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[٤]
رسول مهدوی نجف‌آبادی[٥]

برآورد عدم‌قطعیّت در تعیین سهم منابع مولّد رسوب (مطالعه موردی: حوزه آبخیز تنگ‌بستانک)

تاریخ دریافت: ۱۹/ ۱۳۹۵/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱٤

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 عدم‌قطعیّت مونت‌کارلو جهت برآورد سهم سازندها و کاربری‌های اراضی مختلف در رسوب خروجی از حوزه بود. ٤ عنصر کربن، مس، سیلیکون و تیتانیوم به‌عنوان ترکیب بهینه ردیاب‌ها در واحد کاربری‌های اراضی و عناصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم ۱٤۳/۱٤٤ 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

۱- دانشکده محیط زیست، دانشگاه تهران.
*۲- مرکز مطالعات و تحقیقات هرمز، دانشگاه هرمزگان. (نویسنده مسئول).
۳- پژوهشکده چرخه سوخت، سازمان انرژی اتمی ایران.
٤- گروه مرتع و آبخیزداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان.
٥- گروه مرتع و آبخیزداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان.
E-mail: mohamad.kazemi86@gmail.com

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

(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 عدم‌قطعیّت مونت‌کارلو 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 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 (۶۰/۱۱–۴۶/۷) 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 اهمیت‌نسبی را به‌خود اختصاص دادند.

کلید واژه‌ها: تنگ‌بستانک، ردیاب، مونت‌کارلو، مدل ترکیبی، عدم‌قطعیّت.

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 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 اطّلاع 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 سنّتی، روش‌های جدید با عنوان ردیابی، منشاءیابی و انگشت‌نگاری به‌عنوان روشی جایگزین و مناسب مورد توجه محقّقان مختلف قرارگرفته 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 عدم‌قطعیّت همگام با منشأیابی رسوب کم‌تر مورد توجه محققان

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

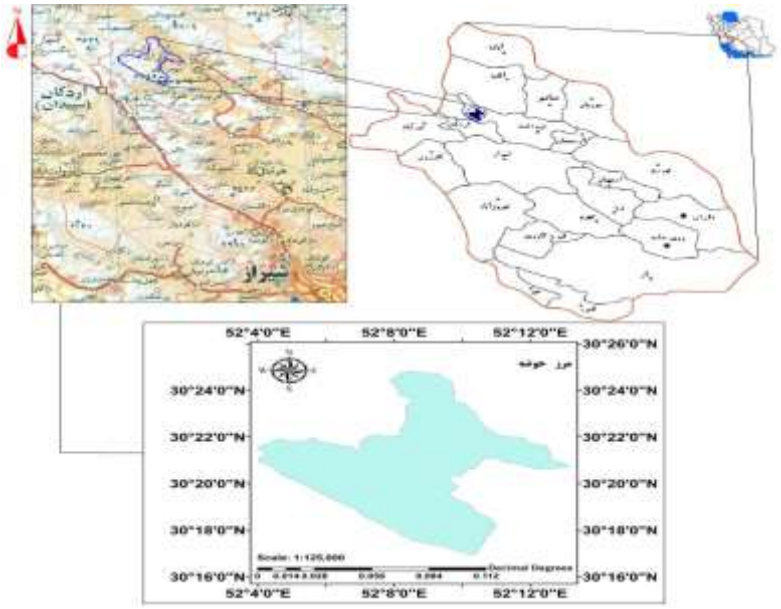
قرار گرفته است. در داخل کشور مطالعات اندکی وجود دارد که برآورد سطح عدم‌قطعیّت را در رویکرد منشأیابی رسوب جهت تعیین سهم نسبی هر یک از منابع رسوب لحاظ نموده باشد. تنها مورد در این زمینه با استفاده از تئوری بیضی به برآورد سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت و برآورد سهم منابع مختلف (کاربری‌های اراضی، فرسایش سطحی و آبراهه‌ای) می‌باشد (Nosrati, 2011). در تحقیقات خارجی می‌توان به تحقیقات Motha et al (2004) ، Collins & Walling (2007)، Martinez-Carreras et al (2008) Smith & Dragovich (2008) و Collins et al (2010) که آنالیز عدم قطعیّت را با استفاده از مدل‌های ترکیبی و با منظور نمودن تغییرات مکانی ویژگی‌های ردیاب برای تعیین میزان اطمینان تخمین‌های مدل بر اساس رویکرد شبیه‌سازی مونت‌کارلو 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 متغیّر نیز لحاظ می‌گردد Franz et al (2014), (Nosrati et al., 2013: 174) با استفاده از عدم‌قطعیّت مونت‌کارلو به برآورد سهم و عدم‌قطعیّت هر واحد کاربری اراضی به‌عنوان منابع مولّد رسوب در منطقه لاگوپارانوآ[6] اقدام کرده‌اند. Rowan et al (2000) برآورد عدم‌قطعیّت را در منشأیابی منابع رسوب مواد معلّق بر اساس مدل برآورد عدم قطعیّت 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 عدم‌قطعیّت 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 مونت‌کارلو استفاده شد تا علاوه بر بررسی کارآیی روش انگشت-نگاری ترکیبی، سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت 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 km^2 ۸۱/۷۳، تحت عنوان حوزه آبخیز بهشت گمشده (تنگ بستانک) در حدود ۸۰ کیلومتری شمال‌غرب شهرستان شیراز و در موقعیت جغرافیایی ″۴۳ ′۰۳ °۵۲ تا ″۳۶ ′۱۳ °۵۲ شرقی و ″۳۳ ′۱۶ °۳۰ تا ″۱۸ ′۲۵ °۳۰ شمالی واقع شده است. شکل (۱) موقعیت و راه‌های دسترسی به این منطقه را نشان می‌دهد.

6- Lago Paranoá

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

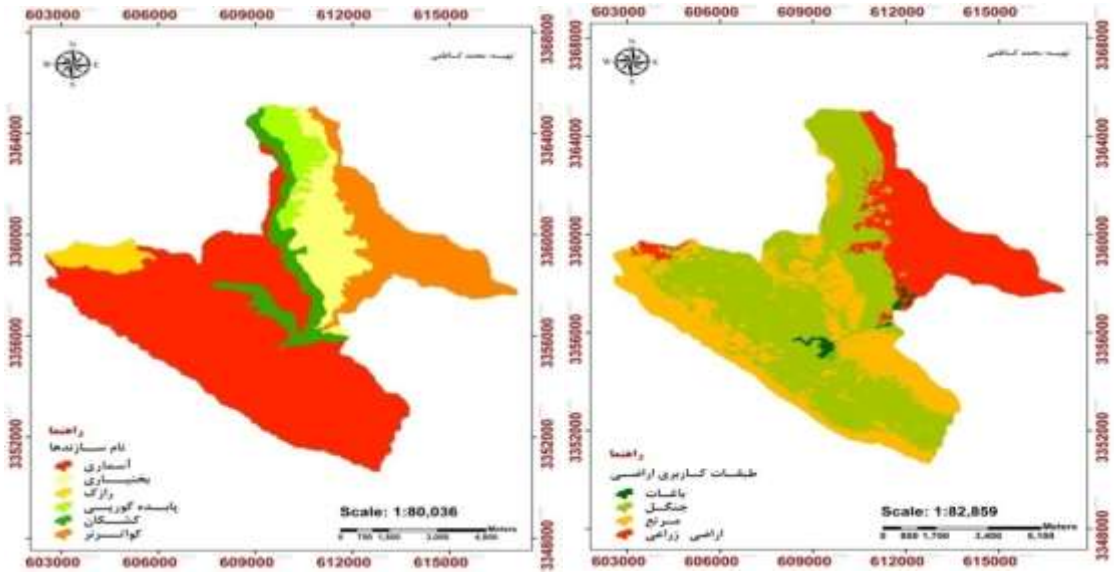


شکل ۱: موقعیت محدوده مورد مطالعه در استان فارس، ایران

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 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، 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)

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

– اندازه‌گیری عناصر ژئوشیمیایی

آماده‌سازی نمونه‌ها به منظور اندازه‌گیری عناصر ژئوشیمیایی در چهار مرحله به‌ترتیب 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 سازندها باشند. کلاً تعداد ٤٣ نمونه برداشت شد و بعد از خشک کردن نمونه‌ها در هوای آون و دمای ٤٠ درجه سانتی‌گراد از الک‌های ٦٢/٥، ٧٥، ١٥٠، ٣٠٠، ٦٠٠، ١١٨٠ و ١٧٠٠ میکرون عبور داده شدند. سپس بروی مقدار خاکی که کم‌تر از ٦٣ میکرون بود عملیات آزمایشگاهی زیر صورت گرفت:

مرحله (١): ابتدا ٣ گرم از هر نمونه وزن شده و در محلول Aqua Regia (ترکیب اسید کلریدریک (HCl) و اسید نیتریک (HNO_3) با نسبت ١:٣ یعنی ٣ قسمت اسید کلریدریک و یک قسمت اسید نیتریک) هضم گردید. در این مطالعه از ٢١ میلی‌لیتر اسید کلریدریک و ٧ میلی‌لیتر اسید نیتریک استفاده شد (Collins et al., 2010: 252). مرحله (٢): سپس نمونه‌ها به مدت ٢ ساعت در دمای ٩٥ درجه سانتی‌گراد بر روی حمام آبی قرار داده شد. مرحله (٣): در این مرحله ابتدا نمونه‌ها از کاغذ صافی واتمن عبور داده و سپس به منظور اطمینان از شفافیت و عاری بودن نمونه‌ها از ذرات معلّق دوباره از کاغذ صافی استات سلولز ٠/٢ میکرومتر عبور داده شد (Nosrati et al., 2013: 174). مرحله (٤): اندازه‌گیری به وسیله ICP- Mass (Patrick et al., 2015: 2120).

– اندازه‌گیری ایزوتوپ‌های ^{87}Sr، ^{86}Sr، ^{143}Nd و ^{144}Nd

آماده‌سازی نمونه‌ها به‌منظور اندازه‌گیری به‌ترتیب مراحل زیر انجام شد. مرحله (١): ابتدا ٣ گرم از هر نمونه وزن شده و در ١٠ میلی‌لیتر اسیداستیک (HoAc) به‌منظور حذف کربنات‌ها هضم گردید. مرحله (٢): به‌منظور جدا نمودن باقیمانده نامحلول در اسید استیک از سانتریفوژ با ٢٠٠٠ دور در دقیقه به مدت ١٠ دقیقه استفاده شد. مرحله (٣): جهت اطمینان از حذف کربنات‌ها، باقیمانده نامحلول در اسید استیک با آب دو بار تقطیر شسته شد. مرحله (٤): سپس باقیمانده نامحلول در اسید استیک در ترکیب اسیدهای $HNo_3 + HClO_4 + HF$ با نسبت ٣:٢:١ هضم گردید. لازم به ذکر است که از ١٥ میلی‌لیتر اسید نیتریک، ١٠ میلی‌لیتر اسید پرکلریک و ٥ 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 (٥): نمونه‌ها به مدت ٢ ساعت بر روی حمام آب قرار داده شد. مرحله (٦): عبور دادن نمونه‌ها از کاغذ صافی. مرحلهٔ (٧): نمونه‌ها به میزان ده برابر رقیق گردیدند. مرحله (٨): اندازه‌گیری مقادیر ایزوتوپ‌ها به وسیلهٔ ICP-MS. در این مطالعه تعداد ١٩ عنصر شامل ١٥ عنصر ژئوشیمیایی و ٢ عنصر آلی و ٢ نسبت ایزوتوپی استفاده شد. عناصر ژئوشیمیایی شامل باریم، کادمیوم، کروم، مس، لیتیم، منگنز، نئودیوم، نیکل، فسفر، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، وانادیوم، زینک

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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 کجلدال انجام شده است.

- انتخاب ترکیب بهینه ردیاب‌ها

برای تعیین ترکیب ردیاب‌های منشأیاب از یک روش آماری دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحله اوّل در صورت عدم‌تبعیّت 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 مرحله‌ی دوّم تعیین تابع تحلیل تشخیص و ضرایب آن برای کاهش خصوصیّات انتخابی اولیه ردیاب‌ها به‌طوری‌که دارای حداقل همبستگی و حداکثر توان تفکیک منابع رسوب باشند به‌کار گرفته شده است. بعد از محاسبه توابع تشخیص سطح معنی‌داری آماری آن‌ها با معیارهای Wilk'S Lambda و مربع فاصله‌ی ماهالانوبیس صورت گرفت. برای نشان دادن توان جداسازی یا طبقه‌بندی تحلیل تشخیص، معنی‌داری 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 به‌منظور ارزیابی نتایج تحلیل تشخیص از روش ارزیابی متقابل استفاده به عمل آمده است. ترکیب مناسب به‌دست 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 تحمّل و عکس آن (عامل تورم واریانس) استفاده شده است (Abbasi et al., 2010: 37). عدد تحمّل برابر یا کوچک‌تر از ۰/۱ و عامل تورّم 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

تعین سهم منابع رسوب بر اساس مقایسه خصوصیات نمونه‌های رسوب و منابع رسوب با استفاده از روش‌های کمی با به‌عبارتی 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 به‌صورت رابطه (۱) بیان می‌شود:

$$C_i = \sum_{i=1}^{n} a_{ij} p_j \qquad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن C_i برابر با مقدار برآوردی ردیاب i ام برای نمونه‌های رسوب (m،...، ۲ و i=۱)، a_{ij} مقدار میانگین ردیاب i ام در واحد کاربری اراضی j ام (n،...،۲ و j=۱)، P_j میانگین مشارکت نسبی واحد کاربری اراضی j ام (که نامعلوم بوده

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

و به‌وسیله مدل برآورد می‌شود)، n تعداد واحدهای کاربری‌اراضی 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:

$$o \le P_j \le 1$$ رابطه (۲)

$$\sum_{j=1}^{n} P_j = 1$$ رابطه (۳)

به این علّت 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 هریک از ردیاب‌ها (W_i) که هریک 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_j) (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 به‌دست می‌آید 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 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 منشایاب (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.

$$R = \sum_{i=1}^{n} [\sum_{j=1}^{m} S_{ij} X_j - C_i]^2$$ رابطه (٤) (Haddadghi et al., 2013: 570)

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

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

رابطه (٦)
$$R = (\frac{1}{n})\sum_{i=1}^{n} \frac{\left|C_i - \sum_{j=1}^{m} X_j S_{ij}\right|}{\sqrt{\sum_{j=1}^{m} X_j^2 VAR_{ij}}}$$

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

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

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

در روابط بالا VAR_{ij} واریانس ویژگی ردیاب j ام منبع رسوب i ام، R مجموع مربعات باقیمانده، C_i میزان اندازه‌گیری‌شده 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 به‌دست آمده مقایسه کنیم. بر اساس روش ارائه شده توس (Nash & Sutcliffe, 1970) کارآیی مدل (ME) به شرح رابطه (۱۰) قابل محاسبه هستند:

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

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.

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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)

منشآیاب	آماره H	سطح معنی‌داری
باریم	٦/٣٨٨	۰/۳۸۱
کادمیوم	٤/٦٨٣	۰/۵۳۳
کبالت	۷/۲۵۹	۰/۲۹۸
کروم	۸/۹۷٤	۰/۱۷۵
مس	۱۳/۸۷۳	۰/۰۳٤
لیتیم	۵/٤٤۲	۰/٤۸۸
منگنز	۵/۸۵۵	۰/٤٤۰
نئودیمیوم	۹/۹٤۵	۰/۱۲۷
نیکل	۱۱/۷۳٦	۰/۰٦۸
فسفر	۱/۵۹۳	۰/۹٤۳
سیلیکون	۱٤/٦۱۷	۰/۰۲۸
استرانسبوم	۱۲/٤٤۵	۰/۰٤٤
تیتانیوم	۱۵/۱۰۹	۰/۰۲۲
وانادیوم	۷/۱٤٤	۰/۳۰۸
زینک	٤/۰۷٤	۰/٦٦۷
نیتروژن	۱۵/۷۸۲	۰/۰۱۵
کربن	۱٦/۱۷۸	۰/۰۱۳
استرانسیوم ۸۷/ استرانسیوم ۸٦	۳/۱	۰/۷۹٦
نئودیمیوم ۱٤٤/ نئودیمیوم ۱٤۳	۵/۹۲۵	۰/٤۳۲

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 معنی‌دار نیست، در واقع تمام عناصر به غیر از شش عنصر یاد شده، دارای قدرت تفکیک و جداسازی واحدهای مذکور نیستند. همان‌گونه که از جدول (۲) بر می‌آید تنها عناصر مس، نئودیمیوم، سیلیکون، استرانسیوم، تیتانیوم، کربن، نیتروژن و نئودیمیوم ۱٤٤/ نئودیمیوم ۱٤۳ 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 معنی‌داری آماری نشان داد؛ ترکیب بهینهٔ خصوصیّات منشأیاب باید طوری انتخاب شود که علاوه بر داشتن کم‌ترین هم‌خطی چندگانه، بیش‌ترین توان تفکیک منابع را داشته باشد تا باعث

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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 ٤) 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 مربّع فاصله‌ی ماهالانوبیس 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 ٦) معنی‌داری توابع را به وسیله آماره مربّع‌کای نشان می‌دهند که توابع اول به‌ترتیب در واحدهای تفکیک منابع رسوب ٪٦۵/۳ و ٪۷۱/۳ را به‌خود اختصاص داده‌اند. توابع اوّل 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 ۸٦٪ 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)

منشآیاب	آماره H	سطح معنی‌داری
باریم	۲/٤۹٦	۰/۷۷۷
کادمیوم	۵/۰۰٤	۰/٤۱۵
کبالت	۲/۲۵٦	۰/۸۱۳
کروم	۱/٤۱۱	۰/۹۲۳
مس	۱۲/۲۹۹	۰/۰۳۰
لیتیم	۳/۲٤۰	۰/٦٦۳
منگنز	۲/٦۹۱	۰/۷٤۷
نئودیمیوم	۱۳/۳٦٤	۰/۰۲۰
نیکل	۳/۷۱۹	۰/۵۹۱
فسفر	۲/۷٦۰	۰/۷۳۷
سیلیکون	۱۳/۰٦۲	۰/۰۲۳
استرانسیوم	۱۱/۷٤۷	۰/۰۳۷
تیتانیوم	۱۲/۳۵۰	۰/۰۲۸
وانادیوم	۲/۰۲۱	۰/۸٤٦
زینک	۲/٤٤۸	۰/۷۸٤
نیتروژن	۱۲/٤۱۹	۰/۰۲۹
کربن	۱۲/۸۰۵	۰/۰۲۵
استرانسیوم ۸۷/ استرانسیوم ۸٦	۵/۱۳۵	۰/٤۰۰
نئودیمیوم ۱٤٤/ نئودیمیوم ۱٤۳	۱۱/٤٦۳	۰/۰٤۳

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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 ماهالانوبیس	Wilks' Lambda	عدد تحمل (Tolerance)	عامل تورم واریانس (VIF)	وزن ردیاب منشایاب در منبع
۱	کربن	۰/۰۰٤	۰/٦٤٤	۱ (کربن)	۱	۱/۸
۲	مس	۰/۳۹۱	۰/۳۵۱	۰/۷۸۸ (کربن) ۰/۷۸۸ (مس)	۱/۲٦ ۱/۲٦	۱/۵
۳	سیلیکون	۰/۷۲٤	۰/۲٤٤	۰/۷٦٦ (کربن) ۰/۷۸۸ (مس) ۰/۹٦۷ (سیلیکون)	۱/۳ ۱/۲٦ ۱/۰۳	۱/۳
٤	تیتانیوم	۱/۲۳	۰/۱٦۹	۰/۷۳٤ (کربن) ۰/٦۷۷ (مس) ۰/۸۸۸ (سیلیکون) ۰/٦٦٦ (تیتانیوم)	۱/۳٦ ۱/٤۷ ۱/۱۲ ۱/۵	۱/۵

جدول ٤- 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 ماهالانوبیس	Wilks' Lambda	عدد تحمل (Tolerance)	عامل تورم واریانس (VIF)
۱	استرانسیوم	۰/۰۲۳	۰/۷۹۸	۱ (استرانسیوم)	۱
۲	تیتانیوم	۰/۵۸۳	۰/٦۲۳	۰/۹۳۹ (استرانسیوم) ۰/۹۳۹ (تیتانیوم)	۱/۰٦ ۱/۰٦
۳	مس	۰/۷۰۰	۰/٤۵۵	۰/٦۹٦ (استرانسیوم) ۰/۹۲۱ (تیتانیوم) ۰/۷٤۱(مس)	۱/٤۳ ۱/۰۸ ۱/۳٤
٤	نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم ۱٤۳/۱٤٤	۱/٦۷٤	۰/۳۳۸	۰/٦٦٦ (استرانسیوم) ۰/۹۲۱ (تیتانیوم) ۰/۷۳۸ (مس) ۰/۹۲۱ (نسبت ایزوتوپی نئودیمیوم)	۱/۵ ۱/۰۸ ۱/۳۵ 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 مربّع کای	معنی‌داری
۱	۱/۵۷۷	٦۵/۳	٦۵/۳	۰/۷۸۲	۰/۱٦۹	٦٤/۸۲٦	۰/۰۰۰
۲	۰/۷۰۷	۲۲	۸۷/۳	۰/٦٤٤	۰/٤۳٦	۳۰/۲۸	۰/۰۱۱
۳	۰/۲۹۵	۱۱/۳	۹۸/٦	۰/٤۷۷	۰/۷٤۵	۱۰/۷۵۸	۰/۰۲۱٦
٤	۰/۰۳۷	۱/٤	۱۰۰	۰/۱۸۸	۰/۹٦۵	۱/۳۱٤	۰/۰۷۲٦

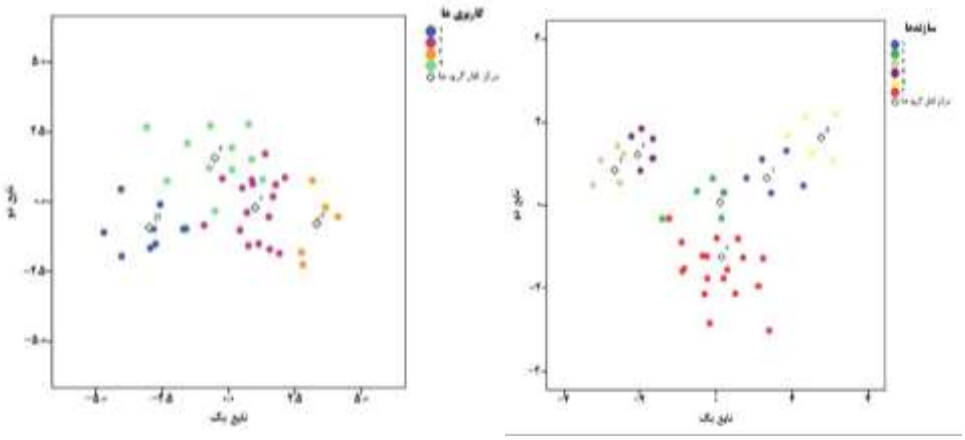
[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

جدول ٦- 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 کانونی	Wilks' Lambda	آماره مربّع کای	معنی‌داری
۱	۱/۰۵۳	۷۱/۳	۷۱/۳	۰/۷۱٦	۰/۳۳۸	٤۱/۲۰٦	۰/۰۰۰
۲	۰/۳۷۷	۲۵/۵	۹٦/۹	۰/۵۲۳	۰/٦۹٤	۱۳/۸۷۲	۰/۰۳۱
۳	۰/۰٤٦	۳/۱	۱۰۰	۰/۲۱۰	۰/۹۵٦	۱/۷۱۹	۰/۰٤۲۳

همان‌گونه که مشاهده شد در واحدهای کاربری اراضی تعدادی از عناصر در مرحله اوّل (٦ 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 ٤ عنصر مس، کربن، سیلیکون و تیتانیوم (عناصر نادر) قادر به جداسازی منابع رسوب بودند. بدین‌ترتیب نتایج تحلیل تشخیص نشان داد ٤ ردیاب آلی و ژئوشیمیایی قادر به تفکیک ٤ منبع رسوب در حوزه آبخیز تنگ بستانک بودند. همچنین برای سازندها ۷ عنصر مس، نئودیمیوم، سیلیکون، استرانسیوم، کربن، نیتروژن و نئودیمیوم ۱٤٤/ نئودیمیوم ۱٤۳ به مرحله آزمون تحلیل تشخیص راه پیدا کرده‌اند که تنها چهار عنصر استرانسیوم، تیتانیوم، مس و ایزوتوپ نئودیمیوم ۱٤٤/نئودیمیوم ۱٤۳ در ترکیب بهینه ردیاب‌ها قرار گرفتند.

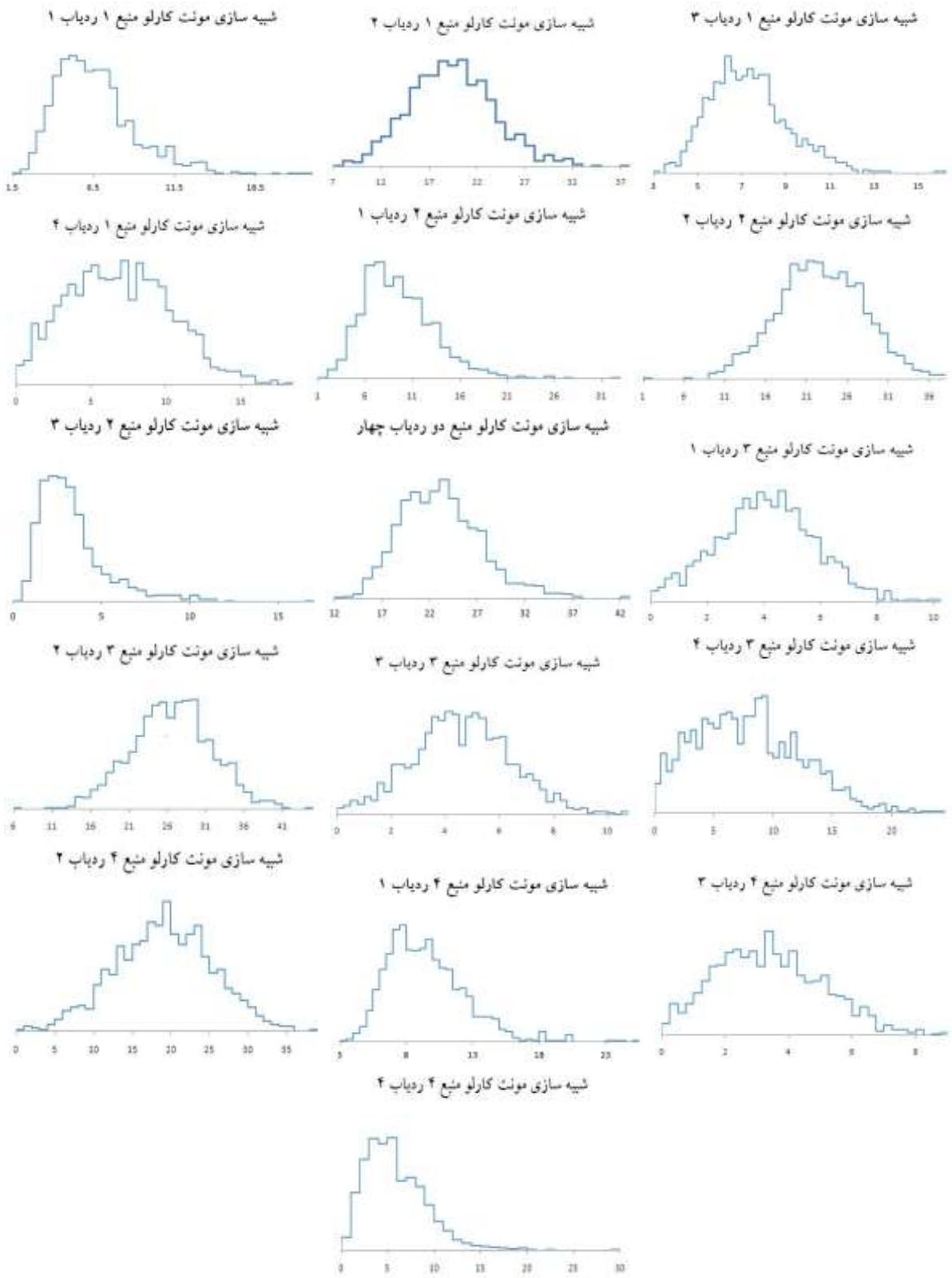


شکل ۳: نمودار پراکنش تابع یک در مقابل تابع دو در تفکیک منابع رسوب (به‌ترتیب از راست سازندها و کاربری‌ها)

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 کمّی محاسبه شد. شکل (٤ و ۵) به‌ترتیب شبیه‌سازی مقادیر ردیاب‌ها را بر اساس شبیه‌سازی مونت‌کارلو را نشان می‌دهد.

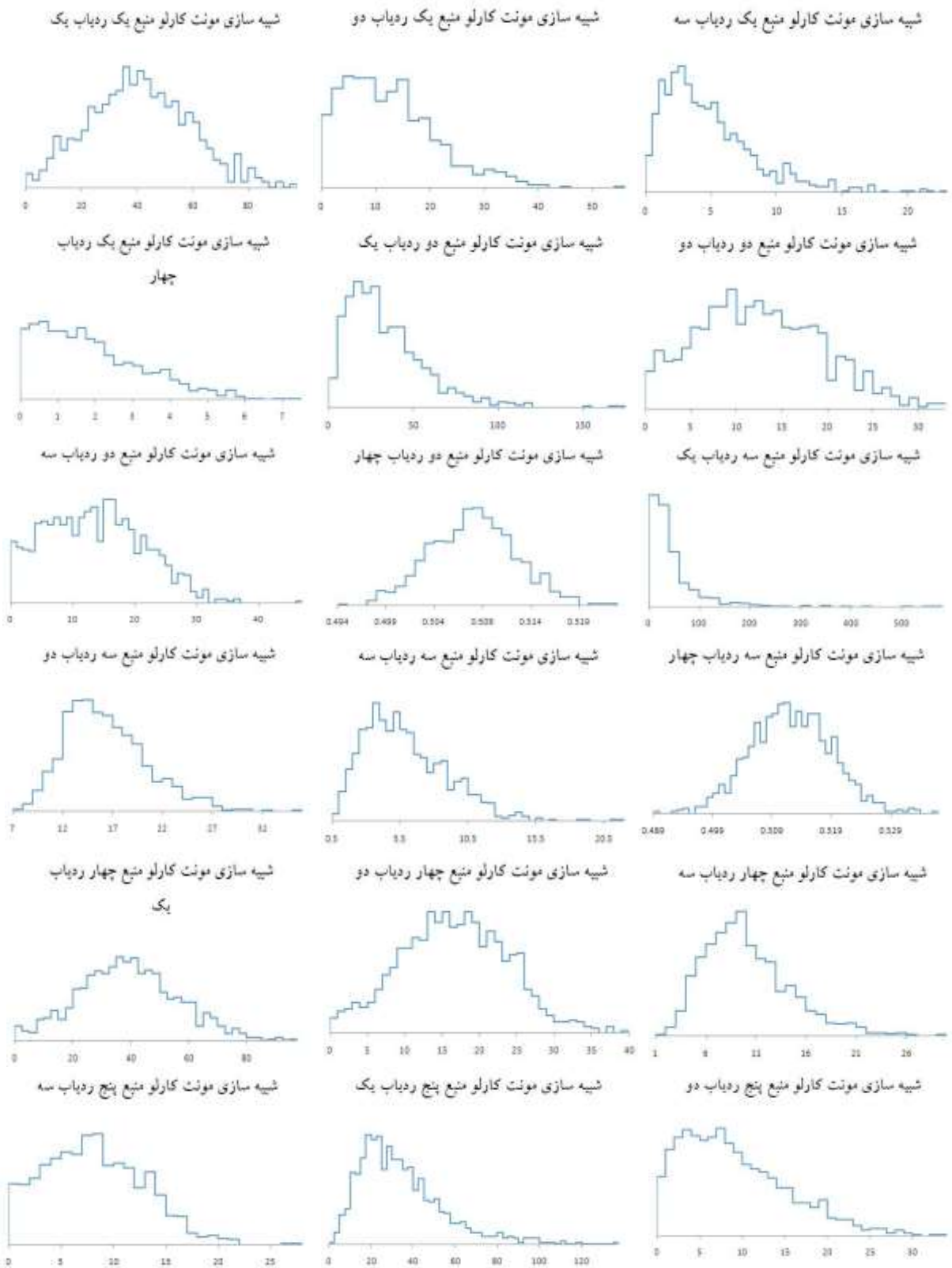
[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]



شکل ٤: برآورد مونت‌کارلو برای ردیاب‌های منابع مختلف کاربری اراضی

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

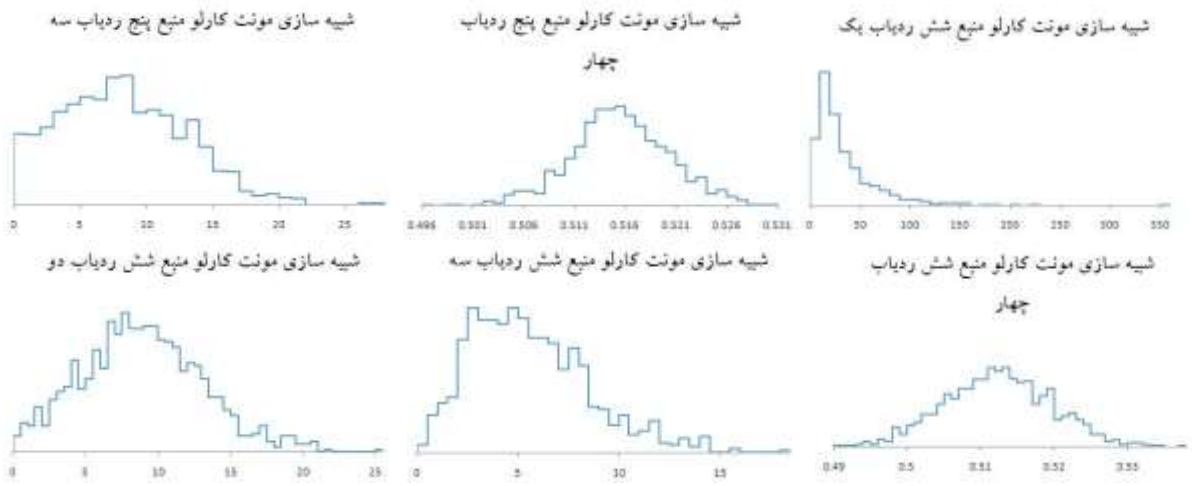
[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]



شکل ۵: برآورد مونت‌کارلو برای ردیاب‌های منابع مختلف سازندها

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

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]



ادامه شکل ۵: برآورد مونت‌کارلو 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 ٤ 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 عدم‌قطعیّت 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 عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز (Collins)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	۰	۰/۰۹۸٤۱٦	۰/۲٦٥٦۱٤
اراضی جنگلی	۰/۰٦٥۲۷	۰/۲۸۸۹۱٤	۰/٥۱۳۹۳۲
اراضی باغی	۰/۰۱۲۳۱۸	۰/۱۱٦۳٦۷	۰/۲٦۸٥
اراضی مرتعی	۰/۳۱۹۰۷۲	۰/٤۹٦۳۰۳	۰/٦٥۸٤۲۲
نوع کاربری اراضی	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	۰/۰۰۷۹٤۳	۰/۱۰۷۹۷۷	۰/۲۳۹۷۷۷
اراضی جنگلی	۰/۰٥٦۲۰۸	۰/۱۷۲۰۰٥	۰/۳۲۳۱٥۱
اراضی باغی	۰/۰۳۲۳٤۹	۰/۱۳۲٤۰٤	۰/۲۷٤۰٤۱
اراضی مرتعی	۰/٤۲٥۰۱۲	۰/٥۸۷٦۱۳	۰/۷٥٦٥۱۷
نوع کاربری اراضی	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور (Landwehr)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	۹/۰٥ E-۰٤	۰/۰۸٥۹٦۲	۰/۱٦٥٦۰۲
اراضی جنگلی	۰/۱۰۱۷٤٤	۰/۲۲٤۳۷٤	۰/۲۹۱٥۸۸
اراضی باغی	۰/۰۰٦۱۲۹	۰/۰۹۸۹۲٥	۰/۲۳۷۲۲٦
اراضی مرتعی	۰/٤۹۱۷۳۲	۰/٥۹۰۷٤	۰/۷۹۹٤۸٤

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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 عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	٦/٦٥ E-٠٤	۰/۰۷٤۸۵۷	۰/۱۸۵۵٤۳
اراضی جنگلی	۰/۰٥٤۱٦۲	۰/۲۲۰۲٦٦	۰/۳۱۲٤۸٥
اراضی باغی	۰/۰۲٦۱۱۷	۰/۱۳٦۸۹۳	۰/۲٦۱۹٥۸
اراضی مرتعی	۰/٤۸۳۱٦٦	۰/٥٦۷۹۸۳	۰/۷۷۷۳۷۷
نوع کاربری اراضی	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل موتا (Motha)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	٥/٤۱ E-۰۷	۰/۱۱۳۲۱۳	۰/۲۷٤٥٤
اراضی جنگلی	۰/۰۱۱۷۳۲	۰/۲۱٥۳۳۳	۰/٤۸۳۱٦۲
اراضی باغی	۰/۰۰۱۱۷۹	۰/۱۱۹٦٥۸	۰/۲٦٦۳۷۷
اراضی مرتعی	۰/۳٦۰۰۲	۰/٥٥۱۷۹٦	۰/۷۸٥
نوع کاربری اراضی	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل اسلاتری (Slattery)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
زراعت آبی	۳/۰۱ E-۱٥	۰/۱۰۰۳۱٦	۰/۲۳۸٥۱٥
اراضی جنگلی	۰/۰۲۰۳۲٦	۰/۲۰۸۲۸٦	۰/٤۸٥٦٤۹
اراضی باغی	۰/۰۲٦۳۰۱	۰/۱٦۹٤۱۳	۰/۳۷۰٤۷۸
اراضی مرتعی	۰/۲۳۱۸۳۷	۰/٥۲۱۹۸٥	۰/۸٤۰٥۲۸

مطابق با نتایج ضریب‌کارآیی 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 ضریب‌کارآیی را بین مدل‌های دیگر به‌خود اختصاص داده است. جدول نتایج ضریب کارایی مدل‌ها بر پایه شبیه‌سازی مونت‌کارلو 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 مونت‌کارلو برای کاربری اراضی	شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای سازندها
کالینز (Collins)	۹۷/۲٤	۹۹/۹۸
کالینز اصلاح شده (Modified Collins)	۹۹/۳	۹۹/٦٦
لاندور (Landwehr)	۹۷/۰۱	۹۹/۹۲
لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr)	۹٦/۱۷	۹۹/۹٤
موتا (Motha)	۹٦/۳٤	۹۹/۷۸
اسلاتری (Slattery)	۹۲/٤۱	۹۹/۸

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

حدود اطمینان عدم‌قطعیّت کاربری کشاورزی ۲۳/۹۷–۰/۷ درصد و سهم نسبی آن ۱۰/۷۹ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت کاربری اراضی جنگلی ۳۱/۳۱–۵/٦ درصد و سهم نسبی آن ۱۷/۲ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت کاربری اراضی باغی ۲۷/٤–۳/۲ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۲٤ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت کاربری اراضی مرتعی ۷۵/٦۵– ٤۲/۵ درصد و سهم نسبی آن ۵۸/۷٦ 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 عدم‌قطعیّت کم‌تر در منبع اراضی مرتعی و حساسیت بیش‌تر آن نسبت به سایر منابع هست. همچنین عدم‌قطعیّت و حساسیت دیگر منابع تقریباً برابر و نزدیک به یکدیگر می‌باشد (فاصله حدود اطمینان اراضی جنگلی ۲٦/۷۱ درصد و اراضی باغی ۲٤/۲ 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 به‌ترتیب با ۰/۳ و ۰/٤۸ کم‌ترین اهمیّت نسبی و اولویّت را نسبت به دیگر کاربری‌ها دارند. جدول (۹) صدک‌های ۵ و ۹۵ را به‌عنوان حدود اطمینان عدم‌قطعیّت واحدهای سازندهای زمین‌شناسی به‌عنوان منابع مولّد رسوب نشان می‌دهد.

جدول ۹- حدود اطمینان عدم‌قطعیّت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای سازندها

Table 9- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of formations sediment sources

نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز (Collins)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	**صدک ۹۵**
رازک	۰/۰۰۲۳٤۱	۰/۰٦٦۷۵۱	**۰/۱۳۳۹۱**
کشکان	۰/۰۰۵۳۲۲	۰/۰٤۷٦۳٦	**۰/۰۸٤**
بختیاری	۰۸۰۲٦۷	۰/۱۱٤۵٦۷	**۰/۱۷۷۳۷۷**
کواترنر	۰/۰۸۲۵۱۹	۰/۱۳۸۹٦۵	**۰/۱٦٦۱۹۵**
پابده‌گورپی	۰/۰۷۵۲۳۸	۰/۰۹۵۸۱۱	**۰/۱۳۱۰۸٦**
آسماری	۰/٤٦۷۰۳۹	۰/۵۳٦۲۷	**۰/٦۰۱۱۱۸**
نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل کالینز اصلاح شده (Modified Collins)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
رازک	۰/۰۰٦۲٤۵	۰/۰٦٤۳۳۸	۰/۱۲۵۷٤۹
کشکان	۰/۰۰٤۲۳۹	۰/۰۷۵۵۹۳	۰/۲۱۵۷٤۱
بختیاری	۰/۰۷۲۱۹۷	۰/۱۱۲۲۳۲	۰/۱٦٤۷۱
کواترنر	۰/۰۵۰۸۳۹	۰/۱٦۲۲۲۲	۰/۲۳۰۰۵۳
پابده‌گورپی	۰/۰۹٤۸۱۸	۰/۱۳۳۵۷۹	۰/۲۰۱۰۹٦
آسماری	۰/۳۵۰۲	۰/٤۵۱٦۷٦	۰/۵۳۱۰۹۲

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

ادامه جدول ۹- حدود اطمینان عدم‌قطعیّت در مدل‌های مختلف ترکیبی برای سازندها

Continue Table 9- Uncertainty estimate for 95% confidence limits of formations sediment sources

نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور (Landwehr)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
رازک	۰	۰/۰۱۸۸۰٤	۰/۰۷۲۳۷
کشکان	٤/۹۸ E-۰۷	۰/۰۸۹۸٤٦	۰/۳۰۲۲٦۹
بختیاری	٦/۱۸ E-۰۸	۰/۰۵۰۵٦٤	۰/۱۵۵۲٦٦
کواترنر	۷/۲۸ E-۰۹	۰/۰۱٤۸۵۷	۰٦۱۹۳٤
پابده‌گورپی	۷/٦٤ E-۰۸	۰/۰۲٦۱۸۱	۰/۱۱٤۱۲۹
آسماری	۰/٦٦۸٤۹۱	۰/۷۹۹۷٤۷	۰/۸٦٦۷۵٤
نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل لاندور اصلاح شده (Modified Landwehr)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
رازک	۵/۹٦ E-۰۹	۰/۰۱٤۷۵۳	۰/۰٦٤۹٦۹
کشکان	۲/۷۱ E-۰۵	۰/۰۸۷۳۷۱	۰/۳۳۲۲۲٦
بختیاری	۲/۸۲ E-۰۸	۰/۰۳۲٤۵۳	۰/۱٤۳۱۳۳
کواترنر	۲/۲۰ E-۰۵	۰/۰۱٦٤٦۵	۰/۰٦۸۸۵٦
پابده‌گورپی	۹/۹۵ E-۰۸	۰/۰۲۲۲٤٦	۰/۱۰۳٦۰۲
آسماری	۰/٦۳٦۲۹۷	۰/۸۲٦۷۱۲	۰/۹۱۷۰۳۵
نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل موتا (Motha)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
رازک	۳/۳۰ E-۰۷	۰/۰٤۱۷۲۳	۰/۱۳۲۱۳۳
کشکان	۰/۰۰۲۵۰۵	۰/۱۱۲۳۵۸	۰/۲۳۸۵۷۲
بختیاری	٦/۸۷ E-۰٤	۰/۰۳۷۳۱۱	۰/۰۷۸٤۸۱
کواترنر	۸/۷۲ E-۰۵	۰/۰۳۰۱۸۲	۰/۰۷۱٤۱۹
پابده‌گورپی	۰/۰۰۲۳۷۷	۰/۰۷۱۳۵۸	۰/۲۰٤۸۸۹
آسماری	۰/۵۲۱۹۹۸	۰/۷۰۷۰٦۹	۰/۹۲٦۰۲۸
نام سازند	حدود اطمینان صدک‌های عدم‌قطعیّت شبیه‌سازی مونت کارلو در مدل مدل اسلاتری (Slattery)		
	صدک ۵	صدک ۵۰	صدک ۹۵
رازک	۰/۰۰۱۳٦۹	۰/۰۵۵۷۲۹	۰/۱٤٦۷۷۷
کشکان	۰/۰۰٤۲۵	۰/۱۱۲۹۷۸	۰/۱۹٤۷۲٤
بختیاری	۰/۰۰٤٤۸۹	۰/۰٤۸٤٤۵	۰/۱۳٤۹۱۲
کواترنر	۰/۰۰۲٦۳۱	۰/۰۲۵۸۲۷	۰/۰٦۵۹۱۱
پابده‌گورپی	۰/۰۱۰۱۵۹	۰/۰٦۵۹۸٤	۰/۱٤۵۷۱٦
آسماری	۰/٦۱٦۲۰۲	۰/٦۹۱۰۳٦	۰/۷۵۲۱٦٤

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند رازک ۱۳/۳۹– ۰/۲ درصد و سهم نسبی آن ٦/٦٧ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند کشکان ۸/٤– ۰/۵ درصد و سهم نسبی آن ٤/٧٦ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند بختیاری ۱۷/۷۳– ۸/۰۲ درصد و سهم نسبی آن ۱۱/٤۵ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند کواترنر ۱٦/٦۱–۸/۲۵ درصد و سهم نسبی آن ۱۳/۸۹ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند پابده‌گورپی ۱۳/۱–۷/۵۲ درصد و سهم نسبی آن ۹/۵۸ درصد، حدود اطمینان عدم‌قطعیّت سازند آسماری ٦۰/۱–٤٦/۷ درصد و سهم نسبی آن ۵۳/٦۲ درصد می‌باشد. همانگونه که مشخص هست کم‌ترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند پابده‌گورپی با ۵/۵۸ درصد و بیش‌ترین فاصله حدود اطمینان مربوط به سازند رازک با ۱۳/۱۹ درصد می‌باشد. این مهم حکایت از عدم‌قطعیّت کم‌تر در منبع سازند پابده-گورپی و حساسیت بیش‌تر آن نسبت به سایر منابع هست. همچنین عدم‌قطعیّت و حساسیت دیگر منابع به‌جز سازند آسماری (فاصله حدود اطمینان عدم‌قطعیّت ۱۳/٤ درصد که نشان از عدم‌قطعیّت 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 ۸/۳٦ درصد هست). بیش‌ترین اهمیت نسبی مربوط به سازند رازک با ۵/۰۲ و سازند پابده‌گورپی با ٤/۹۳ هست که نشان از اولویت داشتن این نواحی در بحث مدیریت و سامان‌دهی سازندها در بحث توان رسوب‌زایی می‌باشد. سازندهای بختیاری و آسماری به‌ترتیب با ۰/٦۹ و ۰/۸۵ کم‌ترین اهمیت نسبی و اولویت را نسبت به دیگر سازندها در بحث توان رسوب‌زایی و مدیریت اراضی دارند.

نتیجه‌گیری

Minella et al (2008) با اشاره به افزایش استفاده از مدل‌های ترکیبی چندمتغیّره در تعیین سهم نسبی منابع رسوب و عدم بررسی عدم‌قطعیّت در مطالعات مختلف، عدم‌قطعیّت را با استفاده از یک مدل آماری که همبستگی بین متغیرهای ردیاب را در بر می‌گیرد، محاسبه نمودند. نتایج نشان داده است که عدم‌قطعیّت سهم نسبی منابع رسوب دارای اختلاف معنی‌داری است. بر این اساس و نیز عدم استفاده همزمان از رویکرد عدم‌قطعیّت در روش‌های حل مدل‌های ترکیبی از جمله بهینه‌سازی‌های لوکال (Local) و الگوریتم ژنتیک (GA) در مطالعات داخلی و تا حدودی مطالعات خارجی، به‌منظور ارزیابی عدم‌قطعیّت و حساسیت سهم‌های هر یک از منابع مولّد رسوب در حوزه آبخیز تنگ‌بستانک مدل‌های شش‌گانه ترکیبی کالینز، کالینز اصلاح شده، موتا، اسلاتری، لاندور و لاندور اصلاح‌شده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو در واحدهای کاربری اراضی و سازندهای زمین‌شناسی و برآورد سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت منابع استفاده شد. نتایج نشان داد برای کاربری اراضی، سهم منابع اراضی کشاورزی، جنگلی، باغات و مراتع به‌ترتیب (۲۳/۹۷– ۰/۷) ۷۹٪، ۱۰٪، (۳۲/۳۱– ۵/٦) ۱۷/۲٪، (۲۷/٤–۳/۲) ۱۳/۲٤٪، (۷۵/٦۵–٤۲/۵) ۵۸/۷٦٪ و برای سازندهای زمین‌شناسی، سازند رازک، کشکان، بختیاری، کواترنر، پابده‌گورپی و آسماری به‌ترتیب (۱۳/۳۹–۰/۲) ٦/٦۷٪، (۸/٤–۰/۵) ٤/۷٦٪، (۱۷/۷۳–۸/۰۲) ۱۱/٤۵٪، (۱٦/٦۱–۸/۲۵) ۱۳/۸۹٪، (۱۳/۱–۷/۵۲) ۹/۵۸٪ و (٦۰/۱–٤٦/۷) ۵۳/٦۲٪ می‌باشند. الگوریتم شبیه‌سازی مونت‌کارلو با استفاده از میانگین و انحراف از معیار مقدار هر ردیاب در منبع رسوب

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

(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. ضرایب‌کارآیی مدل‌ها نشان‌دهنده این مهم و مناسب بودن الگوریتم مونت‌کارلو 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 عدم‌قطعیّت 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 عدم‌قطعیّت نیز قرار بگیرند تا با مرتبط نمودن مدل‌های مختلف منشأیابی با روش‌های عدم‌قطعیّت به تعیین سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت در تعیین سهم منابع رسوب کمک خواهند نمود که این 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 ۹۹/۹۸ و ۹۹/۳ مناسب هستند و مقادیر سهم منابع در بازه حدود اطمینان صدک ۵ و ۹۵ عدم‌قطعیّت قرار دارند و منابع مختلف تغییرات شگرفی در حساسیت منابع و عدم‌قطعیّت بزرگی مشاهده نشد به‌عنوان نمونه فاصله‌ی حدود اطمینان منابع مختلف کاربری اراضی برای مناطق کشاورزی، جنگل، باغی و مرتعی به‌ترتیب ٪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 متغیّرهای مکانی ردیاب‌ها در منابع رسوب) در مدل‌های ترکیبی منشأیابی از شبیه‌سازی مونت‌کارلو 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 متغیّرهای مکانی و تعداد ردیاب در مدل عدم قطعیّت 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 عدم‌قطعیّت منابع دارد. به‌طوری‌که بین سهم میانگین از روش حل میانگین واقعی ردیاب در منبع با مقادیر شبیه‌سازی شده مونت‌کارلو با تکرار زیاد تفاوت‌هایی دیده می‌شود و مقادیر ضریب کارایی مدل‌ها و سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت تغییر می‌کردند. Nosrati et al., (2013) بیان کردند که در بررسی سهم منابع مراتع، باغات و فرسایش کناری با الگوریتم عدم‌قطعیّت بیضی به‌ترتیب (٪۸۹/۱–٪۶/۳) ۲۶٪، (٪۲۰–٪۱/۸) ٪۱۲/۹و (٪۸۰/۰۸–٪۲/۸) ٪۶۱/۱ برآورد کردند. نامبردگان سطوح اطمینان عدم‌قطعیّت را در سطح ۵ و ۹۵ درصد محاسبه کردند. (Collins, Walling, 2007: 120) آنالیز عدم‌قطعیّت

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

مونت‌کارلو 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 به‌ترتیب ۱±۱٪ تا ۲±۶٪، ۲±۱۰٪ تا ۲±۴۲٪، ٤±٤٤٪ تا ۲±۸۱٪ و ۲±۷٪ تا ٤±۱۹٪ برآورد کردند. همچنین Nosrati (2011) با استفاده از تئوری بیضی در حوزه آبخیز زیدشت اقدام به محاسبه سهم و سطوح عدم‌قطعیّت منابع مختلف تولید رسوب نمود. بر این اساس سهم منابع مرتع-فرسایش سطحی، اراضی کشاورزی- فرسایش سطحی، فرسایش آبراهه‌ای و اراضی دیم- فرسایش سطحی به‌ترتیب مقادیر ۱۳٪ (۲۰– ۸)، ٪۷/۵ (۱۰– ۰)، ۵۹٪ (۷۵– ٤۵)، ٪۲۰/۵ (۳۰– ۱۰) به‌دست آوردند. همان‌گونه که مشخص هست این محققان تنها بروی یک نوع واحد کاری تمرکز داشته‌اند، در حالی‌که تحقیق حاضر هم بروی واحد کاربری اراضی و هم بروی واحد سازندهای زمین‌شناسی تمرکز داشته است و تنها نتایج عدم‌قطعیّت و سهم منابع را با یک مدل کمّی برآورد نکرده است، بلکه دید جامع‌تری نسبت به بقیّه مدل‌های کمّی داشته است.

7- Dorset

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

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: dentification 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.

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]

- 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.

[Downloaded from geographical-space.iau-ahar.ac.ir on 2026-10-30]