

(مقاله پژوهشی)

کاربرد تبدیل‌های چند متغیره در تحلیل داده‌های ژئوشیمی محدوده اکتشافی همیچ، استان خراسان جنوبی

حمید گرانیان^{*}

۱- گروه مهندسی معدن، دانشگاه صنعتی بیرجند، بیرجند، ایران
(دریافت: آبان ۱۳۹۹، پذیرش: اسفند ۱۳۹۹)

چکیده

نرمال کردن توزیع داده‌ها، تعدیل داده‌های خارج از ردیف و تبدیل داده‌ها از سیستم بسته به باز، پیش‌پردازش‌های اولیه برای استفاده از روش‌های آماری چند متغیره است. در این مقاله علاوه بر روش نسبت لگاریتمی سه روش تبدیل جستجوی تصویری چندمتغیره، فاکتورهای خودهمبستگی حداقل / حداکثر و تبدیل شرطی گام‌به‌گام نیز برای این منظور معرفی شده است. برای بررسی عملکرد روش‌های تبدیل از داده‌های تجزیه‌ای ۳۹۶ نمونه‌ی برداشت‌شده از محیط سنگی در محدوده اکتشافی همیچ استفاده شده است. وجود آلتراسیون‌های هیدروترمال و کانی‌زایی‌های مس، سرب، روی و آهن در سطح زمین نشان‌دهنده‌ی مستعد بودن این محدوده برای کانی‌زایی پورفیری و هیدروترمال می‌باشد. نتایج تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته به چهار روش فوق‌الذکر نشان می‌دهد که هر چه توزیع داده‌ها تبدیل یافته به توزیع نرمال چند متغیره نزدیک‌تر باشد واریانس فاکتورها و مقادیر بارهای فاکتوری کاهش می‌یابد. این نکته به دلیل کاهش همبستگی بین متغیرهای اتفاق می‌افتد. همچنین نتایج تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته‌ی محدوده مورد مطالعه نشان می‌دهد که نقشه‌های فاکتوری امتیازهای فاکتوری به‌دست آمده از روش تبدیل شرطی گام‌به‌گام می‌توانند به‌خوبی زون‌های داخلی و خارجی سیستم کانی‌زایی پورفیری محدوده را مشخص نمایند. همچنین نقشه‌های امتیازهای فاکتوری به‌دست آمده از تبدیل داده به روش نسبت‌های لگاریتمی توانسته‌اند زون خارجی کانی‌زایی را به‌خوبی و زون داخلی کانی‌زایی را تا حدی نشان دهند؛ بنابراین پیشنهاد این مقاله استفاده از روش‌های تبدیل معرفی شده در کنار روش تبدیل نسبت لگاریتمی برای کلیه پیش‌پردازش‌های آماری و داده‌کاوی بر روی داده‌های اکتشافی است.

کلمات کلیدی

تبدیل جستجوی تصویری چند متغیره، فاکتورهای خودهمبستگی حداقل / حداکثر، تبدیل شرطی گام‌به‌گام، تبدیل نسبت لگاریتمی، محدوده اکتشافی همیچ.

^{*} عهده‌دار مکاتبات: h.geranian@birjandut.ac.ir

۱- مقدمه

استفاده از روش‌های آماری خصوصاً روش‌های آمار چند متغیره، جزء اصول اساسی تحلیل داده‌های ژئوشیمی اکتشافی محسوب می‌شوند. ولی عدم تبعیت توزیع داده‌ها از توزیع نرمال، وجود مقادیر خارج از ردیف و بسته بودن سیستم عددی داده‌های ژئوشیمیایی امکان استفاده از این روش‌ها را با چالش بزرگی مواجه می‌کند. تبعیت توزیع داده‌ها از توزیع نرمال شرط اولیه استفاده از روش‌های آماری چند متغیره همچون رگرسیون، تحلیل تمایز، تحلیل مؤلفه‌های اصلی و تحلیل فاکتوری است؛ زیرا غیر نرمال بودن توزیع داده‌ها باعث ایجاد ارب در نتایج تحلیل‌های آماری می‌شود [۱]. همچنین وجود مقادیر خارج از ردیف باعث ایجاد ارب در تخمین ماتریس میانگین و تورم ماتریس واریانس-کوواریانس خواهد شد که نتیجه آن ایجاد اثر پوششی^۱ و اثر درون آوری^۲ در تحلیل داده‌ها به روش‌های آمار چندمتغیره خواهد بود [۳،۲]. بسته بودن سیستم عددی داده‌ها نیز باعث ایجاد همبستگی کاذب بین متغیرها می‌شود به نحوی که تغییرات یک متغیر بر روی متغیرهای دیگر تأثیر گذاشته که نتیجه آن محدود شدن دامنه تغییرات هر متغیر خواهد بود. این نکته نیز نتایج تحلیل‌های آماری را ارب‌دار و با مشکل روبرو خواهد کرد [۵،۴].

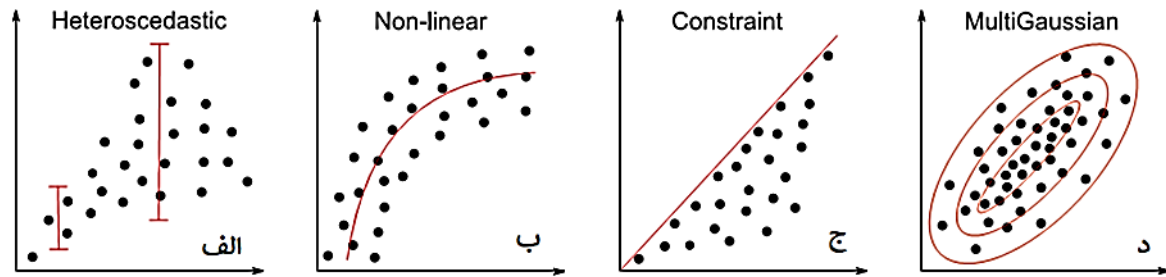
راه حل این مشکل استفاده از تبدیل‌های غیرخطی برای انتقال داده‌ها از یک دستگاه مختصات به دستگاه مختصات دیگر است. روش‌های تبدیل نسبت لگاریتمی که توسط آیچسون و گازکیو پیشنهاد شد به عنوان اولین روش تبدیل‌های غیرخطی هستند که برای تحلیل مؤلفه‌های اصلی [۶]، تحلیل فاکتوری [۷]، تحلیل تمایز [۸] و رگرسیون [۹] استفاده شده است. نتایج این کاربردها نشان‌دهنده برتری و قابل تفسیر بودن تحلیل‌ها، نسبت به روش عدم استفاده از این تبدیل بوده است. سایر تبدیل‌های غیرخطی بیشتر در مطالعات زمین‌آماري استفاده شده است. وجود مقادیر خارج از ردیف و چند جامعه‌ای بودن داده‌ها، در تحلیل‌های زمین‌آماري باعث افزایش مقدار واریوگرام به ازای گام‌های خاصی خواهد شد که نتیجه آن ناپایداری تخمین و شکل واریوگرام و از بین رفتن ساختار فضایی بین داده‌ها است. همچنین در مباحث شبیه‌سازی زمین‌آماري چندمتغیره، وجود قید و محدودیت بین متغیرها نیز شکل واریوگرام متقابل و ساختار فضایی آن را با خطا همراه خواهد کرد [۱۰].

از مطالعات صورت گرفته می‌توان استفاده از تبدیل جستجوی تصویری در شبیه‌سازی چندمتغیره توسط روش کریجینگ توأم [۱۱-۱۳]، استفاده از تبدیل خودهمبستگی حداقل/حداکثر در تخمین عیار [۱۴] و کاهش بعد در تخمین چندمتغیره عیار [۱۵] و استفاده از تبدیل شرطی گام‌به‌گام برای شبیه‌سازی چندمتغیره [۱۶، ۱۷] را اشاره نمود.

در کلیه موارد ذکر شده (به استثناء کاربرد تبدیل نسبت لگاریتمی) هدف از کاربرد تبدیل‌های غیرخطی، حذف قید و محدودیت بین دو متغیر و تبدیل توزیع داده‌ها به یک توزیع گوسی دومتغیره بوده است؛ بنابراین به منظور بررسی کاربرد انواع تبدیل‌های غیرخطی در تبدیل داده‌های چندمتغیره به توزیع گوسی- چندمتغیره و تأثیر این تبدیل در تحلیل‌های آماری، این تحقیق ارائه شده است. برای این منظور از داده‌های ژئوشیمیایی محدوده اکتشافی همیچ در استان خراسان جنوبی استفاده خواهد شد. مطالعات اکتشافی این محدوده در دهه ۹۰ توسط سازمان صنعت، معدن و تجارت استان خراسان جنوبی در فاز مقدماتی و در مقیاس ۱:۲۰۰۰۰ صورت گرفته است. تاکنون داده‌های اکتشافی منطقه همیچ به لحاظ بررسی پتانسیل کانی‌سازی توسط داده‌های ژئوشیمیایی [۱۸]، شناسایی زون‌های آلتراسیون توسط داده‌های ماهواره‌ای [۱۹] و مدل‌سازی داده‌های ژئوفیزیکی [۲۰] مطالعه شده است. در این مقاله از روش تحلیل فاکتوری به عنوان یک روش آماری چندمتغیره مهم و شناخته شده در تحلیل داده‌های ژئوشیمیایی که رابطه بین کانی‌زایی و فاکتورهای کنترل‌کننده آن را استخراج می‌کند و روش تبدیل نسبت لگاریتمی برای مقایسه نتایج سایر تبدیل‌ها با این روش تبدیل شناخته شده بهره خواهیم برد.

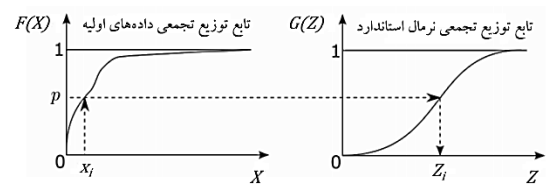
۲- روش‌های تبدیل چند متغیره

توالی رویدادهای مختلف زمین‌شناسی که شامل چندین رویداد مختلف غنی‌شدگی- تهی‌شدگی در یک منطقه است، باعث خواهد شد که الگوهای پراکندگی ژئوشیمیایی عناصر از توابع توزیع نرمال تبعیت نکند. نتیجه این فرآیندهای غیرخطی و بی‌نظم، ایجاد روابط پیچیده بین متغیرها به صورت قیدها و محدودیت‌ها خواهد بود. شکل ۱ چند نمونه از این روابط پیچیده از قبیل ناهمواری‌نسی، غیرخطی و قید را در مقایسه با رابطه نرمال نشان می‌دهد که می‌تواند بین دومتغیره به وجود آید.



شکل ۱- نمونه‌های از قیدها و روابط پیچیده بین متغیرها شامل ناهمواریانی (الف)، غیرخطی (ب) و قید (ج) در مقایسه با رابطه گوسی (نرمال) دومتغیره (د) [۲۱]

که $G^{-1}(i)$ معکوس چندک i ام از تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد و $F(i)$ چندک i ام از تابع توزیع تجمعی داده‌های اولیه است. در شکل ۲ روش تبدیل امتیاز نرمالی نشان داده شده است.



شکل ۲- روش تبدیل امتیاز نرمال

ب- متمرکز کردن توزیع داده‌ها با واریانس واحد و ماتریس واریانس- کوواریانس متعامد توسط کروی کردن داده‌ها با استفاده از رابطه‌های (۳ و ۴) صورت می‌گیرد:

$$Y = S^{-\frac{1}{2}}(Z^T - E\{Z^T\}) \cong S^{-\frac{1}{2}} \times Z^T \quad (3)$$

$$S^{-\frac{1}{2}} = Q \times D^{-\frac{1}{2}} \times Q^T \quad (4)$$

که Q و D به ترتیب ماتریس‌های مقادیر ویژه و بردارهای ویژه به دست آمده از تجزیه طیفی ماتریس واریانس- کوواریانس هستند.

ج- تبدیل توزیع داده‌ها به توزیع نرمال چندمتغیره توسط الگوریتم جستجوی تصویری.

در این مرحله با در نظر گرفتن یک بردار d بعدی با طول واحد به نام α ، تصویر داده‌ها توسط رابطه (۵) صورت می‌گیرد:

$$p = Y\alpha^T \quad (5)$$

در این حالت، اگر Y دارای توزیع نرمال چندمتغیره باشد، p یک توزیع نرمال تک متغیره خواهد داشت. برای محاسبه میزان نرمال نبودن این تابع توزیع، از آماره $I(\alpha)$ استفاده می‌شود که از رابطه (۶) به دست می‌آید (در صورت نرمال بودن کامل توزیع داده، مقدار این آماره صفر خواهد بود):

تبعیت توزیع داده‌ها از توزیع نرمال، شرط اولیه استفاده از تحلیل‌های آماری چندمتغیره است؛ بنابراین بایستی با استفاده از تبدیل‌های غیرخطی توزیع داده‌ها را به توزیع نرمال چندمتغیره تبدیل نمود. فرض کنید مجموعه داده‌های چندبعدی به صورت رابطه (۱) تعریف شود:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1d} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \dots & x_{nd} \end{bmatrix} \quad (1)$$

هدف از کاربرد تبدیل‌های غیرخطی انتقال داده‌ها از سیستم مختصات موجود به سیستم مختصاتی است که توزیع داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت کنند. در ادامه جزئیات چند روش تبدیل مورد استفاده در این مقاله، توضیح داده می‌شود.

۲-۱- تبدیل جستجوی تصویری چندمتغیره

روش تبدیل جستجوی تصویری چندمتغیره^۵ (PPMT) که اولین بار توسط بارت و همکارانش در سال ۲۰۱۲ ارائه شده است، شامل دو مرحله است [۲۲]. در مرحله پیش‌پردازش، وابستگی خطی بین متغیرها از بین رفته و توزیع داده‌ها کمی نرمال خواهد شد. این مرحله خود از دو بخش نرمال کردن داده‌ها به روش تبدیل امتیازهای نرمال^۶ و کروی کردن داده‌ها^۷ تشکیل شده است. در مرحله دوم، پردازش داده‌ها توسط الگوریتم جستجوی تصویری صورت گرفته تا توزیع داده به توزیع نرمال چندمتغیره تبدیل شده وابستگی پیچیده بین داده‌ها نیز از بین برود [۲۲ و ۲۳]. مراحل این الگوریتم عبارت است از [۲۱، ۲۴، ۲۵]:

الف- تبدیل متغیرهای اولیه به مقادیر امتیازهای نرمال با میانگین صفر واریانس ۱ توسط رابطه (۲) انجام می‌شود:

$$Z = G^{-1}(F(x_{ij})) \quad (2)$$

$$i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, d$$

$$B = \frac{1}{n}(Z^T \times Z) \quad (11)$$

ج- تجزیه طیفی ماتریس B برای محاسبه ماتریس بردارهای ویژه (Q_1) و ماتریس قطری مقادیر ویژه (D_1) آن به کمک رابطه (۱۲):

$$B = Q_1 \times D_1 \times Q_1^T \quad (12)$$

د- محاسبه امتیازات مؤلفه‌های اصلی ماتریس B به صورت رابطه (۱۳):

$$Y = Z \times D_1^{-\frac{1}{2}} \times Q_1 \quad (13)$$

ه- محاسبه ماتریس واریانس - کوواریانس (Γ_{PCA}) داده‌های امتیازات مؤلفه‌های اصلی با استفاده از رابطه (۱۴):

$$\Gamma_{PCA} = \frac{1}{n}(Y^T \times Y) \quad (14)$$

و- تجزیه طیفی ماتریس Γ_{PCA} برای محاسبه ماتریس بردارهای ویژه (Q_2) و ماتریس قطری مقادیر ویژه (D_2) آن به کمک رابطه (۱۵):

$$\Gamma_{PCA} = Q_2 \times D_2 \times Q_2^T \quad (15)$$

ض- در نهایت محاسبه فاکتورهای MAF از رابطه (۱۶):

$$F_{MAF} = Y \times Q_2 \quad (16)$$

۲-۳- تبدیل شرطی گام به گام

روش تبدیل شرطی گام به گام^{۱۰} (SCT) گسترش یافته روش امتیازهای نرمال برای داده‌های چند متغیره است. با این روش می‌توان ناهمواریانی، غیرخطی بودن و مقید بودن بین متغیرها را از بین برد. همچنین این روش همبستگی بین متغیرها را نیز کاهش می‌دهد [۱۶، ۳۰]. این تکنیک برای مسائل یک متغیره برابر با روش امتیازهای نرمال است و برای مسائل دومتغیره، تبدیل امتیازهای نرمال متغیر دوم مشروط به کلاس احتمالی متغیر اول خواهد بود. به طور مشابه برای مسائل d متغیره، d مین متغیر به طور شرطی تبدیل یافته تحت مبنای $d-1$ متغیر است؛ بنابراین رابطه تبدیل شرطی گام به گام به صورت رابطه (۱۷) است [۳۱، ۳۰]:

$$\begin{aligned} y_{i1} &= G^{-1}[F_1(x_{i1})] \\ y_{i2} &= G^{-1}[F_{2|1}(x_{i2}|x_{i1})] \\ &\vdots \\ y_{id} &= G^{-1}[F_{d|1,2,\dots,d-1}(x_{id}|x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{id-1})] \end{aligned} \quad (17)$$

در صورتی که μ بردار میانگین و Σ ماتریس واریانس - کوواریانس داده‌های اولیه باشد، توابع تجمعی شرطی از رابطه (۱۸) به دست می‌آیند [۳۲]:

$$I(\alpha) = \sum_{j=1}^d \frac{2j+1}{s} E_r^2\{\Psi_j(r)\} \quad (6)$$

که $\Psi_j(r)$ چند جمله‌های لژاندر بوده و از رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} \Psi_0(r) &= 1, \quad \Psi_1(r) = r, \\ \Psi_j(r) &= \frac{[(2j-1)r\Psi_{j-1}(r) - (j-1)\Psi_{j-2}(r)]}{j} \\ j &\geq 2 \\ r &= 2G(p) - 1, \quad r \in [-1, 1] \end{aligned} \quad (7)$$

بنابراین در یک فرآیند تکراری، مقدار بهینه α که دارای حداکثر $I(\alpha)$ باشد تعیین می‌گردد. در مرحله بعد، برای به دست آوردن داده‌های نرمال چند متغیره، ماتریس متعامد U در ماتریس Y به صورت رابطه (۸) ضرب می‌گردد:

$$Y \times U = Y \times [\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{d-1}]^T = [Y\alpha^T, Y\beta_1^T, Y\beta_2^T, \dots, Y\beta_{d-1}^T] \quad (8)$$

که β_i بردارهای واحد $1 \times d$ بعدی است که با استفاده از الگوریتم گرام-اشمیت محاسبه می‌شوند (برای آشنایی با نحوی محاسبه این ضرایب می‌توان به منبع ۲۶ مراجعه کرد). در صورتی که Θ معادل تبدیلی از YU باشد که اولین ستون تبدیل نرمال $\tilde{p}$ و بقیه ستون‌ها به همان شکل متعامد باقی‌مانده باشد، طبق رابطه (۹) داریم:

$$\Theta(YU) = [\tilde{p}, Y\beta_1^T, Y\beta_2^T, \dots, Y\beta_{d-1}^T]^T \quad (9)$$

آخرین مرحله برای تبدیل داده‌ها، بازگردان به مبنای اصلی مطابق رابطه (۱۰) است:

$$\tilde{Y} = \Theta(YU)U^T \quad (10)$$

۲-۲- فاکتورهای خودهمبستگی حداقل / حداکثر

روش فاکتورهای خودهمبستگی حداقل/حداکثر^{۱۱} (MAF) تعدیل شده روش آنالیز مؤلفه‌های اصلی است که خروجی آن فاکتورهای غیرهمبسته به جای متغیرهای اولیه می‌باشد. این روش به دو صورت مدل - پایه یا داده - محور صورت می‌گیرد [۲۷، ۱۶]. در الگوریتم مدل - پایه از مدل خطی هم منطقه-ای^۹ (LMC) برای محاسبه پیوستگی مستقیم فضایی متغیرها استفاده می‌شود که برای تعداد محدود متغیر کاربرد دارد [۱۶]. در حالی که در الگوریتم داده - محور بدون نیاز به مدل کردن پیوستگی مستقیم و فضایی متغیرها، همبستگی بین متغیرها به حداقل ممکن کاهش می‌یابد [۲۷]. مراحل این الگوریتم عبارت است از [۱۴، ۲۸، ۲۹]:

الف- محاسبه ماتریس داده‌های نرمال شده (Z): برای این منظور می‌توان از روش امتیازهای نرمال استفاده کرد.

ب- محاسبه ماتریس واریانس - کوواریانس داده‌های نرمال شده با استفاده از رابطه (۱۱):

$$Y = clr(X) = \left(\ln \frac{x_1}{\sqrt[d]{\prod_{i=1}^d x_i}}, \dots, \ln \frac{x_n}{\sqrt[d]{\prod_{i=1}^d x_i}} \right) \quad (20)$$

معکوس ناپذیر بودن ماتریس واریانس - کوواریانس داده‌های تبدیل یافته، عیب این روش و حفظ بعد داده‌ها و حذف تأثیر واحد اندازه‌گیری از مزیت‌های این تبدیل می‌باشند.

ج- تبدیل نسبت لگاریتمی ایزومتریک^{۱۳} (ilr): در این تبدیل لگاریتم هر متغیر از لگاریتم میانگین هندسی متغیرهای بعدی کسر شده و نتیجه به‌دست‌آمده در یک ضریب ضرب می‌گردد. این تبدیل طبق رابطه (۲۱) عبارت است از:

$$Y = ilr(X) = \sqrt{\frac{d-i}{d-i+1}} \ln \frac{x_i}{\sqrt[d-i]{\prod_{j=i+1}^d x_j}} \quad i = 1, 2, \dots, d-1 \quad (21)$$

$$Y = ilr(X) = \sqrt{\frac{i}{i+1}} \ln \frac{\sqrt[i]{\prod_{j=1}^i x_j}}{x_{i+1}} \quad i = 1, 2, \dots, d-1$$

پیچیدگی محاسبات، اثر ترتیب داده‌ها در نتایج تحلیل و کاهش ابعاد داده‌ها از عیب‌های این تبدیل هستند درحالی‌که معکوس‌پذیر بودن ماتریس واریانس-کوواریانس از مزیت آن محسوب می‌شود.

۳- معرفی منطقه مورد مطالعه

محدوده اکتشافی همیچ در ۱۴۵ کیلومتری جنوب غربی شهر بیرجند در استان خراسان جنوبی و در برگه ۱:۱۰۰۰۰۰ سرچاه‌شور قرار دارد. این محدوده به لحاظ توپوگرافی از تپه‌های منظم، دشت‌های کویری و قله‌هایی با ارتفاع ۲۶۰۰ متر تشکیل شده است. همچنین از لحاظ تقسیم‌بندی پهنه‌های رسوبی - ساختاری ایران، منطقه مورد مطالعه در حاشیه شمال شرقی پهنه‌ی لوت و در مجاورت پهنه‌ی زمین‌درز سیستان واقع شده است. فعالیت‌های گسل‌های امتدادلغز دو طرف بلوک لوت به همراه فرورانش بلوک افغان به زیر بلوک لوت باعث تشکیل سنگ‌های کالک- آلكال در بخش‌های وسیعی از مرکزی و شمالی این بلوک شده است [۳۶]. این فعالیت‌های آتشفشانی در محدوده مورد مطالعه از آئوسن تا اواخر تریسیری اتفاق افتاده و باعث تشکیل سنگ‌های آتشفشانی ولکانیکی اسیدی تا متوسط و حتی بازیک شده است [۳۷]. شکل ۳ نقشه زمین‌شناسی محدوده اکتشافی همیچ را نشان می‌دهد که از نقشه‌های منتشر شده توسط سازمان

$$F_1(x_{i1}) = \Phi \left(\frac{x_{i1} - \mu_1}{\sqrt{\sigma_{11}}} \right)$$

$$F_{2|1}(x_{i2}|x_{i1}) = \Phi \left(\frac{x_{i2} - \mu_2 + \left(\frac{\sigma_{21}}{\sigma_{22}} \right) (x_{i1} - \mu_1)}{\sqrt{\frac{|\Sigma^2|}{\sigma_{22}}}} \right) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (18)$$

$$F_{d|1,2,\dots,d-1}(x_{id}|x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{id-1})$$

$$= \Phi \left(\frac{x_{id} - \mu_d + \sum_{j=1}^{d-1} \left(\frac{\sigma_{dj}}{\sigma_{dd}} \right) (x_{ij} - \mu_j)}{\sqrt{\frac{|\Sigma^d|}{\sigma_{dd}}}} \right)$$

که μ_i عناصر بردار میانگین، یعنی میانگین متغیر i ام σ_{ij} عناصر ماتریس واریانس-کوواریانس، یعنی عنصر سطر i ام و ستون j ام هستند. همچنین $|\Sigma^i|$ دترمینان $i \times i$ بعدی ماتریس واریانس - کوواریانس است؛ بنابراین $|\Sigma^d|$ دترمینان کل ماتریس واریانس - کوواریانس خواهد بود.

۴-۲- تبدیل نسبت لگاریتمی

روش‌های تبدیل لگاریتمی بیشتر بر روی داده‌های ترکیبی برای تبدیل آن‌ها از سیستم عددی بسته به باز بکار رفته است. سیستم عددی بسته به مجموعه داده‌هایی گفته می‌شود که متشکل از چند متغیر بوده و بر روی آن‌ها چندین محدودیت اعمال شده است، به‌طوری‌که معمولاً مجموع مقادیر آن‌ها ثابت است [۴]. تبدیل داده‌ها از سیستم عددی بسته به باز توسط روش‌های لگاریتمی، ضمن از بین بردن همبستگی کاذب بین متغیرها، تأثیر داده‌های خارج از ردیف را نیز در آن‌ها کاهش می‌دهد. روش‌های تبدیل لگاریتمی عبارت است از [۴، ۳۳-۳۵]:

الف- تبدیل نسبت لگاریتمی افزایشی^{۱۱} (alr): در این تبدیل یکی از متغیرهای کم‌اهمیت که تأثیر کمتری بر پردازش‌های بعدی دارد انتخاب شده و تبدیل توسط رابطه (۱۹) صورت می‌گیرد:

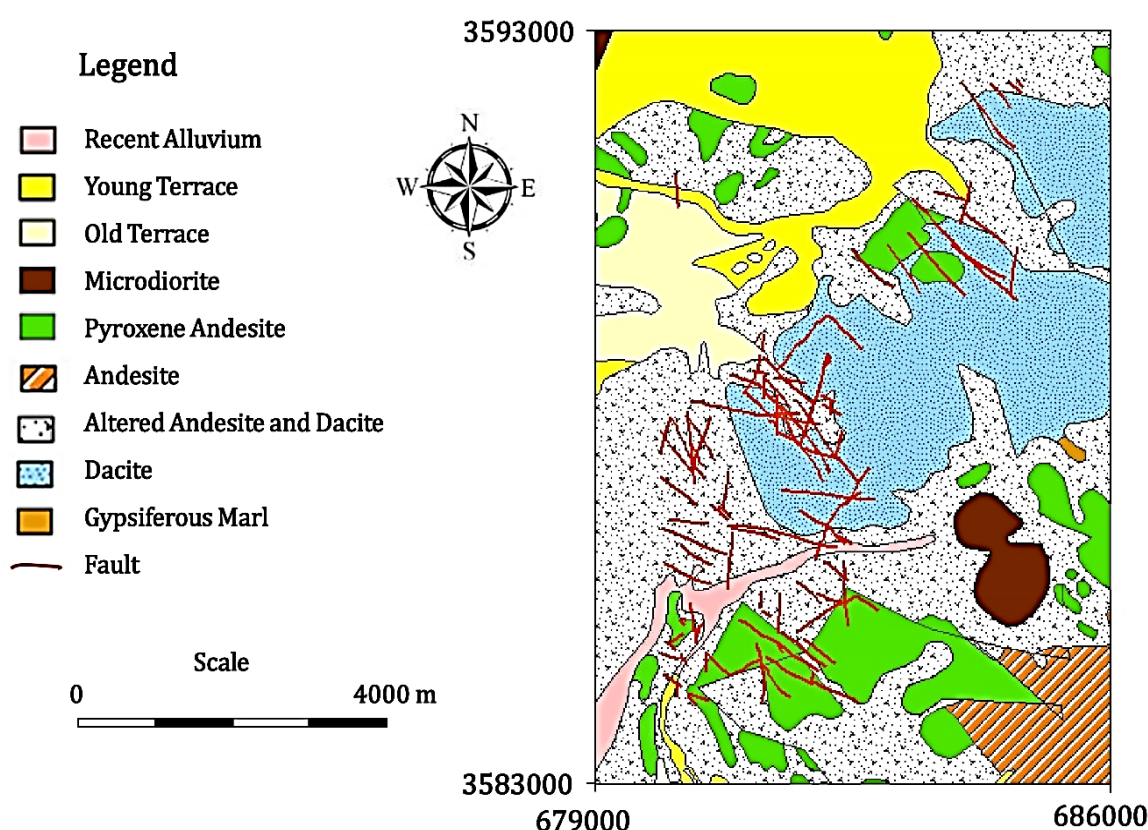
$$Y = alr(X) = \left(\ln \frac{x_1}{x_j}, \dots, \ln \frac{x_{j-1}}{x_j}, \ln \frac{x_{j+1}}{x_j}, \dots, \ln \frac{x_n}{x_j} \right) \quad (19)$$

وابسته بودن خروجی این تبدیل به متغیر انتخابی و کاهش بعد مجموعه داده به $d-1$ از عیب‌های این روش و حذف تأثیر واحد اندازه‌گیری از مزیت آن محسوب می‌شود. ب- تبدیل نسبت لگاریتمی میان مرکز^{۱۲} (clr): در این تبدیل پس از یکسان‌سازی واحدهای اندازه‌گیری همه متغیرها، لگاریتم هر متغیر از لگاریتم میانگین هندسی متغیرها کسر می‌گردد. این تبدیل طبق رابطه (۲۰) برابر است با:

مشخصه‌های این واحد سنگی به شمار می‌رود. در شکل ۳ واحد سنگی آندزیتی نئوژن به صورت رخنمون‌هایی سبزرنگ در داخل مجموعه‌ی داسیتی - آندزیتی دگرسان شده و در بخش جنوب شرقی محدوده مشاهده می‌شود. این واحد سنگی دارای بافت پورفیری همراه با آلتراسیون‌های کلریتی، کربناتی و سرپسیتی است. سنگ‌های پیروکسن آندزیت نئوژن با بافت پورفیری با زمینه‌ی ریزدانه که در بعضی نقاط به صورت هورنبلاند آندزیت دیده می‌شود، واحد سنگی بعدی محدوده اکتشافی است که دارای دگرسانی‌های آرژیلیکی ضعیف و کربناتی نیز می‌باشد. سنگ‌های میکرودیوریتی نئوژن نیز که ارتباط نزدیکی با واحدهای سنگی آندزیتی و داسیتی دارد، مطابق با شکل ۳ در بعضی قسمت‌های محدوده رخنمون دارند. نهشته‌های کواترنری نیز از گسترش وسیعی به خصوص در بخش شمال غربی محدوده برخوردار است. این رسوبات شامل نسل‌های مختلف پادگانه‌ها و بادبزنی‌های آبرفتی و رسوبات آبرفتی بستر رودخانه می‌باشند.

زمین‌شناسی اقتباس شده که مهم‌ترین واحدهای سنگی این محدوده بدین شرح است [۱۸، ۳۷].

سنگ‌های رسوبی و فلیشی دگرگون شده کرتاسه و توف‌های ائوسن قدیم‌ترین واحدهای سنگی منطقه مورد مطالعه هستند که در بخش شرقی محدوده به صورت جزئی رخنمون دارند. این سنگ‌ها بیشتر توسط سنگ‌های آندزیتی - داسیتی پوشیده شده‌اند. واحد سنگی داسیتی و توف داسیتی ائوسن - الیگوسن که در مرکز و شرق محدوده مشاهده می‌شود (شکل ۳)، دارای رنگ خاکستری تا سفید، توپوگرافی خشن، همبری گسله با واحدهای مجاور و میزان کم رگه و رگچه‌های تیره‌رنگ سیلیس و اکسیدهای آهن است. واحد داسیتی - آندزیتی با سن ائوسن تا الیگوسن دارای گسترش زیاد در محدوده اکتشافی بوده و تحت تأثیر عملکرد گسل‌ها از دگرسانی‌های آرژیلی شدن نسبتاً وسیعی برخوردار است. رنگ روشن و توپوگرافی ملایم، کانی‌زایی سرب و روی و نیز وجود رگه‌های طویل و ضخیم سیلیسی از مهم‌ترین



شکل ۳- نقشه ساده شده زمین‌شناسی محدوده اکتشافی همیچ (اقتباس از نقشه ۱:۱۰۰۰۰۰ سرچاه شور و نقشه ۱:۲۰۰۰۰ محدوده اکتشافی)

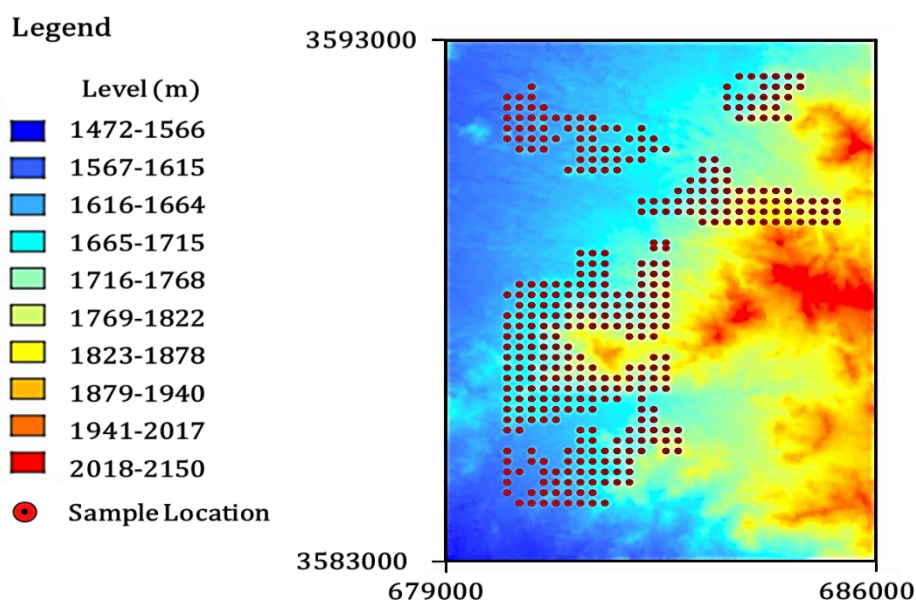
مقاله که استخراج فاکتورهای مرتبط با کانی‌زایی است، لذا فقط از داده‌های عناصر مرتبط با کانی‌زایی چندفلزی پورفیری و هیدروترمال برای تحلیل‌های بعدی استفاده شده است.

جدول ۱ پارامترهای آمار توصیفی داده‌های این ۱۷ عنصر انتخابی را پس از جایگزینی داده‌های سنسورد با سه‌چهارم حد حساسیت روش تجزیه (با توجه به کم بودن تعداد داده‌های سنسورد از روش جایگزینی ساده استفاده شده است) نشان می‌دهد. پارامترهای چولگی و کشیدگی نشان می‌دهند که توزیع فراوانی عنصر Ti از تابع توزیع نرمال، توزیع عناصری از قبیل Nb، Rb و V نزدیک به تابع توزیع نرمال و سایر عناصر از توزیع غیر نرمال تبعیت می‌کنند. همچنین مقایسه میانگین عناصر با عدد کلارک نیز نشان‌دهنده غنی‌شدگی سنگ‌های محدوده به عناصر Au، As، Ba، Bi، Mn، P، Sb، Sr، V و Zn است. میانگین مقدار عناصر Cu و W در حد زمینه سنگ‌های پوسته و سایر عناصر تهی‌شدگی نشان می‌دهند. با توجه به ماهیت بسته بودن داده‌های ژئوشیمیایی، در جدول ۱ علاوه بر پارامترهای آمار توصیفی، پارامتر مرکز و پراش -clr داده‌ها نیز ذکر شده است. مقدار واریانس کل داده‌های بسته نیز ۰/۳۶۲ برآورد شده است. این نکات به همراه شرایط زمین‌شناسی، می‌تواند دلالت بر کانی‌زایی پورفیری و هیدروترمال چندفلزی در محدوده همیچ باشد.

دگرسانی‌های آرژیلیکی متوسط تا پیشرفته، سریسیتی، پروپلیتیکی و کلریتی در سنگ‌های آتش‌فشانی ولکانیکی محدوده مورد مطالعه به همراه وجود رگه‌های ضخیم سیلیسی در راستای گسل‌ها، نشان‌دهنده مستعد بودن این منطقه برای کانی‌زایی‌های هیدروترمال در سطح و احتمالاً پورفیری در عمق است [۳۷، ۱۹]. شواهدی از کانی‌زایی به صورت رگه‌ای، رگچه‌ای و استوک‌ورک به همراه کانی‌های سرب و روی از قبیل گالن، سروزیت و اسمیت‌زونیت، کانی‌های مس از قبیل مالاکیت و کالکوپریت و کانی‌های پیریت، اکسیدها و هیدروکسیدهای آهن در محدوده همیچ قابل مشاهده است [۳۷، ۱۸].

۴- داده‌های ژئوشیمیایی منطقه مورد مطالعه

از منطقه اکتشافی همیچ، ۳۹۶ نمونه در فاز اکتشافی مقدماتی و از محدوده‌ای به وسعت حدود ۴۰ کیلومترمربع برداشت شده است (شکل ۴). نمونه‌برداری از محیط سنگی به صورت لب پری و با فواصل ۲۰۰×۲۰۰ متری صورت گرفته است. نمونه‌ها برای ۴۴ عنصر به روش ICP و طلا به روش Fire Assay تجزیه‌ی شیمیایی شده‌اند (نمونه‌برداری توسط مهندسین شرکت کان‌آدین و تجزیه‌ی شیمیایی در آزمایشگاه Amdel استرالیا انجام شده است). به منظور بررسی دقت و صحت نمونه‌برداری و تجزیه نیز ۲۰ نمونه‌ی تکراری در نظر گرفته شده است که مقدار خطای نسبی (RAE) تجزیه نمونه‌ها کمتر از ۱۰ درصد است. با توجه به هدف این



شکل ۴- موقعیت برداشت نمونه‌های ژئوشیمیایی از محدوده اکتشافی همیچ بر روی نقشه توپوگرافی منطقه مورد مطالعه

جدول ۱- پارامترهای آمار توصیفی داده‌های ژئوشیمیایی محدوده اکتشافی همیچ (واحد اندازه‌گیری برحسب ppm است)

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	میانه	بیشینه	چولگی	کشدگی	مرکز	clr - پراش
Au	۳/۸	۱۱/۴	۰/۰۰۱	۲/۰	۱۹۳/۰	۱۲/۵	۱۹۳/۷	۰/۹	۶/۶۴
As	۳۲/۵	۸۹/۳	۰/۵	۱۴/۰	۸۹۱/۰	۶/۸	۵۱/۳	۱۳/۹	۰/۹۸
Ba	۷۸۵/۶	۵۸۶/۵	۸۲/۰	۶۹۶/۰	۷۴۸۰/۰	۷/۶	۷۴/۵	۶۹۷/۸	۰/۲۴
Bi	۰/۱۶	۰/۴۲	۰/۰۸	۰/۰۸	۷/۵۰	۱۴/۱	۲۳۴/۴	۰/۱۱	۰/۳۶
Cu	۸۵/۸	۴۴۱/۵	۱۰/۰	۵۸/۰	۸۷۸۰/۰	۱۹/۵	۳۸۳/۷	۵۳/۷	۰/۲۳
Mn	۱۱۵۱/۶	۲۶۹/۶	۲۶۲/۰	۱۱۳۰/۰	۲۹۹۰/۰	۱/۰	۵/۹	۱۱۱۹/۳	۰/۰۹
Mo	۱/۲۲	۰/۹۱	۰/۱۰	۱/۰۰	۱۰/۵۰	۴/۴	۳۳/۲	۰/۹۹	۰/۴۲
Nb	۴/۵۶	۱/۰۱	۱/۵۰	۴/۵۰	۷/۰۰	-۰/۶	۰/۱	۴/۴۳	۰/۱۳
P	۱۴۲۴/۴	۲۷۲/۴	۲۰۰/۰	۱۴۵۰/۰	۲۰۵۰/۰	-۱/۴	۴/۲	۱۳۸۵/۳	۰/۱۳
Pb	۲۱/۹	۸۰/۵	۵/۰	۱۵/۰	۱۶۰۰/۰	۱۹/۲	۳۷۶/۳	۱۶/۳	۰/۱۶
Rb	۶۴/۷	۲۷/۳	۱۰/۰	۶۳/۷	۱۴۷/۰	۰/۱	-۰/۹	۵۸/۰	۰/۳۶
Sb	۴/۷	۵/۷	۰/۱	۳/۴	۷۸/۲	۶/۲	۷۱/۳	۲/۳	۱/۶۴
Sr	۵۹۶/۴	۲۸۱/۱	۱۶۱/۰	۵۵۸/۵	۲۲۴۰/۰	۱/۸	۶/۴	۵۳۹/۹	۰/۲۸
Ti	۳۵۳/۹	۵۴/۱	۱۲۵/۰	۳۵۵/۰	۶۷۵/۰	۰/۱	۴/۲	۳۴۹/۲	۰/۱۰
V	۱۷۱/۳	۴۰/۶	۴۵/۰	۱۷۰/۰	۳۰۰/۰	۰/۱	۰/۲	۱۶۶/۱	۰/۱۳
W	۱/۰۴	۰/۴۴	۰/۱۰	۱/۰۰	۳/۵۰	۰/۹	۳/۸	۰/۹۲	۰/۳۲
Zn	۸۸/۰	۵۴/۹	۲۲/۰	۸۰/۰	۹۱۶/۰	۱۰/۲	۱۳۸/۲	۸۲/۴	۰/۱۰

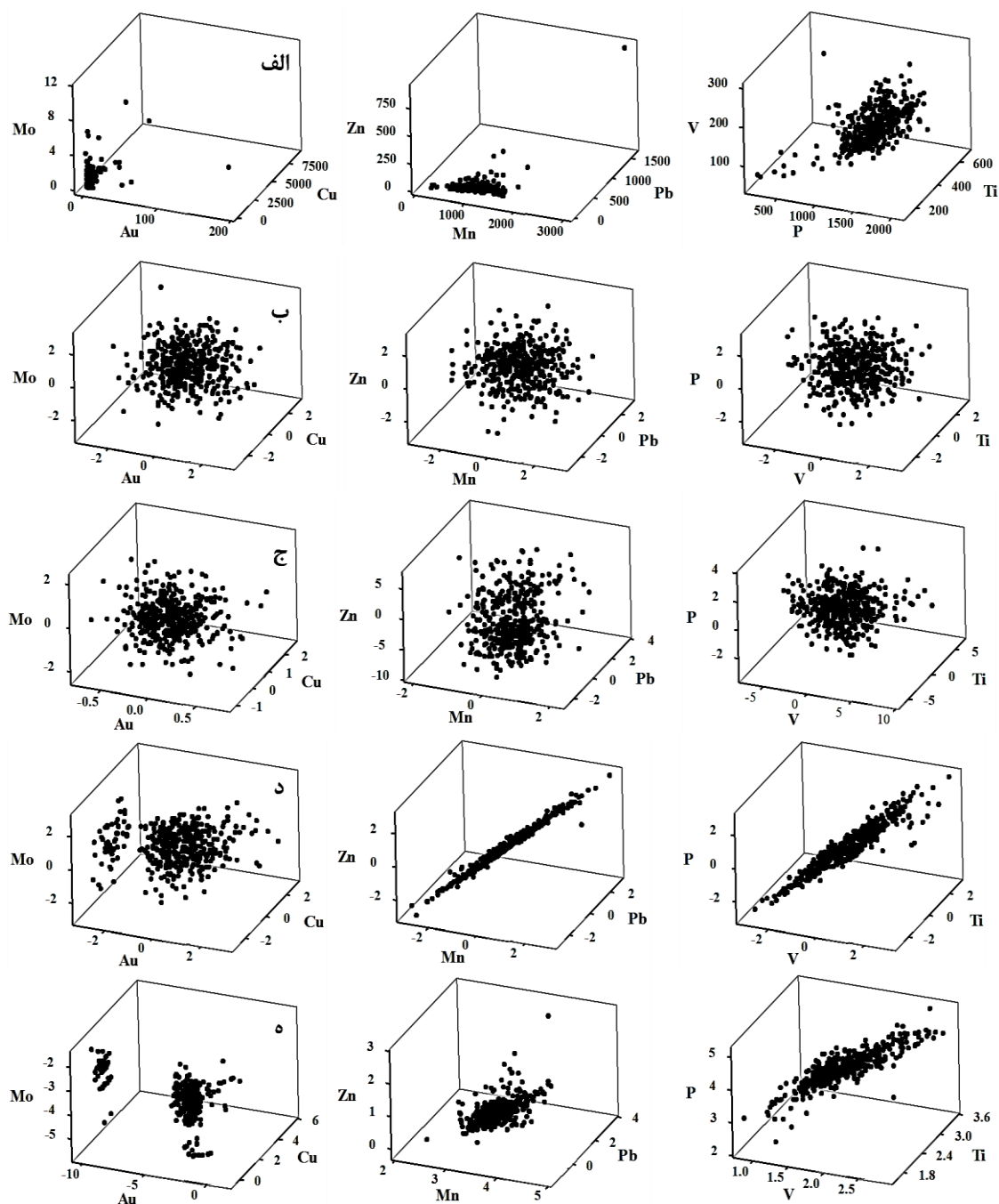
۵- انتقال داده‌ها توسط روش‌های تبدیل

۵-۱- تحلیل‌های آماری بر روی داده‌های تبدیل یافته

اولین مرحله در تحلیل آماری داده‌ها، انتقال آن به سیستم مختصات جدید توسط روش‌های تبدیل ذکر شده و بررسی توابع توزیع آن‌ها است. برای تبدیل داده به روش PPMT از کدهای نوشته شده توسط بارت و همکارانش (۲۰۱۴) به زبان فرترن [۲۱] و برای سایر روش‌ها از کد نویسی در نرم‌افزار متلب استفاده شده است. شکل ۵ نمودار پراکندگی سه بعدی ۹ عنصر مرتبط با کانی‌زایی در محدوده را به عنوان نمونه نشان می‌دهد. در این شکل هرچه نمودار پراکندگی داده‌ها یا ابر داده‌ها به حالت زنگویی شکل نزدیک‌تر باشد، یعنی داده‌ها دارای فراوانی بالا در مرکز بوده و با رفتن به اطراف مقدار فراوانی به طور یکنواخت کاهش یابد (مانند نمودارهای ردیف دوم در شکل ۵)، توزیع داده‌ها به توزیع نرمال چندمتغیره نزدیک‌تر خواهد بود. در صورتی که داده‌ها در یک بخش تجمع یابند (مانند ردیف الف در شکل ۵، نمودار اول و دوم) و یا ابر داده‌ها حالت کشیده داشته باشد (مانند ردیف د در شکل ۵، نمودار دوم و سوم) توزیع داده‌ها

از توزیع نرمال چندمتغیره فاصله می‌گیرند؛ بنابراین مطابق شکل ۵، کلیه روش‌های تبدیل توانسته‌اند، تابع توزیع داده‌ها را به تابع توزیع نرمال چندمتغیره نزدیک کنند. روش‌های PPMT و MFA نسبت به روش‌های SCT و clr عملکرد بهتری در این زمینه دارند. همچنین برای بررسی تبعیت توزیع کلیه داده‌ها از تابع توزیع نرمال چندمتغیره می‌توان از آزمون‌های آماری نیز استفاده کرد. در این مقاله، روش گرافیکی نمودار چندک - چندک خی‌دو بکار رفته و شیب داده‌ها به عنوان معیار نرمال بودن در نظر گرفته شده است. مطابق این روش مربع فاصله ماهالانوبیتس برحسب چندک مربع خی‌دو ترسیم می‌شود. هرچه شیب نمودار داده‌ها به یک نزدیک‌تر باشد، توزیع مجموعه داده‌ها به تابع توزیع نرمال چند متغیره شبیه‌تر خواهد بود (برای جزئیات بیشتر می‌توان به مرجع [۳۸] مراجعه کرد).

داده‌های جدول ۲ نشان می‌دهند که توزیع مجموعه داده‌های به دست آمده از انتقال به روش PPMT بیشترین شباهت را به تابع توزیع نرمال چند متغیره دارد. بعد از آن نیز به ترتیب روش‌های MFA، clr و SCT قرار دارند.



شکل ۵- نمودار پراکندگی سه‌بعدی عناصر در سیستم مختصات داده‌های اولیه (ردیف الف)، روش PPMT (ردیف ب)، روش MFA (ردیف ج)، روش SCT (ردیف د) و روش clr (ردیف ه)

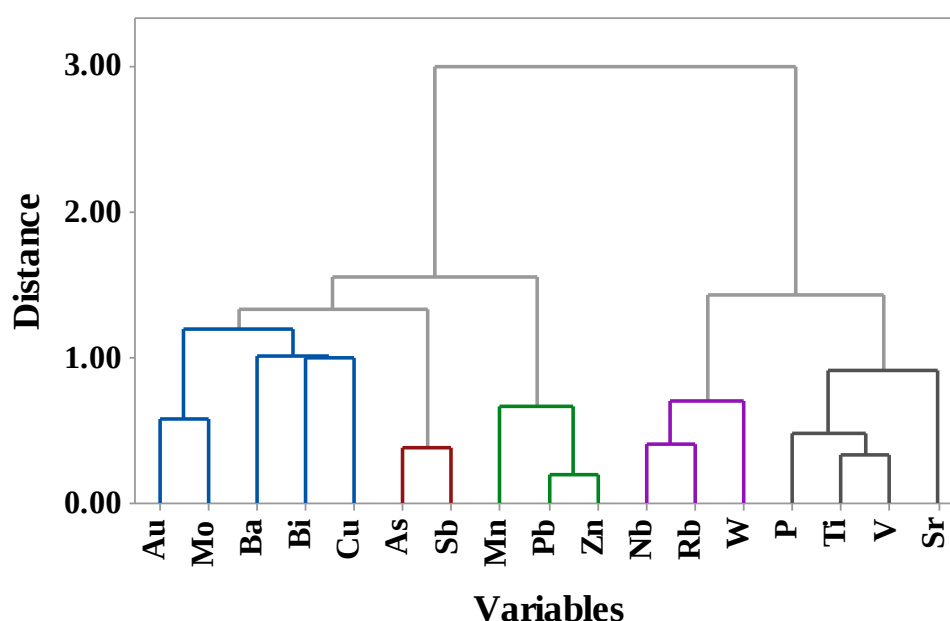
جدول ۲- شیب نمودار چندک- چندک خی‌دو به‌دست‌آمده از داده‌های اولیه و تبدیل یافته

نوع داده	مقدار شیب نمودار
اولیه	۰٫۰۹۵
PPMT	۰٫۹۷۵
MAF	۰٫۶۸۱
SCT	۰٫۱۵۷
clr	۰٫۲۷۸

۵-۲- مقایسه نتایج تبدیل‌ها با تحلیل فاکتوری

در مرحله بعدی، به‌منظور تأثیر تبدیل داده‌ها بر تحلیل‌های آماری چند متغیره از روش تحلیل فاکتوری استفاده شده است. از آنجاکه هدف تحلیل فاکتوری، تعیین حداقل فاکتورها یا متغیرهای جدیدی است که حداکثر تغییرپذیری بین داده‌ها را توجیه کند؛ بنابراین انتخاب تعداد فاکتورها اولین گام در انجام این روش تحلیلی خواهد بود. استفاده از مقادیر ویژه ماتریس واریانس- کوواریانس و یا ماتریس همبستگی بین داده‌ها و یا استفاده از تحلیل خوشه‌ای روش‌های پیشنهادی جهت انتخاب تعداد فاکتورها است [۲۳]. در این مقاله روش تحلیل خوشه‌ای سلسله مراتبی و اتصال خوشه‌ها به روش وارد^{۱۴} بکار رفته تا تعداد خوشه‌ها تفکیک‌کننده متغیرها به دست آید. نتایج این تحلیل به‌صورت دندروگرام خوشه‌بندی متغیرها در شکل ۶ نشان داده شده است. مطابق شکل عناصر Au, Mo, Ba, Bi, Cu در خوشه اول، عناصر As, Sb در خوشه دوم، عناصر Mn, Pb, Zn در خوشه سوم، عناصر Rb, Nb, W در خوشه چهارم و عناصر P, Ti, V در خوشه پنجم قرار دارند؛ بنابراین در تحلیل‌های بعدی تعداد فاکتورها برابر ۵ انتخاب شده است.

برای کاهش اثر داده‌های خارج از ردیف می‌توان از روش‌های آماری مقاوم^{۱۵} استفاده نمود. برای مقاوم نمودن تحلیل فاکتوری بایستی به‌جای محاسبه ماتریس واریانس- کوواریانس کل داده‌ها از ماتریس پراکندگی استفاده نمود. به‌طور مثال در روش کوواریانس با کمترین دترمینان، ماتریس پراکندگی شامل h نمونه است که دترمینان ماتریس واریانس- کوواریانس آن کمترین مقدار باشد به‌نحوی که $h \leq n$ $\left[\frac{n+d+1}{2} \right]$ [۲]. در تحلیل‌های فاکتوری داده‌های تبدیل یافته PPMT, MAF و SCT از این روش و برای داده‌های تبدیل نسبت لگاریتمی از روش پیشنهادی فیلموز و همکارانش (۲۰۰۹) استفاده شده است [۷]. برای انجام تحلیل فاکتوری از نرم‌افزار متلب و R استفاده شده است. جدول ۳ بارهای فاکتوری حاصل از این تحلیل‌های فاکتوری داده‌های تبدیل یافته را نشان می‌دهد (در تحلیل فاکتوری از روش چرخش Varimax استفاده شده است تا فاکتورها متعامد باشند). در این جدول قدر مطلق بزرگ‌ترین بار فاکتوری هر متغیر به‌صورت پررنگ نشان داده شده است. بارهای فاکتوری مثبت دارای همبستگی مثبت و بارهای فاکتور منفی دارای همبستگی منفی با فاکتورها می‌باشند [۷، ۳۹].



شکل ۶- دندروگرام خوشه‌بندی داده‌های اولیه به روش سلسله مراتبی و اتصال وارد

جدول ۳- بارهای فاکتورهای حاصل از تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته

عنصر	PPMT					MAF				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
Au	-۰/۰۰۱	-۰/۱۹۱	۰/۵۱۲	-۰/۱۷۲	-۰/۰۹۵	۰/۰۷۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
As	۰/۵۷۰	۰/۱۳۸	۰/۰۷۶	۰/۰۱۷	-۰/۰۸۴	-۰/۰۷۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱
Ba	۰/۰۸۷	-۰/۰۳۶	-۰/۰۳۴	-۰/۰۷۳	-۰/۰۷۰۴	-۰/۱۸۵	۰/۰۵۹	۰/۰۶۲	-۰/۹۴۴	۰/۰۳۱
Bi	۰/۲۴۰	-۰/۰۳۴	-۰/۱۳۶	-۰/۲۶۵	۰/۲۷۶	۰/۱۶۴	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
Cu	-۰/۲۴۱	۰/۲۰۴	۰/۰۷۸	-۰/۴۶۶	-۰/۲۴۴	۰/۱۴۶	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
Mn	-۰/۲۴۹	۰/۱۹۲	۰/۱۱۲	۰/۰۸۸	-۰/۳۷۵	۰/۱۲۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲
Mo	-۰/۳۵۰	۰/۲۷۰	۰/۰۳۵	۰/۰۶۰	۰/۰۶۶	-۰/۱۵۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
Nb	۰/۰۰۷	۰/۲۱۰	۰/۵۷۸	۰/۱۶۵	۰/۰۸۹	-۰/۰۰۸	-۰/۹۶۳	۰/۰۶۰	۰/۰۵۱	۰/۰۱۳
P	-۰/۰۱۶	-۰/۰۲۹	-۰/۴۲۱	۰/۰۶۰	-۰/۰۳۲	۰/۰۷۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
Pb	۰/۰۷۴	-۰/۰۷۸	۰/۱۴۶	۰/۴۳۵	۰/۰۰۱	۰/۳۸۹	-۰/۱۱۷	-۰/۱۲۷	-۰/۱۷۹	-۰/۲۰۸
Rb	۰/۱۰۸	-۰/۱۸۹	۰/۲۶۸	۰/۲۱۵	-۰/۱۲۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
Sb	-۰/۰۴۰	۰/۲۱۴	-۰/۱۳۳	۰/۴۸۸	۰/۰۱۳	-۰/۴۳۴	۰/۱۴۲	۰/۱۵۵	۰/۲۴۶	۰/۵۲۷
Sr	۰/۱۵۹	۰/۰۲۱	۰/۰۷۸	-۰/۴۱۳	۰/۱۰۶	-۰/۱۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲
Ti	-۰/۲۸۴	۰/۱۶۳	۰/۱۲۱	-۰/۰۴۰	۰/۳۷۷	-۰/۱۲۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲
V	۰/۰۷۹	۰/۵۹۹	۰/۱۱۶	-۰/۱۰۱	۰/۰۹۹	۰/۰۳۹	-۰/۰۵۸	۰/۹۶۴	-۰/۰۵۲	-۰/۰۱۵
W	-۰/۱۵۹	-۰/۵۲۶	۰/۲۰۰	-۰/۰۴۳	۰/۱۸۱	-۰/۳۶۴	۰/۱۱۲	۰/۱۲۱	۰/۱۶۹	-۰/۸۳۷
Zn	۰/۴۸۹	۰/۱۵۷	۰/۰۷۵	۰/۰۱۸	۰/۰۷۰	۰/۷۸۸	۰/۳۲۶	۰/۲۸۷	۰/۱۳۲	۰/۰۲۰
Cumulative Variance	۶/۱	۱۲/۱	۱۸/۱	۲۴/۱	۳۰/۱	۷/۴	۱۳/۸	۲۰/۱	۲۶/۲	۳۲/۲
عنصر	SCT					ilr-clr				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
Au	۰/۱۰۷	-۰/۰۲۵	۰/۰۳۷	۰/۰۶۵	-۰/۸۹۳	۰/۰۳۰	-۰/۸۷۸	-۰/۲۶۵	-۰/۰۳۷	۰/۲۶۳
As	۰/۱۴۶	۰/۳۰۰	-۰/۱۱۰	-۰/۱۹۶	-۰/۶۷۵	-۰/۸۷۷	-۰/۰۲۹	-۰/۰۹۳	-۰/۲۱۶	-۰/۰۶۶
Ba	۰/۰۴۴	۰/۰۰۱	۰/۹۹۱	-۰/۰۵۷	۰/۰۲۱	۰/۳۸۵	۰/۳۳۰	۰/۱۶۴	۰/۱۲۸	-۰/۰۱۲
Bi	-۰/۰۳۷	۰/۰۰۴	-۰/۹۹۰	۰/۰۵۷	-۰/۰۳۷	-۰/۰۹۰	۰/۱۴۶	۰/۰۶۱	-۰/۰۶۸	-۰/۸۲۳
Cu	۰/۰۴۶	-۰/۷۳۲	-۰/۱۸۴	-۰/۳۵۱	-۰/۱۶۲	۰/۳۸۹	۰/۱۴۹	-۰/۰۲۲	۰/۵۰۱	-۰/۳۵۹
Mn	۰/۹۷۹	۰/۱۲۴	۰/۰۴۴	-۰/۰۲۶	-۰/۰۷۷	۰/۰۴۲	۰/۶۲۲	۰/۴۴۳	-۰/۰۷۴	۰/۱۴۲
Mo	۰/۹۵۵	۰/۲۲۷	۰/۰۶۶	۰/۰۲۱	-۰/۰۹۶	۰/۰۸۱	۰/۱۲۴	۰/۰۳۶	-۰/۷۴۰	۰/۰۰۱
Nb	-۰/۹۶۳	-۰/۲۰۵	۰/۰۲۲	-۰/۰۳۷	۰/۰۸۳	۰/۴۴۴	۰/۶۵۳	-۰/۰۲۳	۰/۴۴۷	۰/۱۰۶
P	-۰/۰۶۱	-۰/۹۳۸	۰/۱۵۷	۰/۱۰۰	۰/۱۱۴	۰/۶۰۳	۰/۶۰۶	۰/۱۴۳	۰/۰۸۸	-۰/۱۵۵
Pb	۰/۹۵۶	۰/۱۲۶	-۰/۱۸۲	-۰/۰۱۰	-۰/۰۸۳	۰/۰۴۱	-۰/۰۱۷	۰/۸۶۴	۰/۰۴۲	-۰/۱۳۵
Rb	-۰/۳۵۰	-۰/۸۷۷	۰/۰۸۴	۰/۱۴۴	۰/۱۶۲	۰/۶۵۹	۰/۴۷۲	۰/۰۳۶	۰/۱۹۰	۰/۱۳۲
Sb	۰/۳۵۶	۰/۷۸۱	۰/۳۹۷	-۰/۱۴۳	-۰/۱۴۶	-۰/۹۰۶	-۰/۰۴۶	-۰/۰۳۴	۰/۰۹۷	-۰/۰۶۳
Sr	-۰/۳۰۴	-۰/۴۴۴	۰/۴۷۲	۰/۶۳۲	۰/۰۵۵	۰/۶۶۵	۰/۳۶۸	-۰/۰۶۴	-۰/۲۹۵	-۰/۰۱۶
Ti	-۰/۲۸۴	-۰/۸۷۵	-۰/۰۳۵	۰/۳۴۶	۰/۱۰۵	۰/۴۷۹	۰/۷۸۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۴۱	-۰/۱۲۷
V	-۰/۲۵۵	-۰/۸۴۵	۰/۱۸۸	۰/۳۹۳	۰/۰۹۹	۰/۵۴۵	۰/۶۹۴	-۰/۰۳۹	-۰/۱۰۲	-۰/۱۷۹
W	-۰/۱۵۸	۰/۲۲۵	۰/۳۲۸	-۰/۸۶۰	-۰/۰۵۰	۰/۰۸۳	۰/۳۶۲	-۰/۱۱۱	۰/۶۲۶	۰/۳۳۵
Zn	۰/۹۵۹	۰/۱۶۹	۰/۱۵۴	-۰/۱۰۲	-۰/۰۸۱	۰/۱۱۰	۰/۴۰۲	۰/۷۸۸	-۰/۲۲۲	۰/۰۵۲
Cumulative Variance	۳۰/۵	۵۸/۵	۷۴/۰	۸۳/۷	۹۲/۰	۲۲/۹	۴۵/۶	۵۵/۷	۶۵/۵	۷۲/۲

می‌باشند؛ بنابراین در نقشه امتیاز فاکتور دوم نقاط با کمترین مقدار نشان‌دهنده‌ی حاشیه کانی‌زایی خواهد بود. همچنین وجود عناصری که در مرکز کانی‌زایی‌های پورفیری تمرکز می‌یابند، یعنی عناصر Bi و W با بارهای منفی و عناصری که در زون خارجی کانی‌زایی‌های پورفیری تمرکز می‌یابند، یعنی عناصر Ba و Sr با بار مثبت در فاکتورهای سوم و چهارم نشان می‌دهد که این دو فاکتور را می‌توان به زون خارجی یک سیستم پورفیری نسبت داد. در فاکتور پنجم نیز عناصر مرتبط با حاشیه یک سیستم پورفیری و هیدروترمال حضور دارند.

در تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته به روش نسبت لگاریتمی (ilr-clr)، عناصر Rb، Ba، Sr با بار مثبت و عناصر As و Sb با بار منفی در فاکتور اول، عنصر Au با بار مثبت و عناصر Mn، Nb، P، Ti و V با بار منفی در فاکتور دوم، عناصر Zn و Pb با بار مثبت در فاکتور سوم، عنصر Cu و W با بار مثبت و عنصر Mo با بار منفی در فاکتور چهارم و عنصر Bi با بار منفی در فاکتور پنجم حضور دارند (جدول ۳). ناهنجاری‌های ژئوشیمیایی کلیه عناصر تأثیرگذار در فاکتور اول متعلق به زون خارجی یک سیستم پورفیری و هیدروترمال هستند. درحالی‌که وجود بار فاکتوری مثبت برای طلا و بارهای فاکتوری منفی برای سایر عناصر (که تمرکز آن‌ها در خارج زون کانی‌زایی سیستم پورفیری است) نشان می‌دهد که این فاکتور را می‌توان به حاشیه کانی‌زایی نسبت داد. همچنین با توجه به نوع عناصر و علامت بارها، فاکتور سوم به حاشیه کانی‌زایی و فاکتور چهارم به مرکز یک سیستم پورفیری قابل نسبت دادن است.

مقادیر واریانس تجمعی فاکتورهای در جدول ۳ نیز نشان می‌دهند که فاکتورهای به‌دست‌آمده از داده‌های روش SCT بیشترین مقدار تغییرپذیری بین داده‌ها را توجیه می‌کنند. درحالی‌که فاکتورهای به‌دست‌آمده از داده‌های روش PPMT و MAF کمترین میزان تغییرپذیری داده‌ها را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین میزان توجیه تغییرپذیری فاکتورها در داده‌های به‌دست‌آمده از روش ilr-clr نیز بین این دودسته قرار دارند. این نکته نشان می‌دهد که رابطه‌ی معکوسی بین توزیع نرمال چند متغیره و میزان توجیه تغییرپذیری فاکتورها وجود دارد؛ به‌نحوی‌که هر چه یک روش تبدیل بتواند توزیع داده‌ها را به توزیع نرمال چند متغیره نزدیک‌تر کند، مقدار واریانس فاکتورهای حاصل از تحلیل فاکتوری بر روی آن مجموعه داده کاهش می‌یابد. دلیل این پدیده در کاهش ضریب همبستگی بین متغیرها

تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته PPMT نشان می‌دهد که عناصر As و Zn با بار مثبت و عنصر Mo با بار منفی در فاکتور اول، عنصر V و W به ترتیب با بار مثبت و منفی در فاکتور دوم، عناصر Au، Nb و Rb با بار مثبت و عنصر P با بار منفی در فاکتور سوم، عناصر Cu و Sr با بار منفی و عناصر Pb و Sb با بار مثبت در فاکتور چهارم و عناصر Bi و Ti با بار مثبت و عناصر Ba و Mn با بار منفی در فاکتور پنجم قرار دارند (جدول ۳). مقایسه نتایج این تحلیل با مدل‌های ژئوشیمیایی کانسارهای پورفیری و هیدروترمال وجود بارهای فاکتوری مثبت و منفی به ترتیب برای عناصر که در مرکز و حاشیه کانی‌زایی تمرکز می‌یابند، نشان می‌دهد که فاکتور اول و چهارم را می‌توان مرتبط با حاشیه کانی‌زایی دانست. همچنین فاکتور دوم را می‌توان به زون حاشیه بعدی کانی‌زایی نسبت داد. در این تحلیل، فاکتور پنجم نیز به‌طور غیرمستقیم احتمالاً مرکز کانی‌زایی را نشان می‌دهد.

در تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته به روش MAF، عناصر Cu، Bi، Mn، Pb و Zn دارای بارهای فاکتوری مثبت و عناصر Ti و Mo دارای بارهای فاکتوری منفی در فاکتور اول و عناصر Sb و W نیز به ترتیب دارای بارهای فاکتوری مثبت و منفی در فاکتور پنجم می‌باشند. همچنین عناصر V، Nb و Ba خود را به ترتیب در فاکتورهای دوم، سوم و چهارم نشان می‌دهند. سایر عناصر دارای بارهای فاکتوری تقریباً کمی در این پنج فاکتور هستند (جدول ۳)؛ بنابراین فاکتور اول را می‌توان به مرکز تا کمی حاشیه‌ی کانی‌زایی و فاکتور پنجم را به زون خارجی کانی‌زایی نسبت داد.

نتایج تحلیل فاکتوری بر روی داده‌های تبدیل یافته به روش SCT نشان می‌دهد که عناصر Mo، Mn، Pb و Zn با بارهای فاکتوری مثبت و عنصر Nb با بار فاکتوری منفی در فاکتور اول، عناصر Cu، P، Rb، Ti و V با بارهای فاکتوری منفی و عنصر Sb با بار فاکتوری مثبت در فاکتور دوم، عنصر Ba با بار مثبت و عنصر Bi با بار منفی در فاکتور سوم، عنصر Sr با بار مثبت و عنصر W با بار منفی در فاکتور چهارم و عناصر Au و As با بار منفی در فاکتور پنجم قرار دارند. وجود عنصر Mo (که در مرکز سیستم‌های پورفیری تمرکز می‌یابند) و عناصر Pb و Zn (که در اطراف کانسارهای پورفیری ناهنجاری تولید می‌کنند) در فاکتور اول نشان می‌دهد که این فاکتور را می‌توان به مرکز تا حاشیه کانی‌زایی نسبت داد. عناصر موجود در فاکتور دوم به‌استثناء Cu متعلق به زون‌های حاشیه‌ای سیستم‌های پورفیری و هیدروترمال

نمودار فرکتالی عیار- مساحت و مقدار آستانه آن‌ها را نشان می‌دهد. مطابق این شکل، داده‌ها را می‌توان به دو جامعه زمینه و آنومالی تقسیم کرد که موقعیت آنومالی‌های ژئوشیمیایی مرکب به‌دست‌آمده در شکل ۷ ارائه شده است. مطابق شکل ۷، آنومالی عناصر زون داخلی بیشتر در جنوب و به مقدار جزئی در بخش شمال شرقی محدوده مورد مطالعه قرار دارد. درحالی‌که آنومالی عناصر زون خارجی بیشتر در مرکز محدوده و در راستای شمال غربی- جنوب شرقی قابل مشاهده است.

شکل ۹ نقشه‌های کنوری امتیازهای پنج فاکتور اول به‌دست‌آمده از داده‌های تبدیل یافته را نشان می‌دهد. برای مقایسه این نقشه‌ها علاوه بر نقشه‌ی آنومالی‌های ژئوشیمیایی مرکب عناصر داخلی و خارجی یک سیستم پورفیری و هیدروترمال (شکل ۷) از نقشه‌ی آلتراسیون‌های هیدروترمال محدوده نیز استفاده شده است. شکل ۱۰ نقشه آلتراسیون‌های محدوده اکتشافی همیچ را نشان می‌دهد که از روش نسبت‌گیری بانندی بر روی تصاویر استر به‌دست‌آمده است. در یک سیستم پورفیری و هیدروترمال آلتراسیون‌های آرژیلیکی و سریسیتی بر روی توده اصلی کانی‌زایی و آلتراسیون پروپلیتیکی در حاشیه توده اصلی تشکیل می‌شود [۴۰]. با توجه به مطالب ذکرشده در خصوص نقش هر یک از فاکتورها و مقایسه نقشه‌های کنوری شکل ۹ با شکل‌های ۷ و ۱۰ می‌توان نتایج زیر را به دست آورد:

الف- نقشه‌های F4 و F5 به‌دست‌آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش PPMT مرتبط با زون داخلی یا مرکزی کانی‌زایی است که با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی (شکل ۷) و آلتراسیون‌ها (شکل ۱۰) همخوانی خوبی دارد. سایر نقشه‌های کنوری امتیازهای فاکتوری همخوانی کمی را نشان می‌دهند.

ب- نقشه‌ی F1 به‌دست‌آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش MAF مرتبط با زون داخلی کانی‌زایی است که با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون مطابقت دارد. نقشه‌ی F5 نیز تا حد قابل قبولی زون خارجی کانی‌زایی را نشان می‌دهد که با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون همپوشانی دارد.

ج- نقشه‌ی F1 به‌دست‌آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش SCT بهترین همخوانی را با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون‌های مرتبط با زون داخلی کانی‌زایی دارد. همچنین نقشه‌های F2 و F5 نیز تا حد قابل قبولی زون

نهفته است. به‌طوری‌که با نزدیک شدن توزیع داده‌ها به تابع توزیع نرمال چند متغیره، میزان ضریب همبستگی بین متغیرها کاهش پیدا می‌کند. در روش‌های تبدیل PPMT و MAF به دلیل استفاده از الگوریتم کروی کردن توزیع داده‌ها این نکته بیشتر مشهود است. نمودارهای پراکندگی توزیع داده‌ها در شکل ۵ نیز تأییدی بر این مسئله است. این مسئله نه‌تنها در واریانس فاکتورها، بلکه در بارهای فاکتوری نیز قابل مشاهده است. همان‌طور که داده‌های جدول ۳ نشان می‌دهند، کمیت بارهای فاکتوری به‌دست‌آمده از داده‌های روش SCT که توزیع داده‌های آن کمترین نزدیکی را به تابع توزیع نرمال چند متغیره دارد (جدول ۲)، دارای بیشترین مقادیر و در مقابل کمیت بارهای فاکتوری به‌دست‌آمده از داده‌های روش PPMT و MAF که توزیع داده‌های آن بیشترین نزدیکی را به تابع توزیع نرمال چند متغیره دارد (جدول ۲)، دارای کمترین مقادیر می‌باشند.

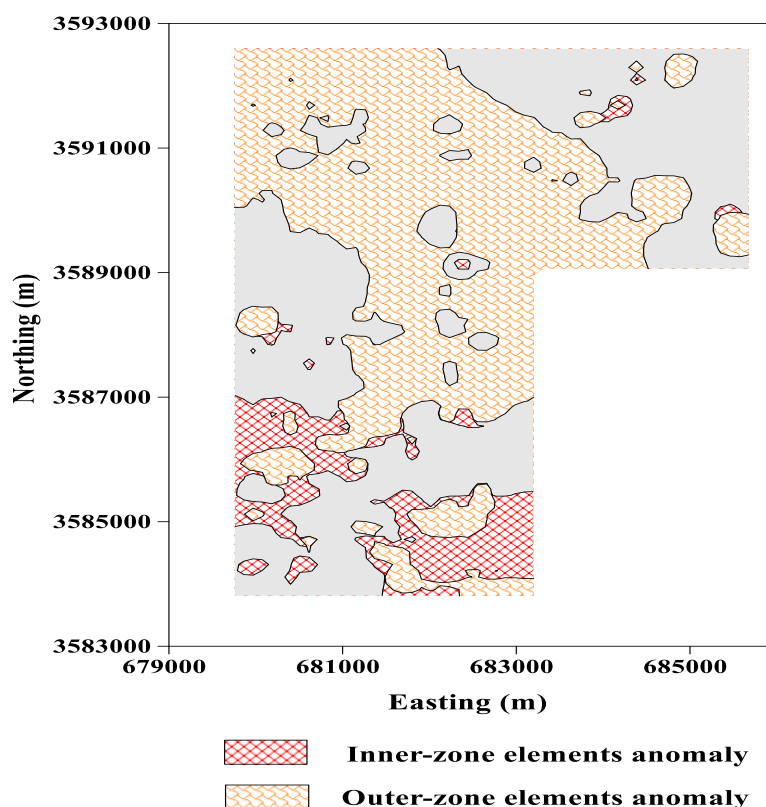
۳-۵- مقایسه نتایج تبدیل‌ها با آنومالی‌های ژئوشیمیایی مرکب و زون‌های آلتراسیون

برای مقایسه نتایج تحلیل‌های فاکتوری و انتخاب روش یا روش‌های مناسب‌تر می‌توان از مقایسه نقشه‌های امتیازهای فاکتوری با نقشه زون‌بندی ژئوشیمیایی عناصر مختلف در محدوده مورد مطالعه استفاده نمود. در یک کانسار پورفیری و هیدروترمال در مرکز کانی‌زایی تمرکز عناصر Cu و Mo و در اطراف آن ناهنجاری‌های Pb و Zn و سپس Au دیده می‌شود. این هاله‌های ژئوشیمیایی، زون‌بندی مرکزی یا داخلی این سیستم را تشکیل می‌دهد که علاوه بر عناصر فوق می‌توان دارای ناهنجاری‌های Bi و W نیز باشد. در زون خارجی یک سیستم پورفیری و هیدروترمال که بیشتر به‌صورت رگه‌ای است، هاله‌های ژئوشیمیایی As, Ba, Mn, P, Nb, Rb, Sb, Sr, Ti و V دیده می‌شود [۴۰ و ۴۱]. در شکل ۷ آنومالی ژئوشیمیایی مرکب عناصر این دو زون در محدوده اکتشافی همیچ نشان داده شده است. برای ترسیم این آنومالی‌ها از روش هاله‌های ژئوشیمیایی جمعی استفاده شده و مقدار آستانه نیز توسط روش فرکتالی عیار- مساحت برآورد شده است. برای این منظور ابتدا داده‌ها استاندارد شده (دامنه آن‌ها به بازه صفر تا یک منتقل شده)، سپس با جمع داده‌های هر زون مقدار هاله ژئوشیمیایی مرکب محاسبه می‌گردد. در نهایت الگوریتم فرکتالی عیار- مساحت بر روی مقادیر هاله مرکب پیاده می‌شود. شکل ۸

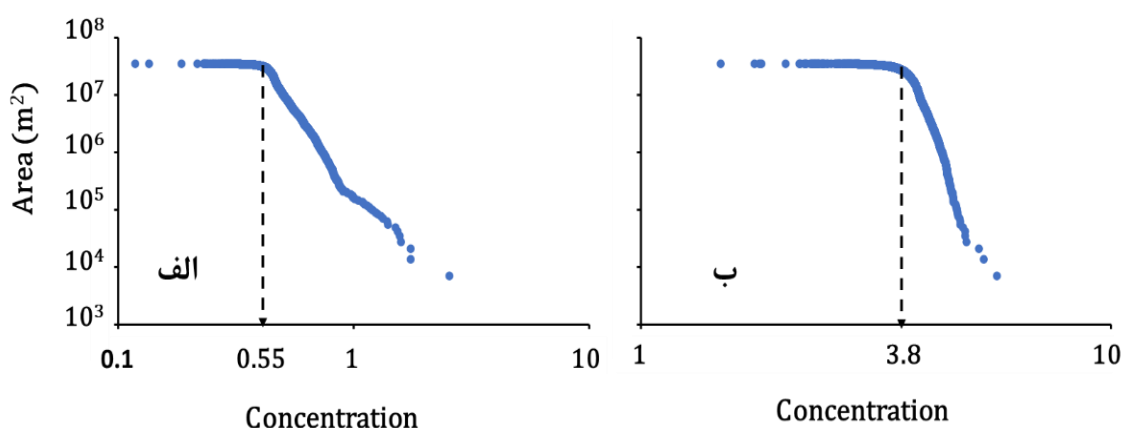
که با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون‌ها مرتبط همخوانی دارد. نقشه‌ی F1 نیز بهترین همخوانی را با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون مرتبط با زون خارجی کانی‌زایی دارد.

خارجی کانی‌زایی را نشان می‌دهد که با نقشه‌های آنومالی‌های ژئوشیمیایی و آلتراسیون‌های مرتبط همپوشانی خوبی دارد.

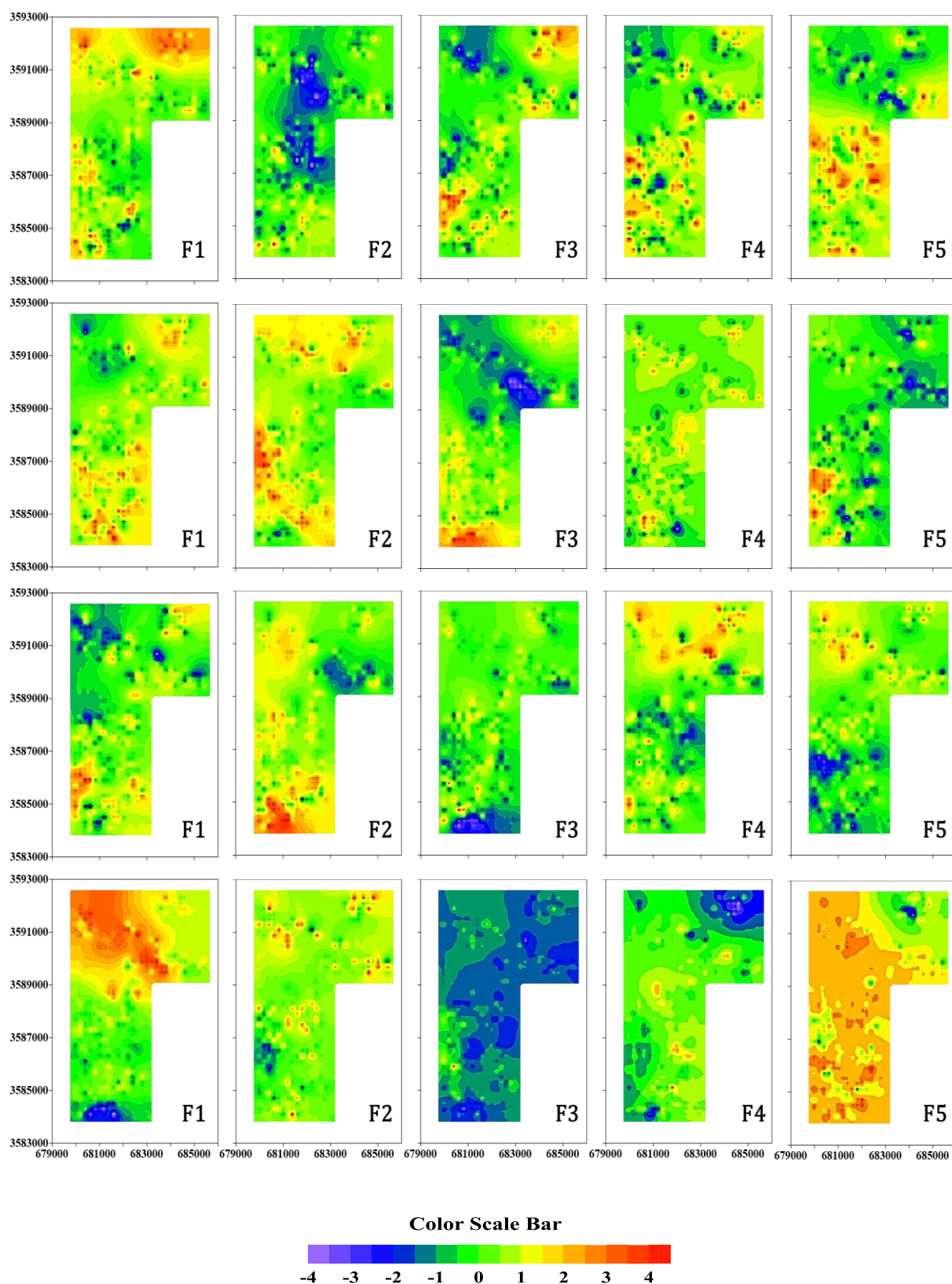
د- نقشه‌ی F3 به‌دست‌آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش ilr-clr تا حدی مرتبط با زون داخلی کانی‌زایی است



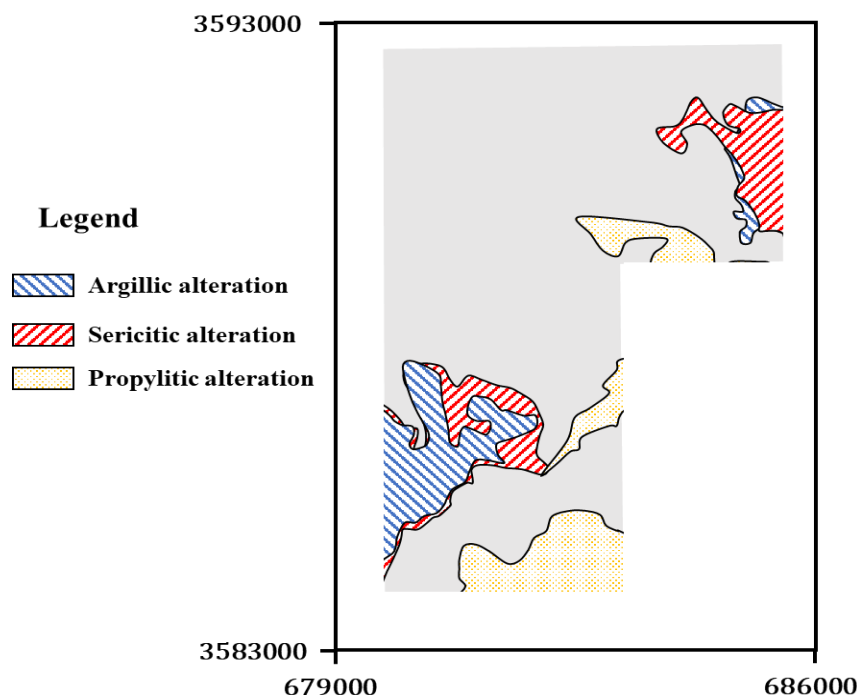
شکل ۷- نقشه آنومالی‌های ژئوشیمیایی عناصر زون‌های داخلی و خارجی یک سیستم پورفیری و هیدروترمال در محدوده همیچ (عناصر زون داخلی شامل Au, Bi, Cu, Mo, Pb, W و Zn و عناصر زون خارجی شامل As, Ba, Mn, Nb, P, Rb, Sb, Sr, Ti و V است)



شکل ۸- نمودار فرکتالی عیار - مساحت مقادیر هاله مرکب عناصر زون داخلی (الف) و عناصر زون خارجی (ب)



شکل ۹- نقشه کنتوری امتیازهای فاکتوری به‌دست‌آمده از داده‌های روش PPMT (ردیف اول)، روش MAF (ردیف دوم)، روش SCT (ردیف سوم) و روش ilr-clr (ردیف چهارم)



شکل ۱۰- آلتراسیون‌های به‌دست آمده از روش نسبت باندی بر روی تصاویر ماهواره‌ای استر محدوده اکتشافی همیچ (اقتباس از مرجع ۱۹)

داده‌های تبدیل یافته به روش ilr-clr تقریباً کلیه منطقه را پوشش می‌دهد.

بنابراین این مقایسه‌ها نشان‌دهنده‌ی برتری نسبی روش تبدیل شرطی گام‌به‌گام (SCT) در شناسایی زون‌های داخلی (مرکزی) و خارجی یک سیستم پورفیری و هیدروترمال در محدوده اکتشافی همیچ دارد. بعد از این روش تبدیل، روش تبدیل نسبت لگاریتمی قرار دارد.

۶- نتیجه‌گیری

استفاده از روش‌های تبدیل داده برای نزدیک کردن توزیع داده‌ها به توزیع نرمال، تعدیل داده‌های خارج از ردیف و باز کردن سیستم عددی داده‌ها به منظور حذف همبستگی‌های کاذب بین آن‌ها، از شرط‌های اولیه جهت به کار بردن روش‌های آماری چند متغیره محسوب می‌شود. در این مقاله علاوه بر روش تبدیل نسبت لگاریتمی مرسوم و متداول، سه روش تبدیل جستجوی تصویری چند متغیره، روش فاکتورهای خودهمبستگی حداقل / حداکثر و روش تبدیل شرطی گام‌به‌گام نیز برای این منظور معرفی گردیدند. کاربرد این روش‌های تبدیل بر روی داده‌های ژئوشیمیایی محدوده اکتشافی همیچ نشان داد که داده‌های انتقال یافته از روش PPMT، MAF، SCT و clr به ترتیب شبیه‌ترین توزیع

۵-۴- مقایسه نتایج تبدیل‌ها با شرایط زمین‌شناسی منطقه

شواهد زمین‌شناسی نشان می‌دهد که اثراتی از کانی‌سازی کربنات‌های مس از قبیل مالاکیت به همراه کالکوپیریت در سنگ‌های آتشفشانی داسیتی و آندزیتی، کانی‌سازی کانی‌های سولفیدی مس به همراه پیریت در سنگ‌های میکرودیوریتی و کانی‌سازی سرب و روی به صورت کانی‌های گالن، سروزیت و اسمیت‌زونیت در سنگ‌های داسیتی وجود دارد؛ بنابراین سنگ‌های داسیتی و آندزیتی منطقه در شکل ۳ می‌توانند مستعد داشتن شواهدی از کانی‌سازی هیدروترمال در سطح و احتمالاً پورفیری در عمق باشند. فراوانی گسل در بخش جنوب غربی که تا شمال شرقی این محدوده نیز گسترش دارد می‌تواند تأییدی بر این نکته باشد. با مقایسه نقشه کنترولی امتیازهای فاکتوری داده‌های تبدیل یافته (شکل ۹) با نقشه زمین‌شناسی منطقه (شکل ۳) و با توجه به نکات فوق‌الذکر می‌توان دریافت که نقشه F5 به‌دست آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش PPMT و نقشه‌های F1 و F2 به‌دست آمده از داده‌های تبدیل یافته به روش‌های MAF و SCT بیشترین ارتباط را با واحدهای سنگی حاوی کانی‌سازی در منطقه مورد مطالعه دارند؛ اما آنومالی‌های نقشه F5 به‌دست آمده از نتایج تحلیل فاکتوری

- [3] Maronna, R.A. (2006). Robust Statistics: Theory and Methods (with R), 2nd Edition. John Wiley & Sons, 460p.
- [4] Pawlowsky-Glahn, V., Egozcue, J.J., and R., Tolosana-Delgado, (2015). Modeling and Analysis of Compositional Data. John Wiley & Sons, 275 p.
- [5] Roshani Rodsari, P., Mokhtari, A.R., and S.H., Tabatabaei, (2012). Investigation on geochemical association of elements in open and closed data system (Case study: Kuh-e-Panj copper deposit, Kerman). Journal of Analytical and Numerical Methods in Mining Engineering 2(4), 46-58 (In Persian).
- [6] Filzmoser, P., Hron, K., and C., Reimann, (2009). Principal component analysis for compositional data with outliers. Environmetrics 20, 621–632.
- [7] Filzmoser, P., Hron, K., Reimann, C., and R., Garrett, (2009). Robust factor analysis for compositional data. Computers & Geosciences 35, 1854–1861.
- [8] Filzmoser, P., Hron, K., and M., Templ, (2012). Discriminant analysis for compositional data and robust parameter estimation. Computational Statistics 27, 585-604.
- [9] Alenazi, A. (2019). Regression for compositional data with compositional data as predictor variables with or without zero values. Journal of Data Science 17(1), 219 – 238.
- [10] Wackernagel, H. (2013). Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications 3rd Edition. Springer, 403 p.
- [11] Battalgaży, N., and N., Madani, (2019). Stochastic Modeling of Chemical Compounds in a Limestone Deposit by Unlocking the Complexity in Bivariate Relationships. Minerals 9, 683.
- [12] Madani, N. (2019). Application of projection pursuit multivariate transform to alleviate the smoothing effect in cokriging approach for spatial estimation of cross-correlated variables. Bollettino di Geofisica Teorica ed Applicata 60(4), 583-598.
- [13] Rajabi Nasab, B. (2019). Three-dimensional geometallurgical modeling in Sangan iron ore mine using multivariate geostatistical simulation. PhD Thesis, Tehran University.
- [14] Zacché da Silva, C., and J.F., Coimbra Leite Costa, (2019). Minimum/Maximum autocorrelation factors applied to grade estimation. R. Esc. Minas, Ouro Preto, 67(2), 209-214.
- [15] Taheri, Z. (2016). Multivariate Geostatistics Grade Estimation by Minimum/Maximum Autocorrelation Factors Dimensionality Reduction Method (Case Study: 12A Anomaly Central Iron Ore). MSc Thesis, University of Kashan.
- [16] Mahlooji, R., Asghari, O., and B., Ghane, (2019). Multivariate simulation of a multi-element deposit, based on the different transformations. Case study: Mehdiabad deposit, Iran. Bollettino di Geofisica Teorica ed Applicata 60 (4), 599-620.
- [17] Hosseini, S.A., and O., Asghari, (2015). Simulation of geometallurgical variables through stepwise

را به تابع توزیع نرمال چند متغیره دارند. همچنین تحلیل فاکتور بر روی داده‌های تبدیل یافته نشان دادند که با نزدیک شدن تابع توزیع داده‌ها به تابع توزیع نرمال مقدار واریانس فاکتورها و مقدار بارهای فاکتوری متغیرها کاهش می‌یابد که این نکته به دلیل کاهش همبستگی بین متغیرها است.

مقایسه نقشه‌های کنتوری امتیازهای فاکتوری با نقشه آنومالی‌های ژئوشیمیایی مرکب عناصر مرتبط با زون‌های داخلی و خارجی یک سیستم کانی‌زایی پورفیری و هیدروترمال و نقشه آلتراسیون‌های هیدروترمال در محدوده مورد مطالعه نشان دادند که نقشه‌های به‌دست‌آمده از تبدیل داده به روش SCT توانسته‌اند زون داخلی و خارجی این کانی‌زایی را به‌خوبی مشخص و تفکیک کنند. همچنین نقشه‌های امتیازهای فاکتوری به‌دست‌آمده از تبدیل داده به روش ilr-clr توانسته‌اند زون خارجی کانی‌زایی را به‌خوبی و زون داخلی کانی‌زایی را تا حدی مشخص نمایند. نقشه‌های امتیازهای فاکتوری به‌دست‌آمده از روش‌های تبدیل PPMT و MAF نیز توانسته‌اند زون داخلی کانی‌زایی را نشان دهند؛ بنابراین پیشنهاد این مقاله استفاده از روش‌های تبدیل معرفی شده در کنار روش تبدیل نسبت لگاریتمی برای تبدیل داده‌ها از سیستم بسته به سیستم باز، برای کلیه پیش‌پردازش‌های آماری و داده‌کاوی بر روی داده‌های اکتشافی خصوصاً داده‌های ژئوشیمیایی می‌باشد. بدیهی است، نوع داده‌ها و شرایط منطقه می‌تواند تعیین‌کننده بهترین روش انتقال باشد.

سپاسگزاری

از سازمان صنعت، معدن و تجارت استان خراسان جنوبی به خاطر استفاده از داده‌های اکتشافی محدوده مورد مطالعه تشکر و قدردانی می‌گردد. همچنین سپاس فراوان خود را از پرفسور Deutsch به خاطر در اختیار قرار دادن کدهای برنامه تبدیل PPMT به زبان فرترن اعلام می‌دارم.

مراجع

- [1] Johnson, R., and D. Wichern, (2018). Applied Multivariate Statistical Analysis, 6th Edition. Pearson Publisher, 808 p.
- [2] Geranian, H., and Z., Khajeh Miry, (2018). Application of robust estimators in determining the outlier data; A Case study: Geochemical data of Shah Soliman Ali, South Khorasan Province. Journal of Analytical and Numerical Methods in Mining Engineering 7(14), 73-85 (In Persian).

- [32] Davis, R.A., Lii, K.S., and D.N., Politis, (2011). Selected works of Murray Rosenblatt, Springer, 486 p.
- [33] Filzmoser, P., Hron, K., and C., Reimann, (2009). Univariate statistical analysis of environmental (compositional) data: Problems and possibilities. *Science of the Total Environment* 407, 6100–6108.
- [34] Filzmoser, P., Hron, K., and C., Reimann, (2010). The bivariate statistical analysis of environmental (compositional) data. *Science of the Total Environment* 408, 4230–4238.
- [35] Buccianti, A., and E., Grunsky, (2014). Compositional data analysis in geochemistry: Are we sure to see what really occurs during natural processes? *Journal of Geochemical Exploration* 141, 1–5.
- [36] Malekzadeh Shafaroudi, A., and M.H., Karimpour, (2015). Mineralogic, fluid inclusion, and sulfur isotope evidence for the genesis of Sechangi lead–zinc (–copper) deposit, Eastern Iran. *Journal of African Earth Sciences* 107, 1–14.
- [37] Kan Azin company, (2009). Detailed exploration of minerals in Birjand county (Hamych area). Industry, Mine & Trade Organization of South Khorasan Province (In Persian).
- [38] Ramzan, S., Maqbool Zahid, F., and S., Ramzan, (2013). Evaluating Multivariate Normality: A Graphical Approach. *Middle-East Journal of Scientific Research* 13 (2), 254–263.
- [39] Reimann, C., Filzmoser, P., and R.G., Garrett, (2002). Factor analysis applied to regional geochemical data: problems and possibilities. *Applied Geochemistry* 17, 185–206.
- [40] Karimpour, M.H., Malekzadeh, A., and M.R., Haidarian, (2012). Ore deposit exploration: Geology, geochemistry, satellite and geophysics methods. Ferdowsi University Press, 632 p. (In Persian).
- [41] Aliyari, F., Afzal, P., Lotfi, M., Shokri, S., and H., Feizi, (2020). Delineation of geochemical haloes using the developed zonality index model by multivariate and fractal analysis in the Cu–Mo porphyry deposits. *Applied Geochemistry* 21, 104694.
- conditional transformation in Sungun copper deposit, Iran. *Arabian Journal of Geosciences* 8, 3821–3831.
- [18] Akhondi, N. (2012). Analysis of the mineral deposit area Hamych birjand Using Statistical Multivariate Methods. MSc. Thesis, University of Birjand (In Persian).
- [19] Dohuee, M., Aryafar, A., Hosseinzade, H., Khosravi, V., and S., Yousefi, (2018). Investigating Mineralization Related Alterations Using Remote Sensing Techniques and Fractal Geometry in Hemich Area, South Khorasan. 10th Symposium of Iranian Society of Economic Geology, Isfahan University (In Persian).
- [20] Mostafaei, K., Norouzi, G., Askari, M.S., and M., Shiva, (2010). Statistical analysis and modeling of geophysical data of IP and RS in Hemich mineral deposit. The First Symposium of Iranian Society of Economic Geology, Ferdowsi University of Mashhad (In Persian).
- [21] Barnett, R.M., Manchuk, J.G., and C.V., Deutsch, (2014). Projection Pursuit Multivariate Transform. *Math Geosci* 46, 337–359.
- [22] Barnett, R.M., Manchuk, J.G., and C.V., Deutsch, (2012). Projection Pursuit Multivariate Transform. Paper 103, CCG Annual Report 14, Alberta University.
- [23] Barnett, R. M. (2017). Projection Pursuit Multivariate Transform. In J. L. Deutsch (Ed.), *Geostatistics Lessons*. Retrieved from <http://www.geostatisticslessons.com/lessons/lineardecorrelation.html>.
- [24] Barnett, R.M., Manchuk, J.G., and C.V., Deutsch, (2016). The projection pursuit multivariate transform for improved continuous variable modeling. *SPE J.* 21(6), 2010–2026.
- [25] Arcari Bassani, M.A., Leite Costa, J.F.C., and C.V., Deutsch, (2018). Multivariate geostatistical simulation with sum and fraction constraints, *Applied Earth Science* 127(3), 83–93.
- [26] Hwang, J., Lay, S., and A., Lippman, (1994). Nonparametric multivariate density estimation: a comparative study. *IEEE Transactions on Signal Processing* 42, 2795–2810.
- [27] Rondon, O. (2012). Teaching Aid: Minimum/Maximum autocorrelation factors for joint simulation of attributes. *Math Geosci* 44, 469–504.
- [28] Elogne, S., and O., Leuangthong, (2008). Implementation of the Min/Max Autocorrelation Factors and Application to a Real Data Example. *Geostatistics Lessons*, Alberta University.
- [29] Barnett, R.M. (2017). Sphering and Min/Max Autocorrelation Factors. In J. L. Deutsch (Ed.), *Geostatistics Lessons*. Retrieved from <http://www.geostatisticslessons.com/lessons/sphereingmaf.html>.
- [30] Leuangthong, O., and C.V., Deutsch, (2003). Stepwise conditional transformation for simulation of multiple variables. *Mathematical Geology* 35(2), 155–173.
- [31] Deutsch, C.V. (2006). Stepwise Conditional transformation in estimation mode. *Geostatistics Lessons* 122, Alberta University.

¹ Masking Effect² Swamping Effect³ Aitchison⁴ Egozcue⁵ Projection Pursuit Multivariate Transform⁶ Normal Scores Transform⁷ Data Sphering⁸ Min/Max Autocorrelation Factors⁹ Linear Model of Coregionalization¹⁰ Step-wise Conditional Transformation¹¹ additive logratio (alr) transformation¹² centered logratio (clr) transformation¹³ isometric logratio (ilr) transformations¹⁴ Ward¹⁵ Robus