



دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه‌ی علمی فضای جغرافیایی

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

احمد نوحه‌گر^۱
*محمد کاظمی^۲
سیدجواد احمدی^۳
حمید غلامی^۴
رسول مهدوی نجف‌آبادی^۵

بر آورد عدم قطعیت در تعیین سهم منابع مولد رسوب (مطالعه موردی: حوزه آبخیز تنگ‌بستانک)

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۴

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 به‌عنوان ترکیب بهینه ردیاب‌ها در واحد کاربری‌های اراضی و عناصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم ۱۴۳/۱۴۴ به‌عنوان ترکیب بهینه جهت تفکیک سهم سازندهای زمین‌شناسی انتخاب شدند. همچنین بر اساس تابع چگالی احتمال هر ردیاب (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)، اسلاتری (Slattery) و هوگس (Hughes) در تعیین سهم و اهمیت نسبی هر کدام از منابع رسوب استفاده شد. صدک‌های ۵ و ۹۵ به‌عنوان سطوح اطمینان عدم قطعیت مونت کارلو و صدک ۵۰ به‌عنوان سهم میانگین نسبی هر منبع انتخاب شد. نتایج نشان داد برای سازندها مدل کالینز (Collins) با ضریب کارایی (ME) ۹۹/۹۸٪ و برای واحدهای کاربری اراضی مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins) با ضریب کارایی ۹۹/۳٪ بهترین مدل‌ها جهت برآورد سهم منابع مختلف در فرسایش و رسوب هستند. اراضی مرتعی با ۵۸/۷۶٪ (۷۵/۶۵-۴۲/۵) و سازند آسماری با ۵۳/۶۳٪ (۶۰/۱۱-۶۷/۶۷) بیش‌ترین سهم را در تولید رسوب حوزه‌ی آبخیز تنگ‌بستانک دارند. سازندهای پابده‌گورپی و بختیاری به‌ترتیب با ۰/۲۴ و ۰/۲۷ و نیز اراضی باغی و مرتعی به‌ترتیب با ۳/۷۳ و ۳/۵ بیش‌ترین اهمیت نسبی را به‌خود اختصاص دادند.

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

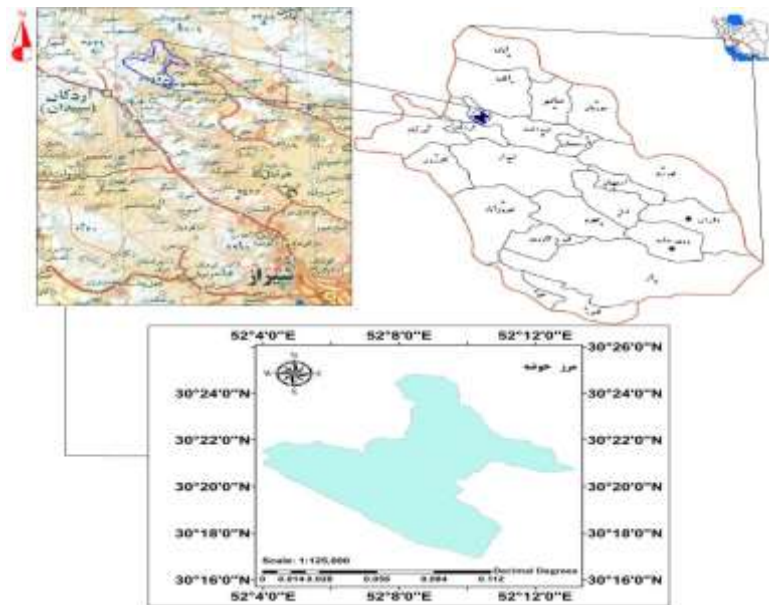
مقدمه

افزایش 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 منبع رسوب در حوزه آبخیز است (Patrick et al., 2015: 2118) و لازمی 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 منشأ 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. لازمی 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). به‌دلیل وجود مشکلات یاد شده در مورد روش‌های سنتی، روش‌های جدید با عنوان ردیابی، منشأیابی و انگشت‌نگاری به‌عنوان 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 به‌عنوان 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 منشأیابی رسوب جهت تعیین سهم نسبی هر یک از منابع رسوب لحاظ 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 آبراه‌های) می‌باشد (Nosrati, 2011). در تحقیقات خارجی می‌توان به تحقیقات (Collins & Motha et al (2004), Walling (2007), Martinez-Carreras et al (2008), Smith & Dragovich (2008) و Collins et al (2010) که آنالیز عدم قطعیت را با استفاده از مدل‌های ترکیبی و با منظور نمودن تغییرات مکانی ویژگی‌های ردیاب برای تعیین میزان اطمینان تخمین‌های مدل بر اساس رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو لحاظ کرده‌اند، اشاره کرد. روش شبیه‌سازی مونت-کارلو بر اساس میانگین و واریانس ردیاب‌ها 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 لحاظ می‌گردد (Franz et al (2014), Nosrati et al., 2013: 174). با استفاده از عدم قطعیت مونت کارلو به برآورد سهم و عدم قطعیت هر واحد کاربری اراضی به‌عنوان منابع مولد رسوب در منطقه لاگوپارانو اقدام کرده‌اند. Rowan et al (2000) برآورد عدم قطعیت را در منشأیابی منابع رسوب مواد معلق بر اساس مدل برآورد عدم قطعیت درست‌نمایی تعمیم یافته به‌کار بردند. 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 منشأیابی 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 اصلاح‌شده، لاندور، لاندور اصلاح‌شده، هوگس و اسلاتری برپایه شبیه‌سازی مونت کارلو 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

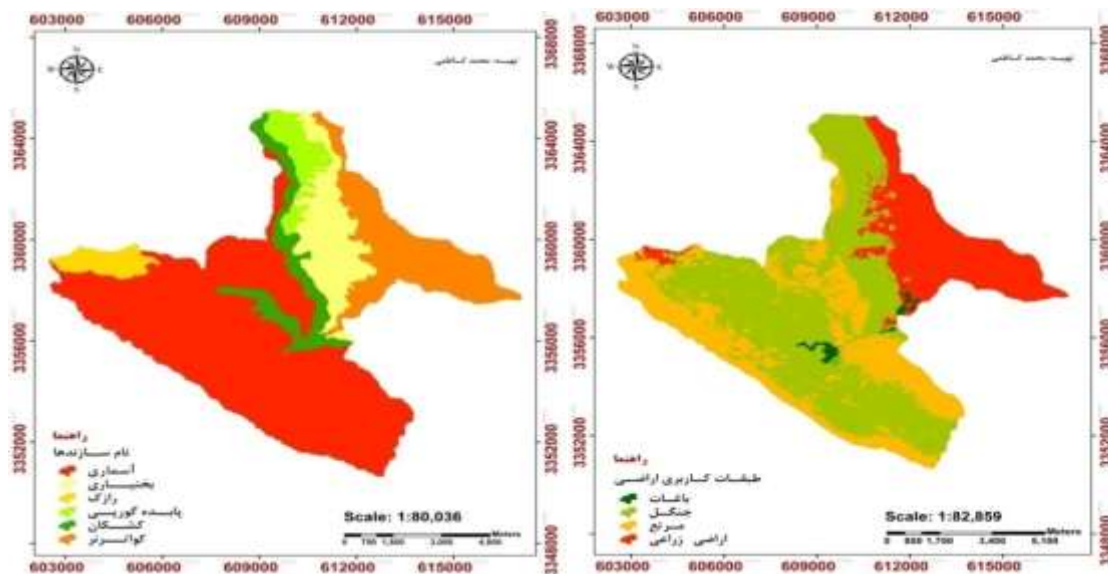
منطقه‌ی مورد مطالعه در این تحقیق با مساحت $۸۱/۷۳ \text{ km}^۲$ ، تحت عنوان حوزه آبخیز بهشت گمشده (تنگ بستانک) در حدود ۸۰ کیلومتری شمال غرب شهرستان شیراز و در موقعیت جغرافیایی $۲۹^{\circ}۰۳'$ تا $۲۹^{\circ}۱۳'$ شرقی و $۳۳^{\circ}۱۶'$ تا $۳۰^{\circ}۲۵'$ شمالی واقع شده است. شکل (۱) موقعیت و راه‌های دسترسی 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 مراتع به‌عنوان واحدهای مولد 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، کوترنر، پابده‌گورپی و آسماری با استفاده از تصویر ماهواره لندست ۸ سنجنده OLI (تیر ماه ۹۳) تهیه شد (شکل ۲).



شکل ۲: نقشه واحدهای کاربری اراضی و سازندهای زمین‌شناسی به‌عنوان 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 هر یک 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 سازندها 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، ۱۱۸۰ و ۱۷۰۰ 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 (HNO₃) با نسبت ۱:۳ یعنی ۳ قسمت اسید کلریدریک و یک قسمت اسید نیتریک) هضم گردید. در این مطالعه از ۲۱ میلی‌لیتر اسید کلریدریک و ۷ میلی‌لیتر 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 استات سلولز ۰/۲ میکرومتر عبور داده شد (Nosrati et al., 2013: 174). مرحله (۴): اندازه‌گیری به وسیله ICP- Mass (Patrick et al., 2015: 2120).

- اندازه‌گیری ایزوتوپ‌های ¹⁴⁴Nd و ¹⁴³Nd، ⁸⁶Sr، ⁸⁷Sr

آماده‌سازی نمونه‌ها به منظور اندازه‌گیری به ترتیب مراحل زیر انجام شد. مرحله (۱): ابتدا ۳ گرم از هر نمونه وزن شده و در ۱۰ میلی‌لیتر اسیداستیک (HoAc) به منظور حذف کربنات‌ها هضم گردید. مرحله (۲): به منظور جدا نمودن باقیمانده نامحلول در اسید استیک از سانتیفریوژ 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 HNO₃ + HClO₄ + HF با نسبت ۳:۲:۱ هضم گردید. لازم به ذکر است که از ۱۵ میلی‌لیتر اسید نیتریک، ۱۰ میلی‌لیتر اسید پرکلریک و ۵ میلی‌لیتر اسید هیدرو فلوئوریک 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 رقیق 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 باریوم، کادمیوم، کروم، مس، لیتیم، منگنز، نئودیوم، نیکل، فسفر، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، وانادیوم، زینک

و دو نسبت ایزوتوپی شامل استرانسیوم ۸۷ استرانسیوم ۸۶، نئودیمیوم ۰/۱۴۴ نئودیمیوم ۱۴۳ و ۲ ماده آلی نیتروژن و کربن بودند. قابل ذکر است که کربن آلی به روش والکر و بلاک و نیتروژن کل به روش کجگلدال 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 تعیین تابع تحلیل تشخیص و ضرایب آن برای کاهش خصوصیات انتخابی اولیه ردیاب‌ها به طوری که دارای حداقل همبستگی و حداکثر توان تفکیک منابع رسوب باشند به کار گرفته شده است. بعد از محاسبه توابع تشخیص سطح معنی داری آماری آن‌ها با معیارهای Wilk'S Lambda و مربع فاصله‌ی ماهالانوبیس صورت گرفت. برای نشان دادن توان جداسازی یا طبقه‌بندی تحلیل تشخیص، معنی داری توابع، اختلاف گروه‌ها و ماتریس طبقه‌بندی بررسی شده است. درصد 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 حداکثر 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:

$$C_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_j \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن C_i برابر با مقدار برآوردی ردیاب i ام برای نمونه‌های رسوب ($i=1, 2, \dots, m$)، a_{ij} مقدار میانگین ردیاب i ام در واحد کاربری اراضی j ام ($j=1, 2, \dots, n$) میانگین مشارکت نسبی واحد کاربری اراضی j ام (که نامعلوم بوده

و به وسیله مدل برآورد می‌شود)، n تعداد واحدهای کاربری اراضی و m تعداد ردیاب‌های انتخاب شده (ترکیب بهینه) می‌باشد. از آن جایی که فرض می‌شود ردیاب‌ها و ویژگی‌های آنان در نمونه‌های رسوب کاملاً وابسته به مواد منبع واحدها می‌باشند و این ردیاب‌ها تنها از این واحدها ناشی می‌شوند، بنابراین نتایج حاصل، مشروط به دو محدودیت (P_j) زیر می‌باشند:

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

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

به این علت که در چنین مدل‌هایی، رابطه (۱) برای تمام ردیاب‌ها تکرار می‌شود، بنابراین تعداد معادلات بیش‌تری نسبت به متغیرهای مجهول وجود خواهد داشت. برای حل این معادلات از روش بهینه‌سازی تابع هدف و تکرار عملیات استفاده می‌شود که در این پژوهش نیز از کمینه‌سازی مجموع مربعات باقی‌مانده به‌عنوان تابع هدف استفاده شد. قبل از تعیین سهم باید اصلاحاتی از جمله ضریب وزنی ویژه هر یک از ردیاب‌ها (W_i) که هر یک از خصوصیات منشأیاب را با چند تکرار در آزمایشگاه اندازه‌گیری کرده و با محاسبه عکس ریشه دوم واریانس داده‌های استاندارد شده به‌دست می‌آید 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 هر یک از منابع رسوب به‌دست می‌آید را محاسبه کرد و سپس اصلاحات را به مدل چند متغیره ترکیبی وارد کرد. همچنین برای تعیین ضریب تصحیح اندازه ذرات (Z_i) با توجه به طبیعت انتخابی فرآیندهای فرسایش و انتقال رسوب باعث غنی شدن یا تهی شدن رسوب از نظر بعضی از اندازه‌ها می‌شود. در اثر این فرآیند، توزیع اندازه ذرات نمونه‌های رسوب و خاک منشأ متفاوت خواهد بود؛ بنابراین مقایسه بین خصوصیات خاک منابع رسوب و نمونه‌های رسوب که از نظر اندازه ذرات اختلاف دارند، صحیح نخواهد بود. جهت رفع این عیب و فراهم آوردن امکان مقایسه مستقیم بین نمونه‌های رسوب و نمونه‌های خاک باید از روش‌های اصلاحی استفاده شود. در این تحقیق با این فرض که خصوصیات منشأیاب به یک اندازه تحت تأثیر فرآیند غنی شدن یا تهی شدن قرار می‌گیرند و به دلیل نقش زیاد پارامتر سطح ویژه در میزان خصوصیات منشأیاب (ردیاب‌ها) و انعکاس ترکیب اندازه ذرات، از نسبت سطح ویژه هر یک از نمونه‌های رسوب به متوسط سطح ویژه نمونه‌های خاک هر یک از منابع رسوب برای اصلاح خصوصیات منشأیاب منابع رسوب استفاده شد. با حل مدل‌های زیر سهم تمام واحدهای کاربری اراضی برای هر نمونه رسوب به‌صورت جداگانه به‌دست آمد که در نهایت با میانگین‌گیری از سهم واحدها، مقدار متوسط سهم هر واحد کاربری اراضی در تولید رسوب تعیین شد.

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

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

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

$$R = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{[C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} Z_j O_j]}{C_i} \right\}^2 W_i \quad \text{رابطه (۷) (Patrick et al., 2015: 2121)}$$

$$R = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{[C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij} Z_j O_j SV_{ji}]}{C_i} \right\}^2 W_i \quad \text{رابطه (۸) (Collins et al., 2010: 255)}$$

$$R = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \frac{|C_i - \sum_{j=1}^m X_j S_{ij}|}{\sqrt{\sum_{j=1}^m X_j^2 \left(\frac{VAR_{ij}}{m_j}\right)}} \quad \text{رابطه (۹) (Haddadghi et al., 2013: 145)}$$

در روابط بالا VAR_{ij} واریانس ویژگی ردیاب Z_j از 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) Z_j ام، O_j ضریب تصحیح ماده آلی برای فرسایش (منبع) Z_j ام، S_{ij} میزان ویژگی (ردیاب) i ام در منبع Z_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 Z_j برای مقادیر مختلف ردیاب‌های منشأیاب i .

- ارزیابی نتایج حاصل از مدل‌ها

برای تعیین میزان دقت و کارایی روش‌های فوق می‌توان نتایج حاصل از معادلات را با نتایج واقعی به دست آمده مقایسه کنیم. بر اساس روش ارائه شده توسط (Nash & Sutcliffe, 1970) کارایی 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 برآوردی حاصل از مدل‌ها. مقدار ME بین صفر تا ۱ متغیر است و هر چه مقدار ضریب کارایی به ۱ نزدیک‌تر باشد مدل از کارایی بالاتری برخوردار است.

یافته‌ها و بحث

نتایج آزمون آماری کروسکال والیس در بررسی توان ردیاب‌ها در جداسازی واحدهای کاری شامل اراضی مرتعی، اراضی جنگلی، اراضی زراعی و باغات و همچنین سازندهای رازک، کشکان، بختیاری، کواترنری، پابده‌گورپی 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 (کاربری‌ها)

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 |
| کبالت | 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 | ۱۱/۳۳۶ | 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 ۸۷ / استرانسیوم ۸۶ | ۳/۱ | ۰/۷۹۶ |
| نئودیمیوم ۱۴۴ / نئودیمیوم ۱۴۳ | ۵/۹۲۵ | ۰/۴۳۲ |

از نظر این آزمون اختلاف میانگین‌های 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 مذکور نیستند. همان‌گونه که از جدول (۲) بر می‌آید تنها عناصر مس، نئودیمیوم، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، کربن، نیتروژن و نئودیمیوم ۱۴۴ / نئودیمیوم ۱۴۳ به مرحله بعد یعنی آزمون تحلیل تشخیص راه پیدا کرده‌اند و این عناصر و ایزوتوپ‌ها توان تفکیک منابع از هم را نشان دادند. نتایج تحلیل تشخیص (DFA) و معنی داری آماری نشان داد؛ ترکیب بهینه خصوصیات منشأیاب باید طوری انتخاب شود که علاوه بر داشتن کم‌ترین هم‌خطی 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 مربع 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 مربع‌کای نشان می‌دهند که توابع اول به‌ترتیب در واحدهای تفکیک منابع رسوب ۶۵/۳٪ و ۷۱/۳٪ را به‌خود اختصاص داده‌اند. توابع اول با بیش‌ترین همبستگی کانونی، بیش‌ترین تغییرات و اختلاف‌ها را در گروه‌ها را توصیف می‌کنند. درصد طبقه‌بندی صحیح در تفکیک منابع رسوب برای واحدهای کاربری اراضی ۷۵٪ و برای واحدهای سازندها ۸۶٪ بود. برای بررسی بیش‌تر توان توابع تشخیص به‌دست 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)

| منشأیاب | آماره H | سطح معنی‌داری |
|------------------------------|---------|---------------|
| باریم | ۲/۴۹۶ | ۰/۷۷۷ |
| کادمیوم | ۵/۰۰۴ | ۰/۴۱۵ |
| کبالت | 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 | ۱۳/۳۶۴ | ۰/۰۲۰ |
| نیکل | ۳/۷۱۹ | ۰/۵۹۱ |
| فسفر | ۲/۷۶۰ | ۰/۷۳۷ |
| سیلیکون | ۱۳/۰۶۲ | ۰/۰۲۳ |
| استرانسیوم | ۱۱/۷۴۷ | ۰/۰۳۷ |
| تیتانیوم | ۱۲/۳۵۰ | ۰/۰۲۸ |
| وانادیوم | ۲/۰۲۱ | ۰/۸۴۶ |
| زینک | ۲/۴۴۸ | ۰/۷۸۴ |
| نیترژن | ۱۲/۴۱۹ | ۰/۰۲۹ |
| کربن | ۱۲/۸۰۵ | ۰/۰۲۵ |
| استرانسیوم ۸۷/ استرانسیوم ۸۶ | ۵/۱۳۵ | ۰/۴۰۰ |
| نئودیمیوم ۱۴۴/ 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 منشأیاب وارد شده | حداقل مربع فاصله ماهالانویس | Wilks' Lambda | عدد تحمل (Tolerance) | عامل تورم واریانس (VIF) | وزن ردیاب منشأیاب در منبع |
|-----|--------------------------|-----------------------------|---------------|----------------------|-------------------------|---------------------------|
| ۱ | کربن | ۰/۰۰۴ | ۰/۶۴۴ | ۱ (کربن) | ۱ | ۱/۸ |
| ۲ | مس | ۰/۳۹۱ | ۰/۳۵۱ | ۰/۷۸۸ (کربن) | ۱/۲۶ | ۱/۵ |
| | | | | ۰/۷۸۸ (مس) | ۱/۲۶ | |
| ۳ | سیلیکون | ۰/۷۲۴ | ۰/۲۴۴ | ۰/۷۶۶ (کربن) | ۱/۳ | ۱/۳ |
| | | | | ۰/۷۸۸ (مس) | ۱/۲۶ | |
| | | | | ۰/۹۶۷ (سیلیکون) | ۱/۰۳ | |
| ۴ | تیتانیوم | ۱/۲۳ | ۰/۱۶۹ | ۰/۷۳۴ (کربن) | ۱/۳۶ | ۱/۵ |
| | | | | ۰/۶۷۷ (مس) | ۱/۴۷ | |
| | | | | ۰/۸۸۸ (سیلیکون) | ۱/۱۲ | |
| | | | | ۰/۶۶۶ (تیتانیوم) | ۱/۵ | |

جدول ۴- مراحل اضافه شدن عناصر ردیاب در تابع تشخیص (سازند)

Table 4- Classification matrix resulting from discriminant analysis (Formations)

| گام | خصوصیات منشأیاب وارد شده | حداقل مربع فاصله ماهالانویس | Wilks' Lambda | عدد تحمل (Tolerance) | عامل تورم واریانس (VIF) |
|-----|---------------------------------|-----------------------------|---------------|---------------------------------|-------------------------|
| ۱ | استرانسیوم | ۰/۰۲۳ | ۰/۷۹۸ | ۱ (استرانسیوم) | ۱ |
| ۲ | تیتانیوم | ۰/۵۸۳ | ۰/۶۲۳ | ۰/۹۳۹ (استرانسیوم) | ۱/۰۶ |
| | | | | ۰/۹۳۹ (تیتانیوم) | ۱/۰۶ |
| ۳ | مس | ۰/۷۰۰ | ۰/۴۵۵ | ۰/۶۹۶ (استرانسیوم) | ۱/۴۳ |
| | | | | ۰/۹۲۱ (تیتانیوم) | ۱/۰۸ |
| | | | | ۰/۷۴۱ (مس) | ۱/۳۴ |
| ۴ | نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم ۱۴۳/۱۴۴ | ۱/۶۷۴ | ۰/۳۳۸ | ۰/۶۶۶ (استرانسیوم) | ۱/۵ |
| | | | | ۰/۹۲۱ (تیتانیوم) | ۱/۰۸ |
| | | | | ۰/۷۳۸ (مس) | ۱/۳۵ |
| | | | | ۰/۹۲۱ (نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم) | 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)

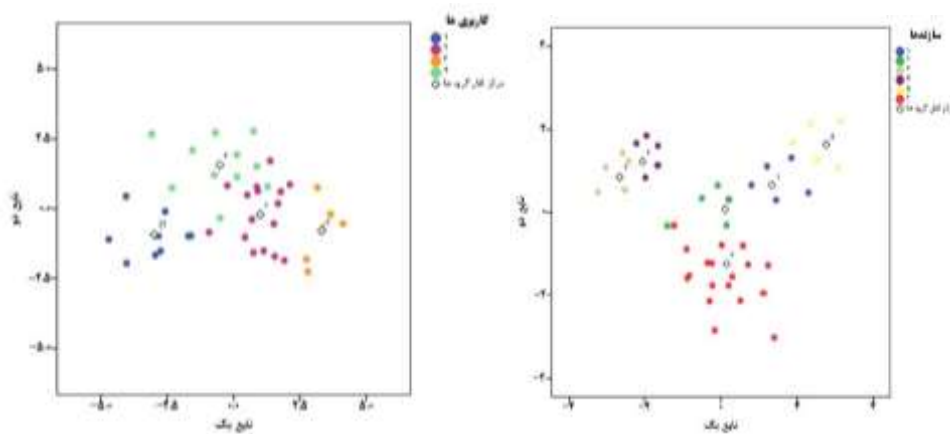
| تابع | مقدار ویژه | درصد واریانس | درصد تجمعی واریانس | همبستگی کانونی | Wilks' Lambda | آماره مربع کای | معنی داری |
|------|------------|--------------|--------------------|----------------|---------------|----------------|-----------|
| ۱ | ۱/۵۷۷ | ۶۵/۳ | ۶۵/۳ | ۰/۷۸۲ | ۰/۱۶۹ | ۶۴/۸۲۶ | ۰/۰۰۰ |
| 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)

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

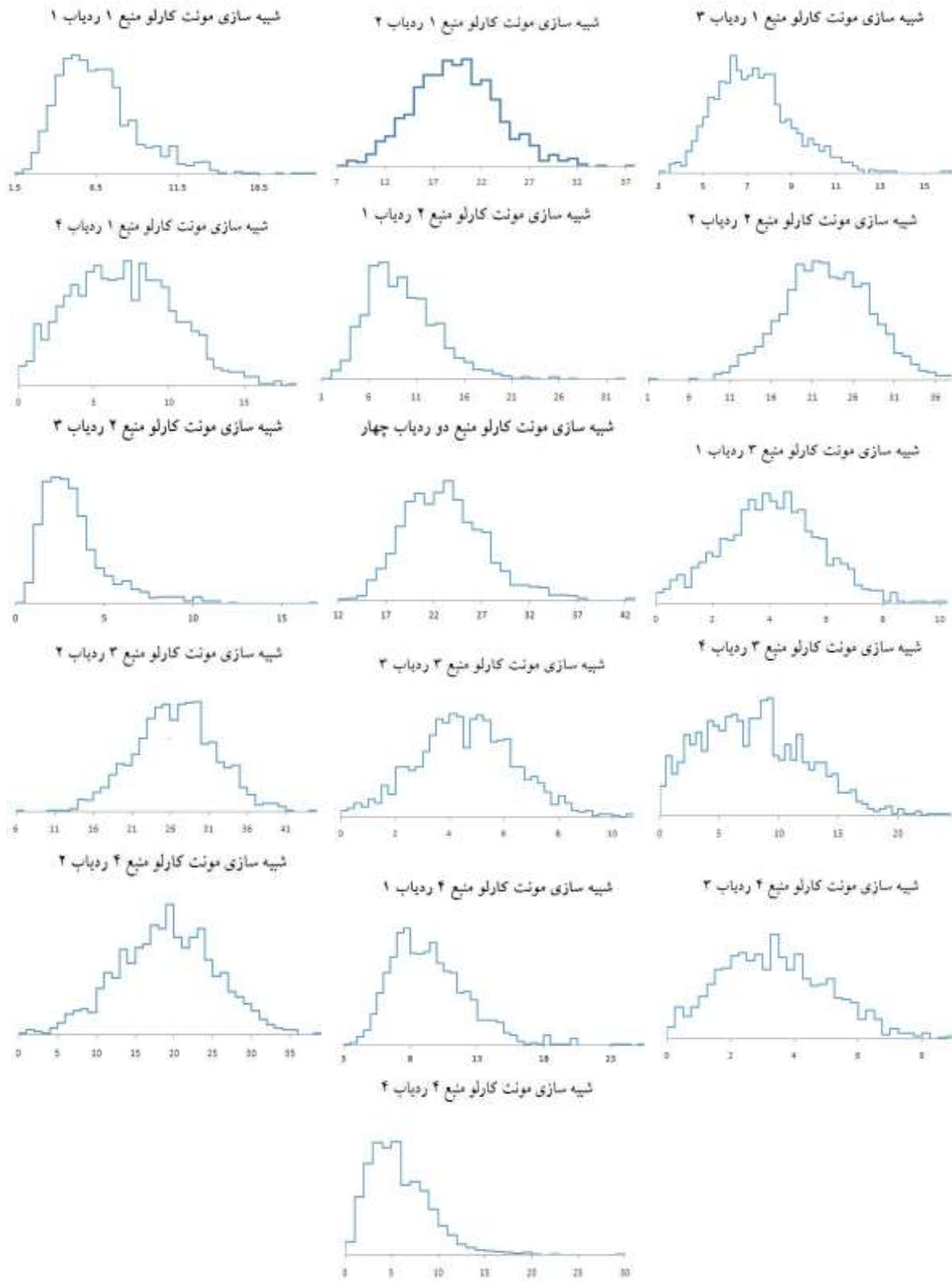
همان گونه که مشاهده شد در واحدهای کاربری اراضی تعدادی از عناصر در مرحله اول (۶ عنصر) توان تفکیک منابع را نشان دادند، از آن جمله نیتروژن و استرانسیوم بودند که این عناصر در مرحله دوم و در تابع تشخیص حذف شدند و در جمع ترکیب بهینه قرار نگرفتند. از مجموع ۱۹ عنصر و نسبت ایزوتوپی، تنها ۴ عنصر مس، کربن، سیلیکون 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 ۱۴۴/۱ نئودیمیوم ۱۴۳ به مرحله آزمون تحلیل تشخیص راه پیدا کرده اند که تنها چهار عنصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و ایزوتوپ نئودیمیوم ۱۴۴/۱ 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)

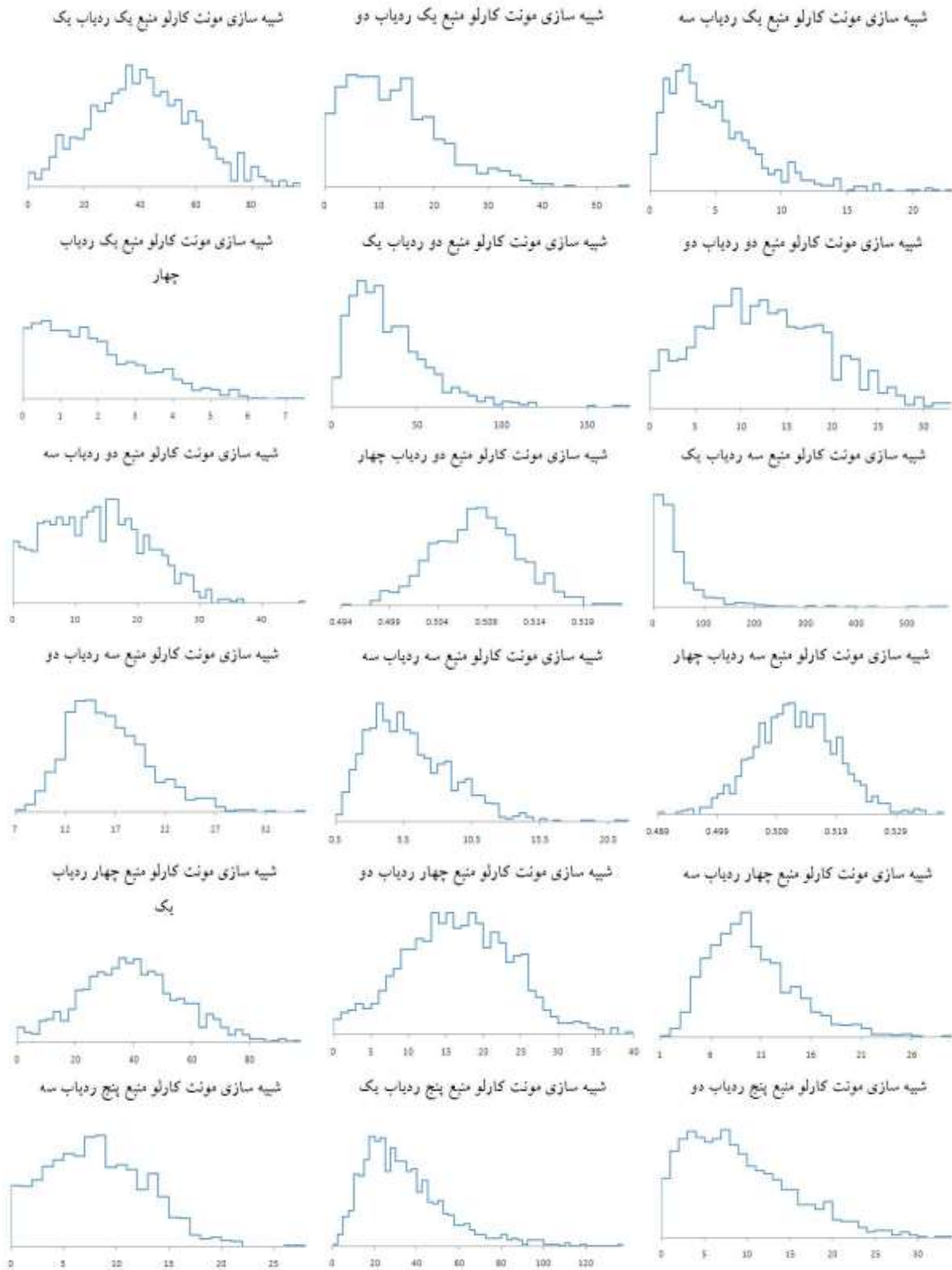
Figure 3: Scatterplot of the first and second discriminant functions (formations and Landuses respectively right to left)

بعد از مشخص شدن عناصر ترکیب بهینه، بر اساس شبیه سازی مونت کارلو در هر منبع و بر اساس مقدار ردیاب خاص، مقادیر میانگین جهت ورود به مدل های کمی محاسبه شد. شکل (۴ و ۵) به ترتیب شبیه سازی مقادیر ردیابها را بر اساس شبیه سازی مونت کارلو را نشان می دهد.



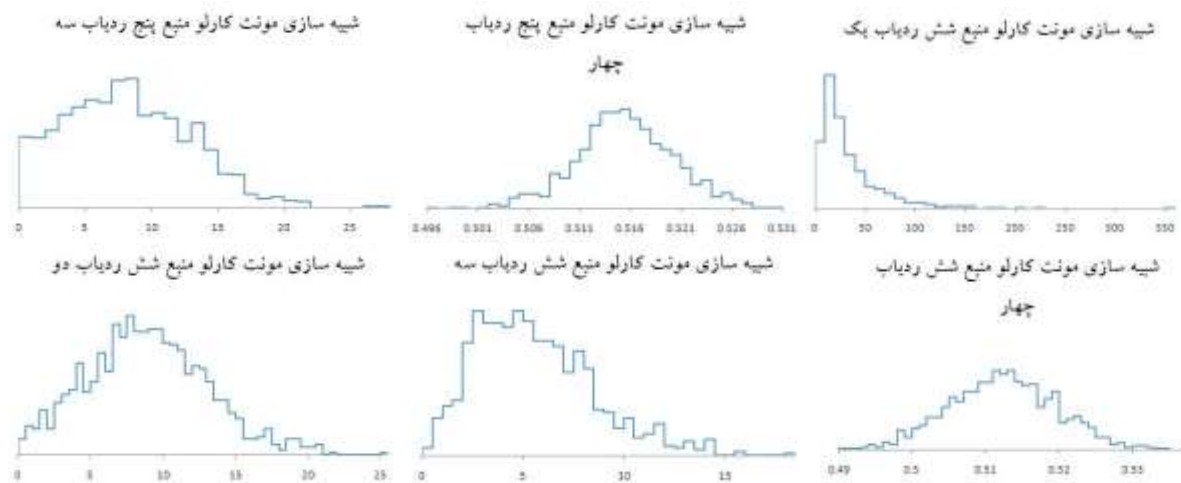
شکل ۴: برآورد مونت کارلو برای ردیاب‌های منابع مختلف کاربری اراضی

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



شکل ۵: برآورد مونت کارلو برای ردیاب‌های منابع مختلف سازندها

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



ادامه شکل ۵: برآورد مونت کارلو برای ردیاب‌های 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 نمونه‌های رسوب و محاسبه صدک ۵۰ از مقادیر حاصل، سهم هر یک از منابع به دست آمده است. همچنین صدک‌های ۵ و ۹۵ به‌عنوان حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی همان‌گونه که مشاهده می‌شود در جدول (۷) آورده شده است.

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

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

| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبه‌سازی 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 | ۰/۵۱۳۹۳۲ |
| اراضی باغی | ۰/۰۱۲۳۱۸ | ۰/۱۱۶۳۶۷ | ۰/۲۶۸۵ |
| اراضی مرتعی | ۰/۳۱۹۰۷۲ | ۰/۴۹۶۳۰۳ | ۰/۶۵۸۴۲۲ |
| نوع کاربری اراضی | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبه‌سازی 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 صدک‌های عدم قطعیت شبه‌سازی 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 | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| زراعت آبی | ۶/۶۵ E-۰۰۴ | ۰/۰۷۴۸۵۷ | ۰/۱۸۵۵۴۳ |
| اراضی جنگلی | ۰/۰۵۴۱۶۲ | ۰/۲۲۰۲۶۶ | ۰/۳۱۲۴۸۵ |
| اراضی باغی | 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) | | |
| | صدک ۵ | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| زراعت آبی | ۵/۴۱ E-۰۰۷ | ۰/۱۱۳۲۱۳ | ۰/۲۷۴۵۴ |
| اراضی جنگلی | ۰/۰۱۱۷۳۲ | ۰/۲۱۵۳۳۳ | ۰/۴۸۳۱۶۲ |
| اراضی باغی | 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 اسلاتری (Slattery) | | |
| | صدک ۵ | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| زراعت آبی | ۳/۰۱ E-۱۰۵ | ۰/۱۰۰۳۱۶ | ۰/۲۳۸۵۱۵ |
| اراضی جنگلی | ۰/۰۲۰۳۲۶ | ۰/۲۰۸۲۸۶ | ۰/۴۸۵۶۴۹ |
| اراضی باغی | ۰/۰۲۶۳۰۱ | ۰/۱۶۹۴۱۳ | ۰/۳۷۰۴۷۸ |
| اراضی مرتعی | ۰/۲۳۱۸۳۷ | ۰/۵۲۱۹۸۵ | ۰/۸۴۰۵۲۸ |

مطابق با نتایج ضریب کارایی 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 کارایی را بین مدل‌های دیگر به خود اختصاص داده است. جدول نتایج ضریب کارایی 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 کاربری اراضی | شبیه‌سازی مونت کارلو برای سازندها |
| کالینز (Collins) | ۹۷/۲۴ | ۹۹/۹۸ |
| کالینز اصلاح شده (Modified Collins) | ۹۹/۳ | ۹۹/۶۶ |
| لاندور (Landwehr) | ۹۷/۰۱ | ۹۹/۹۲ |
| لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr) | ۹۶/۱۷ | ۹۹/۹۴ |
| موتا (Motha) | ۹۶/۳۴ | ۹۹/۷۸ |
| اسلاتری (Slattery) | ۹۲/۴۱ | ۹۹/۸ |

حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری کشاورزی ۲۳/۹۷-۰/۷ درصد و سهم نسبی آن ۱۰/۷۹ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی جنگلی ۳۱/۳۱-۵/۶ درصد و سهم نسبی آن ۱۷/۲ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی باغی ۲۷/۴-۳/۲ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۲۴ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت کاربری اراضی مرتعی ۷۵/۶۵-۴۲/۵ درصد و سهم نسبی آن ۵۸/۷۶ درصد می‌باشد. همان‌گونه که مشخص هست 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 هست. همچنین عدم قطعیت و حساسیت دیگر منابع تقریباً برابر و نزدیک به یکدیگر می‌باشد (فاصله حدود اطمینان اراضی جنگلی ۲۶/۷۱ درصد و اراضی باغی ۲۴/۲ درصد هست). بیش‌ترین اهمیت نسبی مربوط به اراضی باغی با ۳/۷۳ و اراضی مرتعی با ۳/۵ هست 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 به‌عنوان حدود اطمینان عدم قطعیت واحدهای سازندهای زمین‌شناسی به‌عنوان منابع مولد رسوب نشان می‌دهد.

جدول ۹- حدود اطمینان عدم قطعیت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای سازندها

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 | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| رازک | ۰/۰۰۲۳۴۱ | ۰/۰۶۶۷۵۱ | ۰/۱۳۳۹۱ |
| کشکان | ۰/۰۰۵۳۲۲ | ۰/۰۴۷۶۳۶ | ۰/۰۸۴ |
| بختیاری | ۰۸۰۲۶۷ | ۰/۱۱۴۵۶۷ | ۰/۱۷۷۳۷۷ |
| کواترنر | ۰/۰۸۲۵۱۹ | ۰/۱۳۸۹۶۵ | ۰/۱۶۶۱۹۵ |
| پابده‌گورپی | ۰/۰۷۵۲۳۸ | ۰/۰۹۵۸۱۱ | ۰/۱۳۱۰۸۶ |
| آسماری | ۰/۴۶۷۰۳۹ | ۰/۵۳۶۲۷ | ۰/۶۰۱۱۱۸ |
| نام سازند | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins) | | |
| | صدک ۵ | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| رازک | ۰/۰۰۶۲۴۵ | ۰/۰۶۴۳۳۸ | ۰/۱۲۵۷۴۹ |
| کشکان | ۰/۰۰۴۲۳۹ | ۰/۰۷۵۵۹۳ | 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 | ۰/۵۳۱۰۹۲ |

ادامه 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 | ۰/۱۵۵۲۶۶ |
| کواترنر | ۷/۲۸ E-۰۹ | ۰/۰۱۴۸۵۷ | ۰/۶۱۹۳۴ |
| پابده‌گوری | ۷/۶۴ E-۰۸ | ۰/۰۲۶۱۸۱ | ۰/۱۱۴۱۲۹ |
| آسماری | ۰/۶۱۸۴۹۱ | 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 | ۰/۳۳۲۲۲۶ |
| بختیاری | ۲/۸۲ E-۰۸ | ۰/۰۳۲۴۵۳ | ۰/۱۴۳۱۳۳ |
| کواترنر | ۲/۲۰ E-۰۵ | ۰/۰۱۶۴۶۵ | ۰/۰۶۸۸۵۶ |
| پابده‌گوری | ۹/۹۵ E-۰۸ | ۰/۰۲۲۲۴۶ | ۰/۱۰۳۶۰۲ |
| آسماری | ۰/۶۳۶۲۹۷ | ۰/۸۲۶۷۱۲ | ۰/۹۱۷۰۳۵ |
| نام سازند | حدود اطمینان صدک‌های عدم قطعیت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل موتا (Motha) | | |
| | صدک ۵ | صدک ۵۰ | صدک ۹۵ |
| رازک | ۳/۳۰ E-۰۷ | ۰/۰۴۱۷۲۳ | ۰/۱۳۲۱۳۳ |
| 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 |
| پابده‌گوری | ۰/۰۰۲۳۷۷ | ۰/۰۷۱۳۵۸ | ۰/۲۰۴۸۸۹ |
| آسماری | ۰/۵۲۱۹۹۸ | 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 | ۰/۰۶۵۹۱۱ |
| پابده‌گوری | ۰/۰۱۰۱۵۹ | ۰/۰۶۵۹۸۴ | 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 درصد، 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 کواترتر ۱۶/۶۱-۸/۲۵ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۸۹ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند پابده گورپی ۱۳/۱-۷/۵۲ درصد و سهم نسبی آن ۹/۵۸ درصد، حدود اطمینان عدم قطعیت سازند آسماری ۶۰/۱-۴۶/۷ درصد و سهم نسبی آن ۵۳/۶۲ درصد می باشد. همانگونه که مشخص هست کمترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند پابده گورپی با ۵/۵۸ درصد و بیشترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند رازک با ۱۳/۱۹ درصد می باشد. این مهم حکایت از عدم قطعیت کم تر در منبع سازند پابده-گورپی و حساسیت بیش تر آن نسبت به سایر منابع هست. 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 می باشد (فاصله حدود اطمینان سازند کشکان ۷/۹ درصد، سازند بختیاری ۹/۷۱ درصد و سازند کواترتر ۸/۳۶ درصد هست). بیشترین اهمیت نسبی مربوط به سازند رازک با ۵/۰۲ و سازند پابده گورپی با ۴/۹۳ هست که نشان از اولویت داشتن این نواحی در بحث مدیریت و سامان دهی سازندها در بحث توان رسوب زایی می باشد. 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 رسوب زایی و مدیریت اراضی دارند.

نتیجه گیری

(Minella et al (2008) با اشاره به افزایش استفاده از مدل های 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 می گیرد، محاسبه نمودند. نتایج نشان داده است که عدم قطعیت سهم نسبی منابع رسوب دارای اختلاف معنی داری است. بر این اساس و نیز عدم استفاده همزمان از رویکرد عدم قطعیت در روش های حل مدل های ترکیبی از جمله بهینه سازی های لوکال (Local) و الگوریتم ژنتیک (GA) در مطالعات داخلی و تا حدودی مطالعات خارجی، به منظور ارزیابی عدم قطعیت و حساسیت سهم های هر یک از منابع مولد رسوب در حوزه آبخیز تنگ بستانک مدل های شش گانه ترکیبی کالینز، کالینز اصلاح شده، موتا، اسلاتری، لاندور و لاندور اصلاح شده از شبیه سازی مونت کارلو در واحدهای کاربری اراضی و سازندهای زمین شناسی و برآورد سطوح اطمینان عدم قطعیت منابع استفاده شد. نتایج نشان داد برای کاربری اراضی، سهم منابع اراضی کشاورزی، جنگلی، باغات و مراتع به ترتیب (۲۳/۹۷-۰/۷) ۱۰۰٪، (۳۲/۳۱-۵/۶) ۱۷/۲٪، (۳/۲-۲۷/۴) ۱۳/۲۴٪، (۴۲/۵-۷۵/۶۵) ۵۸/۷۶٪ و برای سازندهای زمین شناسی، سازند رازک، کشکان، بختیاری، کواترتر، پابده گورپی و آسماری به ترتیب (۱۳/۳۹-۰/۲) ۶/۶۷٪، (۸/۴-۰/۵) ۴/۷۶٪، (۱۷/۷۳-۸/۰۲) ۱۱/۴۵٪، (۱۶/۶۱-۸/۲۵) ۱۳/۸۹٪، (۷/۵۲-۱۳/۱) ۹/۵۸٪ و (۶۰/۱-۴۶/۷) ۵۳/۶۲٪ می باشند. الگوریتم شبیه سازی مونت کارلو با استفاده از میانگین و انحراف از معیار مقدار هر ردیاب در منبع رسوب

(Haddadghi et al., 2014: 143)، بر پایه تابع چگالی احتمال ردیاب‌ها و تکرار زیاد داده‌هایی تولید می‌کند که این داده‌ها ورودی مدل‌های ترکیبی هستند (Haddadghi et al., 2013: 569). مدل بر اساس این تعداد داده‌ها تکرار و خروجی هر مدل سهم‌های فرسایشی (سهم منابع رسوب بین صفر و یک می‌باشند که مجموع آن‌ها در کل یک می‌باشد) می‌باشد که حکایت از استفاده اندک این الگوریتم از پارامترها دارد و نتایج مناسبی ارائه می‌کند. ضرایب کارایی مدل‌ها نشان‌دهنده این مهم و مناسب بودن الگوریتم مونت کارلو جهت مدل‌سازی می‌باشد. تعیین سهم نسبی منابع رسوب در هر منطقه می‌تواند جهت کسب اطلاعات در زمینه طراحی و اصلاح روش‌های کنترل فرسایش در مقیاس حوضه آبخیز مورد استفاده قرار گیرد (Nosrati, 2011: 59). روش‌ها و تکنیک‌های مختلف سهم‌های متفاوتی از منابع رسوب مختلف ارائه می‌دهند (Smith & Dragovich, 2008: 191) بر این اساس استفاده از شاخصی جهت ارزیابی نتایج مدل‌ها و نیز بررسی سطوح اطمینان جواب‌های هر مدل ضروری می‌باشد (Collins et al., 2010: 257). همچنین Martinez-Carreras et al (2008) بیان کردند که عدم قطعیت می‌تواند از منابع مختلف مانند داده‌های ورودی (تعداد و نوع ردیاب) ایجاد شود. این مهم ایجاب می‌کند مدل‌ها علاوه بر ارزیابی باید مورد تست سطوح اطمینان عدم قطعیت نیز قرار بگیرند تا با مرتبط نمودن مدل‌های مختلف منشأیابی با روش‌های عدم قطعیت به تعیین سطوح اطمینان عدم قطعیت در تعیین سهم منابع رسوب کمک خواهند نمود که این نکته در برنامه‌های مدیریتی مفید خواهد بود؛ بنابراین شاخص ضریب کارایی مدل نشان‌دهنده مدل‌های کالینز برای سازندها و مدل کالینز اصلاح شده بر پایه شبیه‌سازی مونت کارلو با مقادیر ۹۹/۹۸ و ۹۹/۳ مناسب هستند و مقادیر سهم منابع در بازه حدود اطمینان صدک ۵ و ۹۵ عدم قطعیت قرار دارند و منابع مختلف تغییرات شگرفی در حساسیت منابع و عدم قطعیت بزرگی مشاهده نشد به‌عنوان نمونه فاصله‌ی حدود اطمینان منابع مختلف کاربری اراضی برای مناطق کشاورزی، جنگل، باغی و مرتعی به ترتیب ۲۳/۲۷٪، ۲۶/۷۲٪، ۲۴/۲٪ و ۳۳/۱۵٪ بود. Martinez-Carreras et al (2008) برای بررسی منابع عدم قطعیت (تعداد و نوع ردیاب‌ها در مدل ترکیبی و متغیرهای مکانی ردیاب‌ها در منابع رسوب) در مدل‌های ترکیبی منشأیابی از شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده نمودند. در این مطالعه از ۳۶ عنصر ژئوشیمیایی و دو عنصر رادیواکتیو بر پایه آماره‌های مختلف و تحلیل تشخیص، ۲۳ ردیاب برای ورود به مرحله مدل ترکیبی انتخاب شد. نتایج نشان داد که متغیرهای مکانی و تعداد ردیاب در مدل عدم قطعیت اهمیت بیش‌تری نسبت به نوع ردیاب دارد. نتایج تحقیق حاضر نیز نشان داد متغیرهای مکانی از جمله میزان ردیاب در هر منبع و یا میزان تغییرات نمونه‌های ردیاب‌ها در هر نمونه از هر منبع و در نتیجه تغییرات تابع توزیع چگالی احتمال نقش به‌سزایی در تعیین سهم‌ها و در نتیجه عدم قطعیت منابع دارد. به‌طوری‌که بین سهم میانگین از روش حل میانگین واقعی ردیاب در منبع با مقادیر شبیه‌سازی شده مونت کارلو با تکرار زیاد تفاوت‌هایی دیده می‌شود و مقادیر ضریب کارایی مدل‌ها و سطوح اطمینان عدم قطعیت تغییر می‌کردند. Nosrati et al., (2013) بیان کردند که در بررسی سهم منابع مراتع، باغات و فرسایش کناری با الگوریتم عدم قطعیت بیضی به ترتیب (۸۹/۱-۶/۳)٪، ۲۶٪، (۲۰-۱/۸)٪ و ۱۲/۹٪ (۸۰/۰۸-۲/۸)٪ برآورد کردند. نامبردگان سطوح اطمینان عدم قطعیت را در سطح ۵ و ۹۵ درصد محاسبه کردند. (Collins, Walling, 2007: 120) آنالیز عدم قطعیت

مونت کارلو را با تکنیک انگشت‌نگاری رسوب (در منطقه دورست^۷ انگلیس) انجام دادند و سهم چهار منبع اراضی جنگلی، مراتع، اراضی کشاورزی و فرسایش کناری را به ترتیب $1 \pm 1\%$ تا $2 \pm 6\%$ ، $2 \pm 10\%$ تا $2 \pm 42\%$ ، $4 \pm 44\%$ تا $2 \pm 81\%$ و $2 \pm 7\%$ تا $4 \pm 19\%$ 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 آبراه‌ای و اراضی دیم-فرسایش سطحی به ترتیب مقادیر 13% ($20-$ 8)، 5% ($0-10$)، 59% ($45-75$)، 5% ($30-10$) 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., Grischeff, 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. part 1: 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.