۷.

شیرین فکر ذوالپیرانی، ا. ۱۳۷۷. بررسی غلظت فلزات سنگین در رودخانه های گوهررود و زرجوب و تجمع آنها در خاک و گیاه برنج شالیزارهای تحت آبیاری. پایان نامه کارشناسی ارشد. واحد علوم و تحقیقات تهران.

شهدادی، س.، مسلم پور، م. ۱۳۹۰. مطالعه آلودگی رسوبات جنوب شرق تهران به عناصر سمی با استفاده از روش تحلیل مولفه های اصلی و تعیین شاخص آلودگی. محیط شناسی، سال سی و هفتم، شماره ۶، صفحه- ۱۴۸-۱۳۷.

صفری، م. ۱۳۸۱. تعیین شبکه پایش آب های زیرزمینی با استفاده از روش های زمین آماری. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس. دانشکده کشاورزی.

عباس نژاد، م. ۱۳۸۷. آلودگی به سرب و اثر آن بر اندیس های خونی در حوالی معدن فیض آباد راور. محیط شناسی، سال سی و چهارم، شماره ۴۵. صفحه ۴۴-۳۹.

عرفان منش، م. افیونی، م. ۱۳۸۸. آلودگی محیط زیست، آب، خاک و هوا. انتشارات صنعتی اصفهان. کریجینگ. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۲، شماره ۴، صفحه ۶۳-۴۹.

علیزاده کتک لاهیجانی، ح.، کامرانپوری، ع.، امینی، ع. ۱۳۸۴. آلودگی فلزات سنگین در رسوبات دلتای سفیدرود. مجله علوم دریایی ایران. دوره ۴، شماره ۳ و ۴، صفحه ۴۳-۵۲.

کریم پور، م. شریعت، م. ۱۳۷۹. بررسی مقدار فلزات سنگین در شبکه آب آشامیدنی شهر همدان-مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی همدان پاییز ۱۳۷۹؛ ۷(۳) (مسلسل ۱۷): ۴۴-۴۷.

کفیل زاده، ف. کارگر، م. کدیور، ا. ۱۳۸۵. بررسی غلظت کادمیوم، روی، مس، آهن و نیکل در رودخانه خشک شیراز و برخی محصولات کشاورزی مجاور. علوم و تکنولوژی محیط زیست، دوره هشتم، شماره ۴.

گیویان راد، م. صادقی، ط. لاریجانی، ک. (۱۳۹۰). تعیین فلزات سنگین کادمیوم و سرب در سبزی های خوراکی کاهو، نعناع و تره کشت شده در اراضی مختلف جنوب تهران- مجله علوم غذایی و تغذیه- بهار ۱۳۹۰- سال هشتم- شماره ۲.

ماخذ گیتاشناسی ایران، جلد سوم. دایره المعارف جغرافیایی ایران. عباس جعفری.

محمدیان، م. نوری، ج. افشاری، ن. نصیری، ج. نورانی، م. ۱۳۸۸. بررسی غلظت فلزات سنگین در چاه‌های آب مجاور کارخانه سرب و روی زنجان- مجله سلامت و محیط، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی انجمن علمی بهداشت محیط ایران- دوره‌ی اول، شماره‌ی اول، پاییز ۱۳۸۸، صفحات ۵۱-۵۶.

محمدی، ج. ۱۳۸۰. مروری بر مبانی ژئواستاتستیک و کاربرد آن در خاک‌شناسی. مجله علوم خاک و آب. جلد ۱۵، شماره ۱. صفحه ۹۹-۱۲۰.

محمدی، ج. ۱۹۹۹. مطالعه تغییرات مکانی شوری در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه ژئواستاتستیک ۱- کوکریجینگ. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. جلد ۳، شماره ۱، صفحه ۸. محمدی، ج. ۱۳۷۷. مطالعه تغییرات مکانی شوری خاک در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه زمین‌آمارا.

محمدی، ج. ۱۳۸۵. پدومتری. جلد ۲ (آمار مکانی). انتشارات پلک. ۴۵۳ صفحه.

محمدی، ج. ۱۳۸۵. پهنه‌بندی و ارزیابی ریسک آلودگی نترات در منابع آب زیرزمینی حوزه‌ی آبخیز دشت شهرکرد، استان چهارمهل و بختیاری. پدومتری (جلد دوم- آمار مکانی). انتشارات پلک، ۳۸۱-۳۶۶. محمودسلطانی، ش. ۱۳۸۳. ارزیابی نوع و میزان بعضی از عناصر سنگین در رودخانه‌های سیاهرود، گوهررود و زرجوب و تاثیر آن بر خاک و گیاه زراعی برنج شالیزارهای تحت آبیاری آن‌ها. نشر وزارت جهاد کشاورزی.

مدنی، ح. ۱۳۶۹. زمین‌آمار. چاپ اول. مرکز انتشارات صنعت فولاد، ۱۵۵ صفحه.

معروفی، ص. ترنجیان، ا. زارع ایبانه، ح. (۱۳۸۸). ارزیابی روش‌های زمین‌آمار جهت تخمین هدایت الکتریکی و pH زه‌آب‌های آبراهه‌های دشت همدان-بهار. مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک-جلد شانزدهم-شماره دوم.

ملکوتیان، م. ابولی، م. ۱۳۸۸. بررسی میزان سرب در کاهوی مصرفی شهر کرمان. دوازدهمین همایش ملی بهداشت محیط ایران. دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی. دانشکده ی بهداشت.

ملکی گنادیشی، ف. رهنما، م. رضایی، ع. ۱۳۸۷. بررسی کیفی آب‌های زیرزمینی دشت زرنند از نظر شرب با استفاده از زمین‌آمار و نرم افزار GS+. دومین همایش ملی آب و فاضلاب با رویکرد بهره برداری.

مهندسین مشاور جاماب. ۱۳۶۹. طرح جامع آب کشور. منابع آب سطحی در حوضه‌های آبریز سفیدرود، مرداب انزلی و تالش. وزارت نیرو.

ناظمی، س. عسگری، ع. راعی، م. ۱۳۸۹. بررسی مقدار فلزات سنگین در سبزیجات پرورشی حومه شهر شاهرود. مجله سلامت و محیط، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی انجمن علمی بهداشت محیط ایران- دوره ی سوم، شماره ی دوم، تابستان ۱۳۸۹، صفحات ۲۰۲.

نبی‌زاده نودهی، ر. فائزی رازی. ۱۳۷۵. رهنمودهای کیفی آب آشامیدنی سازمان بهداشت جهانی. چاپ اول، انتشارات نص

نظری‌زاده، ف. ارشادیان، ب. و زند و کیلی، ک. ۱۳۸۵. بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت بالارود در استان خوزستان، اولین همایش منطقه‌ای بهره‌برداری بهینه از منابع آب حوزه‌های کارون و زاینده‌رود، دانشگاه شهرکرد، ص ۱۲۴۰.

نوشادی، م. طالب بیدختی، ن. یوسفی، م. ۱۳۸۸. بررسی و اندازه‌گیری کیفیت آب‌های زیرزمینی دشت نورآباد ممسنی. دوازدهمین همایش ملی بهداشت محیط ایران، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، دانشکده بهداشت.

Adams, W.J., Kimerle, R.A., and Barnett, J.W. 1992. Sediment quality and aquatic life assessment. *Environmental Science & Technology*. 10: 1865-1875.

Adriana, L.D. 2007. On the use of soil hydraulic conductivity functions in the field. *Soil Sci*. 93: 162-170.

Ahmad S. 2002. Groundwater monitoring network design: Application of geostatistics with a few case studies from a granitic aquifer in semi-arid region. in: *Groundwater Hydrology*, M.M. Sherif, V.P. Singh and M. Al-Rashed (Eds.), Balkema, Tokyo, Japan. 2: 37-57.

Alexandrea, K., and G. Bullock. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agronomy Journal*. 91: 393-400.

Anctil, F. 2002. Geostatistics of near-surface moisture in bare cultivated organic soils. *Journal of Hydrology*, 260: 30-37.

Anonymous. 1996. World health organization (WHO), guidelines for drinking water quality. Geneva, Switzerland. Pp: 130.

Barcae E, Passarella G. 2008. Spatial evaluation of the risk of groundwater quality degradation: A comparison between disjunctive kriging and geostatistical simulation, *Journal of Environmental Monitoring and Assessment*. 133: 261-273.

Ben Jemaa, F., and Marino, M.A. 1990. Optimal network design for groundwater quality and quantity parameters. P 11-20, Volume of Poster

Papers. International Conference on Calibration and Reliability in groundwater Modelling, Hague, Netherlands.

Begum, A., Nural Amin, M.D., Kaneco, S. 2005. Selected elemental composition of the muscle tissue of three species of fish, *Tilapia nilotica*, *Cirrhina mrigala*, and *Clarius batrachus*, from the freshwater Dhanmondi Lake in Bangladesh. *Food Chemistry*. 93: 439-443.

Bobb, J.M. and Lester, J.N. 1994. Anthropogenic heavy metal inputs to lowland river system, case study: the river Stour, U.K. *Water Air and Soil Pollution*. 78: 279-296.

Bollinger, J.E., Steinberg, L.J., Harrison, M.J., Crews, J.P., Engande, A.J., Velasco- Gonzalez, C., White, L.E., George, W.J. 1999. Comparative analysis of nutrient data in the lower Mississippi River. *Water Research*. 33: 2627–2632.

Bratney, A.B., R. Webster, R.G. McLaren and R.B. Spiers. 1982. Regional variation of extractable copper and cobalt in the topsoil of south- east scotland. *Agronomie*, 2: 269-282.

Bresler, E., S. Dasberg, D. Russo, and G. Dagan. 1981. Spatial variability of crop yield as stochastic soil process. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45: 50-600.

Burgess, T.M., R. Webster, and A.B. Mcbratney. 1981. Optimal interpolation and isarithm mapping of soil properties. *Sampling Strategy. J. Soil Sci.*, 32: 643-639.

Burrough, P.A. 1983. Multiple sources of spatial variation in soil. A non-Brownian fractal model and its application in soil survey. *J. Soil Sci.*, 34: 559-620.

Burrough, P.A. 1986. principles of Geographical Information Systems for Land Resources Assessment. Oxford Univ. Press. 194p.

- Cahan, M.D., J.W., Hummel, and B.H. Brouer, B.H. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. *Soil Sci. Soc. Am.J.*, 39: 50-247.
- Cahn, M.D, J.W. Hummel and B.H. Brouer.1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific management. *Journal of Soil Science. Soc. Am.* 58: 1240-1248.
- Cambardella, C.A., T.B. Boorman, J.M. Novak, T.B. Parkin, D.L. Karlen, R.F. Turco, and A.E. Konopka. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am.J.*, 58: 1501-1511.
- Clark, F.R. and R.J Baker. 1996. Spatial analysis improves precision of seed lot comparisons. *Crop Sci.* 36: 1180-1184.
- Clark, I. 1979. *Practical Geostatistics*. Applied Science Pub., London, p 365.
- Clarck, R.B. 1992. *Marine pollution*. Oxford University Press. 172-184.
- Cortin, P., M.C. Feller, and K. Klinka. 1983. lateral variability in som Properties of disturbed forest soils in souh-western British Columbia. *Can. J. Soil Sci.*, 63: 39-529.
- Clements, W.H. 1991. Community responses of stream organisms to heavy metals. Department of fishery and wildlife biology. Colorado State University, PP,22-97.
- Dagostino, V. Greene, E.A, Passarella, B. and Vurro, G. 1998. Spatial and temporal study of nitrate concentration in groundwater by means of coregionalization. *Environmental geology.* 36:285-295.
- Dahiya, I. S., J. Richter, and R. S. Malik. 1984. Soil spatial variability: A review. *Intern. Trop. Agri.*, VoI. 11: 1-102.
- Dahiya, I.S., K.C. Kersebaum and J. Ritcher. 1985. Spatial variability of some nutrientsconstituents of an Alfisol from loss. 2. Geostatistical analysis. *Z.P. flanzeneranacher. Bodenk.*148: 268-277.

- Dampney, P.M.R., M.A. Froment, and C.J. Dawson. 1997. The variability of pH and available phosphorus, potassium and magnesium in soil within arable field England. In: J.V. Stafford (ed). Precision agriculture 97. BIOS. Sci. pub., pp. 79-86.
- Eaton, AD., Clesceri L.S., and Rice, E.W. 2005. Standard methods for the examination of water and wastewater. 21 ed. Washington D. C: American Water Works Association (AWWA).
- Ella, V.B. S.W.Melvin and R.S. Kanwar. 1999. Spatial analysis of NO₃-N concentration in glacial till. ASAE-SCGR Annual International Meeting, Toronto, Ontario, Canada, 18-21 July 1999, ASAE Paper No. 992004.
- Fetouani S, Sbaa M, Vanclooster M, Bendra, B. 2008. Assessing groundwater quality in the irrigated plain of Triffa (North-east Morocco). *Journal of Agricultural Water Management* 95: 133-142
- Flipo, N., Jeanne, N., Poulin, M., Even, S., and Ledoux, E. 2007. Assessment of nitrate pollution in the Grand Morin aquifers (France): Combined use of geostatistics and physically based modeling. *Environmental Pollution*, 146: 241-256.
- Fowler, S.W. 1986. Trace metal monitoring of pelagic organisms from the open Mediterranean Sea. *Environmental Monitoring and Assessment*. 7: 59-78.
- Francois, D. 2004. Theory of sampling and geostatistics: An intimate link. *Chemometrics and Intelligent Laboratory*, 74: 143-148.
- 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.

- Gerhardt, A. 1990. Effects of heavy metals, especially Cd, on freshwater invertebrates with special emphasis on acid conditions. Dept of ecotox, Lund university, Sweden, pp;170.
- Goulard, M., and M. Voltz. 1992. Linear coregionalization model: Tools for estimation and choice of cross variogram matrix. *Math. Geol.*, 24: 269-286.
- Grath, D., and C. Zhang. 2003. Spatial distaribution of soil organic carbon concentration in grassland of Ireland. *Geoderma*, 18: 1625-1639.
- Gupta, G. 1998. Trace element toxicity relationships to crop production and livestock and human health: Implications for management. *Communication in Soil Science and Plant Analysis*. 29 (11-14): 1491-1522.
- Hamir, AN.; Handson, P.D. 1993. Time required for elevated blood lead concentration to return to normal in dogs. *J Autralian Veterinary*. 63:165-
- Harvey, C.G.; Yaoxian, D. and Vaziri, N. 1998. Effect of low lead exposure on Eicosanoid excretion in rats. *Prostaglandin*. 55:77-82.
- Hooker P.J., and Nathanail C.P. 2006. Risk-based characterisation of lead in urban soils. *Chem Geol*. 226:340-351.
- Hoseini, S.M., Ghahreman, B., and Asgari, H. 2003. Sulphate in Mashhad ground- water using Kriging method. Estimation of electrical conductivity. P 151-160, In: Mostofinejad, D., Asghari, K., and Chamani, M .R. (eds.), *Proceeding of the 6th International Conference on Civil Engineering (ICCE) Arkan, Isfahan, (In Persian)*.
- Hoskins J.D. 1990. *Veterinary pediatrics* W.B.Saunders Company. 5thEd; PP273.
- Huang, P.M., and Iskandar, I.K. 2000. *Soils and groundwater pollution and remediation*. CRC Press. 386 pp.

- Hunter, R.B., E.M. Romney and A. Wallace. 1982. Nitrate distribution in Majava desert soils. *Soil Sci.* 134: 22-30.
- Isaake, E.H. and R.M. Srivastava. 1989. *An Introduction to applied Geostatistics.* Oxford University Press. pp: 553.
- Istok, J.D. and Cooper, R.M. 1998. *Geostatistics Applied to Groundwater Pollution.*
- Izquierdo, C., Usero, J., and Gracia, I. 1997. Speciation of heavy metals in sediments from salt marshes on the southern Atlantic Coast of Spain. *Marine Pollution Bulletin.* 34(2): 123-128.
- Jacob, B.et al. 2004. The Effect of low-level Blood lead on Hematologic parameters in children. *Environmental Research.* 82: 150-159.
- Jager N. 1990. *Hydrogeology and groundwater simulation.* Lewis Publisher.
- Jang- Jong, S. 1997. Clinicopathological and histopathological findings in experimental lead poisoning in dogs. *Veterinary Research* 14:78- 87.
- Jiachun S., Hazian W., Jianming X., Jinjun W., Xingmei L., Haiping Z., and Shunlan J .2006. Spatial distribution of heavy metals in soil: A case study Changing, China. *Environmental Geology Geol*, 10:245-264.
- Johnston K., Jay M., Hoef V., Krivoruchko K., and Lucas N. 2001. *Using Geostatistical Analyst*, Environmental Systems Research Institute Inc (ESRI). Johnston, K., M. Jaym, V. Hoef, K. Krivoruchko and N. Lucas. 2001. *Using ArcGIS.*
- Kelepertsis, A., Alexakis, D., and Kita, I. 2001. The environmental geochemistry of soils and waters of Susaki area, Korinthos, Greece. *Environmental Geochemistry and Health.* 23: 117-135.
- Kennish, M. J. 1992. *Ecology of Estuaries: Anthropogenic effects.* CRC Press Inc, Boco,Florida SA.

- Kresic N. 1997. Hydrogeology and Groundwater Modeling. Lewis Publishers.
- Lamanso, R., Cheung, Y., Chan, K.M. 1999. Metal concentration in the tissues of rabbit fish collected from Tolo Harbour in Hong Kong. *Marine Pollution Bulletin*. 39: 123-134.
- Lavado, R.S. 1998. Heavy metal in soil of Argentina: Comparison between urban and agricultural soils. *Communication in Soil Science and Plant Analysis*. 29(11-14): 1913-1917.
- Lin, J.G., and Chen, S.Y. 1998. The relationship between adsorption of heavy metal and organic matter in river sediments. *Environment International*. 24(3): 345-352.
- Mallats, D., B., Mohanty, A. Vervoot, and J. Feyen. 1997. Spatial analysis of saturated hydraulic conductivity in a soil with macropores. *Soil Tech.*, 10: 115-131.
- Marx, D.B. and K.E. Thompson, 1987. Practical aspects of agricultural kriging. Arkansas. Agri. Exp. Sta. Bull. 93. Fayetteville, AK.
- Masterson w, slowink I. 1981 Chemical principles. fifth editon;. 317-330.
- Masterson, W., and Slowink, I. 1981. Chemical principles. Fifth edition, 317-330.
- Matheron, G. 1971. The theory of regionalized variables and its applications. *Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique de Fontainebleau*, No. 5. 208 p.
- Matheron, G. 1971. The theory of regionalized variables and its applications. *Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique de Fontainebleau*, No. 5. 208 p.

- Mallats, D., B., Mohanty, A. Vervoot, and J. Feyen. 1997. Spatial analysis of saturated hydraulic conductivity in a soil with macropores. *Soil Tech.*, 10: 115-131.
- McBratney, A.B and M.J. Pringle. 1997. Spatial variability in soil-implications for precision agriculture. In: J.V. Stafford (ed). *Precision agriculture 97*. BIOS. Sci. Pub., PP. 3-31.
- Metcalf, E. 2003. *Wastewater Engineering (Treatment and Reuse)*. 1407 PP.
- Micharlson, A. and Sauerhoff, M.W. 1974. An improved model of lead – induced brain dysfunction in the suckling rat. *Toxicology and Applied Pharmacology*.28: 88-96 .
- Missaghi, F. and K. Mohammadi. 2002. Estimation of groundwater levels using conventional interpolation techniques and comparison with geostatistics technique, twenty-first meeting on Earth Sciences, Geological Survey and Mineral Exploration of country: 588-590.
- Muller, G. 1979. Schwermetalle in den sediments des Rheins-Veränderungen seitt. *Umschan*, 79: 778–783.
- NFESC. 2003. *Guidance for environmental background analysis*. Volume II: Sediment. Naval facilities engineering command. Washington DC. 20374-5065.
- Ramelow, R. 1992. The identification of point sources of heavy metals in industrially impacted water way by periphyton and surface sediment monitoring. *Water, Air, & Soil Pollution*. 65(157): 527- 641.
- Richards, B. K., Steenhuis, T. S., Poverly, J. H., and McBride M. B. 1998. Metal mobility at and old, heavily loaded sludge application site. *Environmental Pollution*, 99, 365-377.

- Roane, T.M., and Kellogg, S.T. 1996. Characterization of bacterial communities in heavy metal contaminated soils. *Canadian Journal of Microbiology*. 42: 593– 603.
- ROPME. 1999. Manual of oceanographic observation and pollutant analysis methods (MOOPAM). Regional organization for the protection of the marine environment, Kuwait. 483 pp.
- Saeedi, M., Daneshvar, Sh., and Karbass, A. 2004. Role of riverine sediment and particulate matter in adsorption of heavy metals. *International Journal of Environmental Science & Technology*. 1(2): 143-148.
- Sajwani, K.S., Ornes, W.H., Youngblood, T.V., and Alva, A.K. 1996. Uptake of soil applied cadmium, nickel and selenium by bush beans. *Water, Air, & Soil Pollution*. 91: 209-217.
- Schwab, A. P., Banks, M. K., and Erickson, L. E. 2002. Fate and transport of heavy metals and radionuclide in soil: the impact of vegetation. Kansas state university.
- Shajan, K.P. 2001. Geochemistry of bottom sediments from a river-estuary-shelf mixing zone on the tropical southwest coast of India. *Bulletin of the Geological Survey of Japan*. 52(8): 371-382.
- Simeonov, V., Stratis, J.A., Samara, C., Zachariadis, G., Voutsas, D., Anthemidis, A., Sofoniou, M., and Kouimtzis, Th. 2003. Assessment of the surface water quality in Northern Greece. *Water Research*. 37: 4119–4124.
- Sloan, J.J., and Doweley, R.H. 1998. Recovery of biosolids applied heavy metals sixteen years after applications. *Journal of Environmental Quality*. 27(6): 1312-1317.
- Soil and Plant Analysis Council Inc. 1999. Soil analysis: Handbook of reference methods. 247 pp.

- Soleimani, M., Hajabbasi, M.A., Afyuni, M., Charkhabi, A.H., and Shariatmadari, H. 2009. Bioaccumulation of nickel and lead by Bermuda Grass (*Cynodon dactylon*) and Tall Fescue. (*Festuca arundinacea*) from two contaminated soils. *Caspian Journal of Environmental Sciences*. 7: 59-70.
- Sun, B., Sh. Zhou, and Q. Zhao. 2003. Evaluation of spatial and temporal changes of soil quality based on geostatistical analysis in the hill region of subropical china. *Geoderma*, 115: 85-99.
- Sutcliffe, J.F., and Baker, D.A. 1981. *Plants and mineral salts*, institute of biological studies in biology. Ed., Eduard Arnold Pub. Comelot Press Ltd. Southampton.
- Turekian, K., Wedepohl, K. 1961. Distribution of elements in some major units of the Earth's crust. *Geological Society of America Bulletin*. 72: 175-192.
- USEPA. 1973. *Water Quality Criteria 1972*. EPA-R3-73-033. National Technical Information Service, Springfield, VA.
- Woitke, P., Wellnitz, J., Helm, D., Kube, P., Lepom, P., and Litheraty, P. 2003. Analysis and assessment of heavy metal pollution in suspended solids and sediments of the river Danube. *Chemosphere*. 51: 633-642.
- Wu, C., and Zhang, L. 2010. Heavy metal concentrations and their possible source in paddy soils of a modern agricultural zone, southeastern China. *Journal of Environment and Earth Science*. 60(1): 45-56.
- Yang, H., and Rose, N. 2005. Trace element pollution records in some UK lake sediments, their history, influence factors and regional differences. *Environment International*. 31: 63-75.

YuK, C., Tsal, L.J., Chen, S.H., and Ho, S.T. 2001. Chemical binding of heavy metals in anionic river sediments. *Water Research*. 35(17): 4086-4096.

Zheng, Y.M., T.B. Chen and J.Z. He. 2008. Multivariate geostatistical analysis of heavy metals in top soils from Beijing, China. *Journal of Soil Sediments*. 8(1): 51-58.

Zhou, X.D., and Kot, S.C. 1995. Heavy metals ion adsorption on sediments of the Weiho and Hanjiang rivers, China. *Journal of Environmental Hydrology*. 3(2): 280-289.

Zhuang, P., Zou, B., Li, N.Y., Li, Z.A. 2009. Heavy metals contamination in soils and food crops around Dabaoshan mine in Guangdong, China: implication for human health. *Environmental Geochemistry and Health*. 31: 707-715.

Abstract

Zarjoub River is one of the polluted rivers because of municipal, industrial and agricultural wastewaters. In this study heavy metals (Cd, Cu, Pb and Zn) concentration in water and sediment were assessed furthermore the effects of irrigation with Zarjoub water from five sections along the river and well water in a paddy region on heavy metals accumulation in rice grain and soil were evaluated. Water and sediment samples were gathered from 30 stations along the river to assess heavy metals concentration. In order to evaluate soil and rice grain heavy metals concentration a pot experiment was carried out in a completely randomized design with three replications. Irrigation regimes were flooding, saturated condition, field capacity (FC), 0.8FC and 0.6FC. Pots with Khazar cultivar in a silty clay soil were irrigated with six different water sources. There were 90 pots. After physiological reaching, harvest was done and soil and rice grain heavy metals content were measured with atomic absorption apparatus, then statistical analysis and comparing with standard values were done. Results showed that water and sediment of Zarjoub River were not polluted with studied heavy metals. Different water resources and irrigation regimes did not make pollute rice grain with Cu and Zn whereas they made rice grain pollute with Pb. Soils were polluted with Cd and Cu but not with Pb and Zn. For surrounding groundwaters of Zarjoub River, Zn and Cu concentrations were lower than standard values of drinking and irrigation waters, however Pb and Cd pollutions were recorded in some zones.

Islamic Republic of Iran

Ministry of Energy

Guilan Regional Water Company

(IWRMC)

Deputy of Research and Technical Affairs

(Applied Research Plan)

Final Report on:

**HEAVY METALS POLLUTION ASSESSMENT OF
ZARJOUR RIVER AND ITS SURROUNDING
GROUNDWATER AND THE IMPACTS OF THIS
POLLUTION ON THE SOIL AND A RICE CROP
IRRIGATED WITH ZARJOUR WATER**

Organization: University of Guilan

Researcher: Mohammadreza KHALEDIAN

Date: 2013