

بررسی توانایی عناصر نادر خاکی در تفکیک رسوبات واحدهای سنگی برای استفاده در مطالعات منشاء یابی، مطالعه موردی: حوزه آبخیز چنداب

سید عباس عطاپور فرد^{۱*}

^۱ کارشناس پژوهشی، پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، تهران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۲۸

چکیده

با توجه به عدم امکان استفاده قطعی از یک یا چند ویژگی به عنوان منشاء یاب در مطالعات منشاء یابی، انتخاب آن با توجه به نوع و ویژگی های منابع تولید رسوب صورت می گیرد. بدین ترتیب باید منشاء یاب های مختلف برای تعیین منابع تولید رسوب، در طرح های تحقیقاتی مورد ارزیابی قرار گرفته و برای مناطق مشابه توصیه شوند. در این پژوهش، کارایی عناصر نادر خاکی برای تفکیک رسوبات واحدهای سنگی مورد ارزیابی قرار گرفته اند. بر همین اساس، ۶۹ نمونه از بخش سطحی و آبکندهای فعال ۱۰ واحد سنگ شناسی حوزه آبخیز چنداب اخذ و مقدار عناصر نادر خاکی آن به روش فعال سازی نوترون اندازه گیری شد. در ادامه، با بررسی فرضیات روش تحلیل تشخیص (تبعیت توزیع عناصر از تابع توزیع نرمال، برابری ماتریس کواریانس ها و هم خطی چندگانه) و در نظر گرفتن برخی ملاحظات، تحلیل تابع تشخیص صورت گرفت. بر این اساس، واحدهای سنگی حوضه در پنج گروه طبقه بندی شده و عناصر نادر خاکی Sm، Sc، Yb، Th و Eu به عنوان عناصر منشاء یاب انتخاب شدند. با توجه به روش F یک متغیره ضرایب ساختاری توابع تشخیص، عناصر منتخب در سطح اعتماد ۹۵ درصد قادر به تفکیک رسوبات گروه های سنگ شناسی از یکدیگر هستند. در این میان، عناصر Sm، Eu، Yb و Sc قدرت تفکیک تقریباً یکسان داشته و قابلیت تفکیک عناصر Th نسبت به آن ها کمتر است.

واژه های کلیدی: روش تحلیل تشخیص، عناصر منتخب، عناصر منشاء یاب، فعال سازی نوترون، قدرت تفکیک

مقدمه

و با استفاده از تحلیل های چند متغیره خطی سهم هر منبع در تولید رسوبات حوضه تعیین می شود. تا کنون، ویژگی های فیزیکی از جمله رنگ (Grimshaw و Lewin، ۱۹۸۰؛ Peart، ۱۹۹۳؛ Pulley و همکاران، ۲۰۱۸)، وزن مخصوص (Vanden و همکاران، ۲۰۰۱)، اندازه ذرات (Krein و همکاران، ۲۰۰۳؛ Shi و Yang، ۲۰۱۹)، ویژگی های ژئوشیمیایی از جمله عناصر نادر خاکی (Zhang و همکاران، ۲۰۰۱؛ Wang و همکاران، ۲۰۲۰)، ویژگی های

مطالعات منشاء یابی در سه مرحله صورت می گیرد. در مرحله اول، با توجه به ویژگی های حوضه مورد مطالعه نقشه منابع تولید رسوب تهیه می شود. در مرحله دوم، متناسب با ویژگی های حوضه مورد مطالعه از یک یا چند منشاء یاب برای شناسایی و تفکیک منابع رسوب از یکدیگر استفاده می شود. در مرحله سوم، مقادیر منشاء یاب های انتخاب شده در منابع تولید رسوب و رسوبات حوضه با یکدیگر مقایسه شده

آن‌ها در بخش‌های مختلف خاک از سنگ بستر طبیعت می‌کند. با توجه به این‌که به‌وسیله قطعات سیلت و رس جذب می‌شوند، در مطالعات منشاء‌یابی رسوبات ریزدانه مورد استفاده قرار می‌گیرند (Kimoto و همکاران، ۲۰۰۶).

عناصر نادر خاکی غالباً به‌صورت اکسیدهای صنعتی به‌عنوان ردیاب در تعیین توزیع مکانی فرسایش و حرکت خاک (Wang و همکاران، ۲۰۲۱؛ Zhu و همکاران، ۲۰۱۱؛ Gang Liu و همکاران، ۲۰۱۰؛ Polykov و Neaving، ۲۰۰۴؛ Zhang و همکاران، ۲۰۰۱؛ Matisoff و همکاران، ۲۰۰۱)، ردیابی رسوبات در دامنه‌های تحت کشاورزی (Masselink و همکاران، ۲۰۱۷؛ Deasy و Quinton، ۲۰۱۰)، فرایند ایجاد شیارها (Li و همکاران، ۲۰۰۶) Zhang و همکاران، ۲۰۱۶؛ Zhang و همکاران، ۲۰۱۸) و ردیابی رسوبات در حوضه‌های کوچک (Polykov و همکاران، ۲۰۰۹) مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

لانتانیدهای موجود در خاک و سنگ، به‌صورت محدود در تعیین منشاء رسوبات موجود در مسیر جریان در اراضی کشاورزی (Stevenus و Quinton، ۲۰۰۸)، توزیع و میزان تولید رسوب به‌وسیله رودخانه‌ها (Chen و همکاران، ۲۰۱۶؛ Virgrina و همکاران، ۲۰۱۶؛ Gorbani Kohi kheyli و همکاران، ۲۰۱۱)، منشاء‌یابی رسوبات دریاچه‌ای (Wen و همکاران، ۲۰۱۴)، تفکیک شیمیایی واحدهای ژئومورفولوژی (Gholami و همکاران، ۲۰۱۶)، منشاء‌یابی رسوبات ریزدانه ایستگاه‌های پخش سیلاب (Charkhabi و Ameri، ۲۰۱۱) مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در اغلب مطالعات مذکور، منشاء‌یابی با مقایسه نمودار فراوانی عناصر نادر خاکی در منشاء‌های مختلف (غالباً رودخانه‌ها) صورت گرفته و از روش‌های آماری استفاده نشده است (Stevenus و Quinton، ۲۰۰۸؛ Wen و همکاران، ۲۰۱۴؛ Charkhabi و Ameri، ۲۰۰۱). در مواردی هم که از روش‌های آماری استفاده شده، تکرار در نمونه‌برداری رعایت نشده است (Gorbani Kohi kheyli، ۲۰۱۱؛ Virgrina و همکاران، ۲۰۱۶).

لذا در این پژوهش، کارایی عناصر نادر خاکی در واحدهای سنگ‌شناسی حوضه‌های با مساحت متوسط

کانی‌شناسی مانند کانی‌های رسی (Hey و Garrad، ۱۹۸۹؛ Atapourfard و همکاران، ۲۰۰۵)؛ کانی‌های سنگین (Thomas، ۲۰۱۱)، سنگ‌های سخت و کانی‌ها (Salgan و همکاران، ۲۰۱۵)، ویژگی‌های مغناطیسی کانی‌ها (Hatfield و همکاران، ۲۰۰۹؛ Lima و همکاران، ۲۰۲۰)، رادیونکلئیدهای ریزشی و کیهان‌زاد (Estrany و همکاران، ۲۰۱۰؛ Evard و همکاران، ۲۰۱۳؛ Valente و همکاران، ۲۰۱۹)، ایزوتوپ‌های پایدار و نسبت‌های ایزوتوپی (Rhoton و همکاران، ۲۰۰۸؛ Claudio، ۲۰۱۸)، ویژگی‌های بیولوژیکی از قبیل آنزیم‌های خاک؛ گرده گیاهان و فسیل‌ها (Brown، ۱۹۸۵؛ Chen و همکاران، ۲۰۱۶)، مواد آلی (Walling و همکاران، ۱۹۹۹)، ایزوتوپ‌های پایدار عناصر خاص مانند کربن، هیدروژن و ... (Blake و همکاران، ۲۰۱۲)؛ طیف‌سنجی مادون قرمز منابع تولید رسوب (Evrard و همکاران، ۲۰۱۲) و یا ترکیبی از خصوصیات منشاء‌یاب مذکور (Walling و Woodward، ۱۹۹۵)؛ Williamson و همکاران، ۲۰۲۰) در مطالعات منشاء‌یابی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

با وجود پیشرفت‌های صورت گرفته در منشاء‌یابی رسوبات، تا کنون یک ردیاب خاص و یا ترکیبی از آن‌ها برای منشاء‌یابی قطعی و جامع مطرح نشده است. لذا انتخاب منشاء‌یاب با توجه به نوع و ویژگی‌های مختلف منابع تولید رسوب صورت می‌گیرد. بدین ترتیب باید منشاء‌یاب‌های مختلف برای تعیین منابع تولید رسوب مختلف، در طرح‌های تحقیقاتی مورد ارزیابی قرار گرفته و برای مناطق مشابه توصیه شوند.

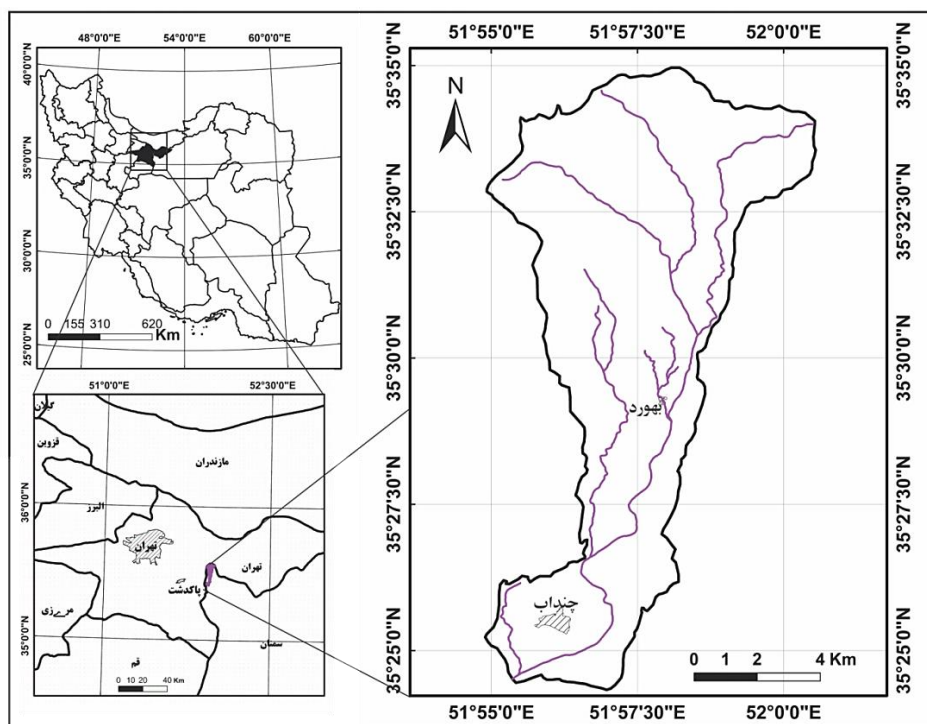
عناصر نادر خاکی به لانتانیدها و یا عناصر واسطه با عدد اتمی ۷۰-۵۷ گفته می‌شود. این عناصر به‌دلیل داشتن ویژگی‌های خاصی از قبیل جذب سریع در سطح ذرات خاک و رسوب، امکان اندازه‌گیری دقیق و آسان آن‌ها، عدم حلالیت در آب و حلال‌های پایه، مشارکت ناچیز در واکنش‌های شیمیایی و جذب اندک آن‌ها به‌وسیله گیاهان؛ به‌عنوان ردیاب در مطالعات ردیابی رسوبات و به‌عنوان منشاء‌یاب در مطالعات منشاء‌یابی مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به عدم حرکت آن‌ها در پروفیل خاک در اثر آب‌شویی توزیع

مطابق روش MPSIAC میزان تولید رسوبات حوضه ۲/۸ تن در هکتار در سال است. در حوضه مورد مطالعه واحدهای سنگ-چینه‌ای سازند کرج در دو بخش لاوهای آندزیتی به همراه سنگ‌های آذرآاری و توف میانی در بخش‌های شمالی حوضه رخنمون یافته است. در بخش‌های میانی آن سازند قرمز زیرین با سنگ‌شناسی غالب کنگلومرا و سازند قرمز زیرین در سه بخش M1 (مارن و سیلتستون همراه با لایه‌های گچ)، M2 (شیل و سیلتستون) و M3 (ماسه-سنگ‌های آهکی و مارن) رخنمون یافته است. در بخش‌های جنوبی حوضه نیز سازند هزار دره از جنس کنگلومرا و واحدهای آبرفتی قدیمه، آبرفت تهران و آبرفت‌های بستر رودخانه دیده می‌شوند (شکل ۱).

مورد ارزیابی قرار گرفته، با استفاده از روش‌های آماری معتبر، از میان عناصر تحت بررسی، عناصری که قابلیت تفکیک رسوبات منشأگرفته از واحدهای سنگ‌شناسی مختلف را داشته‌اند، شناسایی و معرفی شده‌اند. بدین ترتیب نتایج این پژوهش امکان به‌کارگیری عناصر نادر خاکی در مناطق مشابه را فراهم می‌آورد.

مواد و روش‌ها

ویژگی‌های عمومی و زمین‌شناسی حوضه مورد مطالعه: حوزه آبخیز چنداب با مساحت ۱۱۰/۱۶۷ کیلومتر مربع در شرق استان تهران قرار گرفته است. میانگین بارش سالانه حوضه ۱۸۵/۷ میلی‌متر بوده، میانگین تبخیر سالیانه آن ۱۸۰۰ میلی‌متر است.



شکل ۱- موقعیت حوزه آبخیز چنداب در کشور و استان تهران

بر اساس بررسی‌های صحرایی به‌عمل آمده فرسایش‌های سطحی و آبراه‌های به‌عنوان عوامل فرسایشی اصلی تولید رسوب، محسوب می‌شوند. از این‌رو، در پژوهش حاضر از خاک‌های سطحی هر واحد لیتولوژیک (در عمق صفر تا دو سانتی‌متر) و دیواره فعال آبراه‌های هر یک از لیتولوژی‌های مذکور، سه نمونه (در مجموع شش نمونه) اخذ شده است.

نمونه‌برداری و آزمایش‌ها: با توجه به این‌که خاک سطحی واحدهای لیتولوژیک موجود در حوزه آبخیز مورد بررسی منابع تولید رسوب بوده و ترکیب آن از لیتولوژی زیرین تبعیت می‌کند، از این‌رو، واحدهای لیتولوژیک به‌عنوان واحدهای کاری اولیه در نظر گرفته شده و عناصر نادر خاکی موجود در سطح آن‌ها تعیین شده‌اند.

تعیین ترکیب بهینه عناصر نادر خاکی و میزان توانایی نسبی آن‌ها در تفکیک منابع رسوب از یکدیگر: در این پژوهش، برای طبقه‌بندی واحدهای سنگی بر اساس توزیع عناصر نادر خاکی و همچنین، تعیین ترکیب مناسبی از متغیرهای متمایزکننده گروه‌ها؛ از تحلیل تابع تشخیص استفاده شده است. استفاده از روش مذکور مستلزم وجود فرضیاتی از قبیل شناسایی و حذف داده‌های پرت، تبعیت داده‌ها از تابع توزیع نرمال، برابر بودن ماتریس کواریانس‌ها و عدم وجود هم‌خطی چندگانه بین منشاء‌یاب‌ها است.

نمونه‌ها بر روی الک ۲۰۰ (۷۵ میکرون) شسته و بخش زیرین الک در درجه حرارت طبیعی محیط خشک شدند. در ادامه، این نمونه‌ها بصورت پودر و به وزن ۵۰۰ گرم در ظروف پلاستیکی بسته‌بندی شدند و پس از قرارگیری شماره نمونه و خود نمونه در درون ظرف پلاستیکی دوم بسته مزبور دوخته شد و برای انجام آزمایش فعال‌سازی نوترون (N.A.A) به آزمایشگاه راکتور مینیاتوری اصفهان ارسال شدند. نمونه تحت آزمایش فعال‌سازی نوترون در درون راکتور اتمی قرار گرفته و مقادیر عناصر نادر خاکی آن‌ها به همراه Sc، Th و Yb تعیین شده‌اند.

جدول ۱- تعداد نمونه‌های اخذ شده از خاک سطحی و دیواره آبراهه‌های فعال هر یک از واحدهای لیتولوژیک حوزه آبخیز چنداب

نام سازند	نام بخش	علامت در نقشه زمین‌شناسی	نام واحد لیتولوژیک	تعداد نمونه‌های سطحی اخذ شده	تعداد نمونه اخذ شده از آبراهه‌ها	تعداد نمونه‌های پرت
سازند کرج	بخش لاوهای آندزیتی و سنگ‌های آذرآواری	EV	توف Evt	۳	۳	۵
			آندزیت Eva	۳	۳	۶
	بخش توف میانی	Et2	توف	۳	۳	۰
سازند سرخ زیرین	---	Olc	کنگومرا	۳	۳	۰
	بخش زیرین	M1	مارن	۳	۳	۰
	بخش میانی	M2	سیلتستون	۳	۳	۰
سازند سرخ فوقانی			ماسه‌سنگ	۳	۰	۰
	بخش فوقانی	M3	آهکی M3-L	۳	۰	۰
			مارن M3-M	۳	۳	۰
کنگومرای هزار دره	---	M-PL	کنگومرا	۳	۳	۰
واحد آبرفت قدیمه	---	Q1	آبرفت	۳	۳	۰
واحد آبرفت تهران	---	Qt	آبرفت	۳	۳	۰
آبرفت‌های بستر رودخانه و تراس‌های آبرفتی	---	Qal	آبرفت	۳	۳	۰
کل تعداد نمونه‌ها	---	---	---	۳۶	۳۳	۱۱

قرار گرفت؛ نمونه مزبور عادی بوده و در غیر این صورت نمونه پرت خواهد بود.

به‌منظور بررسی تابعیت داده‌ها از تابع توزیع نرمال از آزمون‌های آماری کلوموگروف-اسمیرنوف و شپیرو-ویلکس استفاده شده، برای اثبات فرض برابر بودن ماتریس کواریانس‌ها، در این پژوهش از آزمون آماری باکس-M (Box's M) استفاده شده است.

هم‌خطی چندگانه عناصر نادر خاکی با برقراری ماتریس همبستگی و همچنین، بررسی میزان تحمل

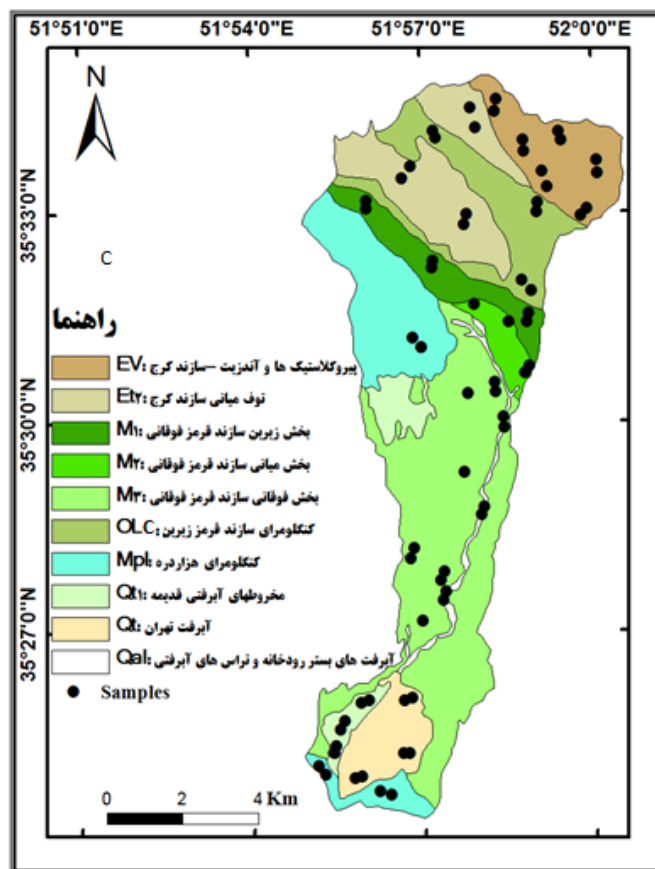
در این پژوهش برای تعیین نمونه‌های پرت، ابتدا مقدار MAD (میانه انحراف‌های مختلف کلیه داده‌های هر عنصر از میانه) با استفاده از رابطه (۱) محاسبه شده است.

$$MAD = 1.482 \text{ Median} (|X_i - X_{\text{Median}}|) \quad (1)$$

سپس، پارامتر $MAD \pm 3 \text{ Median}$ که در آن Median میانه داده‌هاست، محاسبه شده است. اگر در هر متغیر MAD محاسبه شده در محدوده نتایج اخیر

شده، توابع بدون آن‌ها تعیین شده‌اند.

بین عناصر نادر خاکی بررسی شده و متغیرهای دارای هم‌خطی شدید با سایر متغیرها از تابع تشخیص حذف



شکل ۲- موقعیت نمونه‌های اخذ شده از خاک سطحی و محدوده فرسایش شیاری و آبراه‌های موجود در واحدهای سنگ‌شناسی حوزه آبخیز چنداب

طبقه‌بندی شده‌اند. برای تعیین میزان صحت طبقه‌بندی صورت پذیرفته، نتایج حاصله با طبقه‌بندی اولیه صورت پذیرفته (واحدهای لیتولوژیک) مورد مقایسه قرار گرفته و تعداد و درصد نمونه‌های درست طبقه‌بندی شده تعیین شده است. به‌منظور تعیین اهمیت نسبی هر یک از عناصر نادر خاکی در جداسازی واحدهای لیتولوژیک از یکدیگر، از شاخص قدرت تفکیک استفاده شده است. برای محاسبه شاخص قدرت ابتدا، ریشه پنهان نسبی هر تابع تشخیص با استفاده از رابطه (۲) تعیین شده و سپس، با استفاده از رابطه (۳) شاخص قدرت تفکیک هر عنصر محاسبه شده است. پس از محاسبه مقدار شاخص قدرت هر یک از عناصر نادر خاکی در هر تابع، با جمع عددی مقادیر شاخص قدرت عناصر در کلیه توابع معنی‌دار، شاخص قدرت مرکب هر متغیر که

تحلیل و ارزیابی با به‌کارگیری تابع تشخیص:
پس از بررسی فرض‌های به‌کارگیری تابع تشخیص با استفاده از نرم‌افزار SPSS 16 اقدام به تعیین توابع تشخیص شده است. بدین‌منظور، در این پژوهش از روش گام به گام استفاده شده است. با توجه به این‌که در این پژوهش وارد کردن عناصر نادر خاکی با بیشترین توان تفکیکی در توابع تشخیص مد نظر بوده، لذا، از معیار مجذور فاصله ماهالانوبیس ($Mahalanobis D^2$) و روش گام به گام استفاده شد و توابع در محیط نرم‌افزار تعیین شدند. به‌منظور تعیین سطح معنی‌داری مجذور فاصله ماهالانوبیس بین مرکز ثقل گروه‌های توابع تشخیص از آزمون آماری مجذور کای (χ^2) استفاده شده، سطح معنی‌داری پنج درصد و کمتر از آن در نظر گرفته شده است. مطابق نتایج تحلیل تشخیص، نمونه‌ها در گروه‌های مختلف

متغیرها (عناصر) پرت نیستند، از این رو شواهد قوی مبنی بر پرت بودن آن‌ها وجود ندارد و نمی‌توان نسبت به حذف آن‌ها اقدام کرد. از طرف دیگر، قرارگیری نمونه‌های پرت بر روی یک واحد لیتولوژیک خاص حاکی از اختلاف شدید این واحد از نقطه نظر فراوانی عناصر نادرخاکی نسبت به سایر واحدهای لیتولوژیک بوده، به عبارتی نمی‌توان نمونه‌ها را پرت فرض کرد.

نتایج بررسی تبعیت داده‌ها از تابع توزیع نرمال در جدول ۳ درج شده است. مطابق نتایج حاصله می‌توان چنین عنوان کرد که مقادیر عناصر نادر خاکی Tb، Eu و Sc در سطح اعتماد ۹۵ درصد فرض صفر را رد کرده و بدین ترتیب توزیع این عناصر در لیتولوژی‌های حوضه از تابع توزیع نرمال تبعیت کرده، سایر عناصر نادر خاکی از این توزیع تبعیت نمی‌کنند. با توجه به عدم وجود داده پرت، می‌توان چنین عنوان کرد که عدم تبعیت عناصر از توزیع نرمال مربوط به چولگی داده‌ها بوده و تحلیل را ادامه داد. زیرا در صورتی که چولگی داده‌ها عامل عدم تبعیت آن‌ها از تابع توزیع نرمال باشد، استفاده از روش تحلیل تابع تشخیص معتبر بوده، عدم رعایت آن تاثیر چندانی بر نتایج نخواهد داشت (Tabachnick و Fidell، ۱۹۹۶). در پژوهش حاضر به علت عدم وجود داده‌های پرت، با وجود عدم تبعیت اغلب عناصر از تابع توزیع نرمال از روش تحلیل تابع تشخیص استفاده شد.

یکی دیگر از فرض‌های تحلیل تابع تشخیص برابری ماتریس‌های کواریانس است که در پژوهش حاضر از آزمون آماری باکس-ام استفاده شده که نتایج آن حاکی از عدم برابری ماتریس کواریانس‌ها می‌باشد. دلیل وقوع این امر عدم تبعیت بیشتر عناصر نادر خاکی از توزیع نرمال است. در چنین حالتی برای به کمینه رساندن تاثیر فرض یاد شده بر نتایج تحلیل تشخیص، می‌توان به جای ماتریس کواریانس ادغام شده از ماتریس کواریانس جداگانه (هر یک از گروه‌ها) استفاده کرد (Tabachnick و Fidell، ۱۹۹۶). در این مطالعه، این امر صورت پذیرفته و به علت نداشتن اختلاف زیاد با حالت معمولی، می‌توان نتیجه گرفت که برقراری فرض برابری ماتریس‌های کواریانس در این پژوهش تاثیر اندکی بر نتایج دارد.

بیانگر اثر تفکیکی کل عناصر مذکور در بین تمام توابع تشخیص معنی‌دار می‌باشد، محاسبه شده است. این معیار یک معیار نسبی بوده، مقدار مطلق آن معنی خاصی نخواهد داشت.

(۲) (مجموع ریشه‌های پنهان تمام توابع معنی‌دار) / (ریشه پنهان تابع زام) = ریشه پنهان نسبی تابع زام
(۳) ریشه پنهان نسبی تابع زام * (ضریب ساختاری متغیر i ام در تابع زام) = مقدار قدرت متغیر i ام در تابع زام

پس از بررسی صحت پیش‌بینی عضویت نمونه‌ها در گروه‌ها (لیتولوژی‌های مختلف)، می‌بایست میزان اعتبار درونی و بیرونی طبقه‌بندی صورت پذیرفته ارزیابی شود. با توجه به این امر که در تحلیل تشخیص تنها از نمونه‌های تحلیلی برای ارزیابی نتایج استفاده می‌شود، این امکان وجود دارد که درصد طبقه‌بندی صحیح اغراق‌آمیز باشد. در این پژوهش، از روش ارزیابی متقابل جک‌نایف (Jackknife) برای صحت‌سنجی گروه‌بندی نمونه‌ها استفاده شده است. در این روش، یک مشاهده حذف شده و بدون آن نمونه تابع تشخیص برآورد شده و میزان صحت طبقه‌بندی برآورد شده است. در ادامه، با حذف یک نمونه دیگر این عمل تکرار شده و K-1 مرتبه این عمل تکرار شده و پس از محاسبه تعداد و درصد طبقه‌بندی صحیح با جمع مقدار و درصد طبقه‌بندی صحیح کلیه مراحل مقدار و درصد طبقه‌بندی صحیح تعیین شده است.

نتایج و بحث

نتایج آماره‌های توصیفی و بررسی داده‌های پرت بر اساس معیار $(Median \pm 3 MAD)$ در جدول‌های ۱ و ۲ درج شده است. ۱۱ نمونه از ۶۹ نمونه اخذ شده از سطح واحدهای لیتولوژیک که همگی مربوط به بخش گدازه‌های آندزیتی هستند، پرت به نظر می‌رسند. در میان عناصر مورد پژوهش، عناصر Tm، Yb، La، Ce، Th، Sm و Lu به ترتیب با داشتن نه، نه، ۱۱، شش، هفت و پنج نمونه پرت بیشترین تعداد نمونه‌های پرت را دارا هستند. با توجه به این که هیچ یک از نمونه‌های یاد شده در تعداد قابل توجهی از

جدول ۲- آماره‌های توصیفی هر یک از عناصر نادر خاکی به کار گرفته شده در پژوهش (ppm)

نام عنصر	بیشینه	کمینه	دامنه تغییرات	میانگین	انحراف از معیار	واریانس	کج شدگی
La	۸۲/۴۰	۶۰/۶	۳۴/۲۲	۲۴/۱۵	۵/۸۱	۳۳/۷۵	-۱/۱۷
Ce	۶۷/۸۰	۱۶/۸۱	۶۳/۸۶	۵۱/۰۳	۱۱/۷۷	۱۳۸/۴۷	-۰/۷۹
Sm	۵/۸۰	۱/۵۳	۴/۲۷	۴/۲۶	۰/۸۴	۰/۷۱	-۱/۶۶
Eu	۱/۳۱	۰/۴۷	۰/۸۴	۰/۹۰	۰/۱۸	۰/۰۳	-۰/۱۲
Tb	۰/۸۱	۰/۴۰	۰/۴۱	۰/۶۱	۰/۰۹	۰/۰۱	-۰/۰۳
Ho	۱/۱۴	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۵۵	۰/۲۵	۰/۰۶	۰/۲۴
Tm	۱/۳۴	۰/۲۵	۱/۰۹	۱/۰۲	۰/۳۵	۰/۱۲	-۱/۵۸
Yb	۲/۹۶	۰/۹۰	۲/۰۶	۲/۲۴	۰/۵۰	۰/۲۵	-۱/۱۹
Lu	۱/۸۰	۰/۱۲	۱/۶۸	۰/۳۵	۰/۲۰	۰/۰۴	۵/۹۲
Sc	۱۵/۱۹	۷/۷۰	۷/۴۹	۱۱/۹۳	۱/۸۰	۳/۲۳	۰/۰۷
Th	۹/۷۷	۱/۱۸	۸/۵۹	۷/۸۳	۱/۹۷	۳/۸۸	-۲/۲۶

جدول ۳- نتایج به کارگیری آزمون‌های آماری کولوموگروف-اسمیرنوف و شاپیرو-ویلک برای بررسی تبعیت یا عدم تبعیت توزیع مقادیر عناصر نادر خاکی در لیتولوژی‌های حوضه از تابع توزیع نرمال

نام عنصر	کولوموگروف-اسمیرنوف			شاپیرو-ویلک		
	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
La	۰/۲۱۵	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۰۸۱۹	۶۹	۰/۰۰۰
Ce	۰/۰۱۹۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۸۷۵۰	۶۹	۰/۰۰۰
Sm	۰/۲۰۷۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۸۲۰۰	۶۹	۰/۰۰۰
Eu	۰/۰۸۷۰	۶۹	۰/۲۰۰(*)	۰/۹۸۲۰	۶۹	۰/۴۲۶۰
Tb	۰/۰۴۹۰	۶۹	۰/۲۰۰(*)	۰/۹۸۸۰	۶۹	۰/۷۵۵۰
Ho	۰/۱۳۷	۶۹	۰/۰۰۳	۰/۹۴۲۰	۶۹	۰/۰۰۳۰
Tm	۰/۳۲۱۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۶۶۶۰	۶۹	۰/۰۰۰
Yb	۰/۱۷۲۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۸۶۶۰	۶۹	۰/۰۰۰
Lu	۰/۳۰۶۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۴۴۹۰	۶۹	۰/۰۰۰
Sc	۰/۰۷۱۰	۶۹	۰/۲۰۰(*)	۰/۹۷۴۰	۶۹	۰/۱۶۳۰
Th	۰/۲۹۲۰	۶۹	۰/۰۰۰	۰/۶۶۹۰	۶۹	۰/۰۰۰

نتایج روش تحلیل عامل‌ها با مقدار مشخصه بیش از یک که به منظور بررسی همبستگی بین عناصر نادر خاکی انجام شده، در جدول ۴ درج شده است. مطابق نتایج حاصله، شش عامل اول که حدود ۹۳/۷۶ درصد تغییرات داده‌ها را بیان می‌کنند، انتخاب شده‌اند. عامل‌های اول، دوم، سوم، چهارم، پنجم و ششم به ترتیب ۴۷/۷۴، ۱۹/۴۹، ۸/۰۲، ۷/۵۹، ۶/۲۶ و ۴/۶۶ درصد از تغییرات داده‌ها را بیان می‌کنند. کمینه مقدار ممکن برای بیان همبستگی شدید بین دو متغیر در روش تحلیل عاملی ۰/۹۵ است. در پژوهش حاضر،

مقادیر موجود کمتر از این مقدار بوده و این امر حاکی از عدم وجود هم‌خطی شدید بین عناصر نادر خاکی است (جدول ۵). مقادیر عامل تورم واریانس و تجزیه واریانس یک طرفه بین عناصر نادر خاکی در جدول ۵ درج شده است. پایین‌تر بودن عامل تورم واریانس از ۱۰ در بین عناصر نادر خاکی نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی شدید بین عناصر نادر خاکی است. مطابق روش تحلیل عاملی (جدول ۵) همبستگی قابل توجهی بین عناصر La، Ce و Ue با یکدیگر و همچنین، عناصر Tm و Yb وجود دارد. لذا، در تحلیل تابع تشخیص،

جدول ۶ درج شده است. روش مزبور با دسته‌بندی نمونه‌ها با توجه به نوع لیتولوژی به‌طور متناوب صورت پذیرفته، در هر مرحله صحت طبقه‌بندی بررسی شده است. در این پژوهش، از معیار ویلکس لامبدا 'Wilks' (Lambda)، که معرف نسبت اختلاف‌های درون گروهی به اختلاف‌های بین گروهی است) برای ورود و یا حذف از توابع توابع تشخیص استفاده شد.

عناصر مذکور به‌ترتیب مورد استفاده قرار گرفته و از میان آن‌ها عناصری که توان توضیحی توابع را بیشتر از دیگران افزایش می‌داد، مورد استفاده قرار گرفت. لذا، عناصر La، Ce و Tm از تحلیل تابع تشخیص کنار گذاشته شده و عناصر Eu و Yb مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج تحلیل تشخیص بر اساس معیار مجذور فاصله ماهالانویس و استفاده از روش گام به گام در

جدول ۴- نتایج تجزیه عامل عناصر نادر خاکی با مؤلفه‌های مختلف برای تعیین همبستگی عناصر با یکدیگر

نام عنصر	مؤلفه‌ها					
	۱	۲	۳	۴	۵	۶
La	۰/۹۳	۰/۲۷	۰/۰۵	۰/۰۵	-۰/۱۱	۰/۰۶
Ce	۰/۹۲	۰/۲۶	-۰/۰۲	۰/۱۱	-۰/۰۳	۰/۰۵
Sm	۰/۷۷	۰/۲۶	۰/۳۸	۰/۱۶	-۰/۱۰	۰/۲۰
Eu	۰/۸۲	-۰/۱۰	۰/۳۳	۰/۲۷	-۰/۱۱	-۰/۰۱
Tb	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۸۰	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۱۰
Ho	۰/۱۱	۰/۳۶	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۹۲
Tm	۰/۱۱	۰/۹۲	۰/۱۴	-۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۲۵
Yb	۰/۱۴	۰/۸۸	۰/۲۴	-۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۶
Lu	-۰/۱۵	۰/۰۸	-۰/۰۲	-۰/۰۵	۰/۹۸	۰/۰۰
Sc	۰/۲۵	-۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۹۶	-۰/۰۵	۰/۰۶
Th	۰/۵۱	۰/۷۹	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۲	۰/۱۲

جدول ۵- آزمون‌های آماری تشخیص توان جداسازی واحدهای سنگی به‌وسیله عناصر نادر خاکی و معیارهای تشخیص هم‌خطی چندگانه

نام عنصر	تجزیه واریانس یک طرفه			تورم واریانس عامل		کروسکال-والیس	
	آماره F	سطح معنی‌داری	عدد تحمل	عامل تورم واریانس	آماره H	سطح معنی‌داری	
Tb	۸/۰	۰/۰۰	۰/۶۱	۱/۶۴	۲۳/۲۲	۰/۰۰۰	
Ho	۷/۸	۰/۰۰	۰/۶۲	۱/۶۲	۲۷/۲۱	۰/۰۰۰	
Yb	۳۹/۱	۰/۰۰	۰/۲۴	۴/۱۰	۲۹/۷۱	۰/۰۰۰	
Lu	۱/۰	۰/۴۱۴	۰/۹۳	۱/۰۸	۱۷/۳۵	۰/۰۰۴	
Sc	۲۱/۴	۰/۰۰	۰/۳۷	۲/۷۰	۴۴/۳۰	۰/۰۰۰	
Th	۷۶/۹	۰/۰۰	۰/۱۴	۷/۱۰	۳۶/۹۱	۰/۰۰۰	
Ce	۱۷/۴	۰/۰۰	۰/۴۲	۲/۳۸	۲۸/۱۹	۰/۰۰۰	
Sm	۳۴/۱	۰/۰۰	۰/۲۷	۳/۷۰	۳۱/۶۵	۰/۰۰۰	
Eu	۲۴/۵	۰/۰۰	۰/۳۴	۲/۹۴	۳۷/۸۶	۰/۰۰۰	

مقدار ویلکس لامبدا کاهش یافته است. به‌عبارتی دیگر، درصد طبقه‌بندی صحیح نمونه‌ها بالاتر رفته و سطح معنی‌داری بهینه شده است. لذا، توان توابع تشخیص در تفکیک بین واحدهای سنگی (گروه‌ها) افزایش یافته و بدین‌ترتیب بهترین ترکیب از عناصر که قادر به تفکیک واحدهای سنگی از یکدیگر بوده، به‌دست آمده است (جدول ۶). بر اساس

بدین‌ترتیب که در هر مرحله عنصری که پنج درصد یا کمتر معنی‌دار بوده و بیشترین فاصله ماهالانویس را داشته وارد توابع شده است. هم‌زمان با ورود متغیرهای اضافی، در صورت بالاتر رفتن آماره F از ۰/۰۵ در متغیرهای قبلی، آن متغیر از توابع خارج شده است. با ورود عناصر نادر خاکی بیشتر به معادلات تابع تشخیص، مجذور فاصله ماهالانویس افزایش و

دسته‌بندی‌های صورت پذیرفته و بررسی صحت‌سنجی طبقه‌بندی، آبرفت‌های حوضه، کنگلومرای هزاردره و کنگلومرای سازند قرمز زیرین، بخش‌های مختلف سازند قرمز فوقانی، بخش توف میانی سازند کرج، آندزیت‌های بخش لاواهای آندزیتی سازند کرج و نهایتاً توف‌های بخش لاواهای آندزیتی سازند کرج هر یک به‌عنوان یک واحد کاری مستقل در نظر گرفته شده و عناصر نادر خاکی Ho, Yb, Sc, Sm, Th و Eu به‌عنوان ترکیب بهینه از عناصر ردیاب که قادر به تفکیک گروه‌های مذکور از یکدیگر هستند، شناسایی

شده‌اند.

حاصل به‌کارگیری تابع تشخیص پنج تابع است که عناصر وارد شده به توابع و ضرایب ساختاری آن‌ها در جداول ۷ و ۸ درج شده‌اند. سطح معنی‌داری توابع مذکور با استفاده از آماره مجذور کای، مورد بررسی قرار گرفته که نتایج آن در جدول ۸ درج شده است. نتایج حاصله، معنی‌داری چهار تابع، بر اساس مربع کای، در سطح اعتماد ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. تابع اول نزدیک به ۶۶/۸۷ درصد از تغییرات بیان شده به‌وسیله پنج تابع را به خود اختصاص داده است.

جدول ۶- گام‌های مختلف ورود عناصر به مدل و تاثیر آن‌ها بر توان جداسازی تحلیل تشخیص

گام	عناصر ردیاب	مقدار	درصد	درصد تجمعی	سطح معنی‌داری	تاثیر	تاثیر	تاثیر	تاثیر	تاثیر
۱	Eu	۰/۱۹	۰/۶۷	۰/۳۴۰	۰/۷۰۳	۱/۴۲۳	۴۹/۳۰			
۲	Sc	۴/۴۲	۰/۱۶	۰/۱۴۲	۰/۷۲۷	۱/۳۷۵	۷۵/۴۰			
۳	Th	۵/۳۳	۰/۰۲	۰/۰۱۹	۰/۷۸۲	۱/۲۷۹	۸۴/۱۰			
۴	Ho	۵/۴۲	۰/۰۱	۰/۰۱۵	۰/۷۹۶	۱/۲۵۶	۸۲/۶۰			
۵	Sm	۴/۵۸	۰/۰۱	۰/۰۱۱	۰/۵۳۰	۱/۸۸۵	۸۷/۰۰			
۶	Tb	۳/۸۰	۰/۰۳	۰/۰۰۹	—	—	—			
۷	Yb	۳/۲۱	۰/۰۶	۰/۰۰۶	۰/۹۲	۱/۰۸۳	۸۷/۰۰			
۸	Tb	۳/۷۶	۰/۰۳	—	۰/۰۰۷	—	—			

با توجه به مربع همبستگی کانونی، تابع اول قادر به توصیف ۹۶/۶۹ درصد از تغییرات واحدهای سنگی (متغیر وابسته) است. لذا، این تابع بیشترین قابلیت را برای تفکیک واحدهای سنگی (بر اساس فراوانی عناصر نادر خاکی) از یکدیگر را دارد. توابع دوم، سوم و چهارم به‌ترتیب ۶/۹، ۱/۵ و ۰/۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را بیان می‌کنند و چهار تابع تعیین شده قادر به توصیف ۹۹/۲۹ درصد از تغییرات در گروه‌ها هستند

(جدول ۷).

به‌منظور نمایش قابلیت تفکیک گروه‌ها و میزان هم‌پوشانی آن‌ها در توابع تشخیص، نمودار پراکنش تابع ۱ و تابع ۲ (که بیشترین قابلیت را در تفکیک گروه‌ها دارند) ترسیم شده است (شکل ۳). بر این اساس، توابع مذکور قادر به تفکیک گروه‌ها از یکدیگر بوده و گروه‌های ۵ و ۶ را از گروه‌های ۱ الی ۴ به‌طور کامل جدا کرده‌اند.

جدول ۷- مقادیر مشخصه توابع تشخیص و قابلیت تفکیک واحدهای سنگ‌شناسی به‌وسیله آن‌ها با به‌کارگیری آماره‌های مختلف

تابع	مقدار مشخصه	درصد	درصد تجمعی	همبستگی کانونی	بیان درصد تغییرات	ویلکس لامبدا	مربع کای	سطح معنی‌داری
۱	۹/۷۴	۶۶/۸۷	۶۶/۸۷	۰/۹۵	-۹۰/۶۹	۰/۰۱	۳۱۰/۰۳	۰/۰۰۰
۲	۲/۸۰	۱۹/۲۳	۸۶/۰۹	۰/۸۶	۰/۰۶۹۰	۰/۰۷	۱۶۲/۸۳	۰/۰۰۰
۳	۱/۶۹	۱۱/۵۹	۹۷/۶۸	۰/۷۹	۰/۰۱۵۰	۰/۲۷	۸۰/۰۵	۰/۰۰۰
۴	۰/۲۸	۱/۹۴	۹۹/۶۳	۰/۴۷	۰/۰۰۲۰	۰/۷۴	۱۸/۷۴	۰/۰۰۵
۵	۰/۰۵	۰/۳۷	۱۰۰/۰	۰/۲۳	۰/۰۰۰۴	۰/۹۵	۳/۲۹	۰/۱۹۲۰

جدول ۸ - مقادیر ضرائب ساختاری تابع تشخیص، آماره مجذور کای و سطح معنی داری توابع تشخیص به دست آمده

ضرایب ساختاری توابع تشخیص در عناصر نادر خاکی					نام عنصر
۵	۴	۳	۲	۱	شماره تابع تشخیص
۰/۷۸۵۳۹	-۰/۵۹۹۲	۰/۳۵۵۳۷	-۰/۳۵۳۷	۰/۱۶۲۵۵	Ho
۰/۲۰۴۶۱	۰/۸۲۸۷۱	۰/۰۸۲۵۲	-۰/۳۸۴۲	۰/۴۱۰۵۱	Yb
-۰/۱۵۴۳	۰/۲۶۲۱۸	۰/۰۱۱۸۶	-۰/۰۹۰۷	-۰/۴۷۵۱	Sc
-۰/۴۰۴۷	-۰/۵۱۷۸	۰/۰۹۶۹۴	-۰/۰۶۹۳	۰/۸۹۸۰۸	Th
-۰/۰۳۸۷	۰/۲۵۶۸۰	-۰/۴۵۳۷	۰/۷۳۹۲۲	۰/۱۳۹۸	Sm
۰/۳۶۵۲۸	-۰/۰۵۵۷	۰/۰۵۶۱۶	۰/۵۱۸۲۸	-۰/۰۶۲۳	Eu
۰/۰۷	۰/۴۵	۱/۷	۳/۳۲	۲۶/۷۹	مقدار ریشه پنهان توابع تشخیص
۳/۳	۱۸/۷	۸۰	۱۶۲/۸	۳۱۰	مقدار مجذور کای
۰/۱۹۲۰	۰/۰۵	۰	۰	۰	سطح معنی داری توابع تشخیص

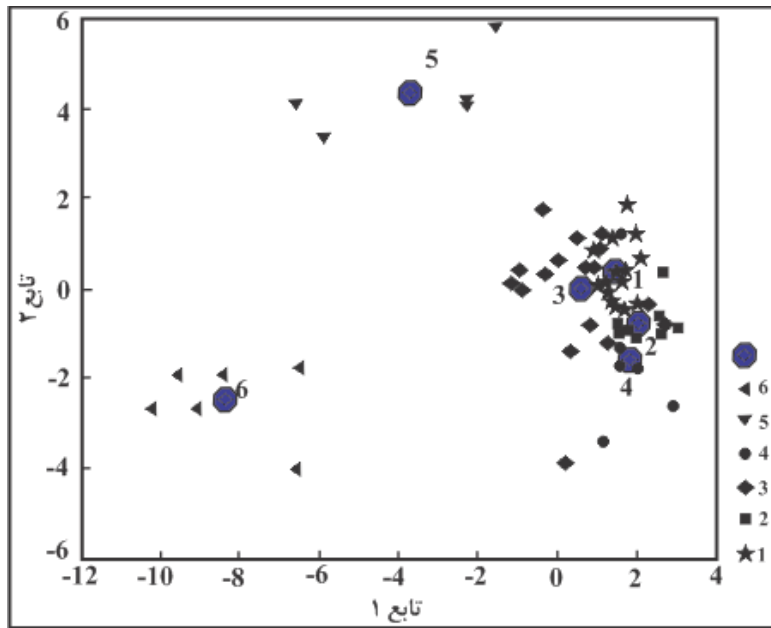
۱۰ درج شده است. مطابق نتایج حاصله توان جداسازی عناصر از نقطه نظر آماری در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی دار بوده و این عناصر به عنوان منشاء یاب قادر به جداسازی رسوبات تولید شده به وسیله واحدهای سنگی طبقه بندی شده هستند. مقدار شاخص قدرت تفکیک منابع تولید رسوب (واحدهای سنگی) با استفاده از روابط (۲) و (۳) محاسبه و در جدول ۱۰ درج شده است. مطابق این معیار، قدرت تفکیک عناصر Sm، Eu، Yb و Sc تقریباً یکسان (۰/۲۳-۰/۲۶) بوده و قابلیت عناصر Th و مخصوصاً Ho از بقیه کمتر است.

نتیجه گیری

تحلیل فراوانی عناصر نادر خاکی در ۶۹ نمونه اخذ شده از ۱۰ واحد سنگی رخنمون یافته در سطح حوضه چناب به منظور امکان به کارگیری آنها به عنوان منشاء یاب با استفاده از تابع تشخیص صورت پذیرفت. با وجود عدم تبعیت فراوانی اغلب عناصر نادر خاکی از تابع توزیع نرمال و عدم برابری ماتریس کواریانسها، به دلیل عدم وجود داده پرت و تغییرات زیاد فراوانی عناصر در واحدهای سنگی، تحلیل تابع تشخیص مورد استفاده قرار گرفت. عناصر La، Ce، Eu، Tm و Yb دارای هم خطی چندگانه بوده اند. لذا، در این میان عناصر La، Ce و Tm به دلیل داشتن توان توضیحی کمتر در توابع تشخیص نسبت به عنصر Eu و Tm کنار گذاشته شدند.

معنی دار بودن توابع شرط لازم برای اثبات قابلیت تفکیک و طبقه بندی واحدهای سنگی است، اما برای اثبات موارد مذکور کافی نیست (Hair و همکاران، ۱۹۹۸). لذا، در این پژوهش اختلاف بین گروهها (واحدهای سنگی) دو به دو با یکدیگر بررسی شده و نتایج حاکی از عدم وجود دو گروه با عدم معنی داری مناسب است. از طرفی دیگر، برای صحت سنجی طبقه بندی انجام شده، تعداد و درصد طبقه بندی با قرارگیری نمونه ها در سطح واحدهای سنگی مقایسه شده و نتایج آن در جدول ۹ درج شده است. مطابق این طبقه بندی از مجموع ۶۹ نمونه اخذ شده از سطح واحدهای لیتولوژیک ۶۰ نمونه به طور صحیح دسته بندی شده که این مقدار معادل ۸۷ درصد کل نمونه ها می باشد. ارزیابی متقابل نتایج طبقه بندی صورت گرفته به روش جک نایف (بخش پایین جدول ۹) حاکی از طبقه بندی صحیح ۸۱/۲ درصد از نمونه ها می باشد. یکی از مهمترین مباحث در منشاء یابی تعیین اهمیت نسبی هر یک از منشاء یابها در تفکیک منابع رسوب از یکدیگر است.

ضریب ساختاری هر عنصر در توابع تشخیص به عنوان معیار اهمیت نسبی آن در توابع تشخیص است که مقادیر آن در جدول ۸ درج شده است. بر این اساس، در تابع ۱ عناصر Yb و Sc و در تابع ۲ عنصر Th بیشترین اهمیت نسبی را دارند. برای تعیین اهمیت نسبی عناصر بر اساس ضرایب ساختاری از روش F یک متغیره استفاده شده و نتایج آن در جدول



شکل ۳- وضعیت جداسازی گروه‌ها (واحدهای سنگ‌شناسی) به‌وسیله توابع تشخیص ۱ و ۲

جدول ۹- صحت‌سنجی گروه‌بندی به‌دست آمده از نتایج تحلیل تابع تشخیص بر اساس مقایسه آن با واحدهای سنگ‌شناسی موجود

مجموع	شماره گروه‌ها						شماره گروه‌ها	
	۶	۵	۴	۳	۲	۱		
۱۸	۰	۰	۰	۱	۲	۱۵	۱	تعداد
۱۲	۰	۰	۰	۰	۱۰	۲	۲	
۲۱	۰	۰	۱	۱۸	۰	۲	۳	
۶	۰	۰	۵	۱	۰	۰	۴	
۶	۰	۶	۰	۰	۰	۰	۵	
۶	۶	۰	۰	۰	۰	۰	۶	
۱۰۰	۰	۰	۰	۵/۶	۱۱/۱	۸۳/۳	۱	درصد
۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۸۳/۳	۱۶/۷	۲	
۱۰۰	۰	۰	۴/۸	۸۵/۷	۰	۹/۵	۳	
۱۰۰	۰	۰	۸۳/۳	۱۶/۷	۰	۰	۴	
۱۰۰	۰	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۵	
	۱۰۰	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۶	
۱۸	۰	۰	۰	۱	۳	۱۴	۱	تعداد
۱۲	۰	۰	۰	۰	۸	۴	۲	
۲۱	۰	۰	۲	۱۷	۱	۱	۳	
۶	۰	۰	۵	۱	۰	۰	۴	
۶	۰	۶	۰	۰	۰	۰	۵	
۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۶	
۱۰۰	۰	۰	۰	۵/۶	۱۶/۷	۷۷/۸	۱	درصد
۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۶۶/۷	۳۳/۳	۲	
۱۰۰	۰	۰	۹/۵	۸۱	۴/۸	۴/۸	۳	
۱۰۰	۰	۰	۸۳/۳	۱۶/۷	۰	۰	۴	
۱۰۰	۰	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۵	
۱۰۰	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۰	۶	

نتایج ارزیابی متقابل

ضرایب ساختاری و شاخص قدرت مرکب استفاده شد. بدین ترتیب از نقطه نظر آماری (روش F) هر شش عنصر نادر خاکی به کار گرفته شده در توابع قابلیت تفکیک گروه‌های سنگ‌شناسی را دارا بوده، در این میان عناصر Sm، Eu، Yb و Sc قدرت تفکیک تقریباً یکسان (۰/۲۳-۰/۲۶) داشته و قابلیت عناصر Th و مخصوصاً Ho نسبت به آن‌ها کمتر است. لذا، می‌توان گفت که عناصر نادر خاکی قابلیت به‌کارگیری به‌عنوان منشاء یاب را داشته و توصیه می‌شود که گروه‌بندی واحدهای سنگی و انتخاب عناصر در مناطق مشابه مطابق نتایج پژوهش حاضر صورت پذیرد.

پس از انجام تحلیل تشخیص به روش گام به گام، آبرفت‌های حوضه، کنگلومرای هزار دره و کنگلومرای سازند قرمز زیرین، بخش‌های مختلف سازند قرمز فوقانی، بخش توف میانی سازند کرج، آندزیت‌های بخش لاوهای آندزیتی سازند کرج و نهایتاً توف‌های بخش لاوهای آندزیتی سازند کرج هر یک به‌عنوان یک واحد کاری مستقل در نظر گرفته شده و عناصر نادر خاکی Yb، Sc، Sm، Th و Eu وارد توابع شدند. مطابق ارزیابی نتایج تحلیل اصلی صورت گرفته ۸۷ درصد از نمونه‌ها به‌وسیله توابع تشخیص به درستی طبقه‌بندی شده‌اند. به‌منظور تعیین قدرت تفکیک عناصر در توابع تشخیص از روش F یک متغیره

جدول ۱۰- تعیین قدرت تشخیص هر یک از عناصر نادر خاکی در توابع تشخیص معنی‌دار

نام عنصر	ضرایب ساختاری توابع تشخیص					مقدار شاخص قدرت تشخیص عناصر نادر خاکی در توابع تشخیص					شاخص قدرت مرکب	مقدار F معنی‌داری	سطح معنی‌داری
	۱	۲	۳	۴	۵	۱	۲	۳	۴	۵			
Sm	۰/۱۶	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۶	۰/۷۹	۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۲۵	۷/۱	.
Eu	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۰۸	۰/۸۳	۰/۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۰۱	۰/۲۳	۳۷/۸۷	.
Yb	۰/۴۸	۰/۰۹	۱/۰۱	۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۰۳	.	۰/۰۳	۰/۱۹	.	۰/۲۶	۲۲/۳۳	.
Sc	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۱	۰/۵۲	۰/۴	۰/۰۴	.	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۲۵	۲۰/۹۱	.
Th	۰/۱۴	۰/۷۴	۰/۴۵	۰/۲۶	۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۰۲	.	۰/۱۷	۱۵/۱۱	.
Ho	۰/۰۶	۰/۵۲	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۳۷	.	۰/۰۵	.	.	۰/۰۲	۰/۰۸	۲۶/۸۸	.

منابع مورد استفاده

- Atapourfad, A., Sh. Hakimkhani and M. Hosayni. 2005. Sedimentary production of Chandab Sub-basin using clay minerals. 3rd National Conference on Erosion and Sedimentation, Soil Conservation and Watershed Management Research Institute, Tehran, Iran.
- Blake, W.H., K.J. Ficken, P. Taylor, M.A. Russell and D.E. Walling. 2012. Tracing crop-specific sediment sources in agricultural catchments. *Geomorphology*, 139: 322-329.
- Brown, A.G. 1985. The potential use of pollen in the identification of suspended sediment sources. *Earth Surface Processes and Landforms*, 10: 27-32.
- Chen, F., N. Fang and Z. Shi. 2016. Using biomarkers as fingerprint properties to identify sediment sources in a small catchment. *Science of the Total Environment*, 557-558: 123-133.
- Charkhabi, A. and M. Ameri. 2001. Source identification of clay and silts of Kabodrahang Flood Spring Station (Tasaran) by using rare earth elements. *Pazhohesh va Sazandegi*, 15(2): 68-75 (in Persian).
- Claudio. B., S. Paulina, C. Alejandra, O. Luis, M. Enrique, A. Oscar, D. Sergio, M. Marcelo, M. Roberto, B. Ramón and D. Gerd. 2017. First use of a Compound-Specific Stable Isotope (CSSI) technique to trace sediment transport in upland forest catchments of Chile. *Science of the Total Environment*, 618(15): 1114-1124.
- Deasy, C. and J.N. Quinton. 2010. Use of rare earth oxides as tracers to identify sediment source areas for agricultural hillslopes. *Solid Earth*, 1: 111-118.
- Estrany, J., C. Garcia and D.E. Walling. 2010. An investigation of soil erosion and redistribution in a Mediterranean lowland agricultural catchment using caesium-137. *International Journal of Sediment Research*, 25(1): 1-16.

9. Evrard, O., J. Poulenard, J. Nemery, S. Ayrault, N. Gratiot, C. Duvert, C. Prat, I. Lefevre, E.P. Bont and M. Esteves. 2013. Tracing sediment sources in a tropical highland catchment of central Mexico by using conventional and alternative fingerprinting methods. *Hydrological Processes*, 27: 911- 922.
10. Gang Liu, G., H. Xiao, P. Liu, Q. Zhang and J. Zhang. 2010. Using rare earth elements to monitor sediment sources from a miniature model of a small watershed in the Three Gorges area of China. *Catena*, 143: 114-122.
11. Garrad, P.N. and R.D. Hey. 1989. Sources of suspended and deposited sediment in a broadland river. *Earth Surface Processes and Landforms*, 14: 41-62.
12. Gholami, H., S. Feiznia, S.J. Ahmadi, H. Ahmadi, A.A. Nazari Samani and A. Nohegar. 2016. Study of geochemical characteristics in facieses of pediment unit, case study: Yazd-Ardekan Plain. *Watershed Management Research (Pajouhesh and Sazandegi)*, 112: 57-66 (in Persian).
13. Gorbani Kohi kheyli, S. 2011. Sedimentary source identification of Narmab River (in Golestan Province) by using rare earth element. MSc Thesis, Golestan University, 97 pages (in Persian).
14. Grimshaw, D.L. and J. Lewin. 1980. Source identification for suspended sediments. *Journal of Hydrology*, 47(1-2): 151-162.
15. Hair, J.F., R.E. Andersen, R.L. Tatham and W.C. Black. 1998. *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 730 pages.
16. Hang, X.C., J.M. Fredrich, M.A. Nearing and L.D. Norton. 2001. Potential use of rare earth oxides as tracers for soil erosion and aggregation studies. *Soil Science Society of America Journal*, 65: 1508-1515.
17. Hatfield, R.G. and B.A. Maher. 2009. Fingerprinting upland sediment sources: particle size-specific magnetic linkages between soils, lake and suspended sediments. *Earth Surface Processes and Landforms*, 34(10): 1359-1373.
18. Kimoto, A., M.A. Nearing, X.C. Zhang and D.M. Powell. 2006. Applicability of rare earth element oxides as a sediment tracer for coarse-textured soils. *Catena*, 65: 214-221.
19. Krein, A., E. Petticrew and T. Udelhoven. 2003. The use of fine sediment fractal dimensions and colour to determine sediment sources in a small watershed. *Catena*, 53(2): 165-179.
20. Li, M., Z.B. Li, W.F. Ding, P.L. Liu and W.Y. Yao. 2006. Using rare earth element tracers and neutron activation analysis to study rill erosion process. *Applied Radiation and Isotopes*, 64: 402-408.
21. Lima, P., M. Silva, J. Quinton, A. Armstrong, A. Inda, V. Batista, G. Poggere and N. Curi. 2020. Tracing the origin of reservoir sediments using magnetic properties in Southeastern Brazil. *Semina: Ciências Agrárias, Londrina*, 41(3): 847-864
22. Martins, M.V.A., U. Dardon, F. Frontalini., E. Ferreira, D. Silva, N. Zaaboub, C.M. Jonse, E. Pereiral, S. Bergamaschil, J.A. Dias and F. Rocha. 2016. Rare earth elements used as fingerprints of differentiated sediment sources in the RiA De Aveiro (Portugal). *Journal of Sedimentary Environments*, 1(1): 17-42.
23. Masselink, R.J.H., A.J.A.M. Teamme, R. Gimenez, J. Casali and S.D. Keesstra. 2017. Assessing hillslope-channel connectivity in an agricultural catchment using rare-earth oxide tracers and random forests models. *Geographical Research Letters*, 43(1): 19-35.
24. Matisoff, G., M.E. Ketterer, C.G. Wilson, R. Layman, and P.J. Whiting. 2001. Transport of rare earth elementtagged soil particles in response to thunderstorm runoff. *Environmental Science and Technology*, 35: 3356-3362.
25. Polyakov, V.O., A. Kimoto, M.A. Nearing and M.H. Nichols. 2009. Tracing sediment movement on a semiarid watershed using rare earth elements. *Soil Science Society of America Journal*, 73: 1559-1565.
26. Peart, M.R. 1993. Using sediment properties as natural tracers for sediment source: two case studies from Hong Kong. *Tracers in Hydrology, Proceedings of the Yokohama Symposium, IAHS Publication*, 215: 313-318.
27. Pully, S., B. Van der Waal, K. Rowntree and A. Collins. 2018. Color as reliable tracer to identify the sources of historically deposited flood bench sediment in the Transkei, South Africa: a comparison with mineral magnetic tracers before and after hydrogen peroxide pre-treatment. *Catena*, 160: 242-251.
28. Polyakov, V.O. and M.A. Nearing. 2004. Rare earth element oxides for tracing sediment movement. *Catena*, 55: 255-276.
29. Rhoton, F.E., W.E. Emmerich, D.A. DiCarlo, M.A. Nearing and J.C. Ritchie. 2008. Identification of suspended sediment sources using soil characteristics in a semiarid watershed. *Soil Science Society of American Journal*, 72(4): 1102-1112.

30. Salgan, L., R. GarveyNeme, G. Gil, A. Giesso, M. Glascock and M.D. Durán. 2015. Las Cargas: characterization and prehistoric use of a Southern Andean obsidian source. *Geoarchaeology*, 30: 139–150.
31. Stevens, C.J. and J.N. Quinton. 2008. Investigating source areas of eroded sediments transported in concentrated overland flow using rare earth element tracers. *Catena*, 74: 31–36.
32. Thomas, W.A. 2011. Detrital-zircon geochronology and sedimentary provenance. *Lithosphere*, 3: 304–308.
33. Valente, M., J.M. Reichert, C. Legout, T. Tiecher, R.B.L. Cavalcante and R.O. Evrard. 2019. Quantification of sediment source contributions in two paired catchments of the Brazilian Pampa using conventional and alternative fingerprinting approaches. *Hydrological Processes*, 34: 2965–2986.
34. Vanden, A.J. and R. Protz. 2001. Bomb-Fallout Cs-137 as a marker of geomorphic stability in dune sands and soils, Pinery Provincial Park, Ontario, Canada. *Earth Surface Processes and Landforms*, 26: 689-700.
35. Walling, D.E. and C.M. Amos. 1999. Source, storage and mobilization of fine sediment in a chalk stream system. *Hydrological Processes*, 13(3): 323-340.
36. Walling, D.E. and J.C. Woodward. 1995. Tracing suspended sediment sources in river basins: a case study of the River Culm, Devon, UK. *Marine and Freshwater Research*, 46: 327–336.
37. Wang, J., J. Song, R. Xie, Y. Li, M. Xu, J. Lu, X. Xia and G. Li. 2020. Source identification of heavy metals in surface sediments from a river in Anhui, China. *Environmental Forensics*, 2020: 167-175.
38. Wang, L., F. Zheng, G. Liu, X. Zhang, G. Wilson, H. Shi and X. Liu. 2021. Seasonal changes of soil erosion and its spatial distribution on a long gentle hillslope in the Chinese Mollisol region. *International Soil and Water Conservation Research*, 9: 394-404.
39. Williamson, T., E. Dobrowolski, A. Gellis, T. Sabitov and L. Sanisaca. 2020. Monthly suspended-sediment apportionment for a western Lake Erie agricultural tributary. *Journal of Great Lakes Research*, 46: 1307-1320.
40. Wen, X., C.M. Huang and Y. Tang. 2014. Rare earth elements: a potential proxy for identifying the lacustrine sediment source and soil erosion intensity in karst areas. *Journal of Soils and Sediments*, 14(10): 168-179.
41. Yang, H. and C. Shi. 2019. Sediment Grain-Size characteristics and its sources of TenWind-Water Coupled Erosion Tributaries (the Ten Kongduis) in the Upper Yellow River. *Water*, 11(2): 115-129.
42. Zhang, X.C., J.M. Friedrich, M.A. Nearing and L.D. Norton. 2001. Potential use of rare earth oxides as tracers for soil erosion and aggregation studies. *Soil Science Society of American Journal*, 65: 1508–1515.
43. Zhang, Q., T. Lei and X. Huang. 2016. Quantifying the sediment transport capacity in eroding rills using a REE tracing method. *Land Degradation and Development*, 28(2): 26-38.
44. Zhang, X.C., G. Liu and F. Zheng. 2018. Understanding erosion processes using rare earth element tracers in a preformed in Terrill-rill system. *Science of the Total Environment*, 625: 920- 927.
45. Zhu, M.Y., S.D. Tan, H.S. Dang and Q.F. Zhang. 2011. Rare earth elements tracing the soil erosion processes on slope surface under natural rainfall. *Journal of Environmental Radioactivity*, 102: 1078–1084.