

بررسی اثر ناهمگونی ذاتی خاک در پایداری درازمدت شیروانی‌های خاکی

رضا جمشیدی چناری* (استادیار)

حسن کامیاب فرج‌بخش (کارشناس ارشد)

مسعود زمان‌زاده (کارشناس ارشد)

دانشکده‌ی فنی و مهندسی، دانشگاه گیلان

در مهندسی زوتکنیک، پایداری شیروانی‌های خاکی از موضوعات بسیار مهم است. مشخصات مقاومتی خاک، به دلیل شرایط مختلف شکل‌گیری خاک، در تمام نقاط آن متفاوت است؛ لذا اصل ناهمگونی در مشخصات مکانیکی خاک بسیار مورد توجه قرار گرفته است. در این نوشتار اثر ناهمگونی پارامترهای مقاومتی خاک با استفاده از تئوری فضای تصادفی بر ضرب اطمینان پایداری شیروانی‌های خاکی در حالت زهکشی شده بررسی و احتمال گسیختگی شیروانی‌ها با استفاده از این تئوری محاسبه شده است. بدین منظور با استفاده از تئوری میدان تصادفی در ترکیب با روش تقابل محدود و در چارچوب شبیه‌سازی‌های مونتکارلو و با درنظرگرفتن اثر خود همیستگی و همیستگی عرضی بین پارامترهای مقاومتی خاک، ضرب اطمینان شیروانی‌های رسی در فضای تصادفی با استفاده از روش کاهش مقاومت ($C - \Phi$ Reduction) محاسبه و مشاهده شده است که احتمال گسیختگی محاسبه شده به روش تصادفی کاهش قابل ملاحظه‌بی نسبت به تحلیل یقینی داشته است.

واژگان کلیدی: شیروانی، میدان تصادفی، ضرب اطمینان، مونتکارلو، روش‌های تقریبی.

۱. مقدمه

سطح گسیختگی بیش‌فرض و معیار تسلیم و اعمال شرایط تعادل اقدام به محاسبه ضرب اطمینان یا عمق بحرانی حفاری ترانشه‌ها می‌کند.^[۱] سطوح گسیختگی فرض شده در روش‌های حدی و تعادل حدی می‌توانند منحنی وارو یا مستقیم در نظر گرفته شوند. گاهی این سطوح به دلایلی مشخص به چندین قطعه تقسیم و براساس آن ضرب اطمینان محاسبه می‌شود. به چنین روش‌هایی اصطلاحاً روش قطعات^۱ گفته می‌شود. چنانچه سطح گسیختگی منحنی وار در نظر گرفته شود، جهت برقراری شرایط تعادل و یافتن مقدار نیروها و لنگرهای در قطعات مجاور، این مشکلات وجود خواهد داشت:

- تعیین مرکز جرم در شرایط حضور آب زیرزمینی و لایه بودن خاک مشکل است.
- مسئله از نظر استاتیکی، نامعین است.
- تعیین مقاومت برشی سیچ شده در امتداد سطح لغزش ناممکن است.
- تعیین نیروی تراویش در داخل خاک و در امتداد سطح گسیختگی پیچیده است.
- تعیین نیروی عدی چون تفاصلات محدود و اجزاء محدود با درنظرگرفتن کلیه ملزمات تحلیلی اعم از قانون تعادل، سازگاری، رفتاری و شرایط مرزی از نوع جابجایی و نیرو سعی در مدل‌سازی واقعی‌تر مسئله‌ی پایداری شیروانی‌ها دارند. بنابراین در این

گسیختگی شیروانی‌ها به جنس خاک، لایه‌بندی، سطح آب زیرزمینی و هندسی شیروانی بستگی دارد.^[۲] در خاک‌های درشت‌دانه، گسیختگی در امتداد ناحیهٔ ضعیفی، که سطح لغزش انتقالی نامیده می‌شود، رخ می‌دهد (شکل ۱). در خاک‌های ریز‌دانه، گسیختگی به صورت لغزش دورانی رخ می‌دهد، که معمولاً می‌تواند به صورت لغزش پایه (شکل ۲(الف)) در راستای کمانی که کل شیروانی را در بر می‌گیرد، رخ دهد و یا با عنوان لغزش پنجه (شکل ۲(ب)) از پنجه‌ی شیروانی و یا به صورت لغزش شیب (شکل ۲(ج)) از شیب شیروانی عبور کند.

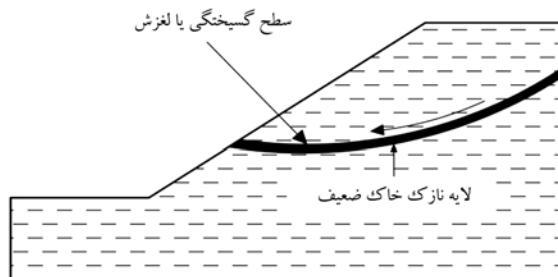
بررسی پایداری شیروانی‌ها می‌تواند با استفاده از روش‌های تعادل حدی، تحلیل حدی و روش‌های عددی مانند تقابلات محدود یا اجزاء محدود انجام شود. روش‌های تعادل حدی، قدمت و محبوبیت بیشتری در مقایسه با سایر روش‌ها اعم از روش‌های عددی دارند. پاسخ به دست‌آمده از روش‌های تعادل حدی معمولاً برای با حد مزی کران بالاست، چرا که این روش معمولاً مقادیر نیروی بزرگ‌تری را برای گسیختگی شیروانی لحاظ می‌کند. روش تحلیل حدی از معیار گسیختگی کشسان‌خیری کامل در بررسی پایداری شیروانی استفاده می‌کند و دو حد مزی کران بالا و کران پایین را برای پاسخ مسئله جستجو می‌کند. این روش‌ها با درنظرگرفتن

* نویسنده مسئول

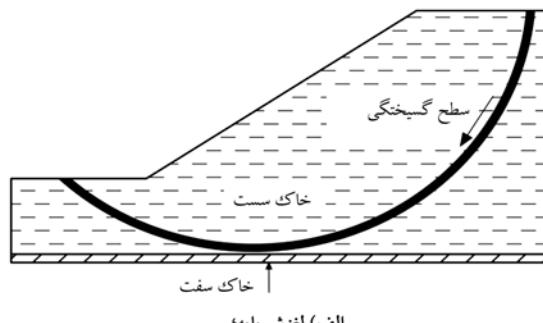
تاریخ: دریافت ۱۳۹۲/۳/۷، اصلاحیه ۱۳۹۲/۱۰/۲۱، پذیرش ۱۳۹۲/۱۱/۶.

سرتاسر فضای مسئله ثابت و برابر با میانگین مقادیر اتخاذ شده در شرایط تغییرپذیری فضایی در نظر گرفته شده است.

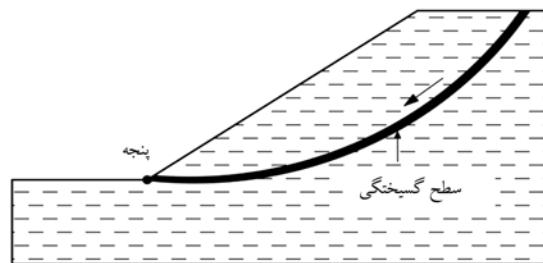
در این مطالعه برای تعیین احتمال گسیختگی یک شیروانی با ضریب اطمینان ۱/۴ مربوط به شرایط میانگین، مدل شیب خاکی به صورت میدان تصادفی گوسی همگن با استفاده از تلفیق تئوری های حوزه تصادفی و تقاضلات محدود و به کمک برنامه نویسی FISH در محیط برنامه ای FT.AC و در چارچوب شبیه سازی مونتکارلو مدل شده و با استفاده از توزیع آماری ضریب اطمینان مربوط به واقعی سازی های مختلف که به روش کاهش مقاومت و با درنظر گرفتن همبستگی پارامترهای زهکشی شده محاسبه می شود، مقادیر احتمال گسیختگی شیب تعیین می شود.



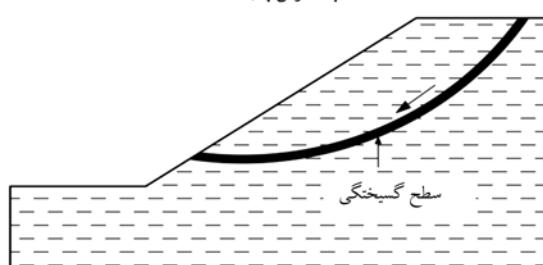
شکل ۱. حرکت توده‌ی خاک در امتداد ناحیه‌یی ضعیف.



الف) لغزش پایه؛



ب) لغزش پنجه؛



ج) لغزش شیب.

شکل ۲. مکانیزم‌های مختلف گسیختگی در خاک‌های ریزانه.

روش‌های نیازی به فرض یک سطح گسیختگی ایشان شده نیست. این در حالی است که در روش‌های کلاسیک میان‌شده، برای ویژگی‌های مقاومتی خاک مقادیری ثابت در نظر گرفته می‌شود، اما در واقع چنین نیست و این ویژگی‌ها، تغییرپذیری دارند.

در این مطالعه به بررسی اثر ناهمنگانی پارامترهای مقاومت بشی خاک اعم از چسبندگی ظاهری و زاویه ای اصطکاک داخلی در پایداری بشی‌های طبیعی در شرایط زهکشی شده پرداخته شده است. هدف، بررسی احتمال گسیختگی یک بشی پایدار با ضریب اطمینان در محدوده قابل قبول در شرایط زهکشی شده تحت تأثیر تغییرپذیری فضایی چسبندگی و زاویه ای اصطکاک داخلی خاک و مقایسه‌ی آن با نتایج تحلیل‌های عددی یقینی در شرایطی است که مشخصات مکانیکی خاک در

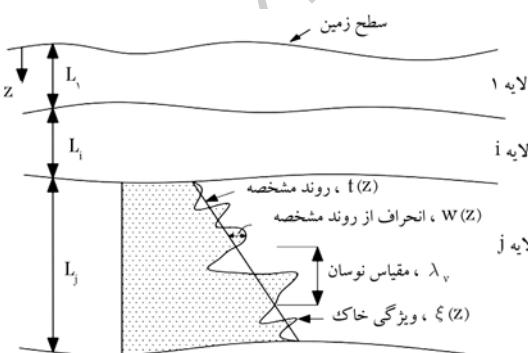
۲. ناهمنگانی خاک

مکانیزم شکل‌گیری نهشته‌های خاکی منجر به ایجاد ناهمنگانی ذاتی خاک می‌شود.^{۱۴} شکل ۳، تغییرپذیری یک ویژگی تصادفی خاک را نشان می‌دهد، که در آن ویژگی خاک (z) به دو مؤلفه ای اساسی تقسیم شده است: ۱. روند یقینی (z)، ۲. انحراف از روند یقینی (مؤلفه پسماند) (z).w.

مؤلفه‌ی یقینی دارای روند تغییرات مشخص با عمق است، که در صورت خطی بودن با چگالی مقاومت (λ)، که شیب تغییرات چسبندگی با عمق است، شناخته می‌شود و در واقع نمایان‌گر میانگین متحرک پارامتر مورد مطالعه است و مؤلفه‌ی پسماند بیان‌گر نوسان مقادیر آن پارامتر در هر عمق حول مقدار میانگین ویژگی موردنظر خاک در آن عمق است، این مؤلفه توسط پارامترهای مانند: ضریب تغییرات و مقیاس نوسان یا طول همبستگی شناخته می‌شود. ضریب تغییرات برای نسبت انحراف معیار به مقدار میانگین ویژگی موردنظر خاک است و از طریق رابطه‌ی ۱ محاسبه می‌شود:

$$COV = \frac{\sigma}{\mu} \quad (1)$$

پارامترهای انحراف استاندارد و میانگین در رابطه‌ی ۱، می‌توانند خود تغییرپذیری فضایی داشته باشند. با این حال آنچه که در استفاده از تئوری حوزه تصادفی مرسوم است، ثابت نگداشتند پارامترهای آماری اعم از میانگین، انحراف معیار (یا ضریب تغییرات) در فضای مسئله است، که در واقع از ملزمات مانا یا پایابودن حوزه است.^{۱۵} پارامتر دیگری که در بیان تغییرپذیری فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مقیاس نوسان است که بیان‌گر میان‌گر نوسان همبستگی و تشابه داده‌های مربوط به یک ویژگی مشخص



شکل ۳. بیان ناهمنگانی و تفکیک ویژگی خاک.^{۱۶}

کارلو (MCM) استفاده می‌شود. جهت تعیین احتمال گسیختگی به کمک هر یک از روش‌های اشاره شده مذکور، ابتدا باید تابع حاشیه‌ی امنیت یا تابع کارآیی تعریف شود، تا معیار عملکرد صحیح سیستم تعیین شود. بدینهی است زمانی سیستم دچار گسیختگی خواهد شد که تابع کارآیی منفی شود. بنابراین هدف از این روش‌ها، تعیین توزع تابع کارآیی و نهایتاً تعیین احتمال منفی شدن این تابع به ازاء عدم قطعیت در پارامترهای ورودی است. نکته‌ی قابل توجه آن است که در روش‌های مرتبه‌ی اول و دوم باید یک تابع توزیع دلخواهی مانند توزیع نرمال برای تابع کارآیی فرض کرد، در حالی که در صورت استفاده از روش شبیه‌سازی مونتکارلو نیازی به این کار نیست، بلکه تابع توزیع احتمال تابع کارآیی از روی تکرار زیاد شبیه‌سازی‌های انجام شده قابل ارزیابی است. در این روش با توجه به تعداد واقعی سازی‌های انجام شده می‌توان فراوانی رخداد منفی شدن برای تابع کارآیی را به عنوان شاخصی در محاسبه‌ی احتمال گسیختگی استفاده کرد. این در حالی است که در روش‌های مرتبه‌ی اول و دوم، احتمال گسیختگی با فرض توزیع نرمال برای تابع کارآیی و استفاده از رابطه‌ی ۵ تخمین زده می‌شود:

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (5)$$

که در آن، Φ تابع توزیع نرمال استاندارد و β شاخص قابلیت اعتماد است، که به صورت نسبت میانگین به انحراف استاندارد تابع کارآیی و مطابق رابطه‌ی ۶ تعیین می‌شود:

$$\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M} \quad (6)$$

به این ترتیب برای به دست آوردن احتمال یک سیستم که مقاومت R و بار واردی Q دارد، و براساس فرض‌های مختلفی که در تعریف تابع کارآیی می‌توان در نظر گرفت، شاخص قابلیت اعتماد را می‌توان مطابق جدول ۱ معرفی کرد. در جدول ۱، μ_R و σ_R به ترتیب میانگین و انحراف استاندارد مقاومت سیستم و μ_Q و σ_Q میانگین و انحراف استاندارد بار وارد بوسیط است. در شکل ۴، مفهوم احتمال گسیختگی به صورت شماتیک نشان داده شده است.

در سال ۱۹۷۷ USACE^۵ توصیه‌نامه‌ی ویژه‌ی رای ای رابطه‌ی شاخص قابلیت اعتماد و احتمال گسیختگی در مهندسی ریوتکنیک ارائه کرده است. توصیه‌نامه‌ی مذبور در قالب یک نمودار تغییرات احتمال گسیختگی (P_f) بر حسب شاخص قابلیت اعتماد (β) در شکل ۵ ارائه شده است. مطابق شکل مذکور، کمینه‌ی مقدار شاخص قابلیت اعتماد ۴، به عنوان کارآیی خوب سیستم در نظر گرفته شده و مقدار ۳ نیز برای این ضریب به عنوان کارآیی میانی مناسب است.^[۱۲]

از آنجایی که در مورد مسئله‌ی پایداری شیروانی‌ها تابع سطح کارآیی غیرخطی است و همچنین متغیرهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک به صورت

جدول ۱. شاخص قابلیت اعتماد برای انواع توابع کارآیی.

تابع کارآیی (M)	شاخص قابلیت اعتماد (β)
$\frac{\mu_R - \mu_Q}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_Q^2}}$	$R - Q$
$\frac{\mu_R - \mu_Q}{\mu_R(\sqrt{\frac{\sigma_R^2}{\mu_R^2} + \frac{\sigma_Q^2}{\mu_Q^2}})}$	$(R/Q) - 1$
$\frac{Ln(\frac{\mu_R}{\mu_Q})}{\sqrt{\frac{\sigma_R^2}{\mu_R^2} + \frac{\sigma_Q^2}{\mu_Q^2}}}$	$Ln(R/Q)$

حاک در دو نقطه‌ی مختلف فضایی است. برخی پژوهشگران به روشنی به معرفی این پارامتر و اثر آن در واقعی سازی‌های مربوط به پارامترهای خاک پرداخته‌اند.^[۷-۸] طبق تعریف ارائه شده ایشان، مقیاس نوسان (θ)، بیشینه‌ی فاصله‌ی ایست که همیستگی بین داده‌های مجاور مطابق رابطه‌ی ۲ در سطح معنادار و قابل قبولی است. برخی پژوهشگران در مطالعه‌ی خود روش‌های مختلف محاسبه‌ی این پارامتر را برای داده‌های آزمایش نفوذ مخروط (CPT) تشریح کرده‌اند:^[۹]

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^{N-\tau} (x_{i+\tau} - \mu)(x_i - \mu)}{\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2} \quad (2)$$

علاوه بر پارامترهای آماری بیان شده در معرفی تغییرپذیری فضایی یک ویژگی مقاومتی یا تغییرپذیری خاک، توزیع آماری آن ویژگی نیز اهمیت ویژه‌ی دارد. در مطالعات دیگری توزیع‌های آماری مختلفی اعم از نرمال، لگاریتم نرمال، بتا، گاما و توزیع توانی را برای مؤلفه‌های مختلف مربوط به یک ویژگی خاک اعم از مؤلفه‌ی اولیه^۳ و یا مؤلفه‌ی اولیه، توزیع لگاریتم نرمال و برای مؤلفه‌ی پسماند توزیع‌های توانی و حتی نرمال می‌توانند توزیع‌های مناسبی باشند.

پارامترهای آماری معرفی شده اعم از مینگین، ضریب تغییرات و مقیاس نوسان و همچنین توزیع آماری مربوط به یک کمیت همگن فقط برای آن کمیت خاص مطرح هستند و این مسئله برای مطالعه‌ی رفتار کاتورهای در شرایطی مانند ظرفیت باربری بی‌های سطحی یا پایداری شیروانی‌ها در شرایط زهکشی شده، که فقط یک پارامتر موردنیاز است، علاوه بر پارامترهای آماری معرفی شده در قبل، همیستگی عرضی هر جفت پارامتر رفتاری نیز مطرح است. در مسئله‌ی پایداری بلندمدت شیروانی‌ها، همیستگی بین چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک از پارامترهای مهم و تأثیرگذار است. این پارامتر که به صورت رابطه‌ی ۳ تعریف می‌شود، مقادیری منفی و در بازه‌ی ۰ تا ۰/۷۵ دارد.^[۱۰]

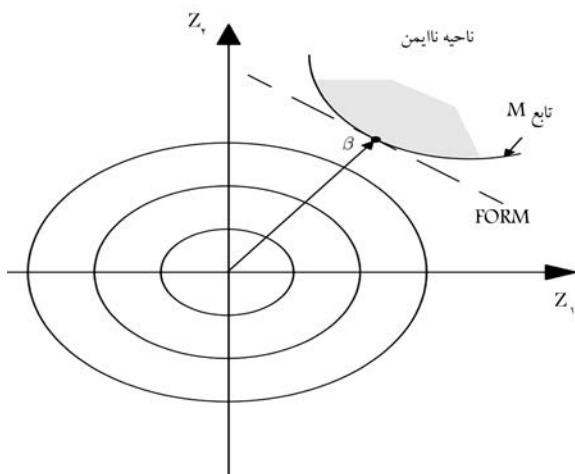
$$\rho_{(c,\varphi)} = \frac{\sum_{i=1}^N (c_i - \mu_c)(\varphi_i - \mu_\varphi)}{\sigma_c \times \sigma_\varphi} \quad (3)$$

۳. احتمال گسیختگی و قابلیت اعتماد

در حالت کلی احتمال وقوع خرابی (P_f) از رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید:^[۱۱]

$$P_f = \iiint_{M < \infty} \dots \int f_x(X) dx \quad (4)$$

که در آن، x بردار پارامترهای ورودی مسئله، (f_x) تابع چگالی احتمال وقوع این پارامترها و M تابع حاشیه‌ی امنیت یا تابع کارآیی است، که می‌تواند به فرم‌های مختلف تعریف شود و بیان‌گر اینمی باشد. حل قطعی این انتگرال معمولاً سخت است و بنابراین به منظور تعیین اعتبار طراحی‌های ریوتکنیکی از روش‌های جایگزین مختلفی اعم از روش ممان دوم مرتبه‌ی اول (FOSM)، روش اعتباری مرتبه‌ی اول (FORM) و روش اعتباری مرتبه‌ی دوم (SORM)، که بر مبنای استفاده از بسط تیلور و پارامترهای آماری با عنوان ممان اول و دوم بنا شده‌اند، و همچنین روش مونت



شکل ۶. تعریف شاخص قابلیت اعتماد به روش هاسوفرو لیند.^[۱۵]

بر این اساس شاخص قابلیت اعتماد از لحظه هندسی به صورت شعاع بیضی مماس بر تابع کارایی تعریف می‌شود. معادله‌ی این بیضی در حالت کلی مطابق رابطه‌ی ۸ است:^[۱۶]

$$\left(\frac{Z_1}{\beta}\right)^2 + \left(\frac{Z_2}{\beta}\right)^2 - 2\rho_{1,2} \left(\frac{Z_1}{\beta}\right) \left(\frac{Z_2}{\beta}\right) = 1 - \rho_{1,2}^2 \quad (8)$$

که در آن، $\rho_{1,2}$ همبستگی بین دو پارامتر Z_1 و Z_2 است. همان‌گونه که پیداست، همبستگی پارامترهای ورودی (ρ) نقش مهمی را در تعیین این شاخص ایفا می‌کند. در فضای نرمال شده، مرکز بیضی‌های شاخص قابلیت اعتماد در مبدأ مختصات قرار خواهد گرفت. هنگامی که مقدار ضریب همبستگی از -1 تا $+1$ تغییر کند، ۳ حالت ممکن است اتفاق بیفتد:

۱. اگر $\rho = 0$ باشد، آنگاه بیضی‌ها تبدیل به دایره خواهند شد.

۲. اگر $\rho = \pm 1$ باشد، آنگاه بیضی‌ها تبدیل به خط راست خواهند شد. به عبارت دیگر، دو متغیر به صورت کاملاً همبسته هستند.

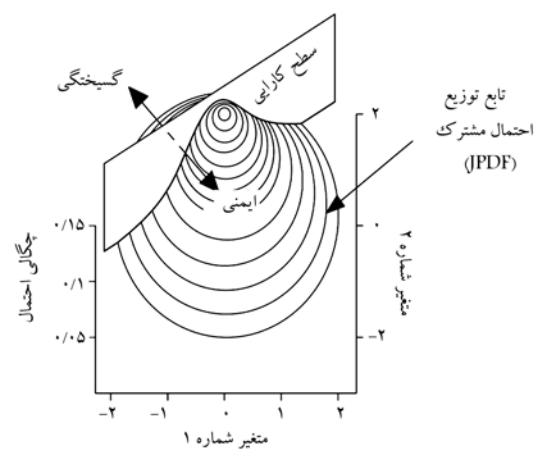
۳. چنانچه مقدار ρ سایر مقادیر را اختیار کند، در این حالت محور اصلی بیضی‌ها مطابق شکل ۷ خواهند چرخید و با تزدیک شدن ρ به مقادیر ± 1 ، سطح داخلی این بیضی‌ها کوچک‌تر خواهد شد و به خط راست نزدیک می‌شوند.

با توجه به مطالب گفته شده بسیار ضروری به نظر می‌رسد که اثر پارامتر همبستگی در محاسبات مربوط به تعیین احتمال گسیختگی یک شیروانی در شرایط زهکشی شده در نظر گرفته شود. برای شیروانی نشان داده شده در شکل ۸، طبق معیار گسیختگی موهر - کولمب و با استفاده از روش تعادل حدی مقدار ضریب اطمینان شیروانی مطابق رابطه‌ی ۹ خواهد بود:

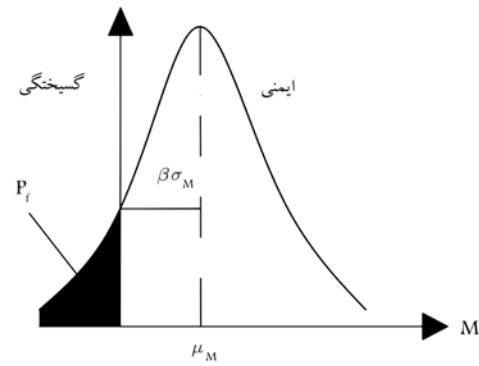
$$F.S = \frac{2c}{H\gamma} \times \left[\frac{1}{\sin \eta \left(\frac{1}{\tan \eta} - \tan \eta \right) (\sin \eta - \tan \varphi \cos \eta)} \right] \quad (9)$$

با کمینه‌کردن رابطه‌ی ۹ بر حسب η ، رابطه‌ی ۱۰ را خواهیم داشت:

$$\eta_{cr} = \frac{\pi}{4} + \frac{\varphi}{2} - \frac{\alpha}{2} \quad (10)$$

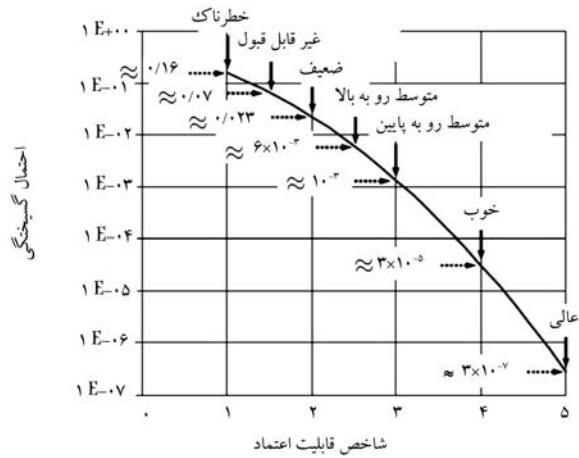


الف) تعریف احتمال گسیختگی محاسبه شده از رابطه‌ی (۴):



ب) توزیع فراوانی تابع کارآیی.

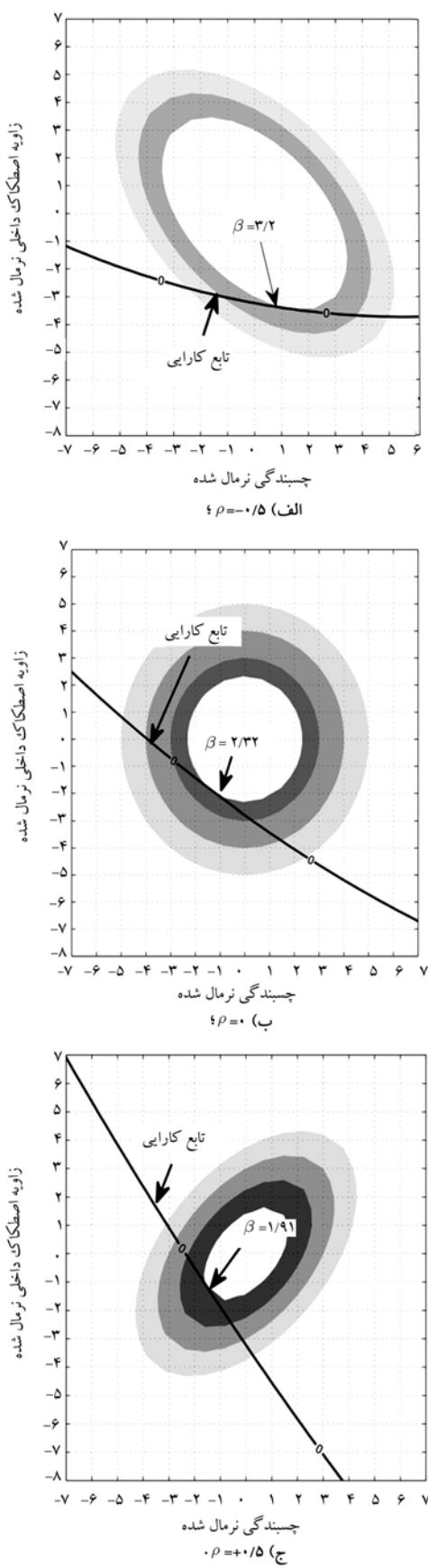
شکل ۴. نمایش شماتیک ارزیابی احتمال گسیختگی به روش FOSM.^[۱۷]



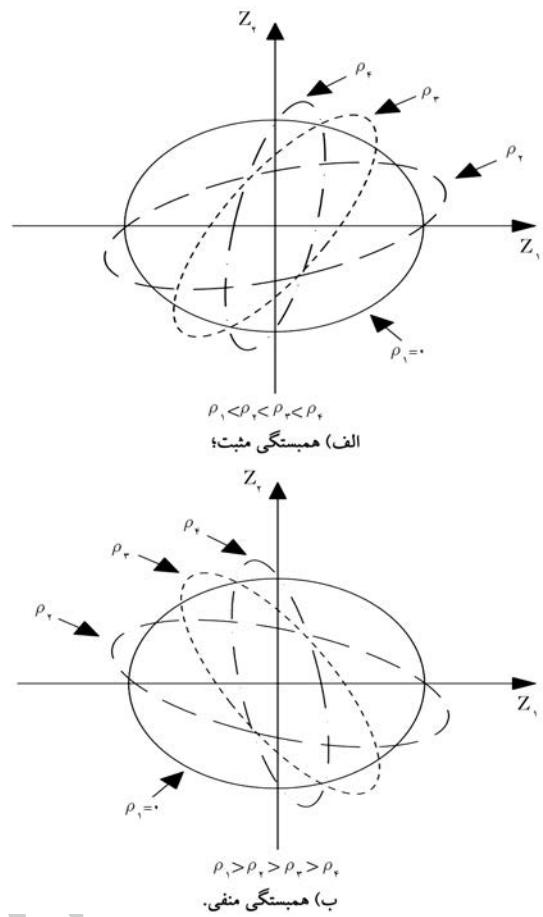
شکل ۵. استاندارد USACE برای مقادیر مختلف شاخص قابلیت اعتماد و احتمال گسیختگی.^[۱۸]

همبسته هستند، تعیین شاخص قابلیت اعتماد چندان آسان نیست. در مطالعه‌ی دیگری مطابق شکل ۶، شاخص قابلیت اعتماد را برابر با کمترین فاصله‌ی منحنی مربوط به تابع کارایی از مبدأ در دستگاه مختصات نرمال شده تعریف کردند.^[۱۹] مختصات نرمال شده‌ی Z_i در شکل ۶، مطابق رابطه‌ی ۷ محاسبه می‌شود:

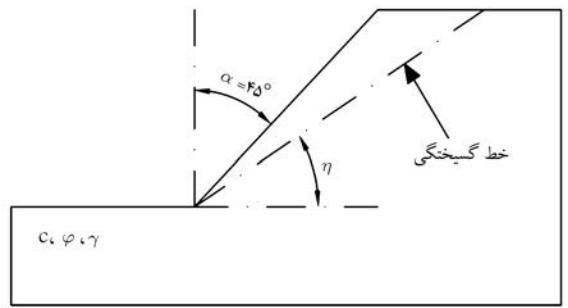
$$Z_i = \frac{X_i - \mu_{x_i}}{\sigma_{x_i}} \quad (7)$$



شکل ۹. تأثیر ضریب همبستگی در شاخص قابلیت اعتماد شیروانی‌ها.



شکل ۷. تأثیر مقادیر مختلف ضریب همبستگی در بیضی‌های شاخص قابلیت اعتماد.



شکل ۸. شکل شماتیک شیروانی مورد مطالعه.

بنابراین، تابع کارایی طبق رابطه ۱۱ تعریف می‌شود:

$$M = \frac{\gamma c}{\gamma H} \times \left\{ \frac{1}{[(\cos \eta_{cr} - \sin \eta_{cr} \tan \alpha)(\sin \eta_{cr} - \cos \eta_{cr} \tan \varphi)]} \right\} - 1 \quad (11)$$

با فرض درنظرگرفتن مقادیر مختلف ضریب همبستگی، تابع حاشیه‌ی امنیت و بیضی‌های مربوط به شاخص قابلیت اعتماد در شکل ۹ ترسیم شده است. همان‌طور که از بخش‌های مختلف شکل ۹ پیدا است، با تغییر ضریب همبستگی بین چسبندگی زهکشی‌شده و زاویه‌ی اصطکاک داخلی شیروانی طبیعی از $-0^{\circ}/5$ تا $0^{\circ}/5$ می‌توان آن را در شکل ۹ مشاهده کرد.

به منظور واقعی‌سازی پارامترهای مقاومت برشی خاک از توری حوزه‌ی تصادفی استفاده می‌شود. براساس این توری مقادیر پارامتر مورد نظر در هر نقطه (مرکز زون‌ها در مشبندی تقاضات محدود) به صورت همبستگی با سایر نقاط مجاور با عنوان خودهمبستگی^۶ تولید و سپس همبستگی بین پارامترهای مختلف با عنوان همبستگی عرضی^۷ بیان می‌شود. روش کار بدین شرح است که ابتدا بردارهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی به صورت بردارهای گوسمی استاندارد غیر خودهمبسته (C_{cc}) تولید می‌شوند و سپس به منظور اعمال خودهمبستگی به هریک از پارامترهای مقاومتی، ماتریس خودهمبستگی، ρ_{AC} (راطیه ۱۳) مربوط در هر یک از بردارهای تولید شده تبدیل به حوزه‌های تصادفی خودهمبسته L_{AC} می‌شوند.

$$\rho_{AC} = \exp \left(-\sqrt{\left(\frac{2\tau_x}{\theta_x} \right)^2 + \left(\frac{2\tau_y}{\theta_y} \right)^2} \right) \quad (13)$$

که در آن، τ_x و τ_y فاصله‌ی بین نقاط در جهات افقی و قائم و θ_x و θ_y مقیاس نوسان در جهات افقی و قائم است. به منظور همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومت برشی (c, φ) از تجزیه‌ی چولسکی، ماتریس همبستگی عرضی (ρ_{cc}) مطابق روابط ۱۴ و ۱۵ استفاده و بدین ترتیب همبستگی عرضی بین پارامترها تأمین می‌شود:

$$\rho_{cc} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{cφ} \\ \rho_{cφ} & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

که در آن، ρ_{cφ} همبستگی عرضی بین پارامترهای c و φ است.

$$G' = L_{cc} G \quad (15)$$

که در آن، G' ماتریس فضای تصادفی خودهمبسته و L_{cc} ماتریس پایین مثبت حاصل از جداسازی ماتریس ρ_{cc} به روش تجزیه‌ی چولسکی و G ' ماتریس فضای تصادفی همبسته عرضی است. در نهایت میدان تصادفی برای پارامتر چسبندگی با میانگین و انحراف استاندارد مشخص و با فرض توزیع فراوانی لگاریتم نرمال از رابطه ۱۶ به دست خواهد آمد:

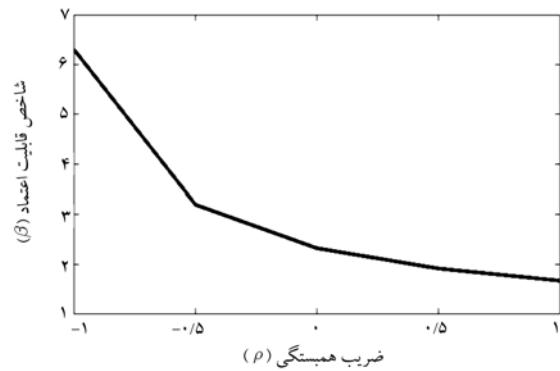
$$c = \exp(\sigma_{Lnc} \cdot G'_c + \mu_{Lnc}) + \lambda_c Z \quad (16)$$

که در آن، μ_{Lnc} میانگین لگاریتم داده‌ها و σ_{Lnc} انحراف از معیار لگاریتم داده‌های چسبندگی و λ_c نیز چگالی مقاومت یا نرخ تغییرات چسبندگی با عمق است.

از آنجایی که زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک، هر مقداری را نمی‌تواند اتخاذ کند، هیچ‌کدام از توزیع‌های نرمال و لگاریتم نرمال نمی‌توانند به خوبی نمایانگر توزیع فراوانی این کمیت باشند. بدین منظور طبق رابطه ۱۷ از تابع توزیع کران‌دار^[۲۰] برای تولید فضای تصادفی مربوط به این پارامتر استفاده می‌شود:

$$\varphi = \varphi_{min} + \frac{1}{2} \tanh \left(\frac{S \cdot G'_\varphi}{2\pi} \right) \quad (17)$$

که در آن، φ_{min} و φ_{max} به ترتیب کران بالا و پایین زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک و S انحراف استاندارد است که در واقع میزان پراکندگی مقادیر φ را در



شکل ۱۵. تغییرات شاخص قابلیت اعتماد شیروانی با ضریب همبستگی بین چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی.

تا ۰/۵^۸، شاخص قابلیت اعتماد به ترتیب از ۰/۳۵ تا ۰/۶۸ تغییر می‌کند. البته مطابق شکل ۹، محورهای افقی و قائم، مقادیر نرم‌المیزه شده پارامترهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک هستند که از رابطه ۷ حاصل شده‌اند. شکل ۱۰^۹ تغییرات شاخص قابلیت اعتماد را با ضریب همبستگی نمایش می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با بالارفتن همبستگی بین پارامترهای مقاومت برشی، اعتماد پذیری شیروانی کاهش می‌یابد.

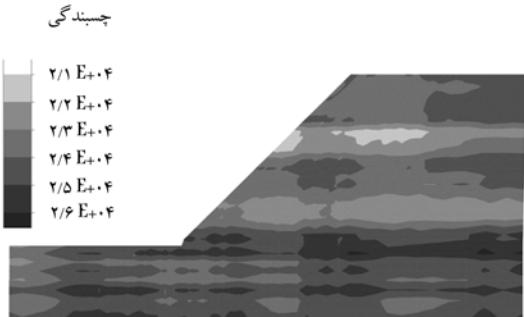
همان‌طور که قبلاً اشاره شد، روش‌های اعتباری مرتبه‌ی اول و دوم با استفاده از تقریب‌های بسط تیلور و همچنین فرض یکتابع کارایی مبتنی بر ضریب اطمینان، که معمولاً از روش‌های ساده چون تعادل حدی و یا تحلیل حدی به دست می‌آید، براساس توزیع پارامترهای ورودی اقدام به محاسبه‌ی شاخص ایندی می‌کنند. این روش‌ها قادر به تحلیل فیزیکی مسئله‌ی موردنظر و تأثیر پراکندگی پارامترها در رفتار سازه‌ی زوتکنیکی موردنظر نیستند و صرف‌نظر از مکانیزم گسیختگی به بررسی موضوع می‌پردازند. از این رو در ادامه‌ی این پژوهش از ترکیب روش مونت‌کارلو با روش تقاضلات محدود به منظور ارزیابی شاخص قابلیت اعتماد شیروانی استفاده شده است. در این روش مقدار شاخص قابلیت اعتماد مطابق رابطه ۱۲^{۱۰} و براساس تعداد تحلیل‌های عددی منجر به گسیختگی در شیروانی محاسبه می‌شود:^[۱۷]

$$R = 1 - \frac{N_f}{N} \quad (12)$$

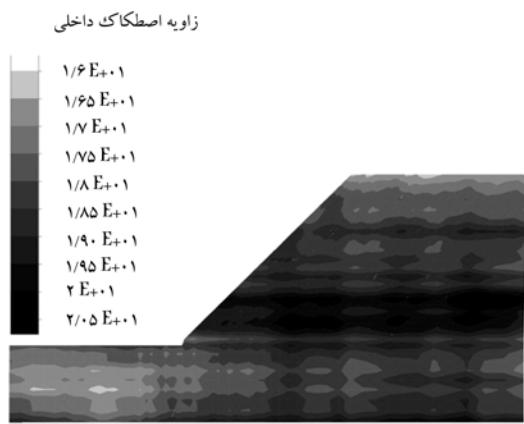
که در آن، N تعداد کل واقعی‌سازی‌های انجام شده و N_f تعداد واقعی‌سازی‌هایی است که در آن حالات ضریب اطمینان پایداری شیروانی کمتر از ۱/۴ شود. براساس پیشنهاد FHW^{۱۱}، در حالت کلی، برای بارهای استاتیکی ضریب اطمینان ۱/۳۵ مناسب است.^[۱۸] همچنین طبق توصیه‌ی آین نامه‌ی اروپا EAB (۱۹۹۴)، به منظور جلوگیری از وقوع جایجایی‌ها و تغییرشکل‌های بیش از حد، ضریب اطمینان متوسط تا بزرگ در حدود ۱/۵ تا ۲ باید در نظر گرفته شود.^[۱۹]

۴. شبیه‌سازی مونت‌کارلو

روش‌های عددی از قبیل اجراء محدود و تقاضات محدود به طور موققت آمیزی برای محاسبه‌ی پایداری شبیه‌ها به کار رفته‌اند. در شرایط اعمال تغییر پذیری فضایی لازم است توری حوزه‌ی تصادفی در ترکیب با یکی از روش‌های عددی به کار رود. در این راستا باید تعداد زیادی تحلیل یقینی مبتنی بر شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو انجام گیرد.

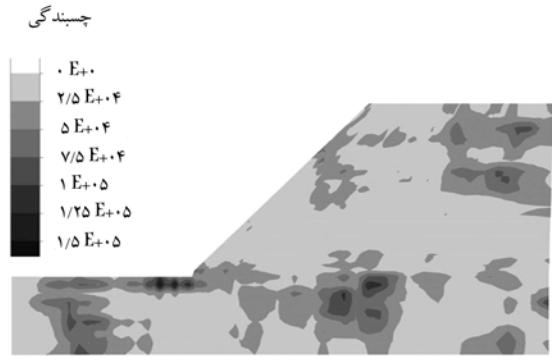


الف) چسبندگی؛

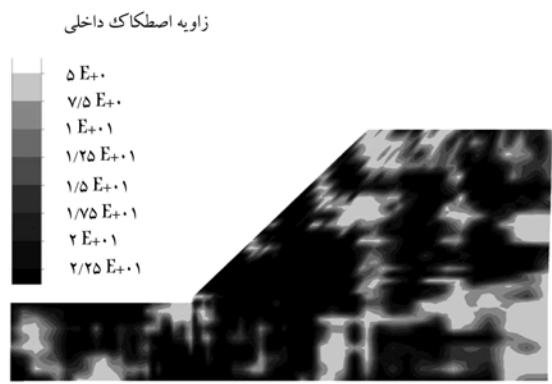


ب) زاویه اصطکاک داخلی.

شکل ۱۲. تأثیر مقیاس نوسان در فضای تصادفی تولید شده در حالت $\theta_h/\theta_v = 10$.



الف) چسبندگی؛



ب) زاویه اصطکاک داخلی.

شکل ۱۱. تولید فضای تصادفی با استفاده از رابطه‌ی مارکوفین.

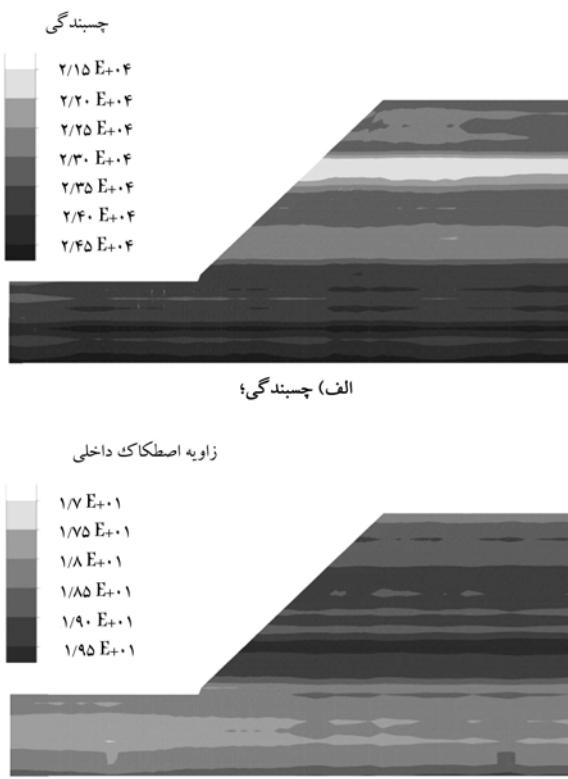
با رهی موردنظر کنترل می‌کند. در شکل ۱۱، نمونه‌یی از واقعی سازی تولید شده برای پارامترهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی نشان داده شده است.

پکی از پارامترهای بسیار تأثیرگذار در تولید فضای تصادفی، مقیاس نوسان (θ) است. در طبیعت تغییرات مشخصات مکانیکی خاک در جهت افقی عموماً بسیار کمتر از جهت قائم است. لذا در نظرگرفتن حالت ایزوتربیک ($\theta_h = \theta_v$) برای تولید فضای تصادفی مناسب به نظر نمی‌رسد. به عنوان مثال، برای زمانی که مقیاس نوسان در جهت افقی 10° برابر جهت قائم باشد، فضای تصادفی تولید شده برای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی می‌تواند مطابق شکل ۱۲ باشد. مشاهده می‌شود فضای تصادفی تولید شده با فرض $\theta_h/\theta_v = 10$ بسیار متفاوت از حالت نشان داده شده در شکل ۱۱ است.

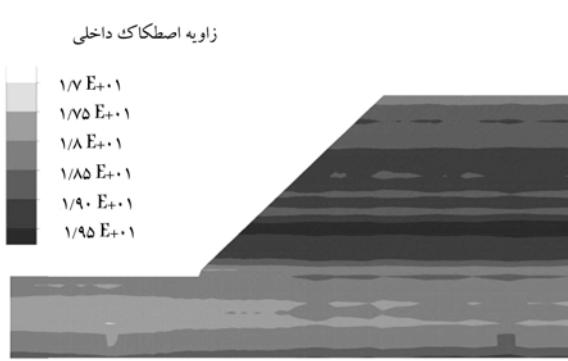
در شکل ۱۲ به راحتی می‌توان مشاهده کرد که تغییرات پارامترهای خاک در جهت افقی بسیار کمتر از جهت قائم است و به حالت واقعی خاک نزدیکتر است. اگر میزان $\theta_h/\theta_v = 100$ بسیار بزرگ در نظر گرفته شود، آنگاه علاوه‌غیربرای مشخصات خاک در جهت افقی حذف می‌شود و فقط تغییرات در جهت قائم رخ خواهد داد. این موضوع در شکل ۱۳ برای $\theta_h/\theta_v = 100$ نشان داده شده است، که مؤید طبیعت لایه‌یی نهشته‌های طبیعی است.

۵. تحلیل‌های احتمالاتی

شکل ۱۴، شیروانی مورد مطالعه در این پژوهش را نشان می‌دهد، که برای آن مقادیر چسبندگی ۲۵ کیلوپاسکال و زاویه‌ی اصطکاک داخلی 15° درجه انتخاب شده است.



الف) چسبندگی؛



ب) زاویه اصطکاک داخلی.

شکل ۱۳. تأثیر مقیاس نوسان در فضای تصادفی تولید شده در حالت $\theta_h/\theta_v = 100$.

جدول ۳. بازه‌ی تغییرات پارامترهای خاک در مطالعات پارامتریک.

مقدار	پارامتر	ردیف
۲۵	μ_c (kPa)	۱
۱۵	μ_φ (°)	۲
۵	φ_{\min} (°)	۳
۲۵	φ_{\max} (°)	۴
۹۰، ۵۰ و ۱۰	(%) COV_c , (%) COV_φ	۵
-۱۰/۰ و ۰/۵	$\rho_{c\varphi}$	۶
۵۰، ۱۰، ۵، ۰/۱	θ_v (m)	۷
۱۰۰ و ۱	θ_h/θ_v	۸

زاویه‌ی اصطکاک داخلی نیز توزیع کران دار فرض شده است. از آنجایی که طول همبستگی در جهات افقی و قائم یکسان نیست، لذا در این مطالعه، همبستگی نقاط به بردار مکان نقاط اعمال می‌شود نه به فاصله‌ی مطلق. جدول ۳، بازه‌ی تغییرات پارامترهای خاک در مطالعات پارامتریک احتمالاتی را نشان می‌دهد. مطابق جدول مذکور، مقدار میانگین پارامترهای مقاومت برشی اعم از چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی در کلیه‌ی تحلیل‌های احتمالاتی مونتاکارلو ثابت است. علاوه بر این، در این تحلیل‌ها نسبت $\frac{\theta_h}{\theta_v}$ ثابت و برابر با 80° اتخاذ شده است.

۶. تحلیل نتایج

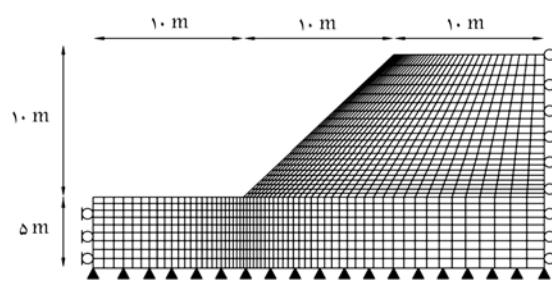
تحلیل‌های احتمالاتی انجام شده بر مبنای شبیه‌سازی مونتاکارلو و انجام تعداد ۵۰۰۰ عدد تحلیل تفاضل محدود در شرایط ناهمسانی در ناهمگونی و فرض همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومت برشی هستند. شکل ۱۶، نمودارگردش محاسباتی در این مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مطابق آنچه در بخش ۴ مربوط به شبیه‌سازی مونتاکارلو بیان شده است، پارامترهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی به ترتیب دارای توزیع‌های آماری لگاریتم نرمال و کران دار انتخاب شده‌اند. این پارامترها ضمن آنکه دارای خودهمبستگی با طول همبستگی مشخص هستند، همبستگی عرضی نیز دارند. یکی از راه‌های مناسب جهت تعیین تعداد کافی واقعی‌سازی در شبیه‌سازی مونتاکارلو، ترسیم نمودار خطای در برای تعداد واقعی‌سازی‌سازی است. خطای تعریف شده در این بخش مطابق رابطه ۲۰ و به صورت خطای نسبی در تخمین میانگین ضریب اطمینان در مقایسه با حالتی است که تعداد واقعی‌سازی به اندازه‌ی کافی و برابر با 50° است.

$$Error(%) = \frac{\mu FOS_N - \mu FOS_{50}}{\mu FOS_N} \times 100 \quad (20)$$

که در آن، μFOS_N میانگین ضریب اطمینان در شرایطی است که تعداد واقعی‌سازی‌سازی N باشد. μFOS_{50} میانگین ضریب اطمینان در شرایطی است که تعداد واقعی‌سازی‌سازی 50° باشد.

به منظور تعیین خطای نسبی، شرایطی را که در آن پراکندگی پارامترهای ورودی به بیشترین میزان خود می‌رسد (ضریب تغییرات برابر 90% است)، انتخاب می‌شود. شکل ۱۷، تغییرات خطای تخمینی میانگین ضریب اطمینان در برای تعداد واقعی‌سازی (N) را نشان می‌دهد.

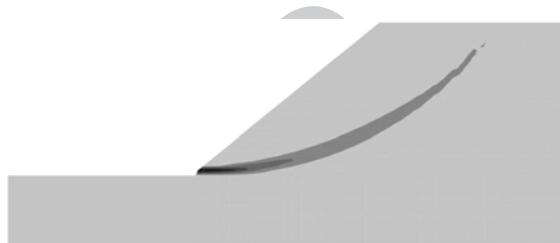
همان‌گونه که مشاهده می‌شود، پس از تعداد 50° واقعی‌سازی، درصد خطای



شکل ۱۴. مشخصات هندسی شیروانی مورد مطالعه در این پژوهش.

جدول ۲. پارامترهای اتخاذ شده برای تحلیل مشخصه.

پارامتر	مدول کشسانی (MPa)	ضریب پواسون	چسبندگی ظاهری (kPa)	زاویه‌ی اصطکاک (درجه)
مقدار	۱۵	۰/۳	۲۵	۲۰



شکل ۱۵. گوهی گسیختگی شکل‌گرفته براساس کرنش برشی بیشینه.

با مشخصات مذکور و به کمک روش کاهش مقاومت ($C - \Phi$ Reduction)، ضریب اینمنی شیروانی در برابر لغزش معادل $1/4$ خواهد بود. سایر مشخصات در جدول ۲ نشان داده شده است. روش کاهش مقاومت با به کاربردن یک دنباله‌ی کاهشی منظم و سیستماتیک برای پارامترهای مقاومت برشی (φ ، c)، که در نهایت منجر به گسیختگی شبیه می‌شوند، ضریب اطمینان شبیه را به دست می‌آورد. مقادیر کاهشی پارامترهای مقاومت برشی c_m و φ_m مطابق روابط $1/8$ و $1/10$ محاسبه و در آن‌ها، کمینه‌ی مقدار ضریب SRF ، که منجر به گسیختگی شیروانی می‌شود، به عنوان ضریب اطمینان تلقی می‌شود.

$$c_m = \frac{c}{SRF} \quad (18)$$

$$\varphi_m = \tan^{-1} \left(\frac{\tan \varphi}{SRF} \right) \quad (19)$$

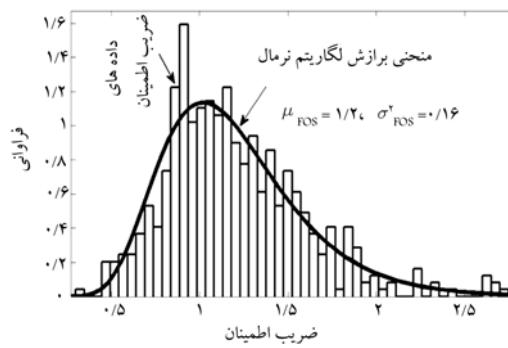
معیار همگرایی با میزان جابجایی در هر گام زمانی مشخص شده است. تغییر در جابجایی یک نقطه در دو مرحله‌ی زمانی پی در پی، که در واقع شاخصی برای سرعت ذرات است، با بزرگ‌ترین مقدار قدرمطلق جابجایی آن ذره نرمال می‌شود و برای تضمین همگرایی، این نسبت باید کمتر از $1/5\%$ باشد. سقف هر تکرار مرحله است و اگر تحلیل نتواند معیار همگرایی را در 100° تکرار برقرار کند، پاسخ و اگر است و شبیه گسیخته شده تلقی می‌شود. شکل ۱۵، گوهی گسیختگی شکل‌گرفته برای شیروانی مورد مطالعه را نمایش می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در روش کاهش مقاومت ممکن است پروسه‌ی کاهش مقاومت و در نهایت گسیختگی تلقی شده لزوماً منجر به شکل‌گیری سطح گسیختگی پیوسته نشود و این یکی از معایب این روش است.

برای انجام تحلیل‌های تصادفی توزیع چسبندگی به صورت لگاریتم نرمال و

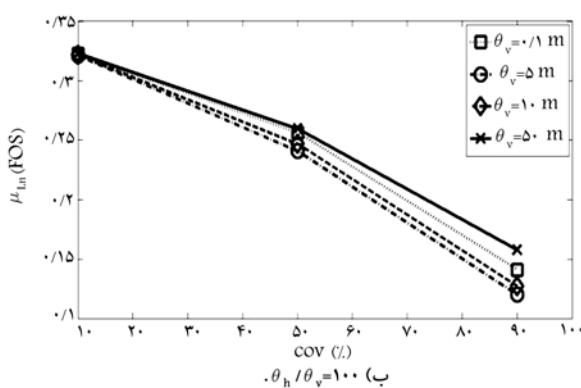
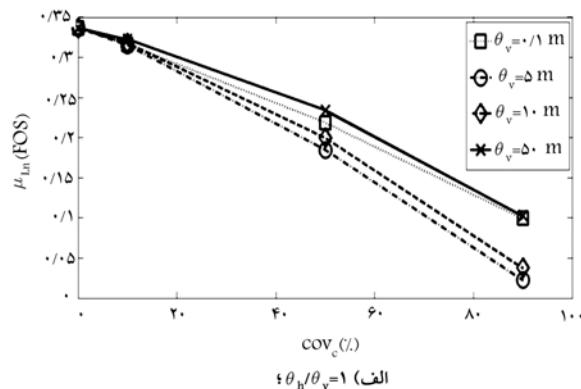
شدت افت کرده و قابل صرف نظر کردن است. از این رو در تمامی حالات تحلیل ها، تعداد واقعی سازی های برابر 500 عدد اتخاذ شده است.

یکی از خواص کاتورهی مهم در تحلیل داده ها، نوع توزیع فراوانی داده های حاصل از تحلیل است. به عنوان نمونه، در شکل ۱۸ چگالی احتمال مربوط به ضریب اطمینان پایداری شیرفاوانی برای یکی از حالات تحلیل مشاهده می شود. از این شکل به راحتی می دانست که توزیع لگاریتم نرمال می تواند توزیع مناسبی برای فراوانی ضریب اطمینان باشد.

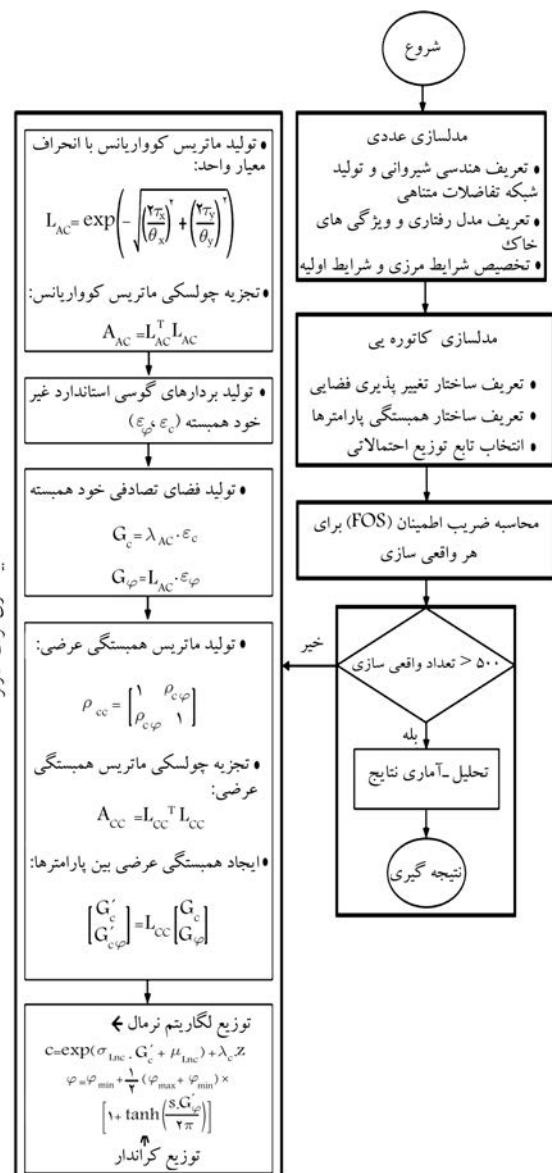
علاوه بر توزیع داده ها سایر پارامتر های آماری اعم از میانگین و انحراف از معیار به عنوان معرف رفتار کاتورهی مطرح هستند. شکل ۱۹، تغییرات میانگین ضریب اطمینان را بر حسب ضریب تغییرات پارامتر های مقاومت برشی نشان می دهد.



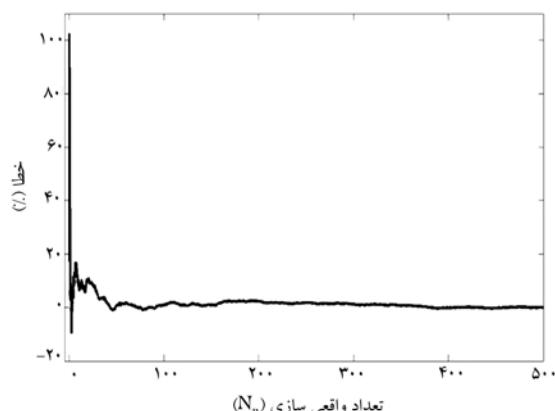
شکل ۱۸. توزیع ضریب اطمینان پایداری در شرایط $\theta_v = 10 \text{ m}$, $COV = 9\%$, $\rho = -0.5$, $\theta_h = 1000 \text{ m}$



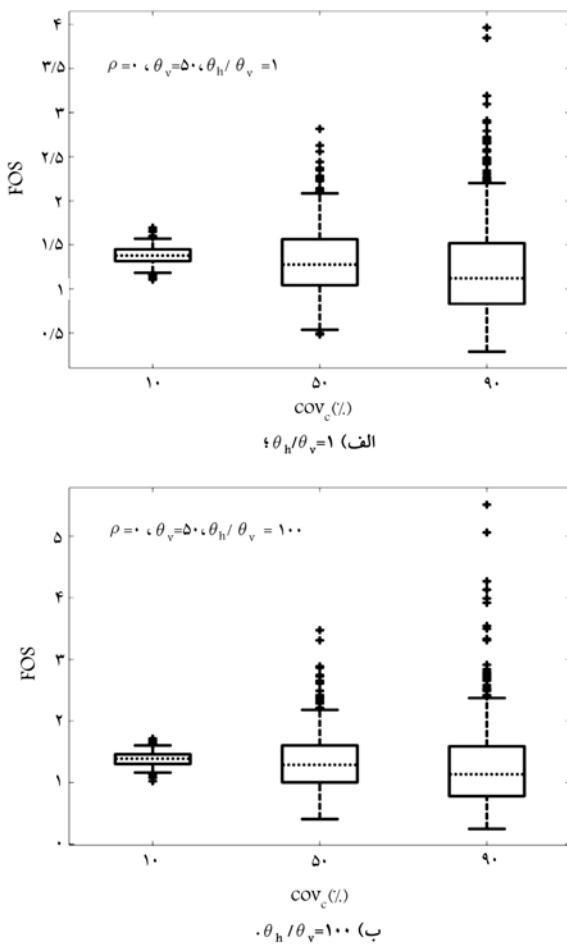
شکل ۱۹. تأثیر ضریب تغییرات و مقیاس نوسان قائم مقاومت برشی در میانگین لگاریتم طبیعی ضریب اطمینان برای $\theta_v = 10 \text{ m}$ و $COV = 9\%$.



شکل ۱۶. گردش محاسباتی مربوط به تحلیل های احتمالاتی در مطالعه هی حاضر.



شکل ۱۷. ارزیابی کفایت تعداد واقعی سازی ها در شرایط $\theta_v = 10 \text{ m}$, $\theta_h = 100 \text{ m}$ و $COV = 9\%$.



شکل ۲۰. تأثیر ضریب تغییرات پارامترهای مقاومت برشی در تغییرات ضریب اطمینان در شرایط $\rho = 0$ ، $m = 50$ و $m = 100$

نسبت ناهمسانی ناهمگونی ($\frac{\theta_h}{\theta_v}$) اثر افزایشی در ضریب اطمینان دارد. البته مقدار این افزایش بیشتر مربوط به مقادیر میانی فواصل همبستگی است. دلیل این امر می‌تواند آن باشد که با بالارفتن نسبت ناهمسانی و در شرایط استفاده از نسبت ناهمسانی خیلی زیاد، عملاً به سمت مقادیر پارامترهای مقاومت برشی بسیار همبستگی پیش می‌رود و در واقع جواب مسئله به سمت حد سمت راست پاسخ می‌کند. تأثیر همبستگی عرضی پارامترهای مقاومت برشی در میانگین ضریب اطمینان نیز با مراجعه به شکل ۲۱ ناچیز نشان می‌دهد. شکل ۲۲، به بررسی انحراف استاندارد ضریب اطمینان بر حسب فاصله همبستگی می‌پردازد.

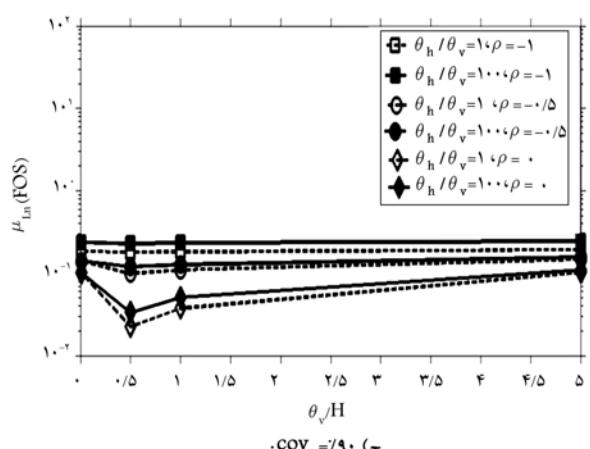
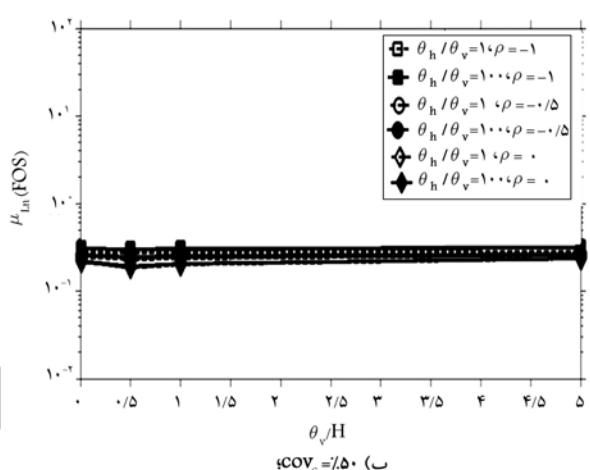
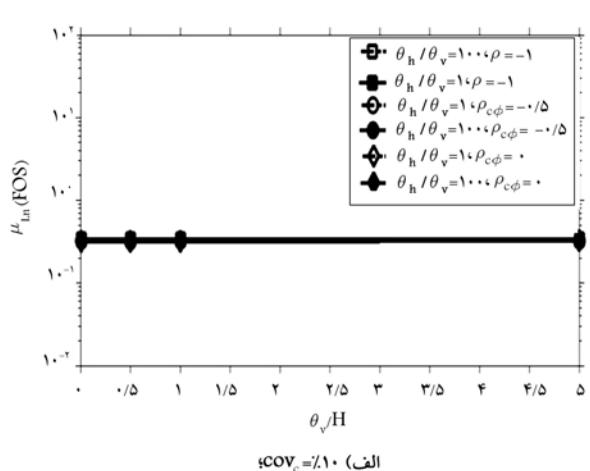
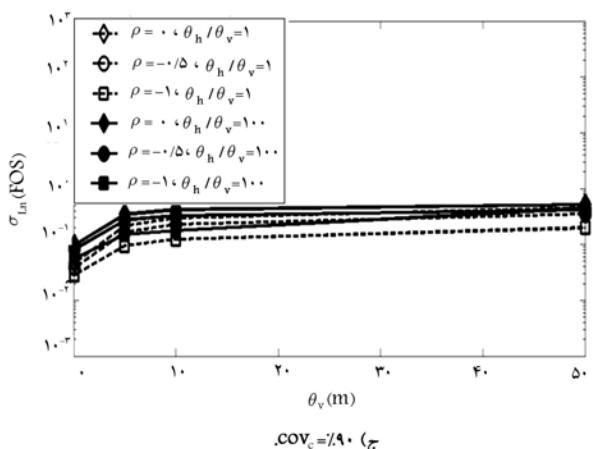
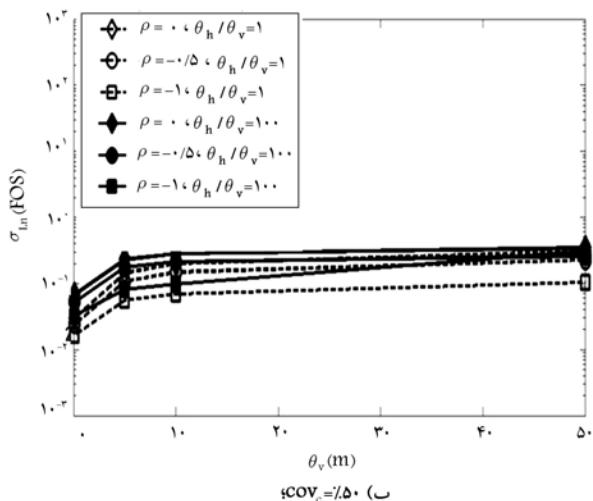
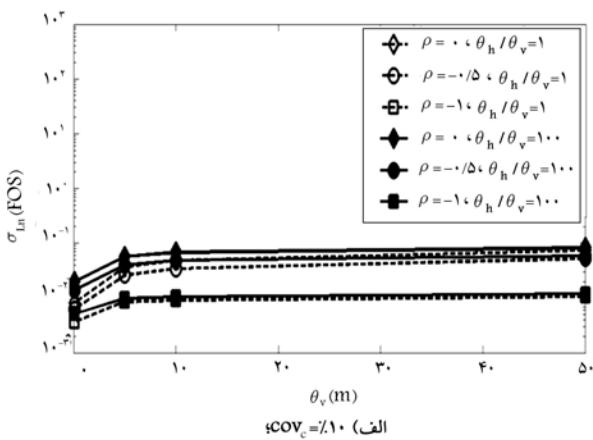
انحراف استاندارد لگاریتم ضریب اطمینان ($\sigma_{Tn(FOS)}$) تحت تأثیر فاصله همبستگی و همچنین تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی است. در مورد تأثیر فاصله همبستگی در انحراف استاندارد می‌توان به تأثیر فاصله همبستگی در تابع واریانس یا واریوگرام اشاره کرد. تابع واریانس در واقع به کاهش میزان واریانس ناشی از میانگین‌گیری محلی ارتباط پیدا می‌کند. از آنجایی که با افزایش فاصله همبستگی، تابع واریانس افزایش می‌پابد، لذا انتظار می‌رود انحراف استاندارد ضریب اطمینان با افزایش ضریب همبستگی افزایش یابد. این نکته را به وضوح می‌توان در شکل ۲۲ ملاحظه کرد. علاوه بر این، با مقایسه بخش‌های مختلف شکل مذکور می‌توان به تأثیر تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی در تغییرپذیری نتیجه

همان‌طور که مشاهده می‌شود، با افزایش ضریب تغییرات پارامترهای مقاومت برشی، مقدار میانگین ضریب اطمینان کاهش می‌پابد. دلیل این امر آن است که با بالارفتن تغییرپذیری فضایی پارامترهای مقاومت برشی، احتمال وقوع نقاط ضعیف بالا می‌رود و در نتیجه احتمال وقوع گسیختگی افزایش و میانگین ضریب اطمینان کاهش می‌پابد.

در شکل ۲۰، مقادیر میانی ضریب اطمینان به صورت مجرأ نشان داده شده‌اند، به نحوی که 25% مقادیر ضریب اطمینان حاصل شده از این مقادیر بزرگ‌تر و 75% کوچک‌تر هستند. مقدار میانگین نیز توسط خط‌چین ریز نشان داده شده است. طول خطوط درشت برای طول جعبه (BOX) در نظر گرفته شده و مقادیر دیگر ضریب اطمینان، که خارج از این بازه قرار گرفته‌اند، به صورت علامت مثبت نشان داده شده‌اند. در شکل مذکور پیدا است که با بالارفتن تغییرپذیری فضایی پارامترهای ورودی، عرض جعبه (BOX) افزایش یافته و این به معنای افزایش واریانس یا تغییرپذیری ضریب اطمینان شیروانی است. علاوه بر این، می‌توان به روشی کاهش مقدار میانگین ضریب اطمینان را با افزایش ضریب تغییرات مشاهده کرد.

تغییرات میانگین لگاریتم طبیعی ضریب اطمینان (FOS_{Tn}) بر حسب فاصله همبستگی در شکل ۲۱ نشان داده است که در آن برای هر دو حالت همسان و ناهمسان با نسبت ناهمسانی بسیار بالا برای مقادیر بسیار کم و زیاد فاصله همبستگی و به عبارت دیگر، در دو سوی بازه‌ی در نظر گرفته شده، میانگین ضریب اطمینان تقریباً با یکدیگر برای است. برداشتی که در این زمینه وجود دارد آن است که در هر دو سوی بازه‌ی در نظر گرفته شده برای فاصله همبستگی، جواب مسئله به آنچه که با فرض همگونی فضای مسئله به دست می‌آید، همگرا می‌شود. استدلالی که در این زمینه وجود دارد آن است که وقتی فاصله همبستگی به سمت صفر می‌کند ($0 \rightarrow 0$)، حوزه‌ی پارامتر رفتاری بیش از اندازه زبر و متغیر می‌شود، به طوری که کلیه نقاط این حوزه مستقل از یکدیگر می‌شوند. در واقع هر نقطه‌ی ضعیفی در فضای مورد مطالعه توسط تعدادی نقاط قوی محصور می‌شود. مسیر مشکل از نقاط ضعیف، مقاومت برشی بسیار کمی دارند و در عین حال بسیار پیچیده و پر پیچ و خم است. علاوه بر این در نظر گرفتن اثر قفل شدگی برشی ناشی از حوزه‌ی تش منجر به این نتیجه‌گیری احتمالی می‌شود، که جواب مسئله به سمت جوابی میل می‌کند که با فرض سطح گسیختگی مربوط به حالت همگن به دست آمده است. البته توجه به این نکته مهم است که منظور از این جواب، جواب یقینی نیست، بلکه جوابی است که تغییرپذیری را به جوابی اعمال می‌کند که با فرض همگوندن فضای مسئله به دست آمده است. از سوی دیگر، هنگامی که مقیاس نوسان قائم مقداری بزرگ نزدیک به بی‌نهایت اتخاذ می‌شود، مقادیر مقاومت برشی به شدت به هم همبسته است و در هر واقعی‌سازی، مقادیر تقریباً ثابت هستند؛ ولی این مقدار ثابت از هر شبیه‌سازی به شبیه‌سازی دیگر مقاومت خواهد بود. در نتیجه در این حالت نیز مشابه حالت پیشین، مقدار ضریب اطمینان نزدیک به تحلیل یقینی خواهد بود. برای مقادیر میانی فاصله همبستگی، ضعیفترین مسیر گسیختگی منجر به بروز ضریب اطمینان کمتر از آنچه که با فرض همگوندن فضای مسئله به دست آمده است، می‌شود. بیشترین کاهش زمانی رخ داده است که فاصله همبستگی حدود 50% ارتقای تراشه بوده است ($H = 50$). علاوه بر این، تغییرپذیری فضایی پارامترهای مقاومت برشی منجر به بالارفتن و افزایش تغییرپذیری ضریب اطمینان می‌شود. شکل ۲۰، تغییرات و پراکندگی ضریب اطمینان را در مقابل تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی نشان می‌دهد.

نکته‌ی دیگری که می‌توان با مراجعه به شکل ۲۱ استنتاج کرد، آن است که

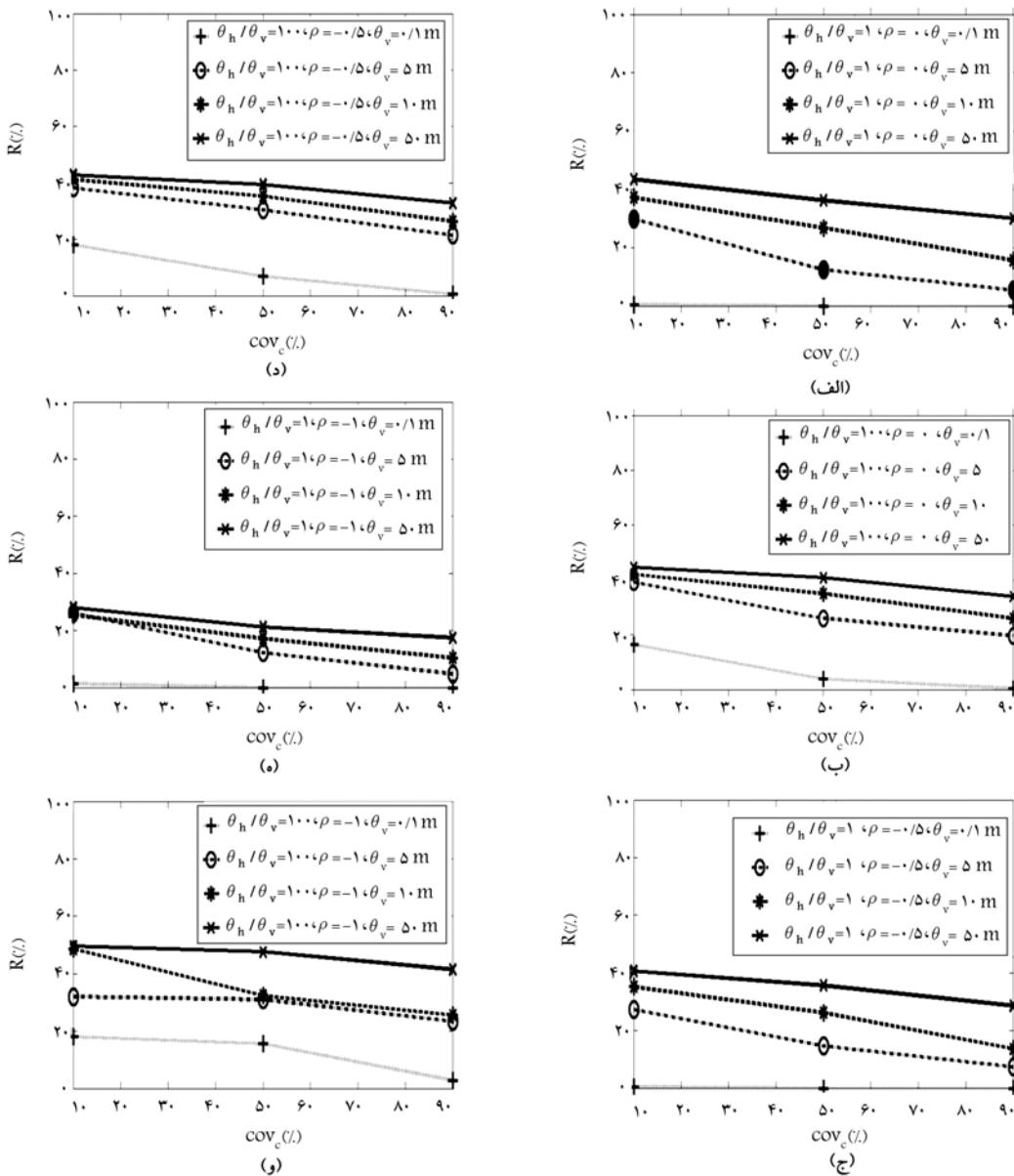


شکل ۲۲. تأثیر نسبت ناهمسانی و ضریب همبستگی عرضی در انحراف استاندارد ضریب اطمینان.

شکل ۲۱. تأثیر نسبت ناهمسانی و ضریب همبستگی عرضی در میانگین ضریب اطمینان.

شکل ۲۲، به بررسی اعتبار شیروانی مورد مطالعه در این پژوهش پرداخته است. شخص قابلیت اعتماد از طریق رابطه ۱۲ محاسبه شده است. به این ترتیب می‌توان براساس شبیه‌سازی‌های انجام شده به روش مونتکارلو و با استفاده از توزیعی که با استفاده از این روش برای ضریب اطمینان بدست آمده است، اقدام به بررسی احتمال گسیختگی شیروانی موردنظر کرد. از آنجایی

تحلیل، که در اینجا ضریب اطمینان شیروانی است، بی برد. افزایش ضریب تغییرات پارامترهای مقاومتی منجر به افزایش تغییر پذیری ضریب اطمینان شده است. علاوه بر این با مشاهده‌ی آنچه در ارتباط با میانگین ضریب اطمینان عنوان شده است، ملاحظه می‌شود همبستگی عرضی پارامترهای مقاومتی تأثیر اندکی در تغییر پذیری ضریب اطمینان دارد.



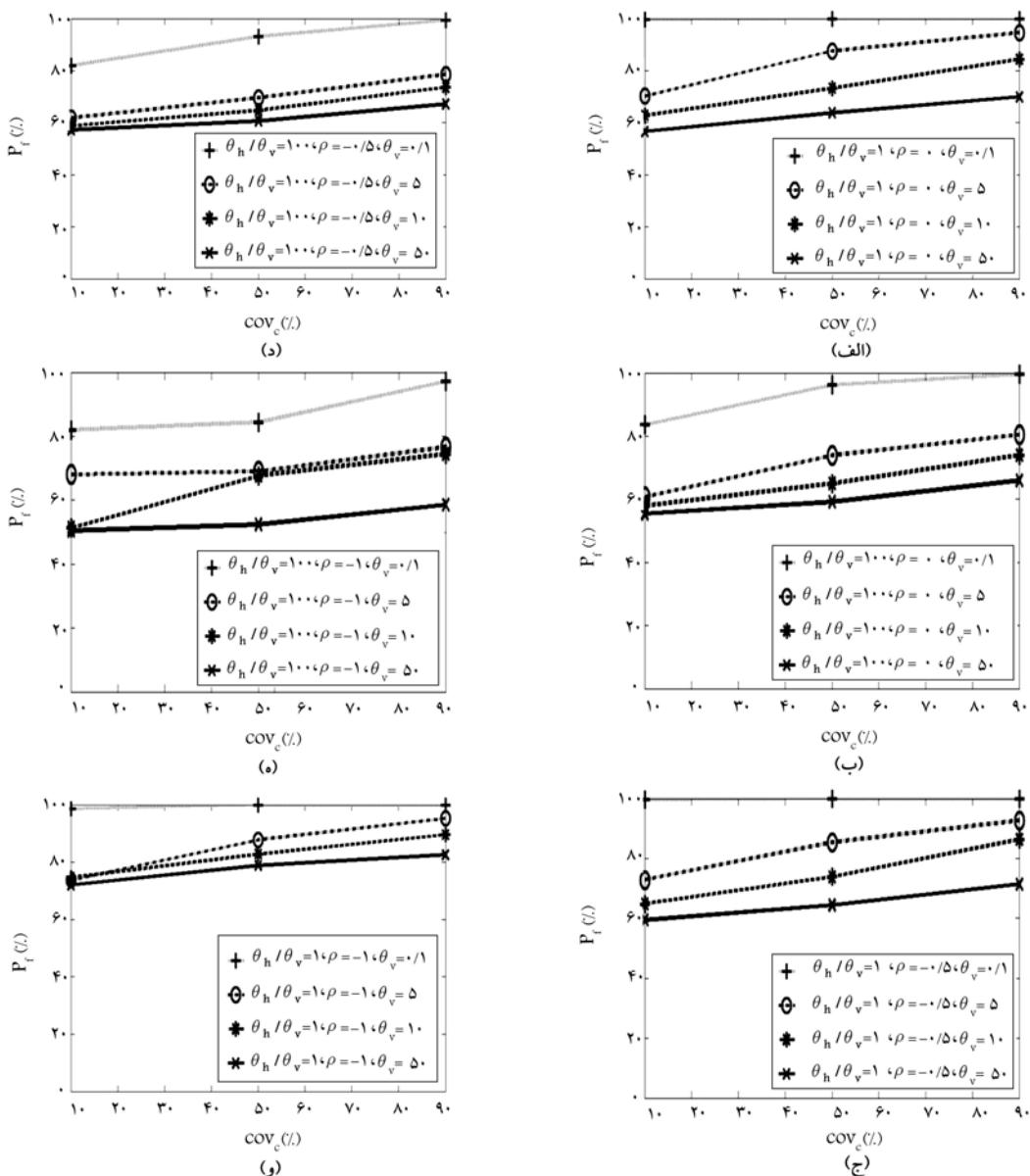
شکل ۲۳. تعیین شاخص قابلیت اعتماد به روش مونت‌کارلو برای شرایط مختلف ناهمنگونی.

منجر به کمزنگ شدن تغییر پذیری پارامترهای مقاومتی در نقاط مجاور یکدیگر می‌شود.

مشاهده می‌شود که با افزایش طول همبستگی، مقدار احتمال گسیختگی کاهش می‌یابد. هم‌چنین با افزایش ضریب تغییرات مقاومت برشی، احتمال گسیختگی افزایش می‌یابد و احتمال گسیختگی در شرایطی که نسبت ناهمسانی برابر ۱ در نظر گرفته شده است، بیشتر از حالتی است که در آن نسبت ناهمسانی برابر 10^5 در نظر گرفته شده است. به مثناور بررسی دقیق تر این موضوع و همچنین تأثیر ضریب همبستگی می‌توان به شکل ۲۵ مراجعه کرد. در هر بخش از این شکل، مقدار ضریب تغییرات ثابت و تغییرات احتمال گسیختگی براساس مقیاس نوسان قائم رسم شده است.

به طور مشخص با افزایش طول همبستگی برای تمام حالت‌ها، احتمال گسیختگی کاهش می‌یابد. همچنین مشاهده می‌شود در حالتی که نسبت ناهمسانی برابر ۱

که ضریب اطمینان محاسبه شده با تحلیل یقینی مقداری برابر $1/4$ را حاصل می‌کند، در نتیجه، در روش تحلیل احتمالاتی، میزان احتمال گسیختگی شیروانی براساس مقدار میانگین و انحراف استاندارد توزیع لگاریتم نرمال ضریب اطمینان برای حالتی که مقدار ضریب اطمینان کمتر از $1/4$ شود، محاسبه می‌شود. در شکل ۲۳، منحنی‌های برآورد احتمال گسیختگی برای مقدارهای مختلف ضریب تغییرات مقاومت برشی و مقیاس نوسان قائم و افق و ضریب همبستگی عرضی چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی نشان داده شده است. بر مبنای ضرایب اعتباری محاسبه شده و ترسیم شده در شکل ۲۳، نتایج مربوط به احتمال گسیختگی شیروانی در شکل ۲۴ ترسیم شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با افزایش تغییر پذیری پارامترهای مقاومتی برای کلیه‌ی حالات، احتمال گسیختگی افزایش می‌یابد، ولیکن کمترین احتمال گسیختگی مربوط به شرایطی است که فاصله‌ی همبستگی زیاد باشد. دلیل این امر می‌تواند آن باشد که بالارفتن فاصله‌ی همبستگی



شکل ۲۴. برآورد احتمال گسیختگی برای شرایط مختلف ناهمگونی.

نوسان قائم بزرگتر از عمق بحرانی (در اینجا ۱۰ متر) می‌شود، نسبت $\frac{\theta}{\theta_{cr}}$ بزرگتر از ۱ می‌شود. در این حالت، تغییرات مقاومت برشی کاهش می‌یابد و نزدیک به احتمال گسیختگی نزدیکتر می‌شود.

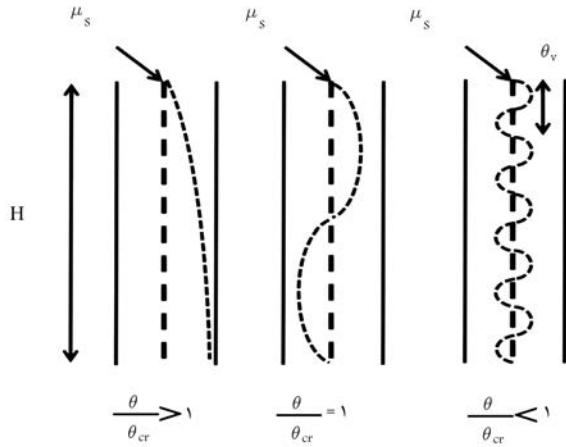
در نظر گرفته می‌شود، احتمال گسیختگی محاسبه شده بیشتر از حالتی است که این نسبت برابر ۱۰ در نظر گرفته شده است. نکته‌ی دیگر این است هنگامی که مقیاس نوسان از ۱۰ متر افزایش می‌یابد، نزدیک تغییرات احتمال گسیختگی، نسبت به حالتی که مقیاس نوسان کمتر از ۱۰ متر است، کمتر است. به این ترتیب می‌توان این مقیاس نوسان را طبق رابطه‌ی ۲۱، به عنوان مقیاس نوسان بحرانی تعریف کرد:

$$\theta_{cr} = H_{cr} \quad (21)$$

در پژوهش انجام شده، مقدار عمق بحرانی برابر ۱۰ متر است. با توجه به شکل ۲۶، هنگامی که این نسبت کمتر از ۱ است، تغییرات مقاومت برشی بالاست و ضریب اطمینان کاهش می‌یابد، در نتیجه احتمال گسیختگی افزایش می‌یابد. هرچه این نسبت به ۱ نزدیکتر می‌شود، احتمال گسیختگی کاهش می‌یابد. هنگامی که مقیاس

۷. نتیجه‌گیری

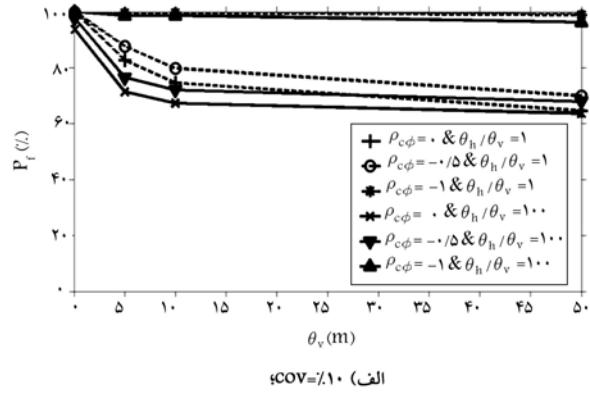
این مطالعه به جهت بررسی اثر ناهمگونی ذاتی خاک در پایداری درازمدت شیروانی‌های خاکی انجام شده است. بدین مفهوم به کمک تئوری حوزه‌ی تصادفی تأثیر ناهمگونی پارامترهای مقاومت برشی خاک در ضریب اطمینان پایداری شیروانی مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا با ترکیب تئوری حوزه‌ی تصادفی و روش تقاضالات محدود و با درنظر گرفتن خودهمبستگی و همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومت



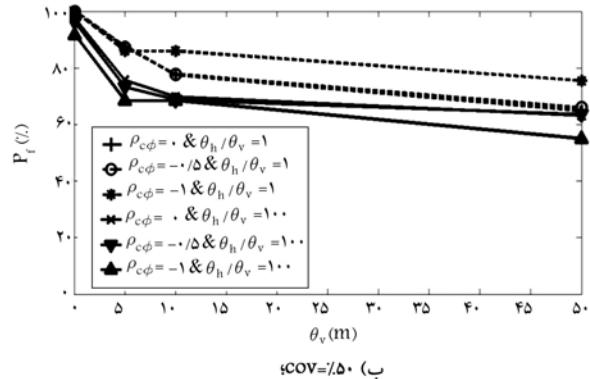
شکل ۲۶. تغییرپذیری مقاومت برشی براساس مقیاس نوسان بحرانی (θ_{cr}).

برشی خاک در شرایط زهکشی شده، ضریب اطمینان شیروانی رسمی به کمک روش کاهش مقاومت در شرایط زهکشی شده محاسبه و درنهایت، احتمال گسیختگی شیروانی مورد نظر بررسی شده است. مهمترین نتایج این مطالعه عبارت اند از:

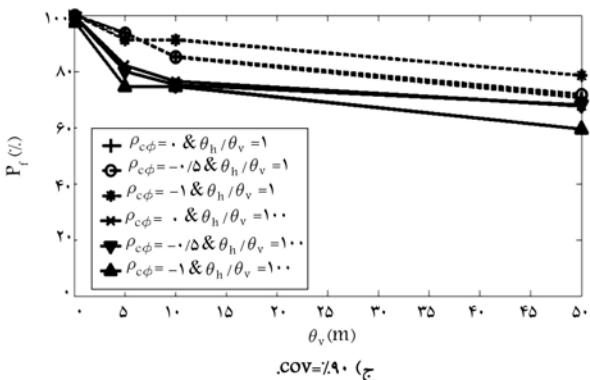
۱. با درنظر گرفتن تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی خاک، احتمال گسیختگی شیروانی افزایش می‌باشد. به عبارت دیگر، نادیده‌گرفتن تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی خاک، نتایج غیرمحافظه‌کارانه‌ی ارائه می‌دهد.
۲. با افزایش مقیاس نوسان قائم، احتمال گسیختگی کاهش می‌باشد.
۳. هر چه ضریب تغییرات مقاومت برشی افزایش می‌باشد، ضریب تغییرات ضریب اطمینان محاسبه شده نیز افزایش می‌باشد.
۴. نسبت ناهمسانی تأثیر مستقیم در ضریب اطمینان و احتمال گسیختگی دارد، به نحوی که هر چه نسبت ناهمسانی افزایش می‌باشد، احتمال گسیختگی شیروانی کاهش می‌باشد.
۵. نادیده گرفتن اثر همبستگی عرضی چسبندگی و زاویه اصطکاک داخلی در محاسبه پایداری دارای دشمنی شیروانی‌ها غیرمحافظه‌کارانه است. ضریب همبستگی عرضی تأثیر معکوس در احتمال گسیختگی دارد و هرچه این ضریب کاهش می‌باشد، احتمال گسیختگی نیز افزایش می‌باشد.



الف) $COV=10\%$



ب) $COV=50\%$



ج) $COV=90\%$

شکل ۲۵. برآورد احتمال گسیختگی.

پانوشت‌ها

1. Slice methods
2. stationarity
3. original
4. residual
5. US army corps of engineers
6. auto correlation
7. cross correlation

منابع (References)

1. Budhu, M., *Soil Mechanics and Foundation*, 3rd edition, John Wiley and Sons. INC, Chapter 6 (2010).
2. Chen, W.F. and Scawthorn, C.R. "Limit analysis and limit equilibrium solutions In soil mechanics", The Japanese Geotechnical Society (1971).
3. Jamshidi Chenari, R. and Karimian, A. "Realization of undrained shear strength of natural deposits using ran-

- dom field theory”, *Journal of Computational Methods in Engineering*, Isfahan University of Technology, **30**(2), pp.21-43 (2011).
4. Phoon, K.K. and Kulhawy, F.H. “Characterization of geotechnical variability”, *Canadian Geotechnical Journal*, **36**(4), pp. 612-624 (1999).
5. Jamshidi Chenari, R. and Oloomi Dodaran, R. “Investigation of heterogeneity in deformation characteristics of natural deposits using random field theory”, *Sharif Civil Engineering Scientific Research Journal*, Sharif University of Technology, **27**(4), pp.75-83 (2012).
6. Jamshidi Chenari, R. and Oloomi Dodaran, R. “Estimation of the scale of fluctuation of geotechnical properties in natural deposits using random field theory”, *Modares Civil Engineering Journal*, Tarbiat Modares University, **11**(4), pp.17-27 (2011).
7. Jamshidi Chenari, R. and Oloomi Dodaran, R. “New method for estimation of the scale of fluctuation of geotechnical properties in natural deposits”, *Computational Methods in Civil Engineering (CMCE)*, **1**(1), pp.55-64 (2010).
8. Eslami kenarsari, A., Jamshidi Chenari, R. and Eslami, A. “Characterization of the correlation structure of residual CPT profiles in sand deposits”, *International Journal of Civil Engineering (IJCE)*, **11**(1), pp.29-37 (2013).
9. Jamshdi Chenari, R., Seyedein, M.S., Faraji, S. and Kenarsari, A.E. “Investigation on inherent variation of soil properties from cone penetration test”, *In Proceeding of 4th International Conference on Geotechnical and Geophysical Site Characterization (ISC'12)* (2012).
10. Seyedein, M.S., Jamshdi Chenari, R. and Eslami, A. “Investigation on probability density function for cone penetration test”, *In Proceeding of 2012 International Conference on Geomechanics and Engineering (ICGE12)* (2012).
11. Cherubini, C. “Reliability evaluation of shallow foundation bearing capacity on c' - φ' soils”, *Canadian Geotechnical Journal*, **37**(1), pp. 264-269 (2000).
12. Baecher, B.G. and Christian, J.T., *Reliability and Statistics In Geotechnical Engineering*, John Wiley & Sons Ltd, Chapter 16 (2003).
13. Jamshidi Chenari, R. and Alaie, R. “Effect of the heterogeneity of undrained shear strength on stability of natural slopes”, *Sharif Civil Engineering Scientific Research Journal*, Sharif University of Technology, **29**(2), pp.13-22 (2012) .
14. Phoon, K.K. “Towards reliability-based design for geotechnical engineering”, Special lecture for Korean Geotechnical Society (2004).
15. Hasofer, A.A. and Lind, A.M. “An exact and invariant second moment code format”, *Journal of The Engineering Mechanics Division, ASCE*, **100**(1), pp. 111-121 (1974).
16. Babu, G.J.S. and Singh, V.P. “Reliability analysis of soil nail walls”, *Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, **3**(1), pp. 44-54 (2009).
17. Hicks, M.A. and Samy, K. “Influence of heterogeneity on undrained clay slope stability”, *Quarterly Journal of Engineering Geology and Hydrogeology*, **35**, pp. 41-49 (2002).
18. FHWA0-IF-03-017, Geotechnical Engineering Circular NO.7 Soil Nail Walls , Chapter 5 (2003).
19. Griffiths, D.V. and Fenton, G.A., *Probabilistic Methods in Geotechnical Engineering*, International Centre for Mechanical Sciences, Springer Wien NewYork (2007).
20. Fenton, G.A. and Griffiths, D.V. “Bearing- capacity prediction of spatially random c - φ soils”, *Canadian Geotechnical Journal*, **40**(1), pp. 54-65 (2003).