

بررسی اثر ناهمگونی ذاتی خاک در پایداری درازمدت شیروانی های خاکی

رضا جمشیدی چناری* (استادیار)

حسن کامیاب فرح بخش (کارشناس ارشد)

مسعود زمانزاده (کارشناس ارشد)

دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه گیلان

مهندسی عمران شریف، (پاییز ۱۳۹۴)
دوری ۲ - ۳۱، شماره ۱/۳، ص. ۱۷-۳

در مهندسی ژئوتکنیک، پایداری شیروانی های خاکی از موضوعات بسیار مهم است. مشخصات مقاومتی خاک، به دلیل شرایط مختلف شکل گیری 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 ضریب اطمینان پایداری شیروانی های خاکی در حالت زهکشی شده بررسی و احتمال گسیختگی شیروانی ها با استفاده از این تئوری محاسبه شده است. بدین منظور با استفاده از تئوری میدان تصادفی در ترکیب با روش تفاضل محدود و در چارچوب شبیه سازی های مونت کارلو و با در نظر گرفتن اثر خود همبستگی و همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومتی خاک، ضریب اطمینان شیروانی های 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 ملاحظه ای نسبت به تحلیل یقینی داشته است.

واژگان کلیدی: شیروانی، میدان تصادفی، ضریب اطمینان، مونت کارلو، روش های تقریبی.

۱. مقدمه

گسیختگی شیروانی ها به جنس خاک، لایه بندی، سطح آب زیرزمینی و هندسی شیروانی بستگی دارد.^[۱] در خاک های درشت دانه، گسیختگی در امتداد ناحیه ی ضعیفی، که سطح لغزش انتقالی نامیده می شود، رخ می دهد (شکل ۱). در خاک های ریزدانه، گسیختگی به صورت لغزش دورانی رخ می دهد، که معمولاً می تواند به صورت لغزش پایه (شکل ۲الف) در راستای کمانی که کل شیروانی را در بر می گیرد، رخ دهد و یا با عنوان لغزش پنجه (شکل ۲ب) از پنجه ی شیروانی و یا به صورت لغزش شیب (شکل ۲ج) از شیب شیروانی عبور کند.

بررسی پایداری شیروانی ها می تواند با استفاده از روش های تعادل حدی، تحلیل حدی و روش های عددی مانند تفاضلات محدود با اجزاء محدود انجام شود. روش های تعادل حدی، قدمت و محبوبیت بیشتری در مقایسه با سایر روش ها اعم از روش های عددی دارند. پاسخ به دست آمده از روش های تعادل حدی معمولاً برابر با حد مرزی کران بالاست، چرا که این روش معمولاً مقادیر نیروی بزرگتری را برای گسیختگی شیروانی لحاظ می کند. روش تحلیل حدی از معیار گسیختگی کوشان خمیری کامل در بررسی پایداری شیروانی استفاده می کند و دو حد مرزی کران بالا و کران پایین را برای پاسخ مسئله جستجو می کند. این روش ها با در نظر گرفتن

* نویسنده مسئول

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

jamshidi_reza@guilan.ac.ir
hasan.kamyab@gmail.com
masoud_zamanzadeh@yahoo.com

سطح گسیختگی پیش فرض و معیار تسلیم و اعمال شرایط تعادل اقدام به محاسبه ی ضریب اطمینان یا عمق بحرانی حفاری ترانشه ها می کنند.^[۲] سطوح گسیختگی فرض شده در روش های حدی و تعادل حدی می توانند منحنی وارو یا مستقیم در نظر گرفته شوند. گاهی این سطوح به دلایلی مشخص به چندین قطعه تقسیم و براساس آن ضریب اطمینان محاسبه می شود. به چنین روش هایی اصطلاحاً روش قطعات^۱ گفته می شود. چنانچه سطح گسیختگی منحنی وار در نظر گرفته شود، جهت برقراری شرایط تعادل و یافتن مقدار نیروها و لنگرها در قطعات مجاور، این مشکلات وجود خواهد داشت:

- تعیین مرکز جرم در شرایط حضور آب زیرزمینی و لایه لایه بودن خاک مشکل است.
 - مسئله از نظر استاتیکی، نامعین است.
 - تعیین مقاومت برشی بسیج شده در امتداد سطح لغزش ناممکن است.
 - تعیین نیروی تراوش در داخل خاک و در امتداد سطح گسیختگی پیچیده است.
- روش های عددی چون تفاضلات محدود و اجزاء محدود با در نظر گرفتن کلیه ی مازومات تحلیلی اعم از قانون تعادل، سازگاری، رفتاری و شرایط مرزی از نوع جابجایی و نیرو سعی در مدل سازی واقعی تر مسئله ی پایداری شیروانی ها دارند. بنابراین در این

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 $1/4$ مربوط به شرایط میانگین، مدل شیب خاکی به صورت میدان تصادفی گوسی همگن با استفاده از تلفیق تئوری‌های حوزه‌ی تصادفی و تفاضلات محدود و به کمک برنامه‌نویسی FISH در محیط برنامه‌ی FLAC و در چارچوب شبیه‌سازی مونت‌کارلو مدل شده و با استفاده از توزیع آماری ضریب اطمینان مربوط به واقعی‌سازی‌های مختلف که به روش کاهش مقاومت و با در نظر گرفتن همبستگی پارامترهای زهکشی شده محاسبه می‌شود، مقادیر احتمال گسیختگی شیب تعیین می‌شود.

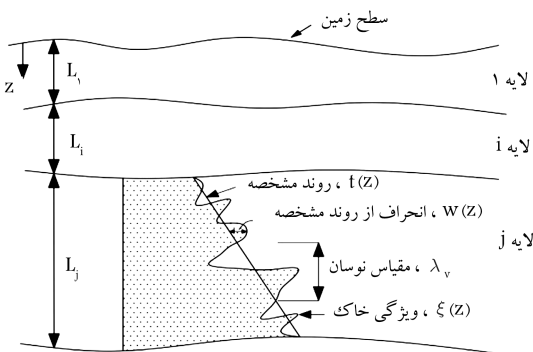
۲. ناهمگونی خاک

مکانیزم شکل‌گیری نهشته‌های خاکی منجر به ایجاد ناهمگونی ذاتی خاک می‌شود. [۳] شکل ۳، تغییرپذیری یک ویژگی تصادفی خاک را نشان می‌دهد، که در آن ویژگی خاک $\xi(z)$ به دو مؤلفه‌ی اساسی تقسیم شده است: ۱. روند یقینی $t(z)$ ؛ ۲. انحراف از روند یقینی (مؤلفه‌ی پسماند) $w(z)$.

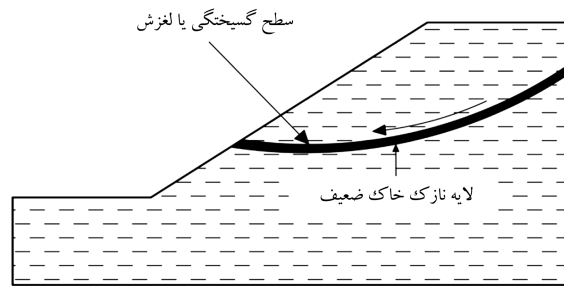
مؤلفه‌ی یقینی دارای روند تغییرات مشخص با عمق است، که در صورت خطی بودن با چگالی مقاومت (λ) ، که شیب تغییرات چسبندگی با عمق است، شناخته می‌شود و در واقع نمایانگر میانگین متحرک پارامتر مورد مطالعه است و مؤلفه‌ی پسماند بیانگر نوسان مقادیر آن پارامتر در هر عمق حول مقدار میانگین و ویژگی موردنظر خاک در آن عمق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

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

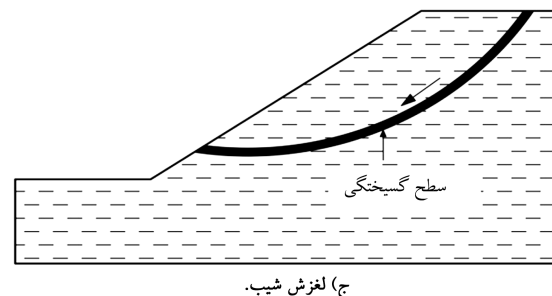
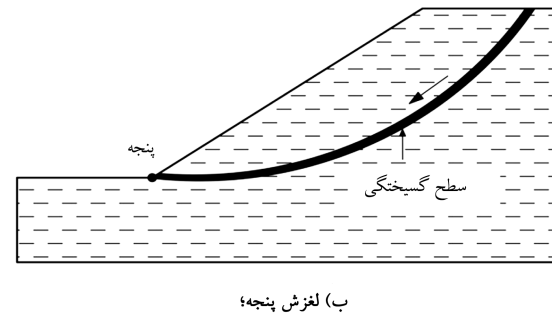
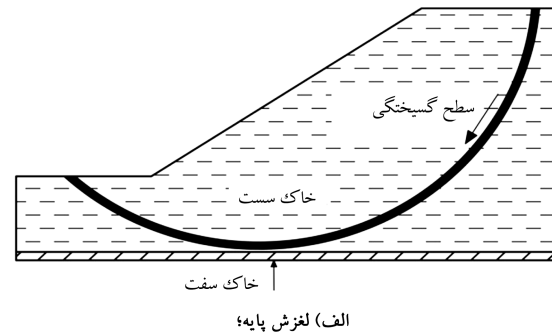
پارامترهای انحراف استاندارد و میانگین در رابطه‌ی ۱، می‌توانند خود تغییرپذیری فضایی داشته باشند. با این حال آنچه که در استفاده از تئوری حوزه‌ی تصادفی مرسوم است، ثابت نگه داشتن پارامترهای آماری اعم از میانگین، انحراف معیار (یا ضریب تغییرات) در فضای مسئله است، که در واقع از ملزومات مانا یا پایاب بودن حوزه است. [۲] پارامتر دیگری که در بیان تغییرپذیری فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مقیاس نوسان است که بیانگر میزان همبستگی و تشابه داده‌های مربوط به یک ویژگی مشخص



شکل ۳. بیان ناهمگونی و تفکیک ویژگی خاک. [۴]



شکل ۱. حرکت توده‌ی خاک در امتداد ناحیه‌ی ضعیف.



شکل ۲. مکانیزم‌های مختلف گسیختگی در خاک‌های ریزدانه.

روش‌ها نیازی به فرض یک سطح گسیختگی از پیش تعیین شده نیست. این در حالی است که در روش‌های کلاسیک بیان شده، 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 ناهمگونی پارامترهای مقاومت برشی خاک اعم از چسبندگی ظاهری و زاویه‌ی اصطکاک داخلی در پایداری شیب‌های طبیعی در شرایط زهکشی شده پرداخته شده است. هدف، بررسی احتمال گسیختگی یک شیب پایدار با ضریب اطمینان در محدوده‌ی قابل قبول در شرایط زهکشی شده تحت تأثیر تغییرپذیری فضایی چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی خاک و مقایسه‌ی آن با نتایج تحلیل‌های عددی یقینی در شرایطی است که مشخصات مکانیکی خاک در

کارلو (MCM) استفاده می‌شود. جهت تعیین احتمال گسیختگی به کمک هر یک از روش‌های اشاره‌شده‌ی مذکور، ابتدا باید تابع حاشیه‌ی امنیت یا تابع کارایی تعریف شود، تا معیار عملکرد صحیح سیستم تعیین شود. بدیهی است زمانی سیستم دچار گسیختگی خواهد شد که تابع کارایی منفی شود. بنابراین هدف از این روش‌ها، تعیین توزیع تابع کارایی 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 کارایی فرض کرد، در حالی که در صورت استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو نیازی به این کار نیست، بلکه تابع توزیع احتمال تابع کارایی از روی تکرار زیاد شبیه‌سازی‌های انجام‌شده قابل ارزیابی است. در این روش با توجه به تعداد واقعی‌سازی‌های انجام‌شده می‌توان فراوانی رخداد منفی شدن برای تابع کارایی 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 کارایی 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 کارایی و مطابق رابطه‌ی ۶ تعریف می‌شود:

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

به این ترتیب برای به دست آوردن احتمال یک سیستم که مقاومت R و بار وارده‌ی Q دارد، و براساس فرض‌های مختلفی که در تعریف تابع کارایی 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 وارده بر سیستم است. در شکل ۴، مفهوم احتمال گسیختگی به صورت شماتیک نشان داده شده است.

در سال ۱۹۷۷، USACE^۵ توصیه‌نامه‌ی ویژه‌ی را برای رابطه‌ی شاخص قابلیت اعتماد و احتمال گسیختگی در مهندسی ژئوتکنیک ارائه کرده است. توصیه‌نامه‌ی مزبور 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 کارایی خوب سیستم در نظر گرفته شده و مقدار ۳ نیز برای این ضریب به عنوان کارایی میانی مناسب است.^[۱۳، ۱۴]

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

خاک در دو نقطه‌ی مختلف فضایی است. برخی پژوهشگران به روشنی به معرفی این پارامتر و اثر آن در واقعی‌سازی‌های مربوط به پارامترهای خاک پرداخته‌اند.^[۵-۷] طبق تعریف ارائه‌شده‌ی ایشان، مقیاس نوسان (θ)، پیشینه‌ی فاصله‌ی بی است که همبستگی 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:^[۸]

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

علاوه بر پارامترهای آماری بیان‌شده در معرفی تغییرپذیری فضایی یک ویژگی مقاومتی یا تغییرشکل‌پذیری 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 پسماند^۴ تشریح کرده‌اند.^[۹، ۱۱] مطالعات مذکور نشان داده است که برای مؤلفه‌ی اولیه، توزیع لگاریتم نرمال و برای مؤلفه‌ی پسماند توزیع‌های توانی و حتی نرمال می‌توانند توزیع‌های مناسبی باشند.

پارامترهای آماری معرفی‌شده اعم از میانگین، 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 کاتوره‌ی در شرایطی مانند ظرفیت باربری پی‌های سطحی یا پایداری شیروانی‌ها در شرایط زهکشی‌نشده، که فقط یک پارامتر مورد مطالعه وجود دارد، کافی است. از سوی دیگر، در شرایط زهکشی‌شده که همواره دست‌کم دو پارامتر مقاومتی (φ ، c) برای ارزیابی رفتار مقاومتی نهشته‌های طبیعی مورد نیاز است، علاوه بر پارامترهای آماری معرفی‌شده در قبل، همبستگی عرضی هر جفت پارامتر رفتاری نیز مطرح است. در مسئله‌ی پایداری بلندمدت شیروانی‌ها، همبستگی 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:^[۱۱]

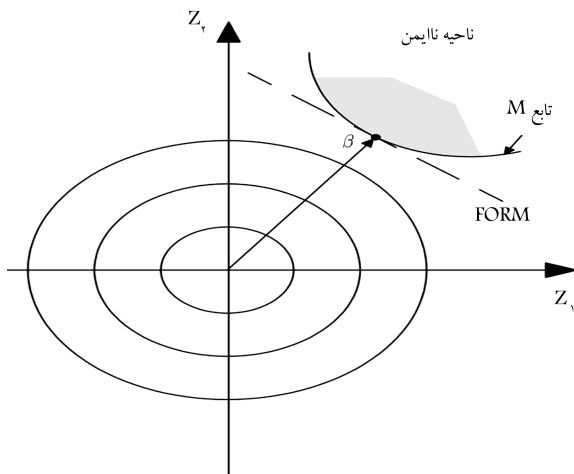
$$\rho_{(c, \varphi)} = \frac{\sum_{i=1}^N (c_i - \mu_c)(\varphi_i - \mu_\varphi)}{\sigma_c \times \sigma_\varphi} \quad (3)$$

۳. احتمال گسیختگی و قابلیت اعتماد

در حالت کلی احتمال وقوع خرابی (P_f) از رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید:^[۱۲]

$$P_f = \iiint_{M < 0} \dots \dots \int f_x(X) dx \quad (4)$$

که در آن، x بردار پارامترهای ورودی مسئله، (f_x) تابع چگالی احتمال وقوع این پارامترها و M تابع حاشیه‌ی امنیت یا تابع کارایی است، که می‌تواند به فرم‌های مختلف تعریف شود و بیان‌گر ایمنی باشد. حل قطعی این انتگرال معمولاً سخت است و بنابراین به منظور تعیین اعتبار طراحی‌های ژئوتکنیکی 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 تیور و پارامترهای آماری با عنوان ممان اول و دوم بنا شده‌اند، و همچنین روش مونت



شکل ۶. تعریف شاخص قابلیت اعتماد به روش هاسوفر و لیند. [۱۵]

بر این اساس شاخص قابلیت اعتماد از لحاظ 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 -۱ تا +۱ تغییر کند، ۳ حالت ممکن است اتفاق بیفتد:

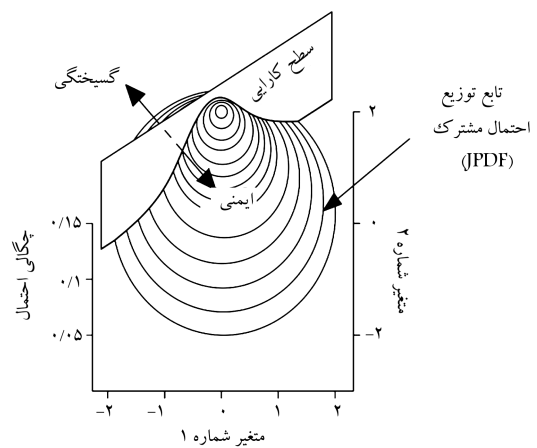
۱. اگر $\rho = 0$ باشد، آنگاه بیضی‌ها تبدیل به دایره خواهند شد.
۲. اگر $\rho = \pm 1$ باشد، آنگاه بیضی‌ها تبدیل به خط راست خواهند شد. به عبارت دیگر، دو متغیر به صورت کاملاً همبسته هستند.
۳. چنانچه مقدار ρ سایر مقادیر را اختیار کند، در این حالت محور اصلی بیضی‌ها مطابق شکل ۷ خواهند چرخید و با نزدیک شدن ρ به مقادیر ± 1 ، سطح داخلی این بیضی‌ها کوچک‌تر خواهد شد و به خط راست نزدیک می‌شوند.

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

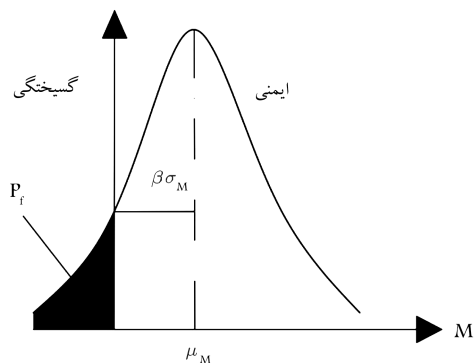
$$F.S = \frac{\tau_c}{H \cdot \gamma} \times \left[\frac{1}{\sin \eta \left(\frac{1}{\tan \eta} - \tan \eta \right) (\sin \eta - \tan \varphi \cos \eta)} \right] \quad (9)$$

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

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

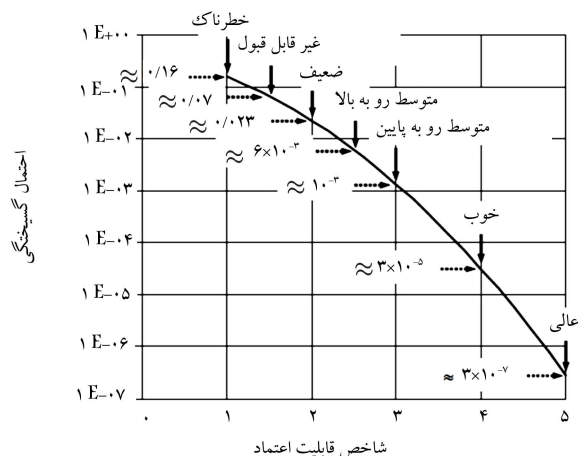


الف) تعریف احتمال گسیختگی محاسبه شده از رابطه‌ی (۴)؛



ب) توزیع فراوانی تابع کارایی.

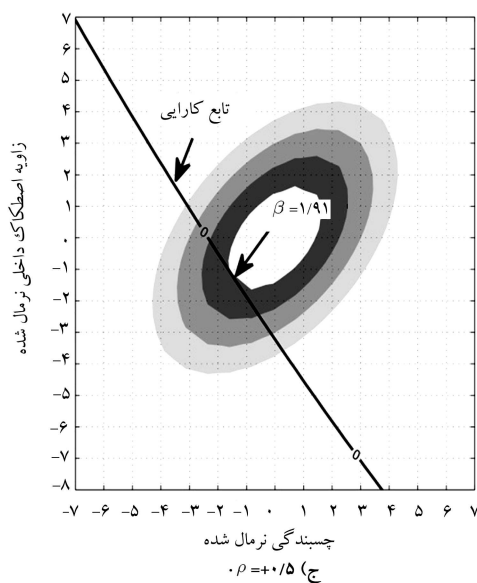
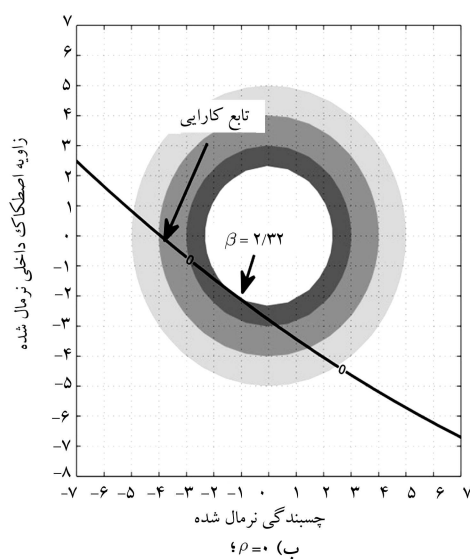
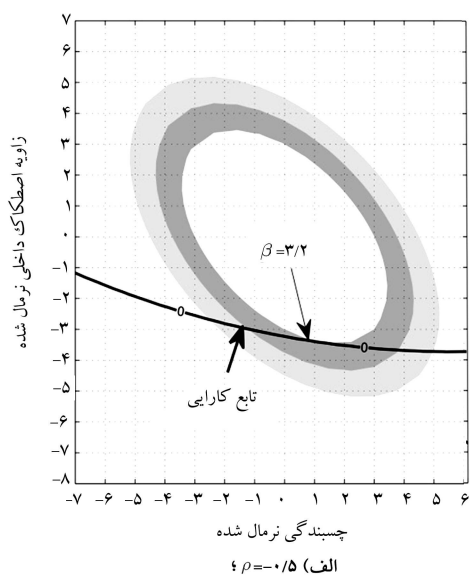
شکل ۴. نمایش شماتیک ارزیابی احتمال گسیختگی به روش FOSM. [۱۲]



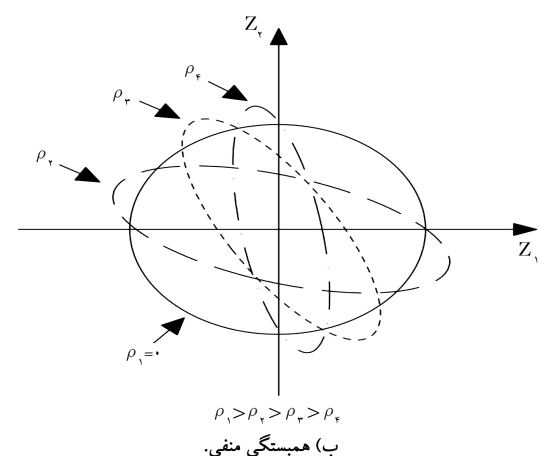
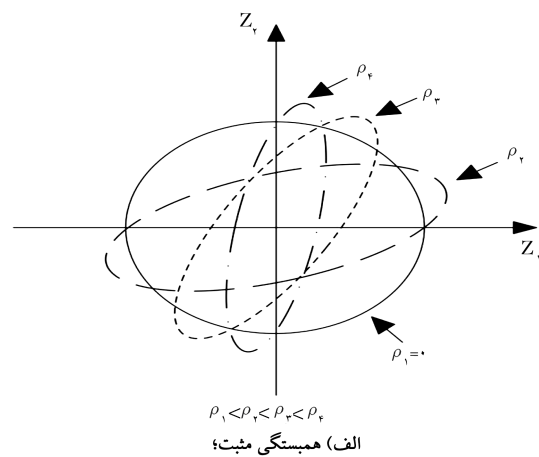
شکل ۵. استاندارد USACE برای مقادیر مختلف شاخص قابلیت اعتماد و احتمال گسیختگی. [۱۴]

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 کرده‌اند. [۱۵] مختصات نرمال شده‌ی Z_i در شکل ۶، مطابق رابطه‌ی ۷ محاسبه می‌شود:

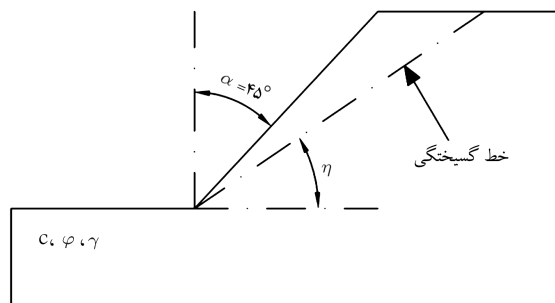
$$Z_i = \frac{X_i - \mu_{x_i}}{\sigma_{x_i}} \quad (7)$$



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



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

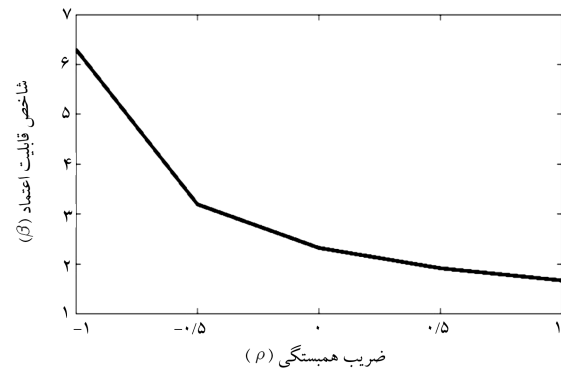


شکل ۸. شکل شماتیک شیروانی مورد مطالعه.

بنابراین، تابع کارایی طبق رابطه‌ی 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 در نظر گرفتن 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 پیداست، با تغییر ضریب همبستگی بین چسبندگی زهکشی‌شده و زاویه‌ی اصطکاک داخلی شیروانی طبیعی از ۰/۵-



شکل ۱۰. تغییرات شاخص قابلیت اعتماد شیروانی با ضریب همبستگی بین چسبندگی و زاویه اصطکاک داخلی.

تا ۰/۵+، شاخص قابلیت اعتماد به ترتیب از ۰/۶۸ تا ۰/۳۵ تغییر می‌کند. البته مطابق شکل ۹، محورهای افقی و قائم، مقادیر نرمالیزه شده‌ی پارامترهای چسبندگی و زاویه اصطکاک داخلی خاک هستند که از رابطه‌ی ۷ حاصل شده‌اند. شکل ۱۰، تغییرات شاخص قابلیت اعتماد را با ضریب همبستگی نمایش می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با بالا رفتن همبستگی بین پارامترهای مقاومت برشی، اعتمادپذیری شیروانی کاهش می‌یابد.

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، روش‌های اعتباری مرتبه‌ی اول و دوم با استفاده از تقریب‌های بسط تیلور و همچنین فرض یک تابع 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 ایمنی می‌کنند. این روش‌ها قادر به تحلیل فیزیکی مسئله‌ی موردنظر و تأثیر پراکندگی پارامترها در رفتار سازه‌ی ژئوتکنیکی موردنظر نیستند و صرف‌نظر از مکانیزم گسیختگی به بررسی موضوع می‌پردازند. از این رو در ادامه‌ی این پژوهش از ترکیب روش مونت‌کارلو با روش تفاضلات محدود به منظور ارزیابی شاخص قابلیت اعتماد شیروانی استفاده شده است. در این روش مقدار شاخص قابلیت اعتماد مطابق رابطه‌ی ۱۲، 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 انجام‌شده و N_f تعداد واقعی‌سازی‌هایی است که در آن حالات ضریب اطمینان پایداری شیروانی کمتر از ۱/۴ شود. براساس پیشنهاد FHWA، در حالت کلی، برای بارهای استاتیکی ضریب اطمینان ۱/۳۵ مناسب است. [۱۸] همچنین طبق توصیه‌ی آیین‌نامه‌ی اروپا EAB (۱۹۹۴)، به منظور جلوگیری از وقوع جابجایی‌ها 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 اجزاء محدود و تفاضلات محدود به طور موفقیت‌آمیزی برای محاسبه‌ی پایداری شیب‌ها به کار رفته‌اند. در شرایط اعمال تغییرپذیری فضایی لازم است تئوری 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.

به منظور واقعی‌سازی پارامترهای مقاومت برشی خاک از تئوری حوزه‌ی تصادفی استفاده می‌شود. براساس این تئوری مقادیر پارامتر موردنظر در هر نقطه (مرکز زون‌ها در مش‌بندی تفاضلات محدود) به صورت همبسته 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 گوسی استاندارد غیر خودهمبسته ($\varepsilon_\varphi, \varepsilon_c$) تولید می‌شوند و سپس به منظور اعمال خودهمبستگی به هریک از پارامترهای مقاومتی، ماتریس خودهمبستگی، ρ_{AC} (رابطه‌ی ۱۳) مربوط به هر پارامتر به روش چولسکی تجزیه و با ضرب ماتریس پایین مثلثی حاصل، L_{AC} در هر یک از بردارهای تولیدشده تبدیل به حوزه‌های تصادفی خودهمبسته می‌شوند.

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

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

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

که در آن، $\rho_{c\varphi}$ 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 مثلثی حاصل از جداسازی ماتریس ρ_{cc} به روش تجزیه‌ی چولسکی و G' ماتریس فضای تصادفی همبسته‌ی عرضی است. در نهایت میدان تصادفی برای پارامتر چسبندگی با میانگین و انحراف استاندارد مشخص و با فرض توزیع فراوانی لگاریتم نرمال از رابطه‌ی ۱۶ به دست خواهد آمد:

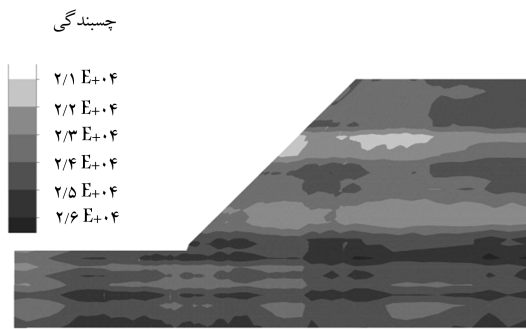
$$c = \exp(\sigma_{Lnc}.G'_c + \mu_{Lnc}) + \lambda_c.Z \quad (16)$$

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 رابطه‌ی ۱۷ از تابع توزیع کران‌دار، [۲۰] برای تولید فضای تصادفی مربوط به این پارامتر استفاده می‌شود:

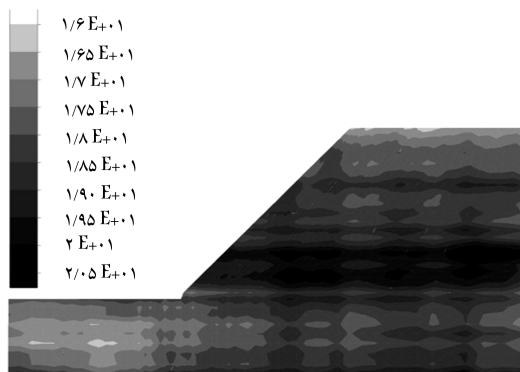
$$\varphi = \varphi_{\min} + \frac{1}{\pi} (\varphi_{\max} - \varphi_{\min}) \times \left\{ 1 + \tanh \left(\frac{S.G'_\varphi}{\pi} \right) \right\} \quad (17)$$

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



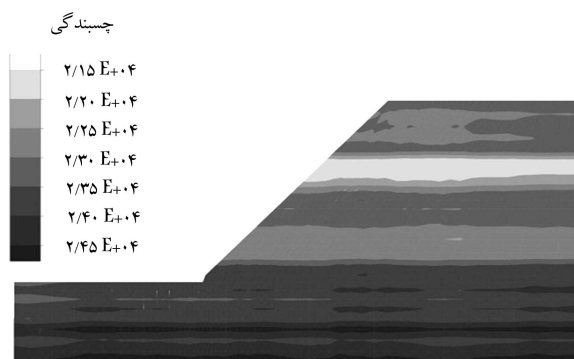
الف) چسبندگی؛

زاویه اصطکاک داخلی



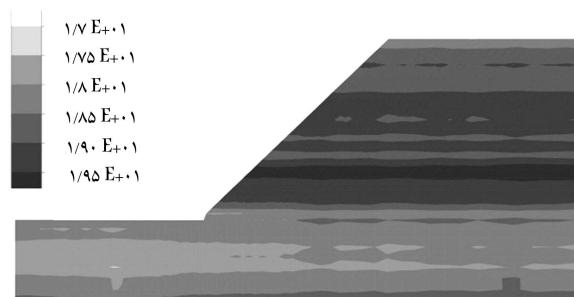
ب) زاویه اصطکاک داخلی.

شکل ۱۲. تأثیر مقیاس نوسان در فضای تصادفی تولید شده در حالت $\theta_h/\theta_v = 1^\circ$.



الف) چسبندگی؛

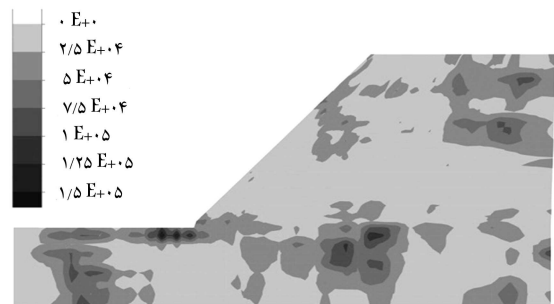
زاویه اصطکاک داخلی



ب) زاویه اصطکاک داخلی.

شکل ۱۳. تأثیر مقیاس نوسان در فضای تصادفی تولید شده در حالت $\theta_h/\theta_v = 10^\circ$.

چسبندگی



الف) چسبندگی؛

زاویه اصطکاک داخلی



ب) زاویه اصطکاک داخلی.

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

بازهی موردنظر کنترل می‌کند. در شکل ۱۱، نمونه‌ی از واقعی‌سازی تولید شده برای پارامترهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی نشان داده شده است. یکی از پارامترهای بسیار تأثیرگذار در تولید فضای تصادفی، مقیاس نوسان (θ) است. در طبیعت تغییرات مشخصات مکانیکی خاک در جهت افقی معمولاً بسیار کمتر از جهت قائم است. لذا در نظر گرفتن حالت ایزوتروپیک ($\theta_h = \theta_v$) برای تولید فضای تصادفی مناسب به نظر نمی‌رسد. به عنوان مثال، برای زمانی که مقیاس نوسان در جهت افقی 1° 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 $\theta_h/\theta_v = 1^\circ$ 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 نزدیک تر است. اگر میزان θ_h/θ_v بسیار بزرگ در نظر گرفته شود، آنگاه عملاً تغییر پذیری مشخصات خاک در جهت افقی حذف می‌شود و فقط تغییرات در جهت قائم رخ خواهد داد. این موضوع در شکل ۱۳ برای $\theta_h/\theta_v = 10^\circ$ نشان داده شده است، که مؤید طبیعت لایه‌بی نهشته‌های طبیعی است.

۵. تحلیل‌های احتمالاتی

شکل ۱۴، شیروانی مورد مطالعه در این پژوهش را نشان می‌دهد، که برای آن مقادیر چسبندگی ۲۵ کیلو پاسکال و زاویه‌ی اصطکاک داخلی ۱۵ درجه انتخاب شده است.

جدول ۳. بازه‌ی تغییرات پارامترهای خاک در مطالعات پارامتریک.

ردیف	پارامتر	مقدار
۱	μ_c (kPa)	۲۵
۲	μ_φ (°)	۱۵
۳	$\varphi_{\min}$ (°)	۵
۴	$\varphi_{\max}$ (°)	۲۵
۵	$(\%)COV_c, (\%)COV_\varphi$	۱۰، ۵ و ۹
۶	$\rho_{c\varphi}$	۰، ۵ و ۱
۷	θ_v (m)	۱ و ۵
۸	θ_h / θ_v	۱ و ۱۰

زاویه‌ی اصطکاک داخلی نیز توزیع کران‌دار 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 مونت‌کارلو ثابت است. علاوه بر این، در این تحلیل‌ها نسبت $\frac{E}{G}$ ثابت و برابر با ۸۰۰ اتخاذ شده است.

۶. تحلیل نتایج

تحلیل‌های احتمالاتی انجام‌شده بر مبنای شبیه‌سازی مونت‌کارلو و انجام تعداد ۵۰۰ عدد تحلیل تقاضل محدود در شرایط ناهمسانی در ناهمگونی و فرض همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومت برشی هستند. شکل ۱۶، نمودار گردش محاسباتی در این مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مطابق آنچه در بخش ۴ مربوط به شبیه‌سازی مونت‌کارلو بیان شده است، پارامترهای چسبندگی و زاویه‌ی اصطکاک داخلی به ترتیب دارای توزیع‌های آماری لگاریتم نرمال و کران‌دار انتخاب شده‌اند. این پارامترها ضمن آنکه دارای خودهمبستگی با طول همبستگی مشخص هستند، همبستگی عرضی نیز دارند.

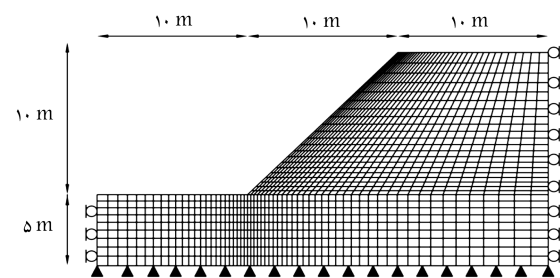
یکی از راه‌های مناسب جهت تعیین تعداد کافی واقعی‌سازی در شبیه‌سازی مونت‌کارلو، ترسیم نمودار خطا در برابر تعداد واقعی‌سازی‌هاست. خطای تعریف‌شده در این بخش مطابق رابطه‌ی ۲۰ و به صورت خطای نسبی در تخمین میانگین ضریب اطمینان در مقایسه با حالتی است که تعداد واقعی‌سازی به اندازه‌ی کافی و برابر با ۵۰۰ است.

$$Error(\%) = \frac{\mu_{FOSN} - \mu_{FOS_{500}}}{\mu_{FOSN}} \times 100 \quad (20)$$

که در آن، μ_{FOSN} میانگین ضریب اطمینان در شرایطی است که تعداد واقعی‌سازی‌های N باشد. $\mu_{FOS_{500}}$ میانگین ضریب اطمینان در شرایطی است که تعداد واقعی‌سازی‌های ۵۰۰ باشد.

به منظور تعیین خطای نسبی، شرایطی را که در آن پراکندگی پارامترهای ورودی به بیشترین میزان خود می‌رسد (ضریب تغییرات برابر ۹۰٪)، انتخاب می‌شود. شکل ۱۷، تغییرات خطای تخمینی میانگین ضریب اطمینان در برابر تعداد واقعی‌سازی (N) را نشان می‌دهد.

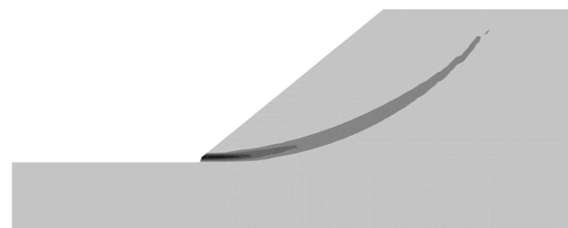
همان‌گونه که مشاهده می‌شود، پس از تعداد ۵۰۰ واقعی‌سازی، درصد خطا به



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

جدول ۲. پارامترهای اتخاذشده برای تحلیل مشخصه.

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



شکل ۱۵. گوه‌ی گسیختگی شکل‌گرفته براساس کرنش برشی بیشینه.

با مشخصات مذکور و به کمک روش کاهش مقاومت ($C - \Phi$ Reduction)، ضریب ایمنی شیروانی در برابر لغزش معادل ۱/۴ خواهد بود. سایر مشخصات در جدول ۲ نشان داده شده است.

روش کاهش مقاومت با به کار بردن یک دنباله‌ی کاهشی منظم و سیستماتیک برای پارامترهای مقاومت برشی (c, φ)، که در نهایت منجر به گسیختگی شیب می‌شوند، ضریب اطمینان شیب را به دست می‌آورد. مقادیر کاهش‌یافته‌ی پارامترهای مقاومت برشی c_m و φ_m مطابق روابط ۱۸ و ۱۹ محاسبه و در آن‌ها، کمیته‌ی مقدار ضریب SRF ، که منجر به گسیختگی شیروانی می‌شود، به عنوان ضریب اطمینان تلقی می‌شود.

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

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

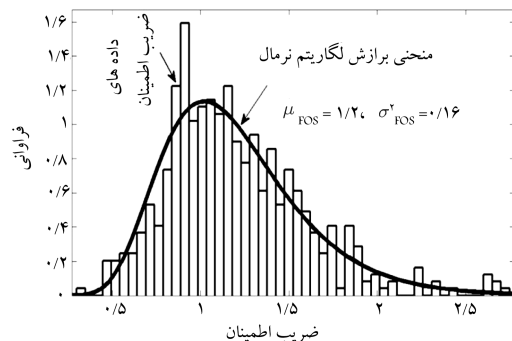
معیار همگرایی با میزان جابجایی در هر گام زمانی مشخص شده است. تغییر در جابجایی یک نقطه در دو مرحله‌ی زمانی پی در پی، که در واقع شاخصی برای سرعت ذرات است، با بزرگ‌ترین مقدار قدرمطلق جابجایی آن ذره نرمال می‌شود و برای تضمین همگرایی، این نسبت باید کمتر از ۰/۰۱٪ باشد. سقف هر تکرار ۱۰۰۰ مرحله است و اگر تحلیل نتواند معیار همگرایی را در ۱۰۰۰ تکرار برقرار کند، پاسخ واگراست و شیب 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 تلقی‌شده 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

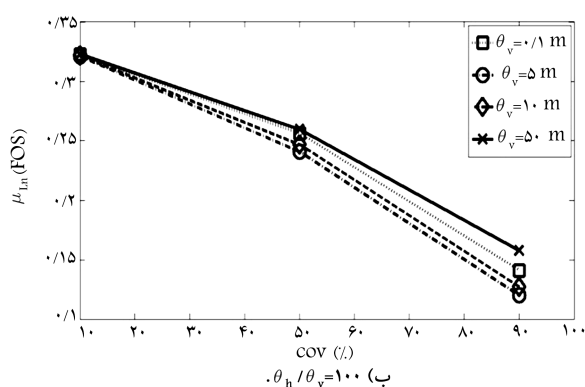
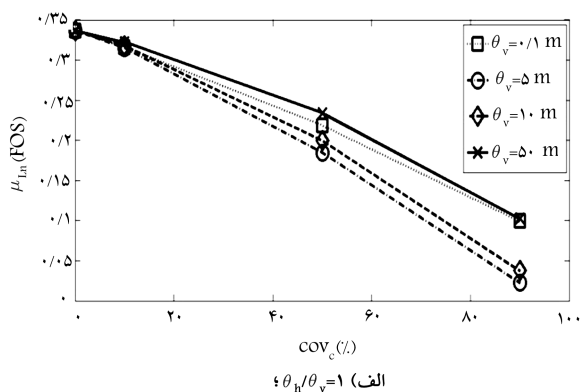
شدت افت کرده و قابل صرف نظر کردن است. از این رو در تمامی حالات تحلیل‌ها، تعداد واقعی‌سازی‌های برابر ۵۰۰ عدد اتخاذ شده است.

یکی از خواص کاتوره‌یی مهم در تحلیل داده‌ها، نوع توزیع فراوانی داده‌های حاصل از تحلیل است. به عنوان نمونه، در شکل ۱۸ چگالی احتمال مربوط به ضریب اطمینان پایداری شیروانی برای یکی از حالات تحلیل مشاهده می‌شود. از این شکل به راحتی پیداست که توزیع لگاریتم نرمال می‌تواند توزیع مناسبی برای فراوانی ضریب اطمینان باشد.

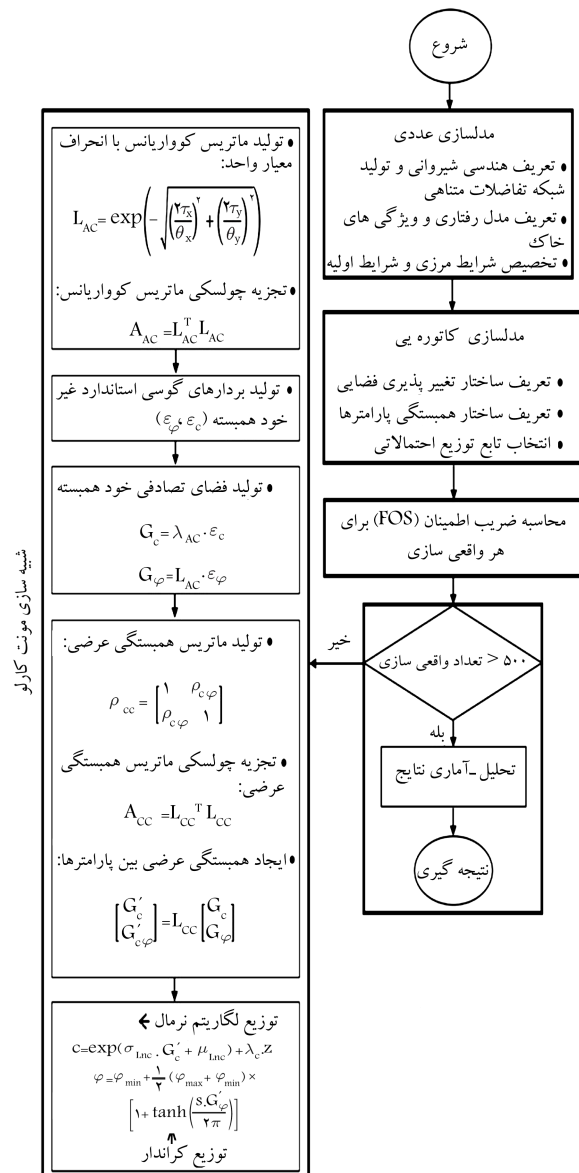
علاوه بر توزیع داده‌ها سایر پارامترهای آماری اعم از میانگین و انحراف از معیار به عنوان معرف رفتار کاتوره‌یی مطرح هستند. شکل ۱۹، تغییرات میانگین ضریب اطمینان را بر حسب ضریب تغییرات پارامترهای مقاومت برشی نشان می‌دهد.



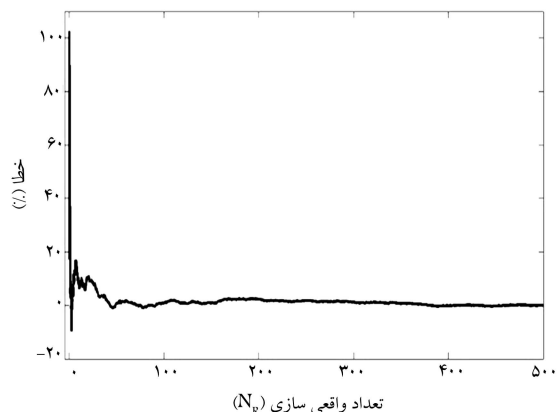
شکل ۱۸. توزیع ضریب اطمینان پایداری در شرایط $\theta_v = 10^\circ$ ، $\theta_h = 1000^\circ$ ، $\rho = -0.5$ و $COV = 9\%$.



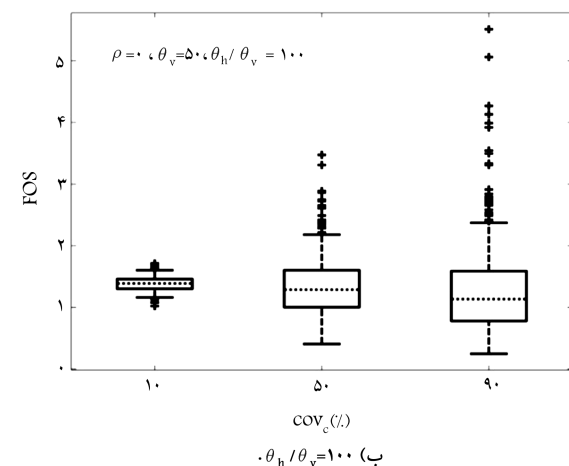
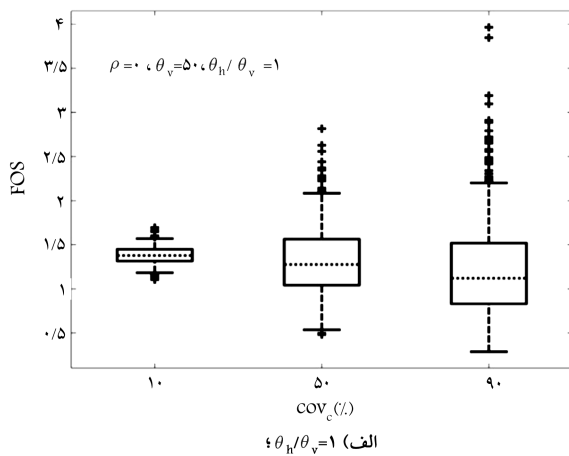
شکل ۱۹. تأثیر ضریب تغییرات و مقیاس نوسان قائم مقاومت برشی در میانگین لگاریتم طبیعی ضریب اطمینان برای $\rho = 0$.



شکل ۱۶. گردش محاسباتی مربوط به تحلیل‌های احتمالاتی در مطالعه‌ی حاضر.



شکل ۱۷. ارزیابی کفایت تعداد واقعی‌سازی‌ها در شرایط $\theta_v = \theta_h = 10^\circ$ و $COV = 9\%$.



شکل ۲۰. تأثیر ضریب تغییرات پارامترهای مقاومت برشی در تغییرات ضریب اطمینان در شرایط $\rho = 0$ و $\theta_v = 50^\circ$.

نسبت ناهمسانی ناهمگونی $\left(\frac{\theta_h}{\theta_v}\right)$ 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 بالا رفتن نسبت ناهمسانی و در شرایط استفاده از نسبت ناهمسانی خیلی زیاد، عملاً به سمت مقادیر پارامترهای مقاومت برشی بسیار همبسته پیش می‌رویم و در واقع جواب مسئله به سمت حد سمت راست پاسخ میل 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 فاصله‌ی همبستگی می‌پردازد.

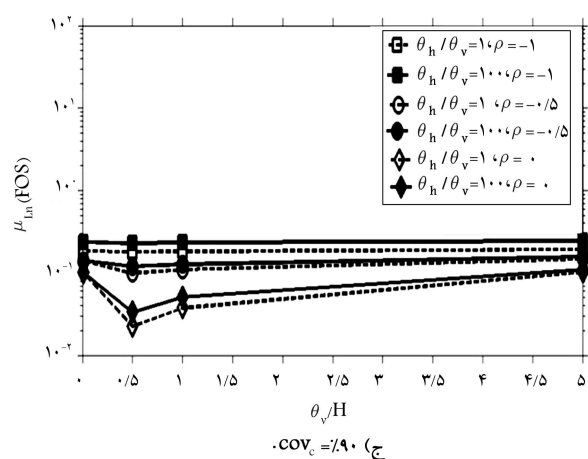
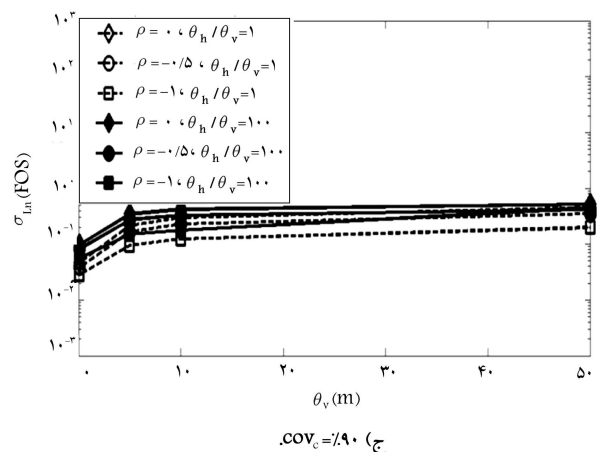
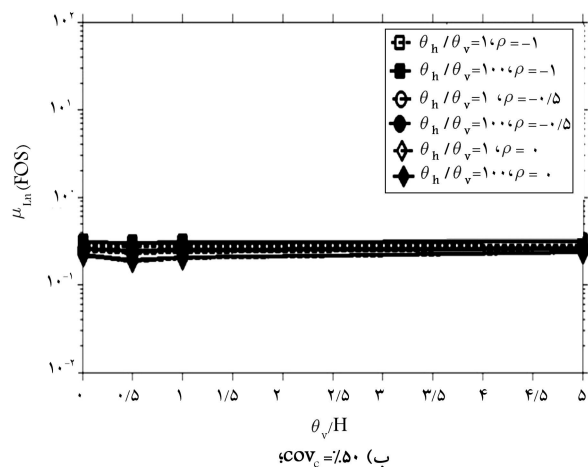
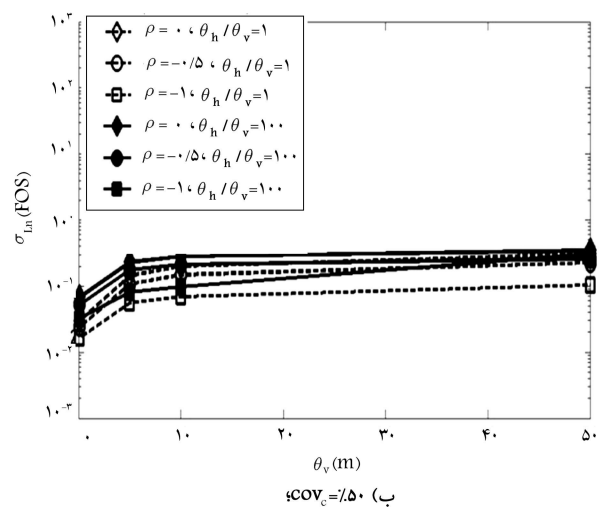
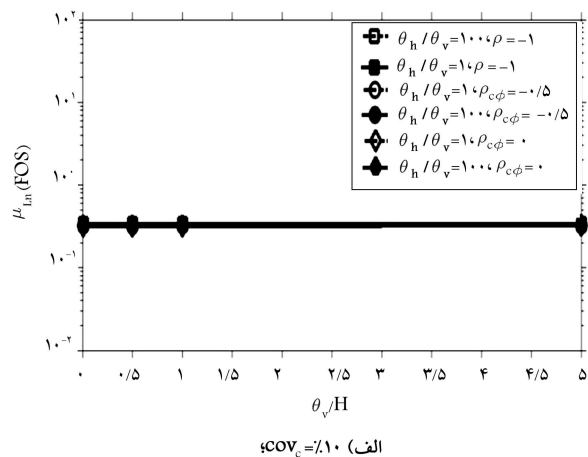
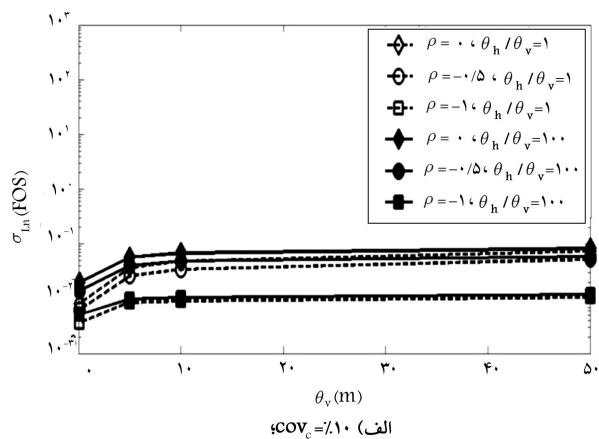
انحراف استاندارد لگاریتم ضریب اطمینان $(\sigma_{Ln(FOS)})$ تحت تأثیر فاصله‌ی همبستگی و همچنین تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی است. در مورد تأثیر فاصله‌ی همبستگی در انحراف استاندارد می‌توان به تأثیر فاصله‌ی همبستگی در تابع واریانس یا واریوگرام اشاره کرد. تابع واریانس در واقع به کاهش میزان واریانس ناشی از میانگین‌گیری محلی ارتباط پیدا می‌کند. از آنجایی که با افزایش فاصله‌ی همبستگی، تابع واریانس افزایش می‌یابد، 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 مقایسه‌ی بخش‌های مختلف شکل مذکور می‌توان به تأثیر تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی در تغییرپذیری نتیجه‌ی

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

در شکل ۲۰، مقادیر میانی ضریب اطمینان به صورت مجزا نشان داده شده‌اند، به نحوی که ۲۵٪ مقادیر ضریب اطمینان حاصل شده از این مقادیر بزرگ‌تر و ۷۵٪ کوچک‌تر هستند. مقدار میانگین نیز توسط خط چین ریز نشان داده شده است. طول خطوط درشت برابر 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 پیداست که با بالا رفتن 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 روشنی کاهش مقدار میانگین ضریب اطمینان را با افزایش ضریب تغییرات مشاهده کرد.

تغییرات میانگین لگاریتم طبیعی ضریب اطمینان $\mu_{Ln(FOS)}$ بر حسب فاصله‌ی همبستگی در شکل ۲۱ نشان داده شده است، که در آن برای هر دو حالت همسان و ناهمسان با نسبت ناهمسانی بسیار بالا برای مقادیر بسیار کم و زیاد فاصله‌ی همبستگی و به عبارت دیگر، در دو سوی بازه‌ی در نظر گرفته شده، میانگین ضریب اطمینان تقریباً با یکدیگر برابر است. برداشتی که در این زمینه وجود دارد آن است که در هر دو سوی بازه‌ی در نظر گرفته شده برای فاصله‌ی 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 فاصله‌ی همبستگی به سمت صفر میل می‌کند $(\theta \rightarrow 0)$ ، حوزه‌ی پارامتر رفتاری بیش از اندازه زبر و متغیر می‌شود، به طوری که کلیه‌ی نقاط این حوزه مستقل از یکدیگر می‌شوند. در واقع هر نقطه‌ی ضعیفی در فضای مورد مطالعه توسط تعدادی نقاط قوی محصور می‌شود. مسیر متشکل از نقاط ضعیف، مقاومت برشی بسیار کمی دارند و در عین حال بسیار پیچیده و پریچ و خم است. علاوه بر این در نظر گرفتن اثر قفل‌شدگی برشی ناشی از حوزه‌ی تنش 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 همگن بودن 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 متفاوت خواهد بود. در نتیجه در این حالت نیز مشابه حالت پیشین، مقدار ضریب اطمینان نزدیک به تحلیل یقینی خواهد بود. برای مقادیر میانی فاصله‌ی همبستگی، ضعیف‌ترین مسیر گسیختگی منجر به بروز ضریب اطمینان کمتر از آنچه که با فرض همگن بودن فضای مسئله به دست آمده است، می‌شود. بیشترین کاهش زمانی رخ داده است که فاصله‌ی همبستگی حدود ۵۰٪ ارتفاع ترانشه بوده است $(\frac{\theta}{H} = 0.5)$. علاوه بر این، تغییرپذیری فضایی پارامترهای مقاومت برشی منجر به بالا رفتن 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

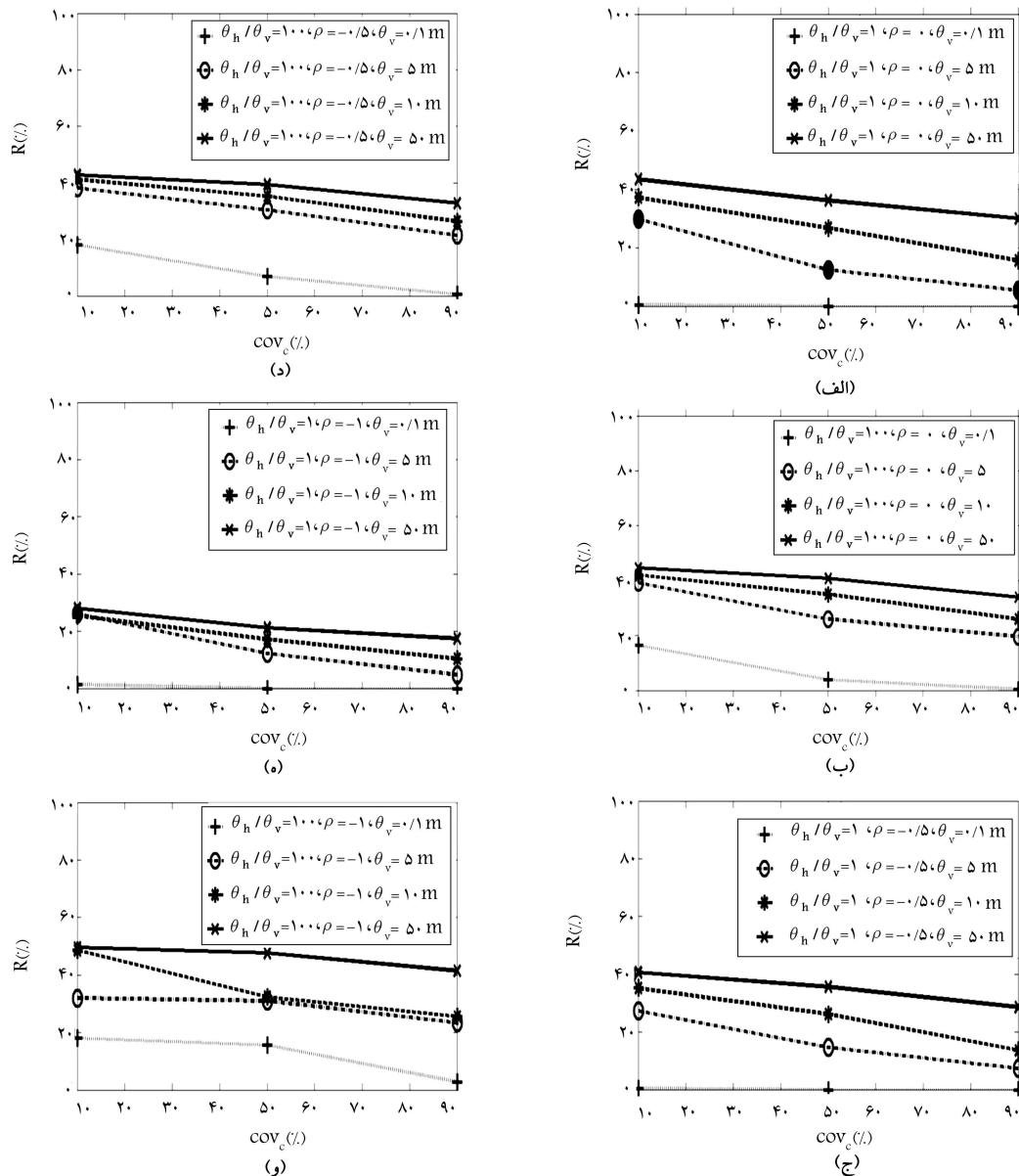


شکل ۲۲. تأثیر نسبت ناهمسانی و ضریب همبستگی عرضی در انحراف استاندارد ضریب اطمینان.

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. شاخص قابلیت اعتماد از طریق رابطه‌ی ۱۲ محاسبه شده است. به این ترتیب می‌توان براساس شبیه‌سازی‌های انجام‌شده به روش مونت‌کارلو و با استفاده از توزیعی که با استفاده از این روش برای ضریب اطمینان به‌دست آمده است، اقدام به بررسی احتمال گسیختگی شیروانی موردنظر کرد. از آنجایی

تحلیل، که در اینجا ضریب اطمینان شیروانی است، پی برد، افزایش ضریب تغییرات پارامترهای مقاومتی منجر به افزایش تغییرپذیری 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 تغییرپذیری ضریب اطمینان دارد.



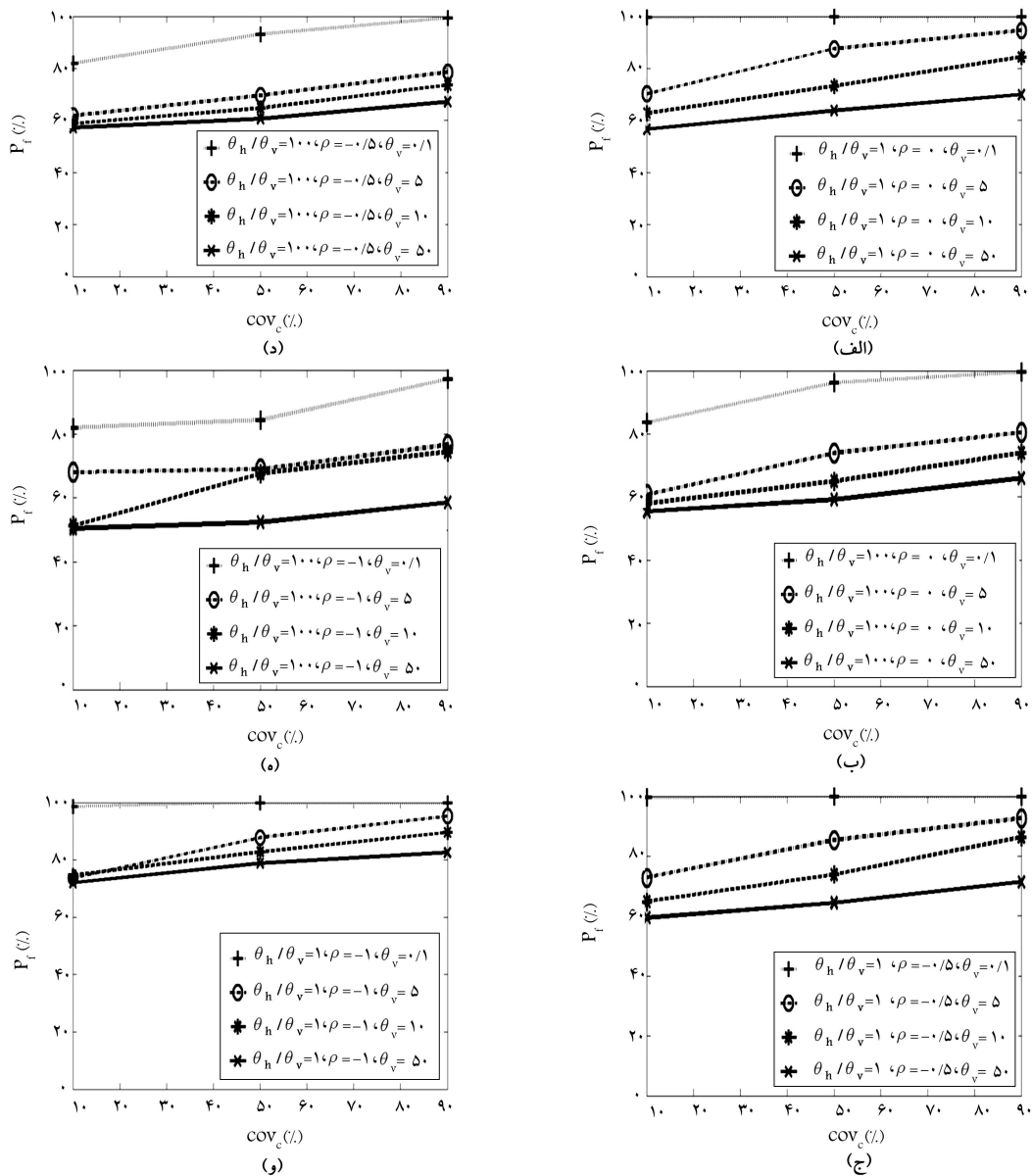
شکل ۲۳. تعیین شاخص قابلیت اعتماد به روش مونت کارلو برای شرایط مختلف ناهمگونی.

منجر به کم رنگ شدن تغییر پذیری پارامترهای مقاومتی در نقاط مجاور یکدیگر می شود.

مشاهده می شود که با افزایش طول همبستگی، مقدار احتمال گسیختگی کاهش می یابد. همچنین با افزایش ضریب تغییرات مقاومت برشی، احتمال گسیختگی افزایش می یابد 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 ۱۰۰ در نظر گرفته شده است. به منظور بررسی دقیق تر این موضوع و همچنین تأثیر ضریب همبستگی می توان به شکل ۲۵ مراجعه کرد. در هر بخش از این شکل، مقدار ضریب تغییرات ثابت و تغییرات احتمال گسیختگی بر اساس مقیاس نوسان قائم رسم شده است.

به طور مشخص با افزایش طول همبستگی برای تمام حالت ها، احتمال گسیختگی کاهش می یابد. همچنین مشاهده می شود در حالتی که نسبت ناهمسانی برابر ۱

که ضریب اطمینان محاسبه شده با تحلیل یقینی مقداری برابر ۱/۴ را حاصل می کند، در نتیجه، در روش تحلیل احتمالاتی، میزان احتمال گسیختگی شیروانی بر اساس مقدار میانگین و انحراف استاندارد توزیع لگاریتم نرمال ضریب اطمینان برای حالتی که مقدار ضریب اطمینان کمتر از ۱/۴ شود، محاسبه می شود. در شکل ۲۳، منحنی های برآورد احتمال گسیختگی برای مقادیر مختلف ضریب تغییرات مقاومت برشی و مقیاس نوسان قائم و افق و ضریب همبستگی عرضی چسبندگی و زاویه 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. همان طور که ملاحظه می شود، با افزایش تغییر پذیری پارامترهای مقاومتی برای کلیه حالات، احتمال گسیختگی افزایش می یابد، ولیکن کمترین احتمال گسیختگی مربوط به شرایطی است که فاصله ی همبستگی زیاد باشد. دلیل این امر می تواند آن باشد که بالا رفتن فاصله ی همبستگی



شکل ۲۴. برآورد احتمال گسیختگی برای شرایط مختلف ناهمگونی.

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

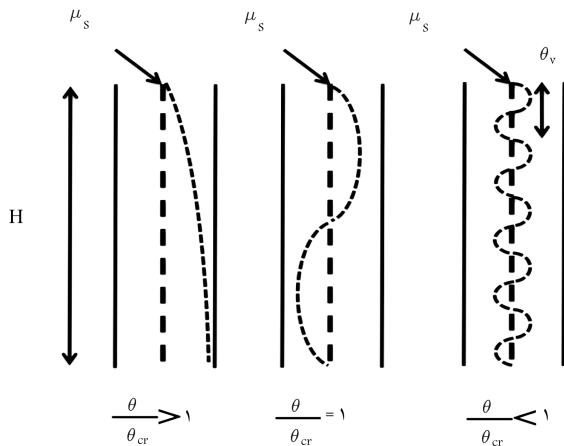
۷. نتیجه‌گیری

این مطالعه به جهت بررسی اثر ناهمگونی ذاتی خاک در پایداری درازمدت شیروانی‌های خاکی انجام شده است. بدین منظور 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 تفاضلات محدود و با در نظر گرفتن خودهمبستگی و همبستگی عرضی بین پارامترهای مقاومت

در نظر گرفته می‌شود، احتمال گسیختگی محاسبه شده بیشتر از حالتی است که این نسبت برابر ۱۰۰ در نظر گرفته شده است. نکته‌ی دیگر این است هنگامی که مقیاس نوسان از ۱۰ متر افزایش می‌یابد، نرخ 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:

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

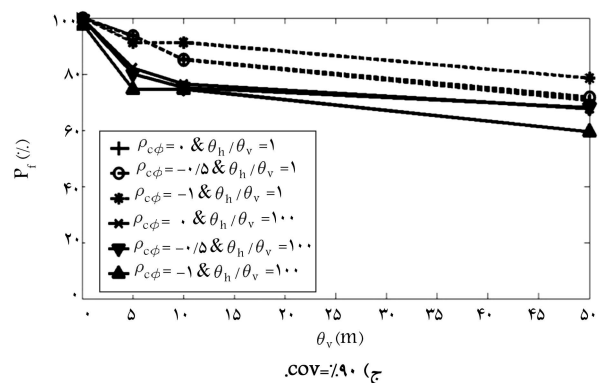
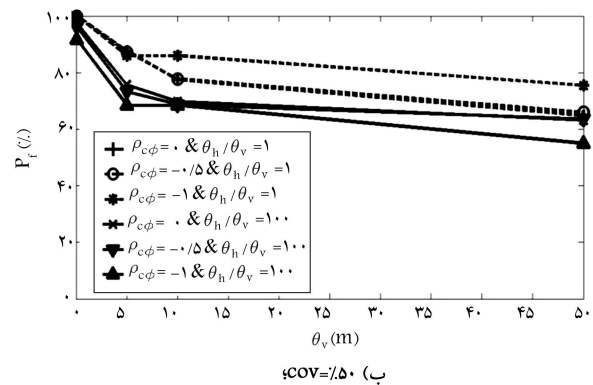
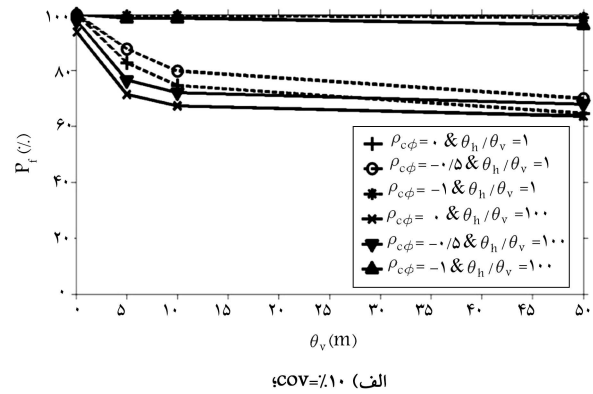
در پژوهش انجام شده، مقدار عمق بحرانی برابر ۱۰ متر است. با توجه به شکل ۲۶، هنگامی که این نسبت کمتر از ۱ است، تغییرات مقاومت برشی بالاست و ضریب اطمینان کاهش می‌یابد، در نتیجه احتمال گسیختگی افزایش می‌یابد. هرچه این نسبت به ۱ نزدیک‌تر می‌شود، احتمال گسیختگی کاهش می‌یابد. هنگامی که مقیاس



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

برشی خاک در شرایط زهکشی شده، ضریب اطمینان شیروانی رسی به کمک روش کاهش مقاومت در شرایط زهکشی شده محاسبه و درنهایت، احتمال گسیختگی شیروانی موردنظر بررسی شده است. مهم ترین نتایج این مطالعه عبارتند از:

۱. با در نظر گرفتن تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی خاک، احتمال گسیختگی شیروانی افزایش می یابد. به عبارت دیگر، نادیده گرفتن تغییرپذیری پارامترهای مقاومت برشی خاک، نتایج غیرمحافظه کارانه ای ارائه می دهد.
۲. با افزایش مقیاس نوسان قائم، احتمال گسیختگی کاهش می یابد.
۳. هر چه ضریب تغییرات مقاومت برشی افزایش می یابد، ضریب تغییرات ضریب اطمینان محاسبه شده نیز افزایش می یابد.
۴. نسبت ناهمسانی تأثیر مستقیم در ضریب اطمینان و احتمال گسیختگی دارد، به نحوی که هر چه نسبت ناهمسانی افزایش می یابد، احتمال گسیختگی شیروانی کاهش می یابد.
۵. نادیده گرفتن اثر همبستگی عرضی چسبندگی و زاویه ی اصطکاک داخلی در محاسبه ی پایداری درازمدت شیروانی ها غیرمحافظه کارانه است. ضریب همبستگی عرضی تأثیر معکوس در احتمال گسیختگی دارد و هرچه این ضریب کاهش می یابد، احتمال گسیختگی نیز افزایش می یابد.



شکل ۲۵. برآورد احتمال گسیختگی.

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-

پانویس ها

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

- 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. Jamshidi 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'4)* (2012).
10. Seyedein, M.S., Jamshidi 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.L.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 $c - \varphi$ soils", *Canadian Geotechnical Journal*, **40**(1), pp. 54-65 (2003).