



سال نوزدهم، شماره‌ی ۶۶  
تابستان ۱۳۹۸، صفحات ۴۱-۱۹

دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر  
فصلنامه‌ی علمی فضای جغرافیایی

احمد نوهد گر<sup>۱</sup>

\* محمد کاظمی<sup>۲</sup>

سید جواد احمدی<sup>۳</sup>

حمید غلامی<sup>۴</sup>

رسول مهدوی نجف‌آبادی<sup>۵</sup>

## برآورد عدم قطعیت در تعیین سهم منابع مولد رسوب (مطالعه موردي: حوزه آبخیز تنگ‌بستانک)

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۵/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۹

### چکیده

مدل‌های ترکیبی اگرچه می‌توانند اطلاعات مفید و قابل قبولی از مشکلات منابع مولد رسوب در مقیاس حوضه آبخیز ارائه کنند، اما سهم‌های ارائه شده برای هر منبع رسوب نیاز به بررسی توسط رویکرد عدم قطعیت و آزمودن بهینه‌سازی‌ها دارد. هدف مطالعه حاضر استفاده از شش مدل ترکیبی با رویکرد عدم قطعیت مونت‌کارلو جهت برآورد سهم سازندها و کاربری‌های اراضی مختلف در رسوب خروجی از حوزه بود. ۴ عنصر کربن، مس، سیلیکون و تیتانیوم به عنوان ترکیب بهینه ردياب‌ها در واحد کاربری‌های اراضی و عناصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و نسبت ايزوتوبی نؤديميوم ۱۴۳/۱۴۴ به عنوان ترکیب بهینه جهت تفکیک سهم سازندهای زمین‌شناسی انتخاب شدند. همچنین بر اساس تابع چگالی احتمال هر ردياب (i) در هر منبع (j) از شبیه‌سازی مونت‌کارلو با تکرار ۲۰۰۰ بار جهت حل مدل‌های کالینز (Collins)، کالینز اصلاح شده (M Collins)، موتا (Motha)، لاندور (Landwehr)، لاندور اصلاح شده

E-mail: mohamad.kazemi86@gmail.com

۱- دانشکده محیط زیست، دانشگاه تهران.

۲\*- مرکز مطالعات و تحقیقات هرمز، دانشگاه هرمزگان. (نویسنده مسئول).

۳- پژوهشکده چرخه سوخت، سازمان انرژی اتمی ایران.

۴- گروه مرتع و آبخیزداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان.

۵- گروه مرتع و آبخیزداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان.

(Modified Landwehr) اسلامتری (Slattery) و هوگس (Hughes) در تعیین سهم و اهمیت نسبی هر کدام از منابع رسوب استفاده شد. صدکهای ۵ و ۹۵ به عنوان سطوح اطمینان عدم قطعیت مونت کارلو و صدک ۵۰ به عنوان سهم میانگین نسبی هر منبع انتخاب شد. نتایج نشان داد برای سازندها مدل کالینز (Collins) با ضریب کارآیی (ME) ۹۹/۹۸٪ و برای واحدهای کاربری اراضی مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins) با ضریب کارآیی ۷۵/۶۵-۴۲/۵ و سازنده آسماری با ۵۳/۶۳٪ (۴۶/۷-۶۰/۱۱) بیشترین سهم را در تولید رسوب حوزه‌ی آبخیز تنگ‌بستانک دارند. سازندهای پابده‌گورپی و بختیاری به ترتیب با ۰/۲۴ و ۰/۲۷ و نیز اراضی با غنی و مرتعی به ترتیب با ۳/۷۳ و ۳/۵ بیشترین اهمیت نسبی را به خود اختصاص دادند.

**کلید واژه‌ها:** تنگ‌بستانک، ردیاب، مونت کارلو، مدل ترکیبی، عدم قطعیت.

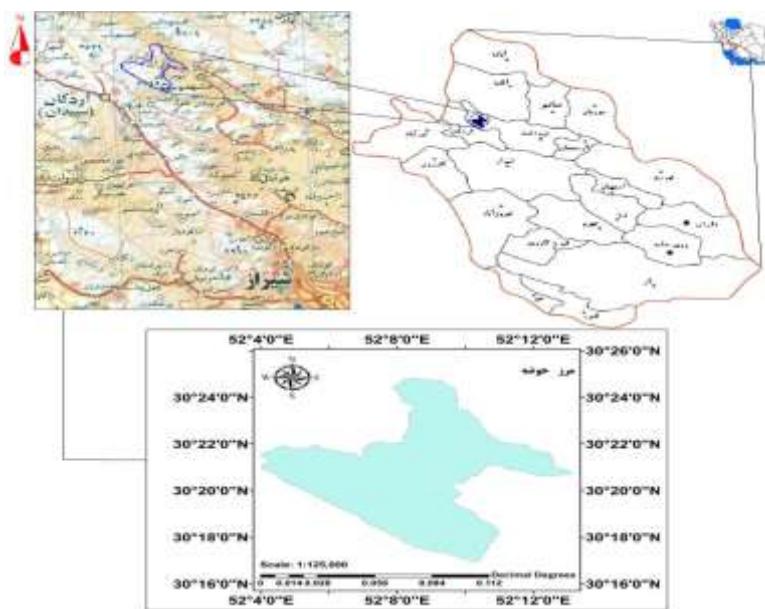
#### مقدمه

افرایش بار رسوبی باعث ایجاد مشکلات درون و برون منطقه‌ای در رابطه با حوزه‌های آبخیز شده است (Palazon et al., 2004: 2068). کاهش تولید رسوب نیازمند اجرای روش‌های مناسب کنترل رسوب و حفاظت خاک در مناطق بحرانی منع رسوب در حوزه آبخیز است (Patrick et al., 2015: 2118) و لازمه‌ی شناخت روش مناسب و اجرای صحیح برنامه‌های حفاظت خاک، شناسایی اهمیت نسبی. منابع رسوب و میزان سهم هر یک از منابع رسوب (Chen et al., 2016: 124) در تولید رسوب است. بر همین اساس، جهت مقابله با مشکل فوق توسعه و ارائه برنامه‌های مدیریتی برای حفاظت خاک و کنترل رسوب، مستلزم اطلاع از ماهیت، اهمیت نسبی و منشاء منابع اصلی رسوب در داخل حوزه‌های آبخیز می‌باشد (Najafi & Sadeghi, 2013: 166). بنابراین توسعه و ارتقاء روش‌های مدل‌سازی منشأیابی رسوب در مدیریت جامع حوزه‌های آبخیز ضروری است. لازمه‌ی اجرای برنامه‌های حفاظت خاک و کنترل رسوب، کسب اطلاع از اهمیت نسبی منابع رسوب و سهم آن‌ها در تولید رسوب و در نتیجه مناطق بحرانی حوزه آبخیز است (Collins et al., 2010: 249). اخیراً مدل‌های ترکیبی باعث شناخت و درک بهتری از فرسایش، رسوب‌گذاری و حمل در منابع مختلف تولید رسوب شده است (Franz et al., 2014: 514). در روش‌های پیشین (روش‌های سنتی) با مشکلات نمونه‌برداری مکانی، زمانی و تنگناهای اجرایی مواجه بودند و بعضی از آن‌ها به زمان و هزینه زیادی نیاز داشتند (Collins & Walling, 2004: 161). به دلیل وجود مشکلات یاد شده در مورد روش‌های سنتی، روش‌های جدید با عنوان ردیابی، منشاء‌یابی و انگشت‌نگاری به عنوان روشی جایگزین و مناسب مورد توجه محققان مختلف قرار گرفته است (Koiter et al., 2013: 25). در این روش ویژگی‌های فیزیکی، ژئوشیمیایی و آلی رسوب و منابع رسوب برای تعیین منابع اصلی رسوب و اهمیت نسبی آن‌ها مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرند (Walling, 2005: 160). بدین ترتیب به دلیل گرایش مطالعات به ارائه ویژگی‌های مختلف فیزیکی، شیمیایی، ژئوشیمیایی و بیوژئوشیمیایی خاک به عنوان ردیاب، برآورد سطوح عدم قطعیت همگام با منشأیابی رسوب کم‌تر مورد توجه محققان

قرار گرفته است. در داخل کشور مطالعات اندکی وجود دارد که برآورد سطح عدم قطعیت را در رویکرد منشایابی رسوب جهت تعیین سهم نسبی هر یک از منابع رسوب لاحاظ نموده باشد. تنها مورد در این زمینه با استفاده از تئوری بیضی به برآورد سطوح اطمینان عدم قطعیت و برآورد سهم منابع مختلف (کاربری‌های اراضی، فرسایش سطحی و Collins & Motha et al (2004) آبراهه‌ای) می‌باشد (Nosrati, 2011). در تحقیقات خارجی می‌توان به تحقیقات (Walling (2007) Collins et al (2010) Martinez-Carreras et al (2008) و Smith & Dragovich (2008)) که آنالیز عدم قطعیت را با استفاده از مدل‌های ترکیبی و با منظور نمودن تغییرات مکانی ویژگی‌های ردياب برای تعیین میزان اطمینان تخمين‌های مدل بر اساس رویکرد شبیه‌سازی مونت‌کارلو لاحاظ کرده‌اند، اشاره کرد. روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو بر اساس میانگین و واریانس ردياب‌ها و تئوری تکرار آن‌ها به تولید داده‌های رندوم (تصادفی) می‌کند. اساس تولید این داده‌ها تابع چگالی احتمال آن‌ها می‌باشد که این تابع توزیع نیز در مورد داده‌های خروجی هر متغیر نیز لاحاظ می‌گردد (Franz et al., 2013: 174), (Nosrati et al., 2014) با استفاده از عدم قطعیت مونت‌کارلو به برآورد سهم و عدم قطعیت هر واحد کاربری اراضی به عنوان منابع مولده رسوب در منطقه لاگوپارانوآ<sup>۶</sup> اقدام کرده‌اند. Rowan et al (2000) برآورد عدم قطعیت را در منشایابی منابع رسوب مواد معلق بر اساس مدل برآورد عدم قطعیت درست‌نمایی تعمیم یافته به کار برداشت. در این مطالعه ۶۰ نمونه از منابع رسوب مرتع، فرسایش آبراهه‌ای، چراگاه اصلاح شده و فرسایش گالی نمونه‌برداری و ۷ عنصر ژئوشیمیایی وارد مرحله مدل ترکیبی گردید. نتایج نشان داد که سطوح اطمینان عدم قطعیت دارای سطح معنی‌داری حدود ۲۵ درصد می‌باشد که نیاز به مطالعات آینده با توجه به اهمیت منشایابی در فرسایش خاک را ایجاب می‌کند. در تحقیق حاضر جهت مشخص کردن سهم و اهمیت نسبی سازندها و واحدهای کاربری اراضی موجود در منطقه تنگ بستانک استان فارس از مدل‌های ترکیبی کالینز، کالینز اصلاح شده، لاندور، لاندور اصلاح شده، هوگس و اسلامتری برپایه شبیه‌سازی مونت‌کارلو استفاده شد تا علاوه بر بررسی کارآیی روش انگشت-نگاری ترکیبی، سطوح اطمینان عدم قطعیت مدل‌های تفکیک‌کننده سهم منابع رسوب بر پایه روش یادشده، در رسوب خروجی از حوزه آبخیز مدنظر قرار گیرد.

#### محدوده مورد مطالعه

منطقه‌ی مورد مطالعه در این تحقیق با مساحت<sup>۷</sup> ۸۱/۷۳ km<sup>۲</sup> تحت عنوان حوزه آبخیز بهشت گمشده (تنگ بستانک) در حدود ۸۰ کیلومتری شمال‌غرب شهرستان شیراز و در موقعیت جغرافیایی<sup>۸</sup> ۴۳°۰۳' تا ۳۶°۵۲' شرقی و<sup>۹</sup> ۳۳°۱۶' تا ۳۰°۲۵' شمالی واقع شده است. شکل (۱) موقعیت و راههای دسترسی به این منطقه را نشان می‌دهد.

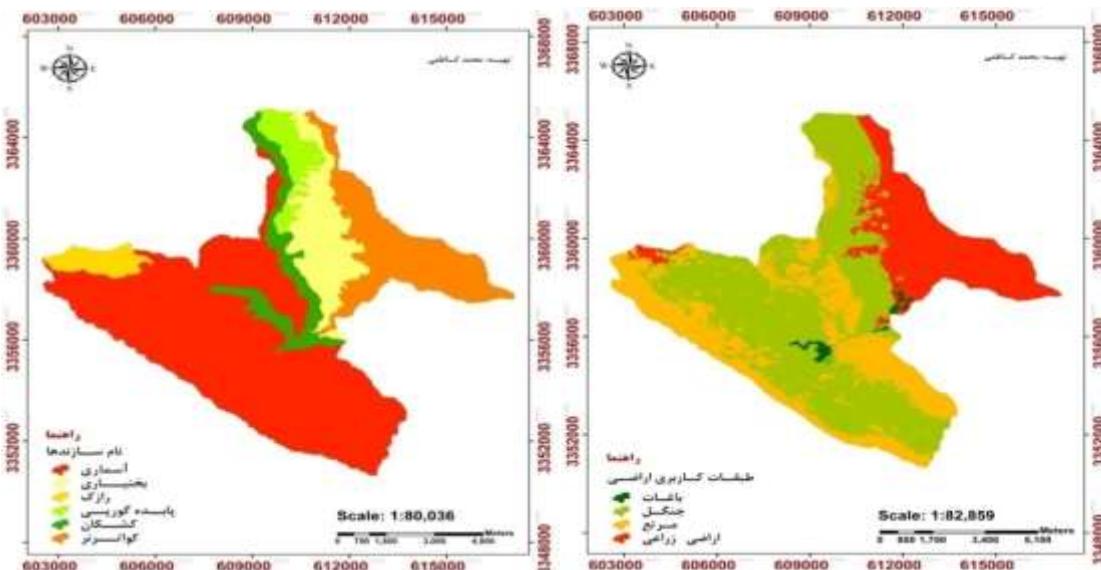


شکل ۱: موقعیت محدوده مورد مطالعه در استان فارس، ایران

Figure 1: Location of study area in Fars province, Iran

## مواد و روش‌ها

در این مطالعه نقشه‌ی کاربری اراضی تحت عنوان کاربری‌های اراضی زراعت، جنگل، باغات و مراعع به عنوان واحدهای مولّد رسوب و مطابق با روش الگوریتم حداکثر تشابه (ML) و نقشه‌ی سازندهای زمین‌شناسی با استفاده از روش SFF و تحت عنوان سازندهای رازک، کشکان، بختیاری، کواترنر، پابده‌گوری و آسماری با استفاده از تصویر ماهواره لندست سنجدنه OLI (تیر ماه ۹۳) تهیه شد (شکل ۲).



شکل ۲: نقشه واحدهای کاربری اراضی و سازندهای زمین‌شناسی به عنوان منابع مختلف تولیدکننده رسوب

Figure 2: Types of land uses and geology formations (sediment sources)

### - اندازه‌گیری عناصر ژئوشیمیایی

آماده‌سازی نمونه‌ها به منظور اندازه‌گیری عناصر ژئوشیمیایی در چهار مرحله به ترتیب زیر انجام شد:

از هریک از واحدهای کاربری اراضی نمونه خاک از عمق ۰ تا ۵ سانتی‌متری و حدوداً به اندازه ۲ کیلوگرم با یک بیلچه استیل برداشت شد (Walling et al., 1999: 957). از هر واحد کاری با توجه به وسعت حداقل ۵ نمونه برداشت و نمونه طوری انتخاب شدند که معرف تغییرات در نوع کاربری‌ها و سازنده‌ها باشند. کلاً تعداد ۴۳ نمونه برداشت شد و بعد از خشک کردن نمونه‌ها در هوای آون و دمای ۴۰ درجه سانتی‌گراد از الکهای ۶۲/۵، ۷۵، ۱۵۰، ۳۰۰، ۶۰۰ و ۱۱۸۰ میکرون عبور داده شدند. سپس بروی مقدار خاکی که کمتر از ۶۳ میکرون بود عملیات آزمایشگاهی زیر صورت گرفت:

مرحله (۱): ابتدا ۳ گرم از هر نمونه وزن شده و در محلول Aqua Regia (ترکیب اسید کلریدریک (HCl) و اسید نیتریک (HNO<sub>3</sub>) با نسبت ۱:۳ یعنی ۳ قسمت اسید کلریدریک و یک قسمت اسید نیتریک) هضم گردید. در این مطالعه از ۲۱ میلی لیتر اسید کلریدریک و ۷ میلی لیتر اسید نیتریک استفاده شد (Collins et al., 2010: 252). مرحله (۲): سپس نمونه‌ها به مدت ۲ ساعت در دمای ۹۵ درجه سانتی‌گراد بر روی حمام آبی قرار داده شد. مرحله (۳): در این مرحله ابتدا نمونه‌ها از کاغذ صافی واتمن عبور داده و سپس به منظور اطمینان از شفافیت و عاری بودن نمونه‌ها از ذرات معلق دوباره از کاغذ صافی استاتات سلولز ۰/۲ میکرومتر عبور داده شد (Nosrati et al., 2013: 174). مرحله (۴): اندازه‌گیری به وسیله (Patrick et al., 2015: 2120) ICP- Mass.

### - اندازه‌گیری ایزوتوپ‌های Sr<sup>87</sup>، Nd<sup>143</sup> و Nd<sup>144</sup>

آماده‌سازی نمونه‌ها به منظور اندازه‌گیری به ترتیب مراحل زیر انجام شد. مرحله (۱): ابتدا ۳ گرم از هر نمونه وزن شده و در ۱۰ میلی لیتر اسیداستیک (HOAc) به منظور حذف کربنات‌ها هضم گردید. مرحله (۲): به منظور جدا نمودن باقیمانده نامحلول در اسید استیک از سانتریفورز با ۲۰۰۰ دور در دقیقه به مدت ۱۰ دقیقه استفاده شد. مرحله (۳): جهت اطمینان از حذف کربنات‌ها، باقیمانده نامحلول در اسید استیک با آب دو بار تقطیر شسته شد. مرحله (۴): سپس باقیمانده نامحلول در اسید استیک در ترکیب اسیدهای HNO<sub>3</sub> + HClO<sub>4</sub> + HF با نسبت ۳:۲:۱ هضم گردید. لازم به ذکر است که از ۱۵ میلی لیتر اسید نیتریک، ۱۰ میلی لیتر اسید پرکلریک و ۵ میلی لیتر اسید هیدرو فلوریک استفاده گردید. قابل ذکر است که مراحل فوق با روش (Honda et al., 2004) و نیز (Rao et al., 2011) انجام گرفت. مرحله (۵): نمونه‌ها به مدت ۲ ساعت بر روی حمام آب قرار داده شد. مرحله (۶): عبور دادن نمونه‌ها از کاغذ صافی. مرحله (۷): نمونه‌ها به میزان ده برابر رقيق گردیدند. مرحله (۸): اندازه‌گیری مقادیر ایزوتوپ‌ها به وسیله ICP-MS. در این مطالعه تعداد ۱۹ عنصر شامل ۱۵ عنصر ژئوشیمیایی و ۲ عنصر آلی و ۲ نسبت ایزوتوپی استفاده شد. عناصر ژئوشیمیایی شامل باریم، کادمیوم، کروم، مس، لیتیم، منگنز، نئودیوم، نیکل، فسفر، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، وانادیوم، زینک

و دو نسبت ایزوتوپی شامل استرانسیوم ۸۷، نئودیمیوم ۱۴۴ و ۰/۱۴۳ نئودیمیوم و ۲ ماده آلی نیتروژن و کربن بودند. قابل ذکر است که کربن آلی به روش والکر و بلاک و نیتروژن کل به روش کجلدال انجام شده است.

#### - انتخاب ترکیب بهینه ردیاب‌ها

برای تعیین ترکیب ردیاب‌های منشأیاب از یک روش آماری دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحله اول در صورت عدم تبعیت از توزیع نرمال، از آزمون غیر پارامتری آزمون H یا آزمون کروسکال\_والیس استفاده گردید. در این آزمون محدودیت‌هایی از جمله، توزیع یکسان جامعه، انتخاب تصادفی نمونه از جامعه و گروه‌ها با نمونه‌های مستقل از هم باید مد نظر قرار گیرد. در مرحله دوم تعیینتابع تحلیل تشخیص و ضرایب آن برای کاهش خصوصیات انتخابی اولیه ردیاب‌ها به طوری که دارای حداقل همبستگی و حداقل توان تفکیک منابع رسوب باشد به کار گرفته شده است. بعد از محاسبه توابع تشخیص سطح معنی‌داری آماری آن‌ها با معیارهای Wilk's Lambda و مریع فاصله‌ی ماهalanobis صورت گرفت. برای نشان دادن توان جداسازی یا طبقه‌بندی تحلیل تشخیص، معنی‌داری توابع، اختلاف گروه‌ها و ماتریس طبقه‌بندی بررسی شده است. در صد طبقه‌بندی صحیح مهم‌ترین معیار بررسی توان طبقه‌بندی تحلیل تشخیص می‌باشد که برای تعیین آن از ماتریس طبقه‌بندی استفاده شده است. در ضمن به منظور ارزیابی نتایج تحلیل تشخیص از روش ارزیابی متقابل استفاده به عمل آمده است. ترکیب مناسب به دست آمده از ردیاب‌ها در این مرحله برای تعیین سهم منابع رسوب در مرحله بعد استفاده می‌شود (Walling et al., 2008). یکی از پیش‌فرض‌های روش تحلیل تشخیص، نبود هم‌خطی چندگانه قوی بین متغیرها می‌باشد. برای تشخیص هم‌خطی چندگانه از عدد تحمل و عکس آن (عامل تورم واریانس) استفاده شده است (Abbasi et al., 2010: 37). عدد تحمل برابر یا کوچک‌تر از ۰/۱ و عامل تورم واریانس برابر یا بزرگ‌تر از ۱۰ بیانگر هم‌خطی قوی بین متغیرهاست و برای مقابله با مشکلات هم‌خطی چندگانه قوی، ترکیب‌هایی از عناصر طوری انتخاب شدند که کم‌ترین هم‌خطی در بین آن‌ها (عامل تورم واریانس حداقل ۱۰) وجود داشته باشد.

#### مدل‌های ترکیبی و کمی

تعیین سهم منابع رسوب بر اساس مقایسه خصوصیات نمونه‌های رسوب و منابع رسوب با استفاده از روش‌های کمی با به عبارتی مدل‌های چندمتغیره ترکیبی صورت گرفت. برای حل این مدل‌ها برنامه‌نویسی خطی، برای حل و بهینه کردن مقادیر سهم نسبی استفاده می‌شود (Haddadghi et al., 2013: 569, Walling et al., 2008: 280). بر همین اساس، رابطه ترکیبی برای هر یک از ردیاب‌ها به صورت رابطه (۱) بیان می‌شود:

$$C_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} p_j \quad (1)$$

که در آن  $C_i$  برابر با مقدار برآوردهی ردیاب  $i$  ام برای نمونه‌های رسوب ( $m, \dots, 1$ ) و  $a_{ij}$  مقدار میانگین ردیاب  $i$  ام در واحد کاربری اراضی  $j$  ام ( $n, \dots, 1$ ) و  $p_j$  میانگین مشارکت نسبی واحد کاربری اراضی  $j$  ام (که نامعلوم بوده

و به وسیله مدل برآورد می شود)،  $n$  تعداد واحدهای کاربری اراضی و  $m$  تعداد ردیاب های انتخاب شده (ترکیب بهینه) می باشد. از آن جایی که فرض می شود ردیاب ها و ویژگی های آنان در نمونه های رسوب کاملاً وابسته به مواد منبع واحدها می باشند و این ردیاب ها تنها از این واحدها ناشی می شوند، بنابراین نتایج حاصل، مشروط به دو محدودیت زیر می باشند:

$$0 \leq P_j \leq 1 \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$\sum_{j=1}^n P_j = 1 \quad \text{رابطه (۳)}$$

به این علت که در چنین مدل هایی، رابطه (۱) برای تمام ردیاب ها تکرار می شود، بنابراین تعداد معادلات بیشتری نسبت به متغیرهای مجهول وجود خواهد داشت. برای حل این معادلات از روش بهینه سازی تابع هدف و تکرار عملیات استفاده می شود که در این پژوهش نیز از کمینه سازی مجموع مربعات باقیمانده به عنوان تابع هدف استفاده شد. قبل از تعیین سهم باید اصلاحاتی از جمله ضریب وزنی ویژه هریک از ردیاب ها ( $W_i$ ) که هریک از خصوصیات منشأیاب را با چند تکرار در آزمایشگاه اندازه گیری کرده و با محاسبه عکس ریشه دوم واریانس داده های استاندارد شده به دست می آید را محاسبه کرد و نیز ضریب کربن آلی ( $O_i$ ) (برای برطرف کردن مسئله غنی شدن یا تهی شدن رسوب) که با تقسیم میزان کربن آلی رسوب به متوسط میزان کربن آلی هریک از منابع رسوب به دست می آید را محاسبه کرد و سپس اصلاحات را به مدل چند متغیره ترکیبی وارد کرد. همچنین برای تعیین ضریب تصحیح اندازه ذرات ( $Z_j$ ) با توجه به طبیعت انتخابی فرآیندهای فرسایش و انتقال رسوب باعث غنی شدن یا تهی شدن رسوب از نظر بعضی از اندازه ها می شود. در اثر این فرآیند، توزیع اندازه ذرات نمونه های رسوب و خاک منشأ متفاوت خواهد بود؛ بنابراین مقایسه بین خصوصیات خاک منابع رسوب و نمونه های رسوب که از نظر اندازه ذرات اختلاف دارند، صحیح نخواهد بود. جهت رفع این عیب و فراهم آوردن امکان مقایسه مستقیم بین نمونه های رسوب و نمونه های خاک باید از روش های اصلاحی استفاده شود. در این تحقیق با این فرض که خصوصیات منشأیاب به یک اندازه تحت تأثیر فرآیند غنی شدن یا تهی شدن قرار می گیرند و به دلیل نقش زیاد پارامتر سطح ویژه در میزان خصوصیات منشأیاب (ردیاب ها) و انعکاس ترکیب اندازه ذرات، از نسبت سطح ویژه هر یک از نمونه های رسوب به متوسط سطح ویژه نمونه های خاک هر یک از منابع رسوب برای اصلاح خصوصیات منشأیاب منابع رسوب استفاده شد. با حل مدل های زیر سهم تمام واحدهای کاربری اراضی برای هر نمونه رسوب به صورت جداگانه به دست آمد که در نهایت با میانگین گیری از سهم واحدها، مقدار متوسط سهم هر واحد کاربری اراضی در تولید رسوب تعیین شد.

$$R = \sum_{i=1}^n [\sum_{j=1}^m S_{ij} X_j - C_i]^2 \quad \text{رابطه (۴)} \quad (\text{Haddadghi et al., 2013: 570})$$

$$R = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (C_i - \sum_{j=1}^m S_{ij} X_j)^2}{n}} \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$R = \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^n \frac{\left| C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} \right|}{\sqrt{\sum_{j=1}^m X_j^2 VAR_{ij}}} \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$R = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{[C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} Z_j O_j]}{C_i} \right\}^2 W_i \quad (\text{Patrick et al., 2015: 2121}) \text{ (V)}$$

$$R = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{[C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} Z_j O_j SV_{ji}]}{C_i} \right\}^2 W_i \quad (\text{Collins et al., 2010: 255}) \text{ (A)}$$

$$R = \left( \frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^n \frac{\left| C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} \right|}{\sqrt{\sum_{j=1}^m X_j^2 \left( \frac{VAR_{ij}}{m_j} \right)}} \quad (\text{Haddadghi et al., 2013: 145}) \text{ (G)}$$

در روابط بالا  $VAR_{ij}$  واریانس ویژگی ردیاب  $j$  ام منبع رسوب  $i$  ام،  $R$  مجموع مربعات باقیمانده،  $C_i$  میزان اندازه‌گیری شده ویژگی (ردیاب)  $i$  ام در نمونه رسوب،  $W_i$  ضریب وزنی ویژه ردیاب  $i$  ام،  $Z_j$  ضریب اصلاحی اندازه ذرات برای فرسایش (منبع)  $j$  ام،  $O_j$  ضریب تصحیح ماده آلی برای فرسایش (منبع)  $j$  ام،  $S_{ij}$  میزان ویژگی (ردیاب)  $i$  ام در منبع  $j$  ام،  $m$  تعداد منابع،  $n$  تعداد ردیاب‌ها،  $m_j$  تعداد نمونه‌ها در هر منبع،  $X_j$  سهم منبع در فرسایش و تولید رسوب،  $SV_{ji}$  وزن درون منبع  $j$  برای مقادیر مختلف ردیاب‌های منشأیاب  $i$ .

#### - ارزیابی نتایج حاصل از مدل‌ها

برای تعیین میزان دقّت و کارآیی روش‌های فوق می‌توان نتایج حاصل از معادلات را با نتایج واقعی به دست آمده مقایسه کنیم. بر اساس روش ارائه شده تووس (Nash & Sutcliffe, 1970) کارآیی مدل (ME) به شرح رابطه (۱۰) قابل محاسبه هستند:

$$ME = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - P_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - O_{mean})^2} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

در رابطه (۱۰)،  $n$  برابر تعداد ردیاب‌ها،  $O_{mean}$ : میانگین مقادیر مشاهده شده،  $O_i$ : مقادیر مشاهده شده و  $P_i$ : مقدار برآورده حاصل از مدل‌ها. مقدار ME بین صفر تا ۱ متغیر است و هر چه مقدار ضریب کارآیی به ۱ نزدیک‌تر باشد مدل از کارآیی بالاتری برخوردار است.

## یافته ها و بحث

نتایج آزمون آماری کروسکال والیس در بررسی توان ردیاب ها در جداسازی واحدهای کاری شامل اراضی مرتعی، اراضی جنگلی، اراضی زراعی و باغات و همچنین سازندهای رازک، کشکان، بختیاری، کواترنری، پابده گورپی و آسماری در منطقه تنگ بستانک در جداول (۱) و (۲) ارائه شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون کروسکال-والیس جهت تعیین خصوصیت منشأیاب مناسب برای تفکیک منابع رسوب (کاربری ها)

Table 1- The results of the Kruskal-Wallis H test for the sediment source discrimination (Land Uses)

| منشأیاب                    | آماره H | سطح معنی داری |
|----------------------------|---------|---------------|
| باریم                      | ۶/۳۸۸   | ۰/۳۸۱         |
| کادمیوم                    | ۴/۶۸۳   | ۰/۵۳۳         |
| کیالت                      | ۷/۲۵۹   | ۰/۲۹۸         |
| کروم                       | ۸/۹۷۴   | ۰/۱۷۵         |
| مس                         | ۱۳/۸۷۳  | ۰/۰۳۴         |
| لیتیم                      | ۵/۴۴۲   | ۰/۴۸۸         |
| منگنز                      | ۵/۸۵۵   | ۰/۴۴۰         |
| نئودیمیوم                  | ۹/۹۴۵   | ۰/۱۲۷         |
| نیکل                       | ۱۱/۷۳۶  | ۰/۰۶۸         |
| فسفر                       | ۱/۵۹۳   | ۰/۹۴۳         |
| سیلیکون                    | ۱۴/۶۱۷  | ۰/۰۲۸         |
| استرانسیوم                 | ۱۲/۴۴۵  | ۰/۰۴۴         |
| تیتانیوم                   | ۱۵/۱۰۹  | ۰/۰۲۲         |
| وانادیوم                   | ۷/۱۴۴   | ۰/۳۰۸         |
| زینک                       | ۴/۰۷۴   | ۰/۶۶۷         |
| نیتروژن                    | ۱۵/۷۸۲  | ۰/۰۱۵         |
| کربن                       | ۱۶/۱۷۸  | ۰/۰۱۳         |
| استرانسیوم / استرانسیوم ۸۷ | ۳/۱     | ۰/۷۹۶         |
| نئودیمیوم / نئودیمیوم ۱۴۳  | ۵/۹۲۵   | ۰/۴۳۲         |

از نظر این آزمون اختلاف میانگین های هریک از عناصر در واحدهای کاربری اراضی به غیر از شش عنصر کربن، نیتروژن، مس، استرانسیوم، تیتانیوم و سیلیکون در سطح کمتر از ۵ درصد معنی دار نیست، در واقع تمام عناصر به غیر از شش عنصر یاد شده، دارای قدرت تفکیک و جداسازی واحدهای مذکور نیستند. همان گونه که از جدول (۲) بر می آید تنها عناصر مس، نئودیمیوم، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، کربن، نیتروژن و نئودیمیوم ۱۴۳ به مرحله بعد یعنی آزمون تحلیل تشخیص راه پیدا کرده اند و این عناصر و ایزوتوپ ها توان تفکیک منابع از هم را نشان دادند. نتایج تحلیل تشخیص (DFA) و معنی داری آماری نشان داد؛ ترکیب بهینه خصوصیات منشأیاب باشد طوری انتخاب شود که علاوه بر داشتن کمترین هم خطی چندگانه، بیشترین توان تفکیک منابع را داشته باشد تا باعث

مشکلاتی در تفسیر اهمیت هر یک از متغیرها و ناپایداری نتایج طبقه‌بندی تحلیل نشود. معیار کمترین همخطی برای عناصر ترکیب‌ها، داشتن عامل تورم واریانس حداقل ۱۰ است. ضرایب همبستگی بیشتر از ۹۵٪ با حذف یکی از دو ماتریس همبستگی اصلاح می‌شود. جداول (۳ و ۴) مراحل مختلف اضافه شدن عناصر ردیاب در توابع تشخیص برای واحدهای کاربری اراضی و سازندها به روش گام‌به‌گام و تأثیر آن‌ها بر توان جداسازی تحلیل تشخیص را نشان می‌دهد. با اضافه شدن هر عنصر مقدار مریع فاصله‌ی ماهالانویس افزایش و میزان Wilk's lambda کاهش می‌یابد. چهار تابع بر اساس عناصر یاد شده در واحدهای کاربری اراضی استخراج شده‌اند و جداول (۵ و ۶) معنی‌داری توابع را به وسیله آماره مریع کای نشان می‌دهند که توابع اول به ترتیب در واحدهای تفکیک منابع رسوب (۵ و ۶) ۶۵٪ و ۷۱٪ را به خود اختصاص داده‌اند. توابع اوّل با بیشترین همبستگی کانونی، بیشترین تغییرات و اختلاف‌ها را در گروه‌ها را توصیف می‌کنند. در صد طبقه‌بندی صحیح در تفکیک منابع رسوب برای واحدهای کاربری اراضی ۷۵٪ و برای واحدهای سازندها ۸۶٪ بود. برای بررسی بیشتر توان توابع تشخیص به دست آمده و جداسازی گروه‌ها و همپوشانی احتمالی، نمودار پراکنش تابع یک در مقابل تابع دو که بیشتر تغییرات گروه‌ها را بیان می‌کند در شکل (۳) نشان داده شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون کراسکال-والیس جهت تعیین خصوصیت منشأیاب مناسب برای تفکیک منابع رسوب (سازندها)

Table 2- The results of the Kruskal-Wallis H test for the sediment source discrimination (Formations)

| مشایاب                   | آماره H | سطح معنی‌داری |
|--------------------------|---------|---------------|
| باریم                    | ۲/۴۹۶   | ۰/۷۷۷         |
| کادمیوم                  | ۵/۰۰۴   | ۰/۴۱۵         |
| کبات                     | ۲/۲۵۶   | ۰/۸۱۳         |
| کروم                     | ۱/۴۱۱   | ۰/۹۲۳         |
| مس                       | ۱۲/۲۹۹  | ۰/۰۳۰         |
| لیتیم                    | ۳/۲۴۰   | ۰/۶۶۳         |
| منگنز                    | ۲/۶۹۱   | ۰/۷۴۷         |
| نئودیمیوم                | ۱۳/۳۳۴  | ۰/۰۲۰         |
| نیکل                     | ۳/۷۱۹   | ۰/۵۹۱         |
| فسفر                     | ۲/۷۶۰   | ۰/۷۳۷         |
| سیلیکون                  | ۱۳/۰۶۲  | ۰/۰۲۳         |
| استرانسیوم               | ۱۱/۷۴۷  | ۰/۰۲۷         |
| تیتانیوم                 | ۱۲/۳۵۰  | ۰/۰۲۸         |
| وانادیوم                 | ۲/۰۲۱   | ۰/۸۴۶         |
| زینک                     | ۲/۴۴۸   | ۰/۷۸۴         |
| نیتروژن                  | ۱۲/۴۱۹  | ۰/۰۲۹         |
| کربن                     | ۱۲/۸۰۵  | ۰/۰۲۵         |
| استرانسیوم/استرانسیوم ۸۷ | ۵/۱۳۵   | ۰/۴۰۰         |
| نئودیمیوم/نئودیمیوم ۱۴۳  | ۱۱/۴۶۳  | ۰/۰۴۳         |

جدول ۳- مراحل اضافه شدن عناصر ردیاب در تابع تشخیص (کاربری اراضی)  
Table 3- Classification matrix resulting from discriminant analysis (Land Uses)

| گام | خصوصیات منشایاب وارد شده | حداقل مریع فاصله ماهالانویس | Wilks' Lambda | عدد تحمل (Tolerance)   | عامل تورم (VIF) واریانس     | وزن ردیاب مشایاب در منبع |
|-----|--------------------------|-----------------------------|---------------|--|-----------------------------|--------------------------|
| ۱   | کربن                     | ۰/۰۰۴                       | ۰/۶۴۴         | ۱ (کربن)   | ۱                           | ۱/۸                      |
| ۲   | مس                       | ۰/۳۹۱                       | ۰/۳۵۱         | ۰/۷۸۸ (مس)   | ۱/۲۶                        | ۱/۵                      |
| ۳   | سیلیکون                  | ۰/۷۲۴                       | ۰/۲۴۴         | ۰/۷۶۶ (کربن)<br>۰/۷۸۸ (مس)<br>۰/۹۶۷ (سیلیکون)                    | ۱/۳<br>۱/۲۶<br>۱/۰۳         | ۱/۳                      |
| ۴   | تیتانیوم                 | ۱/۲۳                        | ۰/۱۶۹         | ۰/۷۳۴ (کربن)<br>۰/۶۷۷ (مس)<br>۰/۸۸۸ (سیلیکون)<br>۰/۶۶ (تیتانیوم) | ۱/۳۶<br>۱/۴۷<br>۱/۱۲<br>۱/۵ | ۱/۵                      |

جدول ۴- مراحل اضافه شدن عناصر ردیاب در تابع تشخیص (سازند)  
Table 4- Classification matrix resulting from discriminant analysis (Formations)

| گام | خصوصیات منشایاب وارد شده          | حداقل مریع فاصله ماهالانویس | Wilks' Lambda | عدد تحمل (Tolerance)   | عامل تورم (VIF) واریانس     |      |
|-----|-----------------------------------|-----------------------------|---------------|--|-----------------------------|------|
| ۱   | استرانسیوم                        | ۰/۰۲۳                       | ۰/۷۹۸         | ۱ (استرانسیوم)   | ۱                           | ۱    |
| ۲   | تیتانیوم                          | ۰/۵۸۳                       | ۰/۶۲۳         | ۰/۹۳۹ (استرانسیوم)<br>۰/۹۳۹ (تیتانیوم)   | ۱/۰۶<br>۱/۰۶                | ۱/۰۶ |
| ۳   | مس                                | ۰/۷۰۰                       | ۰/۴۰۵         | ۰/۶۹۶ (استرانسیوم)<br>۰/۹۲۱ (تیتانیوم)<br>۰/۷۴۱ (مس)                                   | ۱/۴۳<br>۱/۰۸<br>۱/۳۴        | ۱/۰۸ |
| ۴   | نسبت ایزوتوبی نودیمیوم<br>۱۴۳/۱۴۴ | ۱/۶۷۴                       | ۰/۳۳۸         | ۰/۶۶۶ (استرانسیوم)<br>۰/۹۲۱ (تیتانیوم)<br>۰/۷۳۸ (مس)<br>۰/۹۲۱ (نسبت ایزوتوبی نودیمیوم) | ۱/۵<br>۱/۰۸<br>۱/۳۵<br>۱/۰۸ | ۱/۰۸ |

جدول ۵- مشخصات توابع تشخیص حاصل برای تفکیک منابع رسوب (کاربری اراضی)

Table 5- The composite fingerprints selected using stepwise discriminant function analysis (Land Uses)

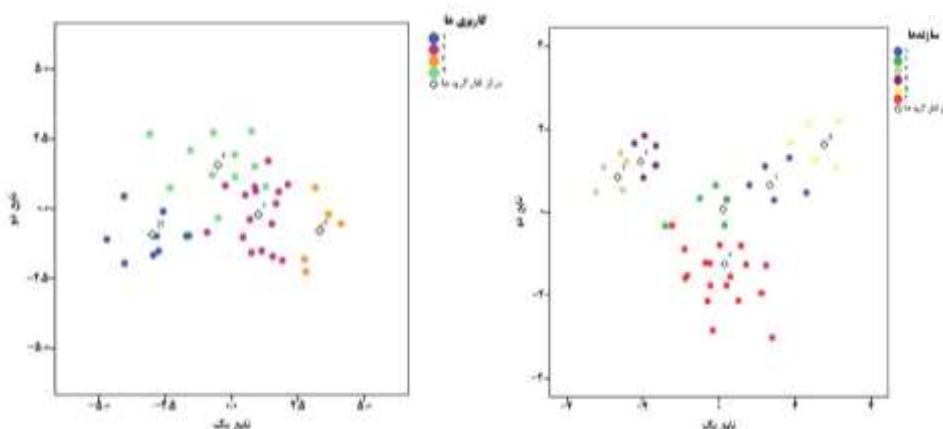
| تابع | مقدار ویژه | درصد واریانس | درصد تجمعی واریانس | همبستگی کانونی | Wilks' Lambda | آماره مریع کای | معنی داری |
|------|------------|--------------|--------------------|----------------|---------------|----------------|-----------|
| ۱    | ۱/۵۷۷      | ۶۵/۳         | ۶۵/۳               | ۰/۷۸۲          | ۰/۱۶۹         | ۶۴/۸۲۶         | ۰/۰۰۰     |
| ۲    | ۰/۷۰۷      | ۲۲           | ۸۷/۳               | ۰/۶۴۴          | ۰/۴۳۶         | ۳۰/۲۸          | ۰/۰۱۱     |
| ۳    | ۰/۲۹۵      | ۱۱/۳         | ۹۸/۶               | ۰/۴۷۷          | ۰/۷۴۵         | ۱۰/۷۵۸         | ۰/۰۲۱۶    |
| ۴    | ۰/۰۳۷      | ۱/۴          | ۱۰۰                | ۰/۱۸۸          | ۰/۹۶۵         | ۱/۳۱۴          | ۰/۰۷۲۶    |

جدول ۶- مشخصات توابع تشخیص حاصل برای تفکیک منابع رسوب (سازند)

Table 6- The composite fingerprints selected using stepwise discriminant function analysis (Formations)

| تابع | مقدار ویژه | درصد واریانس | درصد تجمعی واریانس | همبستگی کاتوفی | Wilks' Lambda | آماره مریع کای | معنی داری |
|------|------------|--------------|--------------------|----------------|---------------|----------------|-----------|
| ۱    | ۱/۰۵۳      | ۷۱/۳         | ۷۱/۳               | ۰/۷۱۶          | ۰/۳۳۸         | ۴۱/۲۰۶         | ۰/۰۰۰     |
| ۲    | ۰/۳۷۷      | ۲۵/۵         | ۹۶/۹               | ۰/۵۲۳          | ۰/۶۹۴         | ۱۳/۸۷۲         | ۰/۰۳۱     |
| ۳    | ۰/۰۴۶      | ۳/۱          | ۱۰۰                | ۰/۲۱۰          | ۰/۹۵۶         | ۱/۷۱۹          | ۰/۰۴۲۳    |

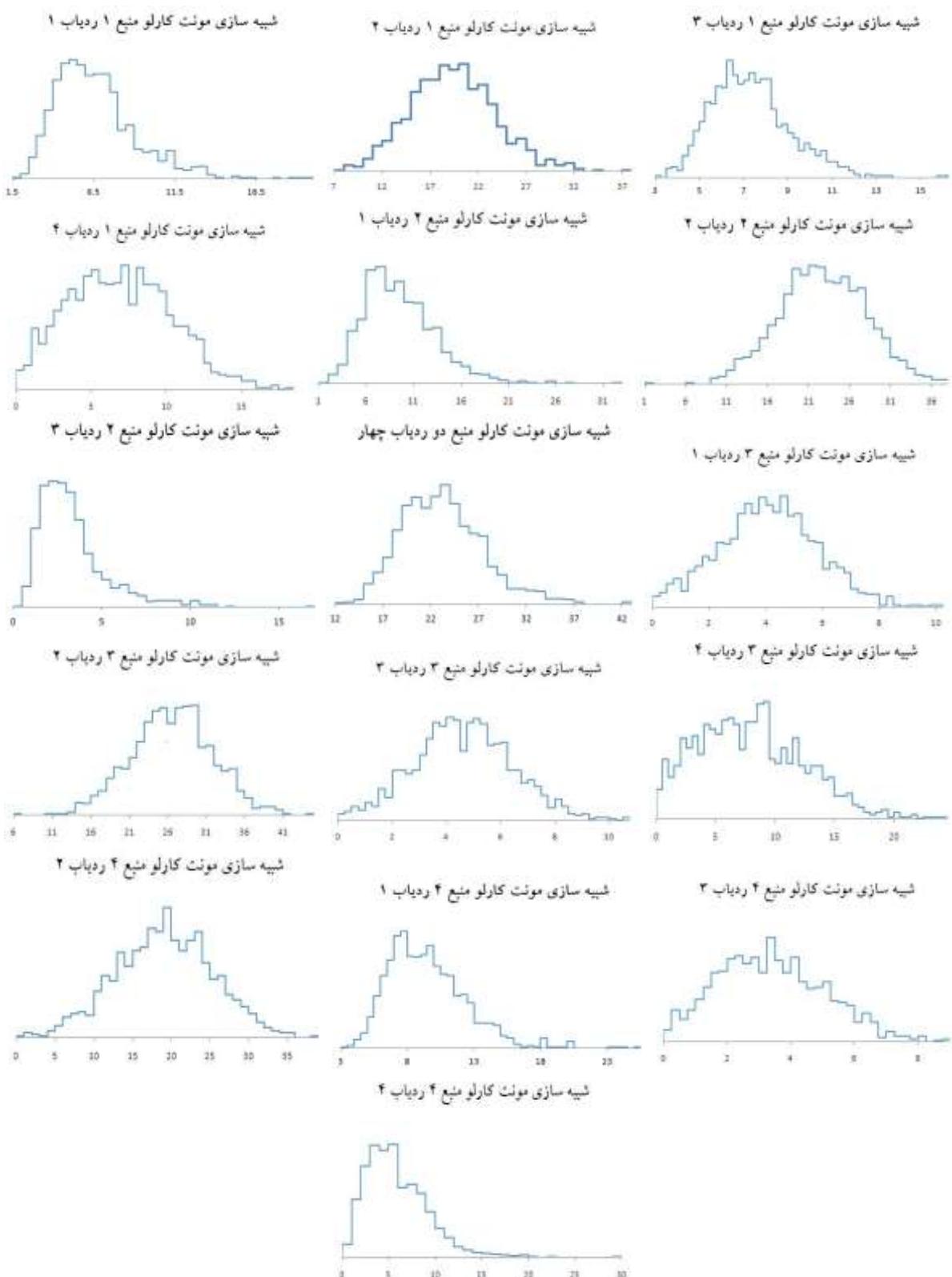
همان‌گونه که مشاهده شد در واحدهای کاربری اراضی تعدادی از عناصر در مرحله اول (۶ عنصر) توان تفکیک منابع را نشان دادند، از آن جمله نیتروژن و استرانسیوم بودند که این عناصر در مرحله دوم و در تابع تشخیص حذف شدند و در جمع ترکیب بهینه قرار نگرفتند. از مجموع ۱۹ عنصر و نسبت ایزوتوپی، تنها ۴ عنصر مس، کربن، سیلیکون و تیتانیوم (عناصر نادر) قادر به جداسازی منابع رسوب بودند. بدین ترتیب نتایج تحلیل تشخیص نشان داد ۴ ردیاب آلی و ژئوشیمیایی قادر به تفکیک ۴ منبع رسوب در حوزه آبخیز تنگ بستانک بودند. همچنین برای سازندها ۷ عنصر مس، نئودیمیوم، سیلیکون، استرانسیوم، کربن، نیتروژن و نئودیمیوم ۱۴۴ / نئودیمیوم ۱۴۳ به مرحله آزمون تحلیل تشخیص راه پیدا کرده‌اند که تنها چهار عنصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و ایزوتوپ نئودیمیوم ۱۴۴ / نئودیمیوم ۱۴۳ در ترکیب بهینه ردیاب‌ها قرار گرفتند.



شکل ۳: نمودار پراکنش تابع یک در مقابل تابع دو در تفکیک منابع رسوب (به ترتیب از راست سازندها و کاربری‌ها)

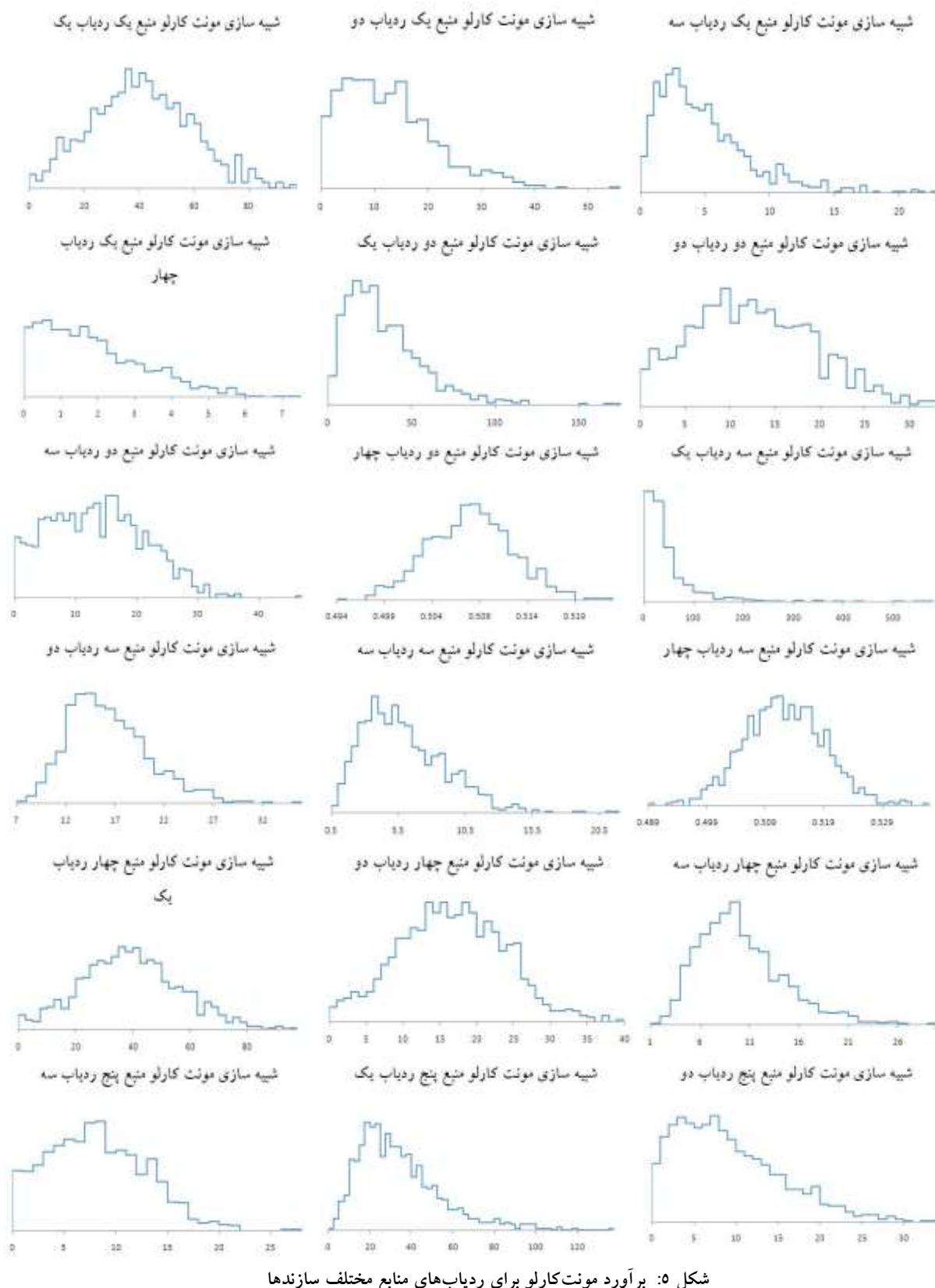
Figure 3: Scatterplot of the first and second discriminant functions (formations and Landuses respectively right to left)

بعد از مشخص شدن عناصر ترکیب بهینه، بر اساس شبیه‌سازی مونت‌کارلو در هر منبع و بر اساس مقدار ردیاب خاص، مقادیر میانگین جهت ورود به مدل‌های کمی محاسبه شد. شکل (۴ و ۵) به ترتیب شبیه‌سازی مقادیر ردیاب‌ها را بر اساس شبیه‌سازی مونت‌کارلو را نشان می‌دهد.



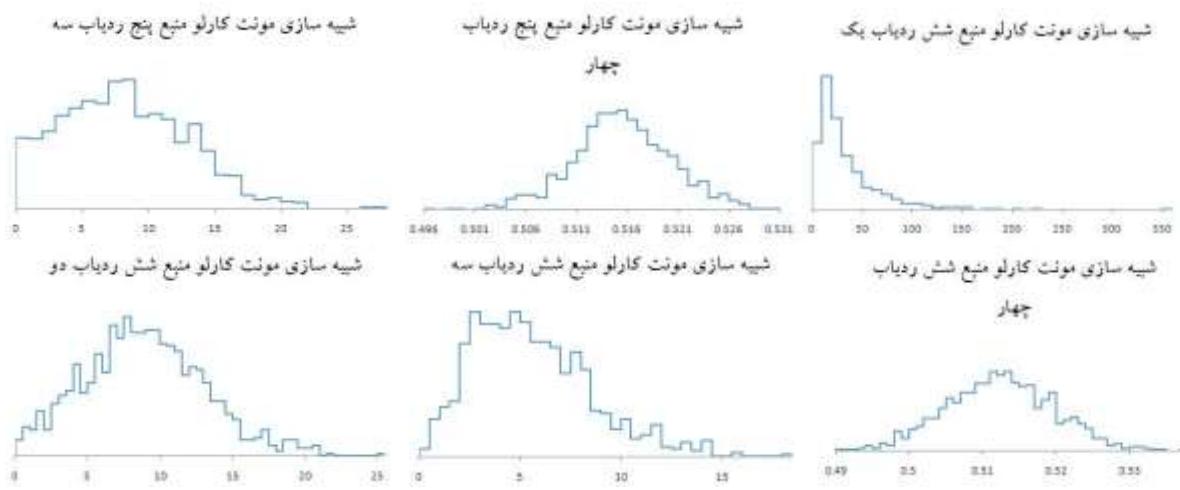
شکل ۴: برآورد مونت کارلو برای ردیاب های منابع مختلف کاربری اراضی

Figure 4: Estimation of source contributions using mixing model with use of Monte Carlo model (Land Uses)



شکل ۵: برآورد مونت کارلو برای ردبایب‌های منابع مختلف سازندها

Figure 5: Monte Carlo estimation for traces of different source formations



ادامه شکل ۵: برآورد مونت کارلو برای رده اب های منابع مختلف سازندها

Continue Figure 5: Estimation of source contributions using Mixing model with use of Monte Carlo model (Formations)

با به حداقل رساندن معادلات ۴ تا ۹ برای هر یک از نمونه های رسوب و محاسبه صدک ۵۰ از مقادیر حاصل، سهم هر یک از منابع به دست آمده است. همچنین صدک های ۵ و ۹۵ به عنوان حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی همان گونه که مشاهده می شود در جدول (۷) آورده شده است.

جدول ۷- حدود اطمینان عدم قطعیت در مدل های مختلف ترکیبی برای کاربری اراضی

Table 7- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of land use sediment sources

| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک های عدم قطعیت شبه سازی مونت کارلو در مدل کالینز (Collins)                    |          |           |
|------------------|---|----------|-----------|
|                  | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵    |
| زراعت آبی        | ۰   | ۰/۰۹۸۴۱۶ | ۰/۲۶۵۶۱۴  |
| اراضی جنگلی      | ۰/۰۶۵۲۷   | ۰/۲۸۸۹۱۴ | ۰/۵۱۳۹۴۳۲ |
| اراضی باغی       | ۰/۰۱۲۳۱۸  | ۰/۱۱۶۳۶۷ | ۰/۲۶۸۵    |
| اراضی مرتعی      | ۰/۳۱۹۰۷۲  | ۰/۴۹۶۳۰۳ | ۰/۶۵۸۴۲۲  |
| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک های عدم قطعیت شبه سازی مونت کارلو در مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins) |          |           |
|                  | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵    |
| زراعت آبی        | ۰/۰۰۷۹۴۳  | ۰/۱۰۷۹۷۷ | ۰/۲۳۹۷۷۷  |
| اراضی جنگلی      | ۰/۰۵۶۲۰۸  | ۰/۱۷۲۰۰۵ | ۰/۳۲۳۱۵۱  |
| اراضی باغی       | ۰/۰۳۲۳۴۹  | ۰/۱۳۲۴۰۴ | ۰/۲۷۴۰۴۱  |
| اراضی مرتعی      | ۰/۴۲۵۰۱۲  | ۰/۵۸۷۶۱۳ | ۰/۷۵۶۵۱۷  |
| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک های عدم قطعیت شبه سازی مونت کارلو در مدل لاندور (Landwehr)                   |          |           |
|                  | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵    |
| زراعت آبی        | ۹/۰۵ E-۰۴   | ۰/۰۸۵۹۶۲ | ۰/۱۶۵۶۰۲  |
| اراضی جنگلی      | ۰/۱۰۱۷۴۴  | ۰/۲۲۴۳۷۴ | ۰/۲۹۱۵۸۸  |
| اراضی باغی       | ۰/۰۰۶۱۲۹  | ۰/۰۹۸۹۲۵ | ۰/۲۳۷۲۲۶  |
| اراضی مرتعی      | ۰/۴۹۱۷۳۲  | ۰/۵۹۰۷۴  | ۰/۷۹۹۴۸۴  |

ادامه جدول ۷- حدود اطمینان عدم قطعیت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای کاربری اراضی  
Continue Table 7- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of Land use sediment sources

| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr) |          |          |
|------------------|---|----------|----------|
|                  | صدک ۵   | ۵۰       | ۹۵       |
| زراعت آبی        | ۷۶۵ E-۰۴  | ۰/۰۷۴۸۵۷ | ۰/۱۸۵۵۴۳ |
| اراضی جنگلی      | ۰/۰۵۴۱۶۲  | ۰/۲۲۰۲۶۶ | ۰/۳۱۲۴۸۵ |
| اراضی بااغی      | ۰/۰۲۶۱۱۷  | ۰/۱۳۶۸۹۳ | ۰/۲۶۱۹۵۸ |
| اراضی مرتعی      | ۰/۴۸۳۱۶۶  | ۰/۵۶۷۹۸۳ | ۰/۷۷۷۳۷۷ |
| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل موتا (Motha)                     |          |          |
| زراعت آبی        | ۵/۴۱ E-۰۷   | ۰/۱۱۳۲۱۳ | ۰/۲۷۴۵۴  |
| اراضی جنگلی      | ۰/۰۱۱۷۳۲  | ۰/۲۱۵۳۳۳ | ۰/۴۸۳۱۶۲ |
| اراضی بااغی      | ۰/۰۰۱۱۷۹  | ۰/۱۱۹۶۵۸ | ۰/۲۶۶۳۷۷ |
| اراضی مرتعی      | ۰/۳۶۰۰۲   | ۰/۵۵۱۷۹۶ | ۰/۷۸۵    |
| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل اسلامتری (Slattery)              |          |          |
| زراعت آبی        | ۳/۰۱ E-۱۵   | ۰/۱۰۰۳۱۶ | ۰/۲۳۸۵۱۵ |
| اراضی جنگلی      | ۰/۰۲۰۳۲۶  | ۰/۲۰۸۲۸۶ | ۰/۴۸۵۶۴۹ |
| اراضی بااغی      | ۰/۰۲۶۳۰۱  | ۰/۱۶۹۴۱۳ | ۰/۳۷۰۴۷۸ |
| اراضی مرتعی      | ۰/۲۳۱۸۳۷  | ۰/۵۲۱۹۸۵ | ۰/۸۴۰۵۲۸ |

مطابق با نتایج ضریب کارآبی که در جدول (۸) مشاهده می‌شود برای کاربری اراضی مدل کالینز اصلاح شده (MCollins) بیشترین مقدار را دارد. همچنین بر طبق نتایج این جدول در مورد سازندهای زمین‌شناسی روش کالینز (Collins) با مقدار ۹۹/۹۸٪ بیشترین مقدار ضریب کارآبی را بین مدل‌های دیگر به خود اختصاص داده است. جدول نتایج ضریب کارآبی مدل‌ها بر پایه شبیه‌سازی مونت کارلو را نشان می‌دهد.

جدول ۸- نتایج حاصل از ME برای سازندها و کاربری‌های اراضی

Table 8- ME values of six mixing models

| نام مدل                              | ME%                               |  |
|--------------------------------------|-----------------------------------|--|
|                                      | شبیه‌سازی مونت کارلو برای سازندها | شبیه‌سازی مونت کارلو برای کاربری اراضی |
| (Collins) کالینز                     | ۹۷/۲۴                             | ۹۹/۹۸                                  |
| (Modified Collins) کالینز اصلاح شده  | ۹۹/۳                              | ۹۹/۹۶                                  |
| (Landwehr) لاندور                    | ۹۷/۰۱                             | ۹۹/۹۲                                  |
| (Modified Landwehr) لاندور اصلاح شده | ۹۶/۱۷                             | ۹۹/۹۴                                  |
| (Motha) موتا                         | ۹۶/۳۴                             | ۹۹/۷۸                                  |
| (Slattery) اسلامتری                  | ۹۲/۴۱                             | ۹۹/۸                                   |

حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری کشاورزی ۰/۷-۲۳/۹۷ درصد و سهم نسبی آن ۱۰/۷۹ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی جنگلی ۵/۶-۳۱/۳۱ درصد و سهم نسبی آن ۱۷/۲ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی بااغی ۴/۲-۲۷/۴ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۲۴ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی مرتعی ۴۲/۵-۷۵/۶۵ درصد و سهم نسبی آن ۵۸/۷۶ درصد می‌باشد. همان‌گونه که مشخص است کمترین فاصله حدود اطمینان مربوط به کاربری اراضی کشاورزی با ۲۳/۲۷ درصد و بیشترین فاصله حدود اطمینان مربوط به اراضی مرتعی با ۳۳/۱۵ درصد می‌باشد. این مهم حکایت از عدم قطعیت کمتر در منبع اراضی مرتعی و حساسیت بیشتر آن نسبت به سایر منابع است. همچنین عدم قطعیت و حساسیت دیگر منابع تقریباً برابر و نزدیک به یکدیگر می‌باشد (فاصله حدود اطمینان اراضی جنگلی ۲۶/۷۱ درصد و اراضی بااغی ۲۴/۲ درصد است). بیشترین اهمیت نسبی مربوط به اراضی بااغی با ۳/۷۳ و اراضی مرتعی با ۳/۵ است که نشان از اولویت داشتن این نواحی در بحث مدیریت و ساماندهی اراضی می‌باشد. کاربری اراضی جنگلی و اراضی کشاورزی به ترتیب با ۰/۳ و ۰/۴۸ کمترین اهمیت نسبی و اولویت را نسبت به دیگر کاربری‌ها دارند. جدول (۹) صدک‌های ۵ و ۹۵ را به عنوان حدود اطمینان عدم قطعیت واحدهای سازندۀای زمین‌شناسی به عنوان منابع مولده رسوپ نشان می‌دهد.

جدول ۹- حدود اطمینان عدم قطعیت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای سازندۀا  
Table 9- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of formations sediment sources

| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز (Collins)                    |          |          |
|-------------|--|----------|----------|
|             | صدک ۵  | ۵۰       | ۹۵       |
| رازک        | ۰/۰۰۲۳۴۱   | ۰/۰۶۶۷۵۱ | ۰/۱۳۳۹۱  |
| کشکان       | ۰/۰۰۵۳۲۲   | ۰/۰۴۷۶۳۶ | ۰/۰۸۴    |
| بختیاری     | ۰/۰۲۶۷   | ۰/۱۱۴۵۶۷ | ۰/۱۷۷۳۷۷ |
| کواترنر     | ۰/۰۸۲۵۱۹   | ۰/۱۳۸۹۶۵ | ۰/۱۶۶۱۹۵ |
| پابده‌گورپی | ۰/۰۷۵۲۳۸   | ۰/۰۹۵۸۱۱ | ۰/۱۳۱۰۸۶ |
| آسماری      | ۰/۴۷۰۳۹  | ۰/۰۳۶۲۷  | ۰/۶۰۱۱۱۸ |
| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins) |          |          |
|             | صدک ۵  | ۵۰       | ۹۵       |
| رازک        | ۰/۰۰۶۲۴۵   | ۰/۰۶۴۳۳۸ | ۰/۱۲۵۷۴۹ |
| کشکان       | ۰/۰۰۴۲۳۹   | ۰/۰۷۵۰۹۳ | ۰/۲۱۵۷۴۱ |
| بختیاری     | ۰/۰۷۲۱۹۷   | ۰/۱۱۲۲۳۲ | ۰/۱۶۴۷۱  |
| کواترنر     | ۰/۰۵۰۸۳۹   | ۰/۱۶۲۲۲۲ | ۰/۲۳۰۰۵۳ |
| پابده‌گورپی | ۰/۰۹۴۸۱۸   | ۰/۱۳۳۵۷۹ | ۰/۲۰۱۰۹۶ |
| آسماری      | ۰/۳۵۰۲   | ۰/۴۵۱۶۷۶ | ۰/۰۳۱۰۹۲ |

ادمه جدول ۹- حدود اطمینان عدم قطعیت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای سازندها  
Continue Table 9- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of formations sediment sources

| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور (Landwehr)                    |          |          |
|-------------|---|----------|----------|
|             | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵   |
| رازک        | ۰   | ۰/۰۱۸۸۰۴ | ۰/۰۷۲۳۷  |
| کشکان       | ۴/۹۸ E-۰۷   | ۰/۰۸۹۸۴۶ | ۰/۳۰۲۲۶۹ |
| بختیاری     | ۶/۱۸ E-۰۸   | ۰/۰۵۰۵۶۴ | ۰/۱۵۰۲۶۶ |
| کواترنر     | ۷/۲۸ E-۰۹   | ۰/۰۱۴۸۵۷ | ۰/۶۱۹۳۴  |
| پابده‌گورپی | ۷/۶۴ E-۰۸   | ۰/۰۲۶۱۸۱ | ۰/۱۱۴۱۲۹ |
| آسماری      | ۰/۶۶۸۴۹۱  | ۰/۷۹۹۷۴۷ | ۰/۸۶۶۷۵۴ |
| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr) |          |          |
|             | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵   |
| رازک        | ۵/۹۶ E-۰۹   | ۰/۰۱۴۷۵۳ | ۰/۰۶۴۹۶۹ |
| کشکان       | ۲/۷۱ E-۰۵   | ۰/۰۸۷۳۷۱ | ۰/۳۳۲۲۶  |
| بختیاری     | ۲/۸۲ E-۰۸   | ۰/۰۳۲۴۵۳ | ۰/۱۴۳۱۳۳ |
| کواترنر     | ۲/۲۰ E-۰۵   | ۰/۰۱۶۴۶۵ | ۰/۰۶۸۸۵۶ |
| پابده‌گورپی | ۹/۹۵ E-۰۸   | ۰/۰۲۲۲۴۶ | ۰/۱۰۳۶۰۲ |
| آسماری      | ۰/۶۳۶۴۹۷  | ۰/۸۲۳۷۱۲ | ۰/۹۱۷۰۳۵ |
| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل موتا (Motha)                     |          |          |
|             | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵   |
| رازک        | ۲/۳۰ E-۰۷   | ۰/۰۴۱۷۲۳ | ۰/۱۲۲۱۳۳ |
| کشکان       | ۰/۰۰۲۵۰۵  | ۰/۱۱۲۳۵۸ | ۰/۲۳۸۵۷۲ |
| بختیاری     | ۶/۸۷ E-۰۴   | ۰/۰۳۷۳۱۱ | ۰/۰۷۸۴۸۱ |
| کواترنر     | ۸/۷۲ E-۰۵   | ۰/۰۳۰۱۸۲ | ۰/۰۷۱۴۱۹ |
| پابده‌گورپی | ۰/۰۰۲۳۷۷  | ۰/۰۷۱۳۵۸ | ۰/۲۰۴۸۸۹ |
| آسماری      | ۰/۰۵۲۱۹۹۸   | ۰/۷۰۷۰۶۹ | ۰/۹۲۶۰۲۸ |
| نام سازند   | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل اسلاتری (Slattery)               |          |          |
|             | صدک ۵   | صدک ۵۰   | صدک ۹۵   |
| رازک        | ۰/۰۰۱۳۶۹  | ۰/۰۵۵۷۲۹ | ۰/۱۴۶۷۷۷ |
| کشکان       | ۰/۰۰۴۲۵   | ۰/۱۱۲۹۷۸ | ۰/۱۹۴۷۲۴ |
| بختیاری     | ۰/۰۰۴۴۸۹  | ۰/۰۴۸۴۴۵ | ۰/۱۳۴۹۱۲ |
| کواترنر     | ۰/۰۰۲۶۳۱  | ۰/۰۲۵۸۲۷ | ۰/۰۶۰۹۱۱ |
| پابده‌گورپی | ۰/۰۱۰۱۰۹  | ۰/۰۶۰۹۸۴ | ۰/۱۴۵۷۱۶ |
| آسماری      | ۰/۶۱۶۲۰۲  | ۰/۶۹۱۰۳۶ | ۰/۷۵۲۱۶۴ |

حدود اطمینان عدم قطعیت سازند رازک ۱۳/۳۹-۰/۲ درصد و سهم نسبی آن ۶/۶۷ در حدود اطمینان عدم قطعیت سازند کشکان ۸/۴-۰/۵ درصد و سهم نسبی آن ۴/۷۶ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند بختیاری ۱۷/۷۳-۸/۰۲ درصد و سهم نسبی آن ۱۱/۴۵ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند کواترنر ۸/۲۵-۱۶/۶۱ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۸۹ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند پابده‌گورپی ۷/۵۲-۱۳/۱ درصد و سهم نسبی آن ۹/۵۸ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند آسماری ۱/۶۰-۱/۶۷ درصد و سهم نسبی آن ۵۳/۶۲ درصد می‌باشد. همانگونه که مشخص است کمترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند پابده‌گورپی با ۵/۵۸ درصد و بیشترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند رازک با ۱۲/۱۹ درصد می‌باشد. این مهم حکایت از عدم قطعیت کمتر در منبع سازند پابده‌گورپی و حساسیت بیشتر آن نسبت به سایر منابع است. همچنین عدم قطعیت و حساسیت دیگر منابع به جز سازند آسماری (فاصله حدود اطمینان عدم قطعیت ۱۳/۴ درصد که نشان از عدم قطعیت بالا و حساسیت کم منبع دارد) تقریباً برابر و نزدیک به یکدیگر می‌باشد (فاصله حدود اطمینان سازند کشکان ۷/۹ درصد، سازند بختیاری ۹/۷۱ درصد و سازند کواترنر ۸/۳۶ درصد هست). بیشترین اهمیت نسبی مربوط به سازند رازک با ۵/۰۲ و سازند پابده‌گورپی با ۴/۹۳ هست که نشان از اولویت داشتن این نواحی در بحث مدیریت و ساماندهی سازندها در بحث توان رسوب‌زاوی می‌باشد. سازندهای بختیاری و آسماری به ترتیب با ۰/۶۹ و ۰/۸۵ کمترین اهمیت نسبی و اولویت را نسبت به دیگر سازندها در بحث توان رسوب‌زاوی و مدیریت اراضی دارند.

### نتیجه‌گیری

Minella et al (2008) با اشاره به افزایش استفاده از مدل‌های ترکیبی چندمتغیره در تعیین سهم نسبی منابع رسوب و عدم بررسی عدم قطعیت در مطالعات مختلف، عدم قطعیت را با استفاده از یک مدل آماری که همبستگی بین متغیرهای ردیاب را در بر می‌گیرد، محاسبه نمودند. نتایج نشان داده است که عدم قطعیت سهم نسبی منابع رسوب دارای اختلاف معنی‌داری است. بر این اساس و نیز عدم استفاده همزمان از رویکرد عدم قطعیت در روش‌های حل مدل‌های ترکیبی از جمله بهینه‌سازی‌های لوکال (Local) و الگوریتم ژنتیک (GA) در مطالعات داخلی و تا حدودی مطالعات خارجی، به منظور ارزیابی عدم قطعیت و حساسیت سهم‌های هر یک از منابع مولد رسوب در حوزه آبخیز تنگ بستانک مدل‌های شش‌گانه ترکیبی کالینز، کالینز اصلاح شده، موتا، اسلامتری، لاندور و لاندور اصلاح شده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو در واحدهای کاربری اراضی و سازندهای زمین‌شناسی و برآورد سطوح اطمینان عدم قطعیت منابع استفاده شد. نتایج نشان داد برای کاربری اراضی، سهم منابع اراضی کشاورزی، جنگلی، باغات و مراعع به ترتیب ۰/۷-۲۳/۹۷، (۰/۷-۳۲/۳۱)، (۰/۶-۱۷/۲٪)، (۳/۲-۲۷/۴٪)، (۱۳/۲۴٪)، (۴۲/۵-۷۵/۶۵٪) و برای سازندهای زمین‌شناسی، سازند رازک، کشکان، بختیاری، کواترنر، پابده‌گورپی و آسماری به ترتیب (۰/۲-۱۳/۳۹٪)، (۰/۶-۷/۶۷٪)، (۰/۴-۸/۷۶٪)، (۴/۷۶٪)، (۱۱/۴۵٪)، (۱۱/۶۱٪)، (۱۳/۸۹٪)، (۸/۲۵-۱۶/۶۱٪)، (۷/۵۲-۱۳/۱٪) و (۹/۵۸٪) می‌باشند. الگوریتم شبیه‌سازی مونت‌کارلو با استفاده از میانگین و انحراف از معیار مقدار هر ردیاب در منبع رسوب

(Haddadghi et al., 2014: 143)، بر پایه تابع چگالی احتمال ردياب‌ها و تکرار زياد داده‌های تولید می‌کند که اين داده‌ها ورودی مدل‌های ترکيبي هستند (Haddadghi et al., 2013: 569). مدل بر اساس اين تعداد داده‌ها تكرار و خروجي هر مدل سهم‌های فرسايشي (سهم منابع رسوب بين صفر و يك می‌باشند که مجموع آنها در كل يك می‌باشد) می‌باشد که حکایت از استفاده اندک اين الگوريتم از پaramترها دارد و نتایج مناسبی ارائه می‌کند. ضرایب کارآیی مدل‌ها نشان‌دهنده این مهم و مناسب بودن الگوريتم مونت‌كارلو جهت مدل‌سازی می‌باشد. تعیین سهم نسبی منابع رسوب در هر منطقه می‌تواند جهت کسب اطلاعات در زمینه طراحی و اصلاح روش‌های كترل فرسايش در مقیاس حوضه آبخیز مورد استفاده قرار گیرد (Nosrati, 2011: 59). روش‌ها و تکنيک‌های مختلف سهم‌های متفاوتی از منابع رسوب مختلف ارائه می‌دهند (Smith & Dragovich, 2008: 191) (Collins et al., 2010: 257). همچنین مدل‌ها و نيز بررسی سطوح اطمینان جواب‌های هر مدل ضروری می‌باشد (Martinez-Carreras et al (2008) بيان کردنده که عدم قطعیت می‌تواند از منابع مختلف مانند داده‌های ورودی (تعداد و نوع ردياب) ايجاد شود. اين مهم ايجاب می‌کند مدل‌ها علاوه بر ارزیابی باید مورد تست سطوح اطمینان عدم قطعیت نيز قرار بگيرند تا با مرتبط نمودن مدل‌های مختلف منشأیابی با روش‌های عدم قطعیت به تعیین سطوح اطمینان عدم قطعیت در تعیین سهم منابع رسوب کمک خواهد نمود که اين نکته در برنامه‌های مدیریتی مفید خواهد بود؛ بنابراین شاخص ضریب کارآیی مدل نشان داد مدل‌های کالینز برای سازندها و مدل کالینز اصلاح شده بر پایه شبیه‌سازی مونت‌کارلو با مقادیر  $99/98$  و  $99/99$  مناسب هستند و مقادیر سهم منابع در بازه حدود اطمینان صدک ۵ و ۹۵ عدم قطعیت قرار دارند و منابع مختلف تغييرات شگرفی در حساسیت منابع و عدم قطعیت بزرگی مشاهده نشد به عنوان نمونه فاصله‌ی حدود اطمینان منابع مختلف کاربری اراضی برای مناطق کشاورزی، جنگل، بااغی و مرتعی به ترتیب  $23/27\%$ ،  $23/27\%$ ،  $26/72\%$  و  $24/24\%$ . (Martinez-Carreras et al (2008) برای بررسی منابع عدم قطعیت (تعداد و نوع ردياب‌ها در مدل ترکيبي و متغيرهای مكانی ردياب‌ها در منابع رسوب) در مدل‌های ترکيبي منشأیابی از شبیه‌سازی مونت‌کارلو استفاده نمودند. در اين مطالعه از  $36$  عنصر رئوشيمايي و دو عنصر راديواكتيو بر پایه آماره‌های مختلف و تحليل تشخيص،  $23$  ردياب برای ورود به مرحله مدل ترکيبي انتخاب شد. نتایج نشان داد که متغيرهای مكانی و تعداد ردياب در مدل عدم قطعیت اهمیت بيشتری نسبت به نوع ردياب دارد. نتایج تحقيق حاضر نيز نشان داد متغيرهای مكانی از جمله ميزان ردياب در هر منبع و يا ميزان تغييرات نمونه‌های ردياب‌ها در هر منبع از هر منبع و در نتيجه تغييرات تابع توزيع چگالی احتمال نقش بهسزايی در تعیین سهم‌ها و در نتيجه عدم قطعیت منابع دارد. به طوری که بين سهم ميانگين از روش حل ميانگين واقعی ردياب در منبع با مقادیر شبیه‌سازی شده مونت‌کارلو با تكرار زياد تفاوت‌هایی دیده می‌شود و مقادیر ضریب کارآیی مدل‌ها و سطوح اطمینان عدم قطعیت تغيير می‌کردد. Nosrati (2013) بيان کردنده که در بررسی سهم منابع مراتع، باغات و فرسايش کناري با الگوريتم عدم قطعیت ييضي به ترتیب  $89/1$ – $83/6$ ٪،  $20$ ٪– $26$ ٪،  $12/9$ ٪،  $1/8$ ٪ و  $80/08$ ٪– $2/8$ ٪ برآورد کردنده. نامبردگان سطوح اطمینان عدم قطعیت را در سطح  $5$  و  $95$  درصد محاسبه کردنده. (Collins, Walling, 2007: 120) آنالیز عدم قطعیت

مونت کارلو را با تکنیک انگشت‌نگاری رسوب (در منطقه دورست<sup>۷</sup> انگلیس) انجام دادند و سهم چهار منبع اراضی جنگلی، مراتع، اراضی کشاورزی و فرسایش کناری را به ترتیب  $1\pm 1\%$ ،  $10\pm 2\%$ ،  $42\pm 2\%$ ،  $44\pm 4\%$  تا  $81\pm 2\%$  و  $7\pm 2\%$  تا  $19\pm 4\%$  برآورد کردند. همچنین (Nosrati 2011) با استفاده از تئوری بیضی در حوزه آبخیز زیدشت اقدام به محاسبه سهم و سطوح عدم قطعیت منابع مختلف تولید رسوب نمود. بر این اساس سهم منابع مرتع-فرسایش سطحی، اراضی کشاورزی-فرسایش سطحی، فرسایش آبراهه‌ای و اراضی دیم-فرسایش سطحی به ترتیب مقادیر  $13\%$ - $20\%$ - $7/5\%$ - $7/5\%$ ،  $59\%$ - $45\%$ ،  $20/5\%$ - $20$ ،  $10$ - $10$  به دست آوردند. همان‌گونه که مشخص هست این محققان تنها بروی یک نوع واحد کاری تمرکز داشته‌اند، در حالی که تحقیق حاضر هم بروی واحد کاربری اراضی و هم بروی واحد سازنده‌ای زمین‌شناسی تمرکز داشته است و تنها نتایج عدم قطعیت و سهم منابع را با یک مدل کمی برآورد نکرده است، بلکه دید جامع‌تری نسبت به بقیه مدل‌های کمی داشته است.

## References

- Abbasi, M., Feiznia, S., Ahmadi, H., Kazmei, Y., (2010), "Study of sand dunes origin by geochemical trades of eolian sediment in Niatak", *Arid Biom Scientific and Research Journal*, 1 (1): 34-44. [In Persian].
- Collins, A. L., Walling, D. E., (2004), "Documenting catchment suspended sediment sources: problems, approaches and prospects", *Progress in Physical Geography*, 28 (2): 159-196.
- Collins, A. L., Walling, D. E., (2007), "Sources of fine sediment recovered from the channel bed of lowland groundwater-fed catchments in the UK", *Geomorphology*, 88 (1-2): 120-138.
- Collins, A., Walling, D., Webb, L., King, P., (2010), "Apportioning catchment scale sediment sources using a modified composite fingerprinting technique incorporating property weightings and prior information", *Geoderma*, 155: 249-261.
- Collins, A. L., Zhang Y., Walling, D. E., Grenfell, S. E., Smith, P., Grischede, J., Locke, A., Sweetapple, A., Brogden, D., (2012), "Quantifying fine-grained sediment sources in the River Axe catchment, southwest England: application of a Monte Carlo numerical modelling framework incorporating local and genetic algorithm optimisation", *Hydrological Processes*, 26 (13): 1962-1983.
- Chen, F., Fang, N., Shi, Z., (2016), "Using biomarkers as fingerprint properties to identify sediment sources in a small catchment", *Science of the Total Environment*, 557-558: 123-133.
- Franz, C., Makeschin, F., Weiß, H., Lorz, C., (2014), "Sediments in urban river basins: identification of sediment sources within the Lago Paranoá catchment, Brasilia DF, Brazil – using the fingerprint approach", *Science of the Total Environment*, 466-467: 513-523.
- Haddadghi, A., Ryder, D. S., Evrard, O., Olley, J., (2013), "Sediment fingerprinting in fluvial systems: review of tracers, sediment sources and mixing models", *International Journal of Sediment Research*, 28: 560-578.
- Haddadchi, A., Olley, J., Laceby, P., (2014), "Accuracy of mixing models in predicting sediment source contributions", *Science of the Total Environment*, 497-498: 139-152.
- Honda, M., Yabuki, S., Shimizu. H., (2004), "Geochemical and isotopic studies of aeolian sediments in China", *Sedimentology*, 51: 211-230.
- Hughes, A. O., Olley, J. M., Croke, J. C., McKergow, L. A., (2009), "Sediment source changes over the last 250 years in a dry-tropical catchment, central Queensland", Australia, *Geomorphology*, 104 (3-4): 262-275.
- Koiter, A. J., Owens, P. N., Petticrew, E. L., Lobb, D. A., (2013), "The behavioural characteristics of sediment properties and their implications for sediment fingerprinting as an approach for identifying sediment sources in river basins", *Earth-Science Reviews*, 125: 24-42.
- Martínez-Carreras, N., Krein, A., Gallart, F., Iffly, J. F., Pfister, L., Hoffmann, L., Owens, P. N., (2010), "Assessment of different colour parameters for discriminating potential suspended sediment sources and provenance: A multi-scale study in Luxembourg", *Geomorphology*, 118 (1-2): 118-129.
- Minella, J. P. G., Merten, G. H., Clarke, R. T., (2004), "*Identification of sediment sources in a small rural drainage basin*", IAHS Publication: Wallingford, U. K.
- Motha, J. A., Wallbrink, P. J., Hairsine, P. B., Grayson, R. B., (2004), "Unsealed roads as suspended sediment sources in an agricultural catchment in south-eastern Australia", *Journal of Hydrology*, 286 (1-4): 1-18.

- Najafi, S., Sadeghi, S. H. R., (2013), "Estimation of sediment sources through comparing results from soil erosion mapping, fingerprinting and field measurement techniques", *Journal of Watershed Engineering and Management*, 5 (3): 165-178. [In Persian].
- Nash, J. E., Sutcliffe, J. E., (1970), "River flow forecasting through conceptual models. part1: A discussion of principles", *Journal of Hydrology*, 10: 282-290.
- Nosrati, K., (2011), "Sediment fingerprinting based on uncertainty approach", *Journal Of Iranian Water Researches*, 5 (9): 51-60.
- Nosrati, K., Govers, G., Semmens, B. X., Ward, J. V., (2013), "A mixing model to incorporate uncertainty in sediment fingerprinting", *Geoderma*, 217-218: 173-180.
- Palazon, L., Gaspar, L., Latorre, B., Blake, W., Navas, A., (2015), "Identifying sediment sources by applying a fingerprinting mixing model in a Pyrenean drainage catchment", *J Soils Sediments*, 15: 2067-2085.
- Patrick Laceby, J., McMahon, J., Evrard, O., Olley, J., (2015), "A comparison of geological and statistical approaches to element selection for sediment fingerprinting", *Soils Sediments*, (2015) 15: 2117-2131.
- Rao, W., Yang, J., Ji, J., Li, G., Tan, H., (2008), "Sr-Nd isotopic characteristics of eolian deposits in the Erdos desert and Chinese loess plateau: Implications for their provenances". *Geochemical Journal*, 42: 273-282.
- Rowan, J. S., Goodwill, P., Franks, S. W., (2000), "Uncertainty estimation in fingerprinting suspended sediment sources", In: Foster, I. D. L. (Ed.), *Tracers in Geomorphology*, Wiley: Chichester, UK.
- Smith, H. G., Dragovich, D., (2008), "Improving precision in sediment source and erosion process distinction in an upland catchment south-eastern Australia", *CATENA*, 72 (1): 191-203.
- Walling, D. E., Owens, P. N., Leeks, G. J. L., (1999), "Fingerprinting suspended sediment sources in the catchment of the River Ouse, Yorkshire, UK", *Hydrological Processes*, 13: 955-975.
- Walling, D. E., (2005), "Tracing suspended sediment sources in catchments and river systems", *Science of the Total Environment*, 344:159-184.
- Walling, D. E., Collins, A. L., Stroud, R. W., (2008), "Tracing suspended sediment and particulate phosphorus sources in catchments", *Journal of Hydrology*, 350 (3-4): 274-289.