

Assessment of Liquefaction Potential Based on a Probabilistic Model and Performing Reliability Analysis with Evaluation the Relative Importance of Model Parameters Uncertainty

Hassan Sharafi^{1*}, Seyedeh Faezeh Hassanzadeh²

1- Assistant Professor, Department of Civil Engineering, Razi University, Kermanshah, Iran

2 -M.Sc. Student of Geotechnical Engineering, Department of Civil Engineering, Razi University, Kermanshah, Iran

ABSTRACT

Investigating the potential of soil liquefaction plays an important role in reducing earthquake damages. Prediction of this phenomenon is difficult due to the complexity of the nature of soil and earthquakes. Previous studies had many errors that include inaccurate modeling, inadequate databases and disregarding the uncertainties that are caused by soil and earthquake complexity. In this research, Bayesian inference method is used as a probabilistic modeling method. This method used a comprehensive database of standard penetration test (SPT). For the first time, first-order reliability method (FORM) and importance sampling method were used to estimate the probability of failure and the reliability index of the limit state function of liquefaction. Then, with the help histogram sampling, probability density function (PDF) and cumulative probability function (CDF) were obtained to investigate the probability of transgression. A sensitivity analysis of the model was also performed to estimate the most effective parameters. As a result of this study, a robust and efficient probabilistic model was developed to evaluate the liquefaction potential of soils. Comparing the results of this probabilistic model with other deterministic and probabilistic models showed a significant reduction in model uncertainty and standard deviation, increased accuracy and a better understanding of the relationship between failure probability and safety factor of liquefaction. Monte Carlo sampling and importance sampling methods were closed to each other. In the sensitivity analysis of the proposed model, the uncertainty of the magnitude of the earthquake parameter was identified as the most important uncertainty of the model.

ARTICLE INFO

Receive Date: 15 October 2019

Revise Date: 05 March 2020

Accept Date: 12 March 2020

Keywords:

Liquefaction potential
Standard penetration test
Bayesian inference
Histogram sampling
Importance sampling
Sensitivity analysis

All rights reserved to Iranian Society of Structural Engineering.

doi: <https://dx.doi.org/10.22065/jsce.2020.205312.1973>

*Corresponding author: Hassan Sharafi

Email address: h_sharafi@razi.ac.ir

ارزیابی پتانسیل وقوع روانگرایی بر مبنای ارائه یک مدل احتمالاتی و انجام تحلیل‌های قابلیت‌اعتماد همراه با بررسی اهمیت نسبی عدم قطعیت پارامترهای مدل

حسن شرفی^{۱*}، سیده فائزه حسن زاده^۲

۱- استادیار، گروه مهندسی عمران، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی عمران ژئوتکنیک، گروه مهندسی عمران، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

چکیده

بررسی پتانسیل روانگرایی خاک نقش مهمی در کاهش خسارات زمین‌لرزه‌ها دارد که به دلیل پیچیدگی ماهیت خاک و زلزله امری دشوار است. مطالعات پیشین متفاوتی برای بررسی این پدیده انجام شده، اما این روش‌ها عمدتاً به دلیل نادقیق بودن مدل‌سازی، در نظر نگرفتن عدم قطعیت‌های ناشی از پیچیدگی‌های خاک و زلزله، و یا استفاده از پایگاه داده‌های ناکافی با خطاهای زیادی روبرو هستند. در این مطالعه از روش استنباط بیشین به عنوان یک روش مدل‌سازی احتمالاتی با قابلیت به‌روز شدن و در نظر گرفتن عدم قطعیت پارامترهای مقاومتی و دینامیکی، با استفاده از یک پایگاه داده جامع از مشاهدات آزمایش نفوذ استاندارد مهمترین رخدادهای روانگرایی دنیا، برای توسعه تابع حالت حدی و ضریب اطمینان روانگرایی استفاده شد. برای نخستین بار با استفاده از روش قابلیت‌اعتماد مرتبه اول و مونت کارلو از روش نمونه‌گیری اهمیت و پیشینه‌نما در برآورد احتمال شکست و شاخص قابلیت‌اعتماد تابع حالت حدی روانگرایی خاک‌ها استفاده شد، سپس با کمک روش قابلیت‌اعتماد نمونه‌گیری پیشینه‌نما تابع چگالی احتمال (*PDF*) و تابع تجمعی احتمال (*CDF*) برای بررسی احتمال فراگذشت از مقادیر مورد نظر بدست آمد. آنالیز حساسیت مدل نیز برای برآورد اثرگذارترین عدم قطعیت صورت گرفت. در نتیجه این مطالعه، یک مدل احتمالاتی قدرتمند و کارا برای ارزیابی پتانسیل روانگرایی خاک‌ها توسعه داده شد. مقایسه نتایج حاصل از این مدل احتمالاتی با مدل‌های متعین و احتمالاتی متداول دیگر، کاهش قابل توجه در عدم قطعیت و انحراف معیار مدل، افزایش دقت، پیش‌بینی بهینه و درک کامل‌تری از رابطه‌ی بین احتمال شکست و ضریب اطمینان روانگرایی را نشان داد. روش‌های نمونه‌گیری مونت کارلو، نمونه‌گیری پیشینه‌نما و نمونه‌گیری اهمیت نیز تطابق بسیار خوبی در نتایج داشتند. در آنالیز حساسیت مدل پیشنهادی، عدم قطعیت پارامتر بزرگای زلزله به عنوان مهمترین عدم قطعیت مدل مشخص شد.

کلمات کلیدی: پتانسیل روانگرایی، آزمایش نفوذ استاندارد، استنباط بیشین، نمونه‌گیری اهمیت، نمونه‌گیری پیشینه‌نما، آنالیز حساسیت.

شناسه دیجیتال:		سابقه مقاله:				
doi:	https://dx.doi.org/10.22065/jsce.2020.205312.1973	چاپ	انتشار آنلاین	پذیرش	بازنگری	دریافت
	10.22065/jsce.2020.205312.1973	۱۴۰۰/۰۳/۳۰	۱۳۹۸/۱۲/۲۲	۱۳۹۸/۱۲/۲۲	۱۳۹۸/۱۲/۱۵	۱۳۹۸/۰۷/۲۳
حسن شرفی h_sharafi@razi.ac.ir					*نویسنده مسئول: پست الکترونیکی:	

۱- مقدمه

یکی از مخاطرات لرزه‌ای که بنا بر آمارهای موجود در زلزله‌های اخیر، مخرب‌ترین اثر زلزله در مناطق مستعد بوده، پدیده‌ی روانگرایی است. روانگرایی هنگامی رخ می‌دهد که زلزله باعث آنگون شدن نهشته‌های خاک اشباع می‌شود، تنش مؤثر و در نتیجه مقاومت برشی خاک به شدت کاهش می‌یابد و تغییر شکل‌های بزرگی در منطقه رخ می‌دهد [۱]. این پدیده در دنیا با دو زلزله نیکاتا و آلاسکا در سال ۱۹۶۴ میلادی و در کشور ما با زلزله منجیل ۱۳۶۹ شمسی به عنوان یک خطر لرزه‌ای مهم شناخته شد. لذا هم‌اکنون به عنوان یکی از اصلی‌ترین زیرشاخه‌های ژئوتکنیک لرزه‌ای در اکثر مراکز تحقیقاتی دنیا مورد مطالعه قرار می‌گیرد. قرار گرفتن ایران نیز در ناحیه‌ی با خطر لرزه‌خیزی بالا از یک سو و مستعد بودن شرایط خاک در بسیاری از مناطق ساحلی و نواحی با سطح آب زیرزمینی بالا از سوی دیگر، اهمیت تحقیق برای بررسی احتمال وقوع این پدیده و کنترل اثرات آن در کشورمان را ایجاب می‌کند. در قلمرو ژئوتکنیک، با وجود آن که سال‌های نسبتاً زیادی از مشاهده‌ی مخاطرات لرزه‌ای مختلف می‌گذرد، این پدیده‌ها در مقایسه با اثرات زلزله روی سازه ناشناخته‌تر هستند. به نظر می‌رسد که پیچیدگی سازوکار روانگرایی و نیاز به تحقیقات گسترده و پرهزینه عامل اصلی این عدم شناخت نسبی باشد.

آشنایی با این پدیده و بررسی شرایط شکل‌گیری آن به چندین دهه‌ی گذشته باز می‌گردد. مطالعات زیادی برای ارزیابی مطمئن از پتانسیل روانگرایی در سایت‌های حاوی خاک‌های مستعد توسط محققان صورت گرفته است و روش‌های مختلفی برای انجام این کار ایجاد شده است. سید و همکارانش [۲-۴] کاربردی‌ترین روش ساده برای ارزیابی پتانسیل روانگرایی را ارائه دادند. در این رویکرد، آزمایش‌های نفوذ درجا مانند مقاومت نفوذ استاندارد (SPT) قرار بود بهترین نماینده خصوصیات روانگرایی خاک باشند، زیرا نشانگر ویژگی‌های مهم خاک از جمله تراکم خاک، درجه بندی، بافت، سیمانتگی، سن، و تاریخچه تنش هستند [۵]. علاوه بر این مزیت، از آنجا که در بدست آوردن نمونه‌های دست‌نخورده از رسوبات ماسه‌ای مشکلات زیادی وجود دارد، بسیاری از محققان ترجیح می‌دهند از تست‌های شاخص درجا استفاده کنند. مدل مبتنی بر تنش برشی سید و همکاران می‌تواند طبقه بندی نسبتاً معقولی را بین موارد تاریخی روانگرا و غیر روانگرا بدست آورد [۶]. مطالعات مرتبط بعدی سید و دیگر محققان، نظیر ادیس و بولانگر با حفظ چارچوب اصلی چندین بار سعی در اصلاح این روش به منظور بهبود کارایی طبقه بندی داشته است [۷-۱۰].

این روش‌ها که مبتنی بر ضریب اطمینان روانگرایی هستند و به صورت متداول مورد استفاده قرار می‌گیرند، علی‌رغم محبوبیت، به علت عدم توانایی در لحاظ کردن عدم قطعیت از طریق محاسبات، احتمال روانگرایی (PL) را بررسی نمی‌کنند [۱۱-۱۳]. همچنین از آنجا که تعیین مقداری خاص برای ضریب اطمینان روانگرایی (FS) که تفسیر فیزیکی ضعیفی از پدیده روانگرایی خاک دارد کار دشواری است [۱۲]، برای پیدا کردن ضریب اطمینان روانگرایی و مدل‌های تعیین احتمال روانگرایی برای یک مقدار FS خاص، باید از تکنیک‌های قدرتمند احتمالی و هوشمندتر استفاده کرد. بنابراین در سال‌های اخیر به منظور استفاده از روش‌های احتمالاتی برای ارائه منحنی‌های مرزی جداکننده‌ی داده‌های روانگرا و غیرروانگرا، مشاهدات محلی مورد توجه قرار گرفته و مطالعات جامعی توسط متخصصان ژئوتکنیک انجام شده است تا رابطه‌ای بین خواص دینامیکی خاک و مقاومت در برابر روانگرایی ایجاد شود [۱۴].

برای این منظور مطالعات مشابهی در چارچوب احتمالاتی توسط محققان انجام شد. لیائو و همکاران [۱۵] با تعداد داده‌های بیشتری نسبت به مدل سید و همکاران، تنها برای خاک‌های ماسه‌ای با ریزدانه کمتر از ۱۲ درصد، با استفاده از روش احتمالاتی رگرسیون لوجستیک رابطه‌ای ایجاد کردند که امکان تفکیک منابع قطعی و تصادفی را ندارد و عدم قطعیت حاصل بسیار بزرگ است. یوود و نوبل [۱۶] با اضافه کردن داده‌های جدیدتر و حذف داده‌های بحث برانگیز لیائو و همکاران رابطه‌ای که برای خاک‌های با درصد ریزدانه متغیر کاربرد دارد (هم برای خاک‌های ماسه‌ای و هم برای خاک‌های سیلنتی به کار گرفته می‌شود) ارائه کردند که عدم قطعیت بسیار بالایی دارد. توپارک و همکاران [۱۷] نیز با استفاده از یک بانک داده و حذف داده‌های مشکوک لیائو و همکاران رابطه‌ای با عدم قطعیت بالا ارائه کردند، و اخیراً ستین و همکاران بر مبنای مدل لیائو و همکاران طی چند مرحله اصلاح [۱۸-۲۱] عدم قطعیت مدل را به کمک روش‌های احتمالاتی کاهش دادند. اما خطای مدل‌سازی در برآورد احتمال آغاز روانگرایی نسبتاً زیاد و بسیار محافظه‌کارانه برآورد شده است. در واقع این مطالعات احتمالاتی علی‌رغم پیش‌بینی بهتر، اختلاف مدل کلی را به دلیل عدم ارائه مناسب عدم قطعیت در مشاهدات، و یا مدل‌سازی نادقیق، بیش از

حد ارزیابی می‌کند. استنباط بیژین که در اینجا شرح داده شده، یک مبنای بهبود یافته برای برآورد خطر ایجاد روانگرایی را ارائه داده و با منابع مربوطه هر دو عدم تشخیص ذاتی و شناختی روبرو می‌شود.

برای این منظور در مطالعه حاضر، از روش استنباط بیژین به‌عنوان یک روش احتمالاتی با قابلیت به‌روز رسانی برای توسعه مدل تابع حالت حدی^۱ ارزیابی احتمالی پتانسیل روانگرایی (PL) و تعیین ضریب اطمینان روانگرایی (FS) براساس مشاهدات محلی آزمایش نفوذ استاندارد در شرایط عدم آگاهی از عدم قطعیت‌ها استفاده شد. سپس این تابع حالت حدی با استفاده از روش‌های قدرتمند قابلیت اعتماد تحلیل شد و تابع چگالی احتمال^۲ (PDF)، تابع تجمعی احتمال^۳ (CDF)، احتمال شکست (PL) و شاخص قابلیت اعتماد (β) مدل حاصل گردید. مقایسه‌های تطبیقی مدل پیشنهادی و مدل‌های متداول قبلی نشان داد که نتایج مدل پیشنهادی با مشاهدات میدانی تطابق بیشتری دارد. ضمن آن‌که استفاده از مفهوم احتمال روانگرایی در کنار ضریب اطمینان موجب بهبود پیش بینی روانگرایی شده است، عدم قطعیت پارامترها و انحراف معیار مدل در این روش پیشنهادی بسیار کاهش یافت. در آنالیز حساسیت نیز که بر مبنای روش قابلیت اعتماد مرتبه اول انجام شد، عدم قطعیت بزرگای زلزله مهمترین عدم قطعیت اثرگذار در مدل سازی برآورد شد.

۲- مدل سازی

۲-۱- پایگاه داده

در این مطالعه برای توسعه تابع حالت حدی از داده‌های میدانی نتایج آزمایش نفوذ استاندارد زلزله‌های بزرگ جهان، از جمله زلزله‌های مینواواد (۱۸۹۱)، کانتو (۱۹۲۳)، تونانکای (۱۹۴۴)، فوکویی (۱۹۴۸)، سان‌فرانسیسکو (۱۹۵۷)، نیگاتا (۱۹۶۴)، آلاسکا (۱۹۶۴)، توکاچی (۱۹۶۸)، سان‌فرناندو (۱۹۷۱)، گواتمالا (۱۹۷۶)، میاگیکن‌اوکی (۱۹۷۸)، امپریال‌والی (۱۹۷۹)، جی‌باکن‌چوبو (۱۹۸۰)، کوکالی (۱۹۹۹)، چی‌چی (۱۹۹۹) استفاده شد که معمولاً برای ارزیابی پتانسیل روانگرایی مورد استفاده قرار گرفته‌اند [۲۲ و ۲۳]. از این زلزله‌ها داده‌های بسیاری جمع‌آوری، بررسی و همگن سازی شدند که در نهایت ۶۸۱ داده مورد استفاده قرار گرفت. این تعداد شامل ۲۹۸ مورد روانگرا و ۳۸۳ مورد غیر روانگرا بودند. ۷۰ درصد داده‌ها برای ایجاد مدل و ۳۰ درصد برای راستی‌آزمایی مدل در نظر گرفته شد. تلاش بر این بود که پارامترهای مورد استفاده برای ایجاد مدل سازی مشتمل بر هردوی پارامترهای ژئوتکنیکی و دینامیکی موثر بر وقوع روانگرایی باشند، لذا از متغیرهای توصیفی عدد نفوذ استاندارد ($N_{1,60}$)، درصد ریزدانه خاک (FC)، تنش برشی سیکلی (CSR)، بزرگا (M_w) و حداکثر شتاب افقی زلزله (a_{max}) برای انجام مدل سازی استفاده شد. مشخصات آماری هریک از این متغیرهای توصیفی در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱: مشخصات متغیرهای توصیفی

پارامتر	میانگین	انحراف معیار	بازه تغییرات
عدد نفوذ استاندارد ($N_{1,60}$)	۱۳/۰۰۲	۹/۵۲	۱-۷۵
درصد ریزدانه خاک (FC)	۵۷/۵۵	۳۶/۶۶	۰-۱۰۰
تنش برشی سیکلی (CSR)	۰/۳۵	۰/۱۶	۰/۰۸-۰/۷
بزرگای زلزله (M_w)	۷/۴۷	۰/۲۱	۵/۵-۸/۳
حداکثر شتاب افقی زلزله (a_{max})	۰/۳۶	۰/۱۶	۰/۱-۰/۶۷

با توجه به مقادیر بازه این متغیرها و نیز میانگین و انحراف معیارشان، می‌توان گفت هریک از متغیرها توصیف‌کننده‌های خیلی خوبی از مقادیر ممکن خود بودند.

¹Limit-state Function

²Probability Density Function

³Cumulative Distribution Function

قابل توجه است که رسوبات ماسه‌ای اشباع شده و ماسه‌های سیلنتی که در معرض تکان‌های لرزه‌ای قرار می‌گیرند، مستعدترین واحد زمین‌شناسی برای روانگرایی هستند [۶]. اگرچه روانگرایی خاک‌های غیرچسبیده سال‌ها پیش مشاهده شده است، اما از زمان وقوع دو زمین‌لرزه نینگاتا و آلاسکا، در چهار دهه گذشته بسیار مورد توجه محققان ژئوتکنیک قرار گرفته است. از آن زمان، این مطالعه عمدتاً روی ماسه‌های تمیز یا ماسه‌های تمیز با بخش کوچکی از ریزدانه‌ها و شن‌ها متمرکز شده بود. با این حال، زمین‌لرزه‌های اخیر حاکی از آن است که خاک‌هایی که دارای درصد قابل توجهی از سیلت هستند نیز ممکن است به دلیل برش خوردگی، روانگرا شوند [۲۴-۲۷]. مطالعات اولیه که توسط سید و همکارانش گزارش شده، نشان می‌دهد که سایت‌های حاوی ماسه سیلنتی متفاوت از آن‌هایی که حاوی ماسه نسبتاً تمیز هستند رفتار می‌کنند [۲۸ و ۲۹]. این مشاهدات بعداً توسط مطالعات دیگر تأیید شد [۳۵-۳۰]. لذا در این مطالعه برخلاف بسیاری از روش‌های متداول قبلی که تنها از داده‌های مربوط به ماسه تمیز استفاده کرده و برای سایر خاک‌ها ضرایب اصلاحی روی عدد نفوذ استاندارد انجام داده‌اند، در مدل پیشنهادی اثر ریزدانه به صورت صریح وارد مدل‌سازی شده و از انواع خاک‌ها استفاده گردید.

۲-۲- تابع حالت حدی

با توجه به آن‌که در سال‌های اخیر بررسی عدم قطعیت‌ها در مدل‌سازی مسائل ژئوتکنیکی [۳۶] اهمیت یافته است، در این پژوهش از روش استنباط بی‌بین^۴ [۳۷] برای توسعه مدل‌های حالت حدی با استفاده از متغیرهای مهم توصیفی برای مسئله آغاز^۵ روانگرایی استفاده شد، فرم عمومی این روش به صورت زیر است:

$$u = \theta_1 + \theta_2 h_2(x) + \theta_3 h_3(x) + \dots + \varepsilon \quad (1)$$

که u پاسخ مدل، θ_i پارامترهای مدل که از به‌روز رسانی مدل بدست می‌آیند، $h_i(x)$ توابع توصیفی شامل توابعی برحسب متغیرهای توصیفی و ε خطای مدل است. به‌عنوان یک فرض اساسی در مدل‌سازی، برای خطای مدل توزیع نرمال و میانگین صفر اعمال شد. در واقع فرض بر این بود که تابع حالت حدی در معادله (۱) حساسیت روانگرایی را به‌طور کامل توسط پنج متغیر توصیفی عدد نفوذ استاندارد ($N_{1,60}$)، تنش برشی سیکلی (CSR)، بزرگای زلزله (M_w)، حداکثر شتاب افقی زلزله (a_{max}) و درصد ریزدانه‌خاک (FC)، بیان کند و بدیهی است که ممکن بود علاوه بر این‌ها، متغیرهای دیگری نیز بر آغاز روانگرایی تأثیر بگذارند، از طرفی حتی اگر متغیرهای توصیفی انتخاب شده به‌طور کامل پدیده روانگرایی را توضیح می‌دادند، بیان ریاضی پذیرفته‌شده ممکن بود توصیف ایده‌آل نداشته باشد، از این‌رو برای در نظر گرفتن اثر متغیرهای مفقود و امکان فرم نادقیق مدل، متغیر تصادفی اصلاح ε معرفی شد و برای آن که مدل به‌طور متوسط پیش‌بینی درست داشته باشد، میانگین ε با توزیع نرمال به صفر رسانده شد.

چارچوب اساسی به‌روزرسانی این روش برای برآورد مقدار پارامترهای مدل در هر بار به‌روز رسانی به صورت زیر است:

$$f''(\theta) = \frac{L(\theta)}{c} f'(\theta) \quad (2)$$

که در آن $f''(\theta)$ تابع توزیع احتمال پس از مشاهده^۶ است که نشان‌دهنده وضعیت به‌روز شده دانش ما در مورد θ است، $f'(\theta)$ تابع توزیع احتمال پیش از مشاهده^۷، $L(\theta)$ تابع درست‌نمایی^۸ که کلید اصلی این به‌روز رسانی است و به عنوان «احتمال مشاهده آنچه که مشاهده شده است» تفسیر می‌شود و $c = [\int_{-\infty}^{+\infty} L(\theta) f'(\theta) d(\theta)]$ ضریب نرمال سازی احتمال است [۴۱-۴۳].

رویکرد بی‌بین برای ایجاد یک مدل حالت حدی برای آغاز روانگرایی خاک با انتخاب یک مدل ریاضی آغاز شد. مدل تابع حالت حدی دارای فرم عمومی $g(x, \varepsilon, \theta) = g$ است، که برای بردار پارامترهای مدل θ ، توزیع نرمال، و براساس مطالعات انجام شده بر روی پارامترهای مهندسی خاک و زلزله [۳۸ و ۴۰]، برای بردار متغیرهای توصیفی x ، توزیع لاگ نرمال در نظر گرفته شد.

⁴ Bayesian

⁵ Triggering

⁶ Posterior probability

⁷ Prior probability

⁸ Likelihood function

با توجه به تعریف معمول در تئوری قابلیت اطمینان، فرض بر این بود سطح حالت حدی $g(x)=0$ نشان دهنده آغاز روانگرایی باشد. برای توسعه مدل روانگرایی، از موارد تاریخی سایت‌هایی استفاده شد که در طول زلزله‌های بزرگ رخ داده است. در واقع اگر مشاهدات یک مورد روانگر شدن باشد، پس $g(M_w \cdot \sigma'_v \cdot N_{1.60} \cdot a_{max} \cdot CSR \cdot FC \cdot \varepsilon \cdot \theta) \leq 0$ ، از سوی دیگر، اگر مشاهدات یک مورد عدم روانگرایی باشد، پس $g(M_w \cdot \sigma'_v \cdot N_{1.60} \cdot a_{max} \cdot CSR \cdot FC \cdot \varepsilon \cdot \theta) > 0$

انحراف استاندارد ε ، با σ_ε نشان داده شد، اما مجهول بود و باید محاسبه می‌شد، بنابراین پارامترهای مجهول مدل θ و σ_ε بودند که در هر گام با به‌روزرسانی بیژین تا رسیدن به مدل با دقت کافی بدست آمدند. در هر گام از مدل‌سازی بایستی پارامترهای مدلی که بیشترین ضریب تغییرات نسبت به میانگین انحراف معیار خطای مدل را داشتند حذف می‌شدند تا مدل معتبر شود. توضیح کامل‌تر مدل‌سازی به‌روش بیژین در منابع معتبر علمی [۴۴] آمده است.

رویکرد برآورد احتمال روانگرایی، برآورد نتایج مدل‌های پیش‌بینی را به‌صورت پیوسته در طول بازه [۰, ۱] فراهم می‌کند. بنابراین، تعیین یک معیار برای تبدیل مقادیر پیش‌بینی شده (اعداد واقعی) به صفر یا یک، مهم است. برای این منظور در تحقیق حاضر، آستانه فراگذشت شکست نظیر سایر تحقیقات معمول [۱۴ و ۲۰]، ۰/۵ در نظر گرفته شد و تابع حالت حدی به‌صورت $g=U_0-U$ درآمد، که در آن U مدل توسعه داده شده از استنباط بیژین و U_0 مقدار فراگذشت مورد انتخاب است.

برای بررسی اطمینان سنجی تابع حالت حدی پیشنهادی نظیر دیگر مسائل اطمینان سنجی باید احتمال قابلیت اعتماد (P_S) که احتمال ایمن بودن یا عدم خرابی می‌باشد را محاسبه کرد، بدین معنی که مقاومت (R)، بیشتر از بارگذاری (S) می‌باشد و می‌توان بصورت ذیل بیان نمود:

$$P_S = P(S < R) \quad (۳)$$

اما از آنجا که همواره در محاسبات آماری، محاسبه احتمال شکست ساده‌تر از احتمال ایمن بودن است؛ لذا ابتدا احتمال خرابی را حساب کرده و براساس آن احتمال ایمن بودن بدست می‌آید. به همین ترتیب ریسک یا احتمال خرابی (P_f) بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_f = P(S \geq R) = 1 - P_S \quad (۴)$$

$$P_f = P(\Omega_f) = \int \dots \int_{\Omega_f} f(x) dx \quad (۵)$$

که Ω_f نشان‌دهنده ناحیه شکست (غیرایمن) است.

$$\Omega_f = \{g \leq 0\} \quad (۶)$$

حل این انتگرال پیچیده و محاسبه احتمال شکست با روش‌های تحلیلی متداول ساده نیست، لذا از روش‌های عددی نظیر روش قابلیت اعتماد مرتبه اول، روش‌های نمونه‌گیری و... باید استفاده کرد.

۲-۳- تحلیل قابلیت اعتماد

۲-۳-۱- روش انجام مرتبه اول

در مسائل ژئوتکنیک، بار و مقاومت اغلب تابعی از چند متغیرند و نمی‌توان شاخص قابلیت‌اعتماد را با روش‌های انتگرال‌گیری مستقیم محاسبه کرد، بلکه باید از شیوه‌های پیشرفته‌تر استفاده نمود. در این پژوهش ابتدا از بین روش‌های قابلیت‌اعتمادی که مسائل را

به صورت خطی حل می کنند، روش قابلیت اعتماد مرتبه اول^۹ استفاده شد؛ که معمولاً این روش به دلیل حل مشکل تغییرناپذیری و امکان انجام تحلیل حساسیت، علی‌رغم هزینه محاسباتی بالاتری که دارد، به عنوان روش متداول و مناسب، برای انجام تحلیل‌های خطی قابلیت اعتماد مورد استفاده قرار گرفته است [۴۵ و ۱۸].

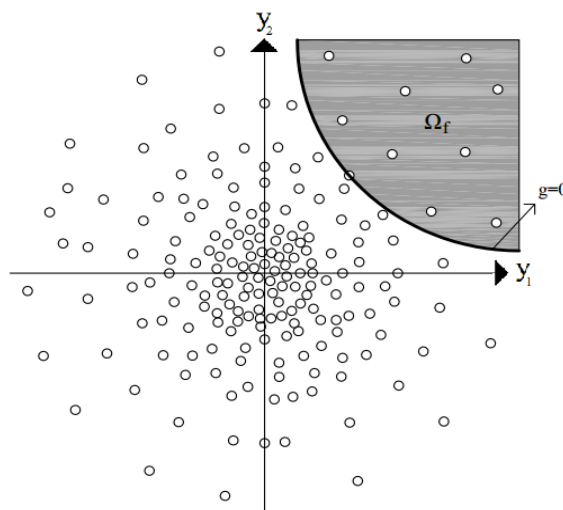
در این روش از تقریب مرتبه اول بسط تیلور روی $g=0$ برای انجام تحلیل در فضای استاندارد نرمال استفاده شد. در واقع اساس تحلیل FORM خطی سازی رویه حالت حدی در محتمل ترین نقطه است که به آن نقطه طراحی گفته می‌شود و از رابطه (۷) بدست می‌آید:

$$y^* = \operatorname{argmin}\{\|y\| \mid G(y) = 0\} \quad (7)$$

که در رابطه بالا y^* نقطه طراحی در فضای استاندارد نرمال و $G(y)$ تابع حالت حدی در فضای استاندارد نرمال است که بسط خطی تیلور مرتبه اول آن، حول نقطه طراحی داده شده است. در واقع طول بردار مکان $\|y\|$ به شرط $G(y) = 0$ مینیمم شد تا y^* بهینه شود و مختصات نقطه طراحی بدست آمد. علت تبدیل متغیرها از فضای اصلی x به فضای استاندارد نرمال y ، آن است که فضای استاندارد نرمال دارای تقارن چرخشی و شعاعی است، در نتیجه نزدیکترین نقطه روی خط $g=0$ به مبدأ، دارای بیشترین چگالی احتمال است و با دور شدن از مبدأ، تابع چگالی احتمال به صورت نمایی کم می‌شود؛ به همین دلیل است که خطی سازی تابع در آن، دارای بیشترین دقت است؛ از طرفی جرم احتمال خارج از یک ابر صفحه در فضای استاندارد نرمال به راحتی قابل محاسبه است [۴۵]. اما همانطور که گفته شد این روش به دلیل حل مسئله به صورت خطی، در انجام تحلیل‌های غیرخطی (بسته به میزان غیرخطی بودن تابع حالت حد) با خطا روبرو است. برای حل مشکل غیرخطی بودن، باید سراغ روش‌های قابلیت اعتماد دیگر، نظیر روش‌های نمونه‌گیری^{۱۰} رفت که تحلیل را به صورت غیرخطی حل نمایند.

۲-۳-۲- روش انجام نمونه‌گیری مونت کارلو

روش‌های نمونه‌گیری از جمله روش‌های قابلیت اعتماد است که به دلیل حل مسائل به صورت غیرخطی، دقیق‌ترین و پرهزینه‌ترین روش‌ها است [۴۶]. چندین روش نمونه‌گیری برای تخمین احتمال شکست وجود دارد. ساده‌ترین و رایج‌ترین آن‌ها، روش نمونه‌گیری مونت کارلو است. در این روش بر اساس توزیع مشترک متغیرهای تصادفی استاندارد نرمال یک برآمد رندوم از متغیرهای تصادفی استاندارد نرمال تولید شده و بردار y_i بدست آمد. تولید نمونه‌ها حول نقطه میانگین که دارای بیشترین چگالی احتمال بود، انجام شد. لذا با دورتر شدن از میانگین تعداد نمونه‌های رندوم تولید شده کاهش یافت، شکل ۱.



شکل ۱: تولید نمونه حول میانگین (مبدأ مختصات) در فضای استاندارد نرمال در روش نمونه‌گیری مونت کارلو.

^۹ First-Order Reliability Method (FORM)

^{۱۰} Sampling

در شکل ۱، Ω_f نشان دهنده ناحیه شکست ($g \leq 0$) است.

همانطور که در رابطه ۵ گفته شد احتمال شکست در حالت کلی به صورت زیر مطرح می شود:

$$P_f = P(\Omega_f) = P(g \leq 0) = \int \dots \int_{\Omega_f} f(x) dx \quad (8)$$

P_f احتمال شکست و $f(x)$ تابع چگالی احتمال مشترک متغیرهای تصادفی است که در بردار x جمع شده است. در روش مونت کارلو برای حل این انتگرال از تولید تعداد زیاد نمونه استفاده می شود.

برای شروع انجام نمونه گیری مونت کارلو ابتدا تابع شاخص $I(x)$ ^{۱۱} در محاسبه احتمال شکست وارد شد:

$$P_f = \int \dots \int_{\Omega_f} f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} I(x) f(x) dx \quad (9)$$

که در آن:

$$I(x) = \begin{cases} 1 & g(x) \leq 0 \\ 0 & g(x) > 0 \end{cases} \quad (10)$$

تابع شاخص دارای دو مقدار گسسته صفر و یک است. این تابع در نمونه هایی که ایمن هستند انتگرال را صفر کرده تا چگالی احتمال آن وارد احتمال شکست نشود. در واقع این تابع یک متغیر تصادفی گسسته است که احتمال برآمد "یک آمدن" آن P_f و احتمال برآمد "صفر آمدن" آن $1 - P_f$ است.

سپس برای بدست آوردن یک عبارت عملی برای توزیع احتمال مشترک، انتگرال از فضای متغیرهای اصلی (x) به فضای متغیرهای تصادفی استاندارد نرمال (y) تبدیل شد:

$$P_f = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} I(x) f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} I(y) \varphi(y) dy \quad (11)$$

که $\varphi(y)$ تابع چگالی احتمال مشترک متغیرهای تصادفی در فضای استاندارد نرمال و به صورت زیر است:

$$\varphi(y) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} y^T y\right) \quad (12)$$

در این رابطه N تعداد نمونه های رندوم لازم است. از آنجا که تابع چگالی احتمال مشترک متغیرها در فضای اصلی x امکان پذیر نیست با استفاده از رابطه (۱۲)، بردار y_i را تولید کرده و سپس به وسیله تبدیل احتمال، این بردارها به بردار متغیرهای تصادفی اصلی x_i تبدیل شدند. این بردارهای x_i که هر کدام یک نمونه بود، در تابع حالت حد g جایگزین شده و یک برآمد جدید از $I(x_i)$ بدست می آمد که با جایگذاری در رابطه (۱۳)، احتمال شکست اصلاح می شد.

$$P_f = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(x_i) \quad (13)$$

این فرآیند تولید و جایگذاری نمونه ها تا رسیدن به ضریب پراکندگی هدف برای محاسبه احتمال شکست با دقت لازم ادامه پیدا کرد.

¹¹ Indicator Function

$$N = \frac{1}{\delta_{P_f}^2} \left(\frac{1-P_f}{P_f} \right) \quad (14)$$

δ_{P_f} ضریب پراکندگی هدف است. ضریب پراکندگی هدف در این پژوهش براساس توصیه های معمول [۴۷]، ۰/۰۲ انتخاب شد. یکی از دشواری های روش مونت کارلو آن است که علاوه بر نیاز به تولید تعداد نمونه بالا، در صورت تمایل به تغییر مقدار فراگذشت تابع، بایستی تمام مراحل تحلیل مجدد انجام شود. در این پژوهش به کمک روش نمونه گیری پیشینه نما این مشکل مرتفع گردید.

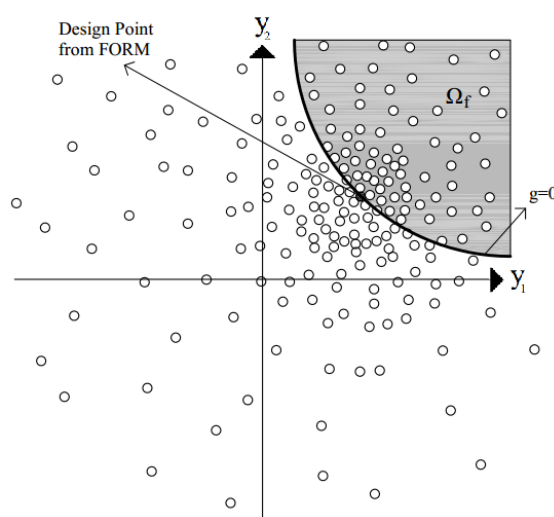
۲-۳-۳- روش انجام نمونه گیری پیشینه نما

در روش نمونه گیری مونت کارلو پیشینه نما^{۱۲} به جای انجام نمونه گیری روی $u = u_0 - u$ ، از نمونه گیری روی خود u استفاده شد. در واقع با استفاده از برآمدهای تولید شده از x می توان نمودارهای PDF و CDF را رسم کرد. در این صورت به جای آنکه هر بار مقدار فراگذشت u_0 تغییر داده شود تا منحنی تغییر کند، کل منحنی یکجا تغییر کرد که موجب جلوگیری از افتادن از حیطه هزینه محاسبات می شود.

در هر دو روش نمونه گیری مونت کارلو و مونت کارلو پیشینه نما، تولید نمونه ها برحسب پیچیدگی تابع حالت حد می تواند استفاده از روش نمونه گیری را با مشکل مواجه کند. به این دلیل که نمونه ها اطراف میانگین تولید می شدند و تعداد نمونه هایی که در ناحیه شکست قرار می گرفتند کمتر بود؛ برای همین لازم بود تعداد خیلی زیادی نمونه تولید می شد تا تعداد کافی از آن ها در ناحیه شکست قرار گیرد و این امر هزینه محاسباتی بسیار زیادی در پی داشت که این مسئله نیز با انتقال مبدأ مختصات به نقطه طراحی و استفاده توأمان از روش مرتبه اول و نمونه گیری (که در ادامه توضیح داده می شود)، برطرف شد.

۲-۳-۴- روش انجام نمونه گیری اهمیت

برای کاهش این هزینه محاسباتی و مشکلات تحلیل، از روش نمونه گیری اهمیت^{۱۳} استفاده شد. به این صورت که مبدأ روش نمونه گیری مونت کارلو به نقطه طراحی بدست آمده در روش مرتبه اول (که دارای بیشترین چگالی احتمال است) شیفت داده شد، در نتیجه تعداد نمونه های لازم و کافی برای رسیدن به دقت مورد نظر، سریع تر در ناحیه شکست تولید شدند و با هزینه محاسباتی بسیار پایین تر و تعداد نمونه کمتر، دقت مورد نظر حاصل شد، شکل ۲.



شکل ۲: تولید نمونه حول نقطه طراحی بدست آمده از روش FORM (نقطه مشکی رنگ) در فضای استاندارد نرمال در روش نمونه گیری اهمیت.

¹² Histogram Monte Carlo Sampling

¹³ Importance Sampling

برای محاسبه‌ی احتمال شکست به روش نمونه‌گیری اهمیت رابطه (۱۱) را مجدد بازنویسی کرده و از کسر کمکی h_y/h_y استفاده شد:

$$P_f = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} I(y) \varphi(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} (I(y) \frac{\varphi(y)}{h(y)}) h(y) dy \quad (15)$$

که $h(y)$ تابع توزیع استاندارد نرمال تغییر یافته است که نمونه‌ها بر اساس آن حول نقطه طراحی حاصل از FORM تولید شدند و به صورت زیر است:

$$h(y) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp(-\frac{1}{2}(y - y^*)^T (y - y^*)) \quad (16)$$

و با در نظر گرفتن $q(y) \equiv I(y) \frac{\varphi(y)}{h(y)}$ در رابطه (۱۵) و جایگذاری y^* در رابطه (۱۶) احتمال شکست به صورت رابطه (۱۷) تبدیل شد.

$$P_f = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (q_i) \quad (17)$$

که q_i خلاصه شده $q(y_i)$ است. شاخص قابلیت اعتماد نیز از رابطه زیر بدست آمد:

$$P_f = \varphi(-\beta) \quad (18)$$

که β شاخص اعتماد پذیری و φ تابع تجمعی احتمال است. برای انجام تحلیل‌ها از نرم افزار قدرتمند ابزار ریسک^{۱۴} استفاده شد [۴۷ و ۴۸].

از آن جا که بین پارامترهای مدل همبستگی وجود دارد، به منظور بررسی اثر همبستگی در تحلیل روانگرایی و نیز افزایش دقت و اعتبار نتایج، در مطالعه حاضر کلیه تحلیل‌های قابلیت اعتماد و آنالیز حساسیت در دو حالت با و بدون در نظرگیری همبستگی پارامترهای مدل انجام شدند.

۲-۴- انجام تحلیل حساسیت قابلیت اعتماد

تحلیل حساسیت با مشتق‌گیری از شاخص قابلیت اعتماد و احتمال شکست نسبت به پارامترهای توزیع احتمال نظیر میانگین و انحراف معیار انجام شد و بر اساس آن اهمیت نسبی پارامترهای دخیل در مسئله بدست آمد. در این مطالعه از دو بردار اهمیت آلفا و گاما استفاده شد. این بردارهای اهمیت، اثر نسبی پارامترهای مدل را نشان می‌دهند و از روابط (۱۹) و (۲۰) بدست آمدند.

$$var[\hat{G}] = \|\nabla G\|^2 (\alpha_1^2 + \alpha_2^2 + \dots + \alpha_n^2)$$

(۱۹)

که G تابع حالت حدی در فضای استاندارد نرمال و α_i بردار اهمیت آلفا مربوط به متغیر x_i است.

$$\gamma = \frac{\alpha^T J_{y^*, x^*} \hat{D}}{\|\alpha^T J_{y^*, x^*} \hat{D}\|}$$

(۲۰)

و γ بردار اهمیت گاما، α^T ترانهاده بردار اهمیت آلفا، J_{y^*, x^*} ماتریس ژاکوبین احتمالات و \hat{D} ماتریس انحراف معیار متغیرهای معادل نرمال است که از رابطه (۲۱) قابل محاسبه است.

$$\hat{D} = \sum_{\bar{x}\bar{x}} J_{y^*, x^*}^{-1} J_{y^*, x^*}^{-T} \quad (21)$$

¹⁴ Risk tools(Rt)

هرچه یک پارامتر دارای بردار اهمیت بزرگتر باشد، به معنای اثر بیشتر آن پارامتر در مدل است و برعکس. در واقع این بردارها نشان‌دهنده مهمترین عدم قطعیت‌های پارامترها در وقوع شکست هستند. با انجام تحلیل حساسیت می‌توان اهمیت پارامترهای مختلف با ابعاد و جنس متفاوت در احتمال شکست را با هم مقایسه کرد و برای بسط و یا حذف یک متغیر در مدل‌سازی‌ها تصمیم‌گیری کرد.

بردار اهمیت آلفا برای متغیرهای تصادفی بدون همبستگی (فضای استاندارد نرمال) و بردار گاما برای متغیرهای تصادفی با لحاظ همبستگی است. این کار به کمک آنالیز FORM انجام شد [۴۹ و ۵۰]. بدیهی است که در صورت عدم مدل‌سازی همبستگی نتایج آنالیز حساسیت هردو بردار باهم یکسان است.

۳- نتایج تحلیل و بحث

۳-۱- بررسی فرض اساسی تابع حالت حدی

توابع توصیفی کاندیدا که در این مطالعه برای مشخص کردن احتمال آغاز روانگرایی در نظر گرفته شدند، عبارتند از:

$$h_1(x) = (N_{1,60} \cdot CSR / (M_w^2 \cdot a_{max}^3)),$$

$$h_2(x) = (FC^3 \cdot CSR^3 / (M_w^3 \cdot a_{max}^3)),$$

$$h_3(x) = (N_{1,60}^2 \cdot CSR^3 / (M_w^3 \cdot a_{max}^3)),$$

$$h_4(x) = (N_{1,60} \cdot CSR^3 / (M_w^3 \cdot a_{max}^3)),$$

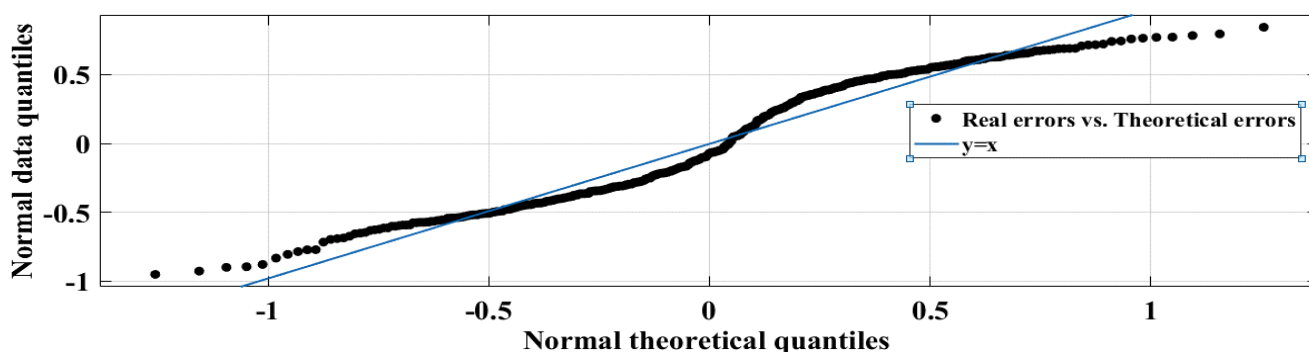
$$h_5(x) = (M_w)$$

$$h_6(x) = (FC \cdot M_w^3 \cdot a_{max}^3 / CSR^2) \quad (22)$$

و تابع حالت حدی پیشنهادی به صورت زیر ارائه شد:

$$g = 0.5 - (\theta_1 \cdot (N_{1,60} \cdot CSR / (M_w^2 \cdot a_{max}^3)) + [\theta_2 \cdot (FC^3 \cdot CSR^3) + \theta_3 \cdot (N_{1,60}^2 \cdot CSR^3) + \theta_4 \cdot (N_{1,60} \cdot CSR^3)] / (M_w^3 \cdot a_{max}^3) + \theta_5 \cdot (M_w) + \theta_6 \cdot (FC \cdot M_w^3 \cdot a_{max}^3 / CSR^2)) + \varepsilon \quad (23)$$

در ابتدا با توجه به آن که یک فرض اساسی مدل، صفر بودن میانگین و داشتن توزیع نرمال برای خطاها بود، برای بررسی اعتبار مدل، مقادیر خطای واقعی در برابر خطای تئوری بررسی شد، این نمودار در شکل ۳ آمده است:



شکل ۳: نمودار احتمال نرمال

در شکل ۳، محور پایین مقادیر تئوری خطای نرمال توزیع شده و محور قائم مقادیر واقعی خطاها است که نشان می‌دهد خطاها به درستی از شرط میانگین صفر و توزیع نرمال تبعیت کرده و فرض پایه‌ای مدل‌سازی ارضا شده است.

در جداول ۲ و ۳ آماره‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل حالت حدی روانگرایی با و بدون در نظرگیری عدم قطعیت‌های دقیق‌تر در اندازه‌گیری یا برآورد توابع توصیفی آمده است. استفاده از توابع توصیفی و خطاهای اندازه‌گیری یا تخمینی در تجزیه و تحلیل‌ها در هر مرحله، علت تغییرات در برآورد میانگین پارامترهای مدل $\theta_1, \dots, \theta_6$ و σ_ε است.

جدول ۲: اطلاعات پیشین پارامترهای مدل

σ_ε	θ_6	θ_5	θ_4	θ_3	θ_2	θ_1	
۰/۴۴	-۰/۶۹	۰/۱۰۱	۱/۶۸	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۲	میانگین
	۰/۴۴۸	۰/۰۹۴۸	۰/۱۸۸	۰/۵۰۶	۰/۱۱۴	۰/۱۵۴	کواریانس
ضرایب همبستگی							
						۱	θ_1
					۱	۰/۴۴	θ_2
				۱	-۰/۰۸۴	-۰/۴۶	θ_3
			۱	۰/۱۷۷	-۰/۲۰۹	-۰/۱۱۷	θ_4
		۱	-۰/۰۳۹	-۰/۳۱۲	-۰/۵۴۱	-۰/۳۱۹	θ_5
	۱	-۰/۱۵۶	-۰/۹۰۲	-۰/۱۰۷	۰/۰۹۶	-۰/۰۳۸	θ_6

جدول ۳: اطلاعات پسین پارامترهای مدل

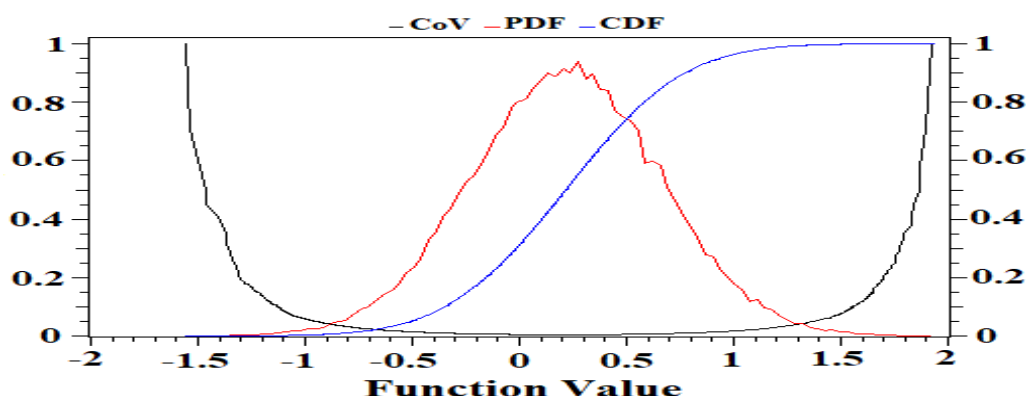
σ_ε	θ_6	θ_5	θ_4	θ_3	θ_2	θ_1	
۰/۳۹۹	-۰/۰۰۰۰۱۵	۰/۰۹۵	۲۶/۱۶	-۰/۹۷۵	-۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۸۷۹	میانگین
	۰/۱۷۹	۰/۰۸۱	۰/۰۹۹	۰/۰۹۳	۰/۱۰۶۵	۰/۰۸۲۷	کواریانس
ضرایب همبستگی							
						۱	θ_1
					۱	۰/۱۸۶	θ_2
				۱	۰/۴۹۳	۰/۱۱۴	θ_3
			۱	-۰/۹۳	-۰/۴۸۹	-۰/۱۵	θ_4
		۱	-۰/۵۱۶	۰/۳۶۵	-۰/۰۱	-۰/۴۸۷	θ_5
	۱	-۰/۷۴	۰/۲۹	-۰/۲۲۶	-۰/۲۲۶	۰/۴۱۵	θ_6

مقدار میانگین انحراف معیار ترم اصلاح مدل از مقدار ۰/۴۴ تا ۰/۳۹ با استفاده از اشتباهات اندازه‌گیری یا تخمینی کاهش می‌یابد. محاسبه این منبع، عدم قطعیت برخی از تغییرات مشاهده شده در داده‌ها را توضیح می‌دهد، و از این‌رو، عدم قطعیت مدل کلی تخمینی کوچکتر است. به‌طور کلی، واریانس خطای مدل کوچک است که نشان‌دهنده مناسب بودن مدل و کاهش عدم قطعیت‌ها و تعداد کافی مشاهدات جمع‌آوری شده (بیش از ۶۸۰ مورد اطلاعات مربوط به موارد تاریخی) است. همبستگی پارامترهای مدل نیز در جداول ۲ و ۳ به صورت ماتریس همبستگی خلاصه شده است. و نتایج اثر مدل‌سازی آن روی تحلیل به‌منظور پرهیز از تکرار در ادامه آمده است.

۲-۳- خروجی تحلیل قابلیت اعتماد

برای یک نمونه تحلیل FORM احتمال شکست تابع حالت حدی برای مقدار فراگذشت ۰/۵ را برای حالت لحاظ همبستگی ۰/۲۵ با شاخص قابلیت اعتماد ۰/۶۵ و برای حالت بدون لحاظ نمودن همبستگی، احتمال شکست را ۰/۲۶ با شاخص قابلیت اعتماد ۰/۶۳ برآورد نمود. روش مونت کارلو نیز برای حالتی که همبستگی پارامترهای مدل لحاظ شده بود، احتمال شکست را ۰/۲۶ با شاخص قابلیت اعتماد ۰/۶۲ و برای حالت بدون لحاظ همبستگی، احتمال شکست را ۰/۲۷ با شاخص قابلیت اعتماد ۰/۶ نشان داد. تحلیل نمونه‌گیری اهمیت این احتمال را ۰/۲۶ با شاخص قابلیت اعتماد ۰/۶۱ ارزیابی کرد.

در شکل ۴ نمودارهای PDF، CDF و CoV مدل که از تحلیل نمونه‌گیری پیشینه‌نما پس از انجام ۱۰۰۰۰۰ نمونه‌گیری بدست آمد، با اعمال همبستگی پارامترها نشان داده شده است.



شکل ۴: نمودارهای PDF، CDF و CoV تابع u در روش نمونه‌گیری پیشینه‌نما.

همانطور که در شکل نیز قابل مشاهده است احتمال فراگذشت از مقدار ۰/۵ تقریباً برابر با ۰/۷۴ است که این مقدار متناظر با احتمال شکست ۰/۲۶ است. مدل پیشنهادی قابلیت این را دارد که بنا به صلاحدید مشاور ژئوتکنیک، حساسیت پروژه و منابع مالی، احتمال‌های فراگذشت موردنیاز طراحی از آن انتخاب شود. علت U شکل بودن تابع ضریب پراکندگی (CoV) این است که در میانگین، نمونه‌های بیشتری تولید می‌شود (به شکل ۱ رجوع شود). در واقع احتمال فراگذشت نقاط دورتر از میانگین با تعداد نمونه کمتری برآورد شده است.

خلاصه نتایج این تحلیل‌ها با و بدون اعمال همبستگی پارامترهای مدل برای مقدار فراگذشت از ۰/۵ در جدول ۴ آورده شده است.

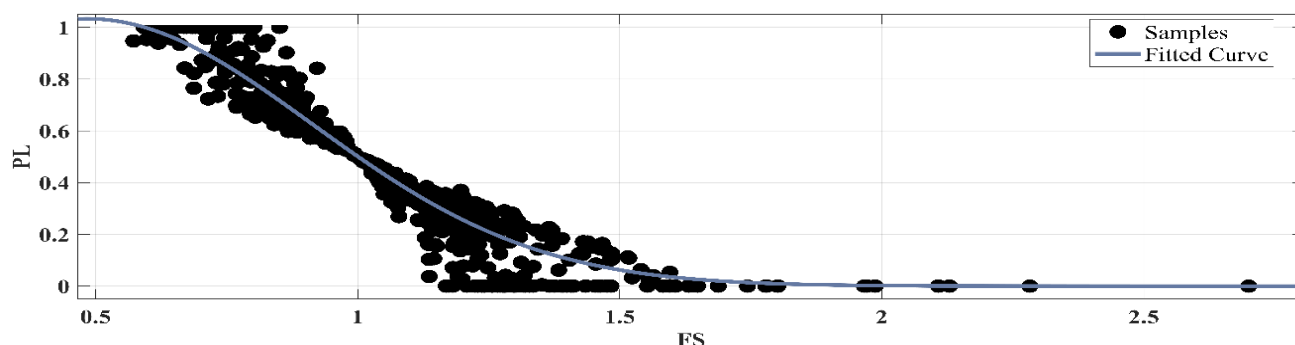
جدول ۴: نتایج تحلیل روش‌های مختلف قابلیت اعتماد تابع حالت حد برای مقدار فراگذشت ۰/۵

تعداد نمونه لازم	شاخص قابلیت اعتماد		احتمال شکست		روش تحلیل قابلیت اعتماد
	با اعمال همبستگی	بدون اعمال همبستگی	با اعمال همبستگی	بدون اعمال همبستگی	
-	-	۰/۶۳	۰/۶۵	۰/۲۶	۰/۲۵
۶۹۸۳	۶۹۹۸	۰/۶	۰/۶۲	۰/۲۷	۰/۲۶
۱۰۰۰۰۰	۱۰۰۰۰۰	۰/۶	۰/۶۱	۰/۲۷	۰/۲۶
۲۸۶۵	۲۸۸۶	۰/۶	۰/۶۱	۰/۲۷	۰/۲۶

همانطور که از جدول ۴ قابل مشاهده است، اختلاف روش این نتایج نشان می‌دهد که میزان غیرخطی بودن تابع حالت حد در نقطه انجام تحلیل چندان قابل ملاحظه نیست. نتایج اثر لحاظ همبستگی بر مدل‌سازی زیاد نبود، به طوری که به صورت میانگین ۱ درصد اختلاف بین نتایج احتمال شکست در حالت اعمال و عدم اعمال همبستگی در مدل‌سازی‌ها وجود داشت. که توافق خوبی با کاهش عدم قطعیت در پارامترها و کم بودن مقدار همبستگی‌ها دارد. نتایج حاصل از نمونه‌گیری اهمیت و پیشینه‌نما با روش مونت‌کارلو برابر است و در عین حال هزینه محاسباتی بسیار کمتری در مقایسه با سایر روش‌های نمونه‌گیری دارد.

لذا ادامه نتایج حاصل از تحلیل قابلیت اعتماد ارائه شده در اینجا بر مبنای نتایج تحلیل نمونه‌گیری اهمیت و از آنجا که اعمال همبستگی موجب معتبرتر شدن نتایج تحلیل می‌شود، تمام تحلیل‌ها با اعمال همبستگی پارامترها در مدل‌سازی ارائه شده است.

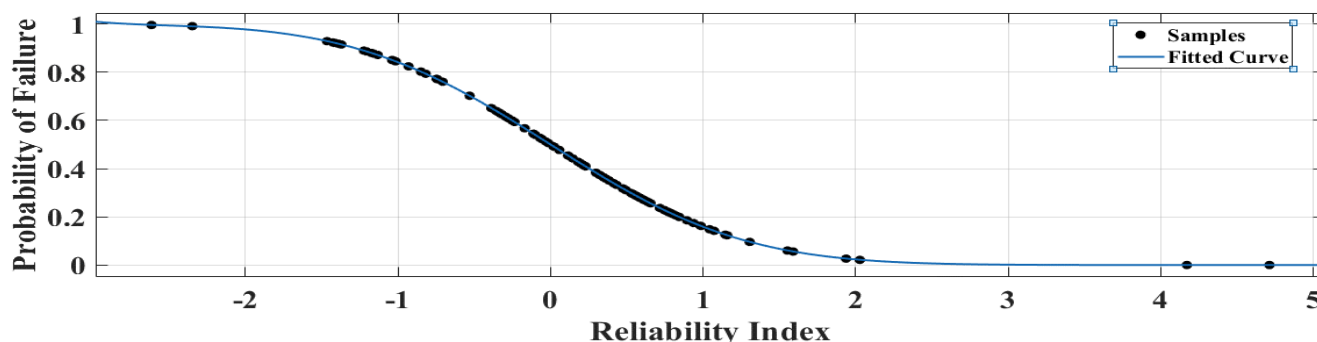
پس از محاسبه احتمال شکست تمام داده‌ها با روش نمونه‌گیری اهمیت، مقادیر احتمال شکست در برابر ضریب اطمینان روانگرایی حاصل از تابع حالت حدی بدست آورده شد، شکل ۵.



شکل ۵: رفتار تغییرات ضریب اطمینان به احتمال روانگرایی.

شکل ۵ نشان می‌دهد که اگرچه به صورت کلی ضریب اطمینان با کاهش احتمال روانگرایی افزایش می‌یابد اما باید توجه کرد که در یک ضریب اطمینان مشخص، احتمال روانگرایی و در واقع پتانسیل روانگرایی نمونه‌های مختلف با هم متفاوت است، در نتیجه ضریب اطمینان به تنهایی نمی‌تواند معیاری برای قضاوت باشد و باید احتمال روانگرایی آن نمونه نیز براساس شکل ۵ مورد بررسی قرار گیرد. برای مثال در $FS=1.5$ احتمال وقوع روانگرایی از صفر تا 0.16 برحسب نوع نمونه متغیر است. تنها در $FS=1$ مقدار احتمال شکست یکتا و برابر با 0.5 بدست آمد که نشان‌دهنده مدلی بیطرفانه در ضریب اطمینان ۱ است. اثر عدم قطعیت‌ها برای ضریب اطمینان در محدوده ۱ تا $1/5$ بسیار اثرگذار و مهم است به طوری که تغییرات کم در احتمال شکست به طور موثر منجر به تغییر در ضریب اطمینان می‌شود.

علاوه بر این بعد از انجام تحلیل‌های قابلیت اعتماد بر روی نمونه‌ها، نمودار تغییرات احتمال روانگرایی در مقابل شاخص قابلیت اعتماد رسم گردید، شکل ۶.

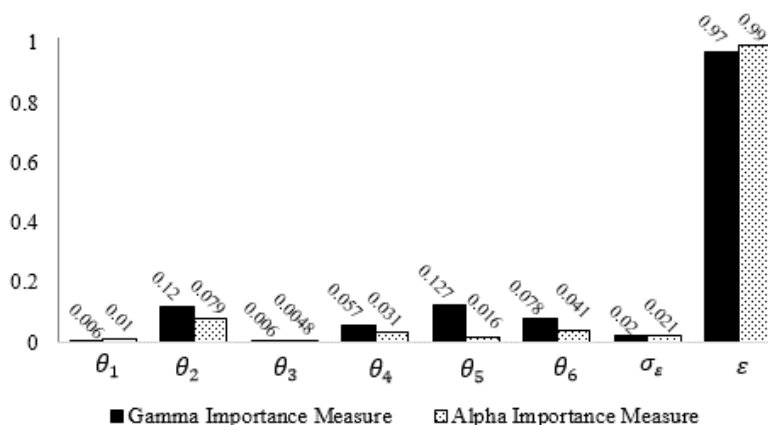


شکل ۶: رفتار شاخص قابلیت اعتماد روانگرایی به احتمال شکست روانگرایی.

همانطور که در شکل مشخص است نتایج تحلیل به درستی عمل کرده به طوری که در شاخص قابلیت اعتماد صفر، احتمال شکست روانگرایی 0.5 است. با افزایش احتمال روانگرایی شاخص قابلیت اعتماد به صورت منفی بزرگ شده که نشان‌دهنده شکست پذیری بیشتر است. در مقابل با کاهش احتمال شکست روانگرایی از 0.5 ، شاخص قابلیت اعتماد افزایش و شکست پذیری کاهش یافته است.

۳-۳- خروجی تحلیل حساسیت

با انجام آنالیز حساسیت با استفاده از روش آنالیزی FORM اهمیت نسبی متغیرهای تصادفی مورد بررسی قرار گرفت و تاثیرگذارترین متغیرهای تصادفی در کاهش احتمال شکست تابع حالت حد (وقوع روانگرایی) مشخص شد. در نمونه‌های مورد بررسی و در حالتی که همبستگی مدل سازی شده بود، مهمترین متغیرهای تصادفی تاثیرگذار، خطای مدل احتمالاتی و عدم قطعیت θ_5 بود که با توجه به معادله (۲۳) مربوط به متغیر تصادفی بزرگای زلزله برآورد شد. نتایج این تحلیل‌های حساسیت در شکل ۷ آمده است:



شکل ۷: نتایج آنالیز حساسیت مدل پیشنهادی.

همانطور که در شکل ۷ قابل مشاهده است، در مدل پیشنهادی، عدم قطعیت‌های پارامترهای مدل به مقدار خیلی زیادی کاهش یافته است و عمده عدم قطعیت موثر در مدل‌سازی، ناشی از متغیر تصادفی خطای مدل است که می‌توان گفت تلاش برای دستیابی به توصیفی هرچه بهتر از پدیده روانگرایی و وارد کردن متغیرهای توصیفی دیگر نظیر سایر پارامترهای دینامیکی زلزله می‌تواند به کاهش عدم قطعیت‌های مدل کمک کند. همچنین همانطور که در شکل ۷ مشخص است با لحاظ کردن همبستگی پارامترها در مدل‌سازی، عدم قطعیت خطای مدل و انحراف معیار مدل کاهش و در بیشتر پارامترهای مدل اثر عدم قطعیت افزایش یافته است. این امر لزوم استفاده از همبستگی پارامترها در مدل‌سازی را نشان می‌دهد.

۴- راستی آزمایی

روش‌های احتمالاتی مختلفی توسط پژوهشگران ارائه گردیده است که در این تحقیق از روش ارائه شده توسط ستین و همکاران [۲۱] که روش قابلیت‌اعتماد با ضریب کارایی بالا می‌باشد، استفاده شد. رابطه ارائه شده توسط آن‌ها در معادله (۲۴) آمده است.

$$PL(N_{1.60}, CSR, M_w, \sigma_v', FC) = \varphi\left(-\frac{(N_{1.60} * (1 + 0.00167 * FC) - 11.771 * \ln(CSR) - 27.352 * \ln(M_w) - 3.958 * \ln\left(\frac{\sigma_v'}{Pa}\right) + 0.089 * FC + 16.084)}{2.95}\right) \quad (24)$$

در این رابطه PL به عنوان احتمال وقوع روانگرایی، $N_{1.60}$ عدد نفوذ استاندارد، CSR تنش برشی سیکلی، FC درصد ریزدانه، M_w بزرگای زلزله، Pa فشار جو (۱ اتمسفر)، σ_v' تنش موثر قائم در محل، و φ توزیع استاندارد نرمال تجمعی است. [۲۱]

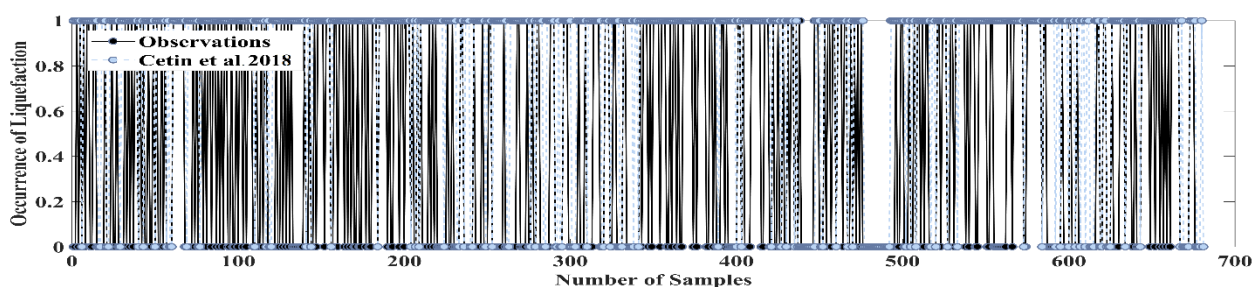
در جدول ۵ علاوه بر آن که نرخ موفقیت در داده‌های مدل‌سازی و راستی‌آزمایی مدل پیشنهادی و ستین و همکاران [۲۱]، آورده شد؛ برای درک بهتر تفاوت بین نتایج مدل‌های متعین و احتمالاتی نیز، نتایج نرخ موفقیت داده‌ها برای دو روش متعین [۳ و ۷] که به صورت متداول مورد استفاده قرار می‌گیرند، آورده شد.

جدول ۵: مقایسه نتایج روش پیشنهادی با روش‌های متداول متعین و احتمالاتی

مدل	تعداد داده	نرخ موفقیت در داده‌های مدل‌سازی	نرخ موفقیت در داده‌های راستی‌آزمایی	انحراف معیار خطای مدل	FS=۱
روش متعین سید و ادیس [۳]	۲۰۰	۵۵/۹۶	۵۹/۷۷	-	-
روش متعین ادیس و بولانگر [۷]	۲۳۰	۵۶/۶۳	۶۰/۳۴	-	-
روش احتمالاتی ستین و همکاران [۲۱]	۲۱۰	۶۲/۸۹	۷۲/۰۶	۲/۹۵	PL=۰/۵
روش احتمالاتی پیشنهادی	۶۸۱	۸۱/۱۳	۸۳/۸۲	۰/۳۹	PL=۰/۵

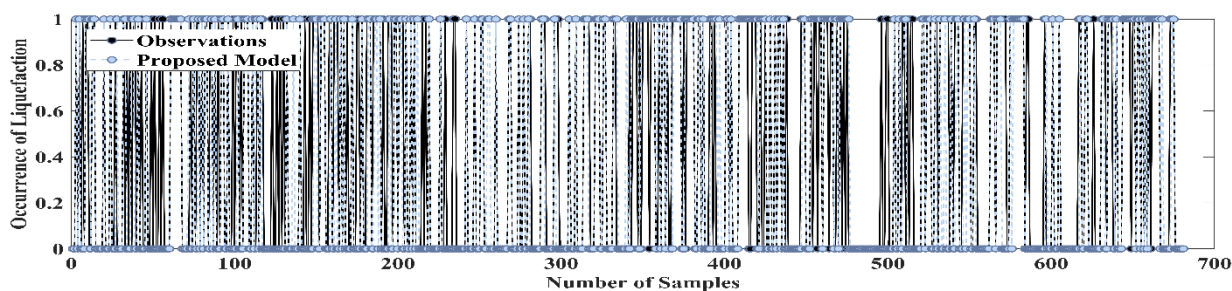
همانطور که مشخص است مدل‌های احتمالاتی به دلیل لحاظ عدم قطعیت‌ها، پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به روش‌های متعین دارند. همچنین مقایسه پژوهش حاضر با ستین و همکاران [۲۱] نشان می‌دهد که با توجه به آستانه فراگذشت انتخاب شده، مدل ستین در موارد آموزش ۶۲/۸۹ درصد و در موارد راستی‌آزمایی ۷۲/۰۶ درصد پیش‌بینی درست داشته است. اختلاف نسبتاً زیاد بین نرخ پیش‌بینی موفقیت در داده‌های مدل‌سازی و داده‌های راستی‌آزمایی نشان‌دهنده نقص در مدل و یا ناهمسانی داده‌ها است. در حالی که مدل پیشنهادی در موارد آموزش ۸۱/۱۳ درصد و در موارد راستی‌آزمایی ۸۳/۸۲ درصد پیش‌بینی درست انجام داد، بنابراین این مدل می‌تواند تعمیم خوبی برای سایر نمونه‌ها باشد. در مجموع این روش ۱۶/۱۵ درصد موفق‌تر از روش ستین و همکاران [۲۱] است. علاوه بر این در مدل ستین و همکاران [۲۱] میانگین انحراف معیار مدل ۲/۹۵ و در مطالعه حاضر ۰/۳۹ است که نشان می‌دهد در مطالعه حاضر، عدم قطعیت پارامترها و خطاهای مدل‌سازی بسیار کاهش یافته است. این در حالی بوده که حجم پایگاه داده مورد استفاده بیش از ۳ برابر حجم داده در مدل‌های قبلی است که به طبع کاهش عدم قطعیت و همگن‌سازی داده‌ها در طی مدل‌سازی را دشوارتر می‌کند.

از آنجا که مقادیر واقعی رخداد داده‌ها در دسترس بود، بنابراین مقادیر بدست‌آمده از پیش‌بینی روش ستین و همکاران [۲۱] و مدل پیشنهادی را نسبت به مقادیر واقعی رخداد یا عدم رخداد روانگرایی داده‌ها سنجیده و نتایج با هم مقایسه شد، شکل ۸ و ۹. شکل‌های ۸ و ۹ به ترتیب مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل ستین و همکاران [۲۱] و مدل پیشنهادی را نسبت به مقادیر واقعی نتایج میدانی برای احتمال فراگذشت ۰/۵ نشان می‌دهند.



شکل ۸: نمودار مقایسه نتایج تخمین روانگرایی مدل ستین و همکاران [۲۱] با مشاهدات میدانی.

همانطور که در شکل ۸ مشاهده می‌شود، برای مشاهدات میدانی از خط پیوسته و دایره مشکی، و برای پیش‌بینی‌های مدل ستین و همکاران [۲۱] از خط چین و دایره آبی استفاده شده است. نمونه‌های روانگرا شده متناظر با عدد ۱ و نمونه‌های روانگرا نشده متناظر با عدد ۰ هستند. در هر نمونه که مدل ستین پیش‌بینی درستی داشته باشد دایره‌های مشکی و آبی روی هم قرار گرفته و هم پوشانی دارند. اما در نمونه‌هایی که مدل ستین نتوانسته است پیش‌بینی درست داشته باشد، هم پوشانی وجود نداشته و مشاهدات واقعی بصورت نقاط مشکی بدون هم پوشانی باقی می‌مانند. همانطور که در شکل مشخص است عمده نقاط روی $y=0$ بصورت مشکی هستند و هم پوشانی نشده‌اند. در واقع مدل ستین عمده این نقاط را اشتباه پیش‌بینی کرده است. همین توضیحات بصورت مشابه در مورد شکل ۹ نیز برقرار است.



شکل ۹: نمودار مقایسه نتایج تخمین روانگرایی مدل احتمالاتی پیشنهادی با مشاهدات میدانی.

در شکل ۹ علاوه بر آن که تعادل معقولی بین پیش‌بینی‌های نادرست در موارد روانگراشده و روانگرانشده برقرار است، همپوشانی قوی‌تری نیز بین مقادیر پیش‌بینی و مقادیر واقعی برقرار است. در واقع مدل ستین و همکاران [۲۱] در ۵۸/۵ درصد موارد، نمونه‌های روانگرانشده را اشتباه پیش‌بینی می‌کند. در حالی که مقدار این خطا در روش پیشنهادی ۱۹/۵ درصد بوده است. یعنی در مجموع روش پیشنهادی ۳۹ درصد بهینه‌تر است.

قابل ذکر است که در مدل‌های احتمالاتی که بر اساس پایگاه داده‌های مختلف برای رابطه بین ضریب اطمینان و احتمال روانگرایی توسعه یافته‌اند، برای ضریب اطمینان $FS=1$ در ادیسی و بولانگر [۷] مقدار تقریبی احتمال شکست ۰/۱۵، در مدل جانگ و همکاران [۱۳] ۰/۴ و در مدل گوهرزای و همکاران [۱۴] این احتمال ۰/۴۴ برآورد شده است. که همگی نشان دهنده ویژگی‌های یک مدل پیش‌بینی غیرروانگرا هستند اما مدل ستین و همکاران [۲۱] این مقدار را ۰/۵ برآورد کرد. در مدل احتمالاتی ارائه شده حاضر نیز همانطور که در جدول ۵ و شکل ۵ قابل مشاهده است، در $FS=1$ مقدار $PL=0.5$ بدست آمد.

۵- نتیجه گیری

۱- در این پژوهش ابتدا با استفاده از استنباط بیژین یک تابع حالت حدی به‌عنوان روشی دقیق‌تر و کاربردی برای مدل‌سازی رابطه تخمین پتانسیل روانگرایی خاک‌ها معرفی شد. سپس با استفاده از روش‌های قابلیت اعتماد نمونه‌گیری پیشینه‌نما و نمونه‌گیری اهمیت، احتمال روانگرایی با دقتی برابر با روش مونت کارلو در دو حالت اعمال و عدم اعمال همبستگی برای تابع حالت حدی پیشنهادی انجام شد. مدل حالت حدی برای آغاز روانگرایی دارای فرمول عمومی $g(x, \varepsilon, \theta)$ است، که در آن $x = (M_w, N_{l,60}, CSR, FC, a_{max})$ مجموعه‌ای از متغیرهای توصیفی است، ε ترم اصلاح مدل (خطا) و $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_6, \sigma_\varepsilon)$ مجموعه‌ای از پارامترهای مدل است. در این مدل سعی شد تا حد امکان، برخی از مهمترین محدودیت‌های مدل‌های قبلی نظیر استفاده‌ی ضمنی از اثر ریزدانه، بالا بودن عدم قطعیت‌ها، استفاده از پایگاه داده‌های محدود و ارائه پاسخ غیرمنطقی در عدد نفوذ استاندارد بالاتر از ۳۰، مرتفع گردد و مدل معتبر و قابل تعمیم باشد.

درواقع بسیاری از روابط گذشته از جمله رابطه ساده شده [۷ و ۳] و یا مدل ستین و همکاران [۲۱] فقط برای ماسه‌های تمیز ارائه شده‌اند و برای سایر خاک‌ها ضرایب اصلاحی روی عدد نفوذ استاندارد انجام داده‌اند، همچنین سایر پارامترهای دخیل در روانگرایی را، به‌صورت ضمنی (خروجی یک مدل دیگر) استفاده کرده‌اند اما در مدل پیشنهادی اثر ریزدانه و بقیه متغیرهای توصیفی به‌صورت صریح در تابع حالت حدی استفاده شد. در نتیجه عدم قطعیت و خطای ناشی از مدل‌سازی‌های جانبی را ندارد که موجب کاهش خطای مدل و هزینه محاسبات جانبی شده است. همچنین برخلاف روش‌های متعین که در مقادیر عدد نفوذ بالاتر از ۳۰ (که روانگرایی رخ نمی‌دهد) جوابگو نیستند، این مدل مقادیر درست را ارائه می‌دهد و محدودیتی برای استفاده کاربر ندارد. علاوه بر این از آنجا که اگر پایگاه داده مورد استفاده ناکافی باشد، حتی اگر مدل خوبی داشته باشد موجب نامعتبر شدن آن مدل می‌شود، و مطالعات گذشته که مبنای احتمالاتی دارند اغلب دارای پایگاه داده ضعیف هستند، برای این منظور در این پژوهش تلاش شد تا حد امکان از پایگاه داده جامعی استفاده شود. مدل‌سازی نادقیق، زیاد بودن عدم قطعیت پارامترها نیز از دیگر مشکلات مدل‌های متعین و احتمالاتی گذشته است که در این پژوهش تا حد امکان کاهش یافت. دقت بالای نتایج حاصل از این مدل، سادگی قابلیت استفاده کاربر، و بهینه بودن نسبت به روابط گذشته، همگی مؤید قابلیت این مدل پیشنهادی به‌عنوان یک ابزار مفید و سریع در پیش‌بینی روانگرایی خاک‌ها است.

۲- علاوه بر این در رویکرد قطعی، برقراری ارتباط دقیق بین احتمال روانگرایی (PL) و ضریب اطمینان روانگرایی (FS) امکان‌پذیر نیست. برای حل این مشکلات، ارزیابی احتمالی روانگرایی پیشنهاد شده است که در آن درجه محافظه‌کاری را می‌توان با توجه به PL تعیین کرد. در این پژوهش اختصاصاً برای محاسبه احتمال روانگرایی از روش‌های قابلیت اعتماد نمونه‌گیری اهمیت و پیشینه‌نما در دو حالت اعمال و عدم اعمال همبستگی استفاده شد که دقتی برابر با روش مونت کارلو برای تابع حالت حدی پیشنهادی داشتند که این روش‌ها موجب برطرف شدن مشکل طولانی بودن تحلیل‌های قابلیت اعتماد روانگرایی گردید.

- ۳- روش نمونه‌گیری پیشینه‌نما در تحلیل قابلیت اعتماد روانگرایی احتمال شکست تابع حالت حدی روانگرایی را به‌ازای مقادیر دلخواه فراگذشت، با دقتی برابر با سایر روش‌های نمونه‌گیری به‌راحتی محاسبه کرد.
- ۴- روش قابلیت اعتماد نمونه‌گیری اهمیت، با امکان حل غیرخطی مسئله، هزینه محاسباتی کمتر و دقتی برابر با روش‌های نمونه‌گیری مونت‌کارلو و نمونه‌گیری پیشینه‌نما به‌عنوان دقیق‌ترین، کم هزینه‌ترین و کاراترین روش انجام تحلیل قابلیت اعتماد روانگرایی مورد استفاده قرار گرفت. این روش می‌تواند به‌عنوان ایده‌ای جدید که بسیاری از محدودیت‌های گذشته در تحلیل‌های روانگرایی را برطرف می‌کند، مورد استفاده قرار گیرد.
- ۵- استفاده از روش تحلیل قابلیت‌اعتماد نمونه‌گیری اهمیت در محاسبه دقیق احتمال شکست روانگرایی و شاخص قابلیت‌اعتماد روانگرایی در حجم وسیعی از انواع نمونه‌های خاک برای نخستین بار موجب دستیابی به توصیفی درست از ارتباط احتمال شکست و ضریب اطمینان روانگرایی و کاهش قابل توجه هزینه محاسباتی گردید. برخلاف تحقیقات گذشته که برای بیان رابطه FS و PL به یک خط در فضا محدود بودند، در این مطالعه شکل کلی و درست رابطه احتمال روانگرایی و ضریب اطمینان به‌صورت هندسه‌ای سطحی ارائه گردید.
- ۶- می‌توان گفت که برای FS در محدوده ۱-۱/۵، خطر و عدم قطعیت نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های مهندسی در مورد وقوع روانگرایی دارد، بطوریکه قرار گرفتن نمونه‌ای در این محدوده نه تنها به معنی عدم وقوع روانگرایی نمی‌باشد بلکه قریب ۳۴ درصد احتمال وقوع روانگرایی وجود دارد.
- ۷- نتایج تحلیل حساسیت نشان‌دهنده آن است که اثر عدم قطعیت پارامتر بزرگای زلزله بر مدل بیشتر از سایر پارامترها است، سهم عدم قطعیت این متغیر تقریباً ۳۲ درصد عدم قطعیت کل متغیرهای توصیفی مدل است.
- ۸- لحاظ کردن همبستگی پارامترها در مدل‌سازی، موجب کاهش عدم قطعیت خطای مدل و انحراف معیار مدل می‌شود. این امر اهمیت و لزوم استفاده از همبستگی پارامترها حتی در صورت ناچیز بودن اثر همبستگی در مدل‌سازی روانگرایی را نشان می‌دهد.
- ۹- مقایسه روش پیشنهادی با روش‌های متعین و احتمالاتی متداول نشان‌دهنده دقت بالاتر و پیش‌بینی بهینه‌تر روش پیشنهادی است. بیشتر پیش‌بینی‌های نادرست روش‌های احتمالاتی و متعین قبلی در موارد غیرروانگرا بوده است، که به‌صورت روانگرا پیش‌بینی شده‌اند و در واقع عملکردی بسیار محافظه‌کارانه دارند، درحالی که مدل توسعه داده شده در این مطالعه بهینه‌تر از روابط گذشته است و عمده موارد نزدیک به مرز روانگرایی گذشته را اصلاح کرده است. در مجموع پیش‌بینی‌های روش پیشنهادی ۱۶/۱۵ درصد موفقتر از مدل ستین و همکاران [۲۱] و ۲۰/۵۳ درصد موفقتر از روش‌های متعین [۷ و ۳] عمل کرده و عدم قطعیت پارامترها و انحراف معیار خطای مدل به‌صورت قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است.
- ۱۰- پژوهش حاضر در ادامه می‌تواند با تلاش برای دستیابی به معادله حالت حدی دقیقتری برای پیش‌بینی هرچه بهتر این پدیده مهم کمک کند. با توجه به برطرف شدن بسیاری از محدودیت‌های تحلیل قابلیت اعتماد روانگرایی توسط روش‌های نمونه‌گیری اهمیت و پیشینه‌نما، استفاده از این روش‌ها در دیگر بحث‌های مرتبط با روانگرایی به‌راحتی می‌تواند توسط محققان شکل بگیرد. بر اساس نتایج آنالیز حساسیت مبنی بر اهمیت عدم قطعیت پارامتر بزرگای زلزله، انجام مدل‌سازی احتمالاتی آن به‌صورت مجزا و بررسی اثرشان بر کاهش خطای مدل و انجام تحلیل قابلیت اعتماد سیستم ممکن است مفید واقع شود. همچنین توسعه مدلی مشابه براساس سایر آزمون‌های درجا نظیر آزمایش نفوذ مخروط و ... می‌تواند به‌عنوان موضوع پژوهش دیگری مطرح شود.

مراجع

- [1] Sharafi, H., & Parsafar, P. (2016). Seismic simulation of liquefaction-induced uplift behavior of buried pipelines in shallow ground. *Arabian Journal of Geosciences*, 9(3), 215.
- [2] Seed, H. B., Idriss, I. M., & Arango, I. (1983). Evaluation of liquefaction potential using field performance data. *Journal of Geotechnical Engineering*, 109(3), 458-482.

- [3] Seed, H. B., & Idriss, I. M. (1971). Simplified procedure for evaluating soil liquefaction potential. *Journal of Soil Mechanics & Foundations Div.*
- [4] Seed, H. B., Tokimatsu, K., Harder, L. F., & Chung, R. (1984). The Influence of SPT Procedures on soil liquefaction resistance evaluations. Report No. UCB/EERC-84/15. *Earthquake Engineering Research Center, University of California, Berkeley, CA.*
- [5] Seed, B. (1979). Soil liquefaction and cyclic mobility evaluation for level ground during earthquakes. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 105(ASCE 14380).
- [6] Jafarian, Y., Vakili, R., Sadeghi, A. R., Sharafi, H., & Baziar, M. H. (2008, January). A NEW SIMPLIFIED CRITERION FOR THE ASSESSMENT OF FIELD LIQUEFACTION POTENTIAL BASED ON DISSIPATED KINETIC ENERGY. In *14th World Conference on Earthquake Engineering*, pp. A-X.
- [7] Idriss, I. M., & Boulanger, R. W. (2010). *SPT-based liquefaction triggering procedures. Rep. UCD/CGM-10*, 2, 4-13.
- [8] Idriss, I. M., & Boulanger, R. W. (2008). *Soil liquefaction during earthquakes*. Earthquake Engineering Research Institute.
- [9] Idriss, I. M., & Boulanger, R. W. (2006). Semi-empirical procedures for evaluating liquefaction potential during earthquakes. *Soil dynamics and earthquake engineering*, 26(2-4), 115-130.
- [10] Seed, H. B., & De Alba, P. (1986). Use of SPT and CPT tests for evaluating the liquefaction resistance of sands. In *Use of in situ tests in geotechnical engineering*, 281-302, ASCE.
- [11] Juang, C. H., Fang, S. Y., & Khor, E. H. (2006). First-order reliability method for probabilistic liquefaction triggering analysis using CPT. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 132(3), 337-350.
- [12] Juang, C. H., Rosowsky, D. V., & Tang, W. H. (1999). Reliability-based method for assessing liquefaction potential of soils. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 125(8), 684-689.
- [13] Juang, C. H., Ching, J., Luo, Z., & Ku, C. S. (2012). New models for probability of liquefaction using standard penetration tests based on an updated database of case histories. *Engineering Geology*, 133, 85-93.
- [14] Goharzay, M., Noorzad, A., Ardakani, A. M., & Jalal, M. (2017). A worldwide SPT-based soil liquefaction triggering analysis utilizing gene expression programming and Bayesian probabilistic method. *Journal of Rock Mechanics and Geotechnical Engineering*, 9(4), 683-693.
- [15] Liao, S. S., Veneziano, D., & Whitman, R. V. (1988). Regression models for evaluating liquefaction probability. *Journal of Geotechnical Engineering*, 114(4), 389-411.
- [16] Youd, T. L., & Noble, S. K. (1997). *Liquefaction criteria based on statistical and probabilistic analyses* (No. Technical Report NCEER-97).
- [17] Toprak, S., Holzer, T. L., Bennett, M. J., & Tinsley III, J. C. (1999, August). CPT-and SPT-based probabilistic assessment of liquefaction. In *Proc., 7th US-Japan Workshop on Earthquake Resistant Design of Lifeline Facilities and Countermeasures against Liquefaction* (pp. 69-86). Buffalo, NY: Multidisciplinary Center for Earthquake Engineering Research.
- [18] Cetin, K. O., Der Kiureghian, A., & Seed, R. B. (2002). Probabilistic models for the initiation of seismic soil liquefaction. *Structural safety*, 24(1), 67-82.
- [19] Cetin, K. O., Seed, R. B., Der Kiureghian, A., Tokimatsu, K., Harder Jr, L. F., Kayen, R. E., & Moss, R. E. (2004). Standard penetration test-based probabilistic and deterministic assessment of seismic soil liquefaction potential. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 130(12), 1314-1340.
- [20] Cetin, K. O., Seed, R. B., Kayen, R. E., Moss, R. E., Bilge, H. T., Ilgac, M., & Chowdhury, K. (2018). Examination of differences between three SPT-based seismic soil liquefaction triggering relationships. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 113, 75-86. 111
- [21] Cetin, K. O., Seed, R. B., Kayen, R. E., Moss, R. E., Bilge, H. T., Ilgac, M., & Chowdhury, K. (2018). SPT-based probabilistic and deterministic assessment of seismic soil liquefaction triggering hazard. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 115, 698-709.
- [22] Hanna, A. M., Ural, D., & Saygili, G. (2007). Neural network model for liquefaction potential in soil deposits using Turkey and Taiwan earthquake data. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 27(6), 521-540.
- [23] Goh, A. T. (1994). Seismic liquefaction potential assessed by neural networks. *Journal of Geotechnical engineering*, 120(9), 1467-1480.
- [24] Baziar, M. H., & Sharafi, H. (2011). Assessment of silty sand liquefaction potential using hollow torsional tests—An energy approach. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 31(7), 857-865.
- [25] Sharafi, H., & Baziar, M. H. (2010). A laboratory study on the liquefaction resistance of Firouzkooh silty sands using hollow torsional system. *EJGE*, 15, 973-982.
- [26] Baziar, M. H., Shahnazari, H., & Sharafi, H. (2011). A laboratory study on the pore pressure generation model for Firouzkooh silty sands using hollow torsional test. *International Journal of Civil Engineering*, 9(2), 126-134
- [27] Movahed, V., Sharafi, H., Baziar, M. H., & Shahnazari, H. (2011). Comparison of Strain Controlled and Stress Controlled Tests in Evaluation of Fines Content Effect on Liquefaction of Sands—An Energy Approach. In *Geo-Frontiers 2011: Advances in Geotechnical Engineering*, 1804-1814.

- [28] Bolton Seed, H., Tokimatsu, K., Harder, L. F., & Chung, R. M. (1985). Influence of SPT procedures in soil liquefaction resistance evaluations. *Journal of Geotechnical Engineering*, 111(12), 1425-1445.
- [29] Seed, H. B. (1987). Design problems in soil liquefaction. *Journal of Geotechnical Engineering Division, ASCE*, 113(8), 827-845.
- [30] Boulanger, R. W., Meyers, M. W., Mejia, L. H., & Idriss, I. M. (1998). Behavior of a fine-grained soil during the Loma Prieta earthquake. *Canadian Geotechnical Journal*, 35(1), 146-158.
- [31] Amini, F., & Qi, G. Z. (2000). Liquefaction testing of stratified silty sands. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 126(3), 208-217.
- [32] Boulanger, R. W., & Idriss, I. M. (2006). Liquefaction susceptibility criteria for silts and clays. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 132(11), 1413-1426.
- [33] Bray, J. D., & Sancio, R. B. (2006). Assessment of the liquefaction susceptibility of fine-grained soils. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 132(9), 1165-1177.
- [34] Koester, J. P. (1994, October). The influence of fines type and content on cyclic strength. In *Ground failures under seismic conditions*, ASCE, 17-33.
- [35] Sharafi, H., & Jalili, S. (2014). Assessment of Cyclic Resistance Ratio (CRR) in Silty Sands Using Artificial Neural Networks. *Open Journal of Civil Engineering*, 4(03), 217.
- [36] Mirzaie, F., Mahsuli, M., & Ghannad, M. A. (2017). Probabilistic analysis of soil-structure interaction effects on the seismic performance of structures. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 46(4), 641-660.
- [37] Der Kiureghian, A. (1999, December). A Bayesian framework for fragility assessment. In *Proc., ICASP8 Conf*, 1003-1010.
- [38] Zhang, J., Chen, F.Y., Juang, C.H. & Chen, Q. (2018). Developing joint distribution of a_{max} and M_w of seismic loading for performance-based assessment of liquefaction induced structural damage. *Engineering Geology*, 232, 1-11.
- [39] Rosenblueth, E., & Estra, L. (1972). Probabilistic design of reinforced concrete buildings. *ACI Special Publication*, 31, 260.
- [40] Hwang, J. H., Yang, C. W., & Juang, D. S. (2004). A practical reliability-based method for assessing soil liquefaction potential. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 24(9-10), 761-770.
- [41] Shirzad-Ghaleroudkhani, N., Mahsuli, M., Ghahari, S. F., & Taciroglu, E. (2018). Bayesian identification of soil-foundation stiffness of building structures. *Structural Control and Health Monitoring*, 25(3), e2090.
- [42] Aghababaei, M., & Mahsuli, M. (2018). Detailed seismic risk analysis of buildings using structural reliability methods. *Probabilistic Engineering Mechanics*, 53, 23-38.
- [43] Naderi, M., Mahsuli, M. (2019). Uncertainty Quantification in Modeling of Steel Structures using Timoshenko Beam, *Journal of Structural and Construction Engineering*, 6(Special Issue 1), 27-42. doi: 10.22065/jsce.2017.97311.1316.
- [44] Gardoni, P., Der Kiureghian, A., & Mosalam, K. M. (2002). Probabilistic capacity models and fragility estimates for reinforced concrete columns based on experimental observations. *Journal of Engineering Mechanics*, 128(10), 1024-1038.
- [45] Nikolaidis, E., Ghiocel, D.M. & Singhal, S. eds. (2004). *Engineering design reliability handbook*. CRC Press.
- [46] Rahimi, H., & Mahsuli, M. (2019). Structural reliability approach to analysis of probabilistic seismic hazard and its sensitivities. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 17(3), 1331-1359.
- [47] Mahsuli, M. (2012). *Probabilistic models, methods, and software for evaluating risk to civil infrastructure*. Ph. D. dissertation. University of British Columbia, Department of Civil Engineering.
- [48] Mahsuli, M., & Haukaas, T. (2012). Computer program for multimodel reliability and optimization analysis. *Journal of Computing in Civil Engineering*, 27(1), 87-98.
- [49] Rezaei, F., Gerami, M., & Naderpour, H. (2017). Evaluation of seismic reliability of steel moment resisting frames rehabilitated by concentric braces with probabilistic models, *Journal of Structural and Construction Engineering*, 4(2), 5-18. doi: 10.22065/jsce.2016.38895.
- [50] Mahsuli, M., Rahimi, H., & Bakhshi, A. (2019). Probabilistic seismic hazard analysis of Iran using reliability methods. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 17(3), 1117-1143.