

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ



دانشکده مهندسی معدن، نفت و ژئوفیزیک
رشته مهندسی معدن گرایش اکتشاف
پایان نامه کارشناسی ارشد

کاربرد آماره فضایی U براساس مدل سازی ناهمسانگردی در تفکیک داده های ژئوشیمیایی زمینه از
آنومالی و مقایسه آن با نتایج روش مدل سازی نمودار احتمال در منطقه باغ غلوم کرمان

نگارنده: سجاد طالش حسینی

استاد راهنما

دکتر سیدرضا قوامی ریابی

استاد مشاور

دکتر امید اصغری

شهریور ۱۳۹۵



باسمه تعالی

شماره:

تاریخ:

ویرایش:

مدیریت تحصیلات تکمیلی

صور تجلسه نهایی دفاع از پایان نامه دوره کارشناسی ارشد

با تأییدات خداوند متعال و با استعانت از حضرت ولی عصر (عج) ارزیابی جلسه دفاع از پایان نامه کارشناسی ارشد آقای سجاد طالبش حسینی به شماره دانشجویی ۹۳۱۱۲۸۴. رشته مهندسی معدن گرایش اکتشاف تحت عنوان کاربرد آماره فضایی U براساس مدل سازی ناهمسانگردی در تفکیک داده های ژئوشیمیایی زمینه از آنومالی و مقایسه آن با نتایج روش مدل سازی نمودار احتمال در منطقه باغ غلوم کرمان که در تاریخ ۱۳۹۵/۶/۱۷ با حضور هیأت محترم داوران در دانشگاه صنعتی شاهرود برگزار گردید به شرح ذیل اعلام می گردد:

☐ قبول (با درجه : امتیاز :)	☐ دفاع مجدد	☐ مردود
☐ نظری	☐ عملی	

۱- عالی (۲۰ - ۱۹)

۲- بسیار خوب (۱۸/۹۹ - ۱۸)

۳- خوب (۱۷/۹۹ - ۱۶)

۴- قابل قبول (۱۵/۹۹ - ۱۴)

۵- نمره کمتر از ۱۴ غیر قابل قبول

عضو هیأت داوران	نام و نام خانوادگی	مرتبه علمی	امضاء
۱- استاد راهنمای اول	دکتر سیدرضا قوامی ربابی	دانشیار	
۳- استاد مشاور	دکتر امید اصغری	استادیار	
۴- نماینده شورای تحصیلات تکمیلی	دکتر سوسن ابراهیمی	استادیار	
۵- استاد ممتحن اول	دکتر حمید آقاجانی	استادیار	
۶- استاد ممتحن دوم	دکتر رضا خالوکاکایی	استاد	

نام و نام خانوادگی رئیس دانشکده:

تاریخ و امضاء و مهر دانشکده:

پروردگار:

نه میتوانم موهایشان را که در راه عزت من سفید شد، سیاه کنم و نه برای دستهای پینه بسته شان که ثمره تلاش برای افتخار من

است، مری می دارم. پس توفیقم ده که هر لحظه شکرگزارشان باشم و ثانیه های عمرم را در عصای دست بودنشان

بگذرانم.

تقدیم بابوسه بر دستان پدر و مادر عزیزم

تشکر و قدردانی

پاس بی کران پروردگار یکتا را که هستی مان بخشید و به طریق علم و دانش رهنمونان شد و به ہمیشی رهروان علم و دانش مفتخرمان نمود و خوشه چینی از علم و معرفت را روزمان ساخت.

پس از ارادت خاضعانه به درگاه خداوند بی همتا لازم است از اساتید ارجمند جناب آقای دکتر سید رضا قوامی ریایی و جناب آقای دکتر امید اصغری به خاطر سه صدر و رهنمودهای دلسوزانه که در تهیه این پایان نامه مرا مورد لطف خود قرار دادند و راهنمایی های لازم را نمودند تشکر و قدردانی نموده، موفقیت بندگان را از درگاه احدیت خواهیم.

همچنین از استاد گرامی جناب آقای دکتر رضا خالو کاکایی که در تمام این مدت از هیچ گونه مساعدت و کمکی دریغ ننموده اند، صمیمانه سپاسگذارم.

تعهد نامه

اینجانب سجاد طالش حسینی دانشجوی دوره کارشناسی ارشد رشته مهندسی اکتشاف معدن دانشکده معدن، نفت و ژئوفیزیک دانشگاه صنعتی شاهرود نویسنده پایان نامه کاربرد آماره فضایی L براساس مدل سازی ناهمسانگردی در تفکیک داده های ژئوشیمیایی زمینه از آنومالی و مقایسه آن با نتایج روش مدل سازی نمودار احتمال در منطقه باغ گلان کرمان تحت راهنمایی جناب آقای دکتر سیدرضا قوامی ریایی و جناب آقای دکتر امید اصغری متعهد می شوم.

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهشهای محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده است.
- مطالب مندرج در پایان نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است.
- کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود » و یا « Shahrood University of Technology » به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان نامه تأثیرگذار بوده اند در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می گردد.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه ، در مواردی که از موجود زنده (یا بافتهای آنها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری ، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

تاریخ

امضای دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر

- کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه های رایانه ای، نرم افزار ها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.
- استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در پایان نامه بدون ذکر مرجع مجاز نمی باشد.

چکیده

شناسایی مناطق با پتانسیل احتمالی از اهداف اکتشافات ژئوشیمیایی است. در صورت وجود چنین مناطقی، تشخیص مناطق آنومال اهمیت پیدا می‌کند. در تحقیقات ژئوشیمیایی برای تشخیص این مناطق، همواره تعیین حداقل مقدار آنومالی یا حدآستانه‌ای از اهمیت بالایی برخوردار است. روش‌های آماری مختلفی برای جداسازی و تشخیص محدوده‌های آنومال از زمینه ارائه شده است. این روش‌ها به طور کلی به دو گروه ساختاری و غیرساختاری تقسیم‌بندی می‌شوند. در این پایان‌نامه از روش‌های آماره فضایی U و مدلسازی نمودار احتمال که از جمله روش‌های ساختاری است، استفاده گردید. روش‌های ساختاری با در نظر گرفتن موقعیت نقاط نمونه‌برداری و ارتباط فضایی آنها و بر خلاف روش غیرساختاری بدون نظر کارشناس به بررسی آماری داده‌ها پرداخته و اقدام به جداسازی زیرجوامع و تشخیص مناطق آنومال می‌نماید.

نکته قابل توجه در داده‌های ژئوشیمیایی این است که این داده‌ها به علت حضور داده‌های پرت و همچنین وجود چولگی در توزیع آن‌ها معمولاً به صورت داده‌های ترکیبی، دارای سیستم عددی بسته که متشکل از چند متغیر می‌باشند و مجموع مقادیر متغیرها معمولاً ثابت و برابر واحد است، مطرح می‌شوند. این امر سبب می‌شود که اگر مقدار یکی از این متغیرها افزایش یابد، مقادیر سایر متغیرها به ناچار باید کاهش یابند. با محاسبه ضریب همبستگی این داده‌ها می‌توان یک افزایش غیر واقعی و کاذب در مقادیر را دریافت کرد. در نتیجه نمی‌توان روش‌های آماری استاندارد را بر روی آن‌ها پیاده سازی نمود. لذا ابتدا باید داده‌ها را از این حالت خارج کرد و سپس بر روی این داده‌ها سایر کارهای آماری و زمین‌آماري را پیاده‌سازی نمود. روش‌های گوناگونی برای باز کردن سیستم داده‌ها بیان شده‌اند. در این پژوهش از روش‌های تبدیل لگاریتمی افزایشی، تبدیل لگاریتمی میان مرکز و تبدیل لگاریتمی ایزومتریک برای این منظور استفاده گردید.

از آنجا که در کارهای معدنی نسبت نمونه‌های برداشت شده به محیط مورد مطالعه بسیار کوچک

می‌باشد، لذا در اختیار داشتن حالت‌های مختلف از کانسار به جای یک تصویر میانگین کمک بسیار زیادی در مدلسازی کانسار می‌نماید. شبیه سازی‌های زمین آماری مدل‌های مختلفی از کانسار با درصد احتمال رخداد هر کدام را می‌توانند تولید کنند. شبیه سازی‌های زمین آماری الگوریتم‌ها متنوعی دارند که هر کدام در شرایط خاص بهترین جواب را در اختیار می‌گذارند. اما قابل اجرائی‌ترین روش برای تفسیر که دارای انعطاف‌پذیری بالایی است، روش شبیه‌سازی گاوسی متوالی می‌باشد.

در این پژوهش پس از برداشت سیستماتیک داده‌های لیتوژئوشیمیایی توسط سازمان زمین‌شناسی کشور از منطقه باغ‌غلوم کرمان، با استفاده از تبدیلات بر روی عناصر تجزیه شده، عناصر از سیستم عددی بسته به سیستم عددی باز تبدیل شده‌اند. با استفاده از واریوگرافی بر روی داده‌های باز شده جهت ناهمسانگردی برای عناصر مشخص و سپس در این جهت شبیه‌سازی انجام گرفت. بر روی داده‌های شبیه‌سازی با استفاده از روش آماره فضایی U به جداسازی مناطق آنومال از زمینه پرداخته شد. نتایج حاصل از این روش با نتایج حاصل از روش مدل‌سازی نمودار احتمال برای رسیدن به نتایج دقیق‌تر مقایسه شد.

کلمات کلیدی: مناطق آنومال، آماره فضایی U ، مدل‌سازی نمودار احتمال، داده‌های ترکیبی، سیستم عددی بسته و باز، شبیه‌سازی زمین‌آماري، شبیه‌سازی گاوسی متوالی، باغ‌غلوم کرمان.

[1] Talesh Hosseini, S.; Asghari, O.; Ghavami-Riabi, S.R.; 2016. **“The statistical analysis and geostatistical simulation of geochemical halo based on combination features of geochemical data (case study: Kerman Baghgolan, Iran)”**. Geochemical Journal, Japan.

(۲) طالش حسینی، س.؛ قوامی ریایی، س.ر.؛ اصغری، ا.؛ ۱۳۹۵. " تعیین مناطق آنومال با استفاده از تلفیق نتایج شبیه سازی زمین آماری و مدل سازی نمودار احتمال (مطالعه موردی: باغ گلان کرمان)". چهارمین کنگره و نمایشگاه بین المللی صنایع معدنی ایران و ششمین کنفرانس مهندسی معدن ایران، ایران.

فهرست مطالب

فصل اول - کلیات	۱
۱-۱- مقدمه	۲
۲-۱- خلاصه و ضرورت انجام طرح	۴
۳-۱- طرح مسئله و هدف از انجام تحقیق	۵
۴-۱- سابقه تحقیق	۸
۵-۱- سازماندهی پایان نامه	۱۰
فصل دوم - زمین شناسی منطقه	۱۳
۱-۲- مقدمه	۱۴
۲-۲- موقعیت جغرافیایی و آب وهوایی منطقه	۱۴
۳-۲- زمین شناسی منطقه	۱۶
۱-۳-۲- زمین شناسی عمومی	۱۶
۲-۳-۲- زمین شناسی محدوده های کرور و باغ غلوم	۱۷
۴-۲- رده بندی آلتراسیون در منطقه مورد مطالعه	۲۵
۱-۴-۲- آلتراسیون پتاسیک	۲۶
۲-۴-۲- آلتراسیون سربستی	۲۷
۳-۴-۲- آلتراسیون آرژیلیک	۲۸
۴-۴-۲- آلتراسیون پروپیلیتیک	۲۹
۵-۴-۲- آلتراسیون سیلیسی	۲۹
۵-۲- رابطه زمین ساخت منطقه مورد مطالعه با آلتراسیون	۳۱
۶-۲- زمین شناسی اقتصادی	۳۲
۱-۶-۲- کانه زایی	۳۲
۲-۶-۲- عوامل مؤثر در کانه زایی	۳۴
۳-۶-۲- ژنز مس منطقه کرور و باغ غلوم	۳۵
فصل سوم - مبانی نظری و مفاهیم موضوع	۳۷

۳۸.....	۳-۱- مقدمه.....
۳۸.....	۳-۲- داده‌های ترکیبی.....
۴۰.....	۳-۲-۱- تبدیل لگاریتمی افزایشی.....
۴۰.....	۳-۲-۲- تبدیل لگاریتمی میان مرکز.....
۴۱.....	۳-۲-۳- تبدیل لگاریتمی ایزومتريک.....
۴۲.....	۳-۳- ضريب همبستگی داده‌های ترکیبی.....
۴۴.....	۳-۴- زمین‌آمار در ترکیبات.....
۴۴.....	۳-۵- واریوگرام.....
۴۶.....	۳-۵-۱- اثر قطعه‌ای.....
۴۷.....	۳-۵-۲- دامنه تاثیر (شعاع تاثیر).....
۴۷.....	۳-۵-۳- سقف.....
۴۸.....	۳-۶- شبیه‌سازی زمین‌آماري.....
۴۹.....	۳-۷- تخمین زمین‌آماري - کريجینگ.....
۵۴.....	۳-۸- تفاوت شبیه‌سازی زمین‌آماري و تخمین زمین‌آماري.....
۵۵.....	۳-۹- روش‌های شبیه‌سازی.....
۵۵.....	۳-۹-۱- طبقه‌بندی براساس شرطی بودن.....
۵۷.....	۳-۹-۲- طبقه‌بندی براساس الگوریتم.....
۵۹.....	۳-۹-۳- طبقه‌بندی براساس ماهیت داده‌ها.....
۶۰.....	۳-۱۰- تخمین مقدار زمینه و حد‌آستانه‌ای.....
۶۴.....	۳-۱۱- آماره فضایی U.....
۶۵.....	۳-۱۱-۱- محیط همسانگرد.....
۶۹.....	۳-۱۱-۲- محیط ناهمسانگرد.....
۷۰.....	۳-۱۲- مدلسازی نمودار احتمال.....
۷۳.....	۳-۱۳- جمع‌بندی.....
۷۵.....	فصل چهارم - روش اجرایی و یافته‌های تحقیق.....
۷۶.....	۴-۱- مقدمه.....

۷۶.....	۲-۴- تعیین عناصر مورد مطالعه
۷۹.....	۳-۴- تبدیل داده‌های ترکیبی
۸۱.....	۴-۳-۱- تحلیل ضریب همبستگی در حالت سیستم باز و بسته
۸۳.....	۴-۴- بررسی آماری داده‌ها
۸۵.....	۴-۵- واریوگرافی
۸۸.....	۴-۶- تخمین غلظت عناصر به روش کریجینگ
۹۱.....	۴-۷- شبیه‌سازی زمین‌آماري غلظت عناصر
۹۸.....	۴-۸- تعبیر و تفسیر روش آماره فضایی U
۱۱۰.....	۴-۹- مدلسازی نمودارهای احتمال داده‌های ژئوشیمیایی منطقه مورد مطالعه
۱۱۵.....	۴-۱۰- جمع‌بندی
۱۱۷.....	فصل پنجم - نتایج و پیشنهادات
۱۱۸.....	۵-۱- نتایج
۱۱۹.....	۵-۲- پیشنهادات
۱۲۱.....	منابع
۱۲۷.....	پیوست‌ها

فهرست شکل‌ها

- شکل ۱-۱- روند مراحل مختلف روش انجام کار..... ۷
- شکل ۱-۲- موقعیت جغرافیایی منطقه باغ‌غلوم و راه‌های دسترسی به آن ۱۵
- شکل ۲-۲- نقشه زمین‌شناسی منطقه با مقیاس ۱:۱۰۰۰۰۰ ۱۸
- شکل ۱-۳- نمودار متقابل عناصر آهن و نیکل در حالت‌های مختلف..... ۴۳
- شکل ۲-۳- یک متغیر ناحیه‌ای فرضی Z در یک بعد (x)..... ۴۶
- شکل ۳-۳- تقسیم‌بندی روش‌های مختلف شبیه‌سازی زمین‌آماري ۵۵
- شکل ۴-۳- تابع چگالی نشان داده شده برای داده‌های ژئوشیمیایی برای دو جامعه آنومالی A و زمینه B ۶۱
- شکل ۱-۴- شبکه نمونه‌برداری منطقه مورد مطالعه ۷۸
- شکل ۲-۴- دندوگرام حاصل از آنالیز خوشه‌ای عناصر ۷۸
- شکل ۳-۴- نمودار پراکندگی عنصر مس حاصل از تبدیل Alr, Clr, Ilr نسبت به داده خام ۸۰
- شکل ۴-۴- نمودار توزیع فراوانی (هیستوگرام) عناصر داده‌های منطقه مورد مطالعه ۸۴
- شکل ۵-۴- هیستوگرام فراوانی داده‌های تبدیل شده به استاندارد نرمال ۸۵
- شکل ۶-۴- واریوگرام عناصر مس، سرب و روی ۸۷
- شکل ۷-۴- نقشه‌های منطقه حاصل از کریجینگ معمولی برای عناصر مختلف ۸۹
- شکل ۸-۴- نقشه‌های منطقه حاصل از کریجینگ معمولی پس از تبدیل معکوس لگاریتمی افزایشی ۹۰
- شکل ۹-۴- الگوریتم شبیه‌سازی گوسی متوالی ۹۳
- شکل ۱۰-۴- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی برای عناصر مختلف ۹۴
- شکل ۱۱-۴- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی پس از تبدیل معکوس لگاریتمی افزایشی ۹۵
- شکل ۱۲-۴- واریوگرافی غیرجهتی نتایج حاصل از کریجینگ و شبیه‌سازی گوسی متوالی ۹۶
- شکل ۱۱-۴- الگوریتم آماره فضایی U ۹۸
- شکل ۱۴-۴- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای صفر ۱۰۰
- شکل ۱۵-۴- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران ۱۰۱
- شکل ۱۶-۴- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای صفر ۱۰۲
- شکل ۱۷-۴- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران ۱۰۳

- شکل ۴-۱۸- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای صفر..... ۱۰۴
- شکل ۴-۱۹- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران..... ۱۰۵
- شکل ۴-۲۰- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای صفر..... ۱۰۶
- شکل ۴-۲۱- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران..... ۱۰۷
- شکل ۴-۲۲- نقشه‌های تخمین و شبیه‌سازی گوسی متوالی و مناطق امیدبخش عنصر مس در دو حالت همسانگرد و ناهمسانگرد..... ۱۰۹
- شکل ۴-۲۳- مدلسازی نمودار احتمال عناصر مختلف..... ۱۱۲
- شکل ۴-۲۴- نقشه مناطق امید بخش عناصر با استفاده از حدآستانه‌ای به دست آمده از روش مدلسازی نمودار احتمال..... ۱۱۴

فهرست جداول

جدول ۳-۱- روش‌های مختلف تخمین زمین‌آماري.....	۵۳
جدول ۴-۱- تقسيم بندی عناصر براساس آناليز خوشه‌اي.....	۷۸
جدول ۴-۲- نتايج حاصله از آناليز مولفه‌هاي اصلي.....	۷۹
جدول ۴-۳- پارامترهاي آماری عناصر در نمونه‌هاي سنگي.....	۸۰
جدول ۴-۴- ضريب همبستگي عناصر در نمونه‌هاي سنگي (سيستم بسته).....	۸۲
جدول ۴-۵- ضريب همبستگي عناصر براساس نتايج تبديل نسبت لگاريتمي افزايشي.....	۸۲
جدول ۴-۶- ضريب همبستگي عناصر بر اساس نتايج تبديل نسبت لگاريتمي ميان مرکز.....	۸۲
جدول ۴-۷- پارامترهاي آماری داده‌هاي عناصر حاصل از تبديل لگاريتمي افزايشي قبل و بعد از تبديل استاندارد نرمال...۸۵	۸۵
جدول ۴-۸- مشخصات پارامترهاي مدل واريوگرام.....	۸۸
جدول ۴-۹- پارامترهاي آماری داده‌هاي تخميني غلظت عناصر.....	۹۱
جدول ۴-۱۰- پارامترهاي آماری چهار تحقق برتر شبیه‌سازي گوسي متوالي برای عناصر مختلف.....	۹۷
جدول ۴-۱۱- نتايج محاسباتي مدل‌گذاري داده‌هاي عناصر مختلف.....	۱۱۳

فصل اول

کلیات

۱-۱- مقدمه

هاله‌های ژئوشیمیایی اولیه فضاهایی در اطراف کانسار می‌باشد که از نظر شیمیایی غلظت عناصر همراه با محلول‌های کانی‌ساز در آنها بیشتر بوده ولی عیار عناصر کانسار در آنها ممکن است به حد کانی‌سازی اقتصادی در برخی از کانسارها نرسیده باشند [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]. در اکتشافات ژئوشیمیایی جدایش محدوده‌های تحت تأثیر کانی‌سازی (مناطق آنومال)، از مناطقی که فرایندهای کانی‌سازی تأثیری روی آن‌ها نداشته (مناطق زمینه)، همواره از اهمیت بالایی برخوردار است. در واقع در این تحقیقات همواره امکان آن وجود دارد که مناطق آنومال و زمینه با هم تداخل داشته باشند. در چنین شرایطی مشکل تفکیک حد و مرز این دو جامعه ایجاد خواهد شد [قوامی‌ریایی و دارابی گلستان، ۱۳۹۳]. تعریف یک حدآستانه کمک شایانی در جداسازی این دو جامعه می‌نماید. به طور کلی وجود غلظت بالاتر از مقدار حدآستانه نشان دهنده یک رویداد و مقدار آنومالی است [Panno et al., 2006]. برای تشخیص حدآستانه‌ای که در واقع بیشترین تغییر غلظت زمینه است، روش‌های متعددی ارائه شده است. این روش‌ها از انواع روش‌های مبتنی بر توزیع آماری داده‌ها تا روش‌های مبتنی بر ساختار فضایی داده‌ها، تغییر می‌کنند. در دسته دوم این روش‌ها، موقعیت نقاط نمونه‌برداری و ارتباط فضایی آنها در تخمین مناطق آنومال در نظر گرفته می‌شود [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]. از جمله این روش‌ها، می‌توان به روش آماره فضایی U و روش فرکتال و از جمله روش‌های نوع اول به مدل‌سازی نمودار احتمال اشاره نمود. این روش‌ها بدون نظر کارشناس به بررسی آماری داده‌ها پرداخته و اقدام به جداسازی زیرجوامع و تشخیص مناطق آنومال می‌نماید.

در بررسی داده‌های ژئوشیمی توجّه به این موضوع که این داده‌ها دارای سیستم عددی بسته هستند، بسیار مهم است. سیستم عددی بسته به مجموعه داده‌هایی گفته می‌شود، که متشکل از چند متغیر است و یک یا چند محدودیت بر روی داده‌ها اعمال می‌شود. متغیرها در سیستم عددی بسته مستقل از هم نیستند و به عنوان مثال به صورت قسمتی در درصد و یا میلیون بیان می‌شوند [Egozcue and

[Pawlowsky-Glahn, 2005; Filzmoser et al., 2009a, 2009b] روش‌های آماری استاندارد برای داده‌هایی که در بازه منفی تا مثبت بینهایت تغییر می‌نمایند، طراحی شده است. لذا نمی‌توان این روش‌ها را بر روی داده‌ها دارای سیستم عددی بسته پیاده‌سازی نمود، زیرا در این سیستم مقدار هر ترکیب مثبت و مقدار آن بین ۰ تا ۱۰۰ می‌باشد [Filzmoser and Hron, 2009; Zuo et al., 2013; Engle and Rowan, 2013; Engle and Blondes, 2014]. در اکثر پژوهش‌های انجام شده عدم توجه به داده‌های ترکیبی سبب گردیده است که نتایج نادرستی بدست آید. روش‌های مختلفی برای آنکه بتوان داده‌ها را از سیستم عددی بسته به باز تبدیل نمود وجود دارد که از مهم‌ترین این روش‌ها، نسبت‌های تبدیلات لگاریتمی می‌باشد [Buccianti and Pawlowsky-Glahn, 2005; Filzmoser and Hron, 2008; Filzmoser et al., 2010; Carranza, 2011]. ضرایب بدست آمده از نسبت‌های لگاریتمی، متغیرهای تصادفی هستند که در بازه مثبت و منفی بی‌نهایت می‌باشند، در نتیجه روش‌های آماری بر روی آن‌ها قابل اجرا هستند.

برای جداسازی دقیق‌تر مناطق آنومال از زمینه داشتن دید مناسب از تغییرپذیری غلظت در منطقه مورد مطالعه، بسیار اهمیت دارد. در کارهای زمین آماری، تحقیقات مختلفی برای طراحی نمونه‌برداری انجام شده است که در این تحقیقات اکثراً از واریانس تخمین برای اندازه‌گیری عدم قطعیت استفاده شده است. واریانس تخمین تنها به موقعیت فضایی نمونه‌ها بستگی دارد، و از آنجا که مقدار نمونه‌ها در این روش مهم نمی‌باشد لذا تغییرپذیری محلی در این روش چشم‌پوشی می‌شود [Rossi and Deutsch, 2013]. اما باید توجه داشت که داشتن حالت‌های مختلفی از کانسار بجای یک تصویر میانگین که از کریجینگ بدست می‌آید، کمک بسیاری در مدلسازی کانسار یا هاله ژئوشیمیایی می‌تواند انجام دهد. زیرا در این صورت اثرهموارسازی ناشی از کریجینگ از بین خواهد رفت و می‌توان تغییرپذیری محلی را مشاهده نمود [سعید، ۱۳۸۳]. روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري می‌توانند کمک شایانی در این امر انجام دهند. اصول روش شبیه‌سازی زمین‌آماري برگرفته از اصول روش شبیه‌سازی مونت کارلو است با این تفاوت که در شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري، علاوه بر هیستوگرام اولیه داده‌ها، ایجاد مجدد واریوگرام داده‌ها نیز ملاک است و

می‌توان مهمترین خاصیت شبیه‌سازی زمین‌آماري تولید مجموعه‌ای از تحقق‌ها را دانست که دامنه‌های از حالت‌های ممکن را شامل می‌شود. در میان الگوریتم‌های مختلف این شبیه‌سازی، روش شبیه‌سازی گوسی متوالی از جمله مهمترین و پرکاربردترین روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري می‌باشد، که امروزه در بسیاری از شبیه‌سازی‌ها که بر روی پارامترهایی چون عیار، تخلخل، تراوایی و... صورت می‌گیرد، فراوان استفاده می‌شود.

۱-۲- خلاصه و ضرورت انجام طرح

تلاش‌های زیادی برای استفاده از روش‌های نوین جهت اکتشاف مس پورفیری به عنوان یک ماده معدنی پراهمیت در ایران شده است. در بررسی‌های ژئوشیمیایی به عنوان یکی از مراحل اکتشاف، تعیین مناطق آنومال همواره مسئله مهمی می‌باشد. در بین روش‌های موجود، استفاده از روش‌های مبتنی بر نظر کارشناس ژئوشیمیست در تعیین حدآستانه‌ای، همواره با خطاهای فراوانی روبروست که از نظر اقتصادی بسیار زیان‌آور می‌باشد. لذا استفاده از روش‌های برپایه مدل توزیع و بدون نظر کارشناسی مانند روش‌های آماره فضایی U و مدل‌سازی نمودار احتمال به عنوان دو روش با دقت بالا در این زمینه، بسیار مناسب است. در روش آماره فضایی U ، محیط مورد مطالعه را به دو صورت همگن و ناهمگن می‌توان در نظر گرفت. در کارهای انجام شده قبلی، محیط مورد مطالعه به علت آسان نمودن کار به صورت همگن در نظر گرفته شده است. از آنجا که محیط مورد مطالعه معمولاً به صورت ناهمگن می‌باشد و تغییرات غلظت و یا عیار در جهات مختلف متفاوت است، لذا باید از حالت دوم استفاده شود.

با توجه به اهمیت داده‌های ترکیبی و وجود خطای بالا در استفاده از این داده‌ها با سیستم عددی بسته به علت ایجاد ضریب همبستگی کاذب، قبل از استفاده از روش‌های آماری لازم است تا این داده‌ها را با استفاده از روش‌های مختلف ارائه شده، از این حالت خارج نمود. پس از تبدیل داده‌ها به سیستم عددی

باز، برای بالا بردن دقت جداسازی مناطق پرتانسیل، داشتن دید مناسبی از تغییرپذیری غلظت و یا عیار منطقه اهمیت بالایی دارد. از آنجاکه داده‌های برداشت شده در عملیات اکتشافی نسبت به منطقه مورد مطالعه بسیار کم است، لذا استفاده نمودن از روشی مناسب برای دید کافی داشتن از منطقه بسیار اهمیت دارد. مشکل اصلی روش کریجینگ که در برخی از موارد برای این منظور استفاده می‌شود، اثر هموارسازی آن به دلیل کاهش واریانس خطا است. روش کریجینگ برای کاهش خطا واریانس، مقدار نقاط با غلظت و یا عیار خیلی بالا را کاهش و مقدار نقاط با غلظت و یا عیار کم را افزایش می‌دهد که در این صورت پراکندگی مقادیر هدف کاهش می‌یابد.

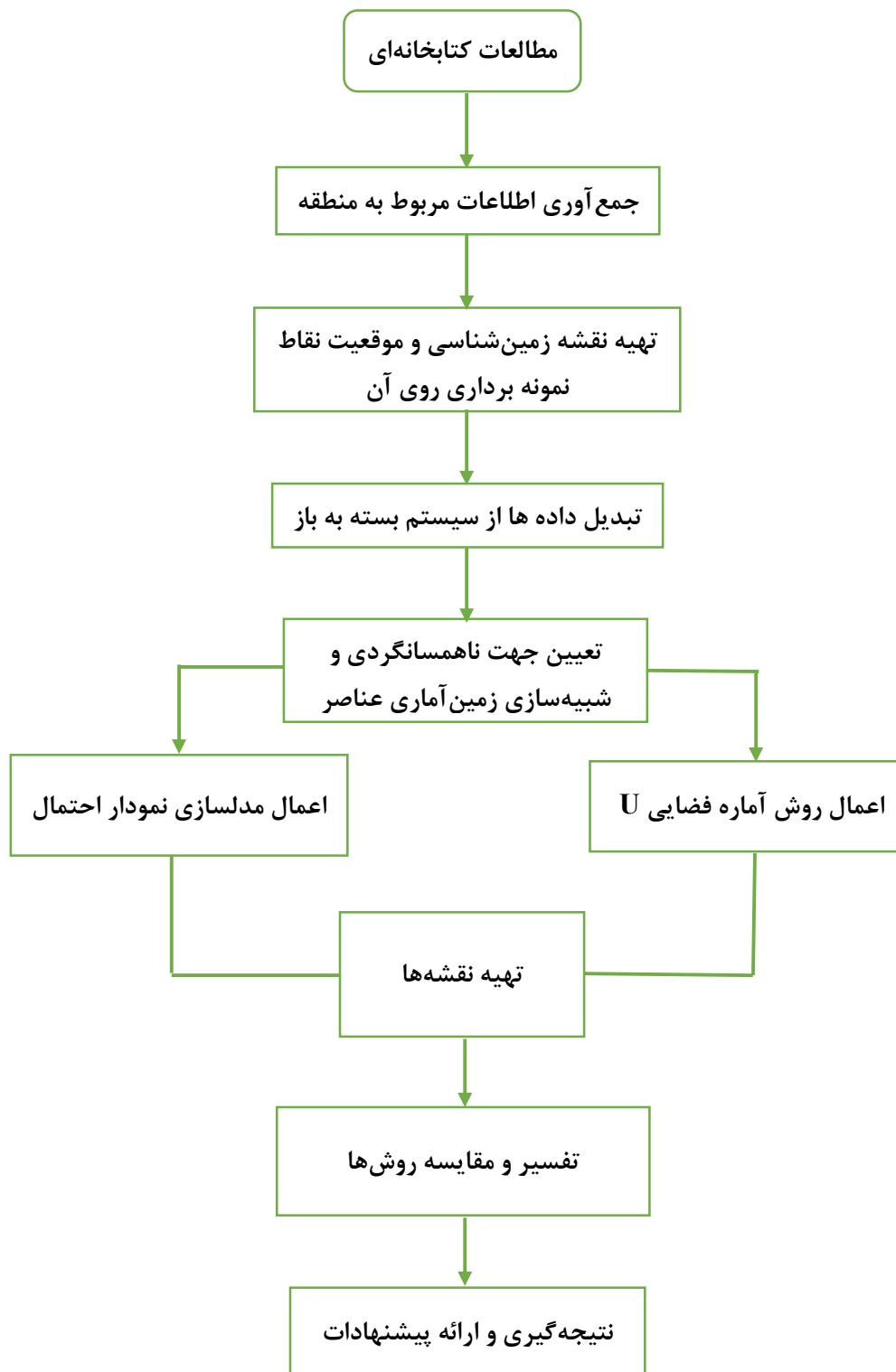
شبیه‌سازی زمین‌آماري با توجه به دقت بالا و از بین بردن اثر هموارسازی کریجینگ (ثبت تغییرات محلی هدف مورد نظر) همواره توصیه می‌شود. این روش دارای الگوریتم‌های متفاوتی است، که در بین این الگوریتم‌ها روش شبیه‌سازی گوسی متوالی به دلیل پرکاربرد بودن و انعطاف‌پذیر بودن آن اهمیت بالایی دارد.

۱-۳- طرح مسئله و هدف از انجام تحقیق

به منظور تجزیه و تحلیل داده‌های ژئوشیمیایی روش‌های مختلفی توسط محققان ارائه شده است. استفاده از روش‌های مناسب جهت جداسازی مناطق پرتانسیل یکی از مسائل پراهمیت در این بررسی‌ها است. تاکنون کاربرد روش آماره فضایی U با پیش فرض همسانگردی (هموژن) محیط نمونه‌برداری توسط محققین داخل و خارج کشور بر روی داده‌های ژئوشیمیایی مطرح و استفاده شده است. هدف اصلی این پایان‌نامه، در مرحله اول کاربرد این روش با پیش فرض ناهمسانگردی (غیرهموژن) محیط نمونه‌برداری داده‌های ژئوشیمیایی که توسط چنگ و همکاران [Cheng et al., 1996] مطرح شد، می‌باشد. در تحقیقات سابق، عدم توجه به ترکیبی بودن داده‌های ژئوشیمیایی سبب نتایج نادرستی شده است. بنابراین می‌توان

نتیجه گرفت که تبدیل داده‌های ژئوشیمیایی از سیستم عددی بسته به سیستم عددی باز پایه و اساس کارهای آماری و زمین‌آماری بر روی این داده‌ها می‌باشد. لذا هدف دیگر در این پایان‌نامه، استفاده از روش آماره فضایی U بر روی داده‌های دارای سیستم عددی باز است. در نهایت نتایج به دست آمده با روش مدل‌سازی نمودار احتمال برای بررسی دقیق‌تر مقایسه خواهد شد. برای این منظور ضرورت دارد که داده‌های ژئوشیمیایی مورد استفاده مرتبط با منطقه اکتشافی باشد که در خصوص حضور ماده معدنی ابهام وجود نداشته باشد. لذا در این تحقیق، داده‌های اکتشافی کانسار مس پورفیری یکی از ذخایر شناخته شده ایران (باغ‌غولم کرمان) مورد استفاده قرار گرفت. روش انجام کار و مراحل مختلف مطالعاتی در شکل (۱-۱) به طور خلاصه آورده شده است.

مطابق شکل (۱-۱) پس از انجام مطالعات کتابخانه‌ای و برداشت داده‌های لیتوژئوشیمیایی از منطقه باغ‌غولم کرمان، در ابتدا نقشه مبنایی برای سنجش کارایی روش‌ها ایجاد گردید. این نقشه همان نقشه زمین‌شناسی است که محل نقاط نمونه‌برداری شده بر روی آن مشخص گردید. پس از این مرحله با استفاده از تبدیلات مناسب داده‌ها از حالت ترکیبی خارج شده و با استفاده از روش واریوگرافی جهات ناهمسانگردی هر یک از عناصر مهم، مشخص گردید. با استفاده از کارآمدترین و انعطاف‌پذیرترین روش شبیه‌سازی زمین-آماری، روش شبیه‌سازی گوسی متوالی، تغییرپذیری غلظت عناصر مختلف مشخص شد. داده‌های حاصل از این روش داده‌های بسیار مناسب برای جداسازی زمینه از آنومال است. در این مرحله از دو روش آماره فضایی U و مدل‌سازی نمودار احتمال برای جداسازی مناطق آنومال و تعیین حدآستانه‌ای استفاده گردید. با مقایسه و تلفیق دو روش مذکور و مقایسه آن با نقشه‌های حاصل از شبیه‌سازی نتایج مناسب و دقیق از منطقه بدست آمد. در استفاده از روش آماره فضایی U باید توجه داشت که از آنجا که منطقه مورد مطالعه ناهمگن می‌باشد، برخلاف تحقیقات سابق که فرض بر همگن بودن مناطق مورد مطالعه بوده است، فرضیات مربوط به مناطق ناهمگن را باید پیاده‌سازی نمود.



شکل ۱-۱- روند مراحل مختلف روش انجام کار

۱-۴- سابقه تحقیق

سینکلر [Sinclair et al., 1974] از جمله کسانی است که برای اولین بار به بررسی حدآستانه‌ای و ارائه روش‌هایی برای تشخیص مناطق آنومال پرداخت. رز و همکاران [Rose et al., 1979] در مورد مفهوم آنومالی بیان کردند که حدآستانه‌ای غلظت یک عنصر، شاخصی است که غلظت‌های بزرگ‌تر از این مقدار آنومالی محسوب می‌شوند. با توجه به اهمیت این موضوع روش‌های مختلفی برای جداسازی جامعه آنومال از زمینه بیان شد. سینکلر و استانلی [Stanley and Sinclair, 1989] بیان نمودند که تعیین حدآستانه‌ای به یکی از سه روش تجربی، براساس مدل توزیع و نظر شخصی، براساس مدل توزیع و بدون نظر شخصی انجام می‌شود. روش آماره فضایی U برای اولین بار توسط چنگ و همکاران [Cheng et al., 1996] بیان شد. آنان بیان نمودند که این روش براساس مدل توزیع و بدون نظر شخصی به تعیین حدآستانه‌ای می‌پردازد. این روش با در نظر گرفتن موقعیت نقاط نمونه‌برداری و ارتباط فضایی آن‌ها، به جداسازی جامعه آنومال می‌پردازد. قنادپور و همکاران [Ghannadpour et al., 2013] با استفاده از این روش مناطق آنومال عناصر سرب و روی را در منطقه کرمان ایران شناسایی نمودند. نتایج نشان دهنده قدرت و دقت بالای این روش برای این منظور بود.

از جمله سایر روش‌های جداسازی مناطق آنومال براساس مدل توزیع بدون نظر شخصی روش مدل‌سازی نمودار احتمال است. برای اولین بار این تئوری توسط هازن در سال ۱۹۱۴ مطرح و در ساده کردن داده‌های مربوط به یک ذخیره از آن استفاده گردید. بعدها به کاربردهای مختلف این نمودار پی برده شد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]. تنایت و وایت [Tennant and White, 1959] در زمره اولین کسانی بودن که فواید به کارگیری کاغذ نمودار احتمال را برای داده‌های ژئوشیمیایی ارائه کرده‌اند. ویلیامز [Williams, 1967] و لپلتیر [Lepeltier, 1969] تأیید کرده‌اند که نمودار احتمال سریعاً می‌تواند برای آنالیز تعداد زیاد داده‌ها استفاده شود. قنادپور و همکاران [قنادپور و همکاران، ۱۳۹۱]، با استفاده از مفهوم

تکنیک‌های پیشنهادی قبلی در این زمینه، یک نرم‌افزار مؤثر و کاربردی که با استفاده از نمودارهای احتمال داده‌های آماری به تحلیل و جداسازی جوامع آماری می‌پردازد، طراحی نمودند. قوامی‌ریابی و همکاران [Ghavami-Riabi et al., 2010] با استفاده از دو روش آماره فضایی U و مدل‌سازی نمودار احتمال، مناطق آنومال طلا در منطقه سقز کردستان را شناسایی نمودند. استفاده از این دو روش در کنار هم باعث بالا رفتن دقت در جداسازی آنومالی از زمینه شد.

افراد زیادی از جمله پیرسن [Pearson, 1897]، سارمانوف و ویستلیوس [Sarmanov and Vistelius, 1959]، کرومبین [Krumbein W. C., 1962]، باتلر [Butler, 1979]، داویس [Davis J. C., 1986]، رولینسون [Rollinson, H.R., 1995]، آیچسون و اگازکیو [Aitchison and Egozcue, 2005] نشان دادند که داده‌های ژئوشیمیایی دارای سیستم عددی بسته‌اند و نمی‌توان کارهای آماری و زمین‌آماري را بر روی آنها پیاده‌سازی نمود. پس از آن راهکارهای فراوانی برای تبدیل این داده‌ها از سیستم عددی بسته به باز پیشنهاد گردید. فیلزموسر و همکاران [Filzmoser et al., 2009b]، با استفاده از داده‌های ترکیبی زیست محیطی، مشکلات و معایب این داده‌ها را نشان دادند. روشنی‌رودسری و همکاران [روشنی‌رودسری و همکاران، ۱۳۹۱]، به بررسی ضریب همبستگی عناصر در حالت سیستم عددی بسته و باز پرداختند. کارانزا [Carranza, 2011] به بررسی داده‌های ترکیبی در آنالیز داده‌های رسوبات آبراه‌های همراه با داده‌های پرت پرداخت. زو و همکاران [Zuo et al., 2013]، مناطق آنومال یکپارچه مربوط به کانی‌سازی را با استفاده از آنالیز داده‌های ترکیبی شناسایی نمودند. انگل و بلوندز [Engle and Blondes, 2014]، بین آنالیز داده‌های ترکیبی و مدل‌سازی ژئوشیمیایی ترمودینامیکی ارتباط برقرار کردند.

ژورنل در سال ۱۹۷۰ روش شبیه‌سازی زمین‌آماري را به عنوان یک روش قوی برای نشان دادن تغییرپذیری غلظت و یا عیار در منطقه معرفی نمود [سعید، ۱۳۸۳]. وان و همکاران [Vann et al., 2002]، از شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري برای سنجش و تحلیل ریسک استفاده نمودند. نتایج بدست آمده نشان‌دهنده

قدرت بالای این روش بوده است. آنان که از روش شبیه‌سازی گوسی متوالی در این تحقیق استفاده نمودند، به این نتیجه رسیدن که شاید بزرگترین مشکل برای استفاده از این روش انتخاب شعاع جستجو باشد. انتخاب شعاع همسایگی کوچک منجر به شرطی سازی ضعیف داده‌ها می‌شود. اصغری و همکاران [Asghari et al., 2009] و سلطانی و همکاران [Soltani et al., 2013]، از جمله کسانی بوده‌اند که با مقایسه روش شبیه‌سازی زمین‌آماري با روش کریجینگ معمولی، برتری این روش به دلیل حذف اثر هموارسازی روش کریجینگ معمولی را نشان دادند. سلطانی و همکاران [Soltani et al., 2014]، با استفاده از دو روش شبیه‌سازی زمین‌آماري و مدل فراکتال به شناسایی آلتراسیون‌های زون درون‌زاد کانسار مس سونگون پرداختند. امروزه از شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري در کارهای مختلف مانند تخمین ذخیره، تشخیص گسل، اکتشافات نفتی، تعیین رخساره‌های زمین‌شناسی، مدل‌سازی مخزن و ... استفاده می‌نمایند.

۱-۵- سازمان‌دهی پایان‌نامه

به منظور رسیدن به اهداف ذکر شده پایان‌نامه حاضر، در پنج فصل تنظیم گردیده است. فصول مذکور به شرح زیر سازمان‌دهی شده است:

- در فصل اول با عنوان کلیات، به بیان مقدمه‌ای از موضوع، سابقه تحقیق، ضرورت انجام طرح و اهداف تحقیق پرداخته شده است.
- در فصل دوم با عنوان زمین‌شناسی منطقه، به تشریح موقعیت جغرافیایی، کلیات زمین شناسی و ژئوشیمی منطقه مورد مطالعه پرداخته شده است.

- در فصل سوم با عنوان مبانی نظری و مفاهیم موضوع، به ارائه مفاهیم و مبانی نظری در رابطه با داده‌های ترکیبی، شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري، آماره فضایی U و مدل‌سازی نمودار احتمال که شامل تعاریف و آشنایی کلی با روش‌ها است، پرداخته شده است.
- در فصل چهارم با عنوان روش اجرایی و یافته‌های تحقیق، نحوه انجام کار و تحلیل نتایج حاصل از روند اجرای پروژه مورد بررسی قرار گرفته است.
- در فصل پنجم با عنوان نتایج و پیشنهادات، همان‌طور که از عنوان این فصل برمی‌آید نتایج قابل توجه حاصل از این تحقیق و پیشنهاداتی که در طی روند پروژه مورد توجه بوده‌اند، ارائه شده‌است.

فصل دوم

زمین شناسی منطقه

۲-۱- مقدمه

در این فصل ضمن معرفی منطقه مورد مطالعه، در خصوص وضعیت زمین‌شناسی منطقه توضیحاتی ذکر خواهد شد. به دلیل نزدیکی دو منطقه کرور و باغ‌غلوم، این دو منطقه دارای شرایط زمین‌شناسی تقریباً مشابهی هستند. این دو محدوده آلتیه با وسعتی بیش از دو کیلومتر مربع در فاصله حدود ۴۲ کیلومتری شرق جیرفت در کنار هم قرار دارند. لذا در ادامه آلتراسیون‌های موجود، زمین‌شناسی اقتصادی منطقه مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین بررسی‌های ژئوشیمیایی اولیه از جمله قسمت‌های دیگر این فصل خواهند بود.

۲-۲- موقعیت جغرافیایی و آب و هوایی منطقه

محدوده آلتراسیون باغ‌غلوم در فاصله حدود ۴۱ کیلومتری شرق جیرفت و ۱۲/۵ کیلومتری غرب روستای گمرکان و براساس سیستم تصویری UTM در بین خطوط 613-615 E و 3160-3162 M.N قرار می‌گیرد [سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور، ۱۳۸۴].

راه‌های دسترسی منطقه از شهر عنبرآباد به طریق ذیل می‌باشد (شکل ۲-۱).

- راه آسفالتی عنبرآباد - دهنه گمرکان به طول ۲۵ کیلومتر
- راه خاکی دهنه گمرکان - مورچین - مردار به طول ۱۰ کیلومتر
- راه مورچین - سنگستان به طول ۴ کیلومتر که حدود ۳ کیلومتر آن ماشین‌رو نیست.



شکل ۱-۲- موقعیت جغرافیایی منطقه باغ‌غولوم و راه‌های دسترسی به آن

باغ‌غولوم مزرعه‌ای کوچک قدیمی و متروکه است که در منطقه‌ای به نام سنگستان قرار دارد. بلندترین نقطه این منطقه کوهستانی دارای ارتفاعی بیش از ۸۰۰ متر از سطح دریا می‌باشد. آبراهه‌ای منطقه در این محدوده به طرف غرب، شمال غرب زهکش می‌شود. پوشش گیاهی این منطقه مانند مناطق اطراف شامل بادام کوهی، انجیر کوهی، بنه و درختان بومی دیگر است.

برگه ۱:۱۰۰۰۰۰۰ جبال بارز شامل چهار بخش ۱:۵۰۰۰۰ امجز، کروک، کنگرو و نیستان بالا می‌باشد. این مناطق به ترتیب دارای آب وهوای معتدل مایل به سرد، خشک ومعتدل، معتدل نسبتاً گرم و معتدل خشک می‌باشند [سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور، ۱۳۷۹]. از آنجاکه منطقه کوهستانی باغ‌غلو در برگه ۱:۵۰۰۰۰ امجز قرار دارد (شکل ۱-۲)، لذا دارای آب وهوای معتدل مایل به سرد است.

۲-۳- زمین‌شناسی منطقه

۲-۳-۱- زمین‌شناسی عمومی

رشته کوه جبال بارز، بخشی از کمربند ولکانیکی ارومیه-دختر است که بخش شمالی آن توسط دشت بم و بخش جنوبی آن توسط زمین‌های مرتفع حنا محدود می‌گردد. آبراهه‌های حاشیه شمالی که از جمله مهمترین آن‌ها رودخانه چاله‌خان و بند نسا است، به همراه تعداد زیادی آبراهه‌های فصلی وارد دشت بم می‌گردند. حاشیه جنوبی، نیز دارای رودخانه‌ها و آبراهه‌های فصلی متعددی می‌باشد که مهمترین آنها رودخانه‌های رود فرق (رودخانه کرور)، سنگستان و گمرکان است [سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور، ۱۳۸۳].

روند ساختمانی جبال بارز به تبعیت از روندهای کمربند آتشفشانی ارومیه - دختر، به موازات روند اصلی زاگرس، شمال غرب - جنوب شرق می‌باشد. شکستگی‌های اصلی منطقه نیز به موازات روند فوق است. روند عمومی سازندها، واحدهای ولکانیکی و رسوبی نیز از این روند تبعیت می‌کنند.

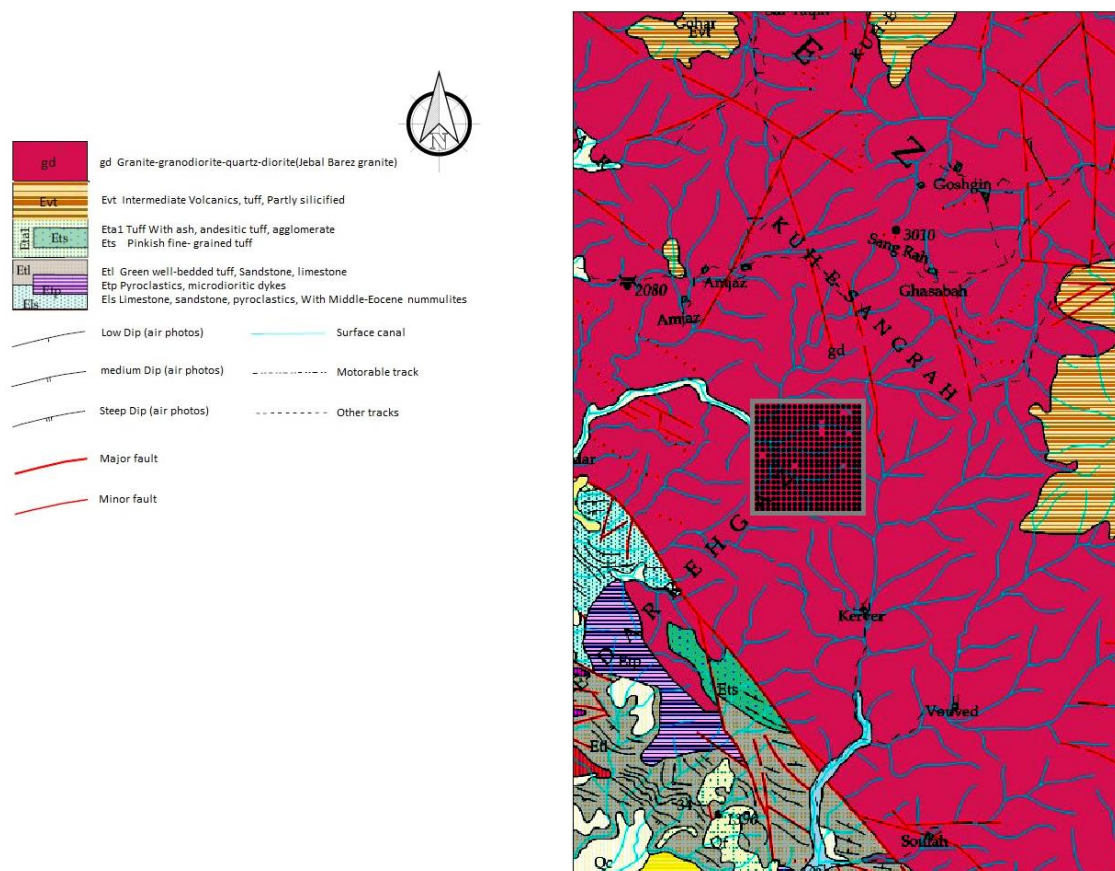
دو محدوده‌ی آلتراسیونی کرور و باغ‌غلو در بخش جنوبی رشته کوه جبال بارز قرار دارد. واحدهای سنگ‌شناسی ناحیه شامل واحدهای ائوسن در گستره‌ای وسیعی می‌باشد. بیشترین واحدها، شامل سنگ‌های آذرآواری است که در آن بطور بین لایه‌ای لاوهای ولکانیکی دیده می‌شود. همچنین کنگلومرا، ماسه‌سنگ و

توف با رنگ سبز دارای گسترش است. در این سنگ‌ها بطور محدود فسیل یافت می‌گردد. از آنجائیکه در تمام منطقه، سکانس ائوسن بطور گسله با اطراف ارتباط دارد، تخمین درستی از ائوسن نمی‌توان بدست آورد. اما در مجموع، بیش از چند هزار متر است. مقدار و تنوع سنگ‌های پیروکلاستیک زیاد و انطباق آنها با هم مشکل می‌باشد.

منطقه شامل انواع سنگ‌های نفوذی است که مهمترین آن گرانیت جبال‌بارز و تعداد زیادی دایک‌های دیوریتی می‌باشد. در منطقه کرور تنوع توده‌های نفوذی بیش‌تر از منطقه باغ‌غلوم است. تنوع توده‌های نفوذی باعث آلت‌ره شدن بخش‌هایی از سنگ‌های قدیمی‌تر شده است که نمونه‌های آن را در مناطق مختلف جبال‌بارز از جمله در کرور و باغ‌غلوم می‌توان مشاهده نمود.

۲-۳-۲- زمین‌شناسی محدوده‌های کرور و باغ‌غلوم

شکل (۲-۲)، نقشه زمین‌شناسی منطقه مورد مطالعه به همراه محل نمونه‌های برداشت شده را بر روی نقشه نشان می‌دهد. همانگونه که بیان شد، دو محدوده کرور و باغ‌غلوم در فاصله کمتر از ۲ کیلومتر در کنار هم قرار دارند. لذا دو منطقه دارای خصوصیات زمین‌شناسی، سنگ‌شناسی، عملکرد گسلها و زمین‌شناسی ساختمانی، زمان کانه‌زایی و آلتراسیون، عامل آلتراسیون و فازهای توده‌های نفوذی نوع کانه‌زایی تماماً با تغییراتی جزئی شبیه به هم می‌باشند. لذا این دو منطقه در یک مجموعه قرار می‌گیرند. در ادامه به طور خلاصه به بررسی واحدهای سنگی محدوده مورد مطالعه خواهیم پرداخت که به استناد گزارش‌های سازمان زمین‌شناسی و اکتشاف معدنی کشور (۱۳۸۴) تنظیم گردیده است. در بعضی از موارد به مقایسه واحدهای سنگی در دو محدوده کرور و باغ‌گلان برای درک بهتر پرداخته شده است.



شکل ۲-۲- نقشه زمین‌شناسی منطقه با مقیاس ۱:۱۰۰۰۰۰ (کادر خاکستری محل نقاط نمونه‌برداری را نشان داده است).

• واحد گرانیت آلکالن (g)

این واحد گرانیتی با مورفولوژی نسبتاً برجسته و خشن با رنگ سفید از دیگر واحدها تقریباً مشخص می‌باشد. روند گسترش آن از جنوب شرق به طرف شمال غرب و تحت تأثیر نفوذ سنگ‌های متعددی قرار گرفته، بطوریکه در همه جای آن دایک‌های متعددی را می‌توان مشاهده نمود. به این واحد سنگی به دلیل رنگ سفید آن، گرانیت هلوکرات گفته می‌شود و دارای بافت نسبتاً درشت است. در آن فلدسپات، کوارتز و بیوتیت قابل تشخیص و در کانی‌های مافیک از جمله بیوتیت، بخوبی مشهود است. دارای بافت گرانولار و

کانی‌های تشکیل دهنده سنگ، فلدسپات آلکالن بصورت بلورهای بی‌شکل درشت تا متوسط بوده و در بخش‌هایی دارای بافت گرافیکی است. بلورهای آلکالی فلدسپات با کوارتز هم‌رشدی همزمان داشته و گاه آلکالی فلدسپات کائولینیتی شده است. پلاژیوکلاز آن از نوع الیگوکلاز – آلبیت بصورت بی‌شکل در ابعاد حدود یک میلی‌متر، کوارتز بصورت بی‌شکل در ابعاد نیم تا دو میلی‌متر، بیوتیت به کلریت تجزیه شده است. به دلیل شکسته بودن اغلب بلورهای سنگ، در زیر میکروسکوپ نیز همانند سطح زمین، شکستگی سنگ به خوبی هویدا می‌باشد. کانی‌های ثانویه آن شامل لیمونیت، کلریت، کلسیت و هیدروکسیدهای آهن است. سه گروه دایک این واحد سنگی را قطع می‌کنند که عبارتند از:

الف - دایک‌هایی با ترکیب سینوگرانیت (لوکوگرانیت)

این دایک دارای رنگ تقریباً سیاه، بافت پورفیروئیدی می‌باشد. در روی زمین کوارتزهای مدور در داخل سنگ شکل بافت بادامکی^۱ به خود گرفته، به‌خوبی از گرانیت آلکالن قابل تمیز است. دارای بافت پورفیروئیدی با زمینه متبلور از هم‌رشدی بلورهای کوارتز و فلدسپات پتاسیک تشکیل شده که اغلب آرژیلیتی و سریسیتی شده‌اند. کانی‌های گروه اپیدوت از جمله زوئیزیت و کلینوزوئیزیت به همراه بیوتیت و کلریت حجمی از سنگ را تشکیل می‌دهند. در این سنگ آثار دگرسانی به شکل سریسیتی شدن، همراه با مسکویت‌زایی، سوسوریتی شدن، کلریتی شدن را می‌توان مشاهده نمود.

ب - دایک‌های دیوریتی

این دایک‌ها با رنگ سیاه با بافت دانه‌ریز، به فراوانی در گرانیت با پراکندگی و تنوع زیاد دیده می‌شود. همه این دایک‌ها مربوط به یک فاز نمی‌باشند و گاهی همدیگر را قطع نموده‌اند. به نظر می‌آید کانه‌زایی مس در ارتباط با یکی از این فازها بوده باشد.

^۱ Amygdaloidal

ج - دایک‌های گرانودیوریتی - گرانیتی

این دایک‌ها با بافت دانه‌ریز تا پورفیری، بعلت رنگ روشن در داخل گرانیت به خوبی مشخص نیستند. این دایک به نظر می‌آید از واحد گرانودیوریتی تغذیه شده است و نسبت به تعداد زیادی از دایک‌ها جوانتر بوده و ظاهراً در کانه‌زایی نقش نداشته است. این واحد بعلت نفوذ دایک‌های مختلف و شکستگی‌های فراوان تحت تأثیر آلتراسیون‌های مختلف قرار گرفته است. آلتراسیون‌ها در نواحی مختلف متفاوت و در دو ناحیه کرور و باغ‌غلوم شدیدتر است. رنگ آن در این دو ناحیه نسبت به مناطق غیرآلتره قرمز و سطح شکست آن سفید استخوانی می‌باشد. بخش‌هایی از آن سربستی، پروپیلیتی و آرژیلیتی است که در بخش‌های سربستی پیریت به مقدار زیاد وجود دارد. رنگ قرمز در نواحی آلتره می‌تواند در اثر اکسید شدن پیریت و وجود اکسید آهن باشد. در محل‌هایی که آب زیرزمینی به سطح زمین برسد، در سطح گوگرد دیده می‌شود که بیانگر وجود کانه‌های سولفور در سنگ است. همانگونه که ذکر گردید گرانیت در منطقه کرور و باغ‌غلوم علاوه بر متأثر بودن از دیوریت آلتره منطقه، متأثر از حداقل دو فاز دیوریتی دیگر می‌باشد که یکی از آن‌ها دانه متوسط تا دانه درشت است. به شکل دایک دیده می‌شود که احتمالاً نقش اصلی در این آلتراسیون داشته است.

• واحد دیوریت (d)

این واحد در بخش‌های وسیعی از دو محدوده کرور و باغ‌غلوم دارای گسترش است. ترکیب سنگ - شناسی آن در نمونه‌های دستی از دیوریت تا دیوریت دانه‌ریز (ساب ولکانیک) تغییر می‌کند. کانی‌های فلدسپات، آمفیبول و پیروکسن قابل تشخیص است. بافت و ترکیب آن خیلی متغیر و رنگ آن بعلت هوازدگی و آلتراسیون کانی‌های مافیک به خاکستری مایل به سبز تغییر نموده است. دایک‌های متعددی از این واحد در داخل گرانیت آلکالن منطقه نفوذ نموده است. قطعات فراوانی از این دیوریت به شکل انکلاو در داخل

واحد گرانودیوریتی وجود دارد. همچنین تحت تأثیر نفوذ دایک‌های مافیک و دایک‌های اسیدی تر بخش‌هایی از آن آلتیره شده است. زمان تشکیل این دیوریت از واحد گرانیتی جوان تر و از واحد گرانودیوریتی قدیمی تر می‌باشد. واحد دیوریتی شدیداً تحت تأثیر واحد گرانودیوریتی قرار گرفته، بطوریکه در مناطقی که آلتراسیون تأثیر کمتری گذاشته است، می‌توان نوعی همبری را در دیوریت مشاهده نمود. دارای بافت متغیر، ولی عموماً ریز بلور، همراه با بلورهای درشت در متن ریز (پورفیروئید) می‌باشد. ترکیب کانی‌شناسی آن شامل پلاژیوکلاز، فلدسپات، پیروکسن، آمفیبول، کوارتز و کانی‌های دگرسان شده است. پلاژیوکلاز با بلورهای بی‌شکل از نوع آندزین - الیگوکلاز با بیش از ۷۰ درصد ترکیب سنگ را تشکیل می‌دهد. درون پلاژیوکلاز بلورهای آمفیبول بعنوان انکلوزیون^۱ وجود دارد و پلاژیوکلاز اکثراً به اپیدوت تغییر یافته است.

این واحد نیز تحت تأثیر دگرسانی قرار گرفته است. سوسوریتی شدن فلدسپات پلاژیوکلاز با بروز کانی‌های گروه اپیدوت (زوئیزیت + اپیدوت + کلریت) و سریسیتی شدن مختصر پلاژیوکلاز از جمله مهم‌ترین نوع دگرسانی‌های آن می‌باشد.

• واحد گرانودیوریت (gd)

این توده نفوذی با مرفولوژی بلند و خشن از دیگر واحدها مشخص است. به علت جوان تر بودن نسبت به توده‌های اطراف، کمتر تحت تأثیر آلتراسیون در گستره وسیع قرار گرفته است. رنگ آن خاکستری با بافت نسبتاً دانه درشت و کانی قابل تشخیص در روی زمین شامل فلدسپات، بیوتیت، آمفیبول و مقدار کمی کوارتز می‌باشد. در این توده نفوذی انکلاوهای فراوانی در اندازه‌های مختلف از دیوریت دیده می‌شود. از نظر سنی همانگونه که ذکر گردید، در بین توده‌های نفوذی بزرگ منطقه از همه جوانتر بوده و بقیه را تحت تأثیر قرار داده است. بخش اعظم دارای ساخت توده‌ای است، ولی در بخش‌هایی میتوان جهت یافتگی را مشاهده نمود. در این جهت یافتگی هم علاوه بر تغییر ساخت، در آن تغییرات کانی‌شناسی هم وجود دارد.

¹ Inclusion

دارای بافت گرانولار بوده و ترکیب کانی‌شناسی سنگ شامل پلاژیوکلاز، آمفیبول، بیوتیت، آلکالی فلدسپات، کوارتز، کانی اپک، کلریت، اسفن و اپیدوت می‌باشد.

بخش غربی این توده نیز متأثر از آلتراسیون شده است. بطوریکه بخش‌هایی از آن آلتره شده و در آن زون‌های پروپلیتیک و سریسیتیک قابل تفکیک بوده، ولی مرز آلتراسیون از مرز غیر آلتره تقریباً بطور وضوح مشخص است. این توده در امتداد آبراهه کرور در مناطقی بافت میلونیتی از خود نشان می‌دهد. حتی کانه‌زایی در این واحد در زون آلتره به شکل رگه‌های موازی است که می‌توان متأثر از جهت یافتگی موجود در سنگ باشد.

• واحد سنگی بخش آلتره

لیتولوژی بخش اعظم زون آلتره کرور و باغ‌غلو متفاوت است. بدین معنی که در ناحیه کرور واحد اصلی که تحت تأثیر آلتراسیون قرار گرفته واحد دیوریتی بوده، ولی واحدهای گرانیت آلکالن و گرانودیوریت نیز از آلتراسیون در این ناحیه مصون نمانده است. در ناحیه باغ‌غلو واحد گرانیت آلکالن تحت آلتراسیون بوده است.

همانگونه که در بحث واحد دیوریتی گفته شد، لیتولوژی آن بسیار متغیر می‌باشد. بطوریکه از دیوریت تا میکرودیوریت، گرانودیوریت و کوارتز مونزودیوریت تغییر می‌کند. علاوه بر آن، این واحد در این ناحیه حداقل متأثر از نفوذ دو گروه دایک دیوریتی دیگر می‌باشد که یکی از آنها باعث کانه‌سازی شده و در گروه دوم کانی‌سازی صورت نگرفته است. هر دو گروه دارای ترکیب دیوریتی ولی گروه دوم نسبت به گروه اول مافیک‌تر است. علاوه بر دیوریت در منطقه کرور بخش‌هایی از واحد گرانودیوریت و واحد گرانیت آلکالن نیز تحت تأثیر آلتراسیون قرار گرفته‌اند. در آنها نیز آلتراسیون سریسیتی و پروپیلیتی شدن را بخوبی میتوان مشاهده نمود.

آنچه از دیدگاه سنگ‌شناسی در منطقه کرور قابل ذکر است، تغییرات لیتولوژی شدید این منطقه می‌باشد. در مطالعات سنگ‌شناسی این تغییرات بسیار زیاد و علاوه بر تغییرات شیمیایی شامل یک گروه از تغییرات فیزیکی نیز می‌باشد. بطوریکه مجموعه نمونه‌های سنگ‌شناسی که در مسیر آبراهه اصلی کرور گرفته شده است، نوعی بافت میلونیتی را نشان می‌دهد. برای این تغییرات دو علت میتوان جستجو نمود که عبارتند از:

الف - تغییرات سنگ‌شناسی و نفوذ دایک‌های متعدد

ب - تحت تأثیر قرار گرفتن سنگ‌ها و نئومورف شدن تعدادی از کانی‌های جدید به همراه آلتراسیون در آنها.

در منطقه کرور لیتولوژی زون آلتره حداقل سه واحد دیوریت، گرانیت آلکالن و گرانودیوریت است. این واحدها علاوه بر تأثیر متقابل بر یکدیگر، حداقل تحت تأثیر دو گروه از دایک‌های نفوذی با ترکیب دیوریت و گابرو - دیوریت قرار گرفته است. کانه‌زایی در ارتباط با دایک‌های دیوریتی و توده نفوذی منشأ آن است. کانه‌زایی به همراه آلتراسیون‌ها باعث نوعی زون بندی در منطقه شد که تأثیر خود را علاوه بر آلتراسیون به شکل لیتولوژی و مرفولوژی نیز نشان داده، بطوریکه بخش مرکزی یا زون پتاسیک نسبت به اطراف مرتفع‌تر است و تغییرات لیتولوژی و تعداد دایک‌های نفوذی در آن زیاد می‌باشد. در مناطق مختلف آن کانه‌زایی بصورت استوک ورک وجود داشته و در اثر تجزیه شدن کانه‌های مس در سطح، کانی‌های ثانوی مس (مالاکیت) خودنمایی می‌کند.

در اطراف زون پتاسیک، زون سربستی وجود دارد. کانی شاخص این زون سربست، کوارتز و پیریت است. بر اثر تجزیه پیریت، اکسیدهای ثانویه آهن به سنگ‌ها رنگ قرمز تا سیاه داده است.

به طور محدود کانه‌زایی مس به شکل رگه و رگچه‌ای و ارتفاع آن نسبت به زون پتاسیک پست‌تر می‌باشد. بر اثر شسته شدن کانه‌های مس، از ارتفاع بالاتر، در این زون کربنات مس (مالاکیت) گاه به شکل زنگاب در دیواره سنگ‌ها دیده می‌شود. بر اثر تجزیه پیریت، در نقاط مرطوب گوگرد ثانوی بر دیواره سنگ‌ها بوجود آمده است.

در منطقه باغ‌غلوم لیتولوژی زون آلتره دارای تغییرات کمتر است، بطوریکه لیتولوژی آن فقط گرانیات آلکالن می‌باشد که تحت تأثیر آلتراسیون قرار گرفته است. در آن نیز دو گروه دایک دیده می‌شود که تنها دایک‌های دیوریتی باعث کانه‌زایی مس در آن شده است. زون پتاسیک به وضوح منطقه کرور قابل تفکیک نیست و کانه‌زایی مس نیز از گسترش کمتری برخوردار است. ولی زون سربیسیتیک دارای گسترش زیاد، کانه اصلی آن شامل سربیسیت، کوارتز و پیریت است. سطح سنگ‌ها بر اثر اکسید آهن به رنگ قرمز مایل به سیاه درآمده است. شیب عمومی آن نیز از شرق به طرف غرب بوده و از دیدگاه وجود مس و کانه‌های دیداری چندان حائز اهمیت نمی‌باشد.

• دایک‌های نفوذی

منطقه آلتره کرور و باغ‌غلوم همانگونه که ذکر شد، حداقل تحت تأثیر نفوذ دو گروه دایک نفوذی قرار گرفته است. گروه اول دسته‌ای از دایک‌ها که دارای ترکیب اسیدی‌تر و رنگ آن نسبت به گروه دوم روشن‌تر می‌باشد. در روی زمین این دسته از دایک‌ها را گرانو – دیوریت میتوان نامید و دارای بافت نسبتاً ریزدانه هستند. در آن فلدسپات، بطور محدود کوارتز و کانی‌های مافیک تجزیه شده قابل تشخیص است. کانه‌زایی مس به شکل رگه‌ای و پراکنده در آنها دیده می‌شود. سولفورهای آن تجزیه و در سطح مالاکیت مشخص است.

این سنگ دارای بافت میکروگرانولار و ترکیب کانی‌شناسی آن شامل پلاژیوکلاز، کوارتز، کلریت و کانی‌های اپاک است. پلاژیوکلاز با بلورهای ریز و بی‌شکل که در هسته مرکزی دارای ترکیب متوسط و در هاله خارجی دارای ترکیب معادل الیگوکلاز – آلبیت هستند، بیش از ۵۰ درصد از ساختار سنگ را در بر گرفته است. بلورهای پلاژیوکلاز در مواردی کلریتی شده است. کلریت، کانی ثانویه آن می‌باشد که در امتداد شکستگی‌ها و درزه‌های سنگ تشکیل گردیده است. کانی اپاک ۲ درصد از ساختار سنگ را دربر می‌گیرد و همزمان با بلورهای کلریتی در این سنگ شکل گرفته است.

گروه دوم دسته‌ای از دایک‌ها هستند که دارای رنگ تیره و دارای بافت تقریباً پورفیری می‌باشند. در این گروه بلورهای فلدسپات و آمفیبول قابل تشخیص است و کانه‌زایی مس در آن مشاهده نشد. کانی‌های پلاژیوکلاز، آلکالی فلدسپات، کلریت، کانی اپاک و اکسید آهن در زیر میکروسکوپ قابل تشخیص است. پلاژیوکلاز به عنوان فنوکریست با ترکیب آندزین – الیگوکلاز و در زمینه سنگ با ترکیب الیگوکلاز – آلبیت تبلور یافته است. بلورهای پلاژیوکلاز در مواردی از هسته مرکزی و گاه در مناطق حاشیه خارجی قبل از زون آلبیتی به آلکالی فلدسپات و سپس به کلریت – سریسیت تبدیل شده‌اند. آمفیبول تحت تأثیر دگرسانی کاملاً از بین رفته و جای آن را بلورهای کلریت، لوکوسن کانی اپاک اشغال نموده‌اند. زمینه سنگ را بلورهای میکرولیتی پلاژیوکلاز، آلکالی فلدسپات، کانی‌های اپاک، کلریت و سریسیت تشکیل می‌دهند. کانی‌های ثانویه آن شامل کلریت، کانی اپاک، آلکالی فلدسپات، سریسیت، اکسید و هیدروکسید آهن هستند.

۲-۴- رده‌بندی آلتراسیون در منطقه مورد مطالعه

رده‌بندی دگرسانی در دو منطقه کرور و باغ‌غلوم، علاوه بر مشاهدات صحرایی و عکس هوایی بیشتر براساس مطالعات سنگ‌شناسی صورت گرفته است. در دگرسانی سریسیتی که کوارتز و سریسیت کانی‌های اصلی این دگرسانی هستند، کانی‌های دیگری نظیر کائولینیت نیز دیده می‌شود. ولی با توجه به فراوانی

سریسیت در نمونه این دگرسانی را میتوان تفکیک نمود. این مشکل در مورد زون‌های دیگر مانند زون پتاسیک و آرژیلیک نیز وجود دارد. وجود انواع مختلف دایک و لیتولوژی‌های گوناگون خصوصاً در بخش پتاسیک، جداکردن آنها در روی زمین با توجه به مقیاس گاه کار بسیار مشکل و حتی امکان ناپذیر می‌باشد [سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور، ۱۳۸۴]. یکی از عوامل مؤثر در تعیین حدود زون‌های آلتراسیون، تأثیر سنگ میزبان در نوع محصولات آلتراسیون است. اغلب دانشمندان معتقدند که محصولات آلتراسیون در سیستم گرمایی بیشتر به ترکیب سیال، حرارت و نفوذپذیری بستگی دارد. البته محققین دیگر بر نقش اساسی سنگ دیواره دگرسانی گرمایی خصوصاً در سیستم‌های گرمایی تأکید نموده‌اند [کریم‌پور و سعادت، ۱۳۹۰]. در محدوده مطالعاتی نیز به نظر می‌آید که نقش ترکیب سیال از سنگ دیواره بیشتر می‌باشد [سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور، ۱۳۸۴].

۲-۴-۱- آلتراسیون پتاسیک

در آلتراسیون پتاسیک اغلب فلدسپات‌های آلکالن جانشین پلاژیوکلاز شده و در رگچه‌ها همراه با کوارتز، سولفید مشاهده می‌گردد. بیوتیت ثانویه، سریسیت و سولفیدها، کانی‌های همراه معمول هستند. پتاسیم فلدسپات ثانوی که حاصل آلتراسیون پتاسیک است، اغلب از تبدیل پلاژیوکلاز به آلکالی فلدسپات تشکیل شده‌اند. کانی‌های مافیک در سنگ‌هایی مانند آندزیت، دیوریت، گرانودیوریت و گرانیت به بیوتیت تبدیل شده‌اند که یکی از شاهد‌های اصلی آلتراسیون پتاسیک است. بخش اعظم آلتراسیون پتاسیک در قسمت مرکزی زون آلتره کرور قرار دارد. شکل عمومی آن بصورت تقریباً دایره‌ای است و مرفولوژی آن نسبت به اطراف مرتفع‌تر می‌باشد.

کانه‌زایی مس به شکل پراکنده در تمام زون پتاسیک مشاهده و در میان شکستگی‌ها و مسیر گسل‌ها تمرکز کانه‌زایی بیشتر است. در مطالعه مقاطع صیقلی در منطقه، در اکثر مقاطع مگنتیت بصورت دانه‌های منفرد تا تجمعی در متن نمونه‌ها پراکنده‌اند و تحت فرایندهای اکسیداسیون و هوازدگی در بیشتر موارد در

حال تبدیل به ماتریت است. فاز سولفیدی رگچه‌ای موجود در سطح مقطع تعداد زیادی از نمونه‌ها تحت فرایند سوپرژن و اکسیداسیون به لپیدوکروسیت با باقیمانده‌های ریز پیریت در آمده است. کالکوپیریت بصورت باقیمانده^۱ توسط هیدروکسید آهن گوئیت در برگرفته شده است. قدمت فاز سولفیدی (پیریت – کالکوپیریت) بجز انکلوژیونهای پیریت، نسبت به مگنتیت کمتر می‌باشد.

۲-۴-۲- آلتراسیون سریسیتی

مطالعات صحرایی و پتروگرافی بیانگر وجود این آلتراسیون در سطح وسیعی از زون آلتزه می‌باشد. مطالعه مقاطع نازک معرف آن است که بیش از ۸۰ درصد نمونه‌ها، آلتراسیون سریسیتی می‌باشد. این آلتراسیون با بیشترین گسترش از تنوع لیتولوژی نیز برخوردار است، بطوریکه ترکیب سنگ‌شناسی آن از گرانیات آکالن تا دیوریت و گابرو تغییر می‌نماید. دگرسانی سریسیتی در منطقه کرور و باغ‌غولوم با پاراژنر کانی‌شناسی سریسیت، کوارتز، پیریت و کلریت شناسایی شده است. پدیده سریسیتی شدن را در دیوریت، گرانیات آکالن، گرانودیوریت و دایک‌های منطقه میتوان مشاهده نمود. پدیده سریسیتی شدن به سه شکل انتخابی^۲، فراگیر^۳ و رگه – رگچه‌ای^۴ در منطقه وجود دارد. در دگرسانی انتخابی پلاژیوکلاز بطور بخشی به سریسیت و کانی‌های مافیک نیز تا حدی به کلریت تبدیل شده‌اند. در دگرسانی فراگیر بخش اعظم سنگ به مجموعه‌ای از سریسیت، کوارتز و به پیریت و سایر کانی‌ها تبدیل شده است.

در دگرسانی رگه – رگچه‌ای، کوارتز و پیریت بصورت رگچه‌ای در سطح سنگ پراکنده بوده و سریسیت که از دگرسانی پلاژیوکلاز بوجود آمده است، به مقدار اندک در زمینه دیده می‌شود. بیشترین

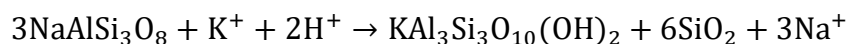
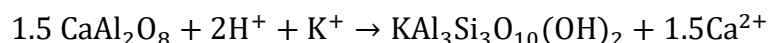
¹ Residual

² Selective

³ Pervasive

⁴ Vein - Veinlet

سولفید همراه آلتراسیون سریسیتی، پیریت و به طور محدود کالکوپیریت است. واکنش‌های شیمیایی که برای دگرسانی سریسیتی در منطقه می‌توان در نظر گرفت عبارتند از:



به نظر می‌رسد در نتیجه دگرسانی سریسیتیک، سدیم، کلسیم و منیزیم از سنگ‌های آلومینوسیلیکاتی بیرون رانده شدن و ورود پتاسیم فلدسپات‌های موجود در سنگ، برای تشکیل سریسیت حادث می‌شود. آهن حاصل از دگرسانی کانی‌های مافیک با آهن و گوگرد موجود در سیالات گرمابی پیریت را تولید می‌نماید.

۲-۴-۳- آلتراسیون آرژیلیک

گسترش این آلتراسیون در مناطق مورد مطالعه نسبت به انواع آلتراسیون‌های معرفی شده دیگر کمتر است، ولی اکثراً در بین زون سریسیتی و پروپلیتیک قرار دارد. این آلتراسیون توسط کانی‌های رسی مشخص می‌شود که در منطقه مورد مطالعه شامل کائولینیت، کلریت و پیریت است. بطور خیلی محدود، کانه مس به شکل مالاکیت بعضاً کالکوپیریت در آن می‌توان مشاهده نمود.

با توجه به اینکه مطالعه زون آلتراسیون تنها بر پایه نمونه‌های سطحی انجام شده است، از گسترش قائم انواع دگرسانی‌ها اطلاعاتی در دست نیست ولی بر پایه وضعیت مرفولوژی منطقه و وجود آبراهه‌های عمیق در اطراف زون پتاسیک و در داخل ناحیه آلتره می‌توان بیان نمود این زون بندی تا عمقی می‌تواند ادامه داشته باشد.

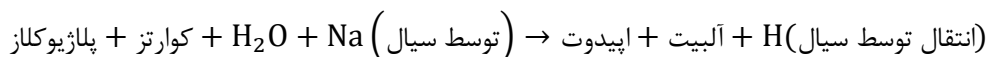
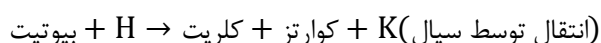
تشکیل دگرسانی آرژیلیک، شرایط اسیدی است و بطور کامل یا بطور وسیعی تمامی کاتیون‌های قلیایی از سنگ بیرون کشیده می‌شوند. چنانچه مقادیر محدودی پتاسیم، کلسیم و منیزیم در سنگ باقی

بماند، صرف تشکیل مونت موریلینیت، ایلیت، هیدرومیکا و کلریت می‌شود. این کانی‌ها همراه با کائولینیت به دگرسانی رسی حدواسط موسوم است [شهاب‌پور، ۱۳۹۴].

۲-۴-۴- آلتراسیون پروپیلیتیک

این آلتراسیون گسترده‌ترین دگرسانی در منطقه می‌باشد، بطوریکه بخش وسیعی از سنگ‌های منطقه تحت تأثیر آن قرار گرفته‌اند. در منطقه مورد مطالعه این دگرسانی با پاراژنز کانی‌شناسی اپیدوت، کلریت، آلبیت به مقدار ناچیز سریسیت اکسید و هیدروکسیدهای آهن قابل شناسایی است. کانی‌های اصلی این دگرسانی شامل کلریت، اپیدوت و کلسیت (کانی‌های کلسیم و منیزیم‌دار) است که در نتیجه دگرسانی کانی‌های مافیک و جزء آنورتیتی پلاژیوکلاز و تزریق مقادیری Ca_2O حاصل می‌شود. پتاسیم حاصل از کلریتی شدن بیوتیت بصورت سریسیت در می‌آید و جزء آلبیتی مربوط به پلاژیوکلاز ثابت باقی می‌ماند. کانی‌های فرعی این دگرسانی شامل آپاتیت، انیدریت، آنکریت و همتیت است. سولفیدهایی که ممکن است همراه با این دگرسانی یافت شوند شامل مقادیر ناچیز پیریت و کالکوپیریت است [شهاب‌پور، ۱۳۹۴].

در مطالعات انجام شده دگرسانی پروپیلیتیک نوع فراگیر در اغلب واحدهای سنگ‌شناسی منطقه (دیوریت، گرانودیوریت و ولکانیک) مشاهده می‌گردد. واکنش شیمیایی زیر را می‌توان برای آلتراسیون پروپیلیتیک منطقه در نظر گرفت.



۲-۴-۵- آلتراسیون سیلیسی

این دگرسانی به شکل‌های مختلف در اکثر سنگ‌های منطقه (نفوذی، ولکانیک) مشاهده می‌شود. شکل وسیع آن در محدوده مورد مطالعه جهت آلتراسیون به دو صورت رگه - رگچه‌ای و فراگیری دیده

می‌شود. در حالت رگه - رگچه‌ای معمولاً به صورت بلورهای درشت کوارتز و اکثراً به صورت پرکننده فضای خالی مشاهده می‌گردد. رگه‌های سیلیسی، بخش کانه‌دار را در بر می‌گیرد. در واقع حضور آلتراسیون سیلیسی از نوع رگه‌ای و استوک ورک به عنوان نشانه اکتشافی در منطقه در نظر گرفته می‌شود. سیلیسی شدن فراگیر در محدوده آلتراسیون نیز به صورت زیر اتفاق افتاده است.

الف - سیلیسی شدن فراگیر که در واقع تماماً در متن سنگ کوارتز به صورت دانه‌ریز و پراکنده و گاهی به شکل رگچه رخ داده است. این سیلیسی شدن بیشتر در حاشیه گرانیات آلکالن رخ داده است و در آن بطور محدود کانه‌زایی مس را نیز میتوان مشاهده نمود. نمونه شاخص آن را در حاشیه جنوب و جنوب‌شرق زون آلتره میتوان مشاهده نمود.

ب - سیلیسی شدن فراگیری که در آن سیلیس آمورف به صورت رگه‌ای شکل گرفته است. در گوشه جنوب‌شرق آلتراسیون کرور در ضخامتی حدود کمتر از ۸۰ متر، رگه‌های سانتیمتری سیلیس آمورف به شکل لایرینگ و گاه متقاطع، منظره‌ای مینیاتوری را بوجود آورده است. این رگه‌ها شامل سیلیس به رنگ‌های مختلف (خاکستری، شیری، دودی و قرمز) و اپیدوت است که ارتوز و قطعاتی از سنگ‌های دیوریتی (d) را در بر گرفته است.

به طور کلی برای آلتراسیون سیلیس در این ناحیه دو منبع را میتوان در نظر گرفت:

الف- سیلیس ممکن است از محلول‌های گرمایی ته‌نشین شده باشد.

ب- به عنوان محصول فرعی دگرسانی فلدسپات‌ها و دیگر کانی‌ها در حین لیچ شدن کاتیون‌های برجای مانده باشد.

۲-۵- رابطه زمین‌ساخت منطقه مورد مطالعه با آلتراسیون

نقش شکستگی‌ها و گسل‌ها بعنوان معبری برای جریان محلول‌های گرمابی مورد تأکید اکثر محققین است. مطالعات صحرایی مناطق دگرسانی و انطباق آنها با زون‌های گسله و شکستگی‌ها در منطقه باغ‌غلوم و منطقه کرور رابطه آشکاری را بین آلتراسیون و ساختمان تکتونیکی نشان می‌دهد.

شکستگی‌ها و گسله‌های منطقه را بطور کلی میتوان در دو گروه مجزا کرد:

الف- شکستگی‌ها و گسله‌هایی که ناشی از تکتونیک کلی منطقه می‌باشند و دارای روند کلی شمالی - جنوبی و شمال غرب - جنوب شرق است. آلتراسیون‌ها و کانه‌زایی‌ها در این دو منطقه آلتره برخلاف مناطق دیگر کمتر در ارتباط با آن می‌باشد و گاه محدود کننده زون‌های آلتره است. بطوریکه زون‌های آلتره گاه توسط آن از مناطق غیر آلتره جدا می‌گردد.

ب- شکستگی‌های موجود در دو زون آلتره باغ‌غلوم و کرور با مطالعات صحرایی و ساختاری بیان کننده نوعی روند خمیده و دایره‌ای شکل است که به صورت مجموعه گسل‌های موازی به آهستگی تغییر جهت پیدا می‌کنند. این نوع ساخت‌ها می‌تواند بیانگر جایگیری توده نفوذی باشد که بر اثر جایگیری توام با فشار صورت گرفته است. بر اثر آن شکستگی‌ها در سنگ‌ها ایجاد گشته و دایک‌های نفوذی در میان تعدادی از این شکستگی‌ها جای گرفته‌اند. استقرار توده نفوذی بعنوان یک منبع انرژی را می‌توان در دگرشکلی‌های سنگ دربرگیرنده تعبیر کرد. بنظر می‌رسد توده نفوذی که منبع تغذیه کننده دایک‌ها و عامل آلتراسیون می‌باشد، در عمق زیاد جایگزین گشته است. زیرا سرد شدن توده نفوذی سریع صورت نگرفته و باعث آلتراسیون وسیعی از باغ‌غلوم تا کرور شده است. همچنین باعث ظهور شکستگی‌هایی در سطح و سنگ در برگیرنده شده است. به وجود آمدن شکستگی‌ها در سطح توده نفوذی باعث کاهش فشار درونی در توده نیمه جامد شده و در نتیجه حجم عظیمی از سیالات ماگمایی به بیرون از توده نفوذی راه یافته منجر به آلتراسیون مناطق فوق شده است.

خروج سیالات ماگمایی باعث کاهش حجم توده نفوذی شده است. این کاهش حجم به نوبه خود باعث شکستگی و توسعه شکستگی‌های مرحله قبل گردیده است. دگرسانی‌های پتاسیک و سریسیتیک به همراه استوک ورک می‌تواند ناشی از این پدیده باشد. حجم زیادی از تراورتن‌ها که در نزدیکی مناطق آلتزه دیده می‌شود، این گمان را قوت می‌بخشد که منبع تغذیه کننده آنها می‌تواند همین توده نفوذی باشد.

۲-۶- زمین‌شناسی اقتصادی

ماگماتیسم ترشیر در ایران از جمله در منطقه‌های کرمان و جبال بارز با کانی‌سازی فلزات مختلف از جمله مس، آهن، روی و طلا همراه بوده و کانسارهایی از تیپ‌های مختلف از جمله پورفیری و رگه‌ای این فلزات در منطقه جبال بارز گزارش شده است. با توجه به اهمیت مناطق جبال بارز از نظر کانه‌زایی فلزات پایه، طرح‌های اکتشافی مختلف در این منطقه اجرا شده و دو محدوده کروور و باغ‌غلوم در مقیاس ۱:۵۰۰۰ مورد بررسی اکتشافی قرار گرفته است.

۲-۶-۱- کانه‌زایی

بخش اعظم کانه‌زایی در منطقه کروور همراه با استوک ورک‌ها و زون‌های برشی است که در انواع مختلف سنگ‌های منطقه (سنگ‌های ساب و لکانیک و نفوذی) رخ داده است. بنظر می‌آید بیشترین بخش این نوع کانه‌زایی در ارتباط با دایک‌ها اتفاق افتاده است. تجمع کانه‌زایی در اطراف بعضی از دایک‌ها بیشتر می‌باشد. بطوری‌که تجمع رگچه‌های حاوی ماده معدنی در همه جا یکنواخت نیست، بلکه در محدوده‌هایی بیشتر است. مقدار کانه‌زایی و وسعت آن در کروور به مراتب زیادتر از منطقه باغ‌غلوم می‌باشد. در کروور کانه‌زایی مس در تمام گستره زون پتاسیک با تغییراتی وجود دارد. بخش اعظم سنگ‌میزبان در منطقه کروور دیوریت، میکروگرانودیوریت و دایک‌هایی با ترکیب تراکی - آندزیت، دیوریت ریزدانه، فلدسپات‌های پتاسیک، سریسیت، کوارتز، مقدار کمی کانی‌های رسی و سولفیدها بوجود آمده‌اند. آلتراسیون غالب پتاسیک

است و در اطراف منطقه حاوی کانی‌های مس، زون سریسیتی نیز دارای گسترش است و در زون سریسیتی نیز کانه‌زایی مس بیشتر به شکل رگه‌ای رخ داده است.

بطور کلی مجموعه کانی‌های پاراژنتیک در ناحیه کرور به ترتیب تشکیل شامل پیریت، مگنتیت، پیریت (فاز دوم)، کالکوپیریت، ماریت، لپیدوکروسیت و گوتیت است. اما تیپ کانی‌زایی و گسترش آن در منطقه باغ‌غلویم تفاوت‌هایی با منطقه کرور دارد. در منطقه باغ‌غلویم، گسترش کانه‌زایی به مراتب کمتر از کرور بوده و بیشتر محدود به حاشیه غربی زون پتاسیک می‌شود. مقدار کانه‌های فلزی به شکل استوک ورک از گسترش کمتری برخوردار است. آلتراسیون همراه آن نیز پتاسیک (فلدسپات آلکالن، سریسیت، کوارتز، پیریت و کالکوپیریت) است. در مطالعات میکروسکپی و حتی صحرایی مقدار مگنتیت کم بوده و برخی از بلورهای پیریت در بردارنده انکلوزیون‌هایی از کالکوپیریت است. در کنار دانه‌های پراکنده پیریت، دانه‌های بی‌شکل نیز دیده می‌شود. در حاشیه بلور کالکوپیریت، قشری از کوولیت بعنوان حاشیه جانشینی^۱ دیده می‌شود که تحت عوامل سوپرژن بوجود آمده است. مجموعه پاراژنتیکی کانی‌ها در آن شامل کالکوپیریت، پیریت، کالکوپیریت، کوولیت، لپیدوکروسیت و گوتیت است. بیشترین کانه‌زایی آن همراه با شکستگی‌ها و در امتداد گسل‌ها می‌باشد.

فعالیت محلول‌های گرمابی در امتداد این گسل‌ها موجب آلتراسیون شدیدتر و تشکیل کانیهای سولفیدی شده است. این آلتراسیون در بیشتر مواقع همراه با کانی‌های رسی می‌باشد. براساس مطالعات میکروسکپی کانه‌زایی (سولفیدی) حداقل در دو مرحله از فعالیت‌های گرمابی رخ داده است، یا به عبارت دیگر فاز سولفیدی مربوط به دو مرحله می‌باشد. مرحله اول شامل پیریت‌هایی است که به صورت انکلوزیون در داخل مگنتیت و گاه رگه‌ای دیده می‌شود. فاز دوم شامل پیریت و کالکوپیریت‌هایی است که به صورت

^۱ Rim replacement

رگه گروه اول را قطع کرده است. مقدار کانه‌زایی فاز دوم از فاز اول بیشتر بوده است. یک فاز اکسیدی نیز در بین دو فاز سولفیدی وجود داشته که خود را به صورت تشکیل مگنتیت نشان می‌دهد.

۲-۶-۲- عوامل مؤثر در کانه‌زایی

عمده‌ترین عوامل نهشت کانه در کانسارهایی مانند کروور، شامل عوامل ساختمانی، گرمایی، لیتولوژیکی و شیمیایی می‌باشد. در منطقه کروور و باغ‌غلوم فضای ایجاد شده توسط گسل‌ها، شکستگی‌ها و نیز فضاهای رگچه‌ای که به دلیل عملکرد تکتونیک و یا فشار پنوماتولیتی ایجاد شده‌اند (شبکه استوک ورک)، فضای مناسبی را برای گردش سیالات گرمایی و نهایتاً نهشت کانه ایجاد کرده‌اند.

بسیاری از گسله‌های همزمان با کانه‌زایی که نفوذپذیری‌های ساختمانی ایجاد می‌کنند، ممکن است باعث ایجاد تخلخل و افزایش نفوذپذیری شوند. گاهی پرشدن رگه‌ها توسط سیلیس، نفوذپذیری را کاهش داده و مانع حرکت محلول‌ها شده و باعث بالا رفتن فشار بالا و در نتیجه عوامل برشی شدن می‌گردد. در منطقه کروور کنترل‌های لیتولوژیکی یکی از فاکتورهای اساسی در نهشت کانه‌ها بوده، بطوریکه بخش مهمی از کانه‌زایی پراکنده و استوک ورک در داخل سنگ‌های ساب ولکانیک رخ داده است. در حالیکه در گرانیات آلکالن مجاور آن کانه‌زایی به صورت رگه‌ای مشاهده می‌گردد که از محل شکستگی‌ها تبعیت می‌کند. از کنترل‌های شیمیایی میتوان تغییر درجه حرارت، واکنش بین سیال و سنگ دیواره، اختلاط با آب‌های جوی و جوشش سیالات باعث تغییر شرایط فیزیکوشیمیایی محلول شده و ته نشست مواد معدنی را سبب می‌شود. در میان مجموعه عوامل فوق به نظر می‌رسد، نقش عوامل شیمیایی، از بقیه زیادتر بوده زیرا انواع سنگ‌های مختلف را در زون پتاسیک کروور و باغ‌غلوم تقریباً به یک شکل آلتره نموده است.

۲-۶-۳- ژنز مس منطقه کرور و باغ‌غلوم

مس در منطقه کرور و باغ‌غلوم شباهت‌های زیاد را با کنسارهای تیپ پورفیری از خود نشان می‌دهد.

شباهت‌های آن عبارت است از:

- کانه‌سازی فرم پراکنده و استوک ورک در عیار کم و وسعت زیاد
 - وجود مناطق دگرسانی همراه با زون‌بندی شبیه به هاله‌های آلتراسیونی کنسارهای پورفیری
 - وجود دگرسانی، به ویژه دگرسانی پتاسیک
 - بافت پورفیری سنگ‌های همراه
 - ترکیب سنگ‌شناسی آذرین منطقه
 - پاراژنز کانی‌ها (پیریت، کالکوپیریت و مگنتیت)
 - شکل حدوداً دایره‌ای
 - وجود رگه‌های کوارتزی تیپ پورفیری
 - وجود رگه‌های موازی تا نیمه موازی سیلیس
- اما در مواردی نیز تفاوت‌ها را خصوصاً در منطقه باغ‌غلوم میتوان مشاهده نمود از جمله این تفاوت‌ها میتوان به موارد زیر اشاره کرد:

- کانه‌زایی اصلی مس در محل گسله‌ها و دایک‌ها رخ داده است.
- وسعت کانه‌زایی کم است

- عدم تغییرات سنگ‌شناسی به شکلی که در کانسارهای پورفیری دیده می‌شود.

ولی در یک نگاه کلی تیپ کانی‌زایی و شباهت عمومی کانسار، خصوصاً منطقه کرور به کانسار تیپ

پورفیری زیاد است و منطقه بعنوان یک محدوده مس تیپ پورفیریک معرفی می‌گردد.

فصل سوم

مبانی نظری و مفاهیم موضوع

۳-۱- مقدمه

در این فصل، در راستای رسیدن به اهداف تحقیق، تعاریف پایه‌ای در مورد داده‌های ترکیبی، شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري و تفکیک آنومالی ارائه شده است. همچنین به بررسی روش‌های مناسب برای تبدیل داده‌های ترکیبی و الگوریتم‌های متفاوت شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري پرداخته شده است. از آنجا که هدف اصلی این تحقیق جداسازی مناطق آنومال از زمینه و شناسایی جوامع کانه‌سازی است، لذا بررسی روش‌های گوناگون برای این منظور از اهداف اصلی این فصل می‌باشد. در ادامه، در میان روش‌های مختلف به تشریح دو روش قدرتمند مدل‌سازی نمودار احتمال و آماره فضایی U پرداخته شد.

۳-۲- داده‌های ترکیبی^۱

استفاده از علم ریاضی در ژئوشیمی، ابزار جدیدی را برای کاوش و آنالیز داده‌های ژئوشیمیایی که قدرت محاسبات این داده‌ها با توجه به ماهیت آنها را بالا برد، فراهم نمود [Templ et al., 2008]. داده‌های ژئوشیمیایی به علت حضور داده‌های پرت و چولگی راست در توزیع داده‌ها معمولاً به صورت داده‌های ترکیبی که دارای سیستم عددی بسته^۲ هستند، مطرح می‌شوند [Pawlowsky-Glahn and Buccianti, 2011]. آرایه بسته یا سیستم عددی بسته، یک مجموعه داده متشکل از چند متغیر است، که این متغیرها مستقل از هم نیستند و مجموع این متغیرها برابر مقداری ثابت خواهد شد [Filzmoser et al., 2009b]. مفهوم یک مجموعه داده ترکیبی X با تعداد متغیرهای D و تعداد مشاهدات N، را می‌توان با معادله (۳-۱) نشان داد. در این معادله، 1^D بردار ستونی از اندازه D و 1^N بردار ستونی از اندازه N است.

¹ Compositional data² Closed number system

$$X^D = \{x_1, \dots, x_D: x_1 \geq 0, \dots, x_D \geq 0; \sum_j x_j = c; X1^D = 1^N\} \quad (۱-۳)$$

راک [Rock, 1988]، مسائل مربوط به استفاده از تحلیل آماری بر روی داده‌های ترکیبی را چنین توصیف نمود:

الف - روند و تعیین فاکتورهای کنترل کننده براساس دیاگرام مولفه اصلی و همچنین سنگ‌شناسی می‌تواند کم و یا بدون اهمیت از لحاظ زمین‌شناسی باشد.

ب - نحوه توزیع داده‌ها (چولگی و کشیدگی) می‌تواند ناشی از بسته بودن^۱ باشد.

ج - نتایج آنالیز تمایز گمراه کننده خواهد بود.

د - ضرایب همبستگی کاذب و ساختگی خواهد بود.

ه - نتایج تحلیل‌ها عمدتاً ناقص است، زیرا از روش‌هایی استفاده شده است که برای این چنین داده‌هایی طراحی نشده‌اند.

چایس [Chayes, 1960, 1971, 1983] چنین بیان می‌کند که مشکل اصلی تحلیل آماری داده‌های ترکیبی با استفاده از روش‌های مرسوم، عدم قطعیتی است که همراه نتایج می‌باشد. همچنین امکان تشخیص عوامل ساختگی (کاذب) ایجاد شده بر روی داده‌ها با عوامل اصلی (طبیعی) وجود ندارد. با توجه به این ویژگی‌ها امکان پیاده‌سازی عملیات آماری و زمین‌آماري بر روی داده‌های ترکیبی امکان‌پذیر نمی‌باشد. در تحلیل داده‌های اکتشافی، برای باز کردن داده‌ها و حذف اثر بسته بودن روش‌های مختلفی ارائه شده است. در ادامه به تشریح مهمترین این روش‌ها پرداخته شده است. ضرایب به دست آمده از این تبدیلات، متغیرهای تصادفی هستند که بین منفی تا مثبت بی‌نهایت تغییر می‌کنند. بنابراین امکان تحلیل آماری چند متغیره بر روی آنها آسان است.

¹ Closure

۳-۲-۱- تبدیل لگاریتمی افزایشی^۱

روش تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی برای اولین بار توسط ایچیسون [Aitchison, 1982] مطرح شد. در این روش از بین متغیرهای موجود، یک متغیر انتخاب و مقادیر سایر متغیرها بر مقدار آن تقسیم می‌گردند. پس از این مرحله از مقادیر بدست آمده، لگاریتم گرفته می‌شود. بدین صورت متغیرها از سیستم بسته به باز تبدیل و متغیر انتخابی از بین متغیرها حذف می‌گردد. باید توجه داشت که متغیر انتخابی از متغیرهای اصلی نباشد، زیرا در این صورت باز یک همبستگی کاذب ایجاد خواهد شد. در ژئوشیمی متغیر انتخابی از عناصر فرعی و یا ردیاب می‌باشد، چون اگر این عناصر از مجموعه داده‌ها حذف گردند در تحلیل اکتشافی کانسار مشکلی ایجاد نمی‌شود. از آنجا که این روش وابسته به انتخاب متغیر تقسیم کننده است، اگر این متغیر براساس تجربه و اعمال نظر شخصی تعیین گردد و هیچ نظریه خاصی برای آن تعریف نشده باشد، این روش غیرعینی است. رابطه مستقیم بین داده‌ها و یا واحد اندازه‌گیری آن، تحت این تبدیل از بین می‌رود [Manchuk, 2012].

$$\text{alr} = \left[\ln \frac{x_1}{x_j}, \dots, \ln \frac{x_{j-1}}{x_j}, \ln \frac{x_{j+1}}{x_j}, \ln \frac{x_D}{x_j} \right] \quad (۳-۲)$$

در معادله بالا $x_1, x_2, \dots, x_D$ متغیرهای (عناصر) موجود می‌باشد و x_j متغیر (عنصر) انتخابی از میان متغیرهای موجود است. همانگونه که مشاهده می‌شود، متغیر انتخابی از بین متغیرهای دیگر حذف شده است.

۳-۲-۲- تبدیل لگاریتمی میان مرکز^۲

روش تبدیل لگاریتمی میان مرکز نیز توسط ایچیسون [Aitchison, 1986] برای اولین بار مطرح

^۱ Additive Logratio Transform, Alr,

^۲ Centered Logratio Transform, Clr,

شد. در این روش ابتدا از تمام متغیرها لگاریتم گرفته می‌شود، سپس لگاریتم میانگین هندسی متغیرها از آنها کسر می‌شود. برتری این روش در این است، که هیچ تغییری از مجموعه متغیرها آن حذف نمی‌شود. از معایب این روش معکوس ناپذیر بودن ماتریس کوواریانس متغیرها است، در نتیجه بسیاری از تحلیل‌های آماری چند متغیره را نمی‌توان بر روی داده‌های باز شده توسط این تبدیل پیاده‌سازی نمود. همان طور که برای لگاریتم افزایشی بیان شد، با استفاده از تبدیل لگاریتمی میان مرکز نیز ارتباط بین داده‌های اصلی و یا واحد اندازه گیری آن‌ها از بین می‌رود [Pawlowsky-Glahn et al., 2015].

$$\text{clr} = \left[\ln \frac{x_1}{\sqrt{\prod_{i=1}^D x_i}}, \dots, \ln \frac{x_D}{\sqrt{\prod_{i=1}^D x_i}} \right] \quad (3-3)$$

در معادله بالا $X_1, X_2, \dots, X_D$ متغیرهای (عناصر) موجود می‌باشد و در مخرج کسر لگاریتم میانگین هندسی متغیرها قرار دارد.

۳-۲-۳- تبدیل لگاریتمی ایزومتریک^۱

روش تبدیل لگاریتمی ایزومتریک برای اولین بار توسط اگازکیو و همکاران [Egozcue et al., 2003] مطرح شد. در این تبدیل امکان محاسبه معکوس ماتریس کوواریانس امکان پذیر می‌باشد، در نتیجه از این لحاظ نسبت به روش قبل برتری دارد. این روش نسبت به دو روش فوق کمی پیچیده‌تر خواهد بود و قواعد متفاوتی برای انجام آن وجود دارد. در این روش هر متغیر بر میانگین هندسی متغیرهای دیگر منهای تعداد متغیرها تقسیم می‌شود، سپس از مقادیر به دست آمده لگاریتم گرفته می‌شود و در آخر در یک ضریبی که وابسته به تعداد متغیرها است ضرب خواهد شد. پس از انجام این تبدیل بر روی داده‌ها ارتباط مستقیم بین متغیرهای اصلی از بین خواهد رفت [Manchuk, 2012].

¹ Isometric Logratio Transform, Ilr,

$$ilr = \sqrt{\frac{D-i}{D-i+1}} \ln \frac{x_i}{\sqrt[D-i]{\prod_{j=i+1}^D x_j}} \quad (3-4)$$

در معادله بالا $X_1, X_2, \dots, X_D$ متغیرهای (عناصر) موجود می‌باشد و X_i که در صورت کسر قرار دارد متغیر مورد نظر است. D تعداد متغیرهای موجود و i شماره متغیر مورد نظر می‌باشد. در مخرج کسر ریشه مجموع متغیرها (به جز متغیر موجود در صورت کسر) است.

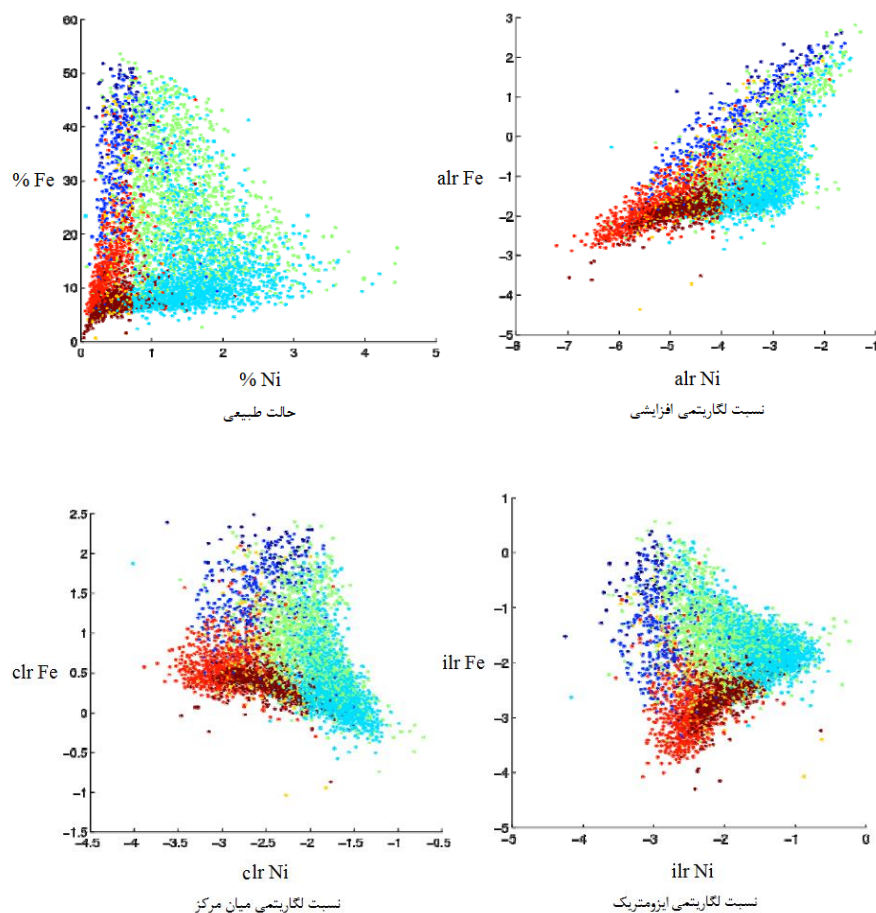
۳-۳- ضریب همبستگی داده‌های ترکیبی

نقطه شروع تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی قطعاً مقاله پیرسون [Pearson, 1897] است که برای اولین بار مشکل همبستگی کاذب^۱ بین متغیرها را مشخص نمود. در بررسی داده‌های ژئوشیمیایی توجه به بسته بودن داده‌ها بسیار اهمیت دارد. نمونه بارز این چنین داده‌ها، نتایج آنالیز طیف سنجی فلورسانس پرتو ایکس^۲ است که مجموع آنها برابر ۱۰۰ می‌باشد. به دلیل این محدودیت، در داده‌های ژئوشیمیایی بخشی از همبستگی‌ها بین مولفه‌های ترکیب باید منفی باشد [Pawlowsky-Glahn and Buccianti, 2011]. این موضوع سبب ایجاد ضریب همبستگی کاذب در داده‌ها می‌شود. اگر بسته بودن یک مشکل ذاتی برای همه داده‌های ترکیبی باشد، مشخص بودن یا نبودن اجزای اصلی، مهم نیست. حتی اگر فقط عناصر کمیاب استفاده شده باشند، بهتر است از باز کردن سیستم استفاده شود. برای تحلیل ضریب همبستگی این چنین داده‌هایی ابتدا باید این داده‌ها توسط تبدیل لگاریتمی افزایشی یا لگاریتمی میان مرکز از سیستم عددی بسته به سیستم باز تبدیل شوند. استفاده از تبدیل لگاریتمی ایزومتريک با توجه به ویژگی این روش، ارتباط بین متغیرهای اصلی را به طور کامل از حالت مستقیم خارج نموده و لذا نمی‌توان از این روش برای محاسبه

¹ Spurious correlation

² X-ray Fluorescence, XRF,

ضریب همبستگی استفاده نمود (شکل ۳-۱). وقتی از تبدیل لگاریتمی افزایشی برای باز کردن سیستم عددی بسته استفاده شود، ضریب همبستگی به عنصر انتخاب شده بستگی دارد. زمانی که از تبدیل لگاریتمی میان مرکز جهت باز کردن سیستم استفاده شود، ضریب همبستگی مرتبط با میانگین هندسی متغیرها است. در حالت کلی ضریب همبستگی محاسبه شده پس از تبدیل لگاریتمی افزایشی قابل تفسیرتر می باشد. اما در مواردی که انتخاب متغیر مطرح نباشد، تبدیل لگاریتمی میان مرکز برای تحلیل ضریب همبستگی ارجحیت دارد [Aitchison, 2003; Reimann, 2008; Filzmoser and Hron, 2009].



شکل ۳-۱- نمودار متقابل عناصر آهن و نیکل در حالت‌های مختلف [Manchuk, 2012]

شکل (۳-۱) نمودارهای متقابل عناصر نیکل و آهن، به عنوان عناصر اصلی کانسار نیکل لیمنیت در یک مثال موردی به ترتیب در حالت‌های طبیعی، لگاریتم افزایشی، لگاریتم میان مرکز و لگاریتم

ایزومتريک را نشان می‌دهد [Manchuk, 2012]. مطابق با شکل (۳-۱)، در تبدیل لگاریتمی ایزومتريک ارتباط بین متغیرها به طور کامل تغییر نموده است. در تبدیل لگاریتمی افزایشی ضریب همبستگی و ارتباط بین دو عنصر قابل تفسیرتر از تبدیل لگاریتمی میان مرکز می‌باشد.

۳-۴- زمین‌آمار در ترکیبات

اصطلاح زمین‌آمار برای اولین بار توسط ماترون [Matheron, 1962] ارائه شد، زمانی که علم جدید خود را با جنبه‌های فضایی متغیرها معرفی کرد. برخی از کاربردهای اصلی زمین‌آمار فراهم نمودن تخمین خوب از عیار ماده معدنی یا عناصر در مکان نمونه‌برداری نشده است (بنابراین کل ذخیره کانسار را تخمین می‌زند) و همچنین عدم قطعیت و ریسک برای این تخمین مشخص می‌کند [Job, 2012]. تکنیک‌های زمین‌آمار برای داده‌های ترکیبی، به طور کلی مشابه سایر مجموعه داده‌های چند متغیره است. تکنیک‌های زمین‌آمار بر روی داده‌های تبدیل شده به سیستم عددی باز، با استفاده از تبدیلات لگاریتمی پیاده سازی می‌شوند. مطالعات قبلی محققین مؤید آن است که استفاده از داده‌های حاصل از تبدیل لگاریتمی افزایشی نتایج دقیق و صحیح در بررسی‌های زمین‌آمار سبب می‌شوند [Pawlowsky-Glahn et al., 2007; Manchuk, 2012; Job, 2012].

۳-۵- واریوگرام^۱

تخمین زمین‌آماري ذخایر معدنی شامل دو مرحله می‌باشد. مرحله اول، شناخت و مدل‌سازی ساختار فضایی عیار (توزیع غلظت عناصر در هاله‌های ژئوشیمیایی) و ضخامت ماده معدنی مورد تخمین

^۱ Variogram

است. در این مرحله مفهوم پیوستگی، همگنی و ناهمگنی و ساختار فضایی ذخایر معدنی به وسیله واریوگرام بررسی می‌شود. مرحله دوم، تخمین زمین‌آماري ذخایر معدنی (توزیع غلظت‌ها) به روش کریجینگ است که به مشخصات مدل واریوگرام برازش شده در مرحله اول وابسته است [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲]. واریوگرافی بعنوان اولین قدم در تحلیل‌های زمین‌آماري، شامل محاسبه و مدل‌سازی واریوگرام، می‌باشد. واریوگرام اندازه‌ای از واریانس و ابزاری برای تعیین مقدار هم‌بستگی فضایی یک متغیر ناحیه‌ای^۱ است. هرچند روش‌هایی مانند روش‌های تکرار شونده یا کم‌ترین مربعات، برای برازش مدل واریوگرام وجود دارد، اما توصیه می‌شود، ابتدا واریوگرام تجربی^۲ بررسی شود و سپس مدل مناسب را به آن برازش نمود. برازش مدل، امکان انجام تخمین‌های خطی را با استفاده از نرم افزار فراهم می‌سازد و نتیجه آن، نقشه‌ای است که گسترش فضایی و جهت خودهمبستگی متغیر مورد بررسی را نشان می‌دهد [اصغری و نصرت، ۱۳۹۱].

یک روش ساده برای اندازه‌گیری تغییرات متغیر z بین مکان‌های x و $x+h$ که به اندازه h واحد از هم فاصله دارند، محاسبه تفاضل مقادیر $z(x)-z(x+h)$ است (شکل ۳-۲). اگر سطح با نقاط پیوسته پوشش داده شده باشد و h (طول گام) نیز فاصله‌ای کوچک باشد، می‌توان انتظار داشت که تفاضل $z(x)$ و $z(x+h)$ مقداری کوچک باشد. با افزایش مقدار h ، مقدار تفاضل افزایش می‌یابد. می‌توان مفهوم بیان شده را به صورت رابطه زیر بیان نمود [اصغری و نصرت، ۱۳۹۱]:

$$2\gamma^*(h) = \frac{\sum [Z(x)-Z(x+h)]^2}{N(h)} \quad (۵-۳)$$

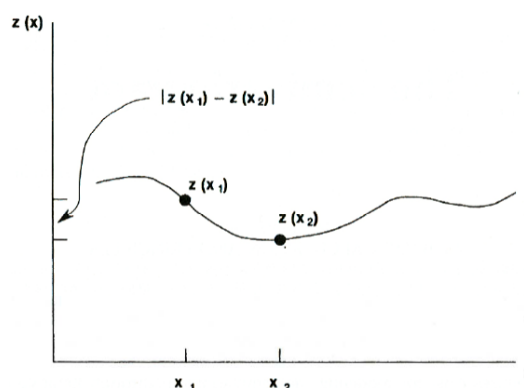
و یا می‌توان به صورت رابطه (۳-۶) بیان نمود:

$$\gamma^*(h) = \frac{\sum [Z(x)-Z(x+h)]^2}{2N(h)} \quad (۶-۳)$$

^۱ Regionalized Variable

^۲ Experimented Variogram

در رابطه بالا کمیت $\gamma^*(h)$ را سمی واریوگرام^۱ (نیمه واریوگرام) گویند. $N(h)$ تعداد جفت نمونه‌های به کار رفته در محاسبه به ازای هر فاصله‌ای مانند h است. معمولاً هرچه h افزایش یابد تعداد جفت‌ها کم می‌شود. هرچه مقدار h نسبت به تغییرپذیری فضایی بسیار بزرگ باشد و هیچ‌گونه روند منطقه‌ای^۲ وجود نداشته باشد، می‌توان مقدار واریوگرام را با مقدار واریانس برابر دانست.



شکل ۳-۲- یک متغیر ناحیه‌ای فرضی Z در یک بعد (X) [اصغری و نصرت، ۱۳۹۱]

۳-۵-۱- اثر قطعه‌ای^۳

از نظر تئوری مقدار واریوگرام به ازای $h=0$ باید به حداقل مقدار خود یعنی به صفر تنزل کند. ولی در عمل واریوگرام‌های واقعی که محصول تجربه می‌باشند، معمولاً از چنین شرایطی تبعیت نمی‌کنند. به مقدار واریوگرام به ازای طول گام صفر اثر قطعه‌ای گفته می‌شود. خطاهای نمونه برداری، آماده سازی و آنالیز و همچنین وجود مولفه‌های تصادفی در توزیع متغیر (مانند عیار) که در واقع به تصادفی بودن فرایندها بر می‌گردد، باعث ایجاد اثر قطعه‌ای می‌شوند [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲]. در نتیجه از آنجا که در کارهای معدنی همواره خطاهای ذکر شده وجود دارد، در واریوگرام‌ها به ازای طول گام صفر مقدار اثر قطعه‌ای خواهیم داشت.

^۱ Semi Variogram

^۲ Drift

^۳ Nugget effect

۳-۵-۲- دامنه تاثیر (شعاع تاثیر)^۱

برای یک متغیر ناحیه‌ای با ساختار فضایی، توزیع طوری است که تشابه مقدار متغیر ناحیه‌ای برای نقاط نزدیک به هم نسبت به نقاط دور از هم بیشتر است. لذا با افزایش فاصله زمانی یا مکانی بین نمونه‌ها به حدی می‌رسیم که از آن به بعد مقدار متغیر ناحیه‌ای در نقاط اطراف یکدیگر برهم تأثیر چندانی ندارند و با افزایش فاصله مقدار واریوگرام تغییر معنی داری نمی‌کند. به این فاصله دامنه یا شعاع تأثیر می‌گویند. بدیهی است که دامنه (شعاع) تأثیر بزرگ‌تر دلالت بر ساختار فضایی گسترده‌تر دارد. این گسترش موجب افزایش محدوده مجازی می‌گردد که می‌توان از داده‌های موجود در آن برای تخمین مقدار متغیر ناحیه‌ای در نقطه یا بلوک مجهول استفاده کرد [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲].

۳-۵-۳- سقف^۲

با افزایش طول گام مقدار هر واریوگرام از مقادیر کم شروع شده و پس از فراز و نشیب‌هایی ممکن است به سمت حدثاتی میل کند. بنابراین بعضی از واریوگرام‌ها به مقدار نسبتاً ثابتی می‌رسند که بعد از آن هر چه فاصله بیشتر شود مقدار واریوگرام تغییر معنی داری نمی‌کند. به این مقدار نسبتاً ثابت که تغییرات آن فقط تصادفی است سیل یا سقف گفته می‌شود. بعضی از واریوگرام‌ها در محدوده فواصل مورد نظر تمایلی به نزدیک شدن به حدثاتی از خود نشان نمی‌دهند و با افزایش فاصله در محدوده مورد مطالعه همواره افزایش می‌یابند. اینگونه واریوگرام‌ها می‌توانند دلالت بر وجود روند در محدوده مورد مطالعه داشته باشند و از این‌رو ممکن است برای تخمین زمین‌آماري مناسب نباشند [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲]. در این موارد جهت ادامه کارهای زمین‌آماري، روش‌هایی برای از بین بردن روند وجود دارد. با رعایت و اجرای این روش‌ها واریوگرام به مقدار ثابتی (سقف) خواهد رسید و برای تخمین زمین‌آماري مناسب خواهد شد.

^۱ Range^۲ Sill

۳-۶- شبیه‌سازی زمین‌آماري^۱

اصول شبیه‌سازی زمین‌آماري برگرفته از اصول شبیه‌سازی مونت‌کارلو است با این تفاوت که در شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري، علاوه بر تجزیه و تحلیل آماری (هیستوگرام) ایجاد مجدد واریوگرام داده‌ها نیز ملاک است. می‌توان مهم‌ترین خاصیت شبیه‌سازی زمین‌آماري را تولید مجموعه‌ای از تحقق‌ها (تصاویر) دانست که دامنه‌ای از حالت‌های ممکن را شامل می‌شود و براساس آن‌ها می‌توان درصد احتمال رخداد‌های مختلف را ارزیابی کرد. این روش می‌تواند تعداد بسیار زیادی از نقشه‌های توزیع عیار و غلظت (کانسار و هاله ژئوشیمیایی) را تولید کند، به طوری که همگی شباهت معینی باهم و با منطقه مورد مطالعه داشته باشد. این شباهت معین به زبان آماری و زمین‌آماري، همان هیستوگرام و واریوگرام منطقه است [Journel, 1974]. در شبیه‌سازی یک منطقه، با تحقق‌های (تصاویر) بسیاری مواجه خواهیم شد که هر تحقق، با تحقق دیگر تفاوت دارد زیرا به جز نقاطی که نمونه‌برداری شده‌اند، بقیه نقاط با عدم قطعیت روبرو هستند. لذا، هر حالت تحقق یافته را می‌توان محصول یک شبیه‌سازی دانست. در نتیجه هدف اصلی شبیه‌سازی دستیابی مجدد به تغییرات فضایی داده‌های اولیه می‌باشد [Journel, 1974].

در واقع اگر $Z(x_1, x_2, x_3) = Z(x)$ بیانگر مقدار واقعی در هر نقطه $x \in R^3$ از فضای سه‌بعدی کانسار با مختصات (x_1, x_2, x_3) باشد و یا $Z(x_1, x_2) = Z(x)$ بیانگر مقدار واقعی در هر نقطه $x \in R^2$ از فضای دوبعدی هاله ژئوشیمیایی با مختصات (x_1, x_2) باشد، در این صورت شناخت تابع توزیع حقیقی $Z(x)$ در هر نقطه x ضروری خواهد بود، اما به دلیل فقدان چنین شناختی از تابع توزیع واقعی، یک تابع توزیع شبیه‌سازی شده $Z_s(x)$ مورد استفاده قرار می‌گیرد. اصولاً مجموعه اطلاعات مربوط به یک رویه حقیقی $Z(x)$ شامل مقادیر $Z(x_i)$ در موقعیت‌های نمونه‌برداری شده $(x_i \in I)$ و ساختار همبستگی فضایی (کوواریانس یا واریوگرام) بین داده‌های $Z(x_i)$ و $Z(x_j)$ خواهد بود. همبستگی‌های فضایی، بیانگر الگوی

¹ Geostatistical Simulation

نوسان رویه حقیقی است. بنابراین تابع با رویه شبیه‌سازی شده $Z_s(x)$ باید با اطلاعات موجود تطابق داشته باشد، یعنی رویه شبیه‌سازی شده باید الگوی نوسان یکسانی مانند رویه واقعی نشان دهد و در صورت لزوم در هر موقعیت نمونه‌برداری شده $(x_i \in I)$ ، مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر تجربی باید یکسان باشند $(Z_{sc}(x_i) = Z(x_i))$. در حالی که رویه حقیقی $Z(x)$ تنها در یکسری نقاط محدود (نقاط نمونه‌برداری) شناخته شده است، رویه شبیه‌سازی شده تقریباً در هر نقطه‌ای از کانسار یا هاله ژئوشیمیایی معلوم می‌باشد. در نهایت این رویه شبیه‌سازی شده را می‌توان برای شبیه‌سازی فرآیندهای مختلف بکار برد [Journel, 1974].

۳-۷- تخمین زمین‌آماري - کریجینگ^۱

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 بدست آورد. این تخمین‌گر زمین‌آماري به افتخار یکی از پیشگامان علم زمین‌آمار بنام د.جی. کریگ^۲ به نام کریجینگ نامگذاری شده است. کریجینگ یک روش تخمین است که بر منطق میانگین وزن‌دار استوار می‌باشد و در مورد آن می‌توان گفت که بهترین تخمین‌گر خطی نا اریب^۳ است. از مهمترین ویژگی‌های این تخمین‌گر آن است که به ازای هر تخمینی خطای مرتبط با آن را می‌توان محاسبه کرد. بنابراین برخلاف روش‌های کلاسیک، برای هر نقطه تخمین زده شده، می‌توان دامنه اطمینان آن تخمین را محاسبه کرد. مهم‌ترین ویژگی منفی کریجینگ اثر هموارکنندگی آن است، که تمایل دارد، از طریق افزایش عیار مناطق کم عیار و کاهش عیار مناطق پر عیار

¹ Kriging

² D.G.Krige

³ Best Linear Unbiased Estimator

از واریانس بین آن‌ها بکاهد [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲؛ Emery and Peláez, 2011]. کریجینگ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_V^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_{V_i} \quad (۷-۳)$$

که در آن Z_V^* عیار تخمینی، λ_i وزن یا اهمیت کمیت وابسته به نمونه i ام و Z_{V_i} عیار نمونه i ام است. این نوع کریجینگ را کریجینگ خطی^۱ می‌نامند زیرا ترکیب خطی از n داده است. شرط استفاده از این تخمین‌گر آن است که متغیر Z توزیع نرمال داشته باشد. در صورتیکه متغیر مورد نظر توزیع نرمال نداشته باشد، باید از کریجینگ غیر خطی^۲ استفاده کرد و یا می‌توان ابتدا توزیع متغیر مورد نظر به توزیع نرمال تبدیل و سپس بر روی داده‌های تبدیل شده کریجینگ خطی را پیاده سازی نمود [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲]. کریجینگ اولاً باید عاری از خطاهای سیستماتیک باشد و ثانیاً واریانس تخمین آن حداقل باشد. جهت برقراری شرط اول باید میانگین خطای تخمین صفر باشد.

$$E[Z_V - Z_V^*] = 0 \quad (۸-۳)$$

که در معادله بالا Z_V مقدار عیار واقعی در نقطه‌ای با مختصات معلوم و Z_V^* مقدار عیار تخمینی در همان نقطه است. پس از ساده نمودن معادله (۸-۳)، از آنجایی که $E[Z_V] = m$ ، رابطه (۹-۳) حاصل می‌شود. مطابق رابطه زیر، شرط اول کریجینگ (نااریب بودن) این محدودیت را که مجموع ضرایب کریجینگ باید معادل واحد باشد را دیکته می‌کند [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲].

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (۹-۳)$$

برای بررسی شرط دوم باید واریانس تخمین را محاسبه کرد و سپس تابع حاصل را به حداقل رساند.

^۱ Linear Kriging

^۲ Non-linear kriging

$$E[(Z_v - Z_v^*)^2] = E[Z_v^2] - 2E[Z_v Z_v^*] + E[Z_v^{*2}] \quad (۱۰-۳)$$

از طرفی می‌دانیم:

$$\begin{aligned} E[Z_v^2] &= \frac{1}{v^2} \int_v dx \int_v E[Z(x)Z(x')] dx' = \bar{C}(v, v) + m^2 \\ E[Z_v Z_v^*] &= \sum_{i=1}^n \lambda_i \frac{1}{vv_i} \int_v dx \int_{v_i} E[Z(x)Z(x')] dx' = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(v, v_i) + m^2 \\ E[Z_v^{*2}] &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \frac{1}{v_i v_j} \int_{v_i} dx \int_{v_j} E[Z(x)Z(x')] dx' = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \bar{C}(v_i, v_j) + m^2 \end{aligned}$$

با جایگزینی روابط بالا و واریوگرام بجای کوواریوگرام در معادله (۱۰-۳)، خواهیم داشت:

$$\sigma_E^2 = 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(v_i, v) - \bar{\gamma}(v, v) - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \bar{\gamma}(v_i, v_j) \quad (۱۱-۳)$$

که در آن σ_E^2 واریانس تخمین، $\bar{\gamma}(v_i, v)$ میانگین واریوگرام درحالتی است که یک سر بردار h در نمونه i ام و سر دیگر آن در بلوکی که می‌خواهیم تخمین بزنیم قرارگیرد. $\bar{\gamma}(v_i, v_j)$ میانگین واریوگرام در

حالتی که یک سر بردار h در نمونه v_i و سر دیگر آن در نمونه v_j باشد [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲].

بدین ترتیب برای آنکه واریانس تخمین حداقل شود لازم است تابع σ_E^2 برحسب ضرایب کریجینگ حداقل شود. این امر باید با رعایت شرط پیش فرض رابطه (۹-۳) صورت گیرد. بنابراین برقراری شرط دوم منجر به حل موضوع بهینه‌سازی محدود زیر می‌شود [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲].

$$\begin{cases} \text{Min } \sigma_E^2 = 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(v_i, v) - \bar{\gamma}(v, v) - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \bar{\gamma}(v_i, v_j) \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (۱۲-۳)$$

این مسأله بهینه‌سازی را می‌توان با استفاده از ضرایب لاگرانژ حل کرد. با در نظر گرفتن ضریب

لاگرانژ μ باید n مشتق جزئی زیر برابر صفر باشند:

$$\frac{\partial [\sigma_E^2 - 2\mu(\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1)]}{\partial \lambda_i} = 0, i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (13-3)$$

رابطه (۱۳-۳) در حقیقت یک دستگاه معادلات خطی با $n+1$ معادله و $n+1$ مجهول (n مجهول λ_i و یک مجهول μ ضرایب لاگرانژ) می باشد. با محاسبه مشتقات معادلات کریجینگ به صورت معادله (۱۴-۳)، می شوند.

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \bar{\gamma}(v_i, v_j) - \mu = \bar{\gamma}(v_i, v) & i = 1, 2, 3, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (14-3)$$

معادله فوق پس از بسط دادن به صورت زیر می باشد:

$$\begin{aligned} \lambda_1 \bar{\gamma}(v_1, v_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(v_1, v_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(v_1, v_n) - \mu &= \bar{\gamma}(v_1, v) \\ \lambda_1 \bar{\gamma}(v_2, v_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(v_2, v_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(v_2, v_n) - \mu &= \bar{\gamma}(v_2, v) \\ &\vdots \\ \lambda_1 \bar{\gamma}(v_n, v_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(v_n, v_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(v_n, v_n) - \mu &= \bar{\gamma}(v_n, v) \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n &= 1 \end{aligned}$$

از طرفی همواره می توان یک دستگاه معادلات خطی را به صورت حاصل ضرب ماتریسی نوشت و از

روش های ماتریسی، دستگاه معادلات را حل نمود. برای این منظور معادلات فوق بصورت زیر باز نویسی

می شوند:

$$A = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} & 1 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} & 1 \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \dots & \gamma_{3n} & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \gamma_{1v} \\ \gamma_{2v} \\ \gamma_{3v} \\ \dots \\ \gamma_{nv} \\ 1 \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \dots \\ \lambda_n \\ -\mu \end{bmatrix}$$

در نتیجه می‌توان معادله (۳-۱۴)، را به صورت زیر بیان نمود:

$$AX = B \rightarrow X = A^{-1}B \quad (3-15)$$

تخمین زمین‌آماري - کریجینگ براساس ویژگی‌های منطقه مورد بررسی و بر حسب این که تخمین زمین‌آماري در چه شرایطی از نظر ساختار داده‌ها، وجود یا عدم وجود روند، درجه ناهمگنی، پیوستگی و عدم تخمین صورت می‌گیرد، دارای انواع مختلفی است. جدول (۳-۱)، به معرفی انواع روش‌های کریجینگ و توضیحات در مورد روش‌ها پرداخته است.

جدول ۳-۱- روش‌های مختلف تخمین زمین‌آماري

روش‌های تخمین زمین‌آماري - کریجینگ	کریجینگ نقطه‌ای ^۱	در آن یک نقطه براساس نقاط واقع در محدوده جستجو تخمین زده می‌شود.
	کریجینگ بلوکی ^۲	در آن ابعاد بلوک مورد تخمین، مورد توجه قرار می‌گیرد و در کیفیت تخمین تأثیر می‌گذارد.
	کریجینگ معمولی ^۳	اگر میانگین کمیت مورد تخمین در کل فضا نامعلوم باشد، از این روش استفاده می‌شود.
	کریجینگ ساده ^۴	در صورتی که میانگین کمیت مورد بررسی در کل فضای تخمین معلوم باشد، این روش به کار گرفته می‌شود.
	کریجینگ عام ^۵	در صورت وجود روند در منطقه، از این روش تخمینی استفاده می‌شود.
	کریجینگ شاخص ^۶	در صورت نامنظم بودن داده‌ها و کانی‌سازی، این روش به کار گرفته می‌شود.
	لاگ کریجینگ ^۷	در شرایط نرمال نبودن توزیع داده‌ها از کریجینگ غیرخطی مانند لاگ کریجینگ استفاده می‌شود.
	کوکریجینگ ^۸	در شرایطی که هدف بررسی و تخمین همزمان دو یا چند متغیر باشد، این روش استفاده می‌شود.

¹ Point Kriging

² Block Kriging

³ Ordinary Kriging

⁴ Simple Kriging

⁵ Universal Kriging

⁶ Indicator Kriging

⁷ Log Kriging

⁸ Cokriging

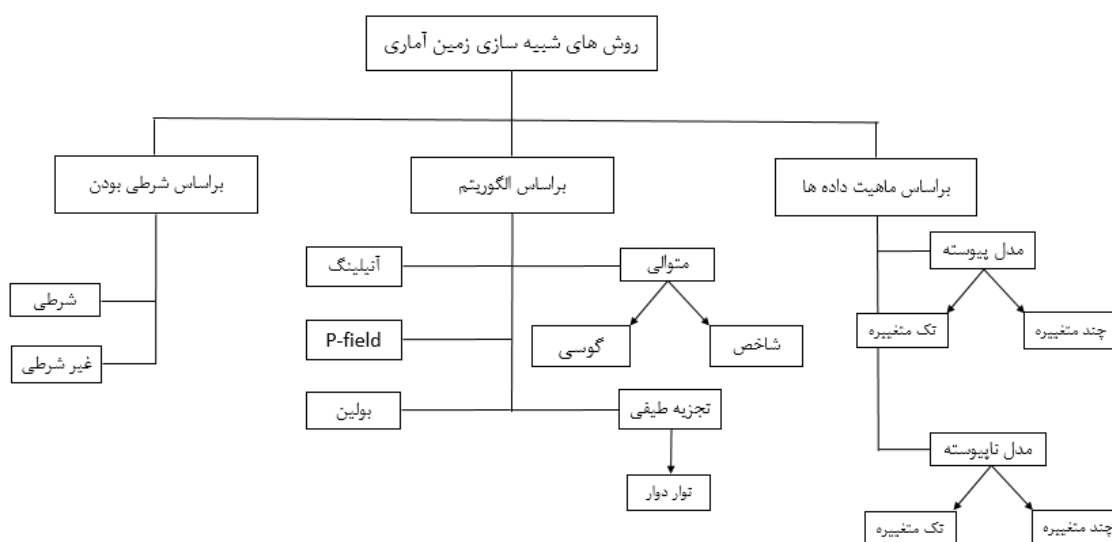
۳-۸- تفاوت شبیه‌سازی زمین‌آماري و تخمین زمین‌آماري

کریجینگ در مواردی که هدف از تخمین، دستیابی به مقادیر متوسط برجای یک متغیر است، روش مفیدی خواهد بود. ولی اگر هدف تخمین، ارزیابی شدت تغییرپذیری یک متغیر باشد روش کریجینگ دارای معایبی است که کاربرد آن را در این موارد، با سوال روبرو می‌کند. دستیابی به حداقل واریانس تخمین عیار منجر به هموارسازی مقادیر تخمینی می‌شود. نتیجه این هموارسازی این است که عیار بلوک‌های تخمینی، واریانس کم‌تری نسبت به بلوک‌های واقعی خواهد داشت. هرچه ابعاد بلوک‌ها کوچک‌تر شود هموارسازی غیر واقعی بلوک‌ها بیشتر می‌شود.

به طور کلی در تخمین هدف محاسبه پارامترهای تابع توزیع احتمال (نظیر میانگین) براساس داده‌های حاصل از نمونه‌برداری یا اندازه‌گیری است. در تخمین با شناخت ساختار موجود بین داده‌ها (واقعیت‌های تحقق یافته) و استفاده از ابزاری مانند واریوگرام، حداقل مقدار خطای تخمین بدست می‌آید. بدیهی است که در این مورد امکان آشکارسازی تغییرپذیری‌ها و نوسانات وجود نخواهد داشت، زیرا همه روش‌های تخمین متکی به نوعی میانگین‌گیری است که هموارسازی و کاهش دامنه نوسان متغیر، از ویژگی‌های آن است. در صورتی که هدف از شبیه‌سازی، بازسازی بعضی حالات ممکن براساس پارامترهای آماری تابع توزیع احتمال و کواریوگرام یا واریوگرام است. بنابراین با شبیه‌سازی روی یک سری داده با ساختار فضایی معلوم، می‌توان به مجموعه‌های عددی رسید که در صورت تکرار، به طور متوسط همان ساختار آماری داده‌های اصلی را تولید کند. چنین هدفی بیشتر برای آشکارسازی دامنه تغییرپذیری‌های ممکن (نه آنچه که فقط با یکبار نمونه‌برداری یا اندازه‌گیری آشکار می‌شود) یک کمیت مانند عیار، غلظت و یا ضخامت ماده معدنی در یک جامعه مانند کانسار یا هاله ژئوشیمیایی مناسب دارد [Deustech and Journal, 1992; Lantuéjou, 2013; Armstrong and Dowd, 2013]. بنابراین روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري این قابلیت را دارند که تغییرات محلی در منطقه مورد مطالعه را برخلاف روش کریجینگ به خوبی نشان دهند.

۳-۹- روش‌های شبیه‌سازی

براساس ملاک‌های متفاوتی مانند ماهیت نوع داده، الگوریتم‌های به کار رفته و وابستگی داده‌های شبیه‌سازی شده به داده‌های معلوم، شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري به روش‌های مختلفی تقسیم می‌شوند. شکل (۳-۳)، تقسیم‌بندی‌های مختلف شبیه‌سازی را نشان می‌دهد.



شکل ۳-۳- تقسیم‌بندی روش‌های مختلف شبیه‌سازی زمین‌آماري [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]

۳-۹-۱- طبقه‌بندی براساس شرطی بودن

در زمین‌آمار دو روش عمومی شبیه‌سازی تعریف شده است که شامل شبیه‌سازی غیرشرطی و شبیه‌سازی شرطی می‌باشد. در شبیه‌سازی غیر شرطی کافی است متوسط حالات بازسازی شده (اعداد تولید شده)، پارامترهای آماری و ساختار فضایی مشابهی نسبت به داده‌های اولیه (حالات تحقق یافته) داشته باشد. در شبیه‌سازی شرطی نه تنها لازم است شرایط فوق صادق باشد بلکه باید برای نقاط خاصی مقادیر معینی تولید کند. از شبیه‌سازی شرطی وقتی استفاده می‌شود که لازم باشد مقادیر اندازه‌گیری شده در نقاط

نمونه‌برداری حفظ شود. به عبارت دیگر داده‌های معلوم زیر مجموعه‌ای از داده‌های شبیه‌سازی شده باشد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

الف- شبیه‌سازی غیر شرطی

فرض کنید برای یک متغیر ناحیه‌ای، تابع تصادفی $Z(x)$ دارای میانگین $M(x)$ و کوواریانس $C(x_i, x_j)$ باشد. منظور از شبیه‌سازی غیرشرطی این تابع، تولید یک مجموعه عددی مانند $Z_s(x)$ است، به طوری که کوواریوگرام (یا واریوگرام) اعداد تولید شده برای بارها شبیه‌سازی برابر کوواریوگرام (واریوگرام) مفروض برای تابع تصادفی $Z(x)$ باشد. در این صورت داده‌های شبیه‌سازی شده $Z_s(x)$ را اصطلاحاً هم‌شکل^۱ تابع $Z(x)$ می‌نامند. اغلب روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري غیر شرطی است. برای شرطی‌سازی شبیه‌سازی لازم است در الگوریتم آن‌ها یک گام اضافی در نظر گرفته شود. روش‌های شبیه‌سازی غیر شرطی معمول شامل روش‌های نوار دوار^۲، تجزیه طیفی ماتریس کوواریانس می‌باشد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

ب- شبیه‌سازی شرطی^۳

در شبیه‌سازی شرطی علاوه بر حفظ کوواریوگرام (یا واریوگرام) داده‌های واقعی (تحقق یافته)، برای اعداد تولید شده لازم است شرط صدق مقادیر اندازه‌گیری شده در فضا را نیز رعایت کرد. این محدودیت در بسیاری از موارد مفید واقع می‌شود. فرض کنیم متغیر ناحیه‌ای $Z(x)$ به طور مثال عیار و یا غلظت در نقطه (x) باشد. اگر این متغیر ناحیه‌ای با یک تابع تصادفی پایا مانند $Z(x)$ نشان داده شود، امید ریاضی، کوواریوگرام و واریوگرام آن به ترتیب $2\gamma(h), C(h), m$ خواهد بود. در این صورت تابع تصادفی هم‌شکل $Z_{sc}(x)$ که از تابع حقیقی $Z(x)$ حاصل می‌شود یک تابع تصادفی با امید ریاضی m و کوواریوگرام و واریوگرام

¹ Isomorph

² Turning Band

³ Conditional Simulation

$2\gamma(x), C(h)$ است. اگر تابع تصادفی هم‌شکل شرطی باشد لازم است داده‌های اندازه‌گیری شده در فضای مورد بحث نیز در آن صدق کند، بدین معنی که باید بین داده‌های شبیه‌سازی و داده‌های تجربی رابطه زیر برقرار باشد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]:

$$Z_{sc}(x_i) = Z(x_i), \quad \forall x_i \in I \quad (16-3)$$

به طور مثال فرض کنید متغیر عیار و یا غلظت در چندین نقطه اندازه‌گیری شده است. اگر کارشناس نسبت به مقادیر اندازه‌گیری شده اطمینان کامل داشته باشد، در این صورت در هر دور شبیه‌سازی این مقادیر می‌بایست حفظ گردد. به عبارت دیگر هریک از مجموعه داده‌های تولید شده می‌بایست نمایشگر یکی از حالات ممکنه متغیر عیار و یا غلظت باشد که با مقادیر نمونه‌برداری شده در تطابق کامل باشد.

۳-۹-۲- طبقه‌بندی براساس الگوریتم

شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري دارای الگوریتم‌های متفاوتی هستند که با توجه به ماهیت متغیر مورد مطالعه، میزان اعتبار داده‌های اولیه و هدف پروژه، مناسب‌ترین روش (الگوریتم) انتخاب می‌شود. شرحی مختصری از هر الگوریتم در ذیل آمده است [اصغری و هزارخانی، ۱۳۸۵؛ فتح‌آبادی، ۱۳۹۱؛ Vann et al., 2002].

الف- الگوریتم گوسی^۱

برای محیط‌هایی که در آن پیوستگی متغیر نسبت به طبقه‌بندی آن از اهمیت بیشتری برخوردار است، به کار می‌رود. لذا پایایی داده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از آن‌جا که اولین شرط مورد نیاز جهت پایایی، نرمال بودن داده‌ها است، در نتیجه در روش‌های موجود در این دسته، از داده‌هایی با توزیع

¹ Gaussian Algorithms

نرمال و با استاندارد نرمال استفاده می‌شود. شبیه‌سازی گوسی متوالی^۱ و روش تجزیه LU^۲ از جمله روش‌های این دسته‌اند.

ب- الگوریتم شاخص^۳

برای داده‌هایی که ماهیت دودویی^۴ دارند، استفاده می‌شود. از جمله مهم‌ترین روش‌های موجود در این دسته، روش شبیه‌سازی شاخص متوالی^۵ است. مهم‌ترین خاصیت روش شبیه‌سازی شاخص متوالی غیر از حفظ داده‌های معلوم، ایجاد مجموعه‌ای از تصاویر ناحیه شاخص، شامل محدوده‌ای از حالت‌های ممکن و درصد احتمال رویداد است. این روش از کریجینگ شاخص برای شبیه‌سازی استفاده می‌کند و نیاز به مدل واریوگرام برای حدود مختلفی که از طرف کاربر مشخص می‌شوند، دارد. استفاده از شبیه‌سازی شاخص برای بدست آوردن توزیع یک متغیر در حدهای مختلف و یا متغیرهای قابل تقسیم‌بندی مناسب می‌باشد.

پ- الگوریتم آنیلینگ^۶

آنیل در لغت به معنای آهسته سرد کردن و با دوام نمودن است. در صنایع متالورژی، این روش به منظور مستحکم کردن فلزات با چندین بار عملیات تکراری سرد و گرم کردن فلز صورت می‌گیرد. با توجه به شباهت عملیات تکراری این روش (شبیه‌سازی جهت بهینه کردن تابع هدف) با روش آنیل صنعتی، این روش بهینه‌سازی نیز آنیلینگ نامیده شده است.

ت- الگوریتم P-field

این الگوریتم پس از ساخت مجموعه‌ای از توزیع‌های احتمال محلی، به تکرار شبیه‌سازی مونت کارلو

^۱ Sequential Gaussian Simulation

^۲ Lu Decomposition

^۳ Indicator Algorithms

^۴ Binary

^۵ Sequential Indicator Simulation

^۶ Annealing Algorithms

از روی توزیع‌های ساخته شده در مرحله اول، با مقادیر احتمال آن‌ها می‌پردازد. توزیع‌های محلی را می‌توان به روش‌های مختلفی مانند روش چند گوسی و شاخص بنا کرد. مزیت این روش نسبت به سایر روش‌های شبیه‌سازی سرعت بالای آن در محاسبات به علت غیر شرطی بودن آن است.

ث- الگوریتم بولین^۱

شامل دسته وسیعی از شبیه‌سازی‌های تصادفی است که مهم‌ترین این الگوریتم در شبیه‌سازی اشکال هندسی است. به این ترتیب که با روش‌های بولین موقعیت، جهت‌یافتگی و ابعاد در فضای مورد بررسی، شبیه‌سازی می‌شود. از جمله کاربردهای این روش در شبیه‌سازی شیل‌ها در مخازن نفتی است.

ج- الگوریتم نوار دوار

این روش در سال ۱۹۷۳ توسط ماترون معرفی شده و شامل تبدیل شبیه‌سازی سه بعدی به شبیه‌سازی‌های ساده یک بعدی (در امتداد خطوط) است که قابلیت چرخش در فضای سه بعدی (یا به‌طور عمومی تر n بعدی) را دارند. این خطوط باید به طور همگن در فضای شبیه‌سازی توزیع شوند. به عبارت دیگر در این روش شبیه‌سازی هر فضای n بعدی به صورت n فضای یک بعدی شبیه‌سازی می‌شود. این روش شبیه‌سازی، شامل شبیه‌سازی فرایندهای یک بعدی روی خطوط و سپس تصویر این شبیه‌سازی‌ها روی مختصات دوبعدی و یا سه بعدی و در نهایت ارائه شبیه‌سازی چند بعدی می‌باشد.

۳-۹-۳- طبقه‌بندی براساس ماهیت داده‌ها

ماهیت داده‌ها در شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري بسیار اهمیت دارد. به طور کلی مدل‌ها با توجه به ماهیت داده‌ها در دو دسته کلی مدل‌های پیوسته و ناپیوسته طبقه‌بندی می‌شوند.

¹ Boolean Algorithms

الف- مدل‌های ناپیوسته^۱

این مدل‌ها، برای شرح رخساره‌های زمین‌شناسی که طبیعتی ناپیوسته دارند، گسترش پیدا کرده‌اند. در مواردی مانند توزیع، جهت‌یافتگی و طول شکستگی‌ها و گسل‌ها و انواع تیپ‌های سنگی، هر نقطه از فضا تنها متعلق به یکی از کلاس‌های موجود در منطقه است و روش‌های شبیه‌سازی کنترل‌کننده تعلق هر نقطه به محیط سنگی یا گسلی معینی است. به این ترتیب با اعمال روش‌های شبیه‌سازی می‌توان به روند تغییرات تیپ‌های سنگی، گسل‌ها و شکستگی‌ها در منطقه دست یافت. روش‌های شبیه‌سازی بولین، مارکوف^۲ و شاخص متوالی از جمله روش‌هایی هستند که در این مدل استفاده می‌گردند [Vann et al., 2002; Lantuéjoul, 2013].

ب- مدل‌های پیوسته^۳

این روش برای شرح خصوصیات محیطی مانند تخلخل، عیار، تراوایی و درجه اشباع به کار می‌رود. در این روش هر نقطه از فضا دارای مقدار مشخص است. مدل شبیه‌سازی ایجاد شده به شرح و توصیف روند تغییرات پارامتر مورد بررسی در منطقه، تغییرات مقدار میانگین و کوواریانس داده (در صورت شبیه‌سازی بیش از یک متغیر) می‌پردازد. روش‌های شبیه‌سازی متوالی گوسی از جمله روش‌های شبیه‌سازی است که در این بخش می‌توان به آن اشاره نمود [Vann et al., 2002; Lantuéjoul, 2013].

۳-۱۰- تخمین مقدار زمینه و حد آستانه‌ای

در اطراف نهشته‌های کانساری غالباً یک کاهش تدریجی در غلظت بعضی عناصر دیده می‌شود. این روند تغییرات تا آنجا ادامه می‌یابد که تقریباً به حد ثابتی که همان مقدار زمینه است می‌رسد. حد فوقانی

¹ Discontinuos Models² Murkov Field³ Continuos Models

تغییرات مقدار زمینه را حداقل مقدار آنومالی یا اصطلاحاً حدآستانه‌ای می‌نامند. به مقادیر بیشتر از حدآستانه-

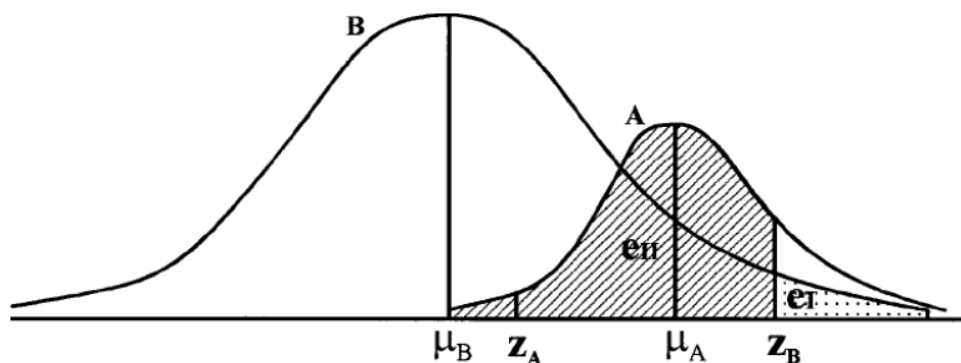
ای آنومالی گفته می‌شود [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰؛ قوامی‌ریایی و دارابی‌گلستانی، ۱۳۹۳].

هدف کلی از روش‌های مختلف مورد استفاده برای جداسازی آنومالی ژئوشیمیایی در شکل (۳-۴)

خلاصه شده است که توزیع فراوانی غلظت داده‌های خام یا مقادیر تخمین زده شده توسط روش‌های مختلف

(میانگین‌گیری متحرک، کریجینگ و...) را نشان می‌دهد. آنومالی (A) و زمینه (B) دو جامعه مجزا هستند

که در محتوای عناصر و ویژگی‌های فضایی باهم متفاوت هستند [Cheng et al., 1996].



شکل ۳-۴- تابع چگالی نشان داده شده برای داده‌های ژئوشیمیایی برای دو جامعه آنومالی A و زمینه B [Cheng et al., 1996]

هدف از بکارگیری روش‌های جداسازی آنومالی‌ها تعریف حدآستانه‌ای است، به طوری که نمونه را

می‌توان با توجه به مقادیر عناصر طبقه‌بندی نمود. در شکل (۳-۴)، اگر z_A حد پایین آنومالی و z_B حد

بالای زمینه باشد، می‌توان نمونه‌های با مقادیر کمتر از z_A را جزء زمینه و نمونه‌های بیشتر از z_B را جزء

آنومالی در نظر گرفت. واضح است که اگر دو جامعه A و B هم‌پوشانی داشته باشند، در این صورت دو مقدار

متفاوت z_A و z_B را خواهیم داشت ($z_A < z_B$) و نمونه‌ها با مقادیر بین z_A و z_B را نمی‌توان با قاطعیت

طبقه‌بندی کرد، زیرا این مقادیر می‌توانند به هر دو جامعه زمینه و آنومالی متعلق باشند [Cheng et al.,

1996].

مطابق با شکل (۳-۴)، کلاسه‌بندی همیشه با دو نوع خطا همراه است. خطای نوع اول (e_1) زمانی اتفاق می‌افتد که نمونه با مقدار زمینه، جزء زمینه محسوب نشود و به اصطلاح به این خطا، خطای رد^۱ گفته می‌شود. خطای نوع دوم (e_2) وقتی که نمونه با مقدار آنومالی، به عنوان زمینه حساب شود، ایجاد می‌شود. به خطای نوع دوم اصطلاحاً خطای پذیرش^۲ گفته می‌شود. این دو نوع خطا باهم ارتباط معکوس دارند، یعنی اگر یک نوع خطا با تغییر حدآستانه‌ای کوچک شود، دیگری بزرگ می‌شود. در بعضی مواقع مینیمم کردن یکی از خطاها جواب بهینه را می‌دهد ولی در مواقع دیگر بهتر است کل خطا و مجموع خطاهای نوع اول و دوم را حداقل کرد [Cheng et al., 1996].

تعیین مناطق آنومال، جهت بررسی مناطق امیدبخش در پروژه اکتشافات ژئوشیمیایی از اهمیت بالایی برخوردار است. روش‌های مختلفی بدین منظور در چند دهه اخیر ارائه شده است. به طور کلی روش‌های انتخاب حدآستانه‌ای به سه گروه تفکیک می‌شوند [قوامی‌ریایی و دارابی گلستانی، ۱۳۹۳؛ Stanely and Sinclair, 1989]:

الف- روش‌های تجربی^۳: مبنای انتخابی این روش‌ها بستگی به تجربه ژئوشیمیست دارد. مدل توزیع در این روش در نظر گرفته نمی‌شود و بیشتر در حالات ساده قابل استفاده است.

ب- روش‌هایی براساس مدل توزیع همراه با نظر شخصی^۴: در این روش‌ها از مدل توزیع و اندکی نظر شخصی در کنار هم استفاده می‌نمایند. از جمله روش‌های این گروه، روش لانگ فورد است که در این روش توابع چگالی متفاوتی برای نمونه‌های آنومالی و زمینه یک عنصر بیان می‌شود. روش $\bar{x} + 2s$ نیز یکی از روش‌های این گروه است که به دلیل سهولت از این روش بسیار استفاده می‌شود. همچنین روش برازش سطح روند به

¹ Rejection error

² Acceptance error

³ Experimental methods

⁴ Model-based subjective approaches

ازای همسایگی معین و محاسبه مقادیر بازماند^۱ در هر محل نمونه‌برداری در این گروه جای می‌گیرد. داده‌های مربوط به نمونه‌هایی که به اندازه دو برابر انحراف معیار بالاتر از این سطح قرار می‌گیرند، به عنوان آنومالی طبقه‌بندی می‌شوند. از آنجا که در این روش‌ها نظر شخصی، در انتخاب حدآستانه دخیل است توصیه نمی‌شود. با ذکر این نکته که اصولاً مدل‌ها در مقایسه با واقعیت بسیار ساده‌سازی می‌شوند.

پ- روش‌هایی براساس مدل توزیع و بدون نظر شخصی^۲: برخلاف سایر روش‌ها، در این روش تعیین حدآستانه‌ای با استفاده از داده‌ها و نظارت توزیع فضایی آن در ایستگاه‌های مجاور و دخالت نظر شخصی کمتر انجام می‌شود. این روش‌ها وابسته به مدل‌های ژئوشیمیایی هستند که تابع چگالی توزیع جامعه زمینه در یک محیط همگن را حاصل مجموع تمام فرایندهای دخیل در تشکیل آن می‌دانند. اغلب در داده‌های ژئوشیمی اکتشافی جامعه زمینه نرمال است و بالاخره فرایندهای دیگری باعث ایجاد جامعه آنومالی می‌شوند. روش‌های مدل‌سازی نمودار احتمال^۳ و آماره فضایی U ^۴ از جمله روش‌های این گروه می‌باشند.

در یک تقسیم‌بندی می‌توان روش‌های گروه اول و دوم را که فقط مقدار اندازه‌گیری شده برای هر نمونه مورد توجه قرار می‌گیرد و موقعیت فضایی نقاط نمونه‌برداری در نظر گرفته نمی‌شود، را به عنوان روش‌های غیر ساختاری معرفی نمود. همچنین به روش‌های مربوط به گروه سوم که موقعیت نقاط نمونه‌برداری و ارتباط فضایی آنها را در نظر می‌گیرند، روش‌های ساختاری گفته می‌شود. اختلاف روش‌های ساختاری و غیرساختاری در این است که در روش‌های ساختاری مختصات نقاط که تعیین کننده موقعیت آنها نسبت به هم است در تعیین آنومالی‌ها تأثیر گذارند و وجود چند نمونه آنومال در کنار یکدیگر می‌تواند موجب تقویت آنها شود.

¹ Residual

² Model-based objective techniques

³ Probability Diagram Modeling

⁴ U-Spatial Statistic

۳-۱۱- آماره فضایی U

این روش به عنوان روش قوی در جدایش آنومالی از زمینه مطرح است. این روش نوعی روش میانگین متحرک^۱ است، با این ویژگی که در هر نقطه خاص ابعاد پنجره‌ای که در داخل آن میانگین گیری صورت می‌گیرد، تغییر داده می‌شود. بنابراین برای هر نقطه خاص تعدادی از مقادیر برای آماره U آن نقطه از روی نقاط اطراف آن محاسبه می‌شود. بدین ترتیب ارتباط فضایی نقاط در این روش کاملاً در نظر گرفته می‌شود [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

تنها عامل کنترل کننده دو نوع خطا e_1 و e_2 (خطاهای جداسازی آنومالی از زمینه) در این روش حجم یا تراکم نمونه‌ها است. معمولاً با افزایش تعداد نمونه نتایج بهتری حاصل می‌شود. فرض کنید جامعه A و B دارای توزیع نرمال و به ترتیب با میانگین μ_A و μ_B و واریانس σ_A^2 و σ_B^2 باشند. نمونه‌های مستقل تصادفی $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ از دو جامعه A و B جمع‌آوری شده است، هدف تمایز نمونه‌های هر یک از دو جامعه A و B می‌باشد. متغیر تصادفی U را به صورت $U = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ تعریف می‌کنیم. این بدان معنی است که U میانگین مقادیر x_i است. این متغیر دارای خصوصیات زیر است [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰؛ Cheng et al., 1996]:

اگر همه نمونه‌ها از جامعه A باشند: $E(U) = \mu_A$ و $\sigma^2(U) = \frac{1}{n} \sigma_A^2$ و اگر همه نمونه‌ها از جامعه B باشند: $E(U) = \mu_B$ و $\sigma^2(U) = \frac{1}{n} \sigma_B^2$. بنابراین میانگین U برای نمونه‌هایی از جامعه A (یا B) همان میانگین x برای جامعه A (یا B) است. ولی پراش U برای هر دو جامعه، برابر $\frac{1}{n}$ پراش مقدار x است و فقط به تعداد نمونه بستگی دارد.

اگر بجای متوسط حسابی، متوسط وزن‌دار برای U به کار رود خواهیم داشت:

^۱ Moving Average

$$U = \sum_{i=1}^n W_i x_i \quad (17-3)$$

که در آن، دو محدودیت در مورد وزن‌ها به کار می‌رود. این دو محدودیت عبارتند از: $0 \leq W_i \leq 1$ ، $\sum W_i = 1$. اگر نمونه‌ها مربوط به جامعه A باشند خواهیم داشت: $E(U) = \mu_A$ و $\sigma^2(U) = \sum W_i^2 \sigma_A^2$. در صورتی که نمونه‌ها مربوط به جامعه B باشند خواهیم داشت: $E(U) = \mu_B$ و $\sigma^2(U) = \sum W_i^2 \sigma_B^2$. در صورتی که یکی از وزن‌ها $W_k = 1$ باشد، شرط $\sum W_i = 1$ ایجاب می‌کند که بقیه وزن‌ها صفر باشد. اگر همه وزن‌ها برابر هم و برابر $\frac{1}{n}$ باشد (میانگین حسابی داده‌ها) در این صورت خواهیم داشت [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰؛ Cheng et al., 1996]:

$$\sum W_i^2 = \frac{1}{n^2} + \frac{1}{n^2} + \dots + \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n} \quad (18-3)$$

در این صورت $\frac{1}{n} \leq \sum W_i^2 \leq 1$ خواهد بود. بنابراین آماره U یک میانگین وزن‌دار است. یعنی در هر نقطه از نقاط اندازه‌گیری و یا نمونه‌برداری مقدار U به صورت میانگین وزن‌داری از نقاط اطراف محاسبه می‌شود. سوالی که مطرح می‌شود این است که اولاً شعاع جستجو چقدر است؟ یعنی تا چه فاصله‌ای از نقطه مورد محاسبه، نمونه‌های اطراف می‌توانند در محاسبه میانگین وزن‌دار (مقدار U نقطه مورد نظر) تاثیر گذارند. ثانیاً وزن‌ها از چه روابطی باید محاسبه شوند؟ بررسی تغییرات ماده معدنی در منطقه مورد مطالعه، برای رسیدن به جواب‌های مناسب بسیار اهمیت دارد. بر این اساس اگر تغییرات در تمام جهات منطقه یکسان باشد محیط مورد مطالعه همسانگرد و در غیر این صورت محیط مورد مطالعه ناهمسانگرد خواهد بود.

۳-۱۱-۱- محیط همسانگرد

فرض کنید α_i موقعیت i امین نمونه در نقطه مورد مطالعه و x_i کمیت مورد نظر در این مختصات باشد، دایره‌ای به مرکز این نقطه و شعاع همسایگی r ($0 \leq r \leq r_{\max}$) در نظر می‌گیریم و آن را $k(\alpha_i, r)$

می‌نامیم. مانند همه روش‌های میانگین وزن‌دار، نقاط نزدیک‌تر وزن بیشتری نسبت به نقاط دورتر دارند. کمیت زیر معیار نزدیکی و یا دوری نمونه α_j به نمونه α_i را بدست می‌دهد [Cheng et al., 1996]:

$$\mu_{k(\alpha_i, r)}(\alpha_j) = \frac{r - d(\alpha_i, \alpha_j)}{r} \quad (19-3)$$

که در آن $d(\alpha_i, \alpha_j)$ فاصله بین موقعیت نمونه‌های α_i و α_j است. مقدار رابطه (۱۹-۳) در بازه $[0-1]$ قرار دارد، در صورتی که $\alpha_i = \alpha_j$ مقدار این رابطه بیشترین مقدار این بازه می‌باشد. یعنی اگر در روی همان نقطه مورد تخمین داده‌ای وجود داشته باشد، آن داده با بیشترین وزن ممکن که برابر واحد است شرکت می‌کند. در صورتی که نقطه α_j خارج از پنجره جستجو قرار بگیرد، مقدار رابطه بالا برابر صفر خواهد شد. به عبارتی نمونه‌ای که خارج از شعاع جستجو قرار دارد، هیچ تاثیری در تخمین مقدار U نقطه مورد نظر ندارد. حال مقدار W_j به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_j(r) = \frac{\mu_{k(\alpha_i, r)}(\alpha_j)}{\sum_{j=1}^n \mu_{k(\alpha_i, r)}(\alpha_j)} \quad (20-3)$$

که در آن n تعداد نمونه‌هایی است که در محدوده جستجو قرار می‌گیرند، $W_j(r)$ اشاره به آن دارد که وزن‌ها تابع شعاع جستجو می‌باشند. همان‌گونه که در بالا ذکر شده $\mu_{k(\alpha_i, r)}(\alpha_j)$ معیاری از نزدیکی نقطه α_j به نقطه مورد تخمین α_i و در حقیقت همان وزن نقطه α_j است. ولی از آنجا که باید جمع وزن‌ها برابر واحد باشد، لذا رابطه فوق نقش برقرار کننده این شرط را دارد. پس از محاسبه وزن هر نمونه واقع در محدوده جستجو، می‌توان مقدار میانگین وزن‌دار نقاط واقع در محدوده جستجو برای نقطه i ام را از رابطه زیر محاسبه کرد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]:

$$\bar{x}_i(r) = \sum_{j=1}^n W_j(r) x_j \quad (21-3)$$

که در آن x_j کمیت اکتشافی مورد نظر در نقطه α_j است. تنها عاملی که در محاسبه فوق در نظر گرفته نشده است چگونگی پراکندگی نمونه‌ها در محدوده جستجو است. این پارامتر به صورت زیر تعریف می‌شود [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]:

$$S_i(r) = \sqrt{\sum_{j=1}^n w_j^2(r)} \quad (22-3)$$

وقتی نمونه‌ها حول نقطه مورد تخمین به طور منظم پراکنده‌اند هر کدام وزنی معادل $\frac{1}{n}$ پیدا می‌کنند و در نتیجه $S_i(r) = \frac{1}{n}$ می‌شود. اما در حالتی که نقاط معلوم حول نقطه مجهول به طور نامنظم پراکنده شده باشند، مقدار $S_i(r)$ بزرگتر از $\frac{1}{n}$ خواهد بود، به طوری که در حالت حدی آن یعنی وقتی یک نمونه وزنی معادل ۱ دریافت می‌کند و بقیه نمونه‌ها وزن صفر پیدا می‌کنند، مقدار $S_i(r) = 1$ می‌شود.

حال با تاثیر $S_i(r)$ در $\bar{x}_i(r)$ و استاندارد کردن آن مقدار آماره U در نقطه i ام را به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_i(r) = \frac{\bar{x}_i(r) - \mu}{\sigma} \quad (23-3)$$

که در آن μ میانگین و σ انحراف معیار کل داده‌ها می‌باشد. مقدار $U_i(r)$ تابعی از r است یعنی با تغییر r مقادیر مختلفی برای U_i بدست می‌آید. به ازای هر r تعدادی از نمونه‌های اطراف در محاسبه مقدار U نقطه مجهول شرکت می‌کنند. در نتیجه U های مختلفی برای نقطه مجهول بدست می‌آید. در واقع در هر نقطه مقدار U_i به ازای شعاع جستجوی r میانگین از تعداد n_1 نمونه از جامعه آنومالی و n_2 نمونه از جامعه زمینه است. بنابراین [Cheng et al., 1996]:

$$U_i(r) = \frac{\sum_{j=1}^{n_1} w_j(r)x_j - \mu}{\sigma} + \frac{\sum_{k=1}^{n_2} w_k(r)x_k - \mu}{\sigma} \quad (24-3)$$

اگر میانگین جامعه آنومال را μ_A و میانگین جامعه زمینه را μ_B بنامیم، آنگاه $\mu_B < \mu < \mu_A$. اگر نمونه‌هایی که به ازای یک r مشخص در همسایگی نقطه i قرار می‌گیرند همگی از جامعه آنومالی باشند، در رابطه فوق جمله دوم صفر می‌شود. چون در صورت کسر جمله اول میانگین وزن دار مقادیر عیار تعدادی نمونه از جامعه آنومالی محاسبه می‌شود لذا مقدار بدست آمده نزدیک به μ_A خواهد شد که با کسر μ از آن مقدار نسبتاً بزرگ مثبت بدست می‌آید. اگر نمونه‌هایی که به ازای یک r مشخص در همسایگی نقطه i قرار می‌گیرند همگی از جامعه زمینه باشند، در رابطه فوق جمله اول صفر می‌شود. چون در صورت کسر جمله اول میانگین وزن دار مقادیر عیار تعدادی نمونه از جامعه زمینه محاسبه می‌شود، لذا مقدار بدست آمده نزدیک به μ_B خواهد شد که با کسر μ از آن مقدار نسبتاً بزرگ منفی بدست می‌آید.

بنابراین در حالتی که نمونه‌های قرار گرفته در پنجره جستجو برای تخمین نمونه i متعلق به یک جامعه (آنومالی یا زمینه) باشد، با افزایش شعاع جستجو مقدار قدرمطلق بزرگ‌تری از U خواهیم داشت. در حالتی که همه نمونه‌ها واقع در پنجره جستجو از جامعه آنومالی باشد این مقدار مثبت و در حالت عکس منفی خواهد بود. این افزایش تا زمانی ادامه می‌یابد که محدوده همسایگی از یک جامعه مثلاً آنومالی (یا زمینه) وارد جامعه دیگر زمینه (یا آنومالی) شود. در این حالت جمله اول عبارت فوق مقداری مثبت و بزرگ و جمله دوم آن مقداری منفی با قدر مطلق بزرگ خواهد شد که جمع جبری آنها، مقداری کوچک و نزدیک به صفر می‌شود. بنابراین مقدار بهینه r که بیشترین جدایش بین دو جامعه آنومالی و زمینه را موجب می‌شود مقداری است که به ازای آن U حداکثر است:

$$U_i^* = \max(|U_i(r_0)|) ; 0 \leq r \leq r_{\max} \quad (۲۵-۳)$$

رابطه فوق بدان معنی است که در هر نقطه نمونه‌برداری (یا اندازه‌گیری) باید با $r = 0$ تا $r = r_{\max}$ مقادیر U را محاسبه کرد و سپس از این U های به دست آمده، حداکثر قدر مطلق آنها را انتخاب (به ازای

شعاع همسایگی r_0 و به نقطه مورد نظر نسبت داد.

۳-۱۱-۲- محیط ناهمسانگرد

در بسیاری از موارد، محیط‌های اکتشافی مورد مطالعه ناهمسانگرد هستند. برای مثال یک کانسار لایه‌ای و یا عدسی شکل دارای یک ناهمسانگردی هندسی است. در این گونه موارد انتخاب فضای جستجو بیضی شکل و در حالت سه بعدی، بیضوی شکل، دقت جداسازی این روش را می‌تواند تا حد قابل توجهی افزایش دهد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰]. در اینجا لازم است برای تعیین نحوه تأثیر گذاری ساختار ناهمسانگرد آنومالی‌ها در محاسبه مقدار U روش کامل‌تری را ارائه داد. بدیهی است که اگر ساختار فضایی مقادیر آنومال ناهمسانگرد باشد، به کارگیری این روش می‌تواند حداکثر اختلاف بین دو جامعه آنومال و زمینه را بروز داده و آنها را با دقت بیش‌تری از یکدیگر جدا کند. این امر به خصوص در مورد آنومالی‌های خطی کم عرض با طول زیاد بسیار مؤثر و مفید است. اگر بخواهیم مقدار U را غیر وزن‌دار محاسبه کنیم می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد [هزارخانی و قنادپور، ۱۳۹۴]:

$$U_i(r) = \sqrt{n} \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j - \mu \right] \quad (۳-۲۶)$$

که در آن n تعداد نمونه‌ها (یا اندازه‌گیری‌ها) موجود در همسایگی r برای نمونه i ام، μ میانگین کل و x_i مقدار کمیت اندازه‌گیری شده موجود در شعاع همسایگی (r) است. در این حالت نیز حد بهینه r مقداری است که به ازای آن مقدار $U_i(r)$ حداکثر شود. اختلاف عمده این روش با روش قبل آن است که در اینجا می‌توان به جای دایره که معرف همسانگردی است از همسایگی بیضی شکل استفاده کرد. برای این منظور لازم است برای هر همسایگی، سه پارامتر مشخص شود:

الف - شعاع همسایگی که برابر شعاع بزرگ بیضی است و در فاصله‌ی $0 < r < r_{\max}$ تغییر می‌کند.

ب - ضریب شکل که نسبت قطر کوچک به قطر بزرگ بیضی را معرفی می‌نماید و در فاصله $0 \leq \beta \leq 1$ تغییر می‌کند.

ج - اندیس جهت که زاویه بین قطر بزرگ بیضی با محور x ها را مشخص می‌نماید و در فاصله $0 \leq \theta \leq \pi$ در تغییر است.

در این روش برای مشخص کردن فضای همسایگی به جای یک پارامتر (r) به سه پارامتر r و β و θ نیاز است. مقادیر بهینه این پارامترها، مقادیری است که به ازای آن مقدار U حداکثر شود.

$$U^*(r, \beta, \theta) = \max |U(r, \beta, \theta)|; \quad 0 < r < r_{\max}, \quad 0 \leq \beta \leq 1, \quad 0 \leq \theta \leq \pi$$

در این روش نیز با قرار دادن یک حدآستانه‌ای می‌توان نقشه $U(r, \beta, \theta)$ را رسم کرده و موقعیت و شدت آنومالی‌ها را ارزیابی کرد. این نقشه‌ها ویژگی‌های هندسی آنومالی‌ها را نشان می‌دهند [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

۳-۱۲- مدل سازی نمودار احتمال

به منظور تعیین جوامع کانی‌سازی و تفکیک آنومالی از زمینه لازم است تا با آگاهی از ویژگی‌ها و رفتارهای ژئوشیمیایی عناصر، به مدل‌گذاری داده‌ها پرداخته شود. اثرات مولفه‌های سنگ‌زایی سین‌ژنتیک و عوامل ایجادکننده کانی‌سازی یا مولفه اپی‌ژنتیک بر روی رفتار عناصر مختلف به گونه‌های مختلفی اثر کرده و بایستی حد و حدود این تغییر رفتار مشخص گردند. روش‌های مدل‌سازی نمودار احتمال که روشی هوشمند برای شناسایی مرز این تغییر رفتارها و الویت‌بندی داده‌های آنومال ژئوشیمی است، به بررسی رفتار متغیر مورد مطالعه و نحوه پراکندگی آن در جامعه می‌پردازد [قوامی‌ریایی و دارابی‌گلستانی، ۱۳۹۳].

با استفاده از نمودار احتمال می‌توان یک جامعه مرکب از دو یا چند جامعه را به اجزا آن (یعنی جوامع سازنده آن) تقسیم کرد. در صورت زیاد شدن جوامع آنومالی مختلف و یا متقاطع شدن آنها، مشکلاتی در جدایش آنها ایجاد می‌شود. در برداشت‌های اکتشافی معمولاً با داده‌هایی سروکار داریم که حاوی آنومالی‌های مختلف هستند و از این رو با جوامع آنومالی مختلف و جوامع زمینه مختلف (اثر لیتولوژی) روبرو هستیم. به همین دلیل معمولاً کارشناسان اکتشافی برای جلوگیری از بروز پیچیدگی‌های فوق سعی در جداسازی داده‌ها براساس محیط‌های ژئوشیمیایی و زمین‌شناسی دارند. به این صورت می‌توان داده‌ها را ترکیبی از دو جامعه زمینه و آنومالی دانست [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

تجسم یک توزیع نرمال روی یک کاغذ احتمال به صورت یک خط راست است، به همین ترتیب یک توزیع لاگ‌نرمال بر روی یک کاغذ احتمال لگاریتمی، یک نمودار خطی را مجسم می‌کند. در عمل برای رسم نمودار احتمال کفایست مقادیر درصد فراوانی تجمعی داده‌ها محاسبه شود و سپس داده‌ها روی نمودار احتمال منتقل شوند. در این حالت به علت وجود خطاهای تجربی مانند خطای نمونه‌برداری، خطای آماده‌سازی و خطای آنالیز، نمودار حاصل (در صورت نرمال بودن داده‌ها) به صورت تعدادی نقاط پراکنده حول یک خط راست در می‌آید. سینکلر [Sinclair, 1974] مهم‌ترین مزیت‌های روش نمودار احتمال را در سه مورد بیان نمود:

الف - شکل توزیع چگالی یک دسته داده می‌تواند بررسی شود.

ب - پارامترهای جوامع نرمال و لاگ‌نرمال می‌تواند سریعاً و با دقت مناسب برای چند دسته داده ژئوشیمیایی محاسبه شود.

ج - چندین دسته داده می‌تواند در یک نمودار به وضوح در مقایسه هیستوگرام‌های چندگانه نمایش داده شود.

به طور کلی نمودارهای احتمال به دو صورت نرمال و لاگ نرمال قابل ترسیم می‌باشند. این عمل سبب می‌شود در مواردی که امکان دارد داده‌های ژئوشیمیایی توزیع نرمال یا لاگ نرمال نداشته باشند، باعث ایجاد مشکل در نتایج شود. مانند سایر روش‌های جداسازی آنومالی از زمینه، دقت روش مدلسازی نمودار احتمال با افزایش تعداد نمونه‌ها، بیشتر می‌شوند.

مدل برازش شده در روش نمودار احتمال از دو قسمت تشکیل شده است. قسمت اول منحنی، روند انطباق داده شده بر داده‌های خام بوده که براساس تکنیک‌های مدل‌گذاری داده‌ها مشخص می‌گردد. قسمت دوم بخش تصادفی یا همان خطا یا انحراف بین روند محاسبه شده (مدل) و داده‌های خام (مقادیر مشاهده شده یا اندازه‌گیری شده) می‌باشد. میزان خطا به اندازه انطباق مدلسازی بر داده‌ها به مقادیر مشاهده شده کاهش خواهد یافت.

غالباً داده‌های نمونه‌برداری شده در بررسی‌های ژئوشیمیایی از توزیع غیرنرمال تبعیت می‌کنند. در چنین شرایطی، زیر جامعه آنومال در کرانه سمت راست توزیع واقع شده و با جامعه زمینه در غلظت‌های پایین تداخل پیدا می‌کند. انتظار می‌رود که مقادیر آنومالی (در مقیاس ناحیه‌ای) و یا پیکره‌های کانسنگ پرعیار (در مقیاس محلی) را در کرانه بالای داده‌های ژئوشیمیایی بتوان جستجو نمود [Wellmer, 1998]. پس از بررسی توزیع داده‌ها به مدل‌سازی نمودارهای احتمال پرداخته که معرف روند و رفتار واقعی داده‌های جامعه مورد نظر باشد. در این راستا به منظور انجام بهترین برازش مدل بر داده‌ها، تکنیک‌های حداقل مربعات انحرافات به کار گرفته می‌شود تا مدل مربوط به آن معرف ویژگی‌های جامعه مورد نظر باشد. تعیین محدوده کانی‌سازی و الویت‌بندی مناطق آنومال به عنوان مهم‌ترین هدف مطالعات ژئوشیمیایی، توسط نمودار احتمال انجام می‌شود.

۳-۱۳- جمع‌بندی

روش‌های مختلفی برای جداسازی آنومالی از زمینه توسط محققین بیان شده است که همه این روش‌ها یک هدف کلی را دنبال می‌کند و آن کم کردن خطاهای جداسازی آنومالی از زمینه می‌باشد. با استفاده از روش‌های آماره فضایی U و مدل‌سازی نمودار احتمال به عنوان دو روش قوی برای این منظور، نتایج دقیقی از مناطق آنومال به دست می‌آید. همچنین شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري در تعیین تغییرپذیری منطقه مورد مطالعه برای انجام اهداف اکتشافی بسیار اهمیت دارد. در بین الگوریتم‌های متفاوت روش شبیه‌سازی گوسی متوالی روش بسیار مناسب و پرکاربرد است. نکته مورد توجه در این تحقیق تبدیل داده‌های ژئوشیمیایی از سیستم عددی بسته به باز توسط روش‌های معرفی شده، برای از بین بردن همبستگی کاذب آن‌ها می‌باشد.

فصل چهارم

روش اجرایی و یافته‌های تحقیق

۴-۱- مقدمه

در این فصل روش اجرایی تحقیق و نتایج حاصل از آن ارائه شده است. اجرای الگوریتم‌های مربوط به داده‌های ترکیبی و تبدیل این داده‌ها به سیستم عددی باز از اهداف این فصل می‌باشد. با استفاده از نرم افزارهای مناسب عملیات زمین‌آماری بر روی داده‌های تبدیل یافته پیاده‌سازی شد. بر روی نتایج حاصل از تخمین و شبیه‌سازی زمین‌آماري، الگوریتم آماره فضایی U اجرا و در نهایت نقشه مناطق امید بخش برای عناصر مهم تهیه گردیده است. همچنین به بررسی روش نمودار احتمال و مدل‌سازی داده‌ها بر روی این نمودار پرداخته شد تا از این طریق علاوه بر تعیین مقدار حدآستانه‌ای عناصر به تعیین حد و حدود هر جامعه و سهم مولفه اپی‌ژنتیک در تغییرات به وجود آمده در جامعه پرداخته شود.

۴-۲- تعیین عناصر مورد مطالعه

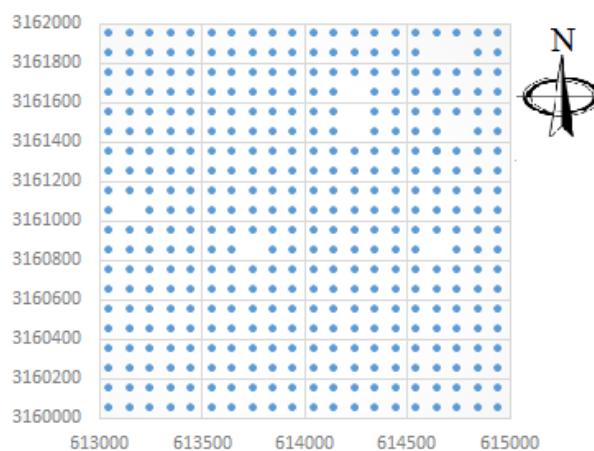
یکی از مراحل بسیار با اهمیت در اکتشافات ژئوشیمیایی نمونه‌برداری از منطقه مورد مطالعه است. انجام صحیح و درست این مرحله صحت و دقت مراحل بعدی اکتشاف ژئوشیمیایی را افزایش خواهد داد. طراحی شبکه نمونه‌برداری بستگی به فاز عملیاتی اکتشافی داشته و براساس اهداف پروژه تهیه و مورد اجرا قرار می‌گیرد. در منطقه مورد مطالعه ۳۹۲ نمونه لیتوژئوشیمیایی جهت مطالعات ژئوشیمیایی به صورت سیستماتیک، در یک شبکه طراحی شده ۱۹۰۰*۱۹۰۰ مترمربع، برداشت شده است (شکل ۴-۱). پس از برداشت، نمونه‌های ژئوشیمیایی آماده سازی و توسط روش اسپکترومتری نشری در آزمایشگاه جیانگسی (کشور چین) مورد تجزیه قرار گرفته است. آنالیز بر روی ۲۰ عنصر Mo, Be, Ni, Cr, Mn, Pb, Au, Cu, (کشور چین) مورد تجزیه قرار گرفته است. آنالیز بر روی ۲۰ عنصر Fe, Hg, Bi, Sb, As, W, Ba, Co, Zn, Ag, Ti, Sn انجام شد. از میان آنها برخی از عناصر مهم با استفاده از بررسی‌های ژئوشیمیایی اولیه، برای مطالعه در این پایان نامه انتخاب گردید. از روش‌های آنالیز خوشه‌ای و آنالیز مولفه‌های اصلی، برای بررسی‌های اولیه جهت تعیین عناصر مهم استفاده گردید.

تجزیه و تحلیل خوشه‌ای، نموداری است که نحوه ارتباط بین عناصر را تحت ضریب همبستگی حداکثر بیان می‌نماید. در ابتدا با استفاده از نمودار خوشه بندی، ارتباط بین عناصر پاراژنز را مشخص نموده و عناصر به گروه‌های مختلف تقسیم گردید. همانطور که در شکل (۴-۲) مشاهده می‌شود، براساس جدول (۴-۱) عناصر به چهار گروه تقسیم شده‌اند. با استفاده از این تجزیه و تحلیل می‌توان نتیجه گرفت که عناصر واقع در شاخه و گروه اول مستقل از سایر عناصر و به عنوان عناصر کانی‌سازی می‌باشند.

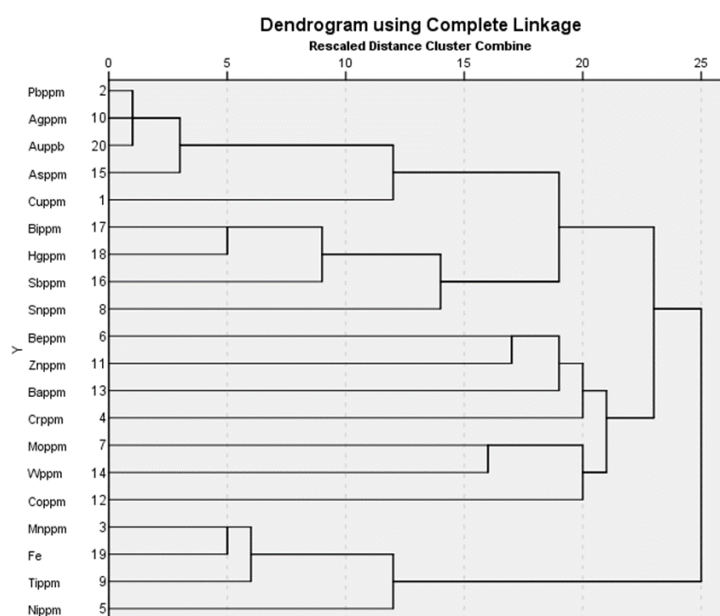
پس از بررسی آنالیز خوشه‌ای، با استفاده از آنالیز مولفه‌های اصلی این موضوع که تغییر پذیری غلظت در منطقه ناشی از چه عواملی است، مشخص می‌گردد. هدف از تجزیه مؤلفه‌های اصلی آن است که واریانس موجود در داده‌های چند متغیره را در مؤلفه‌هایی تجزیه کند که اولین مؤلفه تا آنجا که ممکن است علت بیشترین واریانس موجود در داده‌ها باشد و به تدریج مؤلفه‌های بعدی واریانس کمتری از تغییرات را توجیه می‌کنند [Shukla et al., 2004]. در این روش هر مؤلفه مستقل از مؤلفه‌های دیگر است، یعنی بین مؤلفه‌های حاصله همبستگی وجود ندارد. در آنالیز مولفه‌های اصلی، مولفه‌های اول و دوم از اهمیت بالایی برخوردار هستند. به‌طور کلی عناصری را که در هر مولفه مقدارشان تقریباً برابر ۰/۵ و یا بیش‌تر از آن باشد، به عنوان عناصر اصلی آن مولفه شناخته خواهند شد. براساس جدول (۴-۲)، می‌توان نتیجه گرفت که عناصر مس، طلا، نقره، سرب، آرسنیک، بیسموت و جیوه به عنوان عناصر اصلی مولفه اول و عناصر آنتیموان و قلع به عنوان عناصر اصلی مولفه دوم می‌باشد. نتایج حاصل از دو آنالیز خوشه‌ای و مولفه اصلی با هم همپوشانی خوبی دارند. براساس این دو آنالیز میتوان نتیجه گرفت که در جدول (۴-۱)، عناصر واقع در هر شاخه به ترتیب عناصر کانی‌سازی، فوق کانساری، تحت کانساری و عناصر متعلق به جنس سنگ می‌باشد. با توجه به موارد یاد شده، عنصر نیکل به عنوان بی‌ارزش‌ترین عنصر منطقه بوده و همچنین با بررسی عناصر Cu، Au، Pb، Zn، Mn، Sb می‌توان به اطلاعات کاملی از تمام عناصر منطقه دست یافت.

جدول ۴-۱- تقسیم بندی عناصر براساس آنالیز خوشه‌ای

Cluster	Elements
1	Cu-Au-Ag-Pb-As
2	Bi-Hg-Sb-Sn
3	Be-Ba-Zn-Cr-Mo-W-Co
4	Mn-Fe-Ti-Ni



شکل ۴-۱- شبکه نمونه‌برداری منطقه مورد مطالعه



شکل ۴-۲- دندوگرام حاصل از آنالیز خوشه‌ای عناصر

جدول ۴-۲- نتایج حاصله از آنالیز مولفه‌های اصلی

	Component					
	1	2	3	4	5	6
Cu (ppm)	.478	.205	-.338	.412	-.017	-.173
Pb (ppm)	.875	.045	-.333	-.083	.077	-.046
Mn (ppm)	.449	-.739	.211	-.005	.087	-.032
Cr (ppm)	-.108	.289	.065	-.092	.053	-.561
Au(ppm)	.874	.051	-.332	-.072	.015	-.052
Be (ppm)	-.081	.388	.104	.129	.481	-.205
Mo (ppm)	-.023	.377	-.010	.623	-.043	-.115
Sn (ppm)	.236	.353	.547	.303	.147	.102
Ti (ppm)	.371	-.684	.143	.318	.103	.182
Ag (ppm)	.905	.048	-.318	-.056	.031	-.053
Zn (ppm)	.191	.085	.131	-.027	.766	-.011
Co (ppm)	-.019	.006	-.072	-.150	-.112	.403
Ba (ppm)	-.154	.159	-.203	.008	.419	.555
W (ppm)	-.030	.152	-.040	.669	-.229	.151
As (ppm)	.904	.131	-.100	-.083	-.057	.003
Sb (ppm)	.254	.553	.573	-.180	-.170	.122
Bi (ppm)	.672	.404	.295	-.075	-.137	.158
Hg (ppm)	.716	.368	.337	-.155	-.106	.058
Fe(ppm)	.551	-.593	.241	.228	.005	.056
Ni (ppm)	.188	-.566	.448	-.012	.003	-.282

۴-۳- تبدیل داده‌های ترکیبی

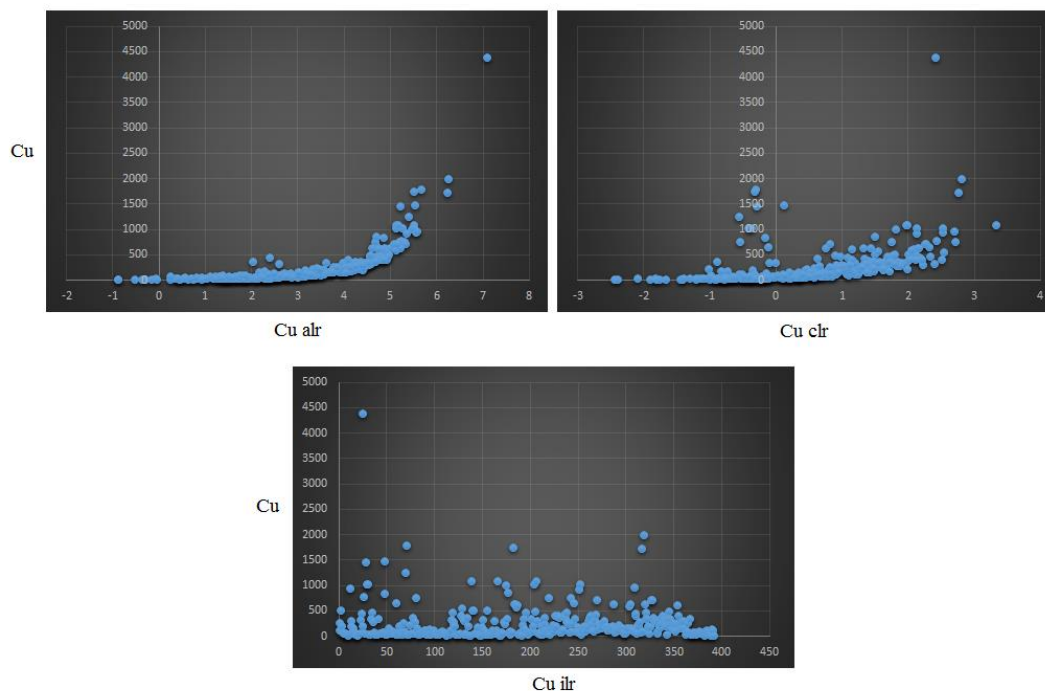
همانگونه که در فصول قبلی اشاره شد، برای شروع عملیات اکتشافی تبدیل داده‌های منطقه مورد مطالعه، از سیستم عددی بسته به سیستم عددی باز امری مهم است. برای رسیدن به این هدف از تبدیلات لگاریتمی که در فصول قبل معرفی شده‌اند، استفاده گردیده است. بر مبنای روش کار، در محیط متلب^۱ جهت تبدیل داده‌ها با استفاده از سه روش کد نویسی‌های لازم (با توجه به شناسایی بی‌ارزش‌ترین عنصر در روش تبدیل لگاریتمی افزایشی) صورت گرفته است. براساس بررسی‌های صورت گرفته، عنصر نیکل که با سایر عناصر هیچ رابطه‌ای ندارد و تغییرات غلظت این عنصر در منطقه مورد بررسی بسیار کم بوده، به عنوان کم اهمیت‌ترین عنصر معرفی گردید. به منظور مطالعات آماری پایه، پارامترهای عناصر مهم ارائه شده است (جدول ۴-۳). تغییرات غلظت این عناصر از اهمیت بالای آنها در منطقه مورد مطالعه خبر می‌دهد.

^۱ Matlab

جدول ۳-۴- پارامترهای آماری عناصر در نمونه‌های سنگی

عناصر	تعداد	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی
مس (ppm)	۳۹۲	۳/۴	۴۳۷۵	۲۲۷/۸	۳۵۹/۵	۱۲۹۲۰۹	۵/۴	۴۹
سرب (ppm)	۳۹۲	۴/۴	۸۳۸۳	۱۴۸/۷	۸۴۳/۷	۷۱۱۸۱۸	۸/۲	۷۱
منگنز (ppm)	۳۹۲	۶۰	۱۶۴۱	۴۱۲	۳۶۱	۱۳/۳	۱/۲۱	۰/۷۴۴
روی (ppm)	۳۹۲	۰/۱۸	۸۱۶۲	۱۲۸/۳	۵۸۷/۵	۳۴۵۱۶۸	۱۳	۱۷۶
آنتیموان (ppm)	۳۹۲	۰/۱۶	۱۹۶	۲/۶	۱۰/۸	۱۱۷	۱۵	۲۶۶
طلا (ppb)	۳۹۲	۰/۲۸	۱۸۵۷/۳۸	۳۱/۵۷	۱۷۶	۳۰۶۴۴/۵	۸/۱	۶۸/۴

به منظور باز کردن سیستم داده‌ها از هر سه روش تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی، تبدیل نسبت لگاریتمی میان مرکز و تبدیل لگاریتمی ایزومتریک استفاده شد. از آنجا که هدف اکتشاف مس در منطقه مورد مطالعه است، لذا نمودار پراکندگی برای این عنصر براساس نتایج حاصل از هر یک از روش‌های Alr, Clr, Ilr نسبت به حالت اولیه رسم گردید (شکل ۳-۴).



شکل ۳-۴- نمودار پراکندگی عنصر مس حاصل از تبدیل Alr, Clr, Ilr نسبت به داده خام

با توجه به شکل‌های رسم شده می‌توان گفت پس از باز کردن سیستم در نسبت نمونه‌ها با یکدیگر برای غلظت‌های متفاوت تغییر ایجاد شده است. این تغییرات به گونه‌ای است که از خط مستقیم با زاویه ۴۵ درجه منحرف می‌باشد. بر این اساس نسبت تغییرات نمونه‌ها با غلظت پایین با شدت بیشتری نشان داده شده است، در صورتی که نمونه‌های با غلظت بالاتر با شدت کم‌تری تغییرات نشان می‌دهند.

۴-۳-۱- تحلیل ضریب همبستگی در حالت سیستم باز و بسته

به منظور تحلیل ضریب همبستگی در حالت سیستم باز و بسته، ضریب همبستگی بین داده‌ها به روش پیرسن محاسبه شد (جدول ۴-۴ و ۴-۵ و ۴-۶). مطابق مطالب فصل سوم، میزان ضریب همبستگی در تبدیل لگاریتمی افزایشی در صورتی که متغیر تقسیم کننده به درستی انتخاب شود، به مراتب قابل تفسیرتر نسبت به روش میان مرکز می‌باشد. در این پژوهش، از آنجا که عنصر نیکل انتخاب شده توسط روش خوشه‌بندی، آنالیز مولفه‌های اصلی و همچنین بررسی آماری عناصر بوده لذا انتظار می‌رود که نتایج به دست آمده از روش تبدیل لگاریتمی افزایشی قابل تفسیرتر باشد. با توجه به کانی‌سازی مس در منطقه مورد مطالعه، مولیبدن و طلا از جمله عناصری هستند که می‌توانند همراه با این نوع ذخایر وجود داشته باشند. همچنین اطلاعات اکتشافی منطقه (مطالعات پتروگرافی و مقاطع صیقلی) نیز به نوعی ارتباط مس و طلا را تأیید می‌کند. همانگونه که مشاهده می‌شود ضریب همبستگی بین عناصر مس و طلا به عنوان عناصر کانی‌سازی در سیستم عددی بسته، ۰/۴۳۲ می‌باشد. در حالتی که از روش لگاریتمی افزایشی سیستم عددی از حالت بسته به باز تبدیل شده‌است، این مقدار ۰/۵۴۳ است که به مقدار یک نزدیک‌تر است و در حالتی که از تبدیل لگاریتمی میان مرکز استفاده شده‌است این مقدار ۰/۰۱۵ می‌باشد که با مقدار در حالت سیستم عددی بسته بسیار متفاوت است.

جدول ۴-۴- ضریب همبستگی عناصر در نمونه‌های سنگی (سیستم بسته)

	Cu	Pb	Mn	Zn	Sb	Au
Cu	۱					
Pb	۰/۴۲۴	۱				
Mn	۰/۰۶۳	۰/۲۷۲	۱			
Zn	۰/۰۴۱	۰/۱۸۶	۰/۰۷۳	۱		
Sb	۰/۰۴۸	۰/۰۴۳	-۱/۱۱۲	۰/۰۷۲	۱	
Au	۰/۴۳۲	۰/۸۷۹	۰/۲۶۰	۰/۱۳۳	۰/۰۴۳	۱

جدول ۴-۵- ضریب همبستگی عناصر براساس نتایج تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی

	Cu	Pb	Mn	Zn	Sb	Au
Cu	۱					
Pb	۰/۴۱۸	۱				
Mn	-۳/۳۲۷	۰/۱۵۹	۱			
Zn	۰/۰۲۶	۰/۴۹۶	۰/۴۲۲	۱		
Sb	۰/۴۳۲	۰/۵۰۳	-۲/۴۸	۰/۲۳۰	۱	
Au	۰/۵۴۳	۰/۶۱۲	-۰/۹۴	۰/۱۶۹	۰/۳۹۰	۱

جدول ۴-۶- ضریب همبستگی عناصر بر اساس نتایج تبدیل نسبت لگاریتمی میان مرکز

	Cu	Pb	Mn	Zn	Sb	Au
Cu	۱					
Pb	-۲/۵۸	۱				
Mn	-۳/۷۸	۰/۱۵۰	۱			
Zn	-۳/۹۶	۰/۳۰۰	۰/۶۰۲	۱		
Sb	-۰/۶۵	-۰/۳۳	-۲/۸۰	-۰/۸۹	۱	
Au	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱	-۳/۸۱	-۳/۷۳	-۲/۷۳	۱

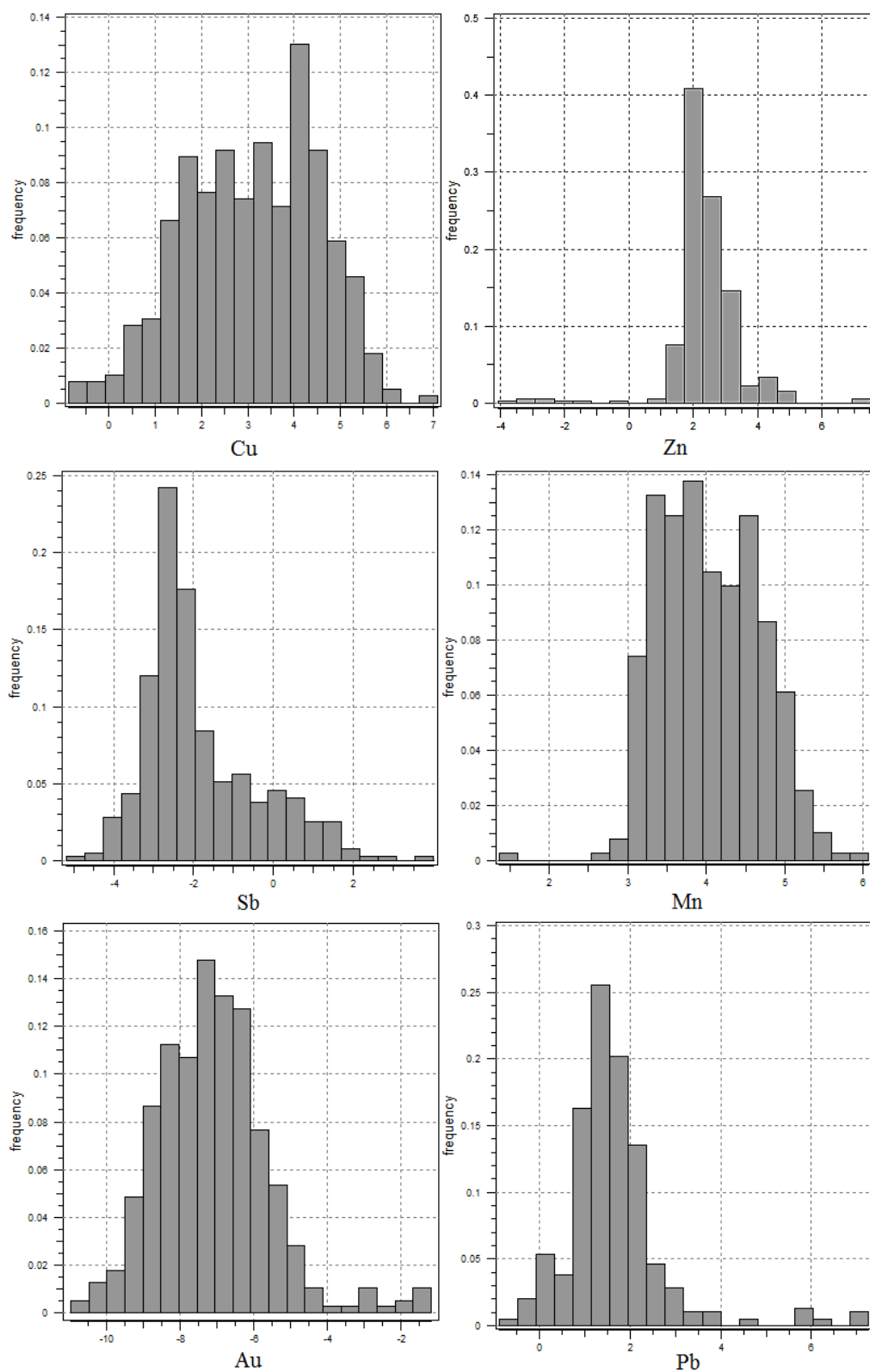
۴-۴- بررسی آماری داده‌ها

قبل از انجام مطالعات زمین‌آماري، بر روی داده‌های تبدیل شده به سیستم عددی باز (تبدیل لگاریتمی افزایشی)، ابتدا بررسی‌های آماری انجام می‌گیرد.

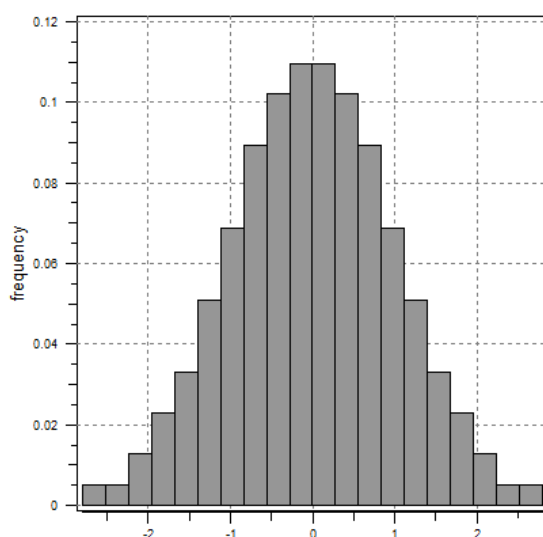
نمودار توزیع فراوانی عناصر مس، طلا، آنتیموان، روی، سرب و منگنز در شکل (۴-۴)، نشان داده شده است. بررسی‌های آماری انجام شده بر روی داده‌های عناصر نشان دهنده وجود چولگی قابل توجه در توزیع غلظت است. میزان این چولگی در عنصر مس بسیار کم‌تر از سایر عناصر می‌باشد. چولگی در عناصر آنتیموان، سرب و طلا مثبت (تمرکز در غلظت‌های پایین) و در عناصر روی و منگنز منفی (تمرکز در غلظت‌های بالا) است.

در بررسی طبیعت توزیع داده‌های معدنی، توزیع نرمال از اهمیت خاصی برخوردار است. تاریخچه استفاده از توزیع نرمال برای داده‌های اکتشافی بسیار طولانی می‌باشد. علت این امر را باید در خصوصیات منحصر به فرد این توزیع خاص و همچنین در نبود توزیع فراگیر و مناسب دیگر جستجو کرد [حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۰].

جهت پیاده‌سازی عملیات زمین‌آماري بر روی داده‌ها، تبدیل آنها به استاندارد گوسی نرمال بسیار اهمیت دارد. توزیع داده‌ها پس از این تبدیل به گونه‌ای خواهد شد که میانگین آنها به مقدار صفر و واریانس آنها به مقدار یک نزدیک خواهد شد. با استفاده از هر یک از نرم‌افزارهای زمین‌آماري می‌توان داده‌ها را به توزیع استاندارد گوسی متوالی تبدیل نمود. در این پایان‌نامه، از نرم‌افزار SGeMS جهت تبدیل توزیع داده‌ها استفاده شد. شکل (۴-۵) نمودار توزیع فراوانی داده‌های عناصر را بعد از تبدیل استاندارد نرمال نشان می‌دهد. توزیع داده‌های تمام عناصر پس از تبدیل، شکل یکسانی را نشان می‌دهد. جدول (۴-۷)، نشان دهنده واریانس و میانگین داده‌های عناصر قبل و بعد از تبدیل استاندارد نرمال است.



شکل ۴-۴- نمودار توزیع فراوانی (هیستوگرام) عناصر داده‌های منطقه مورد مطالعه



شکل ۴-۵- هیستوگرام فراوانی داده‌های تبدیل شده به استاندارد نرمال (برای تمام عناصر)

جدول ۴-۷- پارامترهای آماری داده‌های عناصر حاصل از تبدیل لگاریتمی افزایشی قبل و بعد از تبدیل استاندارد

نرمال

عناصر	داده‌های خام		داده‌های نرمال استاندارد	
	واریانس	میانگین	واریانس	میانگین
مس	۲/۰۳۵۸۱	۳/۰۹۶۲۶	۰/۹۷۶۴۰۹	۰/۰۰۰۰۱۶
روی	۱/۰۸۹۹۹	۲/۳۹۵۶۴	۰/۹۷۴۷	۰/۰۰۱۶۱۱۹۳
آنتیموان	۲/۰۵۰۴۲	-۱/۸۵۲۹۹	۰/۹۷۶۳۸۶	۰/۰۰۰۷۶۷۲۷۸
منگنز	۰/۴۰۶۶۵۶	۴/۰۵۰۴۴	۰/۹۷۳۶۸۶	۰/۰۰۰۹۲۶۶۹۶
طلا	۲/۳۶۸۵۳	-۷/۱۱۰۱۱	۰/۹۷۶۴۹۱	۰/۰۰۰۱۷۲۱۴
سرب	۱/۲۵۹۹۲	۱/۶۴۹۰۱	۰/۹۷۶۳۷۷	۰/۰۰۰۱۳۷۳۳۸

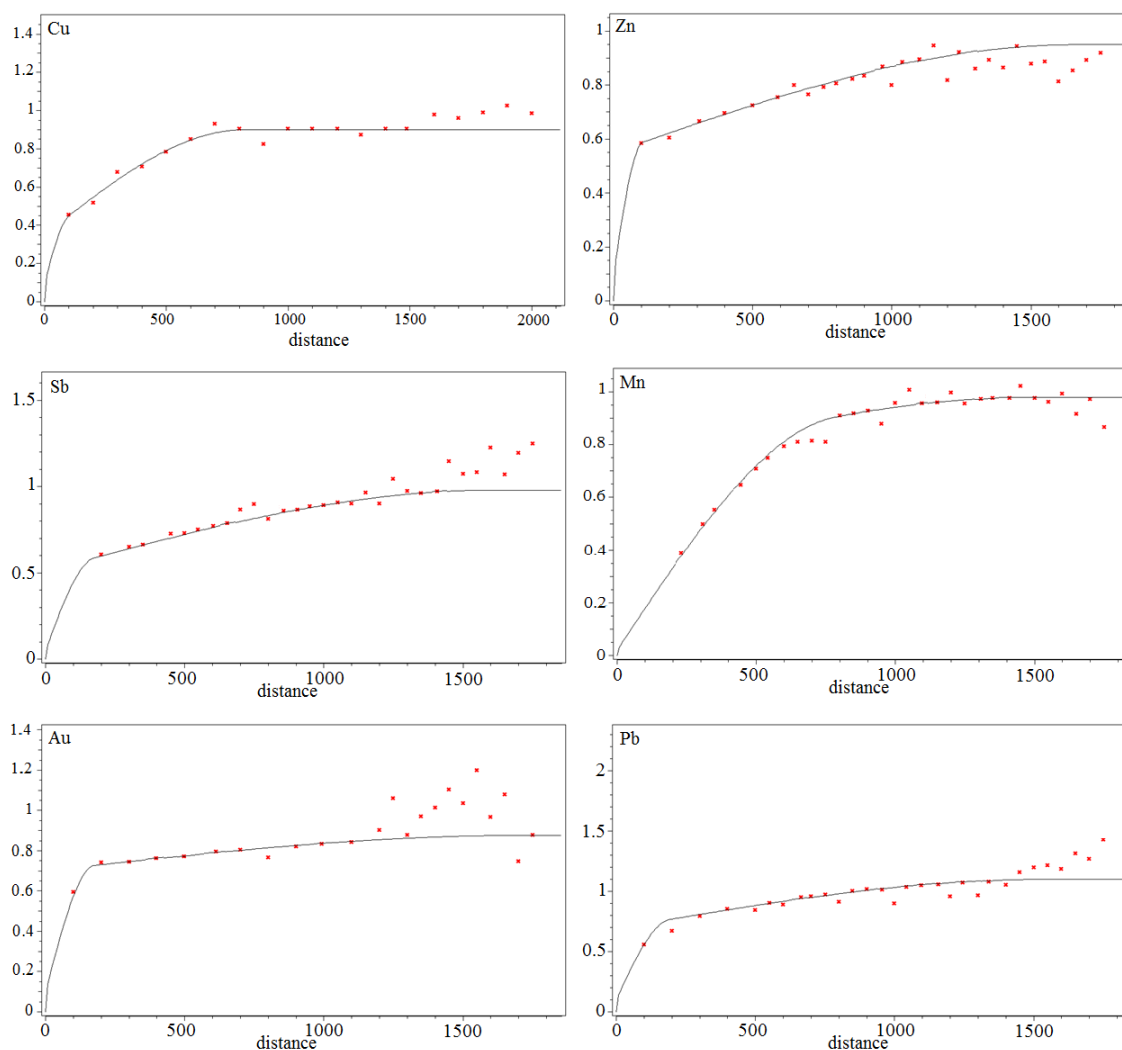
۴-۵- واریوگرافی

پس از تبدیل داده‌ها به نرمال استاندارد، اولین قدم جهت مطالعات زمین‌آماري تعیین ساختار

فضایی و ناهمسانگردی منطقه است که توسط واریوگرام جهتی انجام می‌شود. به طور کلی اگر محاسبات

بیان شده فصل قبل، در تمام جهات انجام گیرد، واریوگرام به دست آمده غیر جهتی و اگر در جهتهای مشخصی محاسبات انجام شود واریوگرام جهتی خواهد بود. هنگامی که واریوگرام برای تمامی جفت نقاط در راستاهای مشخصی محاسبه شود، گاه تفاوت‌های رفتاری بین آن‌ها دیده می‌شود که نشان دهنده ناهمسانگردی در منطقه است. در صورتی که اختلافی بین رفتار واریوگرام در جهات مختلف دیده نشود یا به بیان دیگر مقدار واریوگرام به جهت آن وابسته نباشد و تنها به فاصله بین جفت نقاط (h) بستگی داشته باشد متغیر همسانگرد است.

در این تحقیق، با استفاده از نرم افزار زمین‌آماری SGeMS، واریوگرافی برای عناصر در جهات مختلف انجام شد. به طور کلی زمانی که یک منطقه ناهمسانگرد باشد، جهتی که کم‌ترین تغییرپذیری را از خود نشان می‌دهد به عنوان جهت عمود بر امتداد گسترش ماده معدنی و یا حداکثر تغییرات غلظت عنصر مورد مطالعه معرفی می‌شود. واریوگرام ترسیم شده در این جهت دارای شیب کم و دامنه تأثیر زیاد است. جهت مدل نمودن واریوگرام، مدل‌های متنوعی ارائه شده است. مدل استفاده شده در این تحقیق مدل کروی است که بهترین مدل ممکن جهت واریوگرافی می‌باشد. این مدل از مبدأ مختصات شروع شده و در نزدیکی مبدأ رفتار خطی دارد. با افزایش طول گام منحنی به سرعت به سمت مقادیر بیش‌تر $\gamma(h)$ صعود می‌کند. آنگاه به تدریج از شیب آن کم شده و در فاصله معینی که دامنه تأثیر نامیده می‌شود، به سقف خود می‌رسد و در همین مقدار باقی می‌ماند. دامنه تأثیر فاصله‌ای است که در محدوده آن مقدار متغیر ناحیه‌ای آزادانه تغییر نمی‌کند بلکه با توجه به مقادیر آن در سایر نقاط این محدوده مقداری بر می‌گزیند که ساختار فضایی نقض نشود [حسنی‌پاک، ۱۳۹۲]. شکل (۴-۶)، مدل واریوگرام عناصر مس، طلا، روی، منگنز، آنتیموان و سرب در جهت قرار گیری ماده معدنی (هاله ژئوشیمیایی) و جدول (۴-۸) مشخصات این واریوگرام‌ها را نشان می‌دهد.



شکل ۴-۶- واریوگرام عناصر مس، سرب و روی در راستای ۹۰ و آنتیموان و منگنز در راستای ۱۲۰ و طلا در راستای صفر درجه

مدل‌های ترسیم شده برای عناصر دو ساختاره می‌باشند. بطور کلی مدلی که به شکل مجموع دو یا چند مدل ساده‌تر نوشته شود مدل چندساختاره (آشیاانه‌ای)^۱ نامیده می‌شود. به طور کلی یک مدل چند ساختاره مجموع دو یا چند واریوگرام با شعاع تأثیر، سقف و شاید جهت ناهمسانگردی متفاوت است. هر واریوگرام تغییرپذیری در مقیاس فضایی خاص را نشان می‌دهد [اصغری و نصرت، ۱۳۹۱].

^۱ Nested

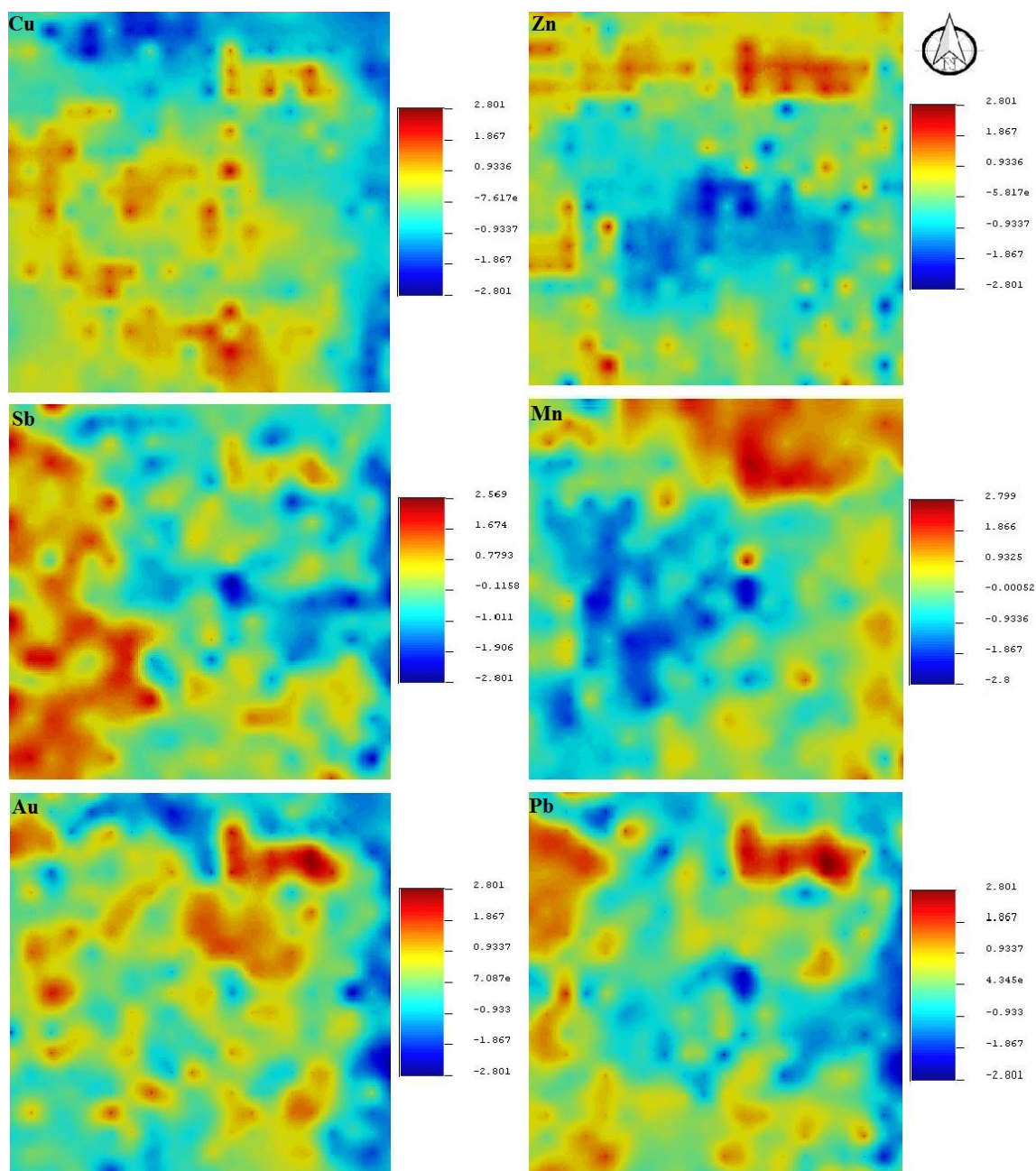
جدول ۴-۸- مشخصات پارامترهای مدل واریوگرام

عناصر	آزیموت	اثر قطعه‌ای	سقف	دامنه تأثیر
مس	۹۰	۰/۱	۰/۵۵	۸۲۰
			۰/۲۵	۱۰۰
روی	۹۰	۰/۱	۰/۴۵	۱۰۵
			۰/۴	۱۶۶۲/۵
آنتیموان	۱۲۰	۰/۰۵	۰/۴۷	۱۶۱۰
			۰/۴۶	۱۷۵
منگنز	۱۲۰	۰/۰۲	۰/۶۹	۷۸۷/۵
			۰/۲۶۸۶	۱۴۷۰
طلا	۰	۰/۱	۰/۶	۱۷۵
			۰/۱۷۶۴۹۱	۱۷۱۵
سرب	۹۰	۰/۱	۰/۵۹	۱۹۲/۵
			۰/۴۱	۱۵۴۰

۴-۶- تخمین غلظت عناصر به روش کریجینگ

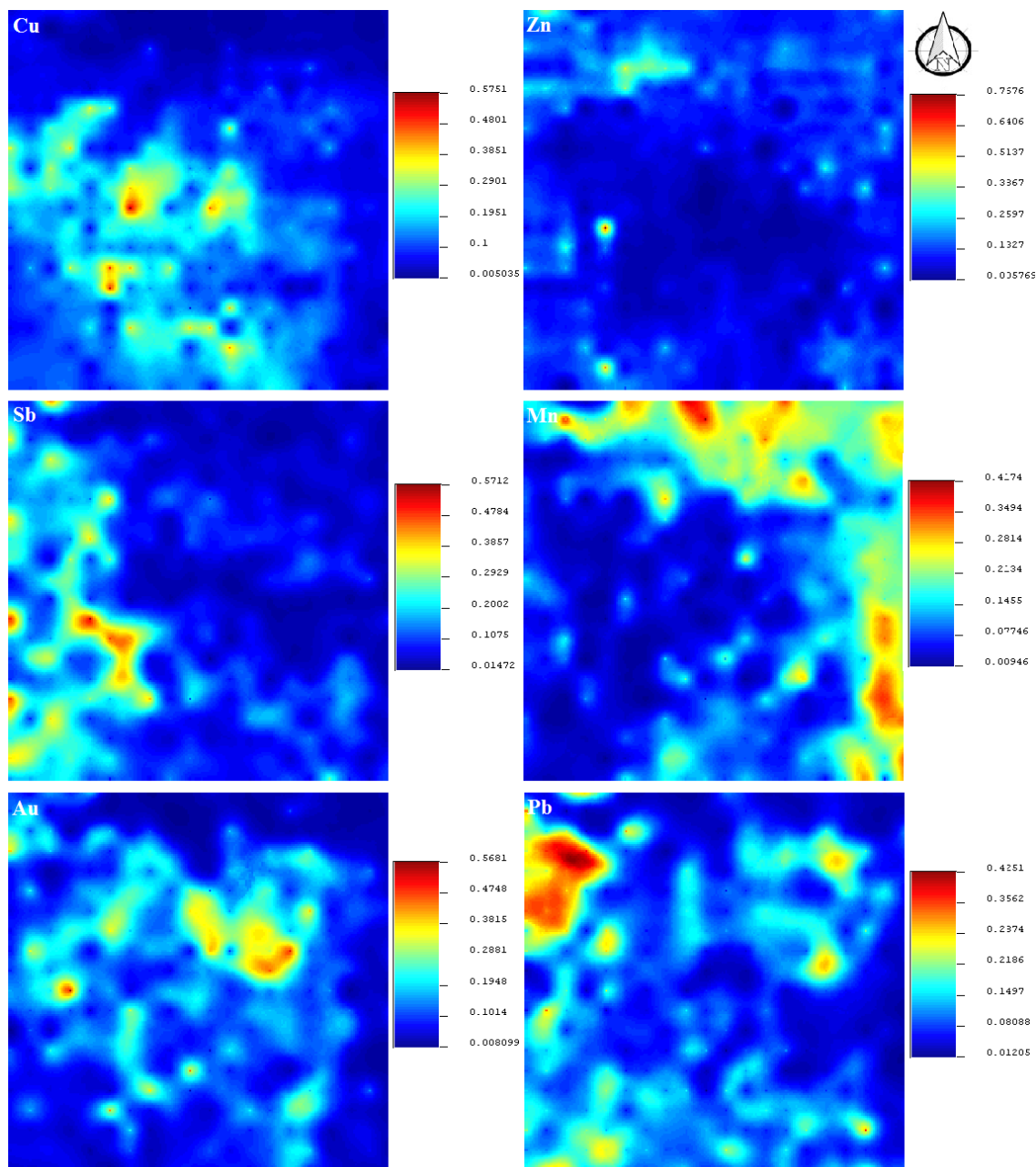
جهت تخمین غلظت از روش تخمین کریجینگ استفاده شده است که کم‌ترین واریانس تخمین را تنظیم می‌کند و بهترین تخمین‌گر ناریب خطی است. در میان روش‌های موجود کریجینگ معمولی متداول‌ترین و با اهمیت‌ترین روش مورد استفاده است. جهت استفاده از این روش شرط پایایی و عدم وجود روند و مجهول بودن میانگین باید برقرار باشد. بررسی‌های انجام شده بر روی عناصر، نشان دهنده برقراری تمام شروط برای انجام این روش است. شکل (۴-۷)، نقشه‌های عناصر پس از پیاده‌سازی این روش در نرم افزار SGeMS را نشان می‌دهد. براساس این نقشه‌ها، عناصر مس و طلا در قسمت‌های مختلف منطقه دارای همبستگی بالا و روند افزایش غلظت مشابهی بوده که تأکید بر نتایج روش لگاریتم افزایشی دارد. عنصر سرب

دارای ضریب همبستگی بالای با عناصر مس و طلا در حاشیه هاله این دو عنصر متمرکز شده است. افزایش غلظت آنتیموان در بخش‌های مرکزی و غربی منطقه نشانی از رفتار فوق کانساری می‌باشد.



شکل ۴-۷- نقشه‌های منطقه حاصل از کریجینگ معمولی برای عناصر مختلف

روند تغییرات غلظت عنصر روی نشان از رفتار تحت کانساری می‌باشد. منگنز به عنوان یک عنصر انتخابی از جنس سنگ در قسمت‌های شمالی و شرقی منطقه افزایش غلظت دارد. پس از تخمین تغییرپذیری غلظت منطقه، لازم است با استفاده از معکوس روش تبدیل لگاریتمی افزایشی داده‌ها به حالت اولیه تبدیل شوند (شکل ۴-۸).



شکل ۴-۸- نقشه‌های منطقه حاصل از کریجینگ معمولی پس از تبدیل معکوس لگاریتمی افزایشی

جدول (۴-۹) پارامترهای آماری مدل تخمین زده شده به روش کریجینگ معمولی را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین نسبت به داده‌های اولیه از انحراف معیار کمتری برخوردار است. این مسئله هموارسازی کریجینگ را نشان می‌دهد به طوریکه نمودار توزیع فراوانی حاصل از این روش با نمودار توزیع فراوانی داده‌های اولیه نیز متفاوت خواهد بود. در نتیجه برای تغییرپذیری غلظت عناصر منطقه مورد مطالعه باید از روشی استفاده نمود تا بتوان هموارسازی کریجینگ را از بین برد.

جدول ۴-۹- پارامترهای آماری داده‌های تخمینی غلظت عناصر

عناصر	کمینه	بیشینه	میانگین	واریانس
مس	۰/۱۸۲۹۵۱	۲/۸۰۰۸۱	۰/۵۶۸۹۶۵	۰/۵۷۳۶۷۳
روی	۰/۰۱۷۱۲۶	۲/۸۰۰۹۸	-۰/۰۱۸۳۲۲۲	۰/۵۳۷۱۷۱
آنتیموان	-۰/۰۴۲۴۷۰۸	۲/۵۶۹۳۶	۰/۰۰۴۱۷۰۳۴	۰/۶۶۴۱۰۲
منگنز	-۰/۰۲۳۳۲۷۵	۲/۷۹۸۷	-۰/۰۲۷۷۶۹	۰/۷۴۷۳۹۸
طلا	۰/۱۱۲۰۱۵	۲/۸۰۱۰۳	۰/۰۷۷۵۹۹۰۳	۰/۵۹۵۸۸۳
سرب	۰/۰۲۱۳۷۸۸	۲/۸۰۱۰۵	۰/۰۲۰۹۲۳۴	۰/۶۱۱۲۶۳

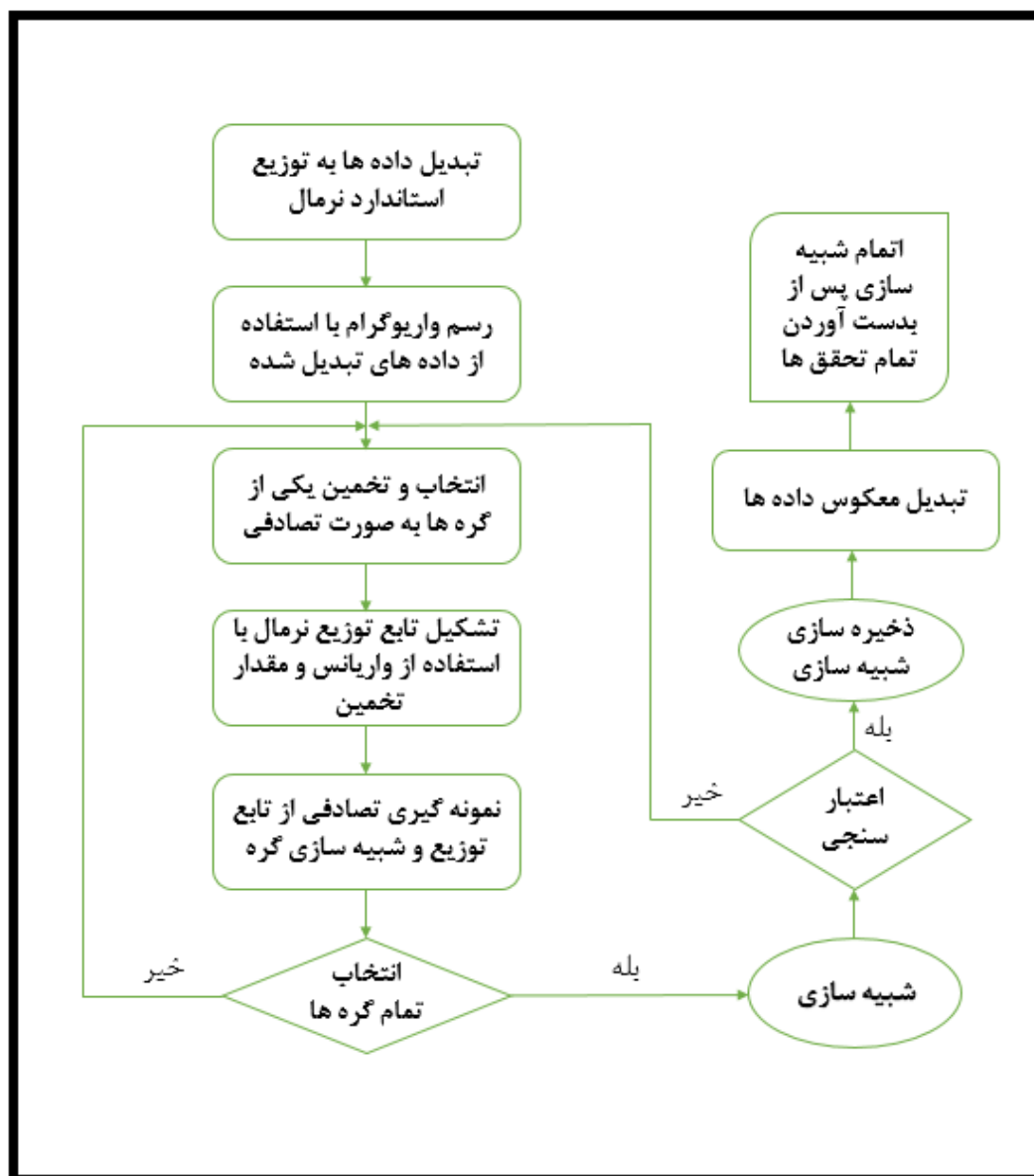
۴-۷- شبیه‌سازی زمین‌آماري غلظت عناصر

جهت انجام عملیات اکتشافی بیشتر در منطقه، نیاز به روشی دقیق و مناسب برای تعیین تغییرپذیری غلظت عناصر می‌باشد. همانطور که در فصل قبل به آن پرداخته شد شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري با استفاده از بین بردن اثر هموارسازی، تغییرپذیری غلظت عناصر را با دقت بالایی نشان می‌دهند. با توجه به محدود بودن داده‌های اولیه، در میان الگوریتم‌های متفاوت از شبیه‌سازی‌های متوالی استفاده می‌شود. در این صورت از نتایج نقاط قبلی به عنوان داده‌های معلوم در تخمین نقاط جدید استفاده می‌شود [فتح‌آبادی،

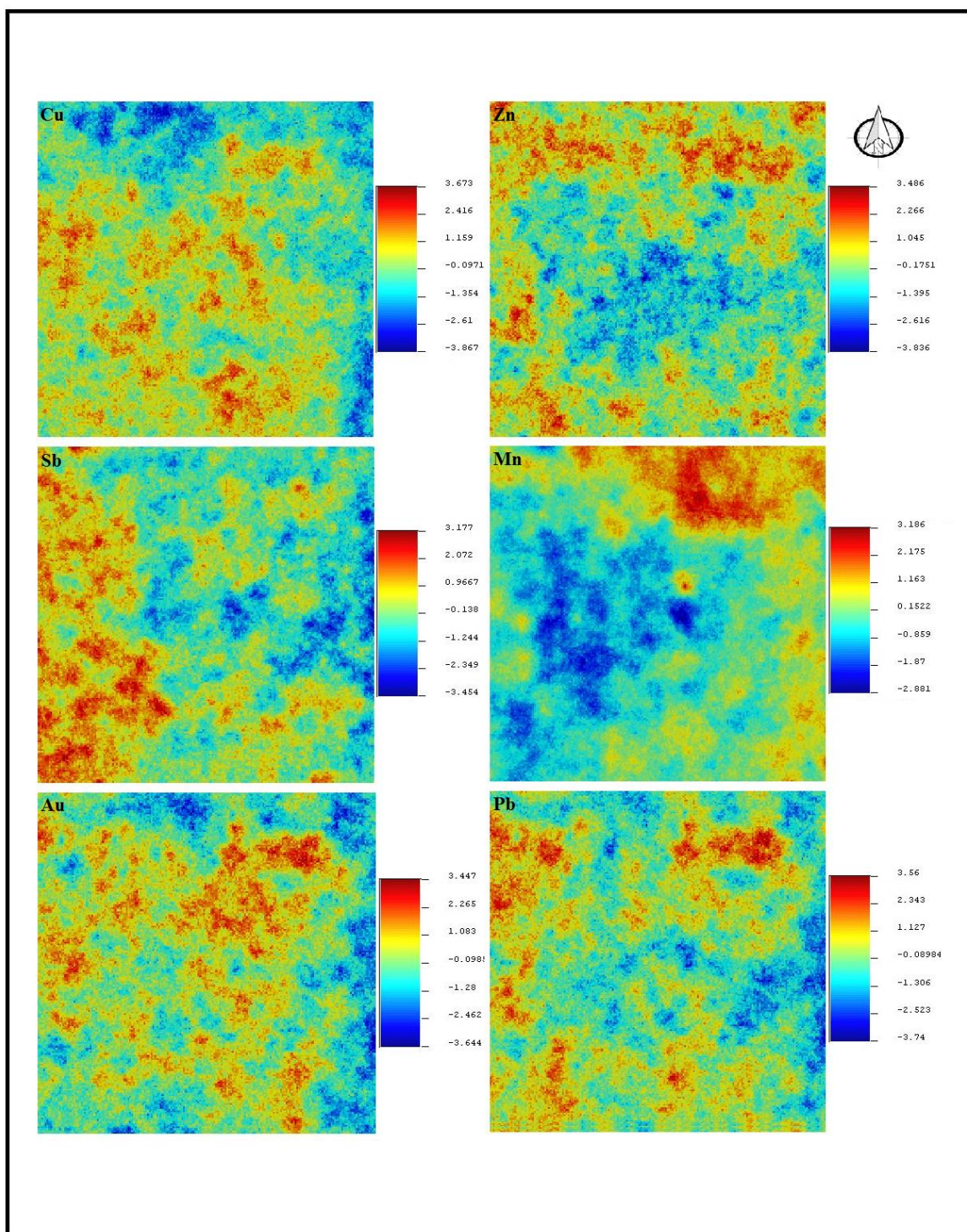
۱۳۹۱]. شبیه‌سازی متوالی یک الگوریتم مدل‌سازی تصادفی است که براساس داده‌های ورودی تحقق‌های متعددی را ایجاد می‌نماید. براساس نوع خروجی و متغیر ورودی، شبیه‌سازی‌های متوالی به سه گروه گوسی، شاخص و مستقیم تقسیم‌بندی می‌شوند [Soltani et al., 2014]. با توجه به ماهیت داده‌های غلظت از روش شبیه‌سازی گوسی متوالی به عنوان یکی از روش‌های معمول جهت شبیه‌سازی متغیرهای پیوسته، استفاده شده است.

الگوریتم این روش در ساده‌ترین بیان در شکل (۴-۹) نشان داده شده است. در شبیه‌سازی یک منطقه، با تحقق‌های بسیاری مواجه خواهیم شد. در این صورت هر تحقق، با تحقق دیگر تفاوت دارد زیرا به جز نقاط نمونه‌برداری، بقیه نقاط با عدم قطعیت روبرو هستند. لذا هر حالت تحقق یافته را می‌توان محصول یک شبیه‌سازی دانست. در نتیجه هدف اصلی شبیه‌سازی را می‌توان دستیابی مجدد به تغییرات فضایی داده‌های اولیه دانست. در این تحقیق، برای هریک از عناصر شبیه‌سازی با ۱۰۰ تحقق در نرم افزار SGeMS انجام شد که پس از بررسی پارامترهای آماری تحقق‌های مختلف و مقایسه آن با پارامترهای آماری داده‌ها و همچنین بررسی‌های زمین‌آماري چهار شبیه‌سازی برای هر عنصر جهت مطالعات بیشتر انتخاب شد. شکل (۴-۱۰) نقشه‌های شبیه‌سازی هر یک از عناصر برای تحقق اول را نشان می‌دهد. همانند کریجینگ لازم است که پس از شبیه‌سازی جهت بررسی‌های بیشتر با استفاده از معکوس روش تبدیل لگاریتمی افزایشی داده‌ها به حالت اولیه تبدیل شوند (شکل ۴-۱۱). مطابق نتایج حاصل، افزایش میزان غلظت عناصر تقریباً همانند نقشه‌ها حاصل از کریجینگ می‌باشد. تفاوت اندک تغییرپذیری غلظت در نقشه‌های شبیه‌سازی به دلیل از بین بردن اثر هموارسازی حاصل کریجینگ است. در واقع در شبیه‌سازی‌های انجام شده، تغییرپذیری محلی (افزایش به یکباره غلظت) برخلاف روش کریجینگ به خوبی آشکار شد. جدول (۴-۱۰)، پارامترهای آماری چهار تحقق برتر شبیه‌سازی‌های انجام شده را نشان می‌دهد. مطابق با این جدول تحقق‌های انتخابی دارای پارامترهای آماری (واریانس و میانگین) نزدیک نسبت به داده‌های اولیه است. واریانس شبیه‌سازی‌های

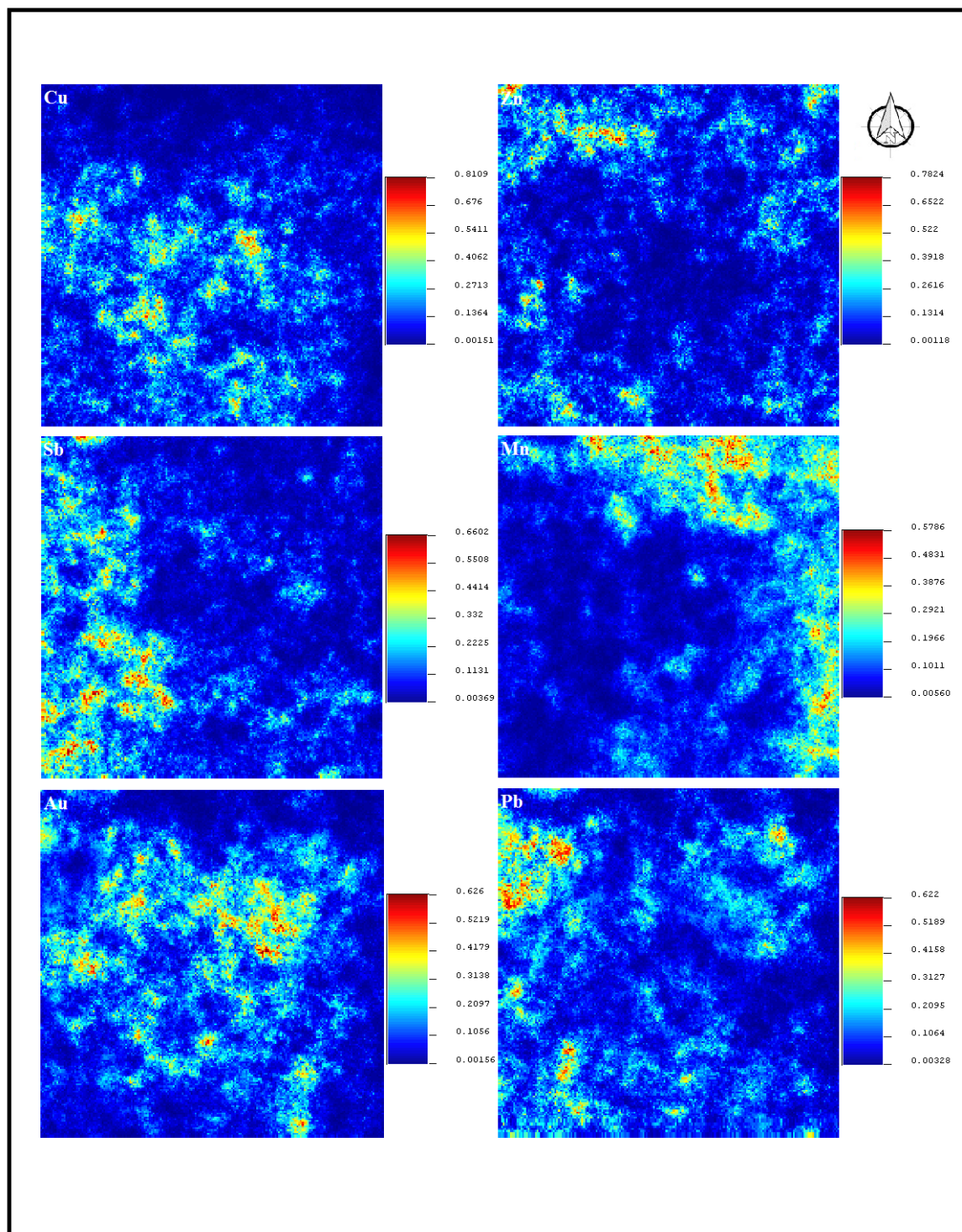
انتخابی نشان دهنده از بین رفتن اثر هموارسازی ناشی از روش کریجینگ است. در کنار بررسی پارامترهای آماری، با استفاده از نرم‌افزار WinGslib واریوگرافی غیر جهتی بر روی نتایج حاصل از کریجینگ و شبیه‌سازی گوسی متوالی جهت اعتبارسنجی آنها انجام گردید (شکل ۴-۱۲). نزدیکی واریوگرافی‌ها نشان دهنده صحت این روش‌ها می‌باشد.



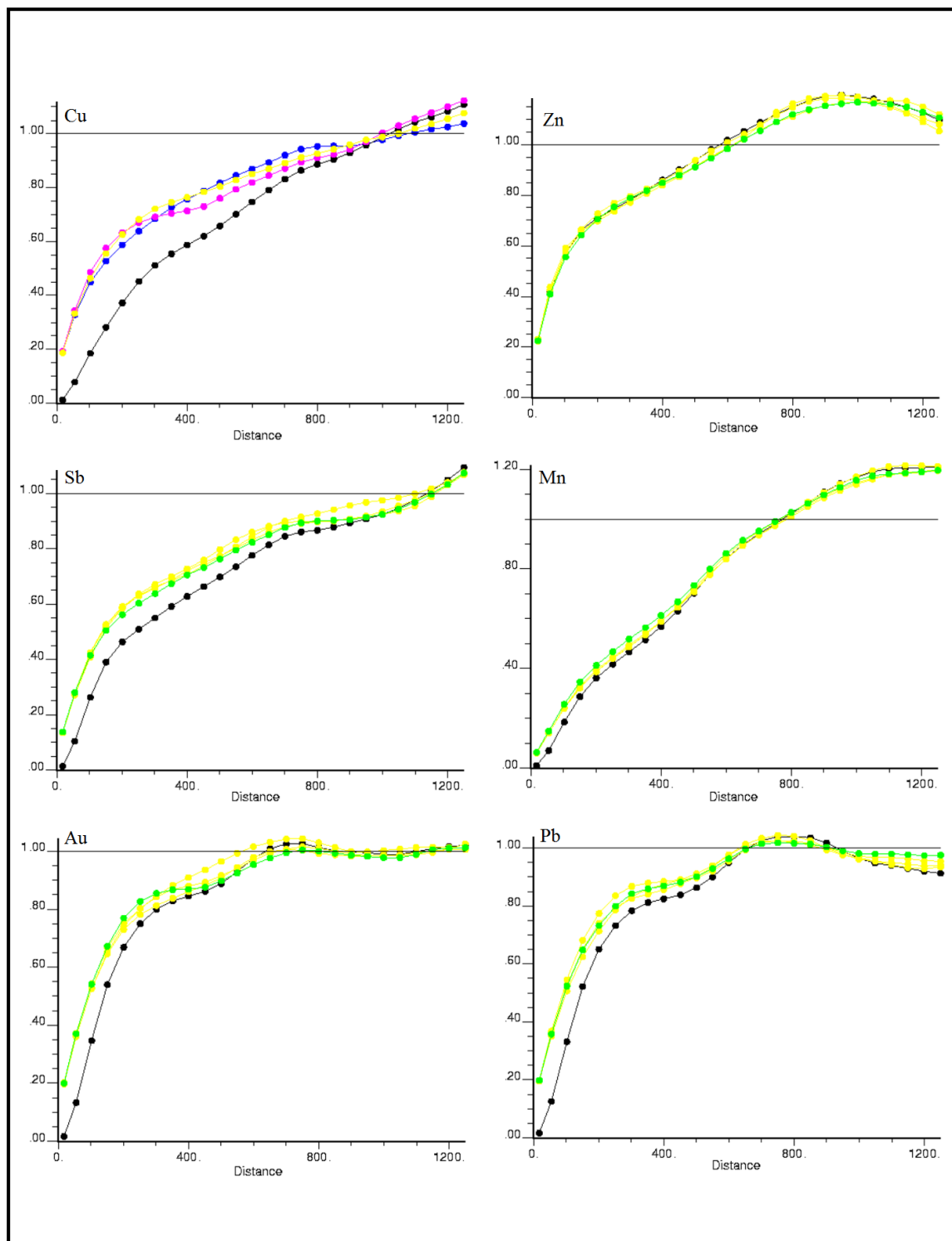
شکل ۴-۹- الگوریتم شبیه‌سازی گوسی متوالی



شکل ۴-۱۰- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی برای عناصر مختلف



شکل ۴-۱۱- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی پس از تبدیل معکوس لگاریتمی افزایشی



شکل ۴-۱۲- واریوگرافی غیرجهتی نتایج حاصل از کریجینگ (واریوگرام سیاه) و شبیه‌سازی گوسی متوالی (واریوگرام‌های رنگی)

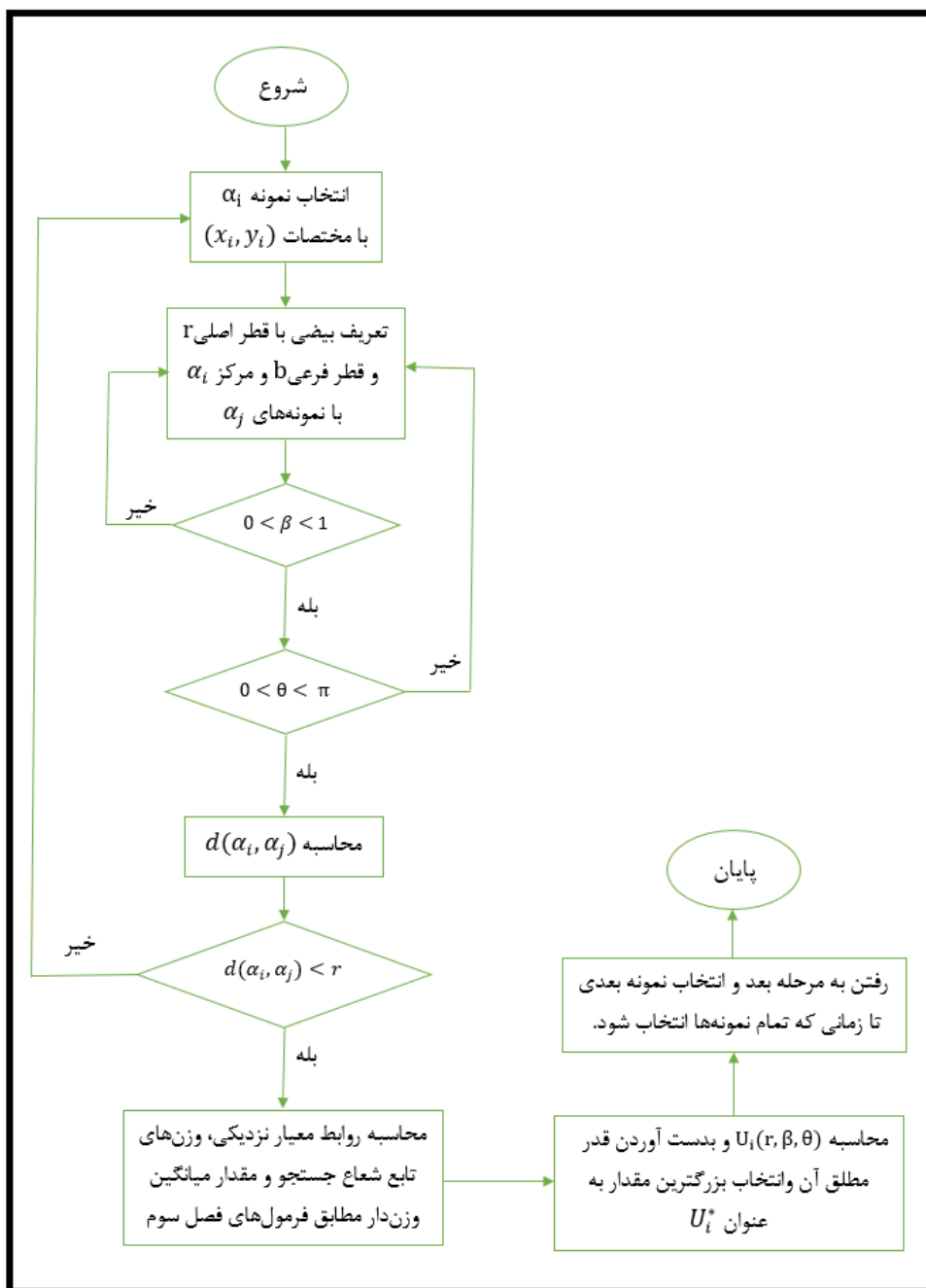
جدول ۴-۱۰- پارامترهای آماری چهار تحقق برتر شبیه‌سازی گوسی متوالی برای عناصر مختلف

عناصر	شبیه‌سازی	کمینه	بیشینه	میانگین	واریانس
مس	۳۲	۰/۱۵۴۸۱۵	۳/۶۷۲۷	۰/۰۸۱۳۹۳	۰/۹۷۶۹۳۹
	۵۳	۰/۰۴۹۰۰۹۴	۳/۴۴۴۶۲	۰/۰۱۳۱۳۴۱	۰/۹۷۷۹۷
	۱۸	۰/۱۶۴۱۲۹	۳/۶۸۸۵۹	۰/۰۶۲۷۵۶۱	۰/۹۸۴۷۹۱
	۱۷	۰/۰۴۶۳۹۱۹	۳/۶۴۱۷۹	۰/۰۴۶۳۹۱۹	۰/۹۶۶۵۸۸
روی	۸۶	۰/۰۰۹۹۳۶۶	۳/۴۸۵۸۵	۰/۰۰۹۲۹۳۵۴	۰/۹۷۲۶۹
	۱۱	۰/۰۲۸۷۹۲۵	۳/۲۹۸۹۲	۰/۰۰۶۸۸۷۴۶	۰/۹۶۵۲۹۳
	۶۱	۰/۰۴۴۶۴۴	۳/۵۷۹۹۴	۰/۰۱۸۴۵۲۱	۰/۹۶۲۱۶۲
	۳۲	۰/۰۳۱۲۱۰۸	۳/۸۸۹۱۲	۰/۰۱۵۴۳۵۵	۰/۹۸۱۴۰۲
آنتیموان	۹۲	-۰/۰۲۹۴۷۳۲	۳/۱۷۷۱۴	۰/۰۰۵۰۳۹۱	۰/۹۲۲۴۲۳
	۵۲	-۰/۰۲۲۰۱۶۹	۳/۴۸۰۸۴	۰/۰۰۰۴۱۲۰۵۲	۰/۹۳۲۰۵۲
	۸۴	-۰/۰۲۱۸۸۹۱	۳/۵۷۷۴۱	۰/۰۱۹۲۳۳۳	۰/۹۳۱۳۶۴
	۳۸	۰/۰۱۹۲۶۳۹	۳/۰۹۲۴۵	۰/۰۳۲۹۰۳۶	۰/۹۳۴۰۷۸
منگنز	۴۴	-۰/۰۵۱۶۰۹۶	۳/۱۸۵۸۳	-۰/۰۱۳۷۶۵۴	۰/۸۵۱۱۶۱
	۵	-۰/۰۵۹۷۱۵۴	۲/۹۴۶۸۷	-۰/۰۲۱۶۲۶	۰/۸۴۰۹۰۲
	۶۰	-۰/۰۴۶۱۲۷۲	۲/۹۴۹۲۲	-۰/۰۳۷۳۰۷	۰/۸۲۶۵۶۱
	۹۰	-۰/۰۵۳۵۹۷	۲/۹۴۸۹۱	-۰/۰۳۸۵۱۵۹	۰/۸۱۱۲۵۲
طلا	۳۸	۰/۱۳۷۱۴۶	۳/۴۴۷۴	۰/۰۱۰۴۹۳۷	۰/۹۷۹۷۹۸
	۸۲	۰/۰۵۴۶۶۷۲	۳/۴۷۳۶۳	۰/۰۱۵۳۴۷۳	۰/۹۶۶۳۸۵
	۳۲	۰/۱۲۳۱۹۳	۳/۷۲۳۲	۰/۰۱۰۲۲۰۱	۰/۹۸۶۱۵۶
	۱۸	۰/۱۱۰۹۹۳	۳/۹۲۷	۰/۰۸۰۰۲۱۹	۰/۹۵۴۸۱۸
سرب	۳۸	۰/۰۴۸۵۸۲	۳/۵۵۹۹۸	۰/۰۵۱۴۴۱۳	۰/۹۶۴۴۴۹
	۵۱	۰/۰۶۷۰۰۲۹	۳/۸۳۶۸۳	۰/۰۵۹۰۷۲۳	۰/۹۶۸۲۳
	۳	۰/۰۰۸۷۵۵۵۸	۳/۷۳۷۲۴	۰/۰۱۱۸۱۵۱	۰/۹۵۰۶۴۲
	۷۰	-۰/۰۱۵۶۰۱۱	۳/۰۵۹۹۹	۰/۰۲۵۳۴۷۵	۰/۹۴۷۳۵۳

۸-۴- تعبیر و تفسیر روش آماره فضایی U

الگوریتم روش آماره فضایی U در محیط ناهمسانگردی که در فصل قبل مورد بررسی قرار داده

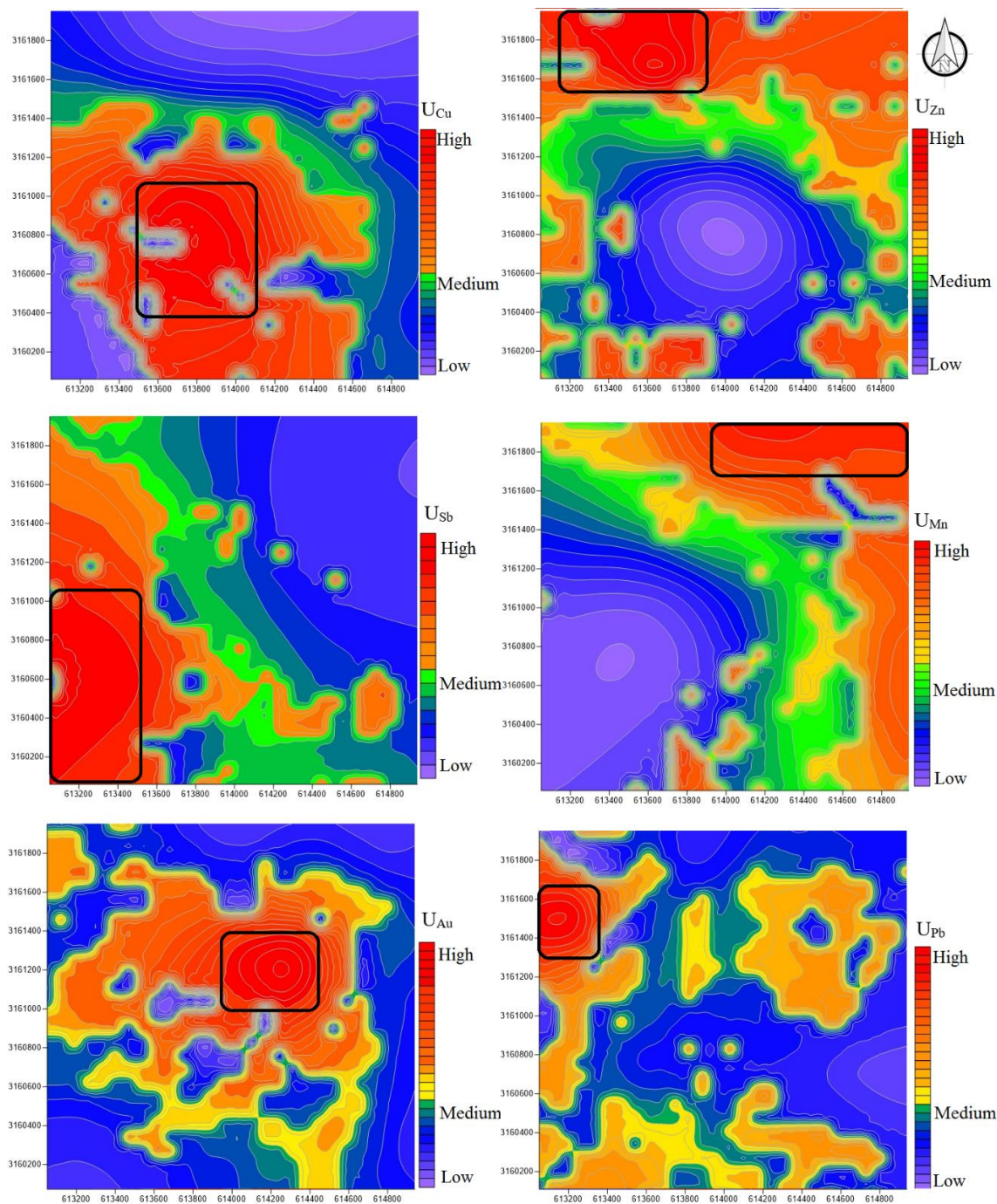
شده، مطابق شکل (۴-۱۱) کد نویسی شده است.



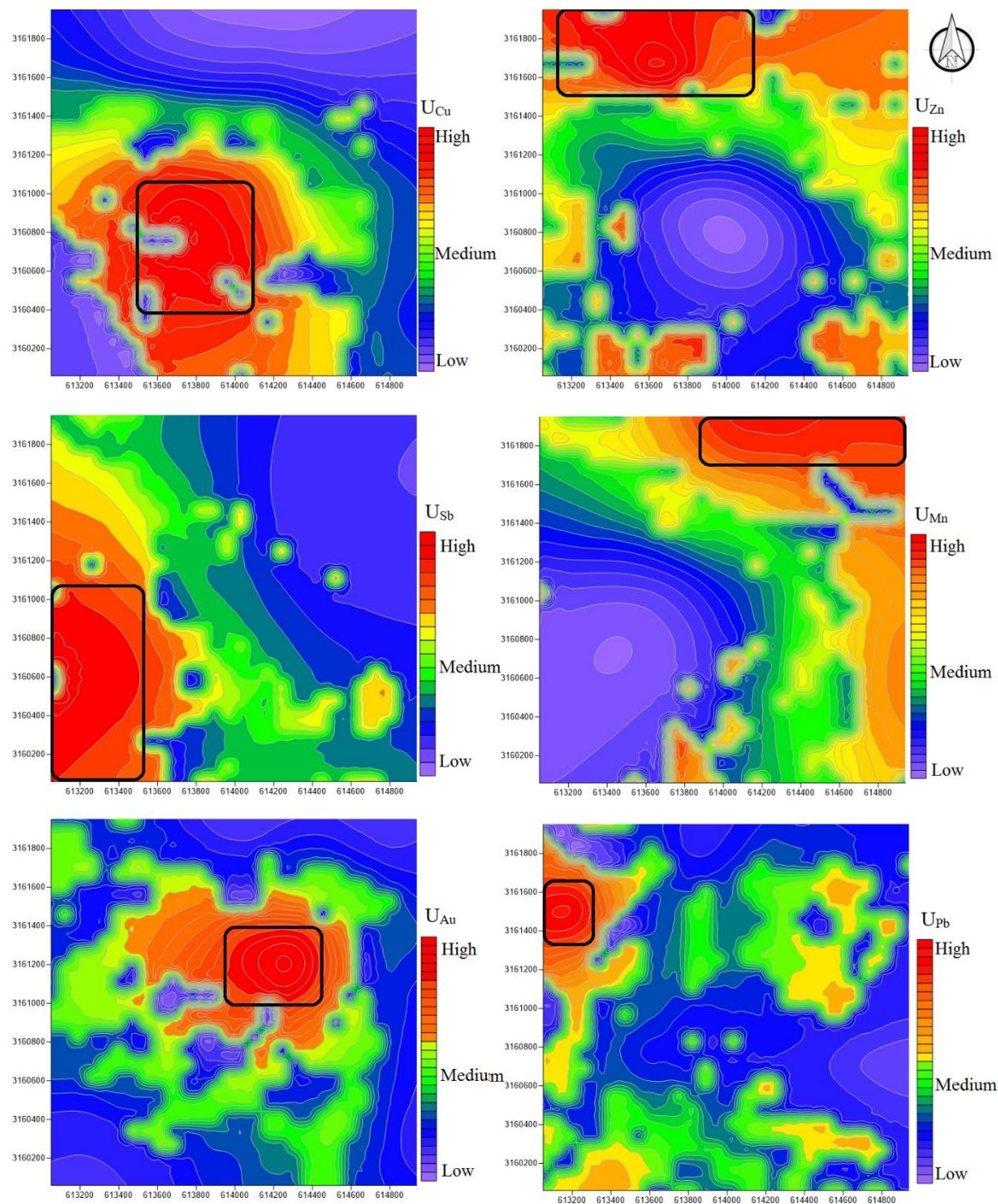
شکل ۴-۱۱- الگوریتم آماره فضایی U

بر مبنای الگوریتم روش کار، برنامه‌ای در محیط نرم افزار متلب جهت محاسبه آماره U^* نوشته شد. این برنامه برای هر نقطه نمونه‌برداری، از شعاع همسایگی صفر شروع شده است. با توجه به فواصل نقاط نمونه‌برداری در هر مرحله به شعاع قبلی پنجاه متر افزوده می‌شود تا جایی که تمام نقاط برای محاسبه یک نقطه در شعاع جستجو قرار گیرد. پس از محاسبه مقادیر U برای هر نقطه، بزرگ‌ترین مقدار آن از نظر قدرمطلق به نقطه مورد نظر نسبت داده می‌شود. در این تحقیق، پس از تخمین و شبیه‌سازی زمین‌آماري منطقه، داده‌های حاصل از تخمین و چهار تحقق برتر از شبیه‌سازی گوسی متوالی برای پیاده‌سازی الگوریتم روش آماره فضایی U انتخاب شد. به طور کلی در این روش مقادیر بزرگ‌تر از صفر به عنوان مقادیر آنومال و مقادیر کم‌تر از صفر به عنوان مقادیر زمینه محسوب می‌شود. هیستوگرام‌های مقادیر U که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود، در نقطه صفر یک مینیمم نشان می‌دهند. این موضوع بیانگر خارج شدن از محدوده زمینه و رسیدن به منطقه آنومال است و در واقع مرز تقریبی ناحیه آنومالی و زمینه را نشان می‌دهد. چنگ و همکاران [Cheng et al., 1996] حدآستانه‌ای در این روش را برابر با $\bar{U} + nS$ اعلام نمودند. مقدار n در این عبارت براساس ضریب اطمینان مورد بررسی برابر اعداد صحیح می‌باشند. در نتیجه می‌توان با چند حدآستانه‌ای نتایج را بررسی نمود تا جایی که حدآستانه‌ای، قابلیت تفکیک مناطق آنومال و زمینه را داشته باشد. در این تحقیق نتایج با استفاده از حدآستانه‌ای صفر و حدآستانه‌ای $\bar{U} + S$ بدست آمده است. در روش پیشنهادی چنگ و همکاران، زمانی که مقدار n بیشتر از یک شود، نمی‌توان مناطق آنومال و زمینه را به خوبی از هم تفکیک نمود. شکل (۴-۱۴) نقشه مناطق امید بخش حاصل از پیاده‌سازی روش آماره فضایی U بر روی داده‌های حاصل از تخمین با در نظر گرفتن حدآستانه‌ای صفر و شکل (۴-۱۵) پیاده‌سازی این روش با حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران برای عناصر مختلف را نشان می‌دهد. همچنین هیستوگرام‌های این روش در دو حالت مختلف در شکل (۴-۱۶) و (۴-۱۷) مورد بررسی قرار گرفته است. پس از این بررسی، بر روی چهار تحقق برتر از شبیه‌سازی گوسی متوالی روش آماره فضایی U با در نظر گرفتن هر دو

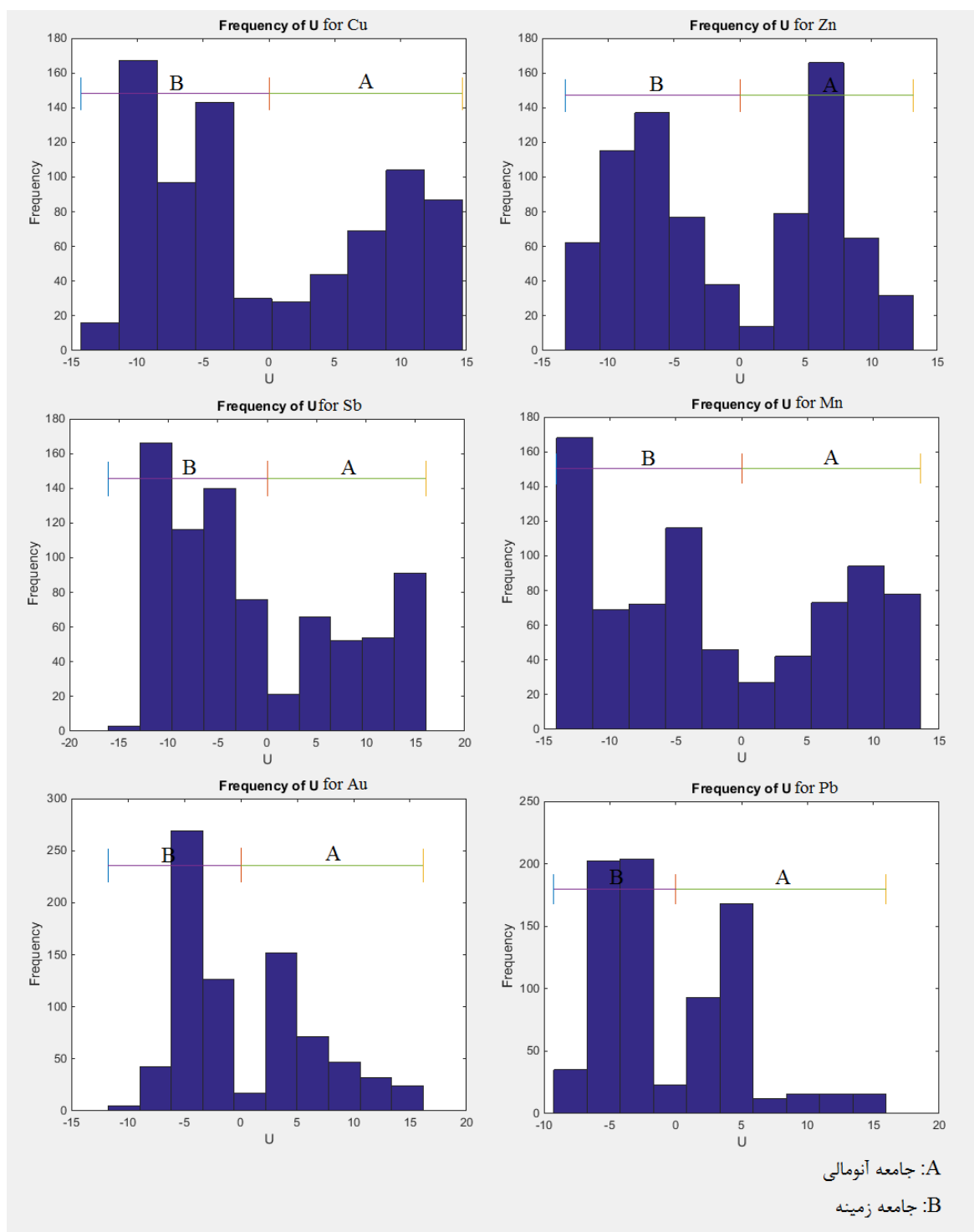
حدآستانه‌ای پیاده‌سازی شد. نقشه مناطق امید بخش عناصر پس از تلفیق و مقایسه نتایج بدست آمده، در شکل‌های (۴-۱۸) و (۴-۱۹) و هیستوگرام هریک از آنها در شکل‌های (۴-۲۰) و (۴-۲۱) آورده شده است.



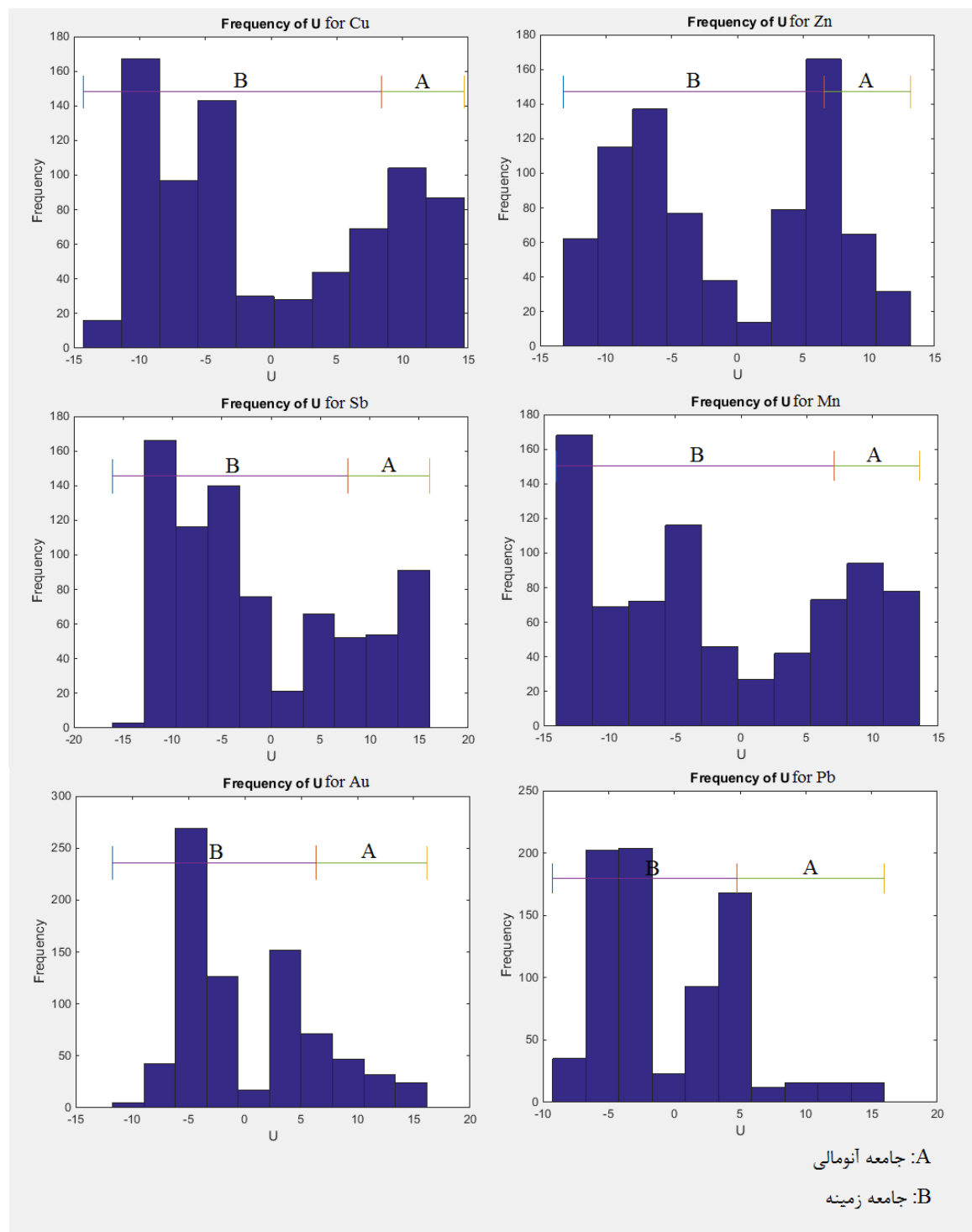
شکل ۴-۱۴- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای صفر برای عناصر مختلف



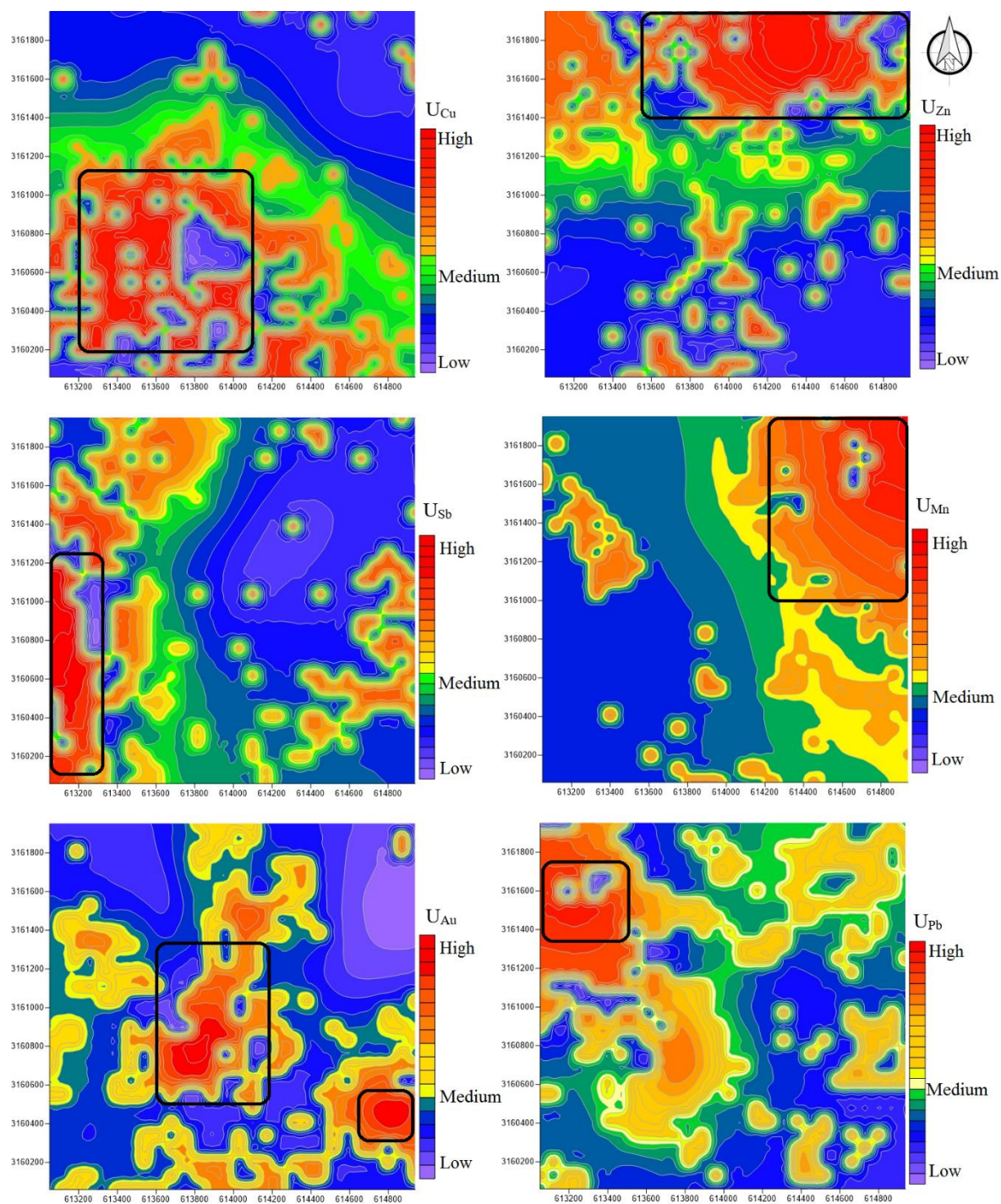
شکل ۴-۱۵- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران برای عناصر مختلف (حدآستانه‌ای مس ۸/۴، روی ۶/۵۷، آنتیموان ۷/۸۳، منگنز ۷/۰۶، طلا ۶/۳۶ و سرب ۴/۸)



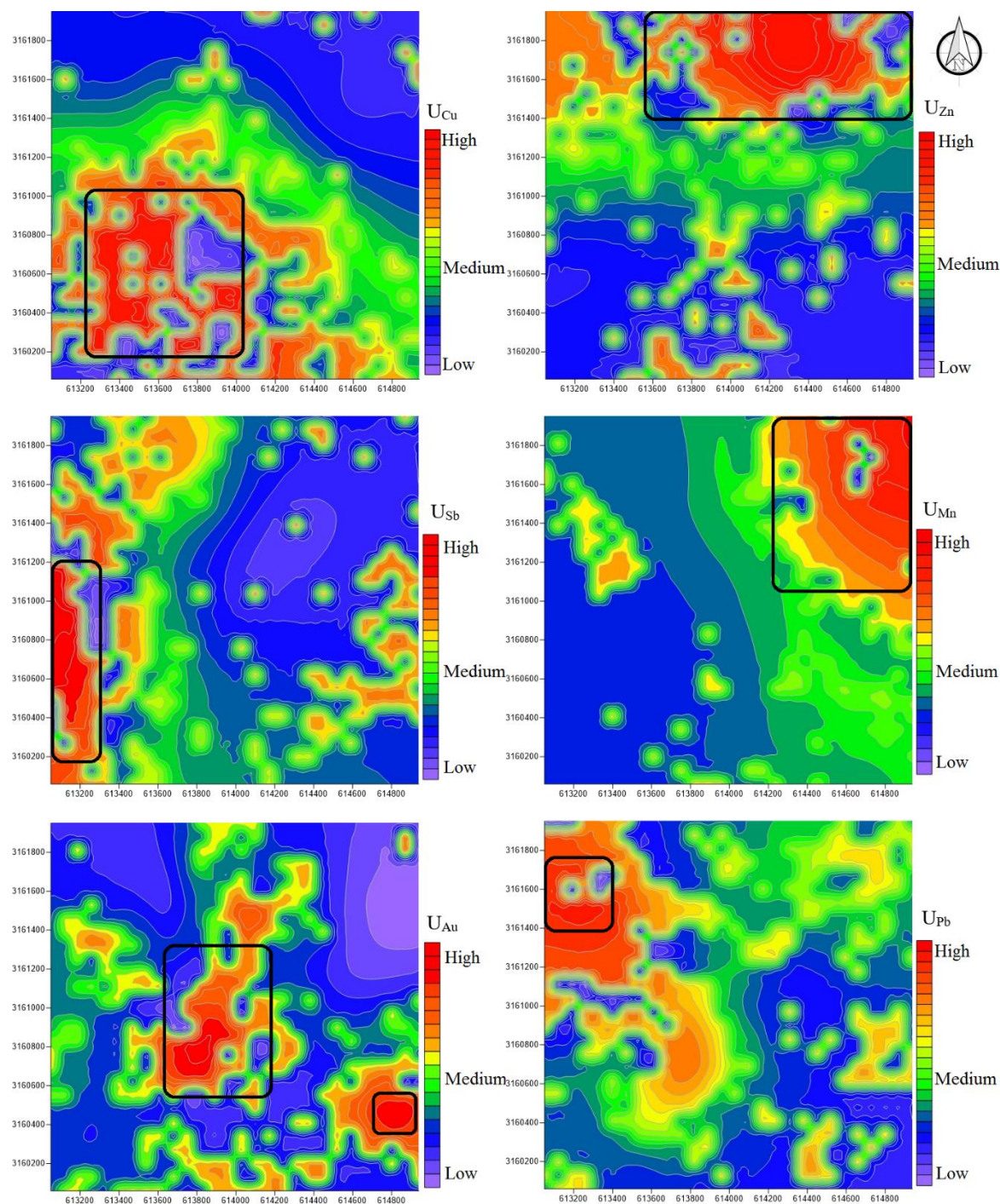
شکل ۴-۱۶- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای صفر برای عناصر مختلف



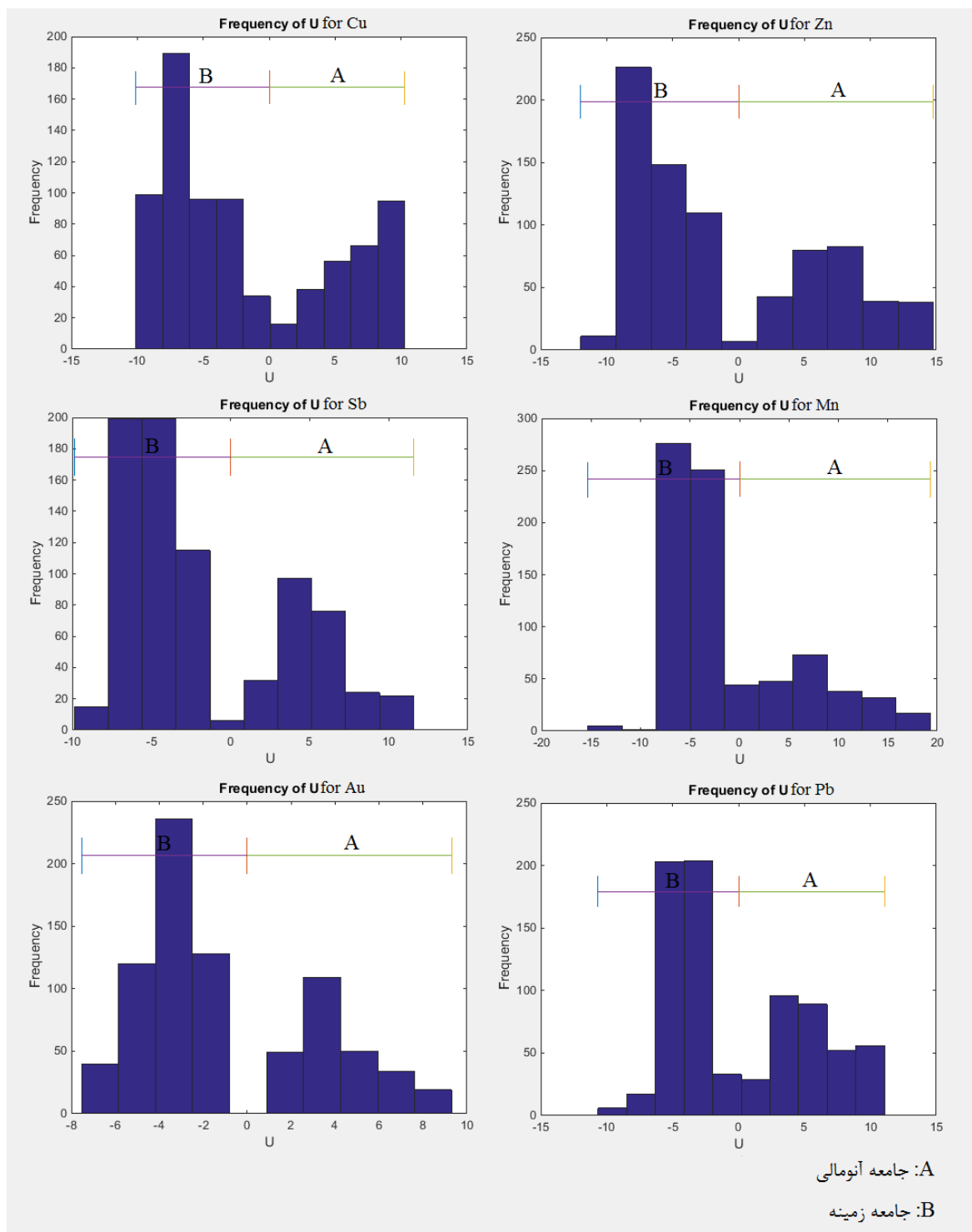
شکل ۴-۱۷- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های تخمینی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران برای عناصر مختلف



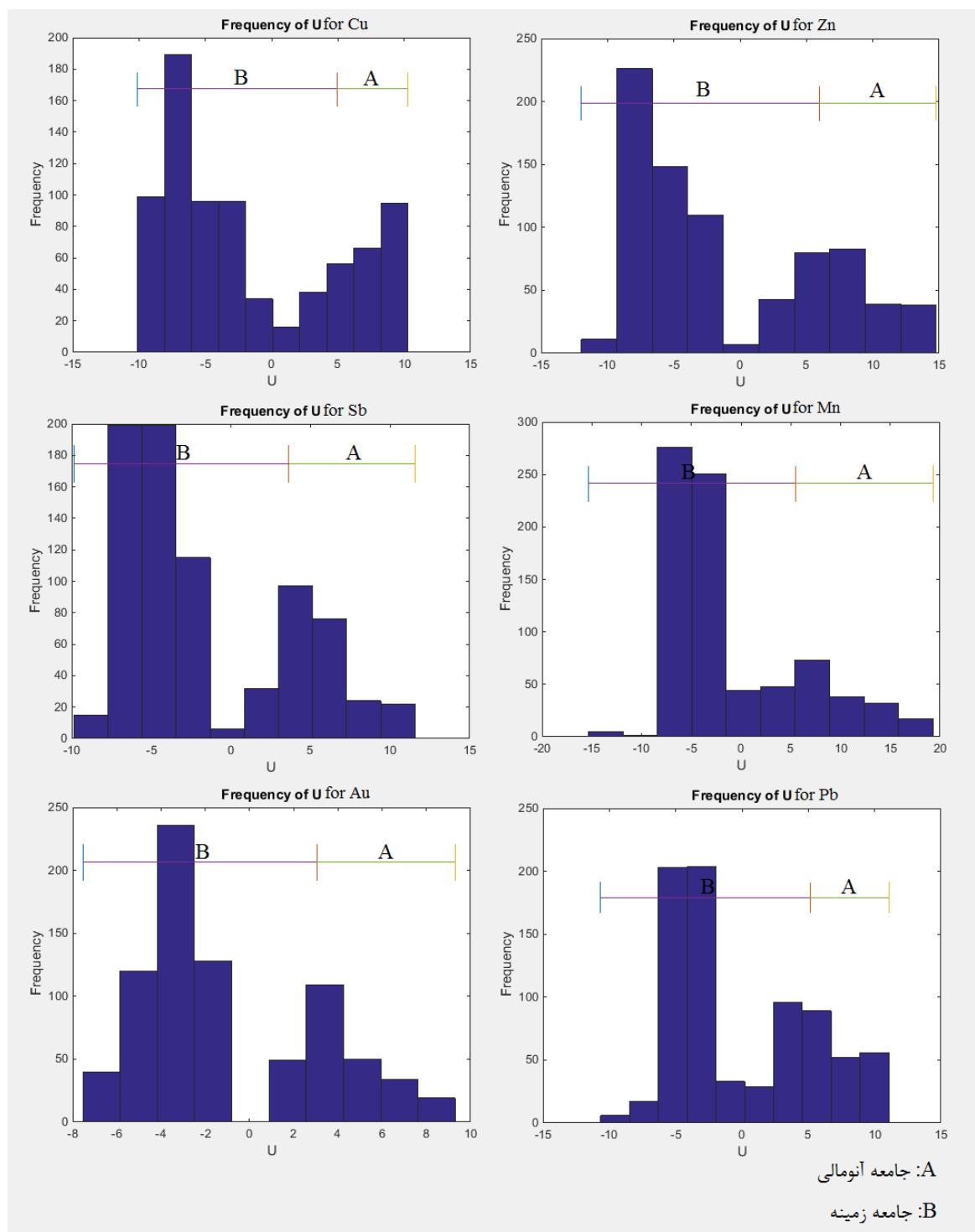
شکل ۴-۱۸- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای صفر برای عناصر مختلف



شکل ۴-۱۹- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران برای عناصر مختلف (حدآستانه‌ای مس ۴/۹، روی ۵/۹۶، آنتیموان ۳/۶۳، منگنز ۵/۴۸، طلا ۳/۰۴ و سرب ۵/۱۵)



شکل ۴-۲۰- توزیع فراوانی مقادیر U داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای صفر برای عناصر مختلف

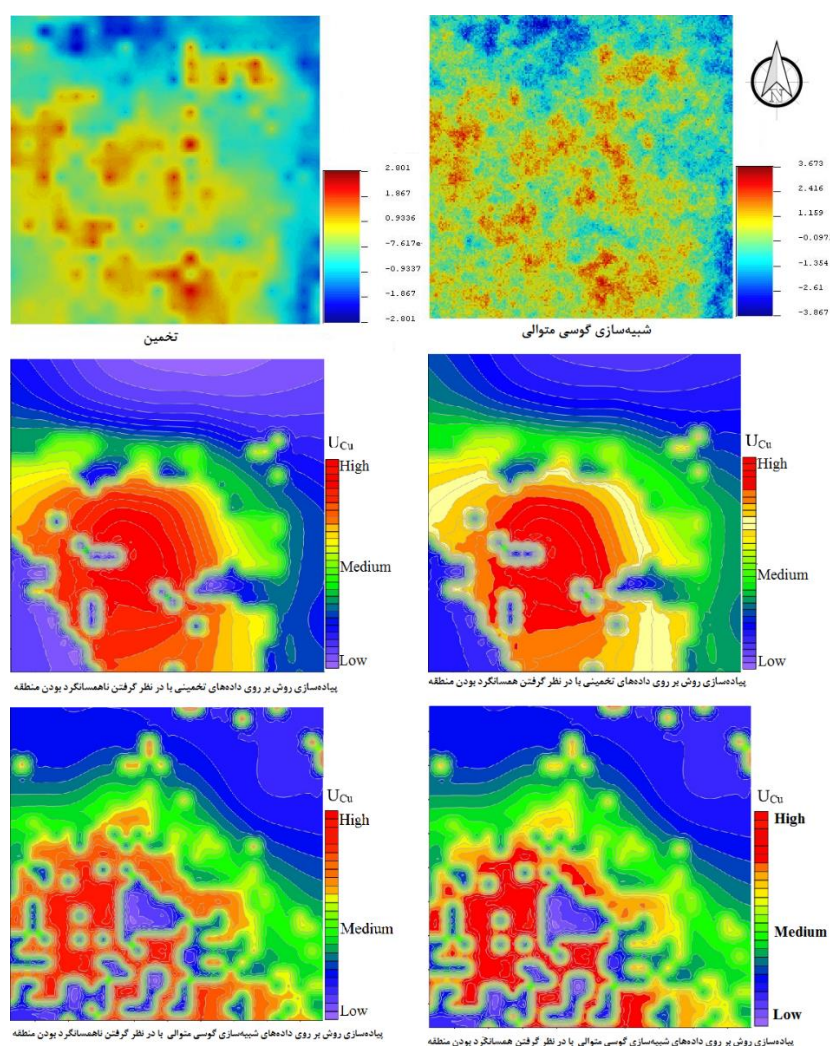


شکل ۴-۲۱- توزیع فراوانی U داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی حاصل از حدآستانه‌ای پیشنهادی چنگ و همکاران برای مقادیر عناصر مختلف

نقشه مناطق امیدبخش حاصل از پیاده‌سازی روش آماره فضایی U بر روی داده‌های حاصل از تخمین زمین‌آماري به روش کریجینگ براساس معیار $\bar{U} + S$ در شکل (۴-۱۵)، برای عنصر مس و طلا به عنوان عناصر احتمالاً کانی‌سازی در قسمت‌های مرکزی منطقه مورد مطالعه دارای واحد سنگی گرانیت - گرانودیوریت - کوارتز دیوریت، یک منطقه آنومال با گسترش زیاد نشان می‌دهد. گسترش این منطقه آنومال در حالت استفاده از حدآستانه‌ای صفر، بسیار بیشتر از حالت قبل می‌باشد (شکل ۴-۱۴). نتایج به دست آمده توسط این روش برای عنصر سرب گویای مناطق آنومال وسیع در حاشیه مناطق آنومال مس و طلا است (شکل ۴-۱۵). پس از استفاده این روش با حدآستانه‌ای صفر، مناطق آنومال بسیار کوچک نشان داده شده در قسمت‌های جنوبی و شمال‌شرقی منطقه در شکل (۴-۱۵)، گسترش زیادی برای عنصر سرب در شکل (۴-۱۴) از خود نشان می‌دهد. آنومالی‌های حاشیه مناطق آنومال مس و طلا برای عنصر روی مشابه سرب است (شکل ۴-۱۴ و ۴-۱۵). همانند نتایج نقشه‌های حاصل از کریجینگ، نقشه مناطق امیدبخش حاصل از آماره U با استفاده از حدآستانه‌ای صفر و براساس معیار $\bar{U} + S$ در شکل‌های (۴-۱۴) و (۴-۱۵) برای عنصر منگنز نشان دهنده وجود مناطق آنومال در قسمت‌های شمالی و شرقی منطقه می‌باشد. نقشه‌های مناطق امیدبخش وجود یک منطقه آنومال بزرگ از عنصر آنتیموان در قسمت‌های غربی منطقه را نشان می‌دهد. براساس غلظت‌های بسیار آنومال سطحی مس می‌تواند معرف رفتار فوق کانساری عنصر آنتیموان، به دلیل فرسایش افق‌های فوقانی سطحی باشد (شکل ۴-۱۴ و ۴-۱۵).

پس از پیاده‌سازی روش آماره فضایی U با استفاده از حدآستانه‌ای صفر و $\bar{U} + S$ بر روی داده‌های چهار تحقق برتر روش شبیه‌سازی گوسی متوالی و مقایسه و تلفیق نتایج بدست آمده تحقق‌ها، نقشه‌های مناطق امیدبخش برای آنها مشخص شد (شکل ۴-۱۸ و ۴-۱۹). این نقشه‌ها تقریباً مشابه نقشه‌های حاصل از داده‌های تخمینی است. تفاوت اندک نقشه‌های نشان داده شده در شکل‌های (۴-۱۸) و (۴-۱۹) با نقشه‌های تخمینی به دلیل از بین رفتن اثر هموارسازی موجود در روش کریجینگ می‌باشد. نقشه‌های حاصل

از بررسی‌های تخمین و شبیه‌سازی زمین‌آماري و آماره U دارای هم پوشانی بسیار خوبی می‌باشند. این نکته یک اعتبارسنجی خوبی برای روش آماره فضایی U به کار گرفته شده در این تحقیق است. توزیع مقادیر U برای عناصر مختلف در شکل‌های (۴-۱۶)، (۴-۱۷)، (۴-۲۰) و (۴-۲۱) مقادیر را به دو محدوده آنومال A و محدوده زمینه B جدا کرده است. مقایسه نقشه‌های مناطق امیدبخش حاصل از دو روش همسانگرد و ناهمسانگرد با نقشه‌های حاصل از تخمین و شبیه‌سازی نشان از برتری روش آماره U در حالت ناهمسانگرد نیست به روش همسانگرد می‌باشد (شکل ۴-۲۲).



شکل ۴-۲۲- نقشه‌های تخمین و شبیه‌سازی گوسی متوالی و مناطق امیدبخش عنصر مس در دو حالت همسانگرد و ناهمسانگرد

به عنوان مثال، در شکل (۴-۲۲) در بررسی عنصر مس به عنوان مهمترین عنصر منطقه مورد مطالعه، منطقه آنومال مشخص شده توسط روش ناهمسانگرد بر روی داده‌های تخمینی و شبیه‌سازی کوچک‌تر از حالت همسانگرد است. بررسی نقشه‌های تخمین و شبیه‌سازی گوسی متوالی، درست بودن نتایج حاصل از روش آماره فضایی U در حالت ناهمسانگرد را مشخص می‌نماید. مناطق آنومال مشخص شده در قسمت‌های جنوب غربی منطقه توسط روش همسانگرد، با استفاده از نقشه‌های تخمین و شبیه‌سازی قابل توجیه نمی‌باشد.

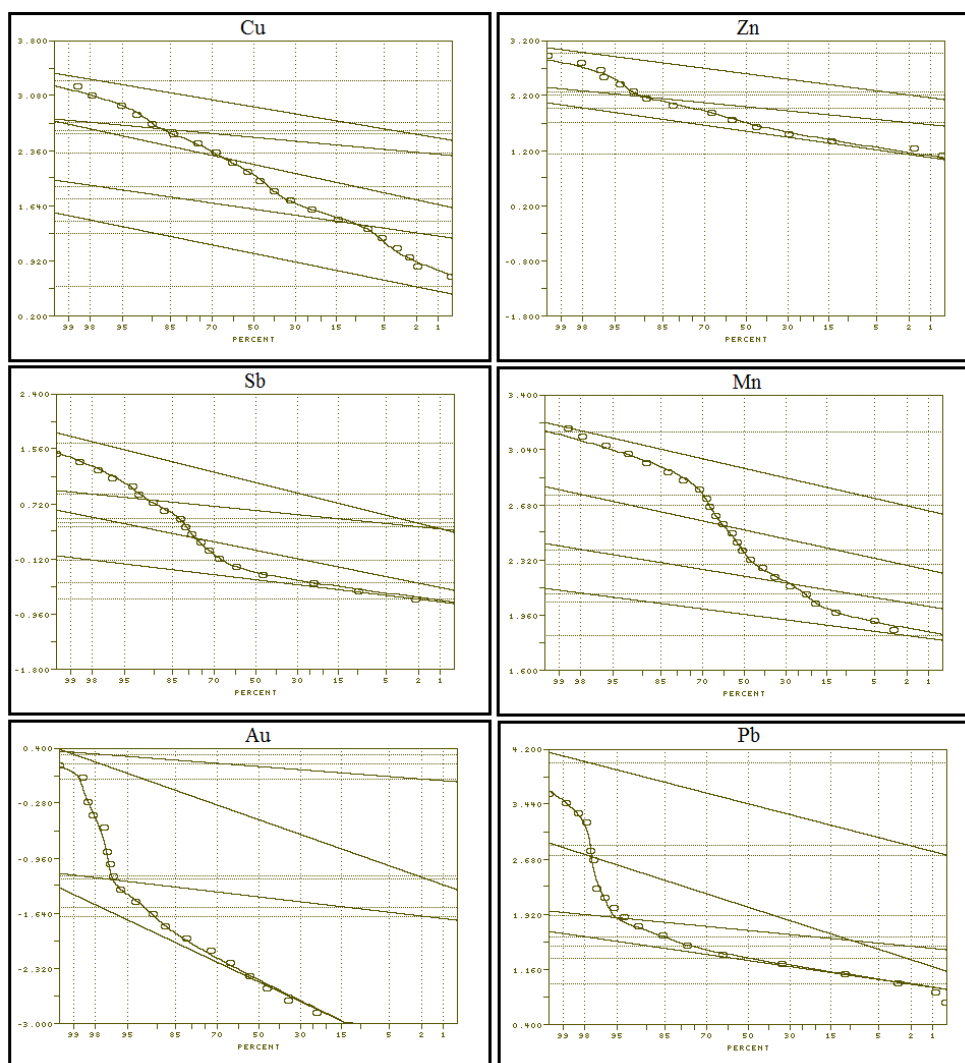
۴-۹- مدل‌سازی نمودارهای احتمال داده‌های ژئوشیمیایی منطقه مورد مطالعه

مشکل اصلی در تحلیل و مدل‌سازی داده‌ها، وجود هم‌پوشانی زیر جوامع می‌باشد. چنانچه بتوان روندهای زیر جوامع را تشخیص و از طریق مدل‌گذاری بر روی داده‌ها آنها را از هم جداسازی نمود، امکان شناسایی اختصاصات ژئوشیمیایی هر زیر جامعه به صورت مجزا فراهم خواهد شد. بدین ترتیب امکان این امر میسر خواهد شد تا حتی در زیر جامعه آنومال نیز به تحلیل رفتار متغیر مورد مطالعه و مدل‌گذاری آن پرداخت.

پارامترهای آماری بررسی شده عناصر در جدول (۴-۳)، چولگی مثبت را نشان می‌دهد. توزیع غیر نرمال از جمله رفتارهای قابل پیش‌بینی در مطالعات داده‌های ژئوشیمیایی اکتشافی عناصر مرتبط با هاله‌های ژئوشیمیایی و مناطق متأثر از کانی‌سازی می‌باشد. به منظور بررسی دقیق‌تر این موضوع می‌توان به مدل‌گذاری نمودارهای احتمال داده‌های خام لگاریتمی پرداخت. هدف از این مدل‌گذاری، ضمن شناسایی داده‌های آنومال، مشخص کردن حد و مرز آنها، سهم داده‌های مرتبط با هاله‌ی ژئوشیمیایی و مناطق آنومالی ژئوشیمیایی را از کل داده‌ها نیز تعیین می‌کند. مدل‌گذاری داده‌های نمودار احتمال عناصر مس، روی، آنتیموان، منگنز، طلا و سرب در شکل (۴-۲۳) نمایش داده شده است. در این نمودار، داده‌های خام توسط

دوایر کوچکی بر روی نمودار مشخص گردیده است. با استفاده از تکنیک‌های حداقل‌سازی انحرافات، مدل‌گذاری و انطباق مدل بر روی داده‌های خام انجام شده است. منحنی خط پیوسته‌ای که از بین دوایر توخالی عبور می‌کند، مدلی است که بر روی داده‌ها برازش شده است. بعد از انطباق مدل و داده‌های خام، می‌توان به ارزیابی هر یک از زیر جوامع پرداخت. حد و مرز هر زیر جامعه و درصد سهم آن از کل داده‌ها پس از مدل‌گذاری نمودار احتمال در جدول (۴-۱۱) محاسبه شد. طبق جدول (۴-۱۱) در مدل‌سازی عنصر مس، مدل لگاریتمی پنج زیر جامعه را مشخص نموده، زیر جامعه اول نمایانگر زمینه، زیر جامعه دوم معرف حدگذرا از زمینه به آنومالی، زیر جامعه سوم و چهارم آنومالی و زیر جامعه پنجم حد بالای غلظت‌های جامعه آنومال می‌تواند باشد. با توجه به بررسی داده‌های خام و حدآستانه ناحیه‌ای جامعه آنومال (۵۳/۱۲۲)، می‌توان انتظار وجود منطقه آنومال با گسترش زیاد برای این عنصر داشت. مدل‌گذاری برای عنصر روی نشان دهنده وجود حداقل سه زیر جامعه است. می‌توان زیر جامعه اول را زمینه، زیر جامعه دوم را حدگذرا از زمینه به آنومالی، زیر جامعه سوم را آنومالی معرفی نمود. درصد سهم مربوط به منطقه آنومال برای این عنصر نشان دهنده مناطق امیدبخش مناسبی است (جدول ۴-۱۱). نتایج مدل‌گذاری برای عنصر آنتیموان نشان دهنده وجود چهار زیر جامعه می‌باشد. بر طبق این نتایج زیر جامعه اول زمینه، زیر جامعه دوم حدگذرا از زمینه به آنومالی، زیر جامعه سوم آنومالی و زیر جامعه چهارم حد بالای غلظت‌های جامعه آنومال می‌تواند باشد (جدول ۴-۱۱). حدآستانه ناحیه‌ای جامعه آنومال برای عنصر آنتیموان ppm ۲/۳۴۸ است. نتایج مدل‌گذاری منگنز حاکی از وجود چهار زیر جامعه بوده و مقدار حدآستانه ناحیه‌ای را می‌توان ppm ۱۹۳/۵۱۳ برای جامعه آنومال در نظر گرفت. همچنین عناصر طلا و سرب به عنوان دو عنصر کانی‌سازی دیگر در منطقه پس از مدل‌گذاری احتمال چهار زیر جامعه از خود نشان داده‌اند. همانند عناصر آنتیموان و منگنز، در این عناصر نیز می‌توان زیر جامعه اول را زمینه، زیر جامعه دوم حدگذرا از زمینه به آنومالی، زیر جامعه سوم آنومالی و زیر جامعه چهارم حد بالای غلظت‌های جامعه آنومال معرفی نمود. حدآستانه ناحیه‌ای جامعه آنومال برای

عنصر طلا ppm ۰/۰۶۵ و برای عنصر سرب ppm ۲۰/۳۰۴ می‌باشد. بررسی‌های حاصل از این روش بر روی داده‌های خام وجود مناطق آنومال وسیع برای عناصر مس، روی، آنتیموان، منگنز، طلا و سرب را مطابق با نتایج روش آماره فضایی U نشان می‌دهد. در نتیجه پس از استفاده از روش آماره فضایی U به عنوان یک روش بسیار قوی جهت جداسازی آنومالی از زمینه، با مدل‌سازی داده‌های ژئوشیمیایی می‌توان جوامع مختلف را تشخیص داد. این امر می‌تواند برای افزایش دقت جداسازی و بررسی سهم هر یک از جوامع کمک شایانی در پروژه‌های ژئوشیمیایی نماید.



شکل ۴-۲۳- مدل‌سازی نمودار احتمال عناصر مختلف (محور عمودی لگاریتم غلظت‌ها و محور افقی درصد احتمال)

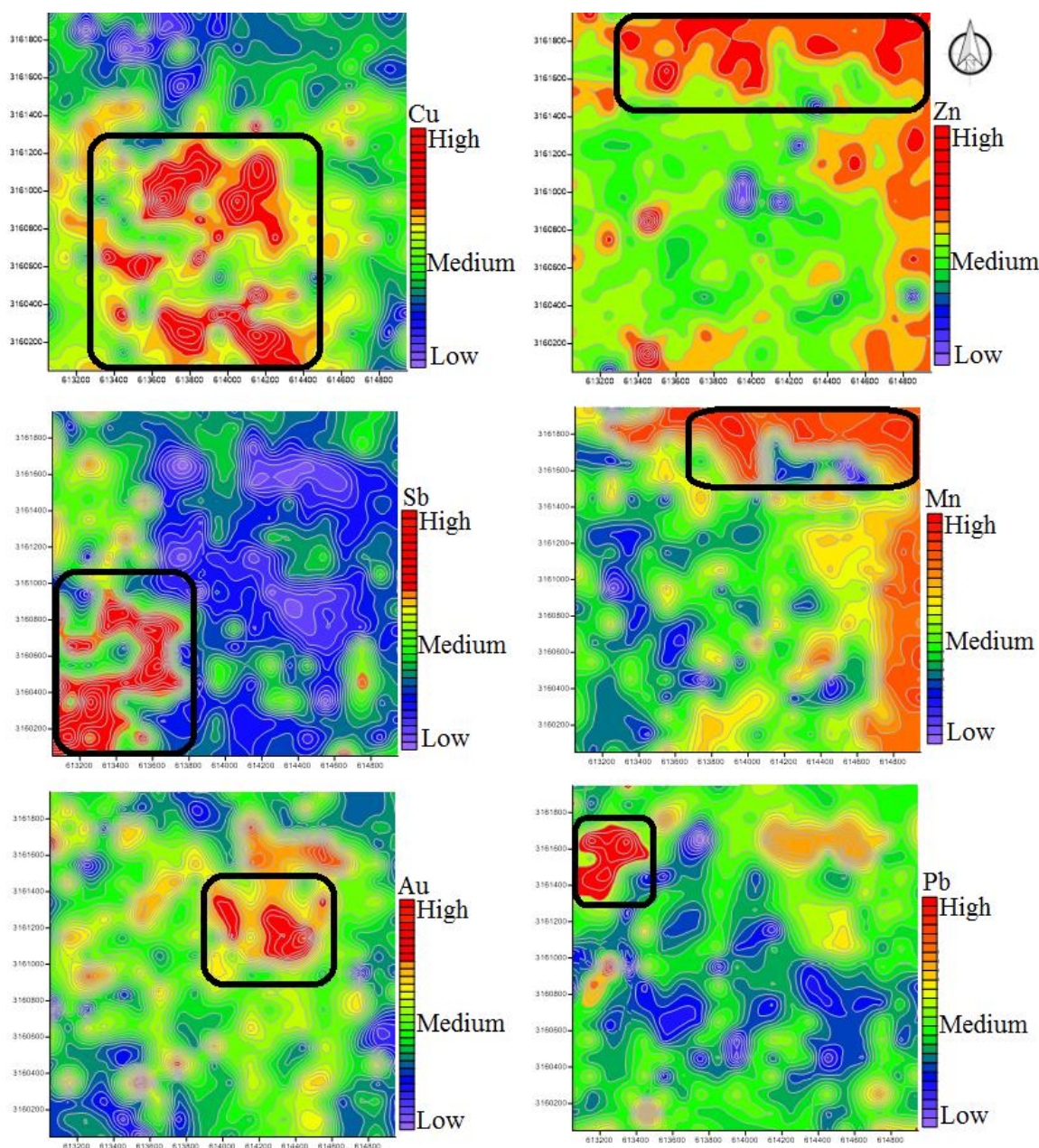
جدول ۴-۱۱- نتایج محاسباتی مدل‌گذاری داده‌های عناصر مختلف

عناصر	جمعیت	درصد سهم	حد آستانه
مس (ppm)	۱	۶/۳۳	۳/۷۸-۲۷/۴۵
	۲	۳۲/۱۷	۱۹/۰۱-۷۶/۶۴
	۳	۳۹/۵۹	۵۳/۱۲-۴۲۱/۲۵
	۴	۱۰/۸۹	۲۱۴/۹۲-۵۲۸/۷۴
	۵	۱۱/۰۲	۳۷۸/۳۹-۱۹۰۱/۶۷
روی (ppm)	۱	۶۳/۷۱	۱۳/۴۲-۹۱/۸۵
	۲	۲۸/۹۵	۵۱/۶۷-۱۸۷/۶۳
	۳	۷/۳۵	۱۶۴/۶۸-۹۴۲/۳۴
آنتیموان (ppm)	۱	۶۱/۴۹	۰/۱۸۴-۰/۷۰۷
	۲	۱۹/۹۹	۰/۳۲۲-۳/۱۵۰
	۳	۸/۱۵	۲/۳۴۸-۷/۲۴۵
	۴	۱۰/۳۷	۲/۶۶۶-۴۴/۰۰۸
منگنز (ppm)	۱	۱۹/۷۷	۶۶/۴۴-۱۲۴/۰۴
	۲	۲۸/۸۵	۱۱۰/۱۹-۲۴۰/۵۴
	۳	۱۸/۲۷	۱۹۳/۵۱-۵۵۰/۱۴
	۴	۳۳/۱۰	۴۷۲/۲۶-۱۴۲۹/۸۰
طلا (ppb)	۱	۹۳/۹۲	۰-۰/۰۲۷
	۲	۲/۹۹	۰/۰۲۱-۰/۰۶۱
	۳	۱/۹۵	۰/۰۶۵-۱/۶۰۵
	۴	۱/۱۴	۱/۰۳۸-۲/۰۶۶
سرب (ppm)	۱	۸۴/۵۲	۸/۹۰-۳۹/۴۸
	۲	۹/۷۹	۲۹/۸۷-۷۹/۳۸
	۳	۳/۲۴	۲۰/۳۰-۵۲۷/۵۷
	۴	۲/۴۵	۷۳۹/۹-۱۰۱۱۰/۰۴

پس از تعیین حد آستانه‌ای با استفاده از مدل‌سازی نمودار احتمال (جدول ۴-۱۱ و شکل ۴-۲۳)

نقشه مناطق امید بخش عناصر مس، روی، آنتیموان، منگنز، طلا و سرب ترسیم شد (شکل ۴-۲۴). نزدیک بودن نتایج حاصل از این روش و روش آماره فضایی U با در نظر گرفتن ناهمسانگردی منطقه مورد مطالعه، نشان از درست بودن الگوریتم پیاده‌سازی شده است. در این بررسی مناطق آنومالی برای عنصر مس و طلا همانند نتایج روش آماره فضایی U در قسمت‌های مرکزی منطقه مورد مطالعه ثبت شده است. همچنین در

حاشیه منطقه آنومال این دو عنصر برای عناصر سرب و روی یک منطقه آنومال توسط این روش قابل مشاهده است. عنصر آنتیموان نیز به عنوان یک عنصر احتمالاً فوق کانساری در قسمت‌های غربی منطقه دارای منطقه آنومال می‌باشد.



شکل ۴-۲۴- نقشه مناطق امید بخش عناصر با استفاده از حدآستانه‌ای به دست آمده از روش مدل‌سازی نمودار احتمال

۴-۱۰- جمع‌بندی

نتایج حاصل از روش شبیه‌سازی زمین‌آماري نشان دهنده پرتانسيل بودن منطقه مورد مطالعه جهت اکتشاف مس پورفيري است. همچنين با توجه به اطلاعات اکتشافي سازمان زمین‌شناسي کشور، پس از بررسی عناصر سرب و روی وجود یک ذخيره پلي‌متال سرب و روی در قسمت‌های شمالی منطقه مورد مطالعه انتظار می‌رود. جهت بررسی اکتشافي بهتر پياده‌سازی روش آماره فضايی U با دو حدآستانه‌ای صفر و $\bar{U} + S$ بر روی داده‌های حاصل از شبیه‌سازی انجام گردید. با توجه به این روش، منطقه آنومال وسیعی برای هر یک از عناصر ثبت شده است. استفاده از حدآستانه‌ای صفر در این روش از نظر اقتصادی قابل توجیه نبوده و دارای ريسک بالایی می‌باشد. همچنين نتایج حاصل از مدل‌سازی نمودار احتمال، مناطق آنومال ثبت شده توسط روش آماره فضايی U را تأیید نموده است.

فصل پنجم

نتایج و پیشنهادات

۵-۱- نتایج

بررسی‌های آماری و زمین‌آماري انجام شده در این تحقیق سبب به دست آمدن نتایج مختلفی شده است. از جمله نتایج به دست آمده عبارتند از:

۱- تبدیل داده‌های ژئوشیمیایی از سیستم عددی بسته به باز اغلب در تحلیل گرافیکی و تحلیل آماری استفاده می‌شود. با استفاده از این تبدیلات، تأثیر برخی از متغیرهای غیرمعمول کاهش یافته و تأثیر متغیر اصلی افزایش می‌یابد. تبدیل لگاریتمی برای تجزیه و تحلیل داده‌های ژئوشیمیایی به علت وجود داده‌های پرت و همچنین وجود چولگی مثبت در توزیع داده‌ها سودمند است.

۲- در میان سه روش تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی، تبدیل نسبت لگاریتمی میان‌مرکز و تبدیل نسبت لگاریتمی ایزومتريک استفاده از روش تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی ضریب همبستگی بین عناصر را قابل تفسیرتر از سایر روش‌ها بیان می‌نماید. لذا استفاده از داده‌های تبدیل شده توسط این روش برای بررسی‌های آماری و زمین‌آماري توصیه می‌شود.

۳- شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري با استفاده از تولید تحقق‌های فراوان دید مناسبی از تغییرپذیری عناصر موجود در منطقه ایجاد می‌نماید. به گونه‌ای که توسط این روش افزایش غلظت مس به عنوان هدف اصلی اکتشاف در منطقه مورد مطالعه به صورت پراکنده (پورفیری) در سراسر قسمت‌های مرکزی آن قابل رؤیت است. همچنین نقشه‌های حاصل حاکی از ضریب همبستگی بالای عناصر مس و طلا به عنوان دو عنصر کانی‌سازی است. استفاده از داده‌های شبیه‌سازی دقت در انجام مراحل بعدی اکتشاف را افزایش می‌دهد.

۴- استفاده از روش قدرتمند آماره فضایی U جهت جداسازی آنومالی از زمینه با در نظر گرفتن ناهسانگرد بودن منطقه، نشان دهنده وجود مناطق آنومال با گسترش فراوان برای عناصر مورد بررسی بوده است. گسترش این مناطق با در نظر گرفتن دو حدآستانه‌ای صفر و $S + \bar{U}$ تغییر نموده

و در حالت اول با افزایش بیشتری روبرو است. استفاده از روش مدل سازی نمودار احتمال، نتایج حاصل از روش آماره فضایی U را تصدیق کرده و می توان به انطباق نتایج روش های متعدد با مناطق کانی سازی در سطح بالایی پی برد. به عنوان مثال نتایج حاصل از این دو روش نشان دهنده وجود مناطق آنومال عنصر مس در قسمت های مرکزی منطقه بوده که با در نظر گرفتن حد آستانه ای صفر بزرگ تر خواهد شد. همچنین مقایسه نتایج حاصل از روش آماره فضایی U در دو حالت همسانگرد بودن و ناهمسانگرد بودن منطقه مورد مطالعه و نقشه های شبیه سازی نشان از قدرت و دقت بالای این روش در حالت دوم است.

۵- محدوده آنومال مشخص شده توسط آماره فضایی U برای عنصر مس، به احتمال زیاد درون بخش کانی سازی نزدیک سطح فرسایش قرار دارند. محدوده ها با آنومالی متوسط قرار گرفته در اطراف این محدوده آنومال مؤید کانی سازی پنهانی است. این محدوده ها ناشی از هاله هایی هستند که از فرایندهای کانی سازی در عمق ایجاد می شود.

۵-۲- پیشنهادات

در این پایان نامه سعی بر آن شده است تا با استفاده از روش های نوین اکتشافی به بررسی دقیق منطقه مورد مطالعه پرداخته شود. در این بخش جهت رسیدن به نتایج بهتر پیشنهاداتی ارائه گردید.

۱- یک مشکل مهم برای تجزیه و تحلیل داده های ترکیبی وجود صفر در داده ها پس از تبدیل به سیستم عددی باز است. برای مقابله با این مشکل در مجموعه داده ها، ماهیت آنها که بستگی به نوع و منشأ داده های ترکیبی مورد بررسی دارد، باید درک شود. از جمله راه حل های موجود ادغام، خوشه بندی، مدل سازی توزیع باینری و جایگزینی این داده ها است. در نتیجه حل این مشکل با استفاده از این روش ها در بررسی های داده های ژئوشیمیایی امری مهم می باشد.

۲- با توجه به توپوگرافی منطقه (یک شیب کلی به سمت غرب منطقه)، شبیه‌سازی زمین‌آماري و اطلاعات بدست آمده از مناطق آنومال داده‌های ژئوشیمیایی عناصر فوق‌کانساري (آنتیموان)، تحت‌کانساري (روی) و کانی‌سازی می‌توان با استفاده از مدل‌سازی هاله‌های ژئوشیمیایی، در مورد نحوه قرارگیری ماده معدنی به اطلاعات مناسبی دست یافت.

۳- با توجه به سیستماتیک بودن نمونه‌برداری، استفاده از روش فراکتال به عنوان یکی دیگر از روش‌های قدرتمند جداسازی آنومالی از زمینه در کنار روش‌های به کار گرفته شده در این پایان نامه، در بررسی نتایج کمک شایانی می‌نماید.

منابع (به ترتیب حروف الفبا)

اصغری ا و نصرت ا، (۱۳۹۱) "زمین‌آمار و زمین‌شناسی نفت" جلد اول، چاپ اول، انتشارات پژوهشگاه صنعت نفت، تهران، ص ۲۲۴.

اصغری ا و هزارخانی ا، (۱۳۸۵)، "تفکیک بلوک‌های پرعیار کانسار آهن چغارت براساس شبیه‌سازی شاخص"، بیست و پنجمین گردهمایی علوم زمین، سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی ایران، تهران.

برنا ب، (۱۳۷۹) "گزارش اکتشافات ژئوشیمیایی سیستماتیک در محدوده برگه ۱:۱۰۰۰۰۰ جبال بارز" جلد اول، چاپ اول، سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات مواد معدنی کشور، تهران، ص ۲۲۳.

برنا ب، (۱۳۸۳) "گزارش زمین‌شناسی اکتشاف مقدماتی مس در منطقه کرور (زون جبال بارز) مقیاس ۱:۲۰۰۰۰" جلد اول، چاپ اول، سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات مواد معدنی کشور، تهران، ص ۱۲۷.

برنا ب، (۱۳۸۴) "گزارش نقشه زمین‌شناسی و آلتراسیون مس کرور (زون جبال بارز) مقیاس ۱:۵۰۰۰" جلد اول، چاپ اول، سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات مواد معدنی کشور، تهران، ص ۱۶۱.

حسنی‌پاک ع.ا، (۱۳۹۲) "زمین‌آمار (ژئواستاتیک)" جلد اول، چاپ چهارم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران، ص ۳۲۸.

حسنی‌پاک ع.ا و شرف‌الدین م، (۱۳۹۰) "تحلیل داده‌های اکتشافی" جلد اول، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران، ص ۱۰۱۰.

روشنی رودسری پ، مختاری ا و طباطبایی س.ح، (۱۳۹۱) "بررسی همبستگی ژئوشیمیایی عناصر در سیستم‌های عددی باز و بسته مطالعه موردی کانسار مس کوه پنج (استان کرمان)" نشریه روش‌های تحلیلی و عددی در مهندسی معدن، شماره ۴، دوره ۲: ص ۴۶-۵۸

سعید س، (۱۳۸۳)، "تخمین ذخیره و تعیین ریسک همراه با تخمین به روش شبیه‌سازی زمین‌آماري متوالی گوسی"، کنفرانس مهندسی معدن ایران، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

شهاب‌پور ج، (۱۳۹۴) "زمین‌شناسی اقتصادی" جلد اول، چاپ هفتم، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ص ۵۴۴.

فتح‌آبادی س، (۱۳۹۱)، پایان نامه ارشد: "تعیین حد روباز - زیرزمینی معدن سنگ آهن چاه گز و ارزیابی عدم قطعیت آن"، دانشکده معدن، نفت و ژئوفیزیک، دانشگاه صنعتی شاهرود.

قنادپور س.س، هزارخانی اردشیر و مختاری ا، (۱۳۹۱)، "ارائه و بررسی روشی جدید برای جداسازی جوامع آماری مختلط براساس نمودارهای احتمال"، اولین کنفرانس فناوری‌های معدنکاری ایران، دانشگاه یزد، یزد.

قوامی‌ریایی س.ر و دارابی‌گلستانی ف، (۱۳۹۳) "تحلیل و مدل‌سازی اکتشافی داده‌های ژئوشیمیایی ذخایر معدنی (با نگاهی ویژه به تیپ‌های مختلف ذخایر مس و طلا)" جلد اول، چاپ اول، انتشارات دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ص ۱۵۵.

کریم‌پور م.ح و سعادت س، (۱۳۹۰) "زمین‌شناسی اقتصادی کاربردی" جلد اول، چاپ چهارم، انتشارات ارسلان، مشهد، ص ۵۳۵.

هزارخانی ا و قنادپور س.س، (۱۳۹۴) "تحلیل اطلاعات اکتشافی" جلد اول، چاپ اول، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران، ص ۲۴۵.

Aitchison J. (1982) "The statistical analysis of compositional data (with discussion)" **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, pp.139-177.

Aitchison J. (1986), "The Statistical Analysis of Compositional Data. Monographs on Statistics and Applied Probability", Vol. 1, Chapman & Hall Ltd, London. Reprinted (2003) with additional material by The Blackburn Press, Caldwell, NJ, pp.300.

Aitchison J. (2003), "A concise guide to compositional data analysis, CDA work", Vol. 1, Universitat de Girona, Spain, pp.134.

Aitchison J. and Egozcue J. J. (2005) "Compositional data analysis: where are we and where should we be heading?" **Mathematical Geology**, 37, 7, pp.829-850.

Armstrong M. and Dowd P. A. eds. (2013), "Geostatistical Simulations: Proceedings of the Geostatistical Simulation Workshop, Fontainebleau, France", Vol. 7, Springer Science and Business Media, New York, pp.258.

Asghari O., Soltni F. and Hassan B. A. (2009) "The comparison between sequential gaussian simulation (SGS) of Choghart ore deposit and geostatistical estimation through ordinary kriging" **Aust. J. Basic Appl. Sci**, 3, pp.330-341.

Buccianti A. and Pawlowsky-Glahn V. (2005) "New perspectives on water chemistry and compositional data analysis" **Mathematical Geology**, 37, 7, pp.703-727.

Butler J. C. (1979) "The effects of closure on the moments of a distribution" **Journal of the International Association for Mathematical Geology**, 11, 1, pp.75-84.

Carranza E. J. M. (2011) “Analysis and mapping of geochemical anomalies using logratio-transformed stream sediment data with censored values” **Journal of Geochemical Exploration**, **110**, 2, pp.167-185.

Chayes F. (1960) “On correlation between variables of constant sum” **Journal of Geophysical research**, **65**, 12, pp.4185-4193.

Chayes F. (1971), “**Ratio Correlation**”, Vol. 1, University of Chicago Press, Chicago, pp.325.

Chayes F. (1983) “Detecting nonrandom associations between proportions by tests of remaining-space variables” **Journal of the International Association for Mathematical Geology**, **15**, 1, pp.197-206.

Cheng Q., Agterberg F. P. and Bonham-Carter G. F. (1996) “A spatial analysis method for geochemical anomaly separation” **Journal of Geochemical Exploration**, **56**, 3, pp.183-195.

Davis J. C. (1986) “**Statistics and data analysis in geology**”, Vol. 646, Wiley, New York, pp.275.

Deutsch C. V. and Journel A. G. (1992), “**GSLIB, Geostatistical Software Library and User's Guide**”, Vol. 1, Oxford University Press, New York, pp.378.

Egozcue J. J. and Pawlowsky-Glahn V. (2005) “Groups of parts and their balances in compositional data analysis” **Mathematical Geology**, **37**, 7, pp.795-828.

Egozcue J. J., Pawlowsky-Glahn V., Mateu-Figueras G. and Barcelo-Vidal C. (2003) “Isometric logratio transformations for compositional data analysis” **Mathematical Geology**, **35**, 3, pp.279-300.

Emery X. and Peláez M. (2011) “Assessing the accuracy of sequential Gaussian simulation and cosimulation” **Computational Geosciences**, **15**, 4, pp.673-689.

Engle M. A. and Blondes M. S. (2014) “Linking compositional data analysis with thermodynamic geochemical modeling: Oilfield brines from the Permian Basin, USA” **Journal of Geochemical Exploration**, **141**, 1, pp.61-70.

Engle M. A. and Rowan E. L. (2013) “Interpretation of Na–Cl–Br systematics in sedimentary basin brines: comparison of concentration, element ratio, and isometric log-ratio approaches” **Mathematical Geosciences**, **45**, 1, pp.87-101.

Filzmoser P. and Hron K. (2008) “Outlier detection for compositional data using robust methods” **Mathematical Geosciences**, **40**, 3, pp.233-248.

Filzmoser P. and Hron K. (2009) “Correlation analysis for compositional data” **Mathematical Geosciences**, **41**, 8, pp.905-919.

Filzmoser P., Hron K. and Reimann C. (2009a) “Principal component analysis for compositional data with outliers” **Environmetrics**, **20**, 6, pp.621-632.

Filzmoser P., Hron K. and Reimann C. (2009b) “Univariate statistical analysis of environmental (compositional) data: problems and possibilities” **Science of the Total Environment**, **407**, **23**, pp.6100-6108.

Filzmoser P., Hron K. and Reimann C. (2010) “The bivariate statistical analysis of environmental (compositional) data” **Science of the Total Environment**, **408**, **19**, pp.4230-4238.

Ghannadpour S. S., Hezarkhani A. and Farahbakhsh E. (2013) “Anomaly-background separation and geochemical map generation for Pb and Zn in Parkam district based on U-statistical method, Kerman, Iran” **Int. J. Econ. Environ. Geol**, **4**, **2**, pp.29-36.

Ghavami-Riabi R., Seyedrahimi-Niaraq M. M., Khalokakaie R. and Hazareh M. R. (2010) “U-spatial statistic data modeled on a probability diagram for investigation of mineralization phases and exploration of shear zone gold deposits” **Journal of Geochemical Exploration**, **104**, **1**, pp.27-33.

Job M.R. (2012), “**Application of Logratios for Geostatistical Modelling of Compositional Data**”, Vol. 51, University of Alberta, Canada, pp.110.

Journel A. G. (1974) “Geostatistics for conditional simulation of ore bodies” **Economic Geology**, **69**, **5**, pp.673-687.

Krumbein W. C. (1962) “Open and closed number systems in stratigraphic mapping” **AAPG Bulletin**, **46**, **12**, pp.2229-2245.

Lantuéjoul C. (2013), “**Geostatistical simulation: models and algorithms**”, Vol. 1, Springer Science and Business Media, New York, pp.262.

Lepeltier C. (1969) “A simplified statistical treatment of geochemical data by graphical representation” **Economic Geology**, **64**, **5**, pp.538-550.

Manchuk J.G. (2012), “**Guide to Geostatistics with Compositional Data**”, Guidebook Series Vol. 7, Centre for Computational Geostatistics (CCG), Canada, pp.41.

Matheron G. (1962) “Traité de géostatistique appliquée, tome i: Mémoires du bureau de recherches géologiques ET minières” **Editions Technip, Paris**, **14**, **1**, pp.78-90.

Panno S. V., Kelly W. R., Martinsek A. T. and Hackley K. C. (2006) “Estimating background and threshold nitrate concentrations using probability graphs” **Ground Water**, **44**, **5**, pp.697-709.

Pawlowsky-Glahn V. and Buccianti A. (2011), “**Compositional data analysis: Theory and applications**”, Vol. 1, John Wiley & Sons, New York, pp.390.

Pawlowsky-Glahn V., Egozcue J. and Tolosana-Delgado R. (2007), “**Lecture notes on compositional data analysis**”, Vol. 1, Universitat de Girona, Spain, pp.96.

Pawlowsky-Glahn V., Egozcue J. J. and Tolosana-Delgado R. (2015), “**Modeling and analysis of compositional data**”, Vol. 1, John Wiley & Sons, New York, pp.275.

Pearson K. (1896) “Mathematical Contributions to the Theory of Evolution.--On a Form of Spurious Correlation Which May Arise When Indices Are Used in the Measurement of Organs” **Proceedings of the royal society of London**, **60**, 359-367, pp.489-498.

Reimann C., Filzmoser P., Garrett R. and Dutter R. (2008), “**Statistical data analysis explained: applied environmental statistics with R**”, Vol. 1, John Wiley & Sons, New York, pp.279.

Rock N. M. S. (1988), “**Numerical Geology. Lecture Notes in Earth Sciences, 18**”, Vol. 1, Springer-Verlag, Berlin, pp.300.

Rollinson H. R. (1995), “**Using geochemical data: Evaluation, presentation, interpretation**”, Vol. 6, Wiley, New York, pp.325.

Rose A.W., Hawkes H. E. and Webb J. S. (1979), “**Geochemistry in mineral exploration**”, Vol. 1, Academic Press, London, pp.657.

Rossi M. E. and Deutsch C. V. (2013), “**Mineral resource estimation**”, Vol. 1, Springer Science and Business Media, New York, pp.336.

Sarmanov O. V. and Vistelius A. B. (1959) “Correlation between percentage variables” **Doklady Akademii Nauk SSSR**, **126**, 1, pp.22-25.

Shukla M. K., Lal R. and Ebinger M. (2004) “Principal component analysis for predicting corn biomass and grain yields” **Soil Science**, **169**, 3, pp.215-224.

Sinclair A. J. (1974) “Selection of threshold values in geochemical data using probability graphs” **Journal of Geochemical Exploration**, **3**, 2, pp.129-149.

Soltani F., Afzal P. and Asghari O. (2013) “Sequential Gaussian Simulation in the Sungun Cu Porphyry Deposit and Comparing the Stationary Reproduction with Ordinary Kriging” **Universal Journal of Geoscience**, **1**, 2, pp.106-113.

Soltani F., Afzal P. and Asghari O. (2014) “Delineation of alteration zones based on Sequential Gaussian Simulation and concentration–volume fractal modeling in the hypogene zone of Sungun copper deposit, NW Iran” **Journal of Geochemical Exploration**, **140**, pp.64-76.

Stanley C. R. and Sinclair A. J. (1989) “Comparison of probability plots and the gap statistic in the selection of thresholds for exploration geochemistry data” **Journal of Geochemical Exploration**, **32**, 1-3, pp.355-357.

Templ M., Filzmoser P. and Reimann C. (2008) “Cluster analysis applied to regional geochemical data: problems and possibilities” **Applied Geochemistry**, **23**, 8, pp.2198-2213.

Tennant C. B. and White M. L. (1959) “Study of the distribution of some geochemical data” **Economic Geology**, **54**, 7, pp.1281-1290.

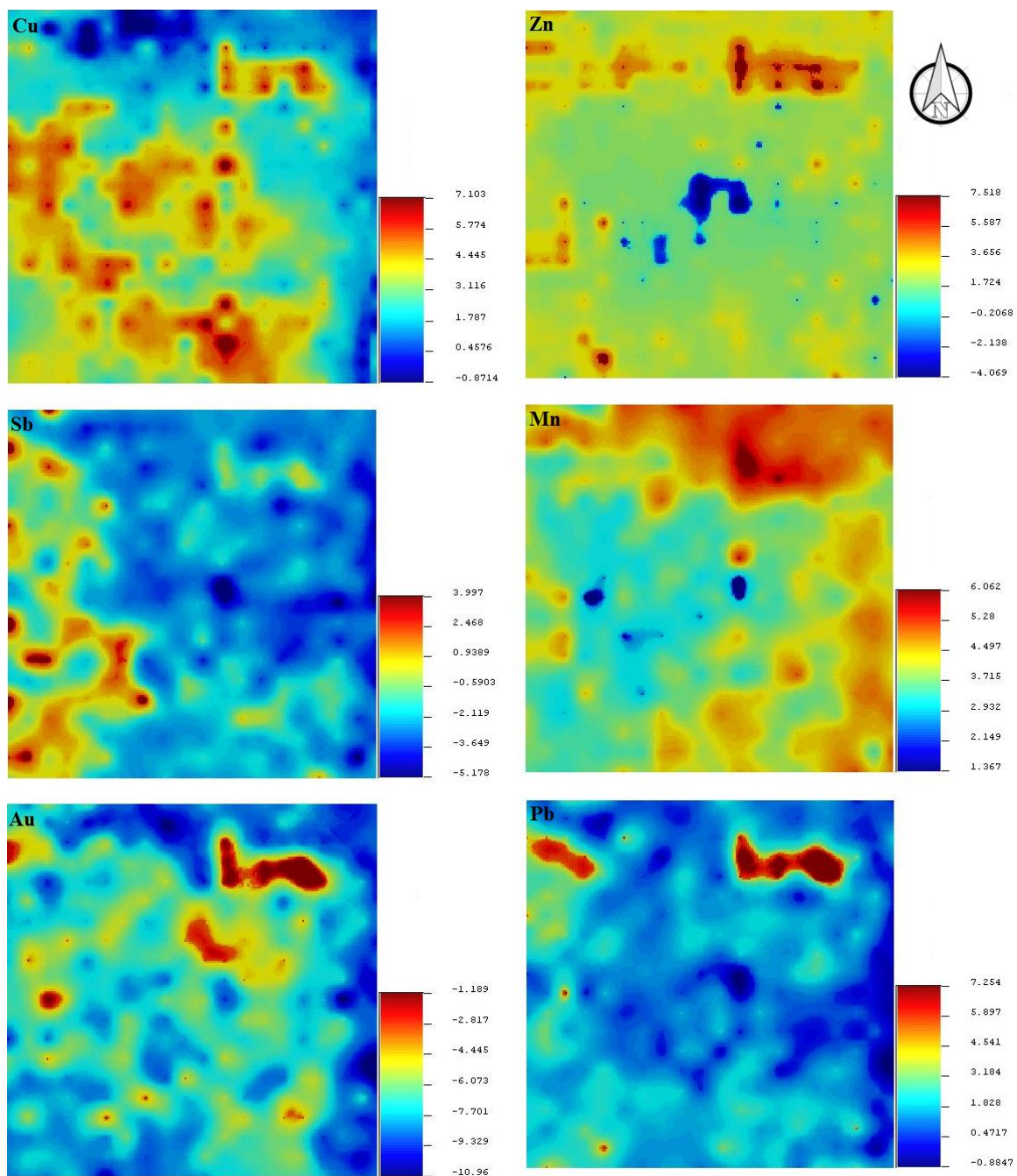
Vann J., Bertoli O. and Jackson S. (2002) “An overview of geostatistical simulation for quantifying risk” **In Proceedings of Geostatistical Association of Australasia Symposium Quantifying Risk and Error**, **1**, 1, pp.700-720.

Williams X. K. (1967) "Statistics in the interpretation of geochemical data, New Zealand" **Journal of Geology and Geophysics**, **10**, **3**, pp.771-797.

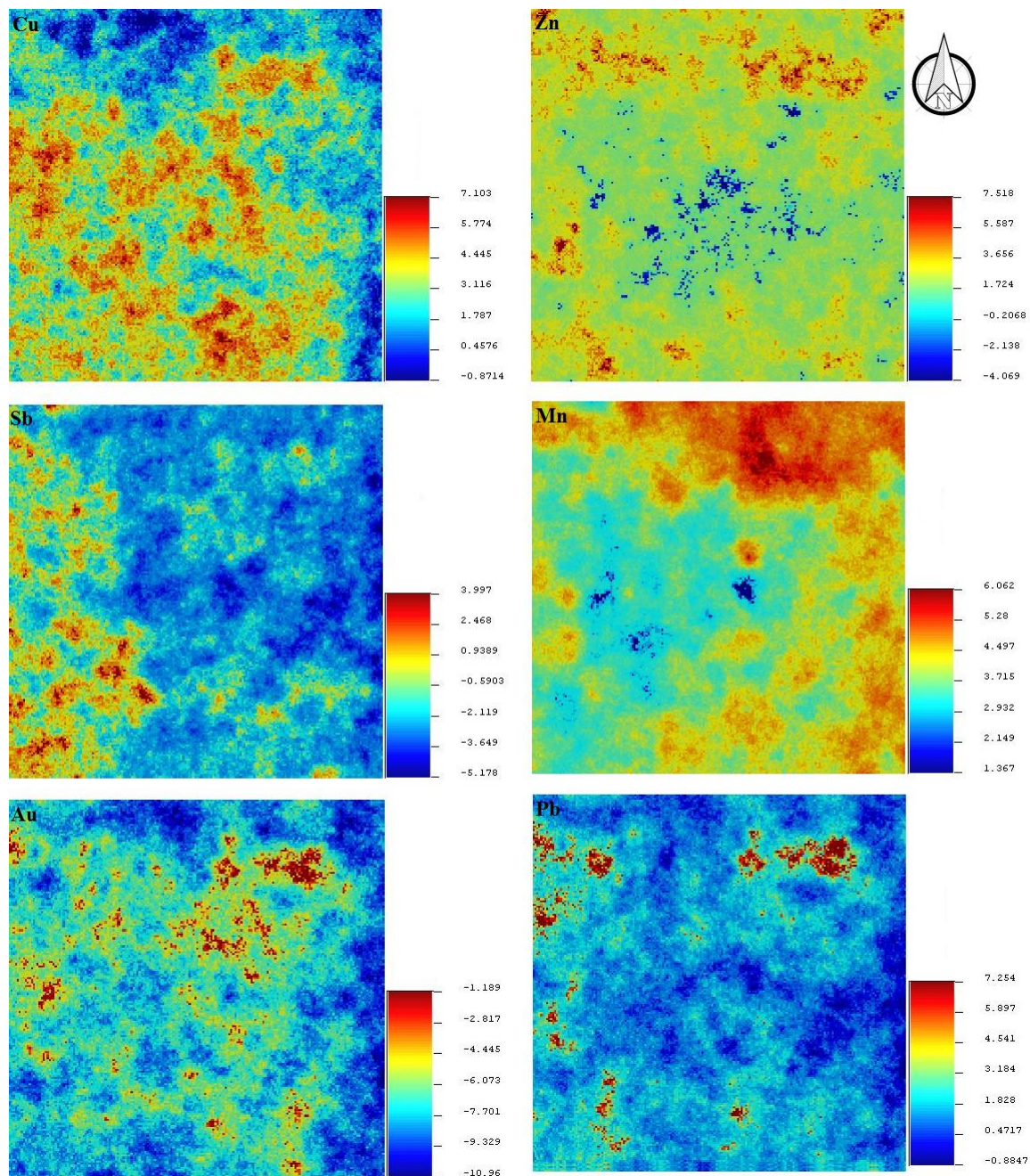
Wellmer F. W. (1998), "**Statistical evaluations in exploration for mineral deposits**", Springer Science and Business Media, New York, pp.200.

Zuo R., Xia Q. and Wang H. (2013) "Compositional data analysis in the study of integrated geochemical anomalies associated with mineralization" **Applied geochemistry**, **28**, **1**, pp.202-211.

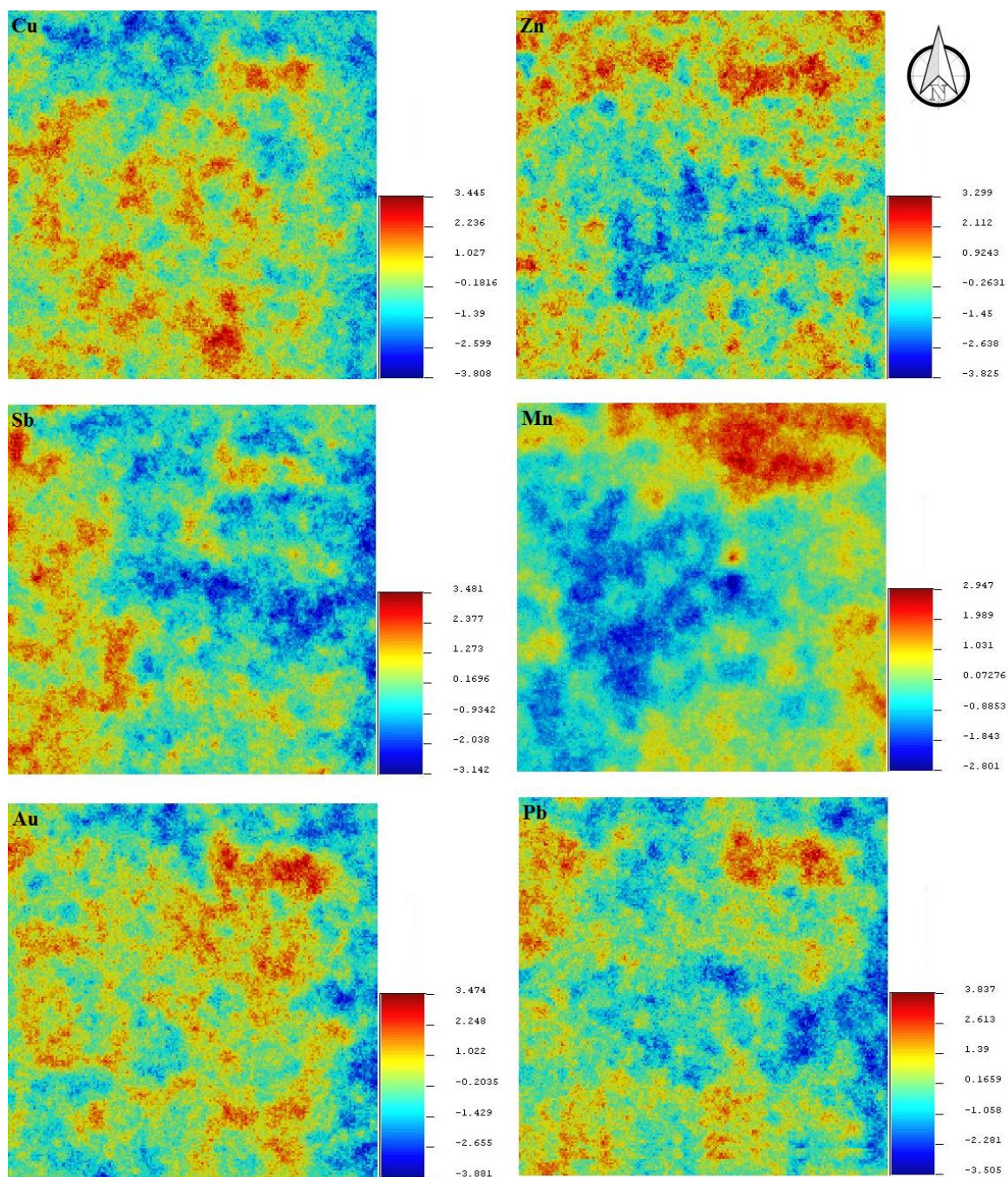
پیوست‌ها



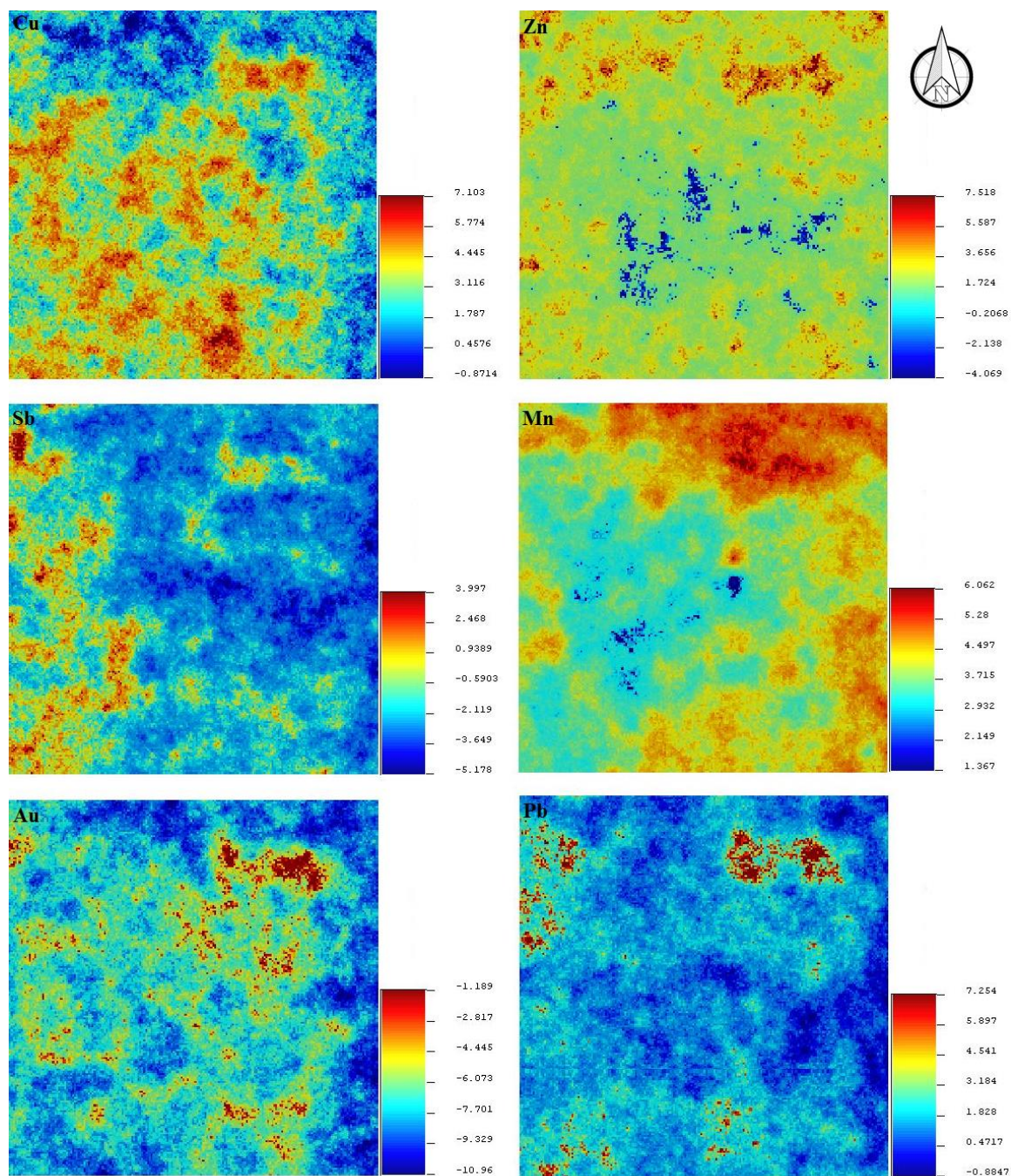
شکل ۱- نقشه‌های تبدیل معکوس داده‌های حاصل از تخمین به حالت قبل از توزیع نرمال



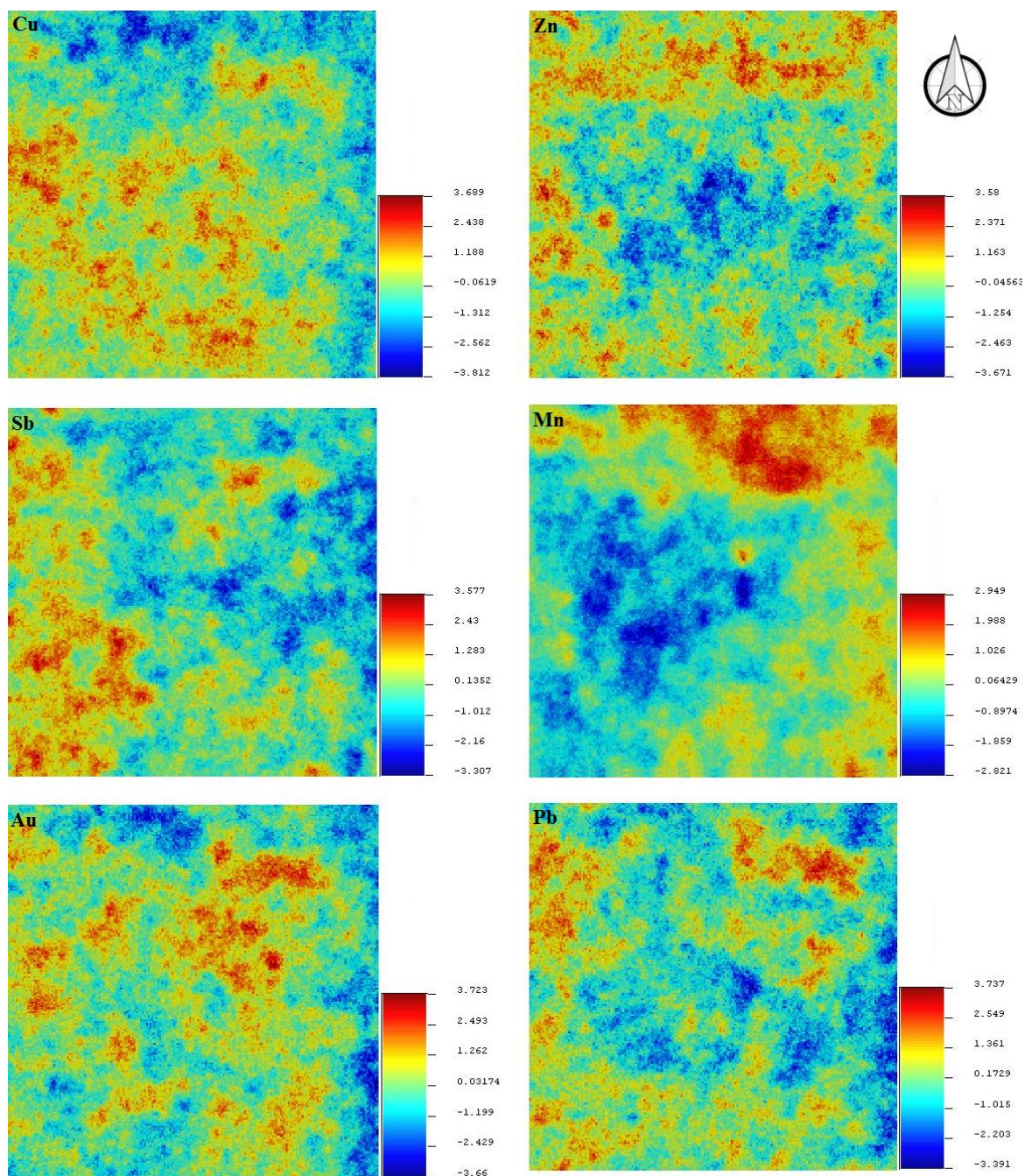
شکل ۲- نقشه‌های تبدیل معکوس داده‌های حاصل از تحقق اول شبیه‌سازی گوسی متوالی به حالت قبل از توزیع نرمال



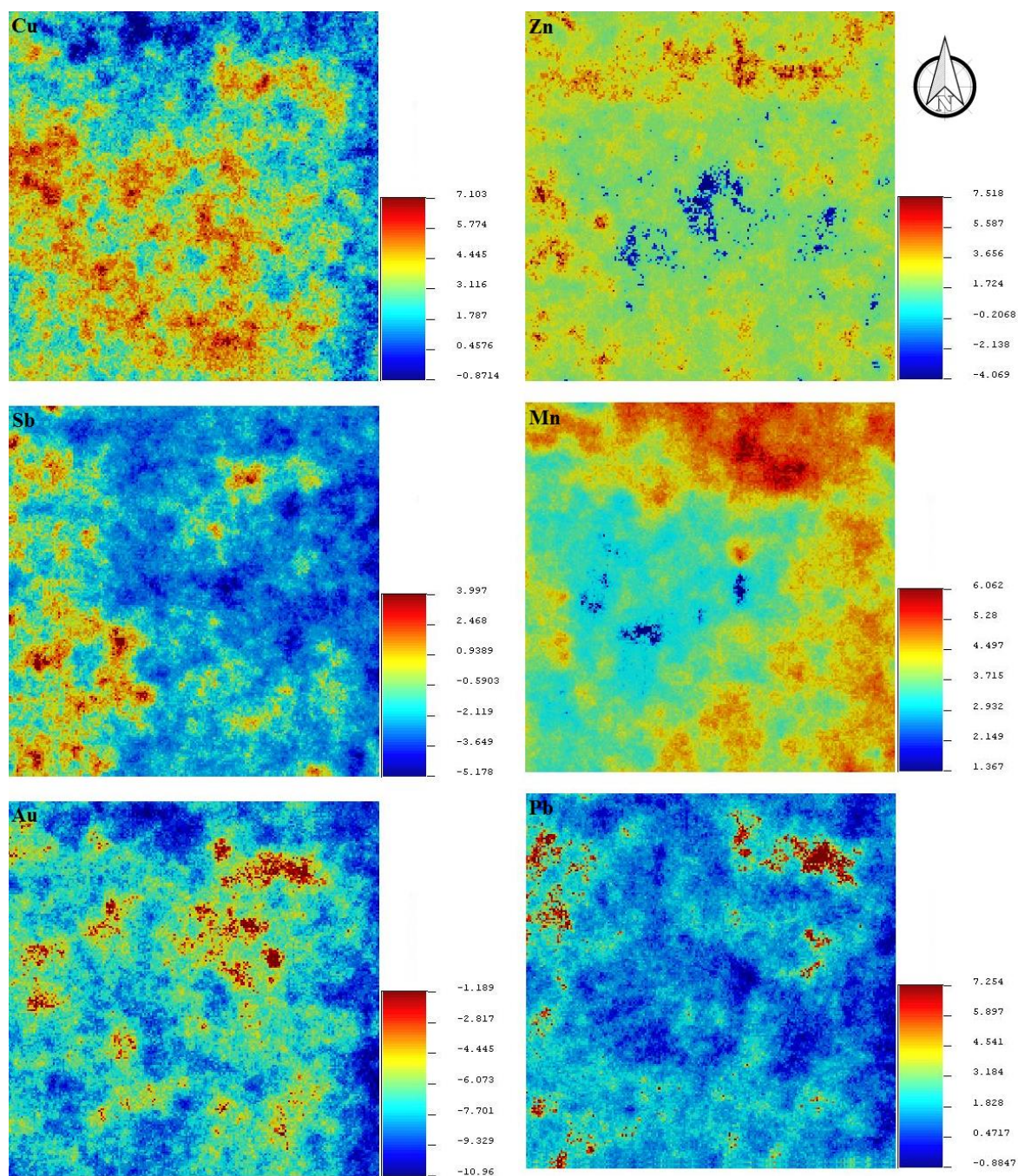
شکل ۳- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی (تحقق دوم) برای عناصر مختلف



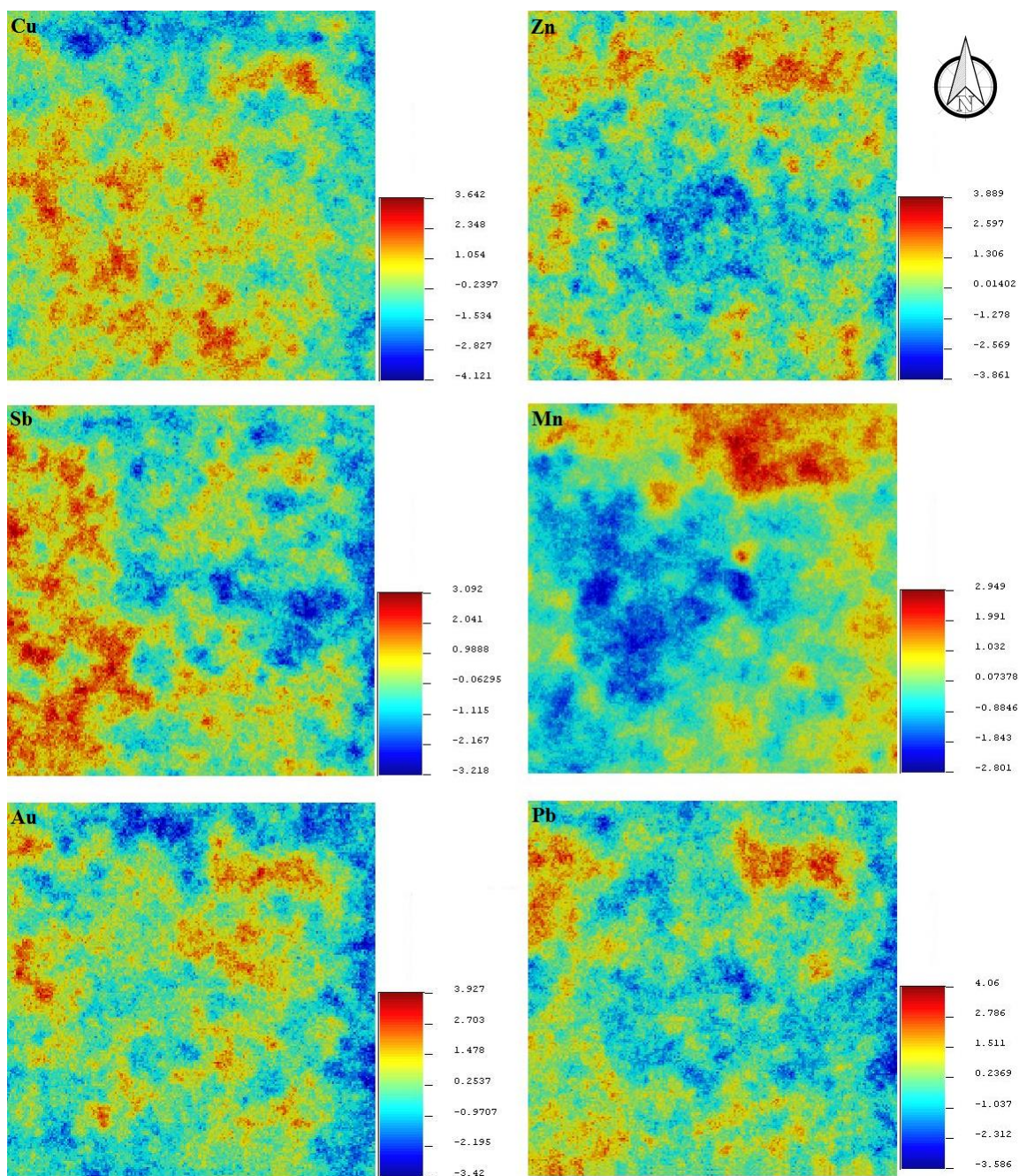
شکل ۴- نقشه‌های تبدیل معکوس داده‌های حاصل از تحقق دوم شبیه‌سازی گوسی متوالی به حالت قبل از توزیع نرمال



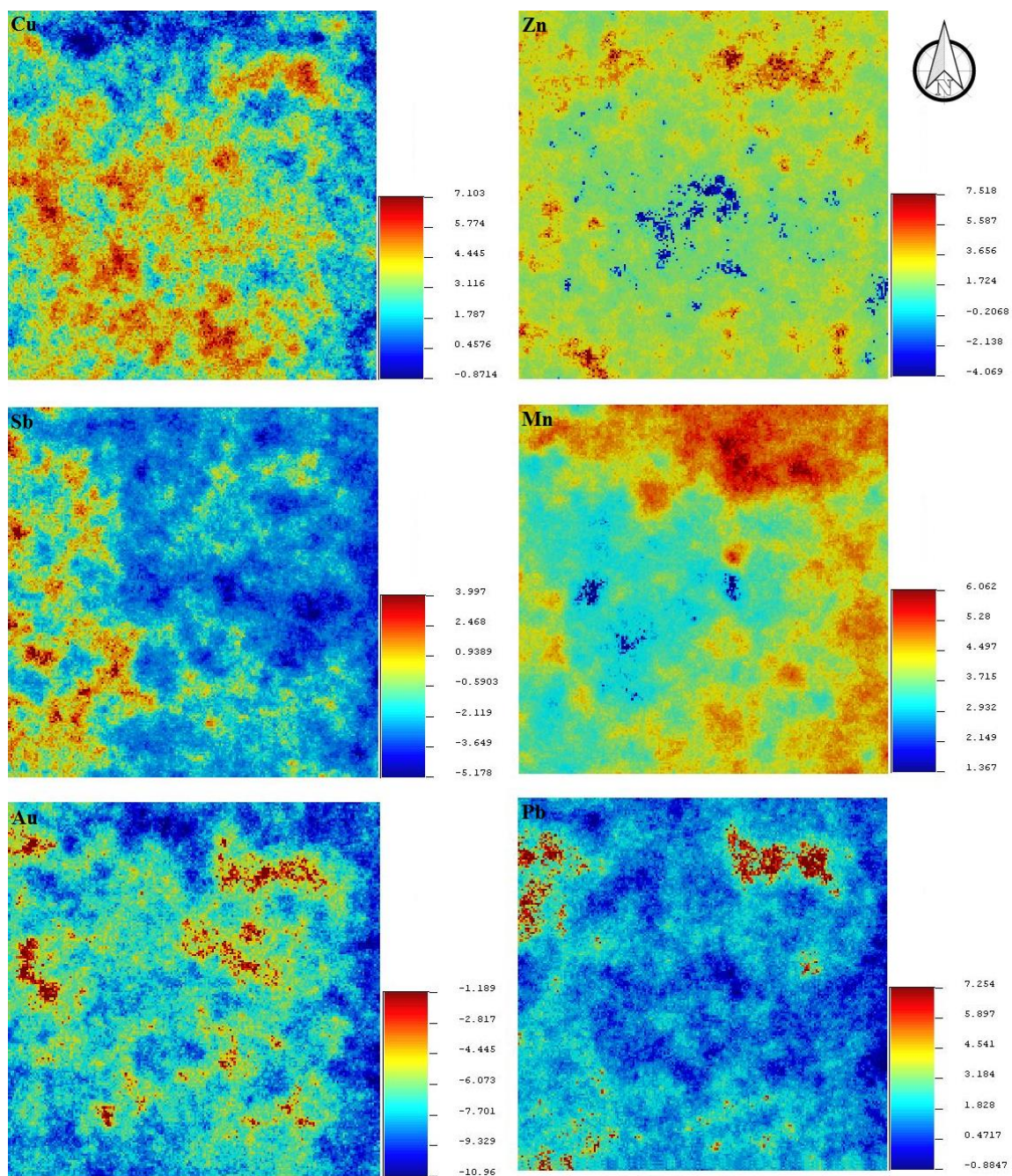
شکل ۵- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی (تحقق سوم) برای عناصر مختلف



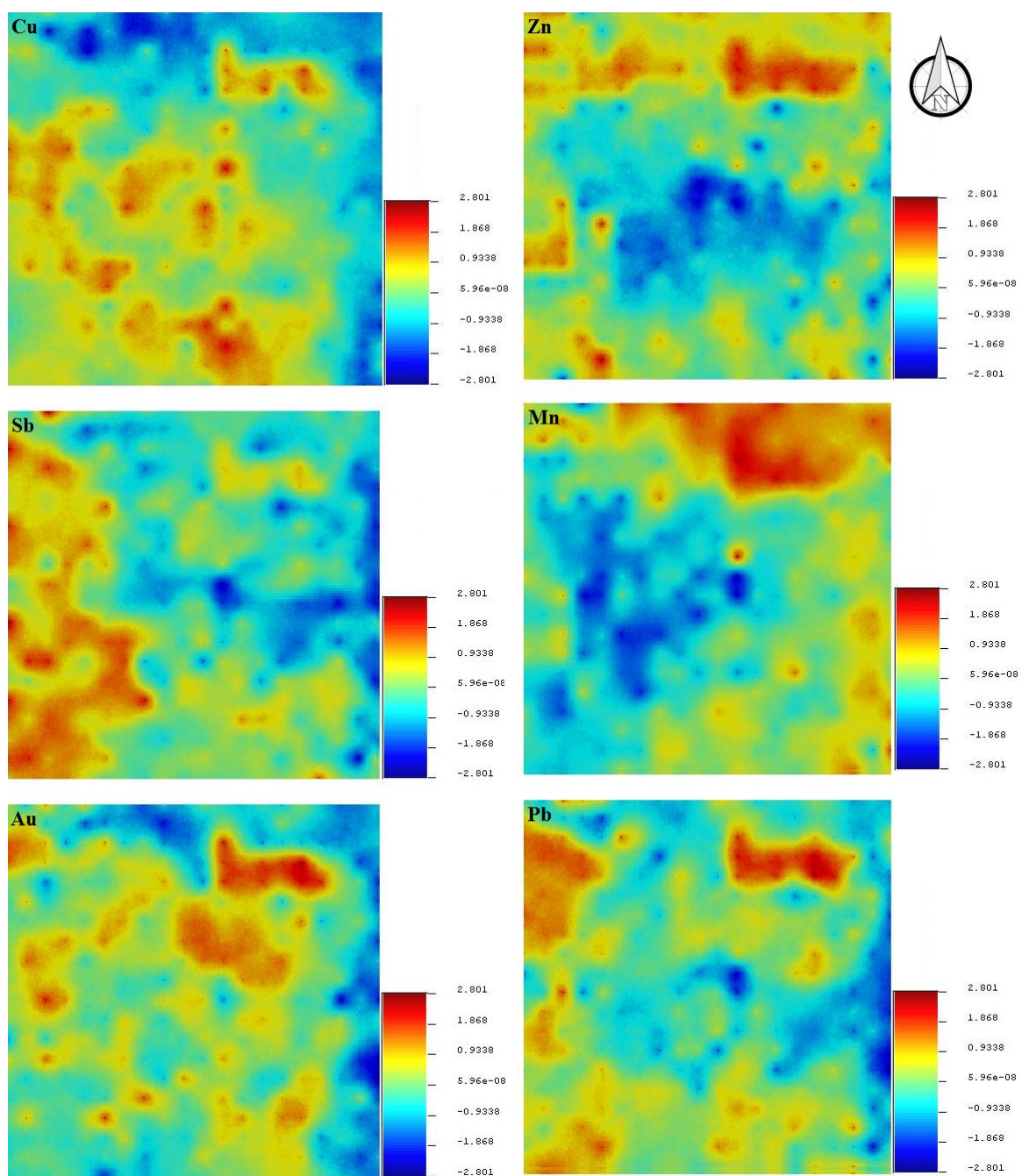
شکل ۶- نقشه‌های تبدیل معکوس داده‌های حاصل از تحقق سوم شبیه‌سازی گوسی متوالی به حالت قبل از توزیع نرمال



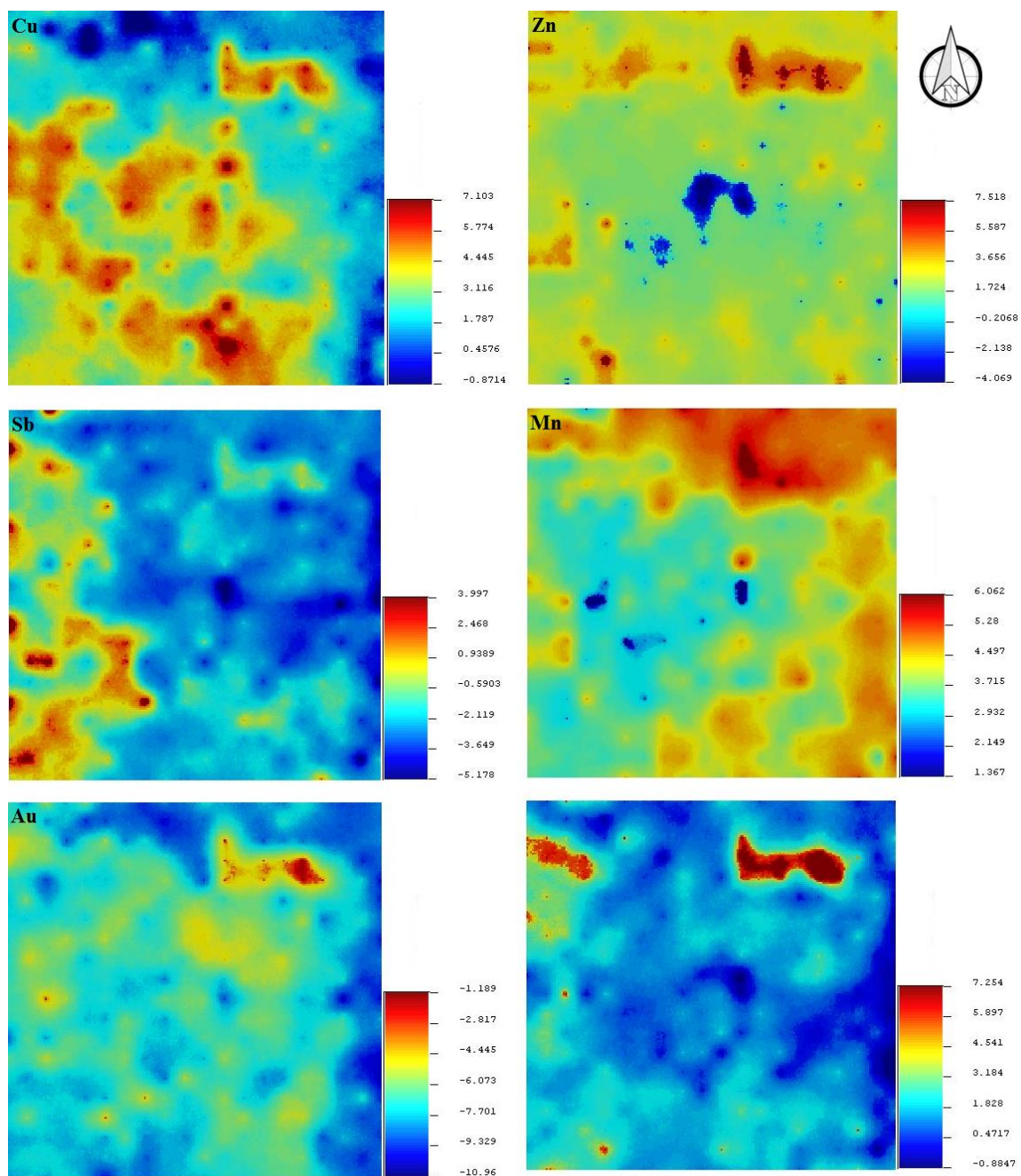
شکل ۷- نقشه‌های منطقه حاصل از شبیه‌سازی گوسی متوالی (تحقق چهارم) برای عناصر مختلف



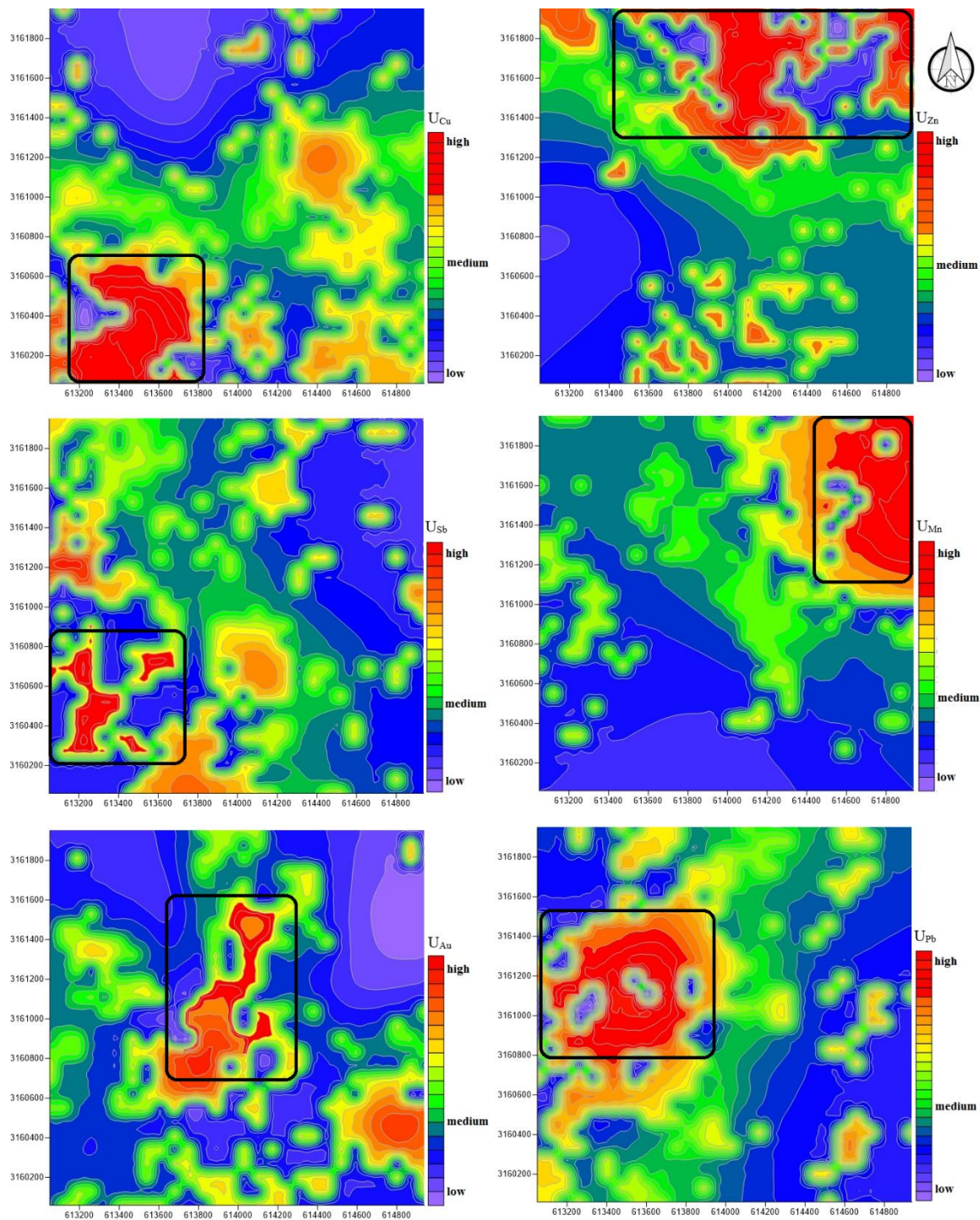
شکل ۸- نقشه‌های تبدیل معکوس داده‌های حاصل از تحقق چهارم شبیه‌سازی گوسی متوالی به حالت قبل از توزیع نرمال



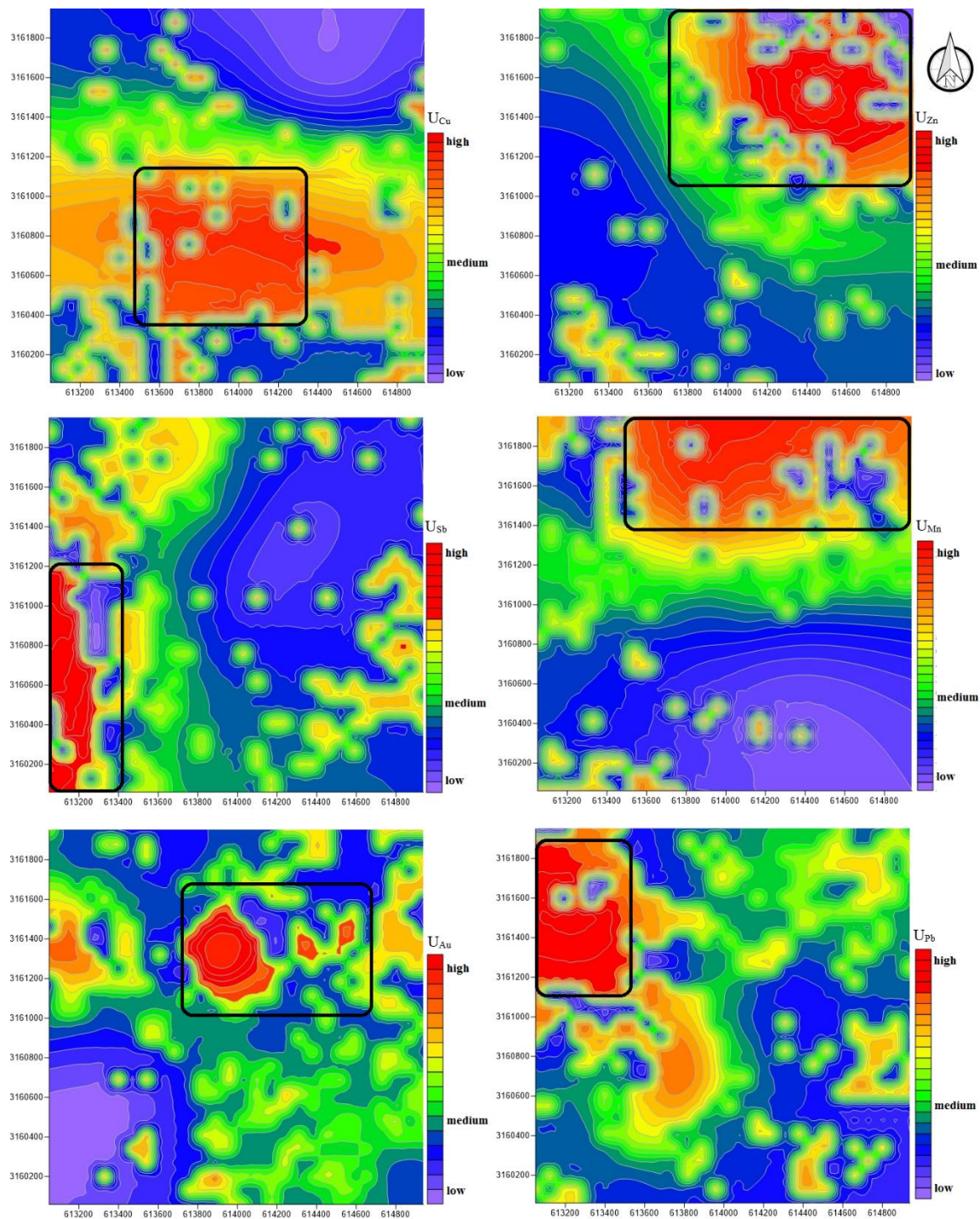
شکل ۹- نقشه احتمال حاصل از میانگین‌گیری تحققات مختلف شبیه‌سازی برای عناصر مختلف



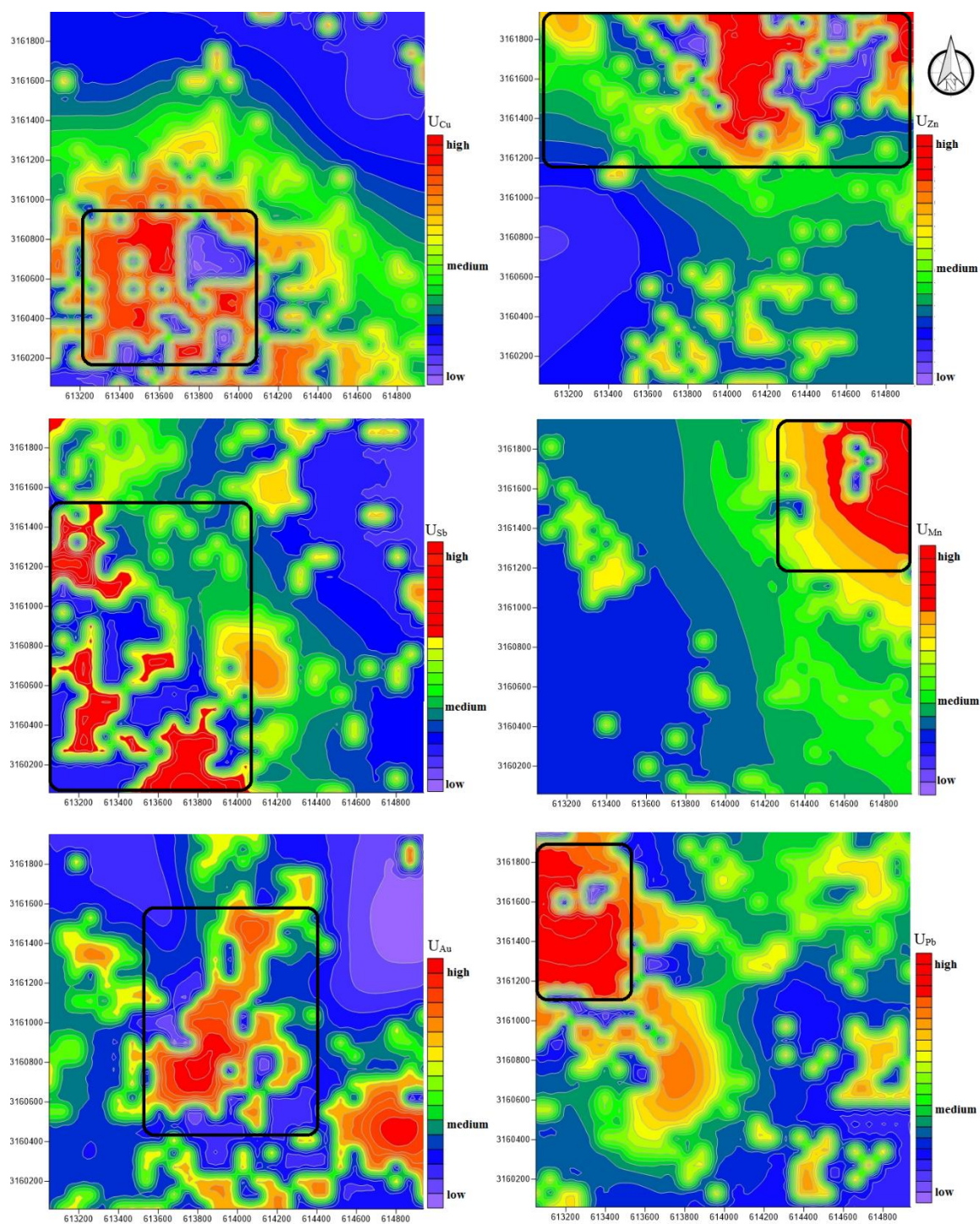
شکل ۱۰- نقشه تبدیل معکوس داده‌های حاصل از میانگین‌گیری تحقیقاتی مختلف شبیه‌سازی برای عناصر مختلف به حالت قبل از توزیع نرمال



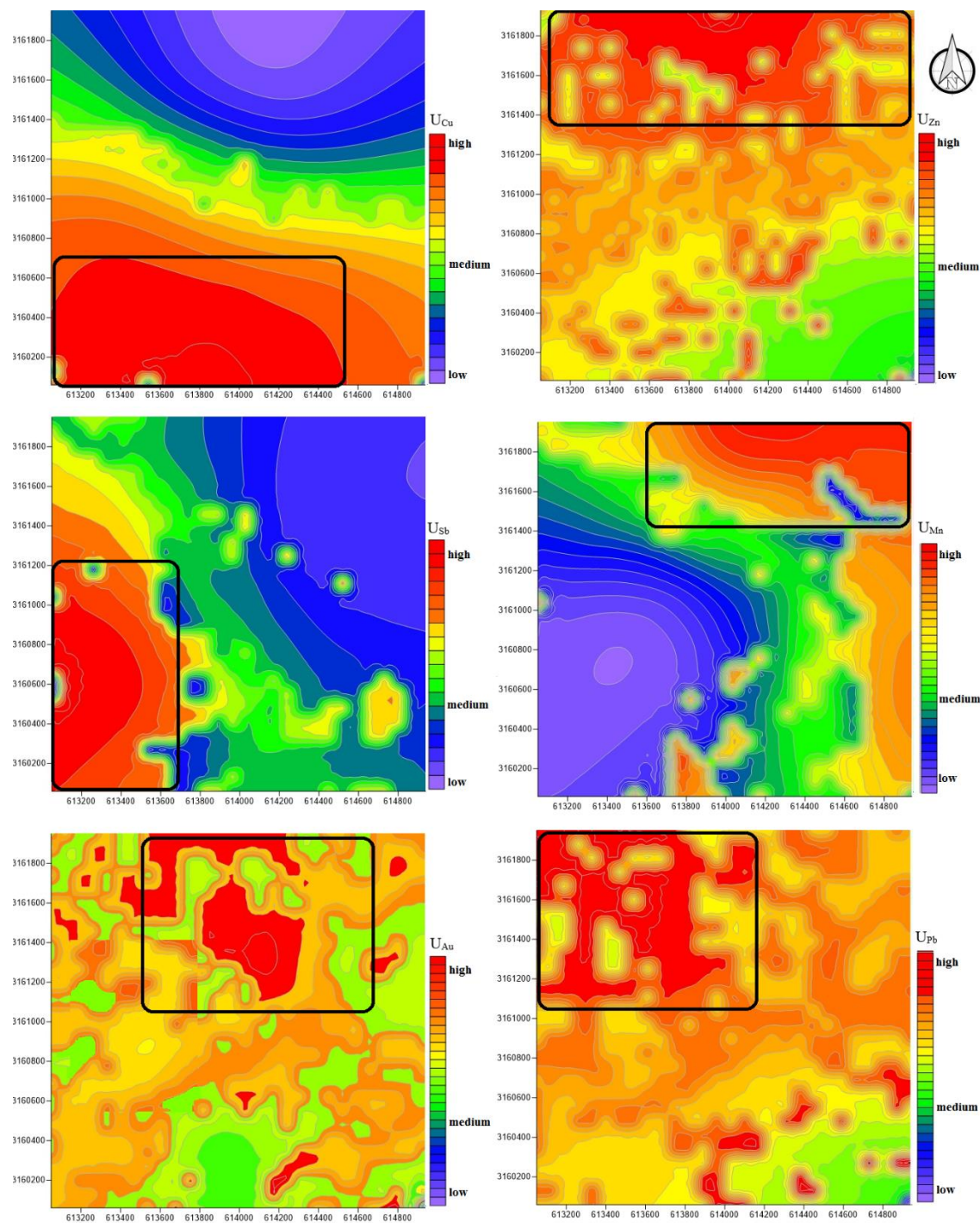
شکل ۱۱- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی تحقق دوم توسط روش آماره فضایی U



شکل ۱۲- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی تحقق سوم توسط روش آماره فضایی U



شکل ۱۳- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های شبیه‌سازی گوسی متوالی تحقق چهارم توسط روش آماره فضایی U



شکل ۱۴- نقشه مناطق امیدبخش داده‌های حاصل از میانگین‌گیری تحق‌های شبیه‌سازی توسط روش آماره فضایی U

Abstract

Identifying areas of probable potential is one of the goals of geochemical exploration. If such areas exist, detection of anomalous areas is important. Based on geochemical investigations, determining minimum anomalous or threshold values is always very important in order to identify anomalous areas. There are several statistical methods for separating and determining the anomalous areas from background. These methods are generally divided into two groups: structural and nonstructural methods. U-spatial statistics and probability diagram modeling methods were used as a structural method in this thesis. Structural methods take into account the position of sampling points and their spatial relationship without expert opinion in order to statistical analysis, separating the communities and identifying anomalous.

Geochemical data expressed as a compositional data including closed number system due to presence of outliers and the skewness in the distribution of data. Compositional data consist of several variables that sum of variables amounts is usually fixed and equal unit. This means that if the value of one variable increases, the values of other variables had to be reduced. By calculating the correlation coefficient of closed number system, an increase is seen in the values of closed number system which is false and unreal. The existence of features of these data, prevent using of standard statistical techniques on them. Therefore, data must first be removed from this mode and then other statistical and geostatistical analysis be done. There are several methods for transforming data from closed to open mood such as; additive logratio transform, centered logratio transform and isometric logratio transform.

Since in mining activities, the samples that are taken from the environment are very small for research, therefore, having different modes of deposit instead of an average picture can be a good help in deposits modeling. Geostatistical simulations could produce various models of the deposit with the probability percentage of each. A geostatistical simulation has various algorithms which each of them provide the best answer in certain circumstances. But the sequential Gaussian simulation method is the most practical way to interpret that has high flexibility.

In this study, Lithogeochemical data were collected systematically from region of Kerman Baghqloom, and then elements of closed number system turned to open number system using conversion on analyzed elements. Using variography of open data in order to determination of anisotropy directions, simulation of certain elements was done in these directions. Anomalous areas was detected from background using U-spatial statistic method on simulated data. The results of this method are compared with probability diagram modeling outcomes in order to reaching exact results.

Keywords: Anomalous region, U-spatial statistic, probability diagram modeling, compositional data, closed and open number systems, geostatistical simulation, sequential Gaussian simulation, Kerman Baghqloom.



Shahrood University of Technology
Faculty of Mining, Petroleum and Geophysics

MSc Thesis in Exploration

Application of U-spatial statistic method, based on the anisotropy modeling,
to separate anomaly from background and comparison with probability
modeling method from region of Kerman baghqloom

By: Sajjad Talesh Hosseini

Supervisors:

Dr. Reza Ghavami-Riabi

Advisor:

Dr. Omid Asghari

September 2016