

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
République Algérienne Démocratique et Populaire
وزارة التعليم العالي و البحث العلمي

Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche scientifique

Université Mohamed Khider – Biskra

Faculté des Sciences et de la technologie

Département :Génie Civil et Hydrauliques

Ref :.....



جامعة محمد خيضر بسكرة

كلية العلوم و التكنولوجيا

قسم: الهندسة مدنية و الري

المرجع :.....

Thèse

Présentée pour l'obtention du diplôme de

Doctorat en Génie Civil

Spécialité (Option) : Géomécanique et ouvrages en interaction

Titre de la thèse

**Analyse numérique et probabiliste de la stabilité des talus
renforcés par géosynthétiques**

Présentée par :

Khawla Boudiaf

Soutenue publiquement le 27/09/2020 devant le jury composé de :

Hamadi Djamel	Professeur	Président	Université de Biskra
Benmeddour Djamel	Maître de Conférences A	Rapporteur	Université de Biskra
Baheddi Mohamed	Professeur	Examineur	Université de Batna
Messameh Abdelhamid	Maître de Conférences A	Examineur	Université de Biskra
Laouar Mohamed Salah	Maître de Conférences A	Examineur	Université de Tébessa

Je dédie ce travail à la mémoire de ma mère, à mon cher père, mon mari et sa famille, mon petit ange (Ouais) et toute ma famille pour tout le soutien et l'amour qu'ils m'ont apporté.

Remerciements

Je dois tout d'abord remercier Dieu le tout puissant et miséricordieux, qui m'a donné la force et la patience d'accomplir ce travail.

Je tiens à remercier très vivement et respectueusement M. Djamel Benmeddour, Maître de Conférences à l'Université de Biskra, qui m'a fait l'honneur d'accepter de m'encadrer et qui m'a fait confiance dans l'élaboration de ce travail. Je remercie en particulier M. Mekki Mellas, Professeur à l'université de Biskra, pour m'avoir intégré au sein de l'équipe Géomécanique et Ouvrages du Laboratoire de Recherche en Génie Civil.

Je présente aussi mes remerciements à M. Djamel Hamadi, Professeur à l'Université de Biskra, qui m'a fait l'honneur de présider le jury de thèse.

J'exprime également mes plus sincères remerciements à M. Mohamed Bahhedi, Professeur à l'Université de Batna, à M. Abdelhamid MESSAMEH, Maître de Conférences à l'Université de Biskra, et à M. Mohamed Salah Laouar, Maître de conférences à l'université de Tebessa qui ont eu l'amabilité d'examiner attentivement mon manuscrit et de m'apporter leurs commentaires et leurs corrections.

J'adresse mes remerciements à M. Sadok Feia et M. Jean-Michel Pereira pour ses remarques, conseils et orientations qui m'ont permis d'apporter des améliorations sur mon travail

Je n'oublie pas de remercier toute l'équipe du laboratoire de recherche LRGC pour tout le soutien et pour leur amitié.

Enfin, c'est à mon mari que s'adressent ces derniers mots. Je souhaite lui dire combien j'ai apprécié ses sacrifices et son soutien dans les moments difficiles et sa patience tout le long de ma thèse.

Résumé

Les effets des incertitudes associées aux propriétés de sol lors de l'analyse de la stabilité des talus renforcés par géogrilles, ne sont pas quantifiables dans les méthodes déterministes traditionnelles. Donc, il est indispensable de faire appel à une méthode probabiliste qui consiste à calculer la probabilité de rupture, dépendant non seulement des valeurs moyennes des propriétés de sol ou de géogrille mais également de leurs incertitudes associées. Ces paramètres géotechniques incertains ont été modélisés soit comme des variables aléatoires soit comme des champs aléatoires. Pour l'analyse probabiliste de la stabilité des talus menée dans la présente étude, on utilise une méthode bien connue qui est la méthode MCS (Monte Carlo Simulation).

L'objectif de cette thèse est d'étudier, d'une part, l'effet des champs aléatoires des paramètres de sol sur la stabilité des talus non renforcés, d'autre part, l'effet des incertitudes associées aux paramètres mécaniques des géogrilles sur la stabilité des talus renforcés. Les analyses probabilistes tenant compte de la variabilité spatiale des propriétés du sol et des géogrilles ont été effectuées à l'aide de la méthode RFEM (Random Finite Element Method). Les résultats obtenus ont montré que le champ aléatoire des paramètres de résistance au cisaillement a une influence importante sur les valeurs des moments statistiques de coefficient de sécurité et sur la probabilité de rupture. En revanche, la variation des forces maximales de traction dans les nappes de géogrille et la probabilité de rupture dépendent fortement par la variation spatiale de la résistance à la traction.

Mots clés : probabilité de rupture, résistance au cisaillement, résistance à la traction, anisotrope du champ aléatoire.

ABSTRACT

The effects of the uncertainties associated with the soil property during the analysis of slope stability reinforced by geogrids, are not quantifiable in traditional deterministic methods. Therefore, it is essential to use a probabilistic method for calculating the probability of failure, depending not only on the average values of the soil property or the geogrid property but also on their associated uncertainties. These uncertain geotechnical parameters were modeled either as random variables or as random fields. For the probabilistic analysis of slope stability carried out in the present study a well-known method is used which is the MCS (Monte Carlo Simulation) method. The objective of this thesis is to study, on the one hand, the effect of random fields of soil parameters on the stability of unreinforced slopes. On the other hand, the effect of the uncertainties associated with the mechanical parameters of geogrids. Probabilistic analysis taking into account the spatial variability of soil properties and geogrid were performed using the method RFEM (Random Finite Element Method).

The results obtained showed that the random field of the shear strength parameters has an important influence on the values of the statistical moments of factor of safety and on the probability of failure. In contrast, the variation of the maximum tensile forces in the layers of geogrid and the probability of rupture depend strongly on the spatial variation of the tensile strength.

Key Word: Probability of failure, shear strength, Tensile strength, anisotropic random field.

ملخص

تأثير الإرتيابات المرتبطة بخصائص التربة أثناء تحليل ثبات المنحدر المعزز بالنسيج (جيوسنتتيك)، والتي لا يمكن تحديدها كليا بالطرق الحتمية التقليدية. لذلك، فمن الأهمية استعمال طريقة الاحتمالات والتي تعتمد على حساب معامل الضمان والذي لا يتعلق بالقيم المتوسطة لخصائص التربة او خصائص النسيج فحسب، ولكن بارتياباتها. حيث تم تصميم هذه الإرتيابات المتعلقة بخصائص التربة إما كمتغيرات عشوائية أو كحقول عشوائية. من اجل هذا، يتم استخدام طريقة معروفة وهي طريقة محاكاة مونت كارلو (Monte Carlo).

الهدف من هذه الأطروحة هو دراسة تأثير الحقول العشوائية لخصائص التربة على استقرار المنحدرات غير المعززة. من ناحية أخرى، دراسة تأثير الإرتيابات المرتبطة بالخصائص الميكانيكية للنسيج جيوسنتتيكي على استقرار المنحدر المعزز. لذلك، أجريت التحليلات الاحتمالية مع مراعاة التباين المكاني لخصائص التربة والنسيج باستخدام طريقة العناصر العشوائية المحدودة (Random Finite Element Method).

أظهرت النتائج التي تم الحصول عليها أن المجال العشوائي لخصائص مقاومة القص له تأثير مهم على القيم الإحصائية لمعامل السلامة وعلى احتمال انهيار المنحدر. من ناحية أخرى، فإن اختلاف قوى الشد القصوى في طبقات النسيج الجيوسنتتيكي واحتمال انهيار المنحدر يعتمدان بشدة على التباين المكاني لقوة الشد.

الكلمات المفتاحية: احتمال الإنهيار، قوة القص، قوة الشد، الحقل العشوائي المتباين.

Table de Matières

<u>Introduction Générale</u>	1
1 <u>Chapitre I : Analyse probabiliste des propriétés de sol</u>	3
1.1 Introduction	3
1.2 Différentes sources des incertitudes	3
1.2.1 Incertitude liée à la variabilité naturelle des paramètres des sols	4
1.2.2 Erreurs et incertitudes liées à des mesures	5
1.2.2.1 Erreurs d'observation.....	5
1.2.2.2 Erreurs d'enquête	6
1.2.2.3 Essais de répétabilité et reproductibilité	6
1.2.3 Incertitudes liées à l'imperfection des modèles rhéologiques.....	9
1.3 Modélisation des incertitudes	10
1.3.1 Modélisation des incertitudes en variables aléatoires	10
1.3.1.1 Cohésion C_u	11
1.3.1.2 Angle de frottement φ	12
1.3.1.3 Le module de Young E et le coefficient de Poisson ν	13
1.3.1.4 Coefficient de corrélation ρ	13
1.3.2 Modélisation des incertitudes en champs aléatoires.....	14
1.3.2.1 Fonction d'autocorrélation	15
1.3.2.2 la longueur d'autocorrélation.....	16
1.4 Méthodes de discrétisation de champs aléatoires	17
1.4.1 Expansion de Karhunen-Loève ($K-L$)	18
1.5 Principaux modèles de variables aléatoires	19
1.5.1 Fonction de distribution	19
1.5.2 Distribution normale (loi gaussienne).....	20
1.5.3 Distribution lognormale ou loi Galton	21
1.6 Analyse de fiabilité.....	22
1.7 Fonction de base, d'état limite ou de performance.....	23
1.8 Méthodes probabilistes	24
1.8.1 Méthodes probabilistes pour calculer l'indice de fiabilité.....	24
1.8.1.1 Indice de Cornell β_c	24
1.8.1.2 Indice d'Hasofer-Lind β_{HL}	25
1.8.2 Méthodes probabilistes pour calculer la probabilité de rupture	28
1.8.2.1 Méthode de fiabilité de premier ordre (FORM).....	29

1.8.2.2	Méthode de simulation de Monte Carlo (MCS)	30
1.8.2.3	Méthode des tirages d'importance (Importance Sampling IS)	32
1.8.3	Méthodes probabilistes pour calculer des moments statistiques de la réponse du système	33
1.8.3.1	Méthode First Order Second Moment (FOSM)	34
1.8.3.2	Méthode de surface de réponse stochastique à base de collocation (CSRSM)	34
1.9	Méthodes déterministe et probabiliste utilisées	35
1.10	Conclusion	36
2	<u>Chapitre II</u> : Détermination de la fonction de base pour une pente simple et renforcée.....	37
2.1	Introduction	37
2.2	Variabilité de renforcement	37
2.2.1	Variabilité inhérente de la résistance à la traction.....	37
2.2.2	Variabilité inhérente de la longueur et de l'espacement de renforcement	38
2.2.3	Résumé des variabilités inhérentes de renforcement	38
2.3	Analyse probabiliste de la stabilité d'une pente renforcée par géogridde.....	39
2.3.1	Coefficient de sécurité.....	39
2.3.1.1	Concept	39
2.3.2	Méthodes déterministes.....	40
2.3.3	Description des variations naturelles.....	44
2.3.4	Fonction de base d'état limite	44
2.3.4.1	Pente non renforcée.....	44
2.3.4.2	Pente renforcée par géogridde	46
2.5	Probabilité de rupture et coefficient de sécurité	50
2.6	Effets de la variation des propriétés du sol sur le comportement géotechnique.....	53
2.6.1	Effets de la variabilité de sol sur la stabilité des pentes	53
2.6.1.1	Pente non renforcée.....	53
2.6.1.2	Pente renforcée.....	55
2.6.2	Effets de la variabilité de sol sur la portance des fondations superficielles	57
2.7	Conclusion	59
3	<u>Chapitre III</u> : Outils numériques et lois de comportement.....	61
3.1	Introduction	61
3.2	OptumG2	61
3.3	Modélisation numérique	62

3.3.1	Principe de la modélisation par éléments finis.....	63
3.3.2	Analyse gaussienne et lagrangienne.....	63
3.3.3	Maillage adaptatif.....	64
3.3.4	Éléments de maillage disponible dans OptumG2	65
3.4	Modèles de comportement et éléments de structure.....	65
3.4.1	Modèles de comportement	65
3.4.1.1	Comportement élastique linéaire isotrope.....	67
3.4.1.2	Comportement élastoplastique.....	67
3.4.2	Élément de structure (géogrid).....	69
3.5	Technique de réduction de la résistance au cisaillement.....	72
3.6	Conclusion.....	74
4	<u>Chapitre IV : Etude de la variabilité spatiale d'angle de frottement sur la stabilité des talus</u>	76
4.1	Introduction	76
4.2	Présentation du modèle.....	76
4.3	Validation du modèle.....	78
4.3.1	Model I.....	78
4.3.2	Model II.....	79
4.4	Résultats et discussions	80
4.4.1	Effet de coefficient de variation COV et distance d'autocorrélation θ du champ aléatoire de C_u	80
4.4.1.1	Effet de distance anisotrope d'autocorrélation.....	80
4.4.1.2	Effet de coefficient de variation.....	83
4.4.2	Effet du champ aléatoire de poids volumique γ	85
4.4.3	Influence de distance d'autocorrélation unidirectionnelle (horizontale ou verticale)	87
4.5	Conclusion.....	92
5	<u>Chapitre V : L'effet de champs aléatoires isotropes de la résistance à la traction sur la stabilité des talus renforcés</u>	94
5.1	Introduction	94
5.2	Présentation du modèle.....	94
5.2.1	Propriétés du renforcement	95
5.3	Validation du modèle.....	96
5.4	Travaux connexes préalables.....	97
5.5	Résultats et discussions	98

5.5.1	Analyse déterministe	98
5.5.2	Analyse probabiliste	99
5.5.2.1	Modélisation d'angle de frottement comme un champ aléatoire	99
5.5.3	Modélisation de la résistance à la traction comme variable aléatoire	101
5.5.4	Modélisation de la résistance à la traction comme champs aléatoire isotrope.	103
5.6	Conclusion	109

Liste des Figures

Figure 1.1 Types des incertitudes des propriétés du sol (Kulhawy, 1992).....	4
Figure 1.2 La variabilité inhérente du sol (Phoon et Kulhawy, 1999).	14
Figure 1.3 Illustration de séparation des zones de rupture et de sécurité par la fonction de base $g(x)$	23
Figure 1.4 Indice de fiabilité de Hasofer-Lind dans l'espace standard des variables aléatoires.	25
Figure 1.5 Relation entre l'indice de fiabilité β et la probabilité de rupture P_f (Nadim, 2007).	28
Figure 2.1 Méthode des blocs.....	41
Figure 2.2 Méthode des perturbations	42
Figure 2.3 Méthode de Caquot-Taylor	43
Figure 2.4 Pente non renforcée.....	45
Figure 2.5 Géométrie de la pente renforcée par géogridde	47
Figure 2.6 Le mécanisme d'extraction dans la géogridde.....	48
Figure 2.7 La variation de probabilité de rupture en fonction de la longueur de corrélation pour différents coefficients de variation (Griffiths et Fenton, 2004).....	53
Figure 2.8 Influence de la longueur de corrélation sur l'hétérogénéité de la cohésion (Griffiths et Fenton, 2004).....	54
Figure 2.9 Résultats de la simulation de Monte Carlo, fonction de densité de probabilité ($COV_{cu} = 0,3$, $\theta_h = 20$ m et $\theta_v = 2$ m), (Cho, 2009).	54
Figure 2.10 Géométrie de pente renforcée, les nappes de renforcement et maillage FEM (Luo et al, 2016).....	55
Figure 2.11 La variation de la probabilité de rupture en fonction de la variation d'angle de frottement pour différents coefficients de variation d'angle de frottement (Luo et al, 2016).....	56
Figure 2.12 Mécanisme de rupture correspondant à la variabilité spatiale d'angle de frottement ($\theta_h=10$ m, $\theta_v=0.5$, $\mu_{tan\phi}=0.55$, $COV_{tan\phi}=0.2$, $\phi=29^\circ$), (Luo et Bathurst, 2018).	56
Figure 2.13 La variation de la force de traction en fonction de la longueur d'autocorrélation normalisée (θ/H). (Les valeurs soulignées correspondent au cas homogène avec une variabilité aléatoire), (Luo et Bathurst, 2018).	57
Figure 2.14 Maille déformée typique, les régions plus foncées indiquent un sol plus faible (Griffiths et Fenton, 2001).....	59
Figure 3.1 Transformation des équations d'un système physique (Rahmani, 2011).....	62
Figure 3.2 Déplacement quadratique / triangles de contraintes linéaires des types de Lagrange et Gauss d'après le manuel OptumeG2 (2016).	64
Figure 3.3 Méthodes adaptatives : s-, r-, p-, h-raffinement (Fish, 1992 ; Ghosh et Manna, 1993 ; Babuska et Szabo, 1982 ; Demkowicz et al, 1985)	65
Figure 3.4 Critère de plasticité dans le plan de Coulomb.....	68
Figure 3.5 Conditions de rupture de Mohr-Coulomb dans l'espace des contraintes principales.....	69

Figure 3.6 Section rectangulaire des géogrilles pour $t= 0.1\text{cm}$.	69
Figure 3.7 Modélisation numérique des essais d'extraction en élément fini (De et Vellon 2005).	71
Figure 3.8 Modélisation numérique d'une pente renforcée par géogrille en éléments finis (Luo et Bathurst 2018).	72
Figure 4.1 Dimension de la pente adoptée	76
Figure 4.2 Conditions aux limites et maillage du modèle.	78
Figure 4.3 Mécanisme de rupture critique.	79
Figure 4.4 Variation de la probabilité de rupture P_f en fonction de θ_v/H à différente θ_h/H , ($COV_{Cu} = 0,5$, $COV_\gamma = 0,1$).	80
Figure 4.5 Variation de Coefficient de variation de facteur de sécurité (COV_{FS}) en fonction de θ_h/H .	81
Figure 4.6 Variation de l'écart type de facteur de sécurité (σ_{FS}) en fonction de θ_h/H .	81
Figure 4.7 Variation de la moyenne de facteur de sécurité (μ_{FS}) en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H).	82
Figure 4.8 Variation de la probabilité de rupture (P_f) en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H).	83
Figure 4.9 Variation de la moyenne μ_{FS} , le coefficient de variation COV_{FS} de facteur de sécurité et la probabilité de rupture (P_f) en fonction de COV_{Cu} .	84
Figure 4.10 Histogramme du volume de la masse glissante pour le modèle I ($COV_{Cu} = 30\%$, $COV_\gamma = 10\%$, $\theta_v = 2\text{ m}$, $\theta_h = 20\text{ m}$).	85
Figure 4.11 probabilité de distribution de la masse mobilisée pour le modèle I ($COV_{Cu} = 30\%$, $COV_\gamma = 10\%$, $\theta_v = 2\text{ m}$, $\theta_h = 20\text{ m}$).	86
Figure 4.12 Réalisations de champs aléatoires de la cohésion C_u et les surfaces de rupture qui leur correspond (a) surface de rupture déterministe (b) variabilité spatiale de la cohésion ($COV_{Cu} = 30\%$, $\theta_v = 2\text{ m}$; $\theta_h = 20\text{m}$) (c) variabilité spatiale de la cohésion et poids volumique ($COV_{Cu}=30\%$, $COV_\gamma=10\%$, $\theta_v =2\text{m}$, $\theta_h=20\text{m}$).	87
Figure 4.13 Variation de P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} en fonction de θ_h/H à différentes θ_v/H avec ($COV_{Cu} = 0.5$, $COV_\gamma = 0,1$) (modèle II).	88
Figure 4.14 Variation de P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} en fonction de θ_v/H à différentes θ_h/H avec ($COV_{Cu} = 0.5$, $COV_\gamma = 0,1$) (modèle II).	89
Figure 4.15 Variation de la probabilité de distribution de (a) facteur de sécurité (b) masses mobilisées (modèle I (à gauche) et le modèle II (à droite)).	91
Figure 4.16 Réalisations des champs aléatoires de la cohésion et le mécanisme de rupture correspondant pour le modèle II (a) $\theta_h = 20\text{ m}$, $\theta_v = 0\text{ m}$; (b) $\theta_h = 0\text{ m}$, $\theta_v = 2\text{m}$; (c) $\theta_h = 20\text{m}$, $\theta_v = 2\text{m}$.	92
Figure 5.1 Dimension du modèle adopté.	94
Figure 5.2 Maillage FEM du modèle renforcé	96
Figure 5.3 Mécanisme de rupture critique déterministe (a) pente non renforcée, (b) pente renforcée.	97

Figure 5.4 Variation du facteur de sécurité en fonction d'angle de frottement.....	98
Figure 5.5 Mécanisme de rupture externe pour un angle de frottement 25 ° (Fs = 1,24).....	99
Figure 5.6 Mécanisme de rupture interne pour un angle de frottement 40 ° (Fs = 1,82).	99
Figure 5.7 Variation de probabilité de rupture en fonction d'angle de frottement $COV_{\varphi}=0.2$	100
Figure 5.8 Variation de probabilité de rupture en fonction d'angle de frottement $COV_{\varphi}=0.5$	100
Figure 5.9 Réalisation typiques du champ aléatoire d'angle de frottement et de surfaces de rupture critiques correspondantes (a) $\varphi= 20^{\circ}$; $COV_{\varphi} = 0,2$; $\theta_v = 4m$; $\theta_h = 30m$ (b) $\varphi=45^{\circ}$; $COV_{\varphi} = 0,2$; $\theta_v =$ $4m$; $\theta_h = 30m$	101
Figure 5.10 Variation de la probabilité de rupture en fonction de coefficient de variation.....	102
Figure 5.11 Probabilité de distribution des forces normales pour différents COV_T	103
Figure 5.12 Variation de la probabilité de rupture en fonction de θ/H	104
Figure 5.13 Variation de la probabilité de rupture en fonction de COV_T	105
Figure 5.14 Probabilité de distribution des forces normales pour différents COV_T	105
Figure 5.15 Distribution de la résistance à la traction (a) cas de la variabilité aléatoire (b) cas de la variabilité spatiale.....	106
Figure 5.16 Forces maximales de traction dans les nappes de géogrilles (a) la dernière nappe (la nappe 5) (b) la première nappe (la nappe 1).	107
Figure 5.17 Distribution des forces normales (a) cas de la variabilité aléatoire (b) cas de la variabilité spatiale.....	108

Liste des tableaux

Tableau 1-1 Test de Fisher	8
Tableau 1-2 coefficient de variation de la cohésion (COV_{cu})	12
Tableau 1-3 Coefficient de variation d'angle de frottement (COV_{ϕ})	13
Tableau 1-4 Coefficient de variation de module de Young (COV_E)	13
Tableau 1-5 Fonctions d'autocorrélation unidimensionnelle (Baecher et Christian, 2003)	16
Tableau 1-6 Valeurs de la longueur d'autocorrélation des propriétés du sol (El-Ramly, 2003)	17
Tableau 1-7 Relation entre l'indice de fiabilité et le niveau de sécurité (USACE, 1997) (Kamien, 1997 ; Perry, 1994)	28
Tableau 1-8 Les méthodes déterministe et probabiliste utilisées dans la littérature	35
Tableau 2-1 Résumé de la variabilité inhérente des propriétés de renforcement (Kitch, 2004)	38
Tableau 2-2 Les méthodes des tranches (Racana, 2002)	41
Tableau 2-3 Valeurs du minimum des coefficients de sécurité totaux, Terzaghi et Peck (1967)	52
Tableau 2-4 Valeurs du minimum des coefficients de sécurité partiels d'après Mayerhof (1970)	52
Tableau 2-5 Valeur du minimum des coefficients de sécurité totaux en mécanique des sols	52
Tableau 3-1 Les éléments disponibles dans OptumG2 d'après le manuel OptumG2 (2016)	66
Tableau 3-2 Paramètres du modèle MC (Gay, 2000 ; Abdelouhab, 2010)	68
Tableau 3-3 Paramètres de résistance d'interface modifiée d'après le manuel Optum G2 (2016)	70
Tableau 3-4 Modèles numériques existant en élément fini d'après Lajevardi (2013)	73
Tableau 3-5 Paramètres réduits dans l'analyse de réduction de résistance d'après le manuel OptumG2 (2016)	73
Tableau 3-6 Paramètres réduits dans l'analyse de réduction de résistance (éléments de Structure)	74
Tableau 4-1 Paramètres de contrôle du maillage adaptatif	77
Tableau 4-2 Les caractéristiques géotechniques du sol	78
Tableau 4-3 Comparaison du facteur de sécurité	79
Tableau 5-1 Les caractéristiques géotechniques du sol	95

Notations et symboles

ε	L'erreur
$COV(x_i)$	Le coefficient de variation de variable x_i
$\sigma(x_i)$	L'écart type de variable x_i
$\mu(x_i)$	La moyenne de variable x_i
θ	La longueur d'autocorrélation
θ_v	La longueur d'autocorrélation verticale
θ_h	La longueur d'autocorrélation horizontale
σ_{FS}	L'écart type de coefficient de sécurité
μ_{FS}	La moyenne de coefficient de sécurité
ρ	Coefficient de corrélation
Δ	La distance de séparation
$\xi(z)$	La propriété réelle de sol à la profondeur z
$t(z)$	La valeur de la tendance en z
$w(z)$	L'écart par rapport à la tendance en profondeur z
$Var(x_i)$	La variance de variable x_i ($i=1,2$)
COV_φ	Coefficient de variation d'angle de frottement
COV_{cu}	Coefficient de variation de la cohésion non drainée
COV_E	Coefficient de variation de module de Young
COV_ν	Coefficient de variation de poisson
COV_{Tult}	Coefficient de variation de la résistance à la traction
COV_γ	Coefficient de variation de poids volumique
$COV(P_f)$	Coefficient de variation de la probabilité de rupture
$COV(F_s)$	Coefficient de variation de coefficient de sécurité
$Cov(x_1, x_2)$	La covariance des deux variables x_1 et x_2
$g(x)$	Fonction de base (performance)
β	Indice de fiabilité
β_C	Indice de Cornell
β_{HL}	Indice d'Hasofer-Lind
Φ	Fonction de répartition
u_i ($i=1,2,\dots,n$)	Les variables aléatoires normales standard non corrélées
CDF	Fonction de densité cumulée
p_f	Probabilité de rupture

N_f	Le nombre d'échantillons des réalisations situées à l'intérieure du domaine de rupture
N	Le nombre total des réalisations
$E(X, \theta)$	Le champ aléatoire gaussien
$F_{X(x)}$	Fonction de distribution
$f_{X(x)}$	Fonction de densité de probabilité
λ_x, ξ_x	Deux paramètres de la distribution lognormale
C_u	Cohésion non drainé
Φ	Angle de frottement
E	Module de Young
ν	Coefficient de poisson
γ	Poids volumique
T_{ult}	La résistance à la traction
τ	La contrainte de cisaillement
σ	La contrainte normale
L_e	La longueur d'ancrage
J	La rigidité axiale
C.D	L'essai triaxial en condition consolidé drainé
U.U	L'essai triaxial en condition non consolidé non drainé
C.U	L'essai triaxial en condition consolidé non drainé
CPT	L'essai au pénétromètre statique
SPT	L'essai de pénétration standard
F_s	Coefficient de sécurité
R	La résultante des forces résistances
S	La résultante des forces motrices
MCS	La simulation de Monte Carlo
FORM	Méthode de fiabilité du premier ordre
RFEM	Méthode des éléments finis aléatoire

La liste de terminologie

Cette liste de terminologie est intéressée à clarifier les termes probabilistes.

Terminologie	Définition
La Probabilité de rupture P_r	Est la probabilité d'avoir une valeur négative d'une réalisation de la fonction de base $g(x)$
Fonction de base $g(x)$	Définie de telle manière que la rupture apparaisse, quand $g(x) < 0$, où x désigne l'ensemble des paramètres aléatoires d'entrée (dans cette étude $g(x) = F_s - 1$)
Variable aléatoire x	On appelle variable aléatoire toute grandeur non déterminée à priori dont on sait avec quelle probabilité elle peut prendre telle ou telle valeur parmi une population (ensemble de valeurs)
La variabilité spatiale	L'étude de la variabilité aléatoire des propriétés de sol dans l'espace, elle est mesurée au moyen de la longueur de corrélation θ
La longueur d'autocorrélation θ	La distance à laquelle la propriété du sol montre une corrélation relativement forte d'un point à l'autre, au-delà de cette distance la corrélation est nulle
Le champ aléatoire	Dans le cas où la variabilité spatiale du sol est prise en compte, les variables aléatoires peuvent être modélisées par l'intermédiaire de champs aléatoires, pour lesquels la valeur numérique de la variable dépend des coordonnées spatiales du point considéré
La moyenne μ	La valeur moyenne des propriétés de sol μ
L'écart type σ	Mesure l'erreur absolue dans l'estimation de la moyenne μ
Le coefficient de variation COV	Défini comme le rapport de l'écart-type à la moyenne, est un facteur adimensionnel utile. Il caractérise la dispersion intrinsèque de la variable
La corrélation	C'est une description de la nature et du degré d'une relation entre une paire de variables quantitatives
La variance	représente le degré des fluctuations des valeurs moyennes
La structure de corrélation	décrit la similitude entre les fluctuations enregistrées en deux points en fonction de la distance entre ces points

Introduction générale

Les sols sont des milieux hétérogènes anisotropes et discontinus qui sont habituellement définis par un certain nombre de caractéristiques physiques et mécaniques. Du fait de l'hétérogénéité, ces caractéristiques peuvent présenter en chaque point des valeurs légèrement différentes. Elles ne peuvent donc être définies correctement (aux erreurs de mesure près) qu'en faisant une mesure en chaque point, ce qui est évidemment impossible. Le caractère probabiliste des données de mécanique des sols n'est pas pris en compte dans les méthodes déterministes. Ces méthodes (déterministes) se basent sur des lois de comportement du sol où des valeurs fixes sont attribuées aux paramètres figurant dans les équations du modèle mathématique adopté. Les facteurs de sécurité calculés sont comparés à des différentes sources d'incertitudes comme par exemple l'échantillonnage limité, l'imperfection des modèles mathématiques, les erreurs de mesure inévitables et la variabilité dans le temps et dans l'espace des propriétés de sol. Il est évident que ces derniers ne peuvent jamais être évalués de manière entièrement déterministe.

Les méthodes probabilistes peuvent permettre une meilleure évaluation du risque, par le biais de la prise en compte des incertitudes associées aux propriétés du sol. Cette approche permettra à l'ingénieur d'avoir un complément utile à l'analyse déterministe pour mieux apprécier et quantifier les incertitudes. Le résultat final d'une analyse probabiliste est la probabilité de rupture qui représente une mesure de fiabilité de l'ouvrage évalué sur la base des valeurs de la fonction performance correspondant aux différentes réalisations numériques des paramètres aléatoires ou spatiales.

Le problème de la stabilité des pentes renforcées par géosynthétiques (géogrille) représente une des plus fréquentes applications de l'approche probabiliste dans le domaine géotechnique. Ce travail de thèse s'intéresse à l'étude numérique de la stabilité d'une pente renforcée par géogrille en tenant compte de la contribution de la variabilité des paramètres de sol et la variabilité des paramètres de géogrille. Pour pouvoir prendre en compte le caractère hétérogène du sol au travers de ses propriétés physiques et mécaniques, et donc pouvoir décomposer le massif en éléments plus petits avec des valeurs des paramètres de calcul, nous utilisons la méthode des éléments finis au travers du logiciel OptumG2. L'analyse probabiliste de la stabilité des pentes a été réalisée en utilisant la méthode des éléments finis aléatoires (RFEM), qui combine la méthode de réduction de la résistance au cisaillement avec des champs aléatoires

générés à l'aide de la simulation de Monte Carlo. Chaque paramètre de champ aléatoire de résistance au cisaillement a été généré à l'aide de l'expansion de Karhunen-Loève.

Pour atteindre les objectifs visés dans cette étude, nous avons divisé notre travail en cinq chapitres décomposés en deux parties.

La première partie représente « une synthèse bibliographique » consacrée à l'analyse probabiliste des propriétés de sol et des pentes renforcées par géogrille, ainsi que de l'outil numérique choisi et les lois de comportement utilisées pour la modélisation numérique. Elle est, elle-même, découpée en trois chapitres.

Le premier chapitre de cette thèse s'attache à citer les différents types des sources d'incertitude en mécanique des sols ainsi les différentes méthodes probabilistes de détermination de la probabilité de rupture.

Le deuxième chapitre présente les différentes sources d'incertitudes dans les géosynthétiques ainsi que les méthodes déterministes du calcul du coefficient de sécurité pour développer la fonction de base, une brève revue bibliographique sur les méthodes probabilistes qui ont été appliquées aux problèmes de géotechnique.

Le troisième chapitre est consacré à la présentation des lois de comportement utilisées lors de l'étude, ainsi que l'outil de calcul utilisé OptumG2.

La deuxième partie de cette thèse présente les développements effectués pour étudier l'effet des incertitudes sur la stabilité des pentes renforcées et non renforcées. Les résultats obtenus sont divisés en deux grands volets et ils sont présentés dans les deux derniers chapitres.

Le quatrième chapitre rassemble les résultats concernant la variabilité spatiale des propriétés des sols, Les résultats obtenus présentent l'effet des différents paramètres étudiés sur la probabilité de rupture, ainsi la comparaison de ses résultats avec ceux disponibles dans la littérature. Finalement, le cinquième chapitre présente l'étude probabiliste d'une pente renforcée par géogrille. Cette contribution traite l'influence des paramètres mécaniques des géogrilles sur la stabilité des pentes.

Ce plan de travail est terminé par une conclusion générale qui résume les principales constatations retenues de ce travail. Ainsi, quelques perspectives sont proposées pour des futures études.

1 Chapitre I : Analyse probabiliste des propriétés de sol

1.1 Introduction

Depuis une quinzaine d'années on assiste à l'essor d'une nouvelle branche de la mécanique des sols qui s'est fixé pour objectif de traiter quantitativement la variabilité naturelle des sols et toutes les incertitudes affectantes, le dimensionnement des ouvrages afin de déterminer la "précision" ou la "fiabilité" des études géotechniques et des projets. Dans ce chapitre nous présentons une revue bibliographique des connaissances utiles à la compréhension de ce travail de thèse. Les différentes sources d'incertitude sont décrites, puis la modélisation mathématique de ces incertitudes sous la forme de variables aléatoires ou de champs aléatoires sont détaillées. Ensuite, les différentes méthodes de discrétisation de champ aléatoire sont brièvement décrites. Enfin, les méthodes probabilistes utilisées pour effectuer l'analyse probabiliste sont présentées et discutées. Le chapitre se termine par une conclusion.

1.2 Différentes sources des incertitudes

L'incertitude en géotechnique est un phénomène complexe résultant de plusieurs types de sources. Il est bien connu que les propriétés de sol soient variables d'un point à un autre dans des couches de sol dit homogènes. La variabilité dans les propriétés mesurées dans ces couches vient de différentes sources. Kulhawy (1992) a quantifié la variabilité inhérente (intrinsèque), les erreurs de mesure et l'incertitude de transformation (modélisation) en tant que sources primaires d'incertitude géotechnique, comme illustré sur la Figure 1.1.

La première source d'incertitude est inévitable, elle résulte des processus géologiques complexes qui ont contribué à la formation et à la modification progressive du sol considéré. La seconde incertitude est liée à (i) l'appareil de mesure, (ii) l'opérateur des mesures, et (iii) au manque de connaissance liée à des mesures ou des reconnaissances géotechniques incomplètes. Cette source d'incertitude peut être réduite par des moyens de mesure appropriés. La troisième source d'incertitude est liée à l'utilisation de modèles de comportement théoriques qui ne peuvent qu'approximer le comportement réel du sol. Un modèle de transformation est nécessaire pour convertir les mesures des essais en des valeurs des propriétés du sol que l'ingénieur pourra utiliser dans ses modèles de calcul. Une incertitude est ainsi introduite car les modèles de transformation utilisent des procédures de lissage empiriques (Phoon et Kulhawy, 1999).

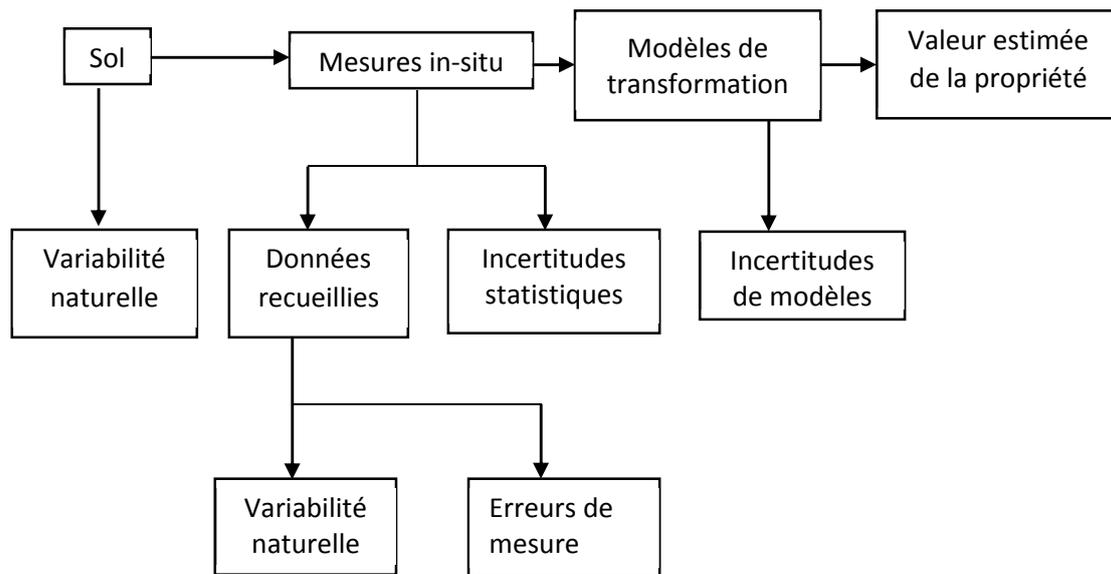


Figure 1.1 Types des incertitudes des propriétés du sol (Kulhawy, 1992).

1.2.1 Incertitude liée à la variabilité naturelle des paramètres des sols

La variabilité qui affecte les propriétés des sols n'est pas aléatoire. Elle est liée à l'histoire de leur formation qui a ses lois très précises (tectonique, érosion, transport et sédimentation, etc.) et à la nature même de la matière. Mais la complexité de ces lois et des conditions de leur application et la complexité de la matière font qu'il est impossible de connaître parfaitement ces propriétés, on est donc devant un phénomène incertain au sens où on ne peut prévoir de façon certaine ses réalisations, c'est-à-dire les propriétés en un point d'un massif. La première démarche est de connaître l'essence des phénomènes et pour cela une bonne reconnaissance géologique est toujours indispensable ; elle réduit le caractère incertain de la prévision. Cet incertain naturel peut avoir divers degrés et donc entraîner différents moyens d'investigation, de prise en compte et de modélisation (Favre et al, 2000) :

- On peut se trouver dans des terrains à fortes hétérogénéités avec des fractures, des zones de faiblesse ou au contraire des points "durs", des arrivées d'eau, etc. Géométrie et propriétés sont très tourmentées.
- Les terrains peu désordonnés présentant une stratification relativement régulière. Aussi, la reconnaissance géotechnique, guidée par le modèle géologique du terrain, prend ici toute son importance pour proposer un modèle mécanique de terrain.

- Les terrains peuvent avoir été fabriqué par l'homme, qu'il s'agisse de barrages en terres, de remblais, etc. Dans ces cas, il faut des contrôles de fabrication et des tests de réception.

1.2.2 Erreurs et incertitudes liées à des mesures

1.2.2.1 Erreurs d'observation

- *Erreurs de mesure, ϵ_{ao}*

Elles sont liées à l'appareil de mesure et à l'opérateur. Avec le progrès de la métrologie, les erreurs d'imprécision et d'opérateur ont été considérablement réduites. Encore faut-il avoir fait un étalonnage et un tarage corrects. Mais, il reste les erreurs de reproductibilité liées au caractère destructif de la plupart des essais de géotechnique et les erreurs d'opérateur liées à la difficulté de certains essais (au triaxial, au pressiomètre, etc.).

Enfin, il est bien connu que chaque essai représentant le coup de main de l'opérateur, on constate des différences systématiques plus ou moins grandes d'un laboratoire à un autre. Les problèmes organisationnels tel une mauvaise communication entre l'opérateur des essais (in situ et/ou laboratoire) et ses supérieurs, sont aussi une source potentielle d'incertitude humaine qui est souvent rencontrée en pratique. Ces incertitudes influencent directement ou à un second degré tous les aspects d'un problème, de sa définition jusqu'au choix de la solution car le risque est toujours porté et géré par l'humain.

- *Erreurs de représentativité, ϵ_{rep}*

Elles proviennent de la transformation de la mesure physique. On ne mesure guère directement que des longueurs, des masses et des températures. La plupart des appareils d'essais géotechniques sont basés sur des mesures de déplacement. Il faut donc transformer la mesure. On procède alors à un étalonnage de l'appareil et à son tarage. Mais, il y a des transformations plus importantes et plus incertaines : section d'un échantillon au triaxial pour la contrainte σ_1 , Pente initiale d'une courbe de chargement pour le module de Young, ... Etc.

- *Erreurs de l'instant, ϵ_{inst}*

Elles proviennent de la variation de la propriété entre le moment de mesure et le moment où le sol est mis en œuvre. Le cas typique est celui des propriétés du béton. Pour les sols, le remaniement relève de ce type d'erreur, en particulier pour tous les essais mécaniques de laboratoire et pour l'essai pressiométrique.

1.2.2.2 Erreurs d'enquête

- *Erreurs d'enquêtes proprement dites*

Elles sont liées à une mauvaise conduite des reconnaissances. Les mesures effectuées ne sont pas représentatives du problème : l'exemple d'un remblai récent mal identifié au droit de deux fondations superficielles qui les sollicite, un remblai ancien en biseau pouvant exister sous une des deux fondations ; un autre exemple illustre le problème d'une fondation superficielle reconnue au moins de 3 à 5 fois la largeur, ignorant ainsi une couche faible qui peut piloter les tassements.

- *Erreurs d'échantillonnage*

Imaginons que chaque mesure est parfaite mais que la propriété varie d'un point à un autre de l'espace. Cette variabilité naturelle sera modélisée comme une variable aléatoire dont il est à estimer les caractéristiques avec les mesures. Il y a ainsi un échantillon statistique de taille n pour estimer les caractéristiques d'une population infinie. Ces caractéristiques vont être estimées par un intervalle de confiance : la moyenne (ou l'écart type) de la propriété, qui est sûre mais inconnue à une probabilité de 95% par exemple d'être encadrée par deux valeurs dépendant des observations.

Mais ces erreurs peuvent être réduites par des essais de répétabilité et de reproductibilité, couramment appelées R&R, ce sont des méthodes statistiques utilisées dans le contrôle de processus SPC (Statistical Process Control) pour mesurer la précision et la variation présentes dans un appareil de mesure et l'efficacité de l'instrument qui en découle pour l'utiliser comme instrument de mesure. Comme le nom l'indique, la valeur R&R comporte deux composants, la répétabilité liée à la capacité de l'appareil proprement dit à produire des résultats homogènes (précision) lors d'essai répétitifs selon la même méthode, et la reproductibilité ou capacité de l'appareil à fournir des résultats répétés, quel que soit l'opérateur réalisant l'essai (variation entre les opérateurs).

1.2.2.3 Essais de répétabilité et reproductibilité

L'essai de répétabilité et reproductibilité vise à caractériser l'ensemble de la dispersion du processus de mesure en séparant ce qui est du ressort de la répétabilité (c'est-à-dire la dispersion de la répétition de mesure) de ce qui est du ressort de la reproductibilité (c'est-à-dire une différence entre plusieurs opérateurs).

Pour réaliser ce test il faut :

Essais standard : 3 opérateurs mesurent chacun 10 pièces 3 fois chacune

Essais rapide : 3 opérateurs mesurent chacun 10 pièces 1 fois chacune (ce test ne permet pas de dissocier répétabilité et reproductibilité)

Une fois les mesures effectuées, il y a deux méthodes pour calculer la dispersion du moyen de mesure :

Méthode ANOVA : Méthode plus exacte, qui permet de calculer à la fois la répétabilité, la reproductibilité et détecter s'il y a des interactions entre pièces et opérateurs.

Méthode RANGE : Méthode plus approchée, facile à calculer avec un tableur Excel, mais qui ne permet pas de détecter une éventuelle interaction pièces/opérateur.

Nous vous recommandons de conserver la méthode de calcul **ANAVAR** car c'est la plus précise.

- *Méthode ANOVA*

La méthode ANOVA (ANalysis Of Variance), est préférée à la méthode RANGE. Elle quantifie l'interaction entre la répétabilité et la reproductibilité et est considérée comme plus précise que la méthode des étendues et des moyennes (RANGE). Pour quantifier la répétabilité et de la reproductibilité en utilisant la méthode ANOVA, plusieurs pièces, un moyen de mesure, des opérateurs et des mesurages sont nécessaires.

La méthode recommandée est utilisée 10 pièces, 3 opérateurs et 3 séries de mesures, pour un total de 90 mesures. Cette méthode utilise les techniques statistiques pour analyser les effets des différents facteurs dans les mesurages.

Tableau 1-1 Test de Fisher

Source des erreurs	Somme des carrés	Degré de liberté	Moyenne des carrés	F statistique
Opérateurs	SSA	a-1	$MSA = \frac{SSA}{a-1}$	$F = \frac{MSA}{MSE}$
Pièces	SSB	b-1	$MSB = \frac{SSB}{b-1}$	$F = \frac{MSB}{MSE}$
Interaction (Opérateurs, pièces)	SSAB	(a-1)(b-1)	$MSAB = \frac{SSAB}{(a-1)(b-1)}$	$F = \frac{MSAB}{MSE}$
Instrument (Erreur)	SSE	ab (n-1)	$MSE = \frac{SSE}{ab(n-1)}$	
Total	TSS	N-1		

a=nombre d'opérateur (=3), b=nombre de pièces (=10), n=nombre d'essais (=3), N=nombre totale d'essai (a*b*n=90).

$$SSA = \sum_{i=1}^a \frac{(y_i)^2}{bn} - \frac{y^2}{N} \quad 1.1$$

$$SSB = \sum_{j=1}^b \frac{(y_j)^2}{an} - \frac{y^2}{N} \quad 1.2$$

$$SSAB = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \frac{(y_{ij})^2}{n} - \frac{y^2}{N} - SSA - SSB \quad 1.3$$

$$TSS = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n Y_{ijk}^2 - \frac{Y^2}{N} \quad 1.4$$

$$SSE = TSS - SSA - SSB - SSAB \quad 1.5$$

OÙ

Y : La somme de toutes les valeurs des opérateurs

La répétabilité du système de mesure est donnée par la formule :

$$\text{Répétabilité} = 5,15 * \sqrt{MSE} \quad 1.6$$

La reproductibilité du système de mesure est donnée par la formule :

$$\text{Reproductibilité} = 5,15 * \sqrt{\frac{MSA - MSAB}{b * n}} \quad 1.7$$

L'interaction entre les opérateurs et les pièces est donnée par :

$$I = 5,15 \sqrt{\frac{MSAB - MSE}{n}} \quad 1.8$$

La répétabilité et la reproductibilité sont données par :

$$R \& R = \sqrt{\text{Répétabilité}^2 + \text{Reproductibilité}^2 + I^2} \quad 1.9$$

La variabilité liée à la pièce est donnée par :

$$V_p = 5,15 * \sqrt{\frac{MSB - MSAB}{a.n}} \quad 1.10$$

La variabilité totale est donnée par la combinaison quadratique de la variabilité du système de mesure et de la pièce :

$$V_T = \sqrt{R \& R^2 + V_p^2} \quad 1.11$$

1.2.3 Incertitudes liées à l'imperfection des modèles rhéologiques

Il est à noter que les résultats des calculs sont également affectés par de nombreuses incertitudes, parmi lesquelles, l'imperfection des lois de comportement (les modèles) et l'imprécision des calculs réalisés sur la base de ces modèles. Les propriétés des sols rentrent dans ces lois rhéologiques qui représentent plus ou moins bien la réalité de la relation contraintes-déformations. Ainsi le modèle élastoplastique linéaire isotrope- plastique parfait ou fragile, alors que le sol est mieux représenté par un modèle élastoplastique orthotrope (Favre, 2000). Quant au comportement réel du sol, personne ne le connaît ; on ne fait que l'approcher. On fait donc une erreur de modèle indépendamment de l'erreur que l'on fait sur la mesure des paramètres du modèle choisi. En particulier, on ne peut pas ignorer que certaines sollicitations naturelles appliquées aux constructions présentent un caractère essentiellement aléatoire : les actions sismiques, le vent, les sollicitations des vagues sur les structures marines, les efforts de la température ou des gradients thermiques dans les chaussées ou les barrages en béton en sont des exemples typiques. Les exemples sont innombrables, mêmes en se limitant au domaine des

infrastructures, et une réflexion critique conduit rapidement à admettre que les actions connues avec une incertitude pouvant être considérée comme négligeable constituent plutôt l'exception : poids propre des ouvrages, certaines surcharges permanentes, etc.

1.3 Modélisation des incertitudes

Les incertitudes des paramètres de sol décrites dans la section précédente doivent être prises en compte dans toute analyse probabiliste géotechnique. Certaines analyses probabilistes ont modélisé les incertitudes en utilisant une approche simplifiée. Dans cette approche, les incertitudes sont modélisées sous forme de variables aléatoires caractérisées par leurs PDF (probability distribution function) ou leurs moments statistiques (la moyenne, l'écart-type, coefficient de variation...). Cela implique que toutes les réalisations des incertitudes donnaient un sol homogène fournissent une valeur aléatoire qui varie d'une réalisation à l'autre. Cependant, les propriétés du sol varient d'un point à l'autre en raison de processus géologiques complexes (tels que la sédimentation, l'érosion, le climat, etc.) qui influencent leur formation. Cela conduit à la nécessité d'utiliser une approche plus avancée pour modéliser les incertitudes. Dans cette approche, les incertitudes sont modélisées sous forme de champs aléatoires afin de prendre en compte leur variabilité spatiale.

1.3.1 Modélisation des incertitudes en variables aléatoires

En probabilité, les variables sont dites aléatoires car pour, un même échantillon, la mesure du même paramètre sera différent, aléatoire. Pour l'estimation de la sécurité d'un système, la prise en compte des incertitudes sur ses variables repose sur les opérations préliminaires suivantes :

- Choix d'un type d'indicateur de la sécurité du système : indice de fiabilité ou probabilité de rupture.
- Faites un choix parmi les paramètres ceux que l'on traitera comme des variables aléatoires, choix de lois statistiques pour représenter leurs distributions, et de coefficients de corrélations. Dans ces lois statistiques sont inclus les moments principaux (moyenne, écart-type, etc.) ainsi que le coefficient de variation de chaque variable (noté COV , et défini comme le rapport de l'écart-type à la moyenne).
- Choix des méthodes de traitement déterministes et probabilistes.

Lorsque ces étapes ont été réalisées, il est nécessaire de définir une fonction dite "de performance", notée $g(x)$. Il y a autant de fonctions de performances que de variables de sorties pertinentes (c'est-à-dire de variables de sorties munies d'un seuil que l'on ne souhaite pas dépasser). Une fonction de performance $g(x)$ est une fonction des variables aléatoires d'entrée, et dépend du modèle déterministe et du seuil de la variable de sortie considérée. Elle doit satisfaire aux contraintes suivantes :

Si $g(x) < 0$: le système est défaillant (c'est-à-dire que le seuil fixé est dépassé)

Si $g(x) > 0$: le système est en sécurité

Si $g(x) = 0$: le système est au bord de la défaillance

L'indicateur de sécurité le plus souhaitable est la probabilité de rupture (défaillance). Une étude exhaustive des données de nombreux essais in situ (CPT, SPT, Vane Shear Test...) et de laboratoire (essais triaxiaux C.D., U.U., C.U.) a été réalisée par Phoon et Kulhawy (1999). A partir de cette étude, les intervalles de coefficients de variation (le coefficient de variation d'une grandeur étant défini comme le rapport entre l'écart-type et la moyenne de cette grandeur) pour les paramètres de sol ont pu être estimés. Cette section a pour but de présenter les valeurs de COV des paramètres de résistance au cisaillement et les propriétés élastiques du sol proposées dans la littérature.

1.3.1.1 Cohésion C_u

Pour la cohésion non drainée (les argiles), Cherubini et al (1993) ont constaté que le coefficient de variation de cette propriété diminuait avec l'augmentation de sa valeur moyenne. Ils ont recommandé une plage de 12% à 45% pour les sols modérés à raides. Phoon et al (1995) ont déclaré que la variabilité des propriétés du sol dépend de la qualité des mesures. La faible variabilité des propriétés du sol correspond à des essais de bonne qualité et des essais directs en laboratoire ou sur le terrain. Dans ce cas, le coefficient de variation de la cohésion non drainée varie entre 10% et 30%. La variabilité moyenne correspond aux tests indirects. Dans ce cas, le Coefficient de variation de la cohésion non drainée se situe dans une plage variée entre 30% à 50%. Cependant, une grande variabilité correspond aux corrélations empiriques entre la propriété mesurée et les incertitudes. Dans ce cas, le coefficient de variation de la cohésion non drainée varie entre 50% et 70%. Les autres valeurs de COV_{cu} proposées par d'autres auteurs dans la littérature sont résumées dans le Tableau 1.1.

Tableau 1-2 coefficient de variation de la cohésion (COV_{cu}).

Auteurs	COV_{cu} (%)
Lumb (1972)	30-50 (essai UC) 60-85 (argile très variable)
Morse (1972)	30-50(essai UC)
Fredlund et Dahlman (1972)	30-50 (essai UC)
Lee et al (1983)	20 - 50 (Argile) 25 - 30 (Sable)
Ejezie et Harrop-Williams (1984)	28 – 96
Cherubini et al (1993)	12 – 145 12 – 45 (argile moyenne à dure)
Lacasse et Nadim (1996)	5 - 20 (Argile – test triaxial) 10 - 30 (Argile limoneux)
Zimbone et al (1996)	43 – 46 (Sable limoneux) 58 – 77 (Limoneux) 10 – 28 (Argile)
Duncan (2000)	13– 40

1.3.1.2 Angle de frottement ϕ

Sur la base des résultats présentés par Phoon et al (1995), le coefficient de variation de l'angle de frottement est compris entre 5% et 20% en fonction de la qualité des mesures. Pour des tests de bonne qualité et des mesures directes en laboratoire ou sur le terrain, le COV d'angle de frottement (COV_{ϕ}) se situe entre 5% et 10%. Pour les mesures indirectes, le COV_{ϕ} se situe dans une plage variée de 10% à 15%. Enfin, en utilisant des corrélations empiriques, la valeur de COV_{ϕ} a été variée entre 15% et 20%. Le Tableau 1.2 présente les valeurs de COV_{ϕ} proposées par plusieurs auteurs.

Tableau 1-3 Coefficient de variation d'angle de frottement (COV_ϕ).

Auteurs	COV_ϕ (%)	Type de sol
Lumb (1966)	9	Différents types de sol
Baecher et al. (1983)	5-20	Les résidus
Harr (1987)	7	Gravier
	12	Sable
Wolff (1996) Lacasse	16	Limon
Lacasse et Nadim (1996)	2-5	Sable
Phoon et Kulhawy (1999)	5-11	Sable
	4-12	Argile, Limon

1.3.1.3 Le module de Young E et le coefficient de Poisson ν

Il a été démontré dans la littérature que les sols avec des valeurs faibles de leur module de Young présentent une variabilité significative (Bauer et Pula, 2000). Concernant le coefficient de Poisson ν , il n'existe pas d'informations suffisantes sur son coefficient de variation. Certains auteurs suggèrent que la variabilité de ce paramètre peut être négligé, tandis que d'autres ont proposé une plage de variabilité très limitée. Le Tableau 1.3 présente certaines valeurs du coefficient de variation du module de Young E utilisé dans la littérature.

Tableau 1-4 Coefficient de variation de module de Young (COV_E).

Auteurs	COV_E (%)
Baecher et Christian (2003)	2-42
Nour et al (2002)	40-50
Bauer et Pula (2000)	15
Phoon et Kulhawy (1999)	30

1.3.1.4 Coefficient de corrélation ρ

Le coefficient de corrélation entre deux paramètres de sol représente le degré de dépendance entre ces paramètres. Pour les paramètres de résistance au cisaillement c et ϕ , Lumb (1970) a noté que le coefficient de corrélation $\rho_{c,\phi}$ était compris entre -0,7 et -0,37. Yucemen et al (1973) ont proposé des valeurs comprises entre -0,49 et -0,24, tandis que Wolff (1985) a rapporté que $\rho_{c,\phi} = -0,47$. Enfin, Cherubini (2000) a proposé que $\rho_{c,\phi} = -0,61$. En ce qui concerne le coefficient

de corrélation entre les propriétés élastiques E et ν du sol, ce coefficient a fait l'objet de peu d'attention dans la littérature. Bauer et Pula (2000) ont indiqué qu'il existe une corrélation négative entre ces paramètres.

1.3.2 Modélisation des incertitudes en champs aléatoires

Dans le cas où la variabilité spatiale du sol est prise en compte, les variables aléatoires d'entrée peuvent être modélisées par l'intermédiaire de champs aléatoires, pour lesquels la valeur numérique de la variable dépend des coordonnées spatiales du point considéré. Dans ce cas, une variable d'entrée est caractérisée par sa distribution statistique et par ses éventuels coefficients de corrélation avec d'autres variables, mais également par une fonction d'autocorrélation. Celle-ci caractérise la corrélation entre deux points du système en fonction de leurs positions respectives. Afin de quantifier avec précision la variabilité spatiale des paramètres de sol, un grand nombre d'observations in situ est nécessaire. Comme représenté sur la Figure 1.2 cette variation spatiale peut être décomposée de manière appropriée en une fonction de tendance variant de manière régulière $[t(z)]$ et une composante fluctuante avec (z) comme suit (Phoon et Kulhawy, 1999) :

$$\xi(z) = t(z) + w(z) \quad 1.12$$

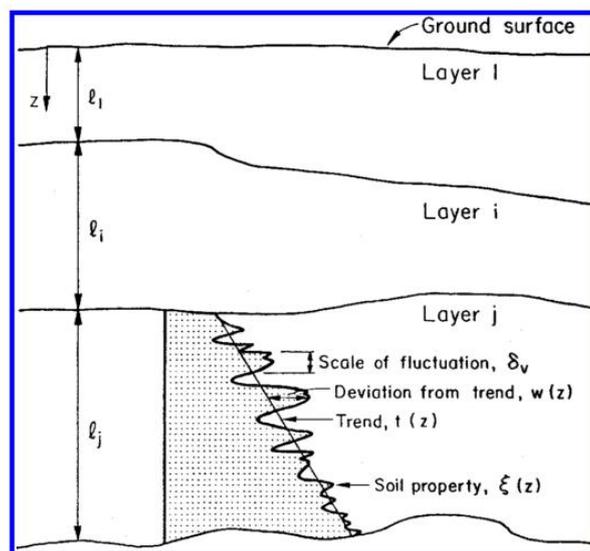


Figure 1.2 La variabilité inhérente du sol (Phoon et Kulhawy, 1999).

Où $\xi(z)$ est la propriété réelle du sol à la profondeur z , $t(z)$ est la valeur de la tendance en z et $w(z)$ est le résidu qui représente l'écart par rapport à la tendance en profondeur z . La distance pour laquelle les résidus changent de positif à négatif ou de négatif à positif est appelée échelle

de fluctuation (la distance δ_v dans la Figure 1.2). La dépendance entre les résidus est mesurée par une fonction d'autocorrélation ou d'autocovariance. Les sous-sections suivantes présentent une brève explication sur la fonction d'autocorrélation (fonction d'autocovariance), l'échelle de fluctuation (longueur de l'autocorrélation).

1.3.2.1 Fonction d'autocorrélation

La corrélation est la propriété qui permet de vérifier si deux variables aléatoires sont associées linéairement. Ceci s'effectue à travers l'introduction d'une propriété statistique appelée structure de corrélation de Vanmarcke (1983) appliquée sur une distance θ (longueur de corrélation). La corrélation entre deux variables aléatoires différentes x_1 et x_2 est mesurée par un coefficient de corrélation ρ défini comme suit :

$$\rho = \frac{Cov(x_1, x_2)}{\sqrt{Var(x_1)Var(x_2)}} = \frac{1}{\sigma_{x_1}\sigma_{x_2}} E[(x_1 - \mu_{x_1})(x_2 - \mu_{x_2})] \quad 1.13$$

Où x_1 et x_2 pourraient être les valeurs de deux propriétés différentes ou les valeurs de la même propriété à deux emplacements différents, $Cov(x_1, x_2)$ est la covariance des deux variables x_1 et x_2 , $Var(x_i)$, $\sigma(x_i)$, $\mu(x_i)$ sont respectivement la variance, l'écart type et la valeur moyenne de la variable x_i ($i = 1, 2$). Dans le cas où x_1 et x_2 sont deux propriétés différentes, un coefficient de corrélation $\rho = \pm 1$ signifie que ces deux propriétés varient proportionnellement. Le signe positif signifie que les deux variables augmentent ou diminuent ensemble ; Cependant, le signe négatif signifie que lorsqu'une variable augmente, l'autre diminue. Un coefficient de corrélation $\rho = 0$ signifie que les deux propriétés ne sont pas corrélées. Lorsque la corrélation dans l'équation (1.2) est fonction de la distance de séparation Δ , on peut calculer les valeurs des corrélations d'une même propriété (entre différents emplacements) en utilisant la fonction d'autocorrélation définie comme suit :

$$\rho_z(\Delta) = \frac{1}{Var[w(z)]} E[w(z_i)w(z_{i+1})] \quad 1.14$$

Où $w(z_i)$ et $w(z_{i+1})$ sont les résidus à deux endroits séparés par une distance Δ et $Var[w(z)]$ est la variance des résidus à travers le site. Par définition, l'autocorrélation à une distance de séparation nulle est $\rho_z(0) = 1.0$; et elle diminue avec l'augmentation de Δ . La fonction d'autocorrélation ou d'autocovariance d'une propriété de sol donnée peut être estimée à partir d'un échantillon de données de cette propriété mesurée à différents endroits. Les fonctions

d'autocorrélation les plus couramment utilisées ont été rapportées par Baecher et Christian (2005), elles sont présentées dans le Tableau 1.4. Dans ce tableau, θ représente la longueur dite d'autocorrélation. Elles sont expliquées dans certains détails dans la section suivante.

Tableau 1-5 Fonctions d'autocorrélation unidimensionnelle (Baecher et Christian, 2003).

Modèle	Équation
White noise	$\rho(\Delta) = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta = 0 \\ \text{Sinon} & 0 \end{cases}$
Linéaire	$\rho(\Delta) = \begin{cases} 1 - \left(\frac{ \Delta }{\theta}\right) & \text{si } \Delta \leq \theta \\ \text{Sinon} & 0 \end{cases}$
Exponentiel	$\rho(\Delta) = \exp\left(\frac{-\Delta}{\theta}\right)$
Square exponentiel	$\rho(\Delta) = \exp^2\left(\frac{-\Delta}{\theta}\right)$
Puissance	$\rho(\Delta) = 1 + \left(\frac{ \Delta ^2}{\theta^2}\right)^{-\beta}$

1.3.2.2 la longueur d'autocorrélation

L'échelle de fluctuation ou la longueur d'autocorrélation sont des paramètres clés pour décrire la variabilité spatiale d'une propriété de sol. La longueur d'autocorrélation est définie comme la distance à laquelle la propriété du sol montre une corrélation relativement forte d'un point à l'autre (Jaksa, 1995). En outre, lorsque la propriété du sol est tracée en fonction de la distance, la longueur d'autocorrélation est liée à la distance entre les intersections de la tendance et la propriété du sol fluctuante (c'est-à-dire la distance θ_v de la Figure 1.2).

Les petites valeurs de la longueur de corrélation impliquent une fluctuation rapide de la tendance. Cependant, des valeurs élevées impliquent une propriété du sol variant lentement. Il convient de mentionner ici que les propriétés du sol ont tendance à être plus variables dans la direction verticale que dans la direction horizontale. Cela implique que la longueur de corrélation verticale θ_v d'une propriété de sol donnée a tendance à être plus courte que la longueur de corrélation horizontale θ_h de cette propriété. Phoon et Kulhawy (1999) ont rapporté que θ_h était plus grand que θ_v . Selon ces auteurs, θ_v de la résistance au cisaillement varie de 1 m à 2 m ; Cependant, θ_h varie de 40m à 60m. El-Ramly (2003) a présenté une revue sur les

longueurs d'autocorrélation de différents types de sol et pour différentes propriétés du sol. Elles sont présentées dans le Tableau 1.5.

Tableau 1-6 Valeurs de la longueur d'autocorrélation des propriétés du sol (El-Ramly, 2003).

Type de test	propriété du sol	Type du sol	La longueur d'autocorrélation	
			Verticale	Horizontale
VST	C_u (VST)	Argile molle organique	1.2	-
VST	C_u (VST)	Argile molle organique	3.1	-
VST	C_u (VST)	Argile sensible	3.0	30.0
VST	C_u (VST)	Argile très molle	1.1	22.1
VST	C_u (VST)	Argile sensible	2.0	-
Q_u	C_u (Q_u)	Argile de Chicago	0.4	-
Q_u	C_u (Q_u)	Argile molle	2.0	40.0
UU	C_u (UU) _N	Sol offshore	3.6	-
DSS	C_u (DSS) _N	Sol offshore	1.4	-
CPT	q_c	Argile du nord	-	30.0
CPT	q_c	Sable propre	1.6	-
CPT	q_c	Argile du nord	-	13.9
CPT	q_c	Argile du nord	-	37.5
CPT	q_c	Argile limoneuse	1.0	-
CPT	q_c	Argile sensible	2.0	-
CPT	q_c	Argile laminée	-	9.6
CPT	q_c	Sable dense	-	37.5

VST: vane shear test; Q_u : unconfined compressive strength test; UU: unconfined undrained triaxial test; DSS: direct shear test; CPT: cone penetration test; DMT: dilatometer test; C_u (VST): undrained shear strength from VST; C_u (Q_u): undrained shear strength from Q_u ; C_u (UU)_N: normalized undrained shear strength from UU; C_u (DSS)_N: normalized undrained shear strength from DSS; q_c : CPT trip resistance;

1.4 Méthodes de discrétisation de champs aléatoires

Afin d'introduire la variabilité spatiale des propriétés des sols dans l'analyse probabiliste, le champ aléatoire doit être discrétisé en un nombre fini de variables aléatoires. Afin d'atteindre cet objectif, plusieurs méthodes de discrétisation de champ aléatoire ont été proposées dans la

littérature. Les méthodes de discrétisation de champ aléatoire les plus couramment utilisées en géotechnique peuvent être divisées en deux groupes principaux, comme suit :

- *Méthodes de discrétisation moyennes*

La variable aléatoire liée à un élément du maillage déterministe (éléments finis / différences finies) est calculée comme la moyenne du champ aléatoire sur cet élément, l'une des méthodes de discrétisation moyennes utilisée est la méthode de subdivision moyenne locale (LAS) présentée par Fenton et Griffiths (2003).

- *Méthodes de discrétisation par expansion en série*

Dans les méthodes de discrétisation par expansion en série, le champ aléatoire est approximé par une expansion qui implique des fonctions déterministes et stochastiques. Les fonctions déterministes dépendent des coordonnées du point auquel la valeur du champ aléatoire doit être calculée. L'une des méthodes d'expansion en série couramment utilisées est la méthode d'expansion Karhunen-Loève (*K-L*) présentée par Spanos et Ghanem (1989). Cette méthode a été utilisée dans la présente thèse pour discrétiser le champ aléatoire et elle est brièvement décrite dans la sous-section suivante.

1.4.1 Expansion de Karhunen-Loève (*K-L*)

Plusieurs méthodes de discrétisation consistent à décomposer le champ initial $E(X, \theta)$ en des fonctions déterministes complètes optimales sont proposées dans la littérature (Vanmarcke et Grigoru, 1983 ; Spanos et Ghanem, 1989 ; Sudret et Der Kiureghian, 2000). Ces méthodes sont basées sur les expansions en séries. Dans la présente étude la méthode d'expansion de Karhunen-Loève (*K-L*) sera adoptée.

Considérons un champ aléatoire gaussien $E(X, \theta)$ où X désigne les coordonnées spatiales et θ indique le caractère aléatoire du champ aléatoire. Si μ_E est la moyenne du champ aléatoire, celui-ci peut alors être calculé par expansion K-L comme suit :

$$E(X, \theta) = \mu_E + \sum_{i=1}^{\infty} \sqrt{\lambda_i \phi_i} (X) \xi_i(\theta) \quad 1.15$$

Où λ_i et ϕ_i sont les valeurs propres et les fonctions propres de la fonction d'autocovariance et $\xi_i(\theta)$ est un vecteur de variables aléatoires standard non corrélées. Il faut noter ici que $\xi_i(\theta)$ sont les variables stochastiques qui représentent le caractère aléatoire des incertitudes. Cependant,

les valeurs propres et les fonctions propres λ_i et ϕ_i sont les fonctions déterministes de l'expansion $K-L$. Ils peuvent être évalués comme solution de l'équation intégrale suivante :

$$\int_{\Omega} C(x_1, x_2) \phi_i(x_1) dx_1 = \lambda_i \phi_i(x_2) \quad 1.16$$

Cette intégrale peut être résolue analytiquement seulement pour quelques types de fonctions d'autocorrélation. Dans la présente étude, une fonction d'autocovariance exponentielle (Tableau 1.4) a été utilisée. Enfin, dans la plupart des problèmes géotechniques, les champs aléatoires sont supposés suivre une fonction de distribution de probabilité log-normal. Cette hypothèse est motivée par le fait qu'un paramètre de sol ne peut pas être négatif en réalité. Dans un tel cas, $\ln(E)$ est un champ aléatoire normal avec la valeur moyenne $\mu_{\ln E}$ et écart type $\sigma_{\ln E}$ donnés comme suit :

$$\sigma_{\ln E} = \sqrt{\ln(1 + COV_E^2)} \quad 1.17$$

$$\mu_{\ln E} = \ln(\mu_E) - 0.5 \sigma_{\ln E}^2 \quad 1.18$$

1.5 Principaux modèles de variables aléatoires

1.5.1 Fonction de distribution

Une variable aléatoire à densité est une variable aléatoire réelle ou vectorielle pour laquelle la probabilité d'appartenance à un domaine se calcule à l'aide d'une intégrale sur ce domaine. La fonction de densité de probabilité, et la fonction de distribution cumulative (Figure 1.3), sont des versions théoriques de l'histogramme des fréquences relatives, et de la courbe des fréquences relatives cumulées d'un échantillon. Pour une variable aléatoire notée X , la probabilité que la variable aléatoire X soit située entre $x-\delta x$ et $x+\delta x$ est la surface de la zone en hachurée sur la Figure 1.3.

$$p(x - \delta x < X \leq x + \delta x) = \int_{x-\delta x}^{x+\delta x} f_x(x) dx \quad 1.19$$

On appelle fonction de distribution (répartition) de X la fonction $F_X(x)$ donnant pour toute valeur x choisie la probabilité que la variable aléatoire X soit inférieure ou égale à x . Ce qui peut s'écrire :

$$F_X(x) = p(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_x(x) dx \quad 1.20$$

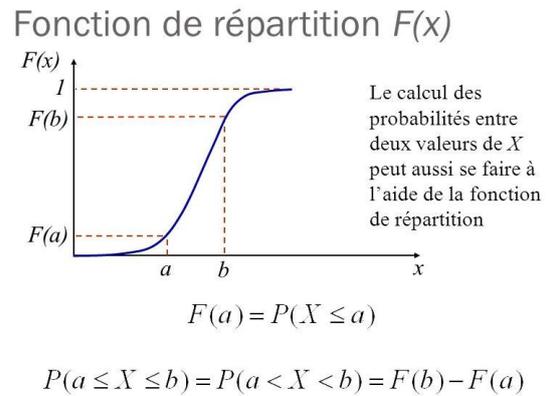
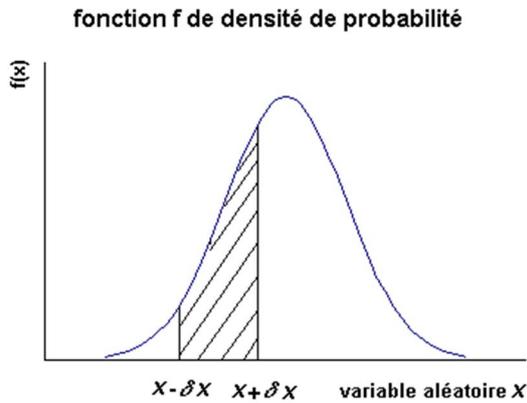


Figure 1.3 Fonction de densité de probabilité et la fonction de distribution cumulative

La valeur moyenne pour une variable aléatoire X qui correspond à l'espérance mathématique est obtenue comme suit :

$$\mu_x = E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_x(x) dx \quad 1.21$$

La variance et l'écart-type sont donnés respectivement par :

$$\sigma_x^2 = Var(X) = E[(x - \mu_x)^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)^2 \cdot f_x(x) dx \quad 1.22$$

$$\sigma_x = \sqrt{Var(X)} \quad 1.23$$

Le coefficient de variation de l'échantillon COV_X , mesure sans dimension de la dispersion, est défini par :

$$COV_X = \frac{\sigma_x}{\mu_x} \quad 1.24$$

1.5.2 Distribution normale (loi gaussienne)

La distribution la plus couramment utilisée est la loi normale ou la distribution de Gauss. Elle est définie par les deux paramètres μ_x et σ_x . La densité de probabilité de la loi normale est donnée par Suquet (2004).

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma_X \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu_X}{\sigma_X} \right)^2 \right]; -\infty \leq x \leq +\infty \quad 1.25$$

La distribution normale occupe une place favorisée en calcul de probabilité, elle intervient dans la discussion de nombreuses questions théoriques et pratiques. Ce rôle central est essentiellement justifié par le fait que la somme de nombreuses variables aléatoires obéit, dans des conditions très générales, à une loi de probabilité qui est proche d'une loi normale.

1.5.3 Distribution lognormale ou loi Galton

Dans beaucoup d'applications d'engineering, une variable aléatoire ne peut pas avoir des valeurs négatives dues aux aspects physiques du problème. La distribution lognormale est souvent utilisée pour les trois raisons suivantes : première, elle résulte de la multiplication d'un certain nombre de variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées. Deuxième, une variable qui suit une distribution lognormale ne peut pas prendre une valeur négative. Troisième, La distribution lognormale est commode pour modéliser les quantités qui varient et s'étendent sur plusieurs ordres de grandeur, telle que la conductivité hydraulique. Aussi, la distribution lognormale offre l'avantage de la simplicité en ce qu'elle est obtenue par une simple transformation non linéaire de la distribution gaussienne normale classique

La fonction de densité de probabilité d'une distribution lognormale est donnée par Aissani (1992).

$$f_X(x) = \frac{1}{\xi_X x \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\text{Log}(x) - \lambda_X}{\xi_X} \right)^2 \right]; 0 \leq x \leq +\infty \quad 1.26$$

Où λ_X et ξ_X sont deux paramètres de la distribution lognormale tel que :

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_X = E[\text{Ln}x] = \text{Ln}\mu_X - \frac{1}{2}\xi_X^2 \\ \xi_X^2 = \text{Ln} \left[1 + \left(\frac{\sigma_X}{\mu_X} \right)^2 \right] \end{array} \right\} \quad 1.27$$

1.6 Analyse de fiabilité

L'analyse de fiabilité se rapporte à un ensemble de méthodes qui gèrent les incertitudes par des probabilités et des distributions de probabilité, à travers une fonction d'exécution ou fonction dite de base. Dans des applications géotechniques, les calculs de fiabilité reposent typiquement sur des probabilités ou des distributions de probabilité des propriétés de sol et consistent à propager ces probabilités dans des modèles de calcul afin d'obtenir les probabilités ou les distributions de probabilités d'une fonction de base ou d'état limite caractérisant la stabilité du système étudié (Baecher, 2000). Les avantages de ce type d'approche sont doubles : elle permet de manipuler les incertitudes de manière rationnelle et logique dans la conception et l'évaluation et elle permet en particulier de déterminer la sensibilité des différentes incertitudes aux variables de conception. Deuxièmement, alors que les décisions sont rarement nettes et ne sont jamais parfaites, elle fournit une base plus rationnelle à la prise de décision que dans une analyse purement déterministe. Le concept fondamental de l'analyse de fiabilité est que les facteurs de résistance et de charge sont des quantités statistiques ayant une tendance centrale (moyenne) et une dispersion autour de cette moyenne (écart-type). Dans certaines méthodes, d'autres paramètres statistiques sont nécessaires pour caractériser ces quantités (telles que la dissymétrie de leur distribution statistique). Quand on dispose d'une expression pour décrire l'état limite (tel que la chute, la rupture), comme par exemple l'expression d'un facteur de sécurité, la probabilité de rupture sera la probabilité que ce facteur ne dépasse pas la valeur 1 ou une valeur choisie. A la probabilité de rupture P_f , on fait correspondre la fiabilité définie comme égale à $1-P_f$. Une analyse générale de fiabilité géotechnique comprend quatre étapes différentes (Baecher, 2000) :

- *L'identification des états limite et des fonctions de base (fonction d'état limite)* : chaque mode de rupture raisonnable est identifié, décrit, et la séquence d'opérations menant à cette rupture est précisée. Dans cette étape nous devons déterminer au moins un modèle déterministe (comme le modèle d'analyse de stabilité d'un talus) et une fonction de base (comme la fonction facteur de sécurité).
- *L'identification des incertitudes* : la série d'événements menant à la rupture dans chaque état limite est représentée dans un diagramme arborescent montrant les corrélations entre événements et entre modes de rupture. Des ordres d'événement sont décrits avec autant de détails que possible de sorte que des probabilités quantitatives puissent être assignées à

chacun. Si cela est approprié, des arbres de causes peuvent être employés à la place de ou en complément des arbres d'événements.

- *L'affectation des probabilités aux branches de l'arbre d'évènement* : ces probabilités peuvent être définies par connaissance experte, par analyse statistique des mesures de terrain ou par calcul géotechnique.
- *Le calcul des probabilités d'état limite (la probabilité de rupture)* : la probabilité de chaque état limite est calculée à partir de l'arbre d'évènements. Des comparaisons sont faites pour identifier des modes de rupture dominants et les incertitudes qui leur sont attachées. Cela permet notamment de définir quelles analyses supplémentaires pourrait efficacement réduire les incertitudes.

1.7 Fonction de base, d'état limite ou de performance

La fonction de performance, de base ou d'état limite, dénotée $g(x)$, où x désigne l'ensemble des paramètres aléatoires d'entrée, est une fonction définie de telle manière que la rupture apparaisse quand $g(x) < 0$. La limite définie par $g(x)=0$ sépare les domaines dits de sécurité et de défaillance (rupture) et constitue l'état limite (Figure 1.4), (Reza et al, 2003).

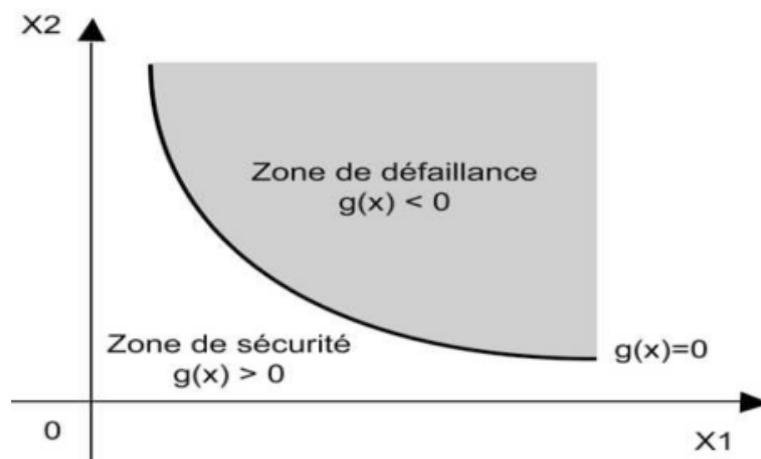


Figure 1.4 Illustration de séparation des zones de rupture et de sécurité par la fonction de base $g(x)$.

Dans l'analyse de fiabilité d'un remblai ou d'une pente, le critère de rupture s'identifie à la fonction de base. Cette fonction est habituellement définie comme la marge de sécurité (équation 1.17) ou à partir du facteur de sécurité (équation 1.18) :

$$g_1(x) = R - S \quad 1.28$$

$$g_2(x) = Fs - 1.0 \quad \text{avec } Fs = R / S \quad 1.29$$

Où R , S et F_s sont respectivement la résultante des forces résistantes, la résultante des forces motrices et le facteur de sécurité. La première définition (marge de sécurité) est linéaire et préférable, bien que la seconde soit plus souvent employée pour des raisons historiques, car l'analyse de stabilité géotechnique est typiquement caractérisée par le facteur de sécurité.

1.8 Méthodes probabilistes

Le but des méthodes probabilistes est de propager les incertitudes des paramètres d'entrée (par exemple, c , ϕ , E , ν , etc.) à la réponse du système (par exemple, la charge ultime, le déplacement, etc.) via un modèle de calcul. Chacune des méthodes probabilistes existantes fournit un ou plusieurs des résultats probabilistes suivants : (i) indice de fiabilité (β), (ii) probabilité de rupture (P_f), (iii) moments statistiques (valeur moyenne μ et écart type σ) de la réponse du système. Les principales méthodes probabilistes utilisées dans la littérature peuvent être divisées en trois groupes principaux en fonction du résultat probabiliste principal obtenu par chaque méthode, comme suit :

- Méthodes probabilistes pour calculer l'indice de fiabilité
- Méthodes probabilistes pour calculer la probabilité de rupture
- Méthodes probabilistes pour calculer des moments statistiques (valeur moyenne, écart type, etc.) de la réponse du système

1.8.1 Méthodes probabilistes pour calculer l'indice de fiabilité

L'indice de fiabilité d'une structure géotechnique fournit une mesure de la sécurité qui prend en compte les incertitudes inhérentes aux différents paramètres d'entrée via leurs fonctions de densité de probabilité (PDF). Deux indices de fiabilité sont proposés dans la littérature. Il s'agit de l'indice de fiabilité β_C de Cornell (Cornell, 1969) et de l'indice de fiabilité Hasofer-Lind β_{HL} (Hasofer et Lind, 1974).

1.8.1.1 Indice de Cornell β_C

Cornell, en 1969, est le premier à avoir une mesure de la sécurité sous la forme d'un indice β_C :

$$\beta_C = \frac{\mu[g(x)]}{\sigma[g(x)]} \quad 1.30$$

Avec $\mu [g(x)]$ est l'espérance de la fonction $g(x)$ et $\sigma [g(x)]$ son écart-type, c'est l'inverse du coefficient de variation de $g(x)$. On peut voir sur la Figure (1.5) que cet indice multiplié par l'écart type $\sigma_{g(x)}$ représente l'écart entre le point moyen $\mu_{g(x)}$ et l'état limite ($g(x)=0$). Le principal inconvénient de l'indice de fiabilité de Cornell est que sa valeur dépend de la forme de la fonction de performance en cas de surface d'état limite non linéaire ou en cas de variables aléatoires non gaussiennes.

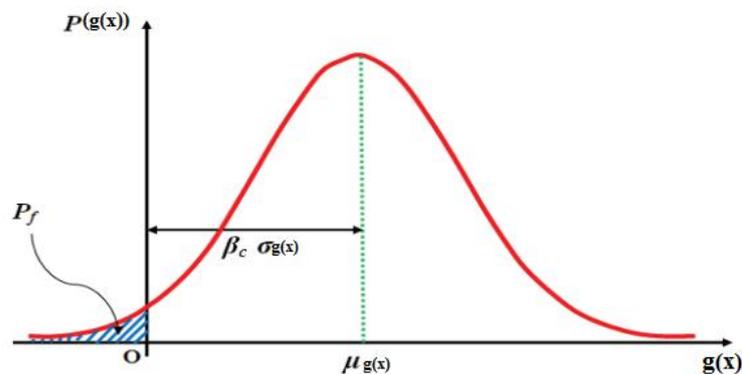


Figure 1.5 Représentation graphique de l'indice de Cornell.

1.8.1.2 Indice d'Hasofer-Lind β_{HL}

Cinq (05) ans plus tard, Hasofer et Lind (1974) proposaient un autre indice de fiabilité (β_{HL}). Cet indice est défini comme la distance minimale qui sépare la surface de l'état limite exprimée dans l'espace des variables aléatoires normales non corrélées standard et l'origine de cet espace (Figure 1.6).

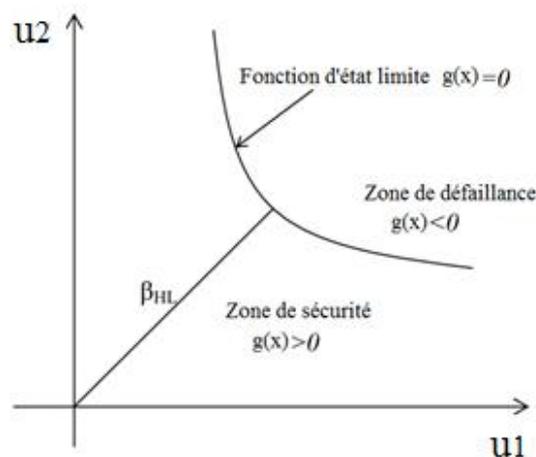


Figure 1.6 Indice de fiabilité de Hasofer-Lind dans l'espace standard des variables aléatoires.

Dans cette approche, β_{HL} est calculé par minimisation du problème suivant sous la contrainte $g(x) = 0$.

$$\beta_{HL} = \min_{g(x)=0} \left(\sqrt{\sum_{i=1}^n u_i^2} \right) \quad 1.31$$

Où u_i ($i = 1, 2, \dots, n$) sont les n variables aléatoires normales non corrélées standard correspondant aux n paramètres physiques incertains.

Le calcul de β_{HL} comprend deux étapes :

Dans la première étape, les variables aléatoires physiques (originales) doivent être transformées en variables aléatoires normales standard (Figure 1.7). Dans cette étape, la transformation isoprobabiliste est utilisée pour transformer les variables aléatoires physiques en variables aléatoires normales standard comme suit :

$$u_i = \Phi^{-1} [F_{x_i}(x_i)] \quad 1.32$$

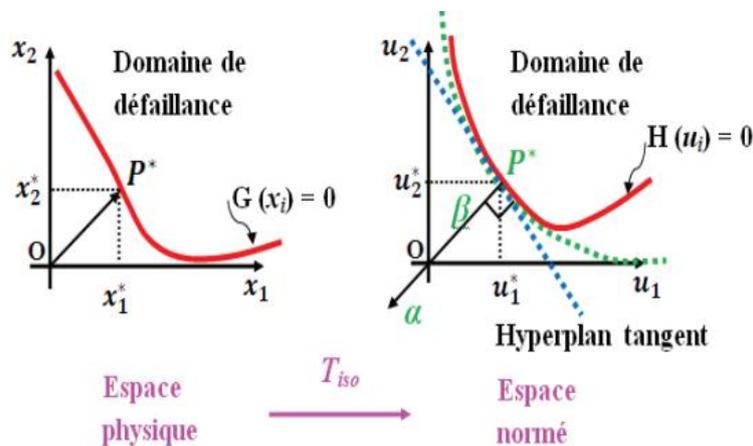


Figure 1.7 Transformation des variables de base.

Où, x_i est une variable physique aléatoire, F_{x_i} est la fonction de densité cumulée (CDF) de la variable physique aléatoire x_i et Φ^{-1} est l'inverse de la fonction de densité cumulée (CDF) de la variable aléatoire normale standard. Notez que, si les variables aléatoires d'origine sont corrélées, elles doivent être transformées en variables aléatoires non corrélées.

Dans la deuxième étape, il est nécessaire de rechercher la distance minimale entre la surface de l'état limite et l'origine de l'espace standard des variables aléatoires non corrélées.

Le calcul de l'indice de fiabilité exige (Yarahmadi, 2003) :

- Une méthode déterministe (par exemple, un processus d'analyse de stabilité de pente) ;
- Une fonction de base (par exemple $g(x)=Fs-I.0$) ;
- Les paramètres statistiques caractéristiques de l'incertitude (ou de la variabilité) des variables aléatoires comme la moyenne (μ), l'écart-type (σ).
- Une définition de l'état limite (par exemple $g(x) = Fs - I.0 = 0$) ;
- Une méthode pour estimer les valeurs de la moyenne, de l'écart-type ou d'autres moments statistiques de l'état limite (analytique ou approximative comme les méthodes FOSM, ASM ou MCS).

L'indice de fiabilité ne fournit pas une réponse directe au problème posé. Une information plus complète ou plus utile est celle de la probabilité de rupture. Dans la plupart des méthodes d'analyse de fiabilité, la probabilité de rupture est définie à partir de l'indice de fiabilité sauf dans les méthodes de simulation qui permettent d'en estimer la valeur directement. Pour des régions de sécurité convexes, la probabilité de rupture est comprise entre deux grandeurs dépendantes de l'indice de fiabilité (Rackwitz, 2000) :

$$\Phi(-\beta) < P_f < 1 - \chi^2(\beta^2) \quad 1.33$$

Où $\Phi(\beta)$ et $\chi^2(\beta)$ sont respectivement la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite et de la loi du χ^2 à n degrés de liberté. En général, la limite inférieure est une évaluation suffisamment précise de la probabilité exacte de rupture recherchée (Rackwitz, 2000).

$$P_f \approx \Phi(-\beta) \quad 1.34$$

Si la fonction de base $g(x)$ est linéaire, cette égalité est parfaitement vérifiée. La Figure 1.8 montre la relation entre l'indice de fiabilité β et la probabilité de rupture P_f , de sorte que la probabilité de rupture P_f diminuée avec l'augmentation de l'indice de fiabilité β .

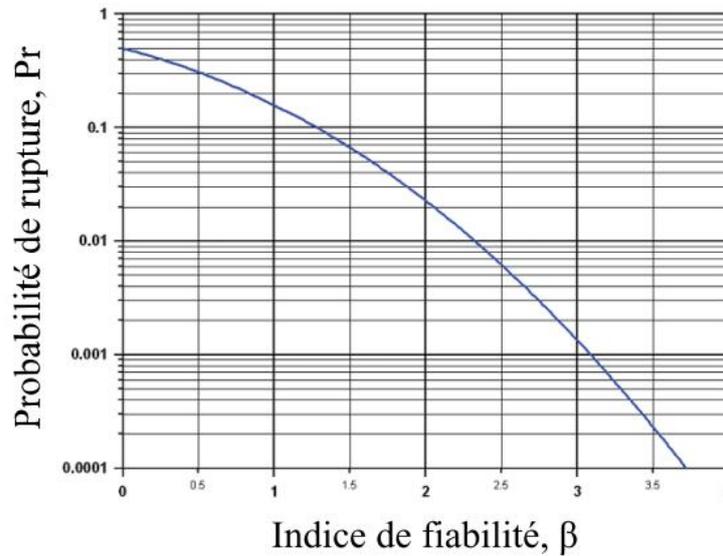


Figure 1.8 Relation entre l'indice de fiabilité β et la probabilité de rupture P_f (Nadim, 2007).

Le Tableau 1.6 montre les valeurs de fiabilité de cible qui devraient être employées en général.

Tableau 1-7 Relation entre l'indice de fiabilité et le niveau de sécurité (USACE, 1997) (Kamien, 1997 ; Perry, 1994).

Indice de fiabilité (β)	Niveau de sécurité
5,0	Elevé
4,0	Bon
3,0	Au-dessus de la moyenne
2,5	Au-dessous de la moyenne
2,0	Faible
1,5	Non satisfaisant
1,0	Risqué

1.8.2 Méthodes probabilistes pour calculer la probabilité de rupture

La probabilité de rupture P_f d'un système mécanique est l'intégrale de la fonction de densité de probabilité des variables aléatoires dans le domaine de la rupture. Considérons un système mécanique ayant n variables aléatoires ($x_1, \dots, x_i, \dots, x_n$). La probabilité de rupture de ce système est calculée comme suit :

$$P_f = \int_{g(x) \leq 0} f(x) dx \quad 1.35$$

Où $f(x)$ est la fonction de densité de probabilité des variables aléatoires et $g(x)$ est la fonction de performance. L'intégrale dans l'équation (1.24) ne peut pas être calculée analytiquement. Pour cette raison, plusieurs méthodes numériques ont été proposées dans la littérature pour calculer la probabilité de rupture P_f .

1.8.2.1 Méthode de fiabilité de premier ordre (FORM)

L'indice de fiabilité Hasofer-Lind présenté précédemment peut être utilisé pour calculer une valeur approximative de la probabilité de rupture à l'aide de la méthode de fiabilité du premier ordre (FORM) comme suit :

$$P_f \approx \Phi(-\beta_{HL}) \quad 1.36$$

Où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de densité cumulative (CDF) d'une variable normale standard et β_{HL} est l'indice de fiabilité de Hasofer-Lind. La probabilité de rupture liée au point de conception p^* (Figure 1.9) est calculée par l'intermédiaire de la relation supposée entre β et P_f . Pour les états limite non-linéaires, la surface de rupture est linéarisée au point de conception. Une fois les variables aléatoires d'origine (x) converties en un ensemble de variables normales standard non corrélées ou indépendantes (u), la fonction d'état limite peut être réécrite en $g(u)$. Puisque le FORM est développé sur la base de l'expansion de Taylor de premier ordre, la fonction d'état limite est supposée être linéarisée au point de conception p^* .

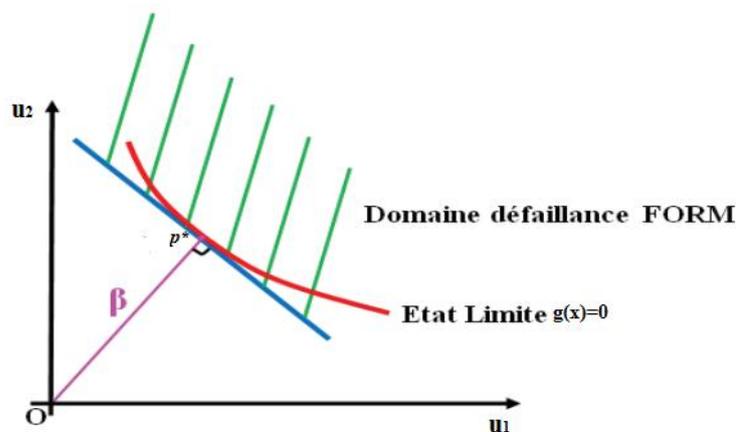


Figure 1.9 Principe de la méthode FORM.

Un des inconvénients majeurs de la méthode FORM est la difficulté d'estimer l'erreur du calcul de la probabilité de rupture. Une solution de validation est alors de faire appel aux simulations de Monte Carlo.

1.8.2.2 Méthode de simulation de Monte Carlo (MCS)

La méthode de simulation de Monte Carlo (MCS) est une méthode universelle pour évaluer des intégrales complexes. En raison de sa grande précision, le MCS est largement utilisé pour calculer la probabilité de rupture, quel que soit le degré de non-linéarité de la surface à l'état limite. L'estimation de la probabilité de rupture est calculée comme suit :

$$P_f = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N I_j(g(x)) \quad 1.37$$

Où :

$$I_j(g(x)) = \begin{cases} 1 & \text{si } g(x) \leq 0 \\ 0 & \text{si } g(x) > 0 \end{cases} \quad 1.38$$

Si N_f est le nombre de cas où $g(x) \leq 0$, l'estimation de la probabilité de P_f est évidente :

$$P_f = \frac{N_f}{N} \quad 1.39$$

La précision de la probabilité de rupture estimée peut-être mesurée en calculant son coefficient de variation comme suit :

$$COV(p_f) = \sqrt{\frac{1 - P_f}{N P_f}} \quad 1.40$$

Où N le nombre total de réalisation. Les valeurs les plus faibles du coefficient de variation indiquent des valeurs plus précises de la probabilité de rupture estimée. L'avantage de cette méthode est qu'elle n'impose aucune condition de continuité ni de dérivabilité de la fonction d'état. La Figure 1.10 illustre le principe de la méthode de Monte-Carlo.

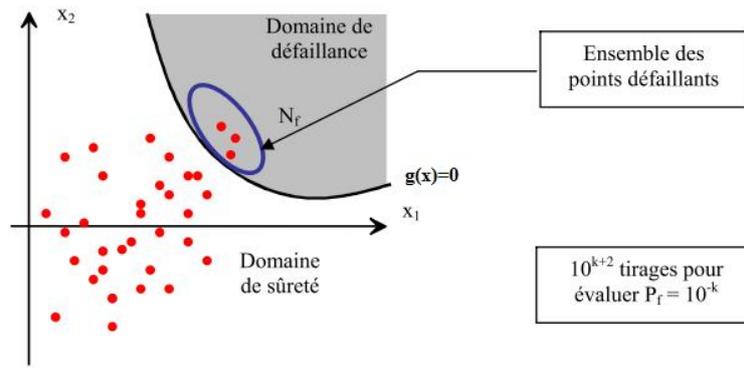


Figure 1.10 Principe de la méthode de Monte-Carlo.

Cette méthode permet en plus d'estimer la précision de la valeur de la probabilité de rupture obtenue. Toutefois, elle conduit à des temps de calcul très élevés dès qu'il s'agit d'évaluer de faibles probabilités avec une précision raisonnable. Cette méthode est basée sur l'application de la loi des grands nombres, elle consiste à déterminer un estimateur de P_f par succession de tirages aléatoires indépendants (Figure 1.11)

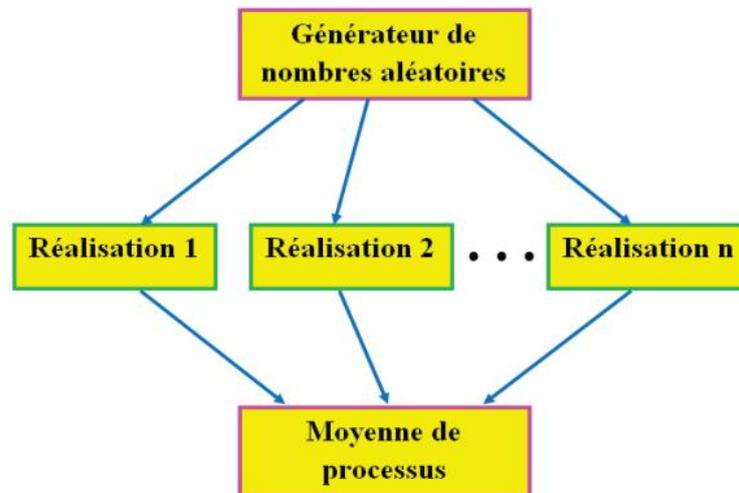


Figure 1.11 Procédure de calcul en parallèle

La méthode MCS a les caractéristiques suivantes :

- *Généralités* : Le direct MCS est complètement général, et s'applique à toute distribution des variables aléatoires de base, y compris les variables aléatoires discrètes.
- *Précision* : Pour l'échantillon de taille $N \rightarrow \infty$, la probabilité estimée converge vers le résultat exact.

- *Efficacité* : En règle générale, le temps augmente linéairement avec environ $1/P_f$. En règle générale, la taille de l'échantillon nécessaire pour obtenir une estimation de la probabilité d'une bonne confiance est d'environ $100/P_f$.

Plusieurs méthodes proposent d'améliorer la méthode de Monte Carlo, comme la "Méthode de simulation directionnelle". Elle utilise les propriétés de symétrie rotationnelle de l'espace des variables gaussiennes centrées réduites (standardisées). Dans cet espace, les variables sont représentées par des lois de Gauss centrées en 0 et d'écart-type 1. La transformation de Rosenblath (Figure 1.7) est utilisée pour effectuer un changement du repère transformant l'espace des variables physiques (lois de distributions quelconques) en un espace de variables gaussiennes centrées réduites. Cet espace est ensuite divisé en un certain nombre de directions caractérisées par un vecteur unitaire à partir de l'origine du repère (Figure 1.12). La probabilité de rupture du système est évaluée par un traitement statistique des valeurs des probabilités de rupture calculées sur les différentes directions. Comme la méthode de Monte Carlo, cette méthode n'impose aucune propriété particulière de la fonction d'état limite et permet d'évaluer sans restriction la probabilité de rupture du composant. Elle offre l'avantage d'être plus performante que cette dernière en termes de coûts de calculs.

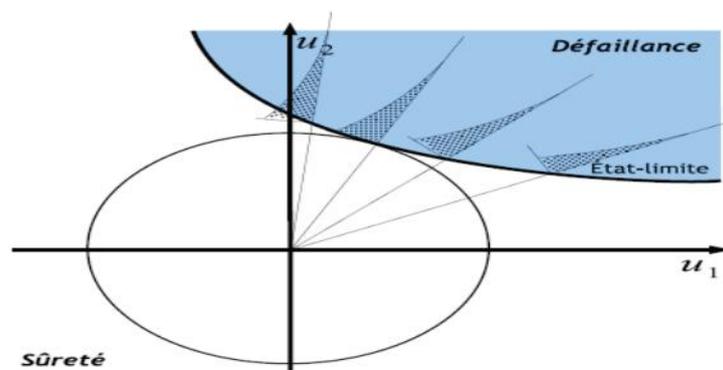


Figure 1.12 Illustration de la simulation directionnelle.

1.8.2.3 Méthode des tirages d'importance (Importance Sampling IS)

Cette méthode a été proposée par Au et Beck (2003). Pour atteindre une valeur constante de l'estimateur de la probabilité de rupture et un coefficient de variation cible, la méthode de Monte Carlo requiert un grand nombre d'échantillons (i.e. un temps de calcul très important) surtout dans le cas des petites valeurs de la probabilité de rupture P_f . La méthode du tirage d'importance est une approche plus efficace ; elle exige un nombre d'échantillons plus petit que celui de la

méthode de Monte Carlo. Dans cette approche, la densité d'échantillonnage initiale est translatée au point de conception (Figure 1.13) pour concentrer les échantillons dans la région de plus grande densité de probabilité de la zone de rupture définie par $g(x) \leq 0$. Estimateur de la probabilité de rupture est alors obtenu comme suit :

$$p_f = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(v_i) \frac{f(v_i)}{h(v_i)} \quad 1.41$$

Où $h(.)$ est la nouvelle densité d'échantillonnage centrée au point de conception.

v est un vecteur de variables aléatoires généré suivant la densité de probabilité $h(.)$.

Le coefficient de variation de l'estimateur est donné par :

$$COV p_f = \frac{1}{p_f} \sqrt{\frac{1}{N} \left(\frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N I(v_i) \frac{f(v_i)}{h(v_i)} \right)^2 - (p_f)^2 \right)} \quad 1.42$$

Cette méthode a été utilisée par plusieurs auteurs (Au et al, 2007 et Au et al, 2010).

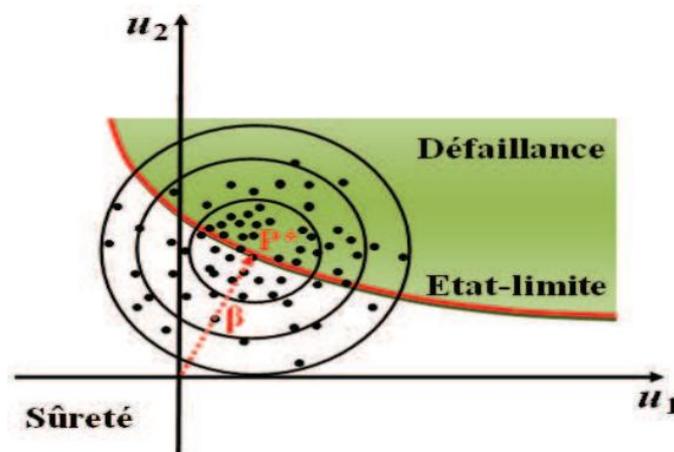


Figure 1.13 Illustration de la méthode des tirages d'importance dans l'espace standard.

1.8.3 Méthodes probabilistes pour calculer des moments statistiques de la réponse du système

Tout d'abord, on présente une méthode simple et approximative qui utilise l'extension de la série de Taylor pour fournir une estimation approximative des deux premiers moments statistiques (valeur moyenne et variance) de la réponse du système. Ceci est suivi par une

méthode plus avancée et plus rigoureuse qui fournit le PDF de la réponse du système et les moments statistiques correspondants.

1.8.3.1 Méthode First Order Second Moment (FOSM)

Cette méthode utilise l'extension de la série de Taylor pour fournir une approximation des deux premiers moments statistiques, à savoir la moyenne et la variance (Haldar et Mahadevan, 2000). Considérons une réponse du système Γ liée aux variables aléatoires $(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$ par une fonction générale f où $\Gamma = f(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$. Si la moyenne et l'écart type des variables aléatoires sont connues mais la distribution de ces variables est inconnue, une valeur approximative moyenne de la réponse du système et une variance approximative de cette réponse du système peuvent être obtenues. En développant la fonction $f(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$ d'une série de Taylor sur les n valeurs moyennes des variables aléatoires $(\mu_{x_1}, \dots, \mu_{x_i}, \dots, \mu_{x_n})$, on obtient :

$$\Gamma = f(\mu_{x_1}, \dots, \mu_{x_i}, \dots, \mu_{x_n}) + \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_{x_i}) \frac{\partial f}{\partial x_i} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \mu_{x_i})(x_j - \mu_{x_j}) \frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j} + \dots \quad 1.43$$

Où les dérivées sont évaluées aux valeurs moyennes des variables aléatoires. En tronquant la série aux termes linéaires, la valeur moyenne approximative du premier ordre de Γ peut être obtenue comme suit :

$$\mu_{\Gamma} = f(\mu_{x_1}, \dots, \mu_{x_i}, \dots, \mu_{x_n}) \quad 1.44$$

$$Var_{\Gamma} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right) Var(x_i) + \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n \frac{\partial f}{\partial x_i} \frac{\partial f}{\partial x_j} Cov(x_i, x_j) \quad 1.45$$

Cette approximation de la moyenne et de la variance de la réponse du système peut être améliorée en incluant des termes d'ordre supérieur dans l'extension de la série de Taylor.

1.8.3.2 Méthode de surface de réponse stochastique à base de collocation (CSRSM)

La méthode de surface de réponse stochastique à base de collocation (CSRSM) appelée également "méthode d'expansion du chaos polynomial" a été proposée dans la littérature et a été utilisée par plusieurs auteurs. (Isukapalli et al, 1998 ; Phoon et Huang, 2007 ; Huang et al, 2009 ; Riahi et al, 2011 ; Li et al, 2011 ; Mollon et al, 2011 ; Houmadi et al, 2012 ; Mao et al, 2012 ; Soubra et Mao, 2012 ; Ahmed and Soubra, 2012). Le but de cette méthode est d'obtenir

la fonction de densité de probabilité de la réponse du système. Dans cette méthode, le modèle numérique complexe est remplacé par un modèle analytique (méta-modèle). Cela facilite le calcul du PDF de la réponse du système en appliquant la méthodologie MCS sur le méta-modèle.

1.9 Méthodes déterministe et probabiliste utilisées

Toute analyse probabiliste des pentes comporte trois éléments différents. Tout d'abord, une fonction d'état limite doit être choisie pour définir la rupture. Deuxièmement, une méthode de calcul de stabilité (méthodes déterministe) doit être utilisée pour évaluer la fonction d'état limite. Enfin, une méthode probabiliste doit être utilisée pour évaluer la probabilité de rupture. Les différentes techniques utilisées dans la littérature pour chacun de ces éléments ont été résumées dans le Tableau 1.7.

Tableau 1-8 Les méthodes déterministe et probabiliste utilisées dans la littérature.

Chercheurs	Méthodes déterministes	Méthodes probabilistes	Fonction d'état limite
Kraft et Mukhopadhyay (1977)	FEM	Monte Carlo	$G=F-I$
Vanmarcke (1980)	OMS	FORM	$G=F-I$ $G=M_R/M_M$
Li (1987)	Morgenstern et Price	FORM	$G= M_R-M_M$ $G=F_R-F_M$
Luckman (1987)	Spencers et Janbu	FORM	$G=F-I$
Griffiths et al (2007)	FEM	Monte Carlo	$G=F-I$
Cho (2009)	FEM et LEM	Monte Carlo et FORM	$G=F-I$
Ali et al (2017)	FEM	Monte Carlo	$G=F-I$
Luo et al (2016)	Bishop et FEM	Monte Carlo	$G=F-I$
Javankhoshdel et Bathurst (2016)	Bishop simplifiée	Monte Carlo	$G=F-I$
Luo et Bathurst (2018)	FEM	Monte Carlo	$G=F-I$
M_R : moment résistant ; M_M : moment motrice ; F_R : Force résistante ; F_M : Force motrice ; OMS : méthode ordinaire de tranches ; FEM : méthode des éléments finis.			

Beaucoup de chercheurs ont utilisés la méthode des éléments finis. Cette méthode a généralement été choisie pour l'une des deux raisons suivantes : Premièrement, elle permet à la fonction d'état limite d'être formulée explicitement en termes de propriétés du sol. Deuxièmement, elle permet une évaluation relativement rapide de la fonction d'état limite, ce qui rend la simulation de Monte Carlo plus rapide, car elle nécessite de nombreux calculs. Un avantage de la méthode des éléments finis FEM est que cette approche permet au programme de rechercher le mécanisme de rupture critique sans contraintes imposées par des hypothèses de géométrie de rupture (Griffiths, 2009).

1.10 Conclusion

Dans ce chapitre, une revue de la littérature sur les incertitudes du sol a été présentée. Premièrement, les différentes sources d'incertitude ont été présentées. Deuxièmement, les différentes approches de modélisation des incertitudes ont été décrites. À cet égard, deux approches ont été présentées : (i) l'approche simplifiée dans laquelle les incertitudes sont représentées par des variables aléatoires caractérisées par leurs PDF et (ii) l'approche avancée dans laquelle les incertitudes sont représentées par des champs aléatoires caractérisés non seulement par leur PDF mais aussi par leurs fonctions d'autocorrélation. En outre, les deux modèles pour caractériser les incertitudes du sol ont été présentés. Dans le cadre de l'approche avancée, les fonctions d'autocorrélation les plus couramment utilisées proposées dans la littérature ont été présentées. Les plages de longueur des autocorrélations verticale et horizontale ont également été résumées. Il a été constaté que la longueur de l'autocorrélation horizontale tend à être supérieure d'un ordre de grandeur à celle de la verticale. Ce chapitre a également présenté une brève description des méthodes utilisées de discrétisation de champs aléatoires en géotechnique. Enfin, les différentes méthodes probabilistes utilisées dans la littérature ont été résumées.

2 Chapitre II : Détermination de la fonction de base pour une pente simple et renforcée

2.1 Introduction

Le concept d'utilisation de la probabilité pour évaluer la sécurité des pentes est presque aussi vieux que la mécanique des sols moderne. Lors de la Conférence européenne sur la stabilité des pentes en 1954, la formulation et le sens du facteur de sécurité ont fait l'objet de nombreuses discussions (Institut royal suédois de géotechnique, 1954, p. 21-73). Dans ces discussions, Lazard a proposé d'utiliser la probabilité pour déterminer objectivement et scientifiquement le facteur de sécurité adopté au lieu de s'appuyer sur l'empirisme subjectif d'aujourd'hui" (Institut royal suédois de géotechnique, 1954, p. 28). Le renforcement des sols par géogridde est classé parmi les meilleures alternatives pour l'amélioration de la stabilité des pentes et des remblais, vu les avantages multiples qu'il peut offrir. Pour les pentes renforcées, l'évaluation de la fonction d'état limite consiste à calculer le facteur de sécurité à l'aide des méthodes déterministes traditionnelles. Si le facteur de sécurité calculé est supérieur à 1, la pente est dans un état de sécurité. Si elle est inférieure ou égale à un, la pente est en état de rupture.

2.2 Variabilité de renforcement

2.2.1 Variabilité inhérente de la résistance à la traction

La force de renforcement admissible est déterminée par les contraintes subies par le renforcement dans la pente et par le module du matériau de renforcement, y compris les effets du fluage et des dommages d'installation. La variabilité inhérente totale du module est due à la variabilité du matériau tel que la fabrication et à des modifications aléatoires de la variabilité causées par le processus d'installation. La variabilité causée par les dommages d'installation est plus difficile à évaluer. Les effets des dommages d'installation sont plus importants pour les géofabriques que pour les géogriddes. Les effets des dommages d'installation sur la force des géosynthétiques ont été publiés (Allen, 1991 ; Koerner, 1990 ; Koerner et Elias, 1993). La plupart des données publiées sur les dommages d'installation ont mesuré les effets sur la résistance du matériau. Selon Bonaparte et Berg (1987), les dégâts d'installation ont eu un effet négligeable sur le module tangent des géogriddes pour des déformations inférieures à 5%.

2.2.2 Variabilité inhérente de la longueur et de l'espacement de renforcement

Les incertitudes sur la longueur de renforcement et de l'espacement viennent presque des variations aléatoires dans le processus de construction. Il est raisonnable par exemple, d'attendre que la longueur des éléments de renfort installés pourrait avoir une tolérance de ± 0.05 m. En supposant que cette tolérance représente une plage de plus ou moins deux écarts-type d'une distribution normale, le coefficient de variation pour une longueur de renforcement 30 mètre serait :

$$COV[L] = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{30} \right) = 0.017$$

De même, l'espacement nominal entre les nappes pourrait être de 18 m avec une tolérance de 0.05m. En supposant que la tolérance représente une plage de plus ou moins deux écarts types d'une distribution normale, le coefficient de variation de l'espacement entre les nappes de géosynthétiques, $COV[S]$, serait :

$$COV[S] = \frac{1}{2} \left(\frac{4}{18} \right) = 0.11$$

2.2.3 Résumé des variabilités inhérentes de renforcement

Les coefficients de variation associés à la variabilité inhérente pour les propriétés du renforcement sont résumés dans le Tableau 2.1. Kitch (2004) a prouvé que la résistance à la traction est très incertaine, avec un coefficient de variation supérieur à 0,25.

Tableau 2-1 Résumé de la variabilité inhérente des propriétés de renforcement (Kitch, 2004).

Variable	Coefficient de variation
Résistance à la traction	0.10
Longueur de renforcement	0.017
Espacement entre les nappes	0.11

2.3 Analyse probabiliste de la stabilité d'une pente renforcée par géogridde

L'analyse probabiliste de la stabilité des pentes renforcées par géogridde fait intervenir quatre éléments majeurs qui sont :

- I. Une méthode de calcul déterministe de la stabilité des pentes (Talus).
- II. La description de la variabilité des propriétés des sols et des géogriddes du problème traité.
- III. Déterminer une fonction de base d'état limite.
- IV. Une méthode probabiliste de traitement analytique ou numérique des fonctions de variables aléatoires (décrites au premier chapitre).

Avant de décrire ces étapes, Il convient de rappeler ici la notion de coefficient de sécurité :

2.3.1 Coefficient de sécurité

2.3.1.1 Concept

Le coefficient de sécurité est défini différemment selon le problème traité :

Dans les études de stabilité de pente, il est généralement égal au rapport des efforts résistants aux efforts moteurs qui s'exercent sur une masse de sol limitée par une surface de rupture de forme de données. Pour les calculs en rupture circulaire, pour chaque cercle de rupture possible, on pose ainsi :

$$F_s = \frac{\text{moments des forces résistantes par rapport au centre du cercle}}{\text{moments des forces motrices par rapport au centre du cercle}} \quad 2.1$$

Et le coefficient de sécurité de la pente est pris égal au minimum des valeurs de F_s calculées sur l'ensemble des cercles de rupture envisagés, tandis que, pour les calculs en rupture non circulaire on utilise le rapport des forces résistantes aux forces motrices.

$$F_s = \frac{\sum \text{Forces résistantes}}{\sum \text{Forces motrices}} \quad 2.2$$

D'une façon plus générale on peut dire que le coefficient de sécurité vaut :

$$F_s = \frac{\text{Quantités favorables}}{\text{Quantités défavorables}} \quad 2.3$$

Les définitions de quantités favorables et défavorables varient considérablement.

Freudental (Genevois, 1984) considère que le coefficient de sécurité compare la contrainte maximale calculée et la résistance du matériau, avec une marge de sécurité entre les deux ; "cette marge de sécurité est un effort subjectif de la part du calculateur pour une mesure adéquate de la sécurité, ainsi qu'un manque de conscience des limitations de sa connaissance et de l'arbitraire de ses suppositions".

Genevois (1984) considère que "le coefficient de sécurité est utilisé pour couvrir la différence inconnue entre la résistance apparente du matériau et la charge apparente appliquée"

Les différentes définitions des coefficients de sécurité montrent l'ambiguïté du terme.

2.3.2 Méthodes déterministes

Les méthodes déterministes constituent le soubassement des méthodes de calculs probabilistes. Les méthodes de calcul déterministe, dans lesquelles le résultat est une fonction explicite des hypothèses du calcul, sont en général plus simples à traiter. Il y'a plusieurs méthodes déterministes, la plupart d'entre elles sont basées sur un calcul à la rupture (équilibre limite). Les méthodes les plus utilisées peuvent se classer en trois grandes familles avec les méthodes de blocs, les méthodes des tranches et les méthodes dites globales.

a) La méthode des blocs

Les méthodes des blocs, où les lignes de glissement sont de forme polygonale, peuvent se résoudre par la construction d'un simple funiculaire de forces. La Figure 2.1 présente un exemple de calcul avec l'équilibre des forces appliquées à chaque bloc. Les forces appliquées sont W le poids, P la poussée d'un bloc sur l'autre, N la réaction le long de la ligne de glissement et τ le frottement le long de la ligne de rupture. L'intérêt de cette méthode est qu'elle permet d'aboutir à des calculs simples facilement exploitables.

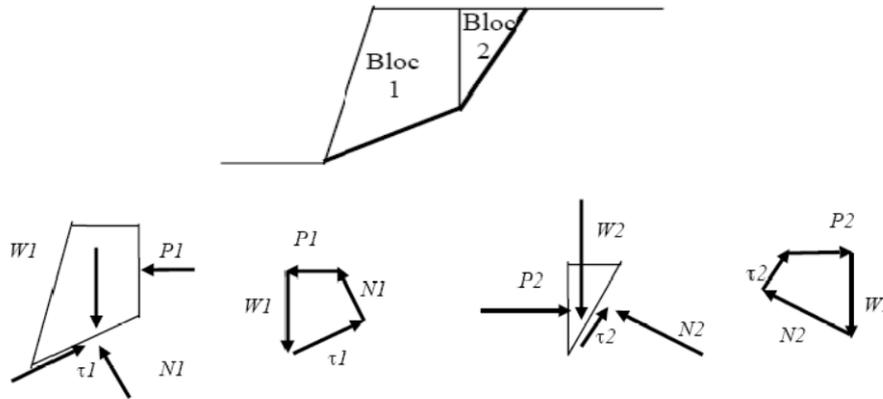


Figure 2.1 Méthode des blocs

b) La méthode des tranches

La masse mobile a été décomposée en tranches de même largeur. Ensuite la démarche reste similaire à la méthode des blocs en étudiant l'équilibre de chaque tranche. Cette méthode génère au final plus d'inconnues que d'équations, ce qui oblige à émettre des hypothèses simplificatrices, notamment au niveau des forces inter-tranches. Le tableau 2.3 regroupe différentes méthodes qui se différencient par les hypothèses simplificatrices.

Tableau 2-2 Les méthodes des tranches (Racana, 2002).

Méthodes	Type de rupture	Type de méthode	Hypothèse des forces inter tranches	Équation d'équilibre statique vérifiée
Fellenius (1936)	Circulaire	Calcul à la rupture (tranches)	Négligée	Moment
Jambu (1954)	Non circulaire	Calcul à la rupture (tranches)	Positions imposées	Forces
Bishop (1955)	Circulaire	Calcul à la rupture (tranches)	Composantes horizontales imposées	Moment
Morgenstern Price (1965)	Non circulaire	Calcul à la rupture (tranches)	Coefficient relationnel entre composantes horizontales et verticales	Forces et moment
Spencer (1967)	Toute forme de surface de glissement	Calcul à la rupture (tranches)	les forces entre les tranches sont parallèles entre elles	Forces et moment
Leshchinsky (1990)	Non circulaire	Calcul à la rupture (tranches)	Equilibre global	Forces et moment

-6++Parmi ces méthodes, les plus employées sont celles de Fellenius et de Bishop (Racana, 2002). Bien entendu ces différentes méthodes aboutissent à des coefficients de sécurité qui peuvent atteindre des écarts supérieurs à 10%. Il faut attacher au coefficient de sécurité global FS une valeur probabiliste. On arrive aux méthodes dites globales dont la plus utilisée est la méthode des perturbations.

c) Les méthodes globales

Il existe des méthodes qui vont surtout être utilisées pour tracer des abaques. Ces méthodes ne font pas intervenir des tranches, considérant toute la masse du sol limitée par la surface de rupture. Elles ne considèrent que des sols homogènes. Elles sont utiles surtout pour faire des abaques.

➤ **La méthode des perturbations**

La méthode des perturbations proposée par Raulin et al (1974) reste la méthode globale la plus employée. Elle permet de prendre en compte des formes de rupture quelconques. Le choix des lignes de ruptures potentielles est fait en fonction des données géologiques du site. Comme toutes les autres méthodes, la résolution de l'équilibre d'un massif instable passe par des hypothèses. L'hypothèse principale qui est faite concerne la distribution des contraintes existant sur la surface de rupture (Stéphane, 2011). Le massif instable est en équilibre sous l'effet de son poids W , de la contrainte de cisaillement τ et de la contrainte normale σ le long de la ligne de rupture (Figure 2.2).

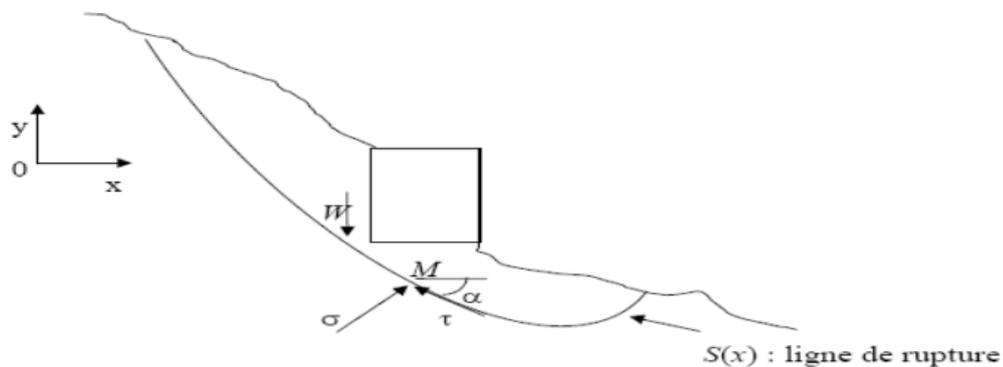


Figure 2.2 Méthode des perturbations

La méthode consiste à résoudre trois équations issues de la statique faisant intervenir l'équation de la ligne de rupture. Ces trois équations sont :

L'équilibre des composantes horizontales des forces :

$$\int_{s(x)} (-\tau + \sigma \tan \alpha) dx = 0 \quad 2.4$$

L'équilibre des composantes verticales des forces :

$$\int_{s(x)} (\tau \cdot \tan \alpha + \sigma) dx = w \quad 2.5$$

L'équilibre des moments par rapport à 0 (origine des axes) :

$$\int_{s(x)} [\sigma (x - y \cdot \tan \alpha) + \tau (x \cdot \tan \alpha + y)] dy = \int_{s(x)} x \cdot W \cdot dx \quad 2.6$$

La résolution de ces équations est numérique.

➤ **La méthode de Caquot-Taylor**

C'est une méthode globale (Favre, 2004), elle étudie avant tout l'état critique de glissement en faisant l'hypothèse d'une ligne de rupture circulaire (Figure 2.3).

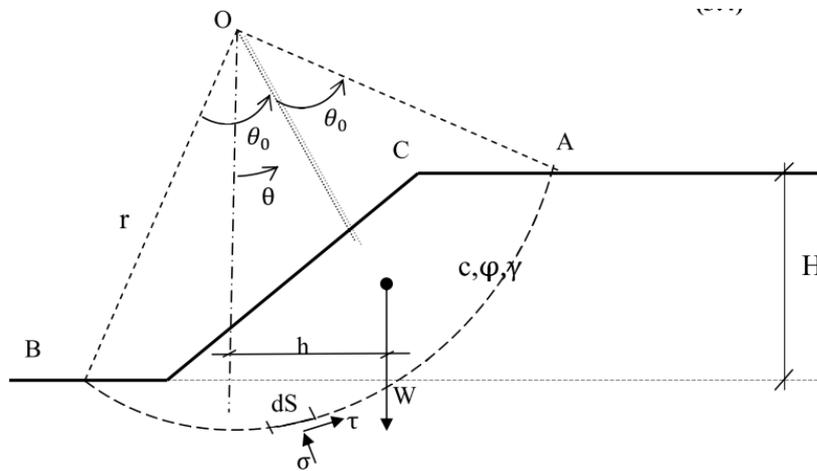


Figure 2.3 Méthode de Caquot-Taylor

Elle propose la condition suivante :

$$W \cdot h \leq \left[r \cdot \int_A^B \tau \cdot ds \right] / F \quad 2.7$$

$$W.h \leq \left[2.\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi \left(\frac{\theta_o}{\sin\theta_o} \right).W.cos\theta \right] / F \quad 2.8$$

2.3.3 Description des variations naturelles

Le choix des paramètres de calcul est lié à celui de la méthode de calcul déterministe utilisée ; lorsque on développe une méthode d'analyse probabiliste, il faut choisir parmi tous les paramètres du problème ceux que l'on considère comme déterministe, et ceux que l'on traitera comme des variables aléatoires ou spatiales. Une fois que l'on a choisi les variables aléatoires ou spatiales du calcul, il faut en déterminer les caractéristiques statistiques, ce que l'on peut faire d'après des résultats de mesures ou d'essais ou en utilisant des valeurs publiées dans la littérature (Chapitre 1).

2.3.4 Fonction de base d'état limite

Cette section vise à montrer la procédure de détermination de la fonction de base. Pour cela, la méthode de Caquot Taylor a été utilisée.

2.3.4.1 Pente non renforcée

La stabilité au glissement d'une pente peut être formulée à l'aide de la condition d'équilibre par rapport au point O (Figure 2.4).

$$FS = \frac{\text{Moment résistant } (M_R)}{\text{Moment de glissement } (M_G)} \quad 2.9$$

$$F_S (\text{sans renforcement}) = \frac{2.\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi \left(\frac{\theta_o}{\sin\theta_o} \right).W.cos\theta}{W.h} \quad 2.10$$

φ : L'angle de frottement interne du matériau de remblai

c : la cohésion du matériau de remblai

W : poids du prisme ; Avec $W=S.\gamma_h$.

S : la surface verticale du prisme (la masse mobile (1))

γ_h : le poids volumique des matériaux de remblai [KN/m³]

r : Rayon du cercle de rupture ;

h : La distance horizontale entre le centre de gravité de W et le point O ;

θ_0, θ : Angles illustrés sur la Figure 2.4 [$^\circ$].

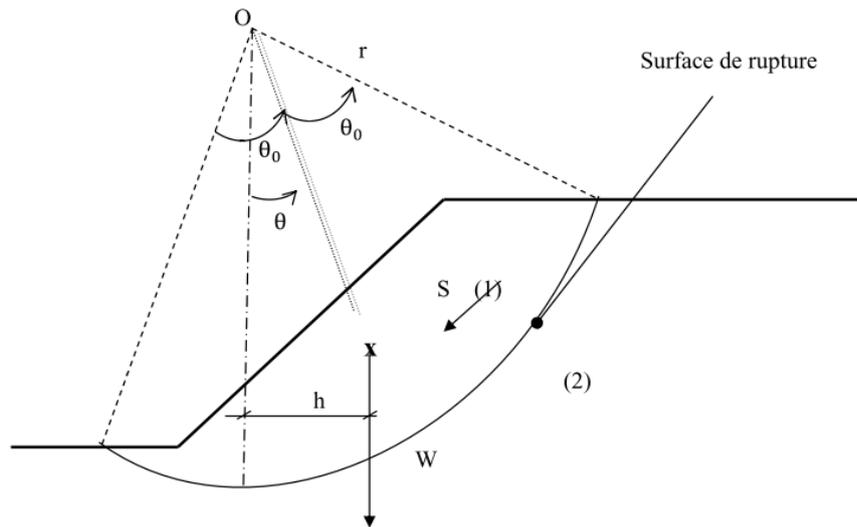


Figure 2.4 Pente non renforcée.

On a la fonction de base :

$$g_1(x) = M_R - M_G \quad 2.11$$

$$g_2(x) = F_S - 1 \text{ avec } F_S = M_R / M_G \quad 2.12$$

La probabilité de rupture est alors, si M_R et M_G sont indépendants,

$$p_f = p[g(x) \leq 0] = \int_{g(x) \leq 0} f(x) dx \quad 2.13$$

Où $X[x_1, x_2, \dots, x_n]$: dénote l'ensemble des variables aléatoires.

$f(X)$: représente la fonction de densité de probabilité de X .

$g(X)$: est la fonction de base ou de performance.

Pour le cas d'une pente non renforcée on a de (2.10) :

$$M_R = 2.\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi\left(\theta_o / \sin\theta_o\right). W.cos\theta \quad 2.14$$

$$M_G = W.h \quad 2.15$$

$$W = S.\gamma_h \quad 2.16$$

Alors les équations 2.11 et 2.12 devient :

$$g_1(x) = 2\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi\left(\theta_o / \sin\theta_o\right).W.cos\theta - W.h \quad 2.17$$

$$g_1(x) = 2\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi\left(\theta_o / \sin\theta_o\right). W.cos\theta - S.\gamma_h.h \quad 2.18$$

$$g_2(x) = \frac{2\theta_o.r^2.c + r.tg\varphi\left(\frac{\theta_o}{\sin\theta_o}\right).W.cos\theta}{S.\gamma_h.h} - 1 \quad 2.19$$

C'est la forme finale de la fonction de base pour une pente non renforcée, puis on choisit la méthode probabiliste (analytique ou approximative comme les méthodes FOSM ou MCS).

2.3.4.2 Pente renforcée par géogridde

Lorsque le coefficient de sécurité calculé s'avère insuffisant, on fera recours alors au renforcement conduisant à l'augmentation de l'effort résistant (Figure 2.5).

On peut déduire l'expression du coefficient de sécurité :

$$F_s = \frac{\left(\text{Moment résistant de pente}\right) + \left(\text{Moment résistant des géogrilles}\right)}{\text{Moment du glissement}} \quad 2.20$$

$$F_s = \frac{\text{Moment résistant de pente}}{\text{Moment du glissement}} + \frac{\text{Moment résistant des géogrilles}}{\text{Moment du glissement}} \quad 2.21$$

$$F_s = F_s \text{ (sans renforcement)} + F_s \text{ (avec renforcement)} \quad 2.22$$

On suppose que F_g le coefficient de sécurité de la pente renforcée par géogridde, on calcule le coefficient de sécurité F_g .

$$Fg = \frac{\text{Moment résistant des géogrilles}}{\text{Moment du glissement}} \quad 2.23$$

$$\text{Alors } Fg = \frac{\sum_{i=1}^n Ti.Yi}{W.h} \quad 2.24$$

Ti : la tension (extraction ou arrachement) dans la nappe i .

Yi : bras de levier du moment de Ti par rapport au point o .

Avec $Yi=r$; pour les renforcements extensibles (Figure 2.5).

On prend Yi , pour les renforcements inextensibles.

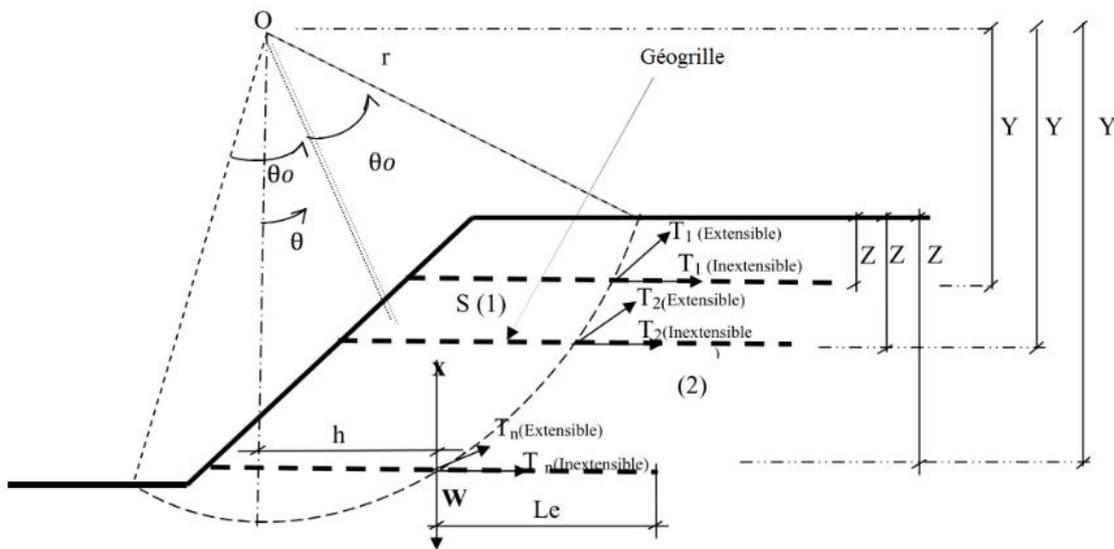


Figure 2.5 Géométrie de la pente renforcée par géogrille

Pour notre cas, on a des renforts par géogrille extensibles, d'où on prend $Yi=r$

L'expression de la tension dans la nappe est établie comme suit :

$$Ti = 2 Ci Le \sigma_v \tan \varphi \quad 2.25$$

σ_v : La contrainte normale dans le sol [KN/m²] ; $\sigma_v = \gamma h$. Z

φ : L'angle de frottement de sol

L_e : Longueur d’ancrage (Figure 2.6)

C_i : coefficient ou facteur d’interaction sol – géo grille, il est compris entre 0,6 et 1,00 ; il est obtenu à partir des essais d’extraction au laboratoire. Dans cette analyse, $C_i = 0,8$, qui est une valeur typique pour les produits de renforcement de géo grilles dans sol pulvérulent (Cowell et Sprague, 1993).

Alors l’équation (2.25) devient :

$$T_i = 1.6 \tan \varphi \cdot \sigma_v \cdot L_e \tag{2.26}$$

Dans le cas général, le renforcement par géo grille est constitué de plusieurs nappes, alors :

$$F_g = \frac{\sum_{i=1}^n T_i \cdot Y_i}{W \cdot h} \tag{2.27}$$

$$F_g = \frac{\sum_{i=1}^n (1.6 \tan \varphi \cdot \sigma_v \cdot L_e) \cdot y_i}{W \cdot h} \tag{2.28}$$

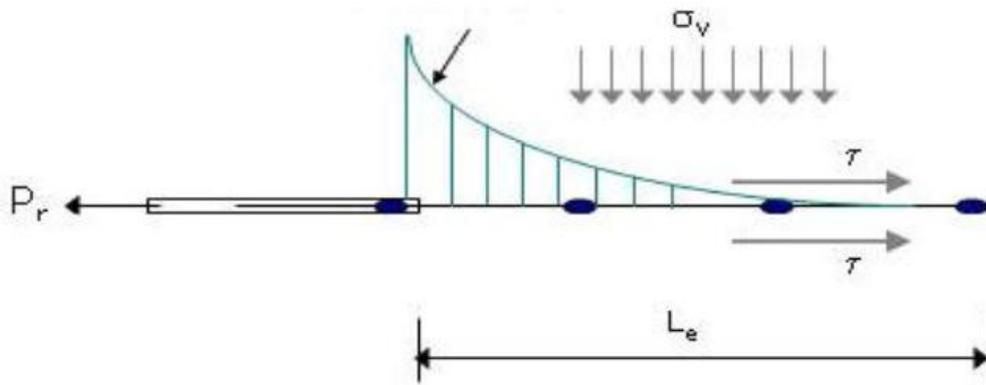


Figure 2.6 Le mécanisme d’extraction dans la géo grille.

$$F_g = \frac{\sum_{i=1}^n (1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot Z_i \cdot L_e) \cdot Y_i}{W \cdot h} \tag{2.29}$$

$$F_g = \frac{1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \sum_{i=1}^n Z_i \cdot Y_i}{W \cdot h} \tag{2.30}$$

$$\text{Posons : } Q = \sum_{i=1}^n Z_i \cdot Y_i \quad 2.31$$

$$\text{On a } Y_i=r, \text{ d'où } Q=r \cdot \sum_{i=1}^n Z_i \quad 2.32$$

Alors :

$$F_g = \frac{1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \cdot Q}{W \cdot h} \quad 2.33$$

$$F_g = \frac{1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \cdot r \cdot \sum_{i=1}^n Z_i}{W \cdot h} \quad 2.34$$

L'expression 2.20 devient :

$$F_s = \frac{2 \cdot \theta_o \cdot r^2 \cdot c + r \cdot \tan \varphi \cdot \left(\frac{\theta_o}{\sin \theta_o} \right) \cdot W \cdot \cos \theta + 1.6 \tan \varphi \cdot \gamma_h \cdot L_e \cdot r \cdot \sum_{i=1}^n Z_i}{W \cdot h} \quad 2.35$$

Ce qui représente, la forme explicite de l'équation de performance décrivant le coefficient de sécurité F_s utilisé pour l'analyse de la stabilité d'une pente renforcée par géogrilles.

2.3.4.3 Fonction de base pour une pente renforcée

Pour le cas des pentes renforcées par géogrille on a de (2.35) :

$$M_R = 2 \cdot \theta_o \cdot r^2 \cdot c + r \cdot \tan \varphi \left(\theta_o / \sin \theta_o \right) \cdot W \cdot \cos \theta + 1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \cdot Q \quad 2.36$$

$$M_G = W \cdot h \quad 2.37$$

Avec : $W = S \cdot \gamma_h$

Alors les équations 2.11 et 2.12 devient :

$$g_1(x) = 2 \theta_o \cdot r^2 \cdot c + r \cdot \tan \varphi \left(\theta_o / \sin \theta_o \right) \cdot W \cdot \cos \theta + 1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \cdot Q - W \cdot h \quad 2.38$$

$$g_1(x) = 2 \theta_o \cdot r^2 \cdot c + r \cdot \tan \varphi \left(\theta_o / \sin \theta_o \right) \cdot W \cdot \cos \theta + 1.6 \tan \varphi \cdot \gamma h \cdot L_e \cdot Q - S \cdot \gamma_h \cdot h \quad 2.39$$

$$g_2(x) = \frac{2\theta_0.r.2.c + r.\tan\varphi\left(\frac{\theta_0}{\sin\theta_0}\right).W.\cos\theta + 1.6\tan\varphi.\gamma h.Le.Q}{S.\gamma_h.h} - 1 \quad 2.40$$

C'est la forme finale de la fonction de base pour une pente renforcée par géogrilles, puis on choisit la méthode probabiliste.

La Figure 2.7 montre la méthodologie utilisée pour évaluer l'incertitude et la fiabilité de la pente en utilisant la simulation de Monte Carlo.

2.5 Probabilité de rupture et coefficient de sécurité

Dès le congrès de Mexico, Mayerhof (1970) faisait remarquer, sur la base de données statistique. Que les différents types d'ouvrages présentaient des probabilités de rupture assez diverses, et pas nécessairement en corrélation avec le coefficient de sécurité moyen utilisé. Les variables qui provoquent l'introduction du facteur de sécurité, on les résume comme suit :

- L'hypothèse fais sur le chargement ;
- Non uniformité de la composition des matériaux ;
- Imperfection des lois de comportement ;
- Impossibilité de reproduire les conditions in-situ par les essais ;
- Modèles de calcul imparfaits ;
- Erreurs d'exécution ;
- Réduction de la qualité de la structure avec le temps ;

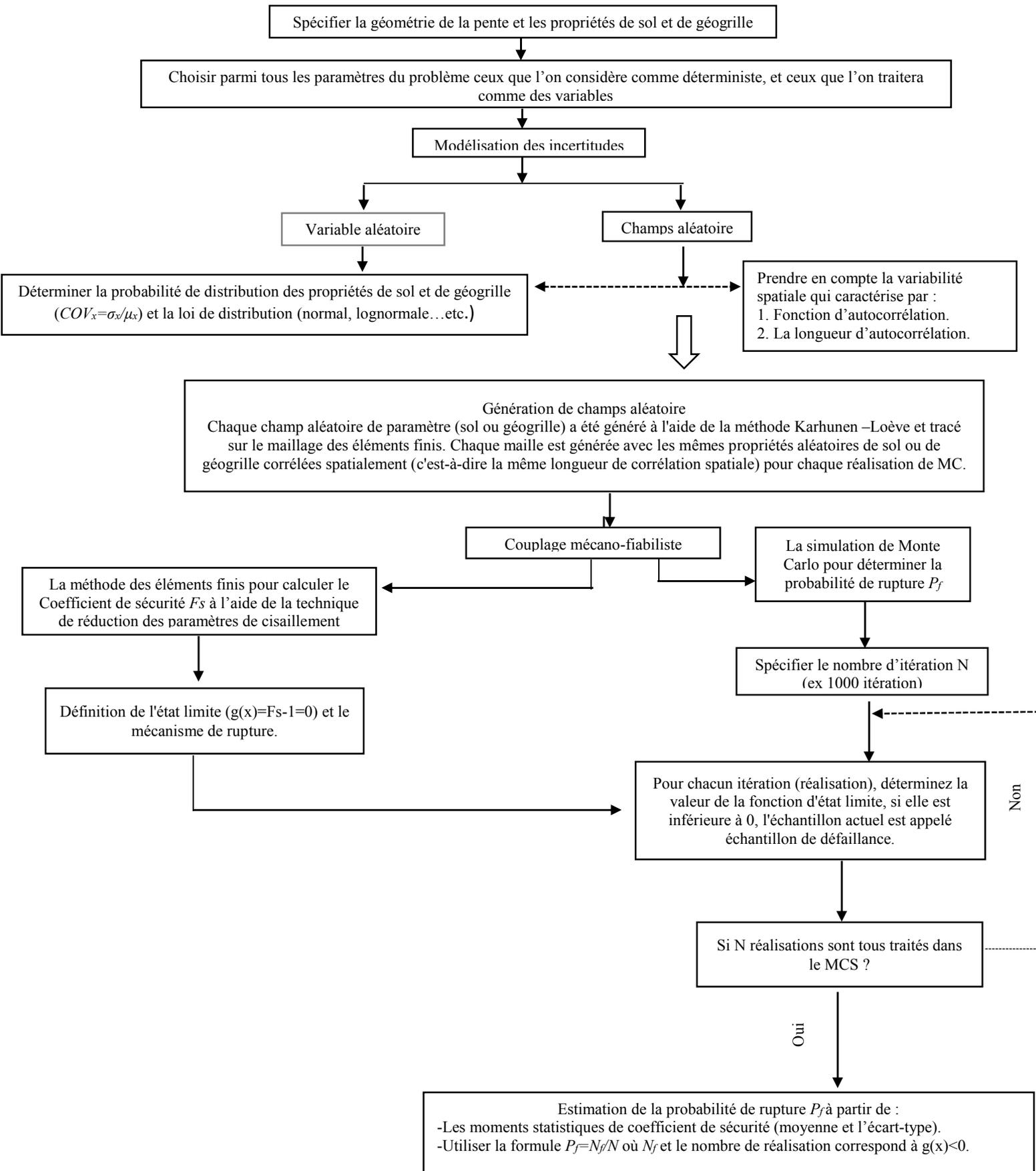


Figure 2.7 Organigramme suivi pour déterminer la probabilité de rupture P_f .

Tableau 2-3 Valeurs du minimum des coefficients de sécurité totaux, Terzaghi et Peck (1967)

Type de rupture	Cas	Coefficient de sécurité
Cisaillement	Terrassements	1,3 à 1,5
	Soutènements	1,5 à 2
	Fondations	2 à 3
Ecoulement	Sous- pression, soulèvement	1,5 à 2,5
	Gradient critique, renard	3 à 5

Dans le cas de la mécanique des sols, les méthodes de calcul ont une influence importante sur la valeur du coefficient de sécurité. Pour le même problème, différents facteurs sont indiqués. Terzaghi et Peck (1967) ont donné la valeur minimum à prendre en compte en fonction du type de rupture et du problème traité (Tableau 2.3). Meyerhof (1970, 1982) propose des valeurs minimales pour les coefficients de sécurité partiels (Tableau 2.4, 2.5)

Tableau 2-4 Valeurs du minimum des coefficients de sécurité partiels d'après Mayerhof (1970)

Type de rupture	Paramètres de cisaillement	<i>FS</i>
Tassements et soutènements	Cohésion (<i>C</i>)	1,5
	Friction (<i>tg φ</i>)	1,2
	Cohésion et Friction	1,3 à 1,5
Fondation	Cohésion (<i>C</i>)	2,0 à 2,5
	Friction (<i>tg φ</i>)	1,2 à 1,3
Charges fixes		1,0
Pression d'eau		1,0 à 1,2
Charges variables		1,2 à 1,5

Tableau 2-5 Valeur du minimum des coefficients de sécurité totaux en mécanique des sols.

Type	Source	<i>FS</i>
Stabilité de talus	Mayerhof	1,3 à 1,5
	Lumb	1,0 à 1,5
	Bowles	1,25
	Hansen	1,5
	Sawers	1,3 à 1,4
	Terzaghi	1,5
Soutènement	Mayerhof	1,5 à 2,0
	Lumb	1,0 à 1,5

2.6 Effets de la variation des propriétés du sol sur le comportement géotechnique

Dans la littérature, plusieurs problèmes en géotechnique ont été traités, parmi ces problèmes on va détailler les suivants :

2.6.1 Effets de la variabilité de sol sur la stabilité des pentes

2.6.1.1 Pente non renforcée

Griffiths et Fenton (2004) ont étudié l'effet de la variabilité aléatoire et spatiale de la cohésion sur la stabilité d'une cohésive pente, en utilisant la théorie des champs aléatoires. Le champ aléatoire à une distribution lognormale générée par la méthode de subdivision en moyenne locale, (LAS) a été utilisé pour caractériser la cohésion isotrope du sol. La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis en utilisant des données stochastiques a été adoptée. Une étude paramétrique a été effectuée pour un intervalle de coefficient de variation et de longueur d'autocorrélation de sol spatialement variable. Ils ont trouvé que pour $COV_{cu} < 0.5$, la probabilité de rupture augmente avec l'augmentation de la longueur de corrélation. Cependant, pour $COV_{cu} \geq 0.5$, la probabilité de rupture diminue avec l'augmentation de la longueur de corrélation (Figure 2.8). Aussi leur étude paramétrique a montré que la faible valeur de la distance d'autocorrélation (θ) induit une grande hétérogénéité du sol qui se traduit par une grande variabilité de la résistance au cisaillement (Cohésion) (Figure 2.9).

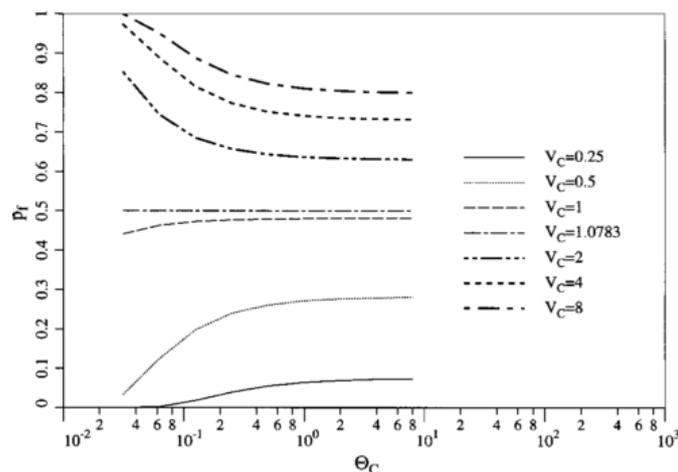


Figure 2.8 La variation de probabilité de rupture en fonction de la longueur de corrélation pour différents coefficients de variation (Griffiths et Fenton, 2004).

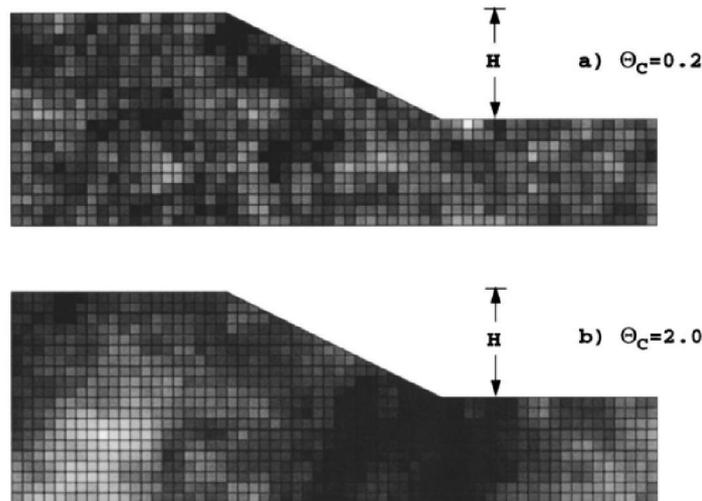


Figure 2.9 Influence de la longueur de corrélation sur l'hétérogénéité de la cohésion (Griffiths et Fenton, 2004).

Cho (2009) a proposé deux procédures basées sur la méthode d'équilibre limite, la première procédure est basée sur un mécanisme de rupture prédéfini (Fixed critical surface), la deuxième procédure, ne fait aucune hypothèse sur la surface de rupture (Random LEM), la surface de rupture correspondant aux champs aléatoires des propriétés du sol est analysée au cours du processus d'analyse. La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique a été adoptée. Le champ aléatoire (anisotrope) à une distribution lognormale générée par la méthode de Karhunen-Loève.

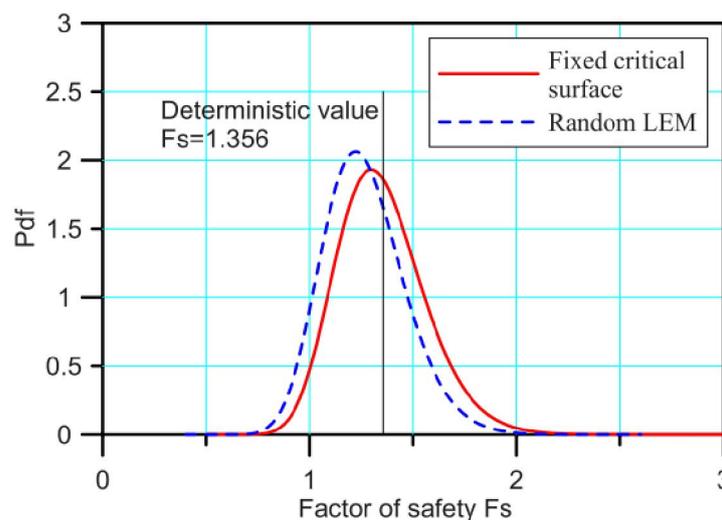


Figure 2.10 Résultats de la simulation de Monte Carlo, fonction de densité de probabilité ($COV_{cu} = 0,3$, $\theta_h = 20$ m et $\theta_v = 2$ m), (Cho, 2009).

Il a trouvé que La probabilité de rupture associée à une surface de rupture fixe (Fixed Critical Surface) était inférieure à la probabilité de rupture englobant toutes les surfaces de rupture potentielles (Random LEM). Les résultats indiquent également que la probabilité de rupture peut être significativement supérieure à la probabilité de rupture associée à une surface de glissement critique fixée pour une pente d'argile saturée dans une condition non drainée en raison de l'hétérogénéité de la résistance au cisaillement (Figure 2.10).

2.6.1.2 Pente renforcée

Luo et al (2016) ont étudié l'effet de la variabilité aléatoire d'angle de frottement sur la stabilité d'une pente renforcée par géogridde. Ils ont adopté un modèle déterministe avec une loi de comportement Mohr-Coulomb, la géométrie et les caractéristiques mécaniques sont représentées sur la Figure 2.11. Pour l'analyse déterministe, la technique de réduction de la résistance au cisaillement a été utilisée, les paramètres de géogridde restent constants et seuls les paramètres de résistance au cisaillement sont réduits. La variabilité aléatoire à une distribution lognormale générée par la méthode de subdivision en moyenne locale (LAS). La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis en utilisant des données stochastiques a été adoptée.

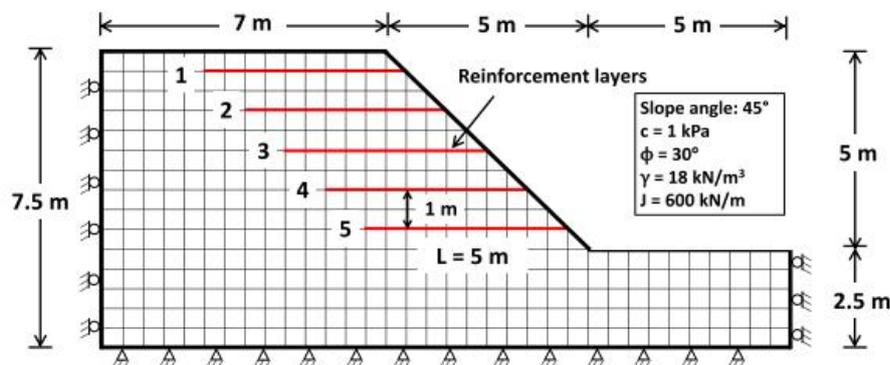


Figure 2.11 Géométrie de pente renforcée, les nappes de renforcement et maillage FEM (Luo et al, 2016).

Ils ont considéré angle de frottement comme une variable aléatoire soit pour une pente renforcée ou non renforcée avec $COV_{\phi}=0.2$ et 0.5 (Figure 2.12). Le résultat indique que le renforcement devient moins efficace de réduire la probabilité de rupture lorsque la variabilité des propriétés du sol augmente tandis que les propriétés moyennes restent constantes.

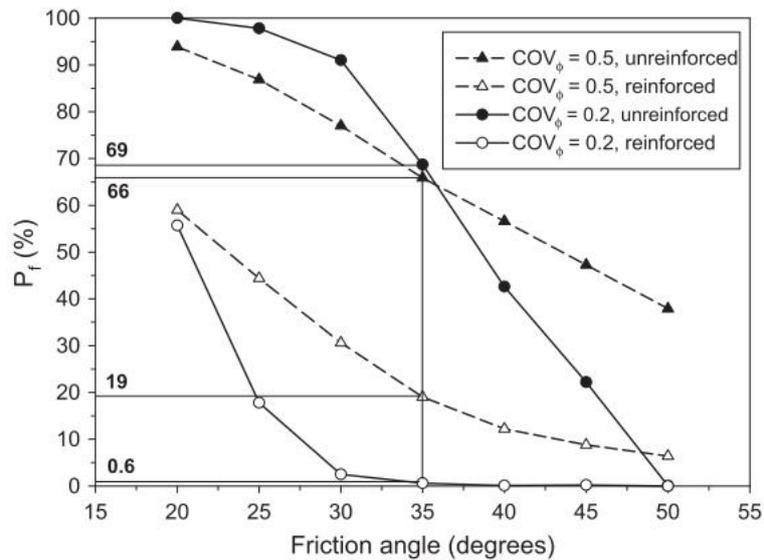


Figure 2.12 La variation de la probabilité de rupture en fonction de la variation d'angle de frottement pour différents coefficients de variation d'angle de frottement (Luo et al, 2016).

Luo et Bathurst (2018) ont étudié l'influence de la variation spatiale d'angle de frottement sur la probabilité de rupture et les mécanismes de rupture. Le champ aléatoire a été supposé anisotrope pour $\theta_h/\theta_v=1, 2, 5, 10$ and 20 avec $\mu_{tan\phi}=0.55$, $COV_{tan\phi}=0.2$, $\phi=29^\circ$. La variabilité spatiale d'angle de frottement est importante lorsque les longueurs d'autocorrélations verticales de la résistance au cisaillement sont inférieures à l'espacement des nappes de renforcement. Lorsque cette condition est associée à un sol médiocre, les mécanismes de rupture se propagent horizontalement entre les couches de renforcement (Figure 2.13).

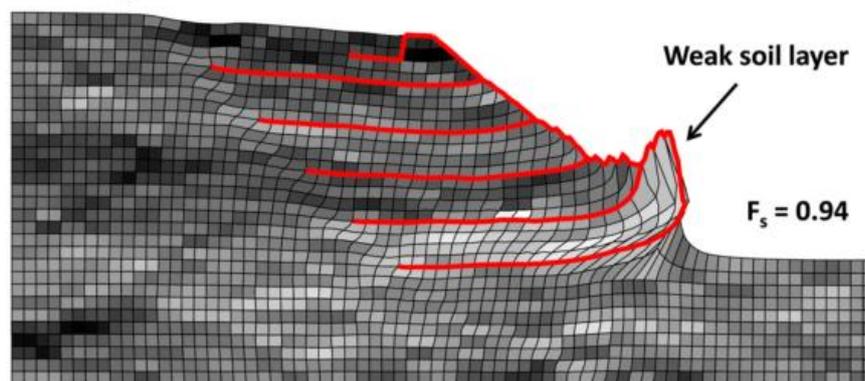


Figure 2.13 Mécanisme de rupture correspondant à la variabilité spatiale d'angle de frottement ($\theta_h=10m$, $\theta_v=0.5$, $\mu_{tan\phi}=0.55$, $COV_{tan\phi}=0.2$, $\phi=29^\circ$), (Luo et Bathurst, 2018).

Ils ont également constaté que la variation de la force de traction maximale mobilisée dans les nappes de renforcement à la rupture était plus importante pour les pentes avec une variabilité

spatiale de la résistance au cisaillement par rapport aux cas de la variabilité aléatoire (Figure 2.14).

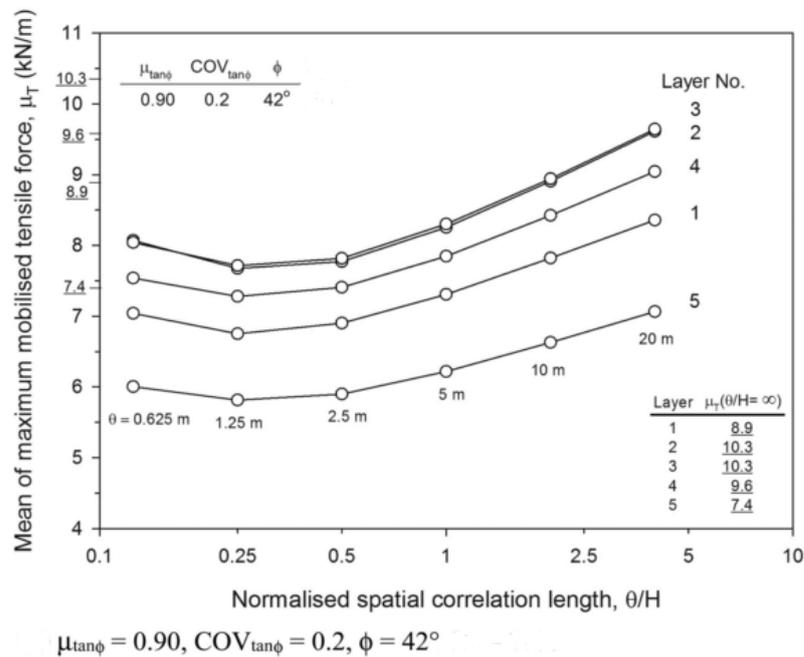


Figure 2.14 La variation de la force de traction en fonction de la longueur d'autocorrélation normalisée (θ/H). (Les valeurs soulignées correspondent au cas homogène avec une variabilité aléatoire), (Luo et Bathurst, 2018).

2.6.2 Effets de la variabilité de sol sur la portance des fondations superficielles

Nobahar et Popescu (2000) ont étudié les effets de la variabilité spatiale inhérente des propriétés de sol sur la portance des fondations superficielles soumis aux charges verticales, et supporté par un sol élastique parfaitement plastique. Le modèle numérique a simulé le comportement d'un sol argileux sur-consolidé sous des conditions non drainées. Une simulation de Monte Carlo, combinée à l'analyse des éléments finis déterministe avec la génération numérique des champs stochastiques a été utilisée. La résistance au cisaillement non drainée du sol a été modélisée comme champ aléatoire avec $COV_{c_u}=40\%$ suivant une distribution bêta. Une fonction exponentielle descendante pour la structure de corrélation a été utilisée. Des analyses bidimensionnelles en élément finis ont été exécutées pour des fondations filantes. La portance, les tassements, et les rotations de fondation sont prévu par les simulations de Monte Carlo qui ont tenu en compte la variabilité spatiale de la résistance de sol, ont été comparées aux résultats des analyse déterministes qui ont supposé des propriétés homogènes de sol. Les résultats ont prouvé que la portance des fondations superficielles est fortement affectée par la

variabilité naturelle de la résistance de sol. Le mécanisme de rupture prévu était non symétrique et sensiblement différent pour un sol hétérogène comparé au sol homogène.

Nobahar et Popescu (2001) ont continué leurs études de la portance des fondations peu profondes en regardant l'intervalle des coefficients de variation et les distributions de probabilité. Les résultats ont prouvé que la forme de la queue gauche de la distribution a affecté la variabilité de la réponse prévue et les valeurs moyennes de portance.

Griffiths et Fenton (2001) ont effectué une étude sur la portance du sol dans un espace aléatoire d'une argile non drainée. La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis en utilisant des données stochastiques a été utilisée. Un champ aléatoire en utilisant une distribution lognormale, une distance isotrope de corrélation et une fonction spatiale markovienne de corrélation a représenté la résistance au cisaillement non drainé. Des analyses 2D en déformation plane en éléments finis ont été exécutées en utilisant des éléments quadrilatères à 8 nœuds. La loi de contrainte déformation, élastique parfaitement plastique avec un critère de rupture de Tresca a été employée pour modéliser le comportement non drainé du sol. Un processus en moyenne locale a été utilisé pour tracer les champs aléatoires sur les mailles des éléments finis. Les moyennes locales ont préservé la valeur moyenne, mais ont réduit l'écart type. Pour chaque cas, 1000 simulations ont été effectuées. Un profil de sol maillé déformée typique est montré sur la Figure 2.15. Les fondations sur le sol hétérogène devraient montrer le comportement asymétrique.

Griffiths et Fenton (2001) ont étudié la variation de la capacité portante résultante et de son coefficient de variation sur le coefficient de variation de la résistance du sol et la distance de corrélation. Ils ont conclu qu'un facteur de sécurité très élevé (environ 3) est exigé pour réduire la probabilité de rupture de la fondation provoqué par la variabilité naturelle du sol avec l'intervalle de COV varie de 10% à 50%. C'est en accord avec la géotechnique pratique standard (Lambe et Whitman, 1969).

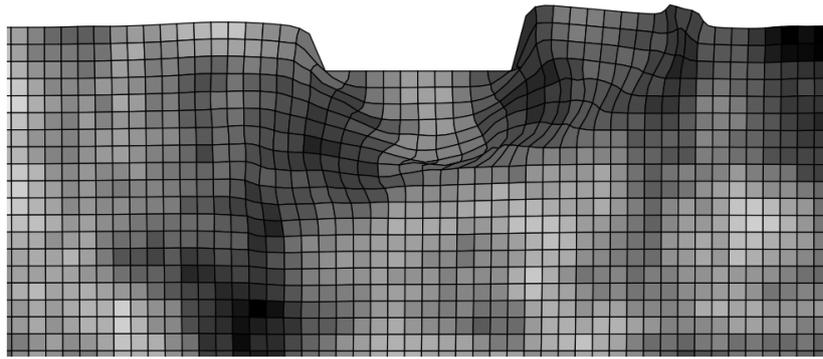


Figure 2.15 Maille déformée typique, les régions plus foncées indiquent un sol plus faible (Griffiths et Fenton, 2001).

Fenton et Griffiths (2003) ont prolongé leurs études pour la portance des fondations supportées par un sol frottent et cohérent. Ils ont utilisé un modèle bidimensionnel pour simuler des fondations filantes. Ils ont constaté que la moyenne géométrique de résistance au cisaillement de sol sous la fondation dans un domaine de déformations plastiques (prises pour avoir une profondeur de B et une longueur de $5B$, et B comme largeur de fondation) peut être utilisée comme valeur représentative de la résistance au cisaillement du sol. Ils ont constaté qu'une distance d'autocorrélation de $\theta=B$ a comme conséquence les valeurs les plus faibles de la capacité portante de la fondation ; donc, quand les données suffisantes ne sont pas disponibles, elle peut être utilisée comme valeur remplaçante dans les calculs.

2.7 Conclusion

Ce chapitre est une revue bibliographique sur l'analyse probabiliste de la stabilité des pentes. D'après ce qui a été présenté, l'analyse déterministe de la stabilité de pentes par le calcul du facteur de sécurité, n'est pas une bonne manière pour considérer la variabilité des paramètres de résistance du sol. Une approche de fiabilité complète l'analyse et la conception de pentes, parce qu'elle explique et considère la variabilité des paramètres d'entrée dans le calcul. Aussi, on peut conclure que le concept probabiliste de sécurité offre beaucoup d'avantages par rapport à l'ancien concept de sécurité déterministe, pour le dimensionnement des ouvrages de génie civil en général et de géotechnique en particulier. Il permet de mener une étude objective et rationnelle des différents problèmes posés par rapport aux méthodes déterministes. Finalement, En géotechnique plusieurs auteurs ont effectué des recherches et des études sur les différents problèmes en mécanique des sols en modélisant les propriétés des sols soit en variable aléatoire soit en champ aléatoire (homogène ou hétérogène). Malgré ces études effectuées

précédemment, on trouve que ce n'est pas suffisant relativement à ce qui se passe dans les autres sciences dont les propriétés sont moins entachées d'erreurs.

3 Chapitre III : Outils numériques et lois de comportement

3.1 Introduction

Dans le cadre des études de stabilité de pentes, il existe actuellement dans le monde, de nombreux organismes de recherche de génie civil qui ont développé des codes ou des logiciels de calculs performants et puissants, pouvant effectuer des calculs complexes de deux ou trois dimensions avec diverses lois de comportement (Plaxis, mFEM code, Flac et Flac 3D, OptumG2 et OptumG3.. etc.). Depuis une vingtaine d'année, de nombreuses méthodes ont été développées pour prendre en compte l'aléa dans des problèmes mécaniques. L'expression éléments finis stochastique regroupe différentes méthodes qui n'ont pas forcément les mêmes origines. La méthode des éléments finis stochastiques pour la résolution de problèmes de mécanique probabiliste (exprimés sous la forme d'équations aux dérivées partielles stochastiques) s'appuie sur une double discrétisation, dans l'espace physique (élément finis classiques) et dans l'espace de probabilité. En conséquence, le calcul aux éléments finis en mécanique des sols reste trop souvent réservé aux grands ouvrages pour lesquels les budgets permettent une étude plus élaborée. Le comportement mécanique des sols renforcé est très complexe, il est donc évident qu'une loi de comportement capable de présenter convenablement un sol renforcé serait excessivement complexe. Les analyses numériques permettent d'analyser la stabilité, la déformation et l'influence de plusieurs paramètres sur la réponse du modèle, dans un temps raisonnable. Toute approche stochastique nécessite une méthode numérique et une méthode statistique, pour les méthodes statistiques sont décrites au chapitre I.

Ce chapitre est consacré à la présentation l'outil numérique OptumG2 utilisé dans cette thèse pour la modélisation numérique des pentes renforcées par géogrille. On présente aussi dans ce chapitre quelques généralités concernant le comportement élastoplastique et le critère de Mohr-Coulomb largement adopté et utilisé pour la simulation des ouvrages géotechniques.

3.2 OptumG2

OptumG2 (Krabbenhoft et al, 2015) est un logiciel de calcul par éléments finis (en 2D) pour les ouvrages géotechniques, développé par la société OptumCE en partie fondée par Krabbenhoft et Lyamin de l'Université de Newcastle (Australie). Sorti en 2013, il s'agit vraisemblablement du premier logiciel mettant en œuvre de manière systématique une approche par éléments finis du calcul à la rupture, pour la statique comme pour la cinématique. En ce qui concerne la procédure d'optimisation, OptumG2 tire avantage des progrès récents dans le domaine de la

programmation conique. Plusieurs critères de résistance pour le sol sont disponibles et ils offrent également la possibilité d'inclure des éléments de barres, de poutres en flexion ou d'interfaces. Une procédure de maillage adaptatif est également disponible afin d'améliorer la qualité des bornes obtenues. Enfin, mentionnons qu'OptumG2 permet également de réaliser des analyses élastoplastique, la particularité étant que la résolution d'un cas de charge incrémental est réalisée par optimisation (Krabbenhoft et al, 2007a ; Krabbenhoft et al, 2007), de la même manière qu'en calcul à la rupture.

3.3 Modélisation numérique

La modélisation numérique est la simulation numérique du comportement d'un système physique, en utilisant l'outil informatique (Figure 3.1). La démarche est la suivante :

- Modèle physique : c'est la description en langage d'ingénieur d'un système physique ;
- Modèle mathématique : c'est la traduction du problème physique en écriture mathématique ;
- Modèle numérique : c'est un modèle associé au modèle mathématique, obtenu en utilisant une méthode de discrétisation tel que la méthode des éléments finis ;
- Modèle informatique : c'est l'écriture d'un logiciel simulant le comportement du système physique ;

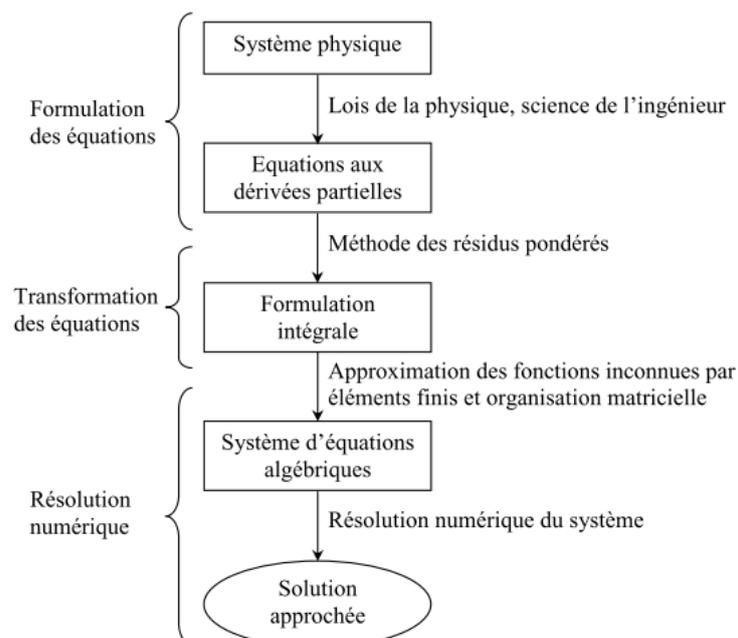


Figure 3.1 Transformation des équations d'un système physique.

3.3.1 Principe de la modélisation par éléments finis

La méthode des éléments finis est une méthode mathématique qui permet la résolution d'équations différentielles. Elle a été développée dans les années 60 et permet de décrire le comportement global d'une structure complexe à partir de fonctions simples et paramétrées définies pour chaque zone du modèle. Un maillage du domaine à étudier permet de définir des zones élémentaires appelées éléments. Ceux-ci sont reliés entre eux en différents points dénommés nœuds. Cette méthode consiste à résoudre de manière discrète une équation aux dérivées partielles dont on cherche une solution approchée. Elle comporte des conditions aux limites permettant d'assurer l'existence et l'unicité de la solution. La discrétisation du problème consiste à vérifier les équations de base en un nombre limité de points (nœud). Ainsi, on obtient une formulation algébrique du problème initial. La solution algébrique obtenue correspond aux composantes de la solution approchée du problème pour les éléments.

3.3.2 Analyse gaussienne et lagrangienne

La méthode des éléments finis utilisée par OptumG2 est basée sur deux techniques de modélisation «modèle gaussien et modèle lagrangien ». Les contraintes sont interpolées à l'aide de fonctions de forme d'un ordre polynomial inférieures à celles utilisées pour les déplacements. De plus, les fonctions de forme de déplacement sont toujours des polynômes de Lagrange avec les nœuds situés aux points dits de Lagrange. L'emplacement des points de contrainte, est moins évident. Une possibilité est les points de Gauss, tandis qu'un autre est les points de Lagrange. Dans OptumG2, chacune de ces possibilités est considérée et les éléments correspondants sont étiquetés en conséquence (Gauss ou Lagrange). Un exemple est présenté sur la Figure 3.2. Les déplacements varient quadratiquement alors que les stresses varient linéairement. Pour les éléments de Gauss, les points de contraintes sont les points de Gauss avec des coordonnées barycentriques $(\lambda_i, \lambda_j, \lambda_k) = (\frac{4}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6})$ tandis que l'élément Lagrange utilise les nœuds d'angle comme points d'interpolation.

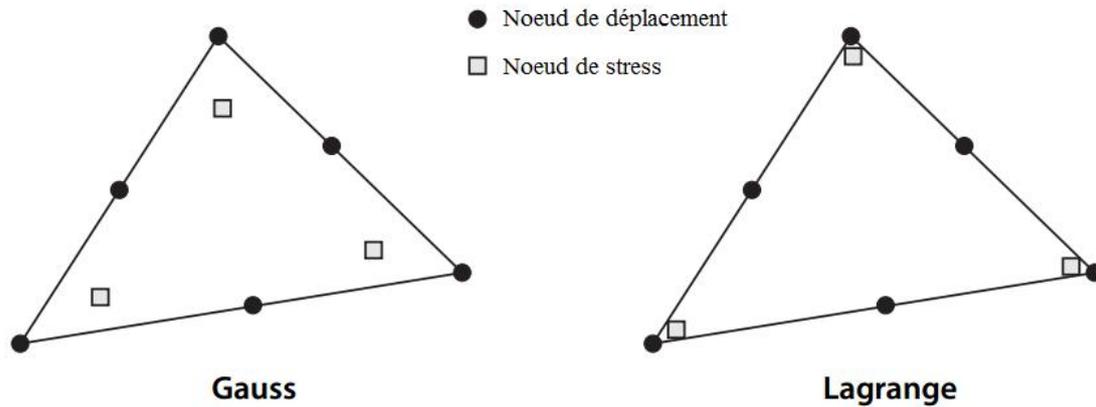


Figure 3.2 Déplacement quadratique / triangles de contraintes linéaires des types de Lagrange et Gauss d'après le manuel OptumeG2 (2016).

3.3.3 Maillage adaptatif

Les méthodes de raffinement adaptatif de maillage (Figure 3.3) sont des outils prometteurs offrant une possibilité d'atteindre une précision souhaitée lors de la résolution numérique des problèmes complexes tout en limitant le coût de calcul. Une méthode de raffinement de maillage adaptatif semble donc adaptée au type de problèmes étudiés dans la mesure où cette approche consiste à augmenter localement la densité de points d'un maillage donné, dans les zones où il est indispensable de calculer la solution avec plus de précision que dans le reste du domaine. La procédure de raffinement adaptatif de maillage consiste à construire à partir d'une triangulation (ou quadrangulation) initiale T_0 du domaine Ω , une suite de maillages de plus en plus raffinés localement $\{T_i\}_{i=1}^k$ permettant de respecter la précision requise sur la solution. En utilisant un estimateur d'erreur *a posteriori*, permettant d'évaluer la qualité de la solution obtenue, un ensemble $M_i \in T_i$ d'éléments assignés au raffinement, est défini. En raffinant les éléments détectés M_i avec un ratio β , qui peut être variable par élément, le maillage T_{i+1} est obtenu (Koliesnikova, 2019). Le raffinement continue tant qu'une tolérance fixée sur l'erreur n'est pas atteinte, ou qu'un critère d'arrêt imposé ne soit pas satisfait.

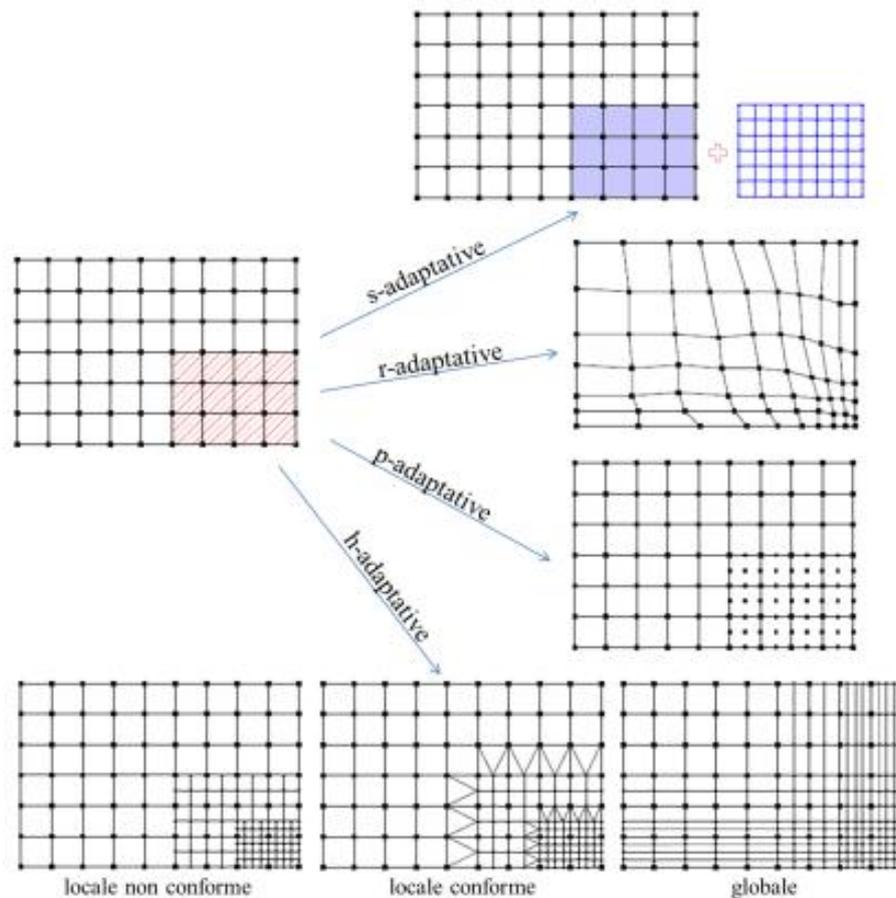


Figure 3.3 Méthodes adaptatives : s-, r-, p-, h-raffinement (Fish, 1992 ; Ghosh et Manna, 1993 ; Babuska et Szabo, 1982 ; Demkowicz et al, 1985)

3.3.4 Éléments de maillage disponible dans OptumG2

Un maillage est la discrétisation spatiale d'un milieu continu, ou aussi, une modélisation géométrique d'un domaine par des éléments proportionnés fins et bien définis. Le Tableau 3.1 donne un aperçu de certains des éléments disponibles dans OptumG2.

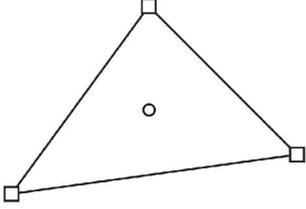
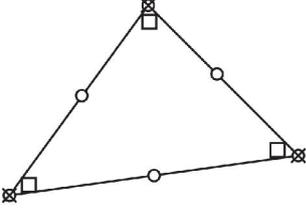
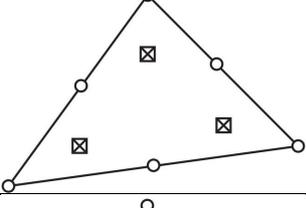
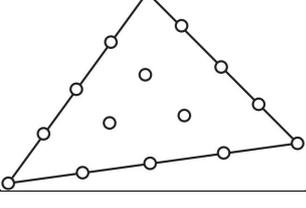
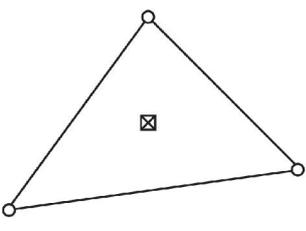
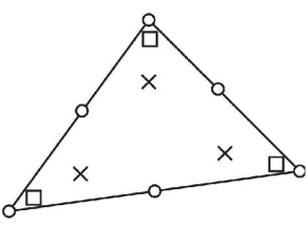
3.4 Modèles de comportement et éléments de structure

3.4.1 Modèles de comportement

Le comportement mécanique des sols est irréversible et il dépend du chemin de contraintes ; il est donc évident qu'une loi mathématique capable de reproduire tous les aspects du comportement d'un sol serait excessivement complexe. Malgré les progrès considérables dans le domaine de développement des lois de comportement des sols, il n'existe aucun modèle mathématique capable de décrire parfaitement le comportement mécanique des sols. OptumG2, intègre de nombreux modèles de comportement mécanique (élastique, élastoplastique et

modèle hydraulique), des éléments d'interface et de structures (géogrille, plat, pieu, connecteur.).

Tableau 3-1 Les éléments disponibles dans OptumG2 d'après le manuel OptumG2 (2016).

	<p>Inférieur</p> <ul style="list-style-type: none"> -Interpolation linéaire des contraintes. -Des discontinuités de contrainte statiquement admissibles sont incluses entre les éléments. -Cet élément produit des limites inférieures rigoureuses sur la charge de rupture. - Les déplacements sont constants dans chaque élément.
	<p>Supérieur</p> <ul style="list-style-type: none"> -Interpolation quadratique des déplacements et interpolation linéaire des contraintes. - La matrice B est intégrée à l'aide des sommets triangulaires. - Cet élément produit des limites supérieures rigoureuses sur la charge de rupture. - Les déplacements sont continus entre les éléments.
	<p>Gauss à 6 nœuds</p> <ul style="list-style-type: none"> - Interpolation quadratique des déplacements et interpolation linéaire des contraintes. - La matrice B est intégrée en utilisant des points de Gauss $(\lambda_i, \lambda_j, \lambda_k) = (\frac{4}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6})$.
	<p>Gauss à 15 nœuds</p> <ul style="list-style-type: none"> -Interpolation quadratique des déplacements et interpolation cubique des contraintes. -La matrice B est intégrée en utilisant quadrature de Gauss.
	<p>Gauss à 3 nœuds (Autres)</p> <ul style="list-style-type: none"> -Interpolation linéaire des déplacements et des contraintes constantes. -Discontinuités de déplacement admissibles sur le plan cinématique doivent être incluses entre les éléments. -conduire à de meilleurs résultats que les bornes supérieures pour les problèmes très confinés.
	<p>Lagrange à 6 nœuds (Autres)</p> <ul style="list-style-type: none"> -Interpolation quadratique des déplacements et interpolation linéaire des contraintes. -La matrice B est intégrée exactement. -Cet élément a tendance à donner des résultats plus précis que l'élément Gauss à 6 nœuds. -Il ne devrait pas être utilisé pour des matériaux purement frictionnels.

○ Nœud de déplacement □ Nœud de contrainte × point d'intégration

3.4.1.1 Comportement élastique linéaire isotrope

Le comportement élastique linéaire signifie que le tenseur de déformations reste proportionnel au tenseur des contraintes au cours de chargement. Dans les codes OptumG2, l'écriture des relations de comportement utilise les modules volumique K et de cisaillement G plutôt que le module d'Young E et le coefficient de Poisson ν ; la relation entre ces divers paramètres sont données par les équations (3.1 et 3.2). Il est important de noter que le modèle de comportement élastique linéaire est utilisé, pour les géogrilles placées dans le sol.

$$G = \frac{E}{2(1 + \nu)} \quad 3.1$$

$$K = \frac{E}{3(1 - 2\nu)} \quad 3.2$$

3.4.1.2 Comportement élastoplastique

Les lois de comportement utilisées couramment par les ingénieurs pour décrire les massifs de sol sont des lois élastoplastique parfaites, composées d'une élasticité linéaire, d'un critère de plasticité et d'un potentiel plastique. L'application de ces modèles permet d'analyser le comportement à la rupture des pentes, des tunnels, des ouvrages de soutènements, etc. Il est utilisé pour décrire de manière approchée le comportement des sols pulvérulents : les sables et des sols cohérents à court et long terme : argile et limon (Mestat, 2002). C'est un modèle élastique parfaitement plastique, c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'écrouissage et la surface de charge est confondue avec la surface de rupture et est fixe dans l'espace des contraintes. Cette loi de comportement est caractérisée par la loi de Hooke (élasticité linéaire isotrope E et ν), une surface de rupture et un potentiel plastique. Il permet de simuler par cisaillement, la rupture du sol. Ce modèle de comportement est caractérisé par cinq paramètres : les paramètres élastiques (E : module d'Young, ν : coefficient de Poisson) et les paramètres plastiques (φ : angle de frottement, c : cohésion, et ψ : angle de dilatance). Gay (2000) et Abdelouhab (2010), définissent ces paramètres à partir de résultats d'essais œdométriques et triaxiaux de laboratoire (Tableau 3.2).

Tableau 3-2 Paramètres du modèle MC (Gay, 2000 ; Abdelouhab, 2010).

Paramètre	Définition	Valeur
E	Module d'Young	50 MPa
ν	Coefficient de poisson	0.3
c	Cohésion du matériau	1.2 MPa
φ	Angle de frottement interne du matériau	42°
ψ	Angle de dilatance du matériau	6°

Dans le plan de Mohr (Figure 3.4), la forme de la courbe enveloppe de ce critère est une droite appelée droite de Coulomb, d'équation :

$$\tau = c + \sigma_n \tan(\varphi) \quad 3.3$$

Où τ , σ_n , φ , et c correspondent respectivement à la contrainte de cisaillement, la contrainte normale, angle de frottement interne du sol, et la cohésion effective. Le modèle de comportement élastoplastique Mohr- Coulomb est adopté dans cette thèse pour modéliser le sol.

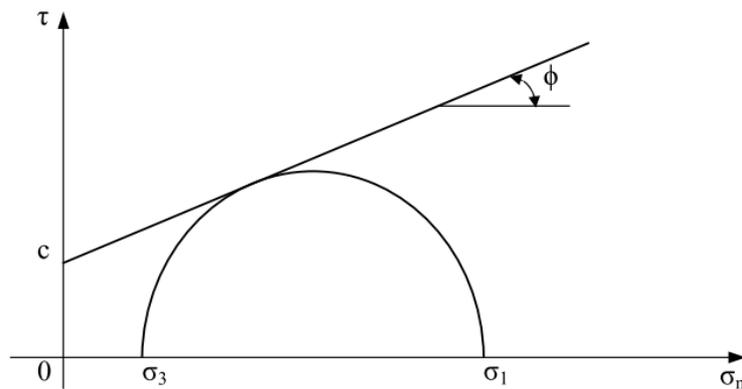


Figure 3.4 Critère de plasticité dans le plan de Coulomb.

Dans l'espace des contraintes principales effectives ($\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3$), la surface définie par la fonction de charge F est une pyramide de section hexagonale irrégulière à sa base ayant pour axe la droite d'équation $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3$ (Figure 3-5). L'équation de la surface de charge est donnée par l'équation (3.4) (Mestat, 1993).

$$F(\sigma_{ij}) = |\sigma_1 - \sigma_3| - (\sigma_1 + \sigma_3)\sin\varphi - 2C\cos\varphi = 0 \quad 3.4$$

Où σ_1 et σ_3 représentent les contraintes principales extrêmes ($\sigma_1 \geq \sigma_2 \geq \sigma_3$, avec la convention de signe suivante : les compressions sont comptées positivement).

Le potentiel plastique s'écrit, en fonction des contraintes principales extrêmes :

$$G(\sigma_{ij}) = |\sigma_1 - \sigma_3| - |\sigma_1 + \sigma_3| \sin \psi \quad 3.5$$

Lorsque l'angle de frottement φ est égal à l'angle de dilatance ψ , la règle d'écoulement est dite « associée ».

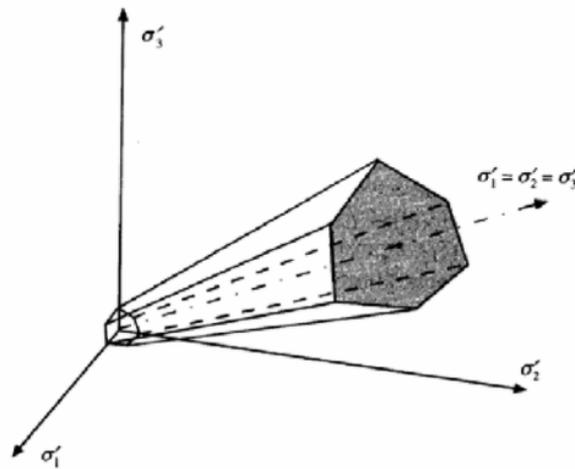


Figure 3.5 Conditions de rupture de Mohr-Coulomb dans l'espace des contraintes principales.

3.4.2 Élément de structure (géogrille)

L'élément géogrille incorporé dans l'Optum G2, est un élément fini utilisé pour modéliser les géogrilles et les types de renforcement semblables, qui résiste aux chargements membranaires et n'offre aucune résistance à la flexion, avec un comportement isotrope ou orthotrope, élastique linéaire sans limite de rupture, où la rupture peut se produire uniquement au niveau de l'interface. Elles ne peuvent pas supporter la compression uniaxiale. Par conséquent, les paramètres du matériau ne concernent que la rigidité et la résistance à la traction. Les géogrilles sont considérées comme en apesanteur et peuvent être totalement perméables ou imperméables.

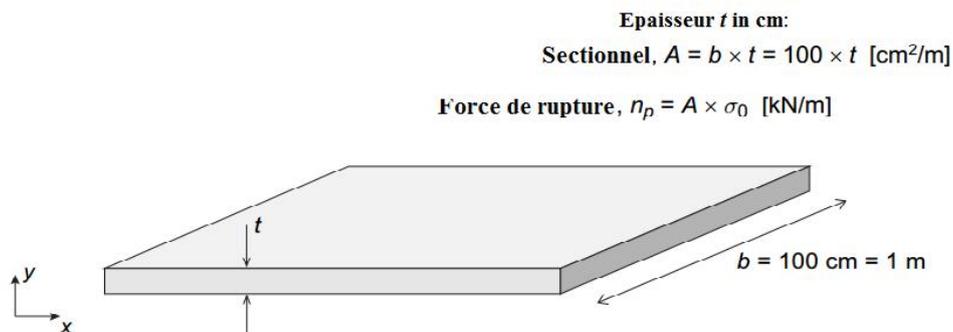


Figure 3.6 Section rectangulaire des géogrilles pour $t=0.1$ cm.

L'interface entre le sol et les géogrille définie par un facteur de réduction r , ce facteur utilisé pour modifier les paramètres de résistance de l'interface. OptumG2 offre deux possibilités pour définir le facteur de réduction, r . Pour le modèle de Mohr-Coulomb, l'option par défaut « c, ϕ » réduit la cohésion et l'angle de frottement du facteur r . La deuxième option « $c, \tan(\phi)$ » réduit c et $\tan \phi$ du facteur spécifié r . Les règles pour les autres modèles sont données dans le tableau ci-dessous.

Tableau 3-3 Paramètres de résistance d'interface modifiée d'après le manuel Optum G2 (2016).

Lois de comportement	Paramètres d'origine	Option Paramètres Réduits= c, ϕ	Option Paramètres Réduits= $c, \tan(\phi)$
Mohr-Coulomb	c, ϕ	$rc, r\phi$	$rc, \arctan(r \tan \phi)$
Drucker-Prager	K, M	rK, rM	rK, rM
Tresca (standard)	S_u	rS_u	rS_u
Tresca (généralisé)	S_{uc}, S_{ue}	rS_{uc}, rS_{ue}	rS_{uc}, rS_{ue}
AUS (cisaillement anisotrope non drainé)	S_{uc}	rS_{uc}	rS_{uc}
Hoek-Brown	σ_{ci}, m_i	$r\sigma_{ci}, rm_i$	$r\sigma_{ci}, rm_i$
GSK	c, ϕ_1, ϕ_2	$rc, r\phi_1, r\phi_2$	$rc, \arctan(r \tan \phi_1), \arctan(r \tan \phi_2)$
Bolton	ϕ_{cv}	$r\phi_{cv}$	$\arctan(r \tan \phi_{cv})$
Cam-Clay modifié	ϕ	$r\phi$	$\arctan(r \tan \phi)$
HMC (Hardening Mohr-Coulomb)	c, ϕ	$rc, r\phi$	$rc, \arctan(r \tan \phi)$

M : coefficient de frottement, K : cohésion, σ_{ci} : Résistance uniaxiale à la compression de la roche intacte, m_i : Paramètre de roche intacte.

Plusieurs études de modélisation par éléments finis ont été rapportées dans la littérature. Des auteurs ont vérifié le comportement des géosynthétiques soit par des essais d'extraction soit dans un ouvrage en sol renforcé. En outre, pour chaque élément de sol, de géosynthétiques et d'interface sol/géosynthétiques un modèle de comportement différent a été considéré (Tableau 3.3).

Dias (2003) a modélisé par la méthode des éléments finis des essais d'extraction effectués dans un sable dense dans une cuve de 2 m³. Les essais ont été menés sur un géotextile et une géogrille.

Le sol a été modélisé comme étant élastoplastique avec le critère de rupture Mohr- Coulomb. Les renforcements sont modélisés avec un modèle de comportement élastique linéaire. Les résultats obtenus ont montré qu'en dépit de quelques hypothèses simplificatrices supposées généralement dans ce genre d'analyse (raideur de cisaillement d'interface par exemple), il est possible de reproduire raisonnablement les résultats expérimentaux, en particulier pour les géotextiles. Ce type de modélisation peut donc conduire à une représentativité globale suffisante sans prendre en compte toute la complexité du système.

De et Vellon (2005) ont rapporté l'utilisation de la méthode des éléments finis en 2D pour modéliser un système multicouches linéaire de géosynthétiques (géotextile, géonet et géomembrane) dans un essai d'extraction avec deux types d'ancrage ; ancrage droit et ancrage en L (Figure 3.7). Le sol et les géosynthétiques ont été modélisés en utilisant des relations hyperboliques.

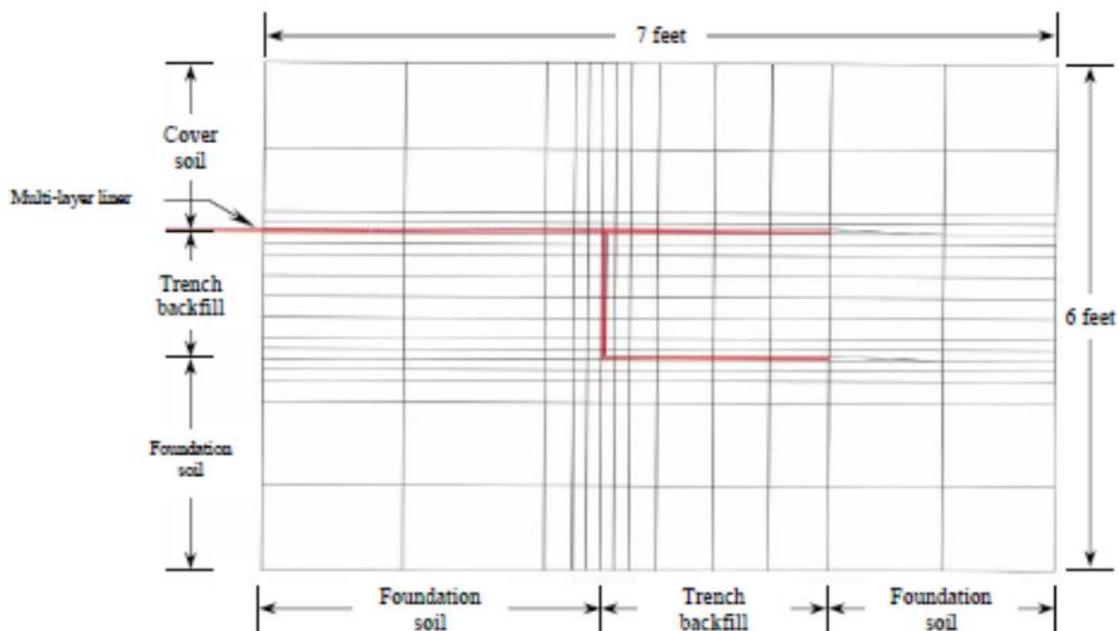


Figure 3.7 Modélisation numérique des essais d'extraction en élément fini (De et Vellon 2005).

Perkins et Edens (2003) ont utilisé de logiciel ABAQUS en éléments finis pour modéliser le comportement des géosynthétiques dans un essai d'extraction. Le sol a été modélisé avec deux types de modèle ; 1- un modèle simple : élastique linéaire 2- un modèle plus complexe prenant en compte une surface d'écrouissage. Il a été montré que l'utilisation du modèle complexe ou du modèle simple donne pratiquement la même réponse, en indiquant que le comportement d'extraction peut être bien modélisé avec des modèles relativement simples pour le sol.

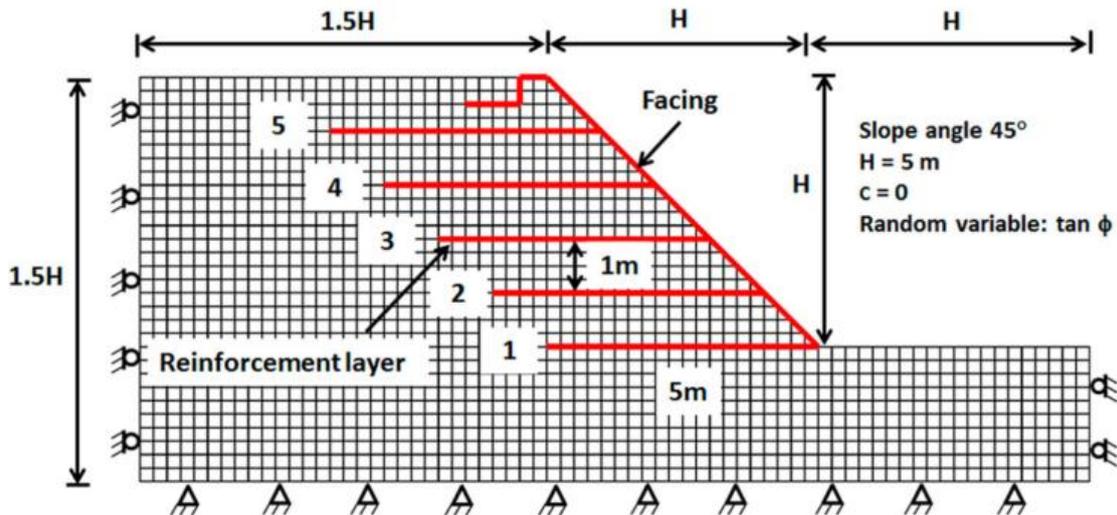


Figure 3.8 Modélisation numérique d'une pente renforcée par géogridde en éléments finis (Luo et Bathurst 2018).

Luo et Bathurst (2016, 2018) ont utilisé le code mRFEM en 2D pour modéliser une pente renforcée par géogridde. Le sol a été modélisé avec deux types de modèle ; 1- sol élastique - parfaitement plastique régi par le critère de rupture de Mohr – Coulomb, 2- sol Linéaire-élastoplastique. Les renforcements sont modélisés avec un modèle de comportement élastique linéaire. L'interface entre le sol et la géogridde a été supposée parfaitement liée, cette approche a été adoptée pour la simplicité. Néanmoins, l'hypothèse d'une liaison parfaite est raisonnable dans le cas d'un produit de géogridde renforçant un sol granulaire.

3.5 Technique de réduction de la résistance au cisaillement

La technique de réduction de la résistance au cisaillement dans OptumG2 consiste à calculer le facteur de réduction de la résistance par lequel les paramètres du matériau doivent être réduits afin d'atteindre un état de rupture. Un facteur supérieur à 1 implique donc un système stable, tandis qu'un facteur inférieur à 1 implique qu'une force supplémentaire est nécessaire pour éviter la rupture. Selon le modèle en question, un ou plusieurs des paramètres sont réduits d'une manière particulière qui affecte la valeur des paramètres conduisant effectivement à la rupture. Par exemple, pour Mohr-Coulomb, c et $\tan \phi$ sont réduits du même montant. Donc, pour un ensemble initial de $c = 10$ KPa et $\phi = 25^\circ$, un facteur de réduction égal à 1,3, donne des forces réduites de $c_{red} = c / 1,3 = 7,7$ KPa et $\phi_{red} = \arctan [(\tan 25^\circ) / 1,3] = 19,7^\circ$. Cette stratégie de réduction est conforme à la définition couramment utilisée du facteur de sécurité (FS) :

$$FS = \frac{c}{c_{red}} = \frac{\tan \phi}{\tan \phi_{red}} \quad 3.6$$

Tableau 3-4 Modèles numériques existant en élément fini d'après Lajevardi (2013).

Auteur	Type d'analyse et logiciel	Modélisation du sol	Modélisation du renforcement / J(en KN/m)	Interface sol/renforcement	But de l'étude
Bolt et Duszynska (2002)	2D/Plaxis/DP	Mohr-Coulomb	EL-GT/500	Élastoplastique	Comportement des GSY dans l'essai d'extraction
Perkins et Edens (2003)	2D/ABAQUS	1-surface de limite plasticité 2-élastique-linéaire	GR-GT Élastoplastique	Coulomb friction	Comportement des GSY dans l'essai d'extraction
Sugimoto et Alagiyawanne (2003)	2D / DIANA/DP	Drucker – Prager	EL-GR/ 285-941	Bond slip-coulomb friction	Étudier les propriétés d'interface
Bergado et al. (2003)	2D/SAGE CRISP/DP	Mohr-Coulomb	EL-Acier/8400-10000	Élément joint	Étude d'un mur sol renforcé
Luo et Bathurst (2016)	2D/mRFEM code/DP	Linéaire-élastoplastique	EI-GR/HDPE	Adhésion parfaite	L'effet de la variation aléatoire d'angle de frottement sur la stabilité des talus renforcés
Luo et Bathurst (2018)	2D/mRFEM code/DP	Mohr-Coulomb	EI-GR/HDPE	Adhésion parfaite	L'effet de la variation spatiale d'angle de frottement sur la stabilité des talus renforcés

DP : déformations planes, EL : Élastique linéaire, GT : Géotextile GR : Géogrille, GNT : Géonet, GMB : Géomembrane.

En d'autres termes, le facteur de réduction de la résistance peut être considéré comme le facteur de sécurité. Le tableau 3.5 donne un aperçu des stratégies de réduction utilisées pour les différents modèles disponibles dans Optum G2.

Tableau 3-5 Paramètres réduits dans l'analyse de réduction de résistance d'après le manuel OptumG2.

Lois de comportement	Paramètres réduits
Mohr-Coulomb	$c, \tan \varphi$
Drucker-Prager	K, M
Tresca	c_u
Hoek-Brown	σ_{ci}, m_i
GSK	$c, \tan \varphi_1, \tan \varphi_2$
Modified Cam-Clay	$\tan \varphi$
MHC	$c, \tan \varphi$

En plus de la stratégie de définition du facteur de réduction de résistance en termes de paramètres de sol. Dans certains cas, il peut également être utile d'utiliser la réduction de la résistance de certains éléments structurels nécessaires pour provoquer une rupture en tant que mesure du facteur de sécurité du système. L'analyse de réduction de résistance disponible dans OptumG2 permet soit une réduction de la résistance des solides selon le Tableau (3.5), soit une réduction de la résistance des éléments de structure (poutres, géogrilles, ancrages, connecteurs) (Tableau 3.6).

Par exemple, pour une excavation soutenue par un mur de palplanches, le facteur de sécurité pourrait être défini comme suit :

$$F_s = \frac{m_p}{m_{p,red}}$$

Où m_p est le moment plastique.

Tableau 3-6 Paramètres réduits dans l'analyse de réduction de résistance (éléments de Structure).

Éléments de structure	Paramètres réduits
Poutres	n_p, m_p (ensemble A), σ_o (ensemble B)
Géogrilles	n_p (ensemble A), σ_o (ensemble B)
Ancrages à extrémité fixe	n_p (ensemble A), σ_o (ensemble B)
Connecteurs	n_p (ensemble A), σ_o (ensemble B)

σ_o [MPa] : la résistance limite à la traction, n_p [KN/m] : la force de traction.

3.6 Conclusion

Les méthodes numériques ont connu un développement très important dans le domaine de géotechnique. L'utilisation de ces méthodes est intéressante pour la vérification de la stabilité des ouvrages en interaction avec leur environnement. Le choix de la méthode dépend du type de résultats attendus (analyse de stabilité, calcul à la rupture) et des caractéristiques du matériau étudié (type du sol, interaction sol-structure). La modélisation numérique permet aux ingénieurs de prévoir le comportement de ce qui est trop complexe pour être appréhendé complètement. Le code de calcul aux éléments finis OptumG2 présenté dans ce chapitre, est adopté dans cette thèse pour développer des modèles numériques des talus renforcés. La modélisation des talus

renforcés par le modèle élastique-parfaitement plastique avec le critère de Mohr-Coulomb, est suffisante pour reproduire le comportement des talus renforcés.

4 Chapitre IV : Etude de la variabilité spatiale d'angle de frottement sur la stabilité des talus

4.1 Introduction

L'effet de l'incertitude des paramètres du sol sur la stabilité des pentes a été examinée par un certain nombre de chercheurs, notamment : Griffiths and Fenton (2004), Cho (2009), Javankhoshdel et al (2017), Luo et Bathurst (2016). Les analyses probabilistes tenant compte de la variabilité aléatoire des propriétés du sol ont été effectuées à l'aide de la méthode de l'équilibre limite (LEM) et de la méthode des éléments finis (FEM). Dans ce chapitre le code OptumG2 en élément fini, est utilisé pour étudier l'effet de la variation spatial des propriétés de sol sur la stabilité des talus. Cette analyse probabiliste est effectuée pour une large gamme de coefficients de variation des propriétés des sols, afin d'examiner leurs influences sur la probabilité de rupture et les moments statistiques de coefficient de sécurité. La motivation de ce travail est de comprendre le comportement des talus en considérant l'effet de la variation spatial des propriétés de sol.

4.2 Présentation du modèle

Le cas étudié correspondre à une pente simple à une hauteur de 5m et une inclinaison avec l'horizontal $\beta=27^\circ$ (Figure 4.1). Pour les conditions aux limites, les déplacements sont bloqués horizontalement et verticalement ($d_x=0, d_y=0$) au niveau de la base de la fondation de la pente, et bloqués horizontalement ($d_x=0$) au niveau des deux frontières verticales (Figure 4.2). Le comportement du sol est modélisé comme un matériau élastique, parfaitement plastique, régi par le critère de rupture de Mohr-Coulomb. Les caractéristiques géotechniques du sol représenté dans le Tableau 4.1.

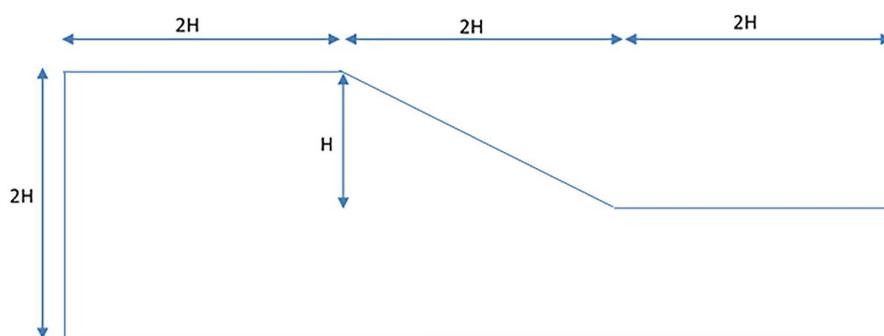


Figure 4.1 Dimension de la pente adoptée

Le modèle numérique a été établi en déformation plane, avec des éléments finis triangulaire de la borne supérieure. Cet élément a été choisi, parce qu'il évite toute utilisation explicite de la fonction de dissipation (qui peut ne pas être simple à dériver bien que cela puisse en principe être fait une fois que la fonction de rendement est disponible) (Manuel d'optumG2, 2016).

Plusieurs tests numériques préliminaires ont été effectués pour étudier l'effet de la taille du modèle et du maillage sur les résultats de calcul. Un maillage adaptatif a été adopté (Tableau 4.2). Seules les forces générées par le poids propre du sol ont été appliquées. Le modèle numérique a simulé le comportement d'un sol argileux sur-consolidé sous des conditions non drainées. Cependant, dans le cas d'un massif de sol à surface inclinée ($\beta \neq 0$), le chargement par gravité a été appliqué. Dans ce cas, deux phases de calcul ont été envisagées, la première est un calcul plastique en appliquant le chargement gravitaire pour calculer les contraintes effectives initiales, et la deuxième phase est un calcul plastique en remettant les déplacements engendrés dans la première phase à zéro.

Tableau 4-1 Paramètres de contrôle du maillage adaptatif.

Paramètres	Pente
Nombre initial d'éléments	1000
Nombre maximum d'éléments	1000
Facteur d'affinement du maillage	0.25
Nombre d'itérations adaptatives	1.5
Variable de contrôle pour le maillage adaptatif	3
	Dissipation de cisaillement

L'analyse déterministe est basée sur la méthode de réduction de la résistance au cisaillement. L'analyse probabiliste est exécutée pour les sols spatialement aléatoires en utilisant la simulation de Monte Carlo. Un champ aléatoire généré par la méthode de Karhunen–Loève (KL) a été utilisé pour caractériser les paramètres de sol anisotrope. Un processus Karhunen–Loève (KL) a été utilisé pour tracer les champs aléatoires sur les mailles des éléments finis. Un champ aléatoire en utilisant une distribution lognormale, une distance anisotrope d'autocorrélation et une fonction de covariance exponentielle a représenté la résistance au cisaillement non drainé.

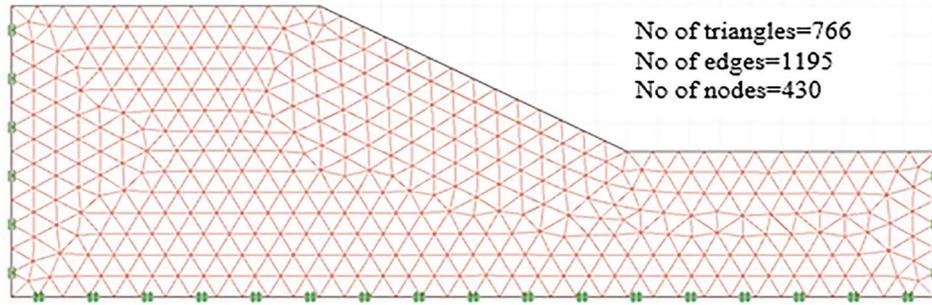


Figure 4.2 Conditions aux limites et maillage du modèle.

4.3 Validation du modèle

Cette section vise à valider les résultats obtenus par la présente analyse en les comparant avec ceux donnés par Cho (2009) (Modal I) dans le cas d'analyse déterministe et par Javankhoshdel et al (2017) (Modal II) dans le cas d'analyse probabiliste.

4.3.1 Model I

Tableau 4.3 présente une comparaison entre le facteur de sécurité obtenu par la présente étude et celui obtenu par Cho (2009).

Tableau 4-2 Les caractéristiques géotechniques du sol.

Paramètres	Désignations	Argile
Modèle et type de comportement	Non-drainé	Mohr-Coulomb
Poids volumique de Cho (2009)	γ (KN/m ³)	20
Poids volumique de Javankhoshdel et al (2017)	γ (KN/m ³)	17
Module d'Young	E (MPa)	30
Coefficient de poisson	ν	0.45
Cohésion	C (KN/m ²)	23
Angle de frottement	φ (°)	0

Le coefficient de sécurité obtenu par la méthode des éléments finis (présente étude) est 1.345, ce qui est légèrement inférieur à $F_s=1,356$ rapportée par Cho (2009). La raison en est que la méthode des éléments finis n'exige pas de supposition sur la forme ou l'emplacement de la surface de rupture, la surface de rupture est déterminée automatiquement à partir de la contrainte de cisaillement résultant de la réduction de la résistance au cisaillement.

Tableau 4-3 Comparaison du facteur de sécurité

Etudes	FS_{min}
Présente étude	1.345
Cho (2009)	1.356

La Figure 4.3 montre le mécanisme de rupture critique obtenu par la présente analyse déterministe. Il est clair que le mécanisme de rupture passe par le sol de fondation. Le résultat indique que le mécanisme de rupture obtenu à partir de cette étude est en bon accord avec le mécanisme de rupture présenté par Cho (2009). Ceci valide les résultats numériques déterministes obtenus. Ainsi, le modèle déterministe peut être utilisé en toute confiance dans les analyses probabilistes effectuées dans le présent chapitre.

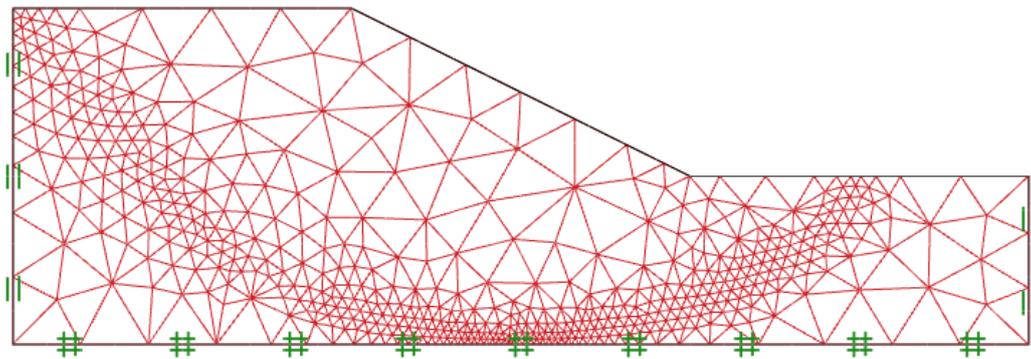


Figure 4.3 Mécanisme de rupture critique.

4.3.2 Model II

L'analyse probabiliste a été effectuée pour le modèle de Javankhoshdel et al (2017). Figure 4.4 présente une comparaison entre les résultats obtenus par présente étude et ceux obtenus par Javankhoshdel et al. (2017). Le petit désaccord pourrait être attribué au nombre de simulations adoptées par Javankhoshdel et al (2017) (5000 MCS) et celui adopté dans cette étude (2000 MCS). Les résultats trouvés sont essentiellement très proches de ceux présentés par Javankhoshdel et al (2017). Ceci valide les résultats numériques probabilistes obtenus.

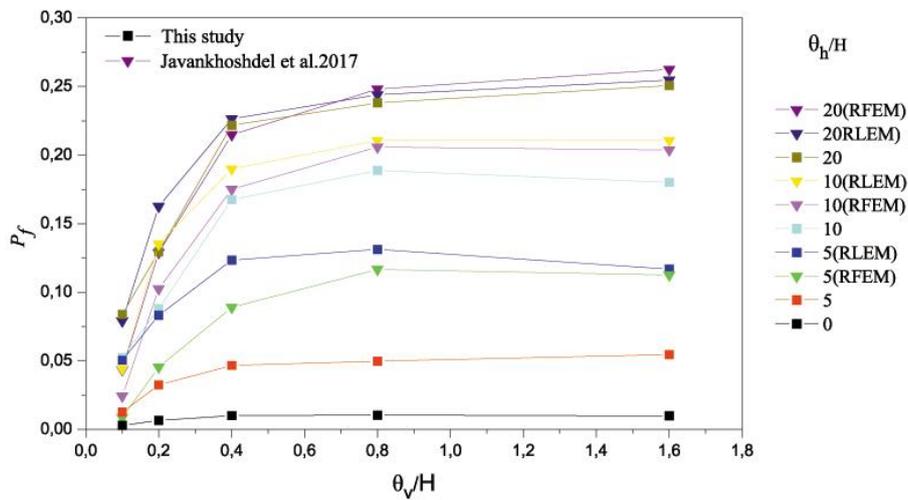


Figure 4.4 Variation de la probabilité de rupture P_f en fonction de θ_v/H à différentes θ_h/H , ($COV_{Cu} = 0,5$, $COV_\gamma = 0,1$).

4.4 Résultats et discussions

4.4.1 Effet de coefficient de variation COV et distance d'autocorrélation θ du champ aléatoire de C_u

La variation de la probabilité de rupture avec θ a été étudiée par plusieurs chercheurs (Cai et al, 2017 ; Javankhosdel et al, 2017 ; Metya et Bhattacharya, 2015). Dans cette section, une étude paramétrique a été effectuée pour déterminer l'effet de la variabilité du sol sur la probabilité de rupture P_f et les moments statistiques de coefficient de sécurité (COV_{FS} , μ_{FS} , σ_{FS}), avec une distribution lognormale. Dans la présente étude, la distance d'autocorrélation spatiale est normalisée à la hauteur de la pente (θ/H) (Griffiths et Fenton, 2004). Dans la pratique, Fenton et Griffiths (2003) ont recommandé les coefficients de variations de la cohésion sont inférieures à 50%. Pour la longueur de corrélation, El-Ramly et al (2003) ont recommandé la plage de variation de la longueur de corrélation variée entre 10m et 40m pour la longueur de corrélation horizontale et entre 1m et 3m pour la longueur de corrélation verticale. Une étude paramétrique a été effectuée pour un intervalle de coefficients de variation [0.1-0.5] et les longueurs de corrélation horizontales [2, 5, 10, 20, 30, 60, 80, 100].

4.4.1.1 Effet de distance anisotrope d'autocorrélation

Figures 4.5 et 4.6 présentent la variation de COV_{FS} et σ_{FS} en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H) pour différentes valeurs de coefficient de variation de la cohésion (COV_{cu}). Il est clair que les valeurs de COV_{FS} et σ_{FS} augmentent avec

l'augmentation du coefficient de variation de la cohésion (COV_{cu}) pour une valeur fixe de la distance d'autocorrélation horizontale θ_h .

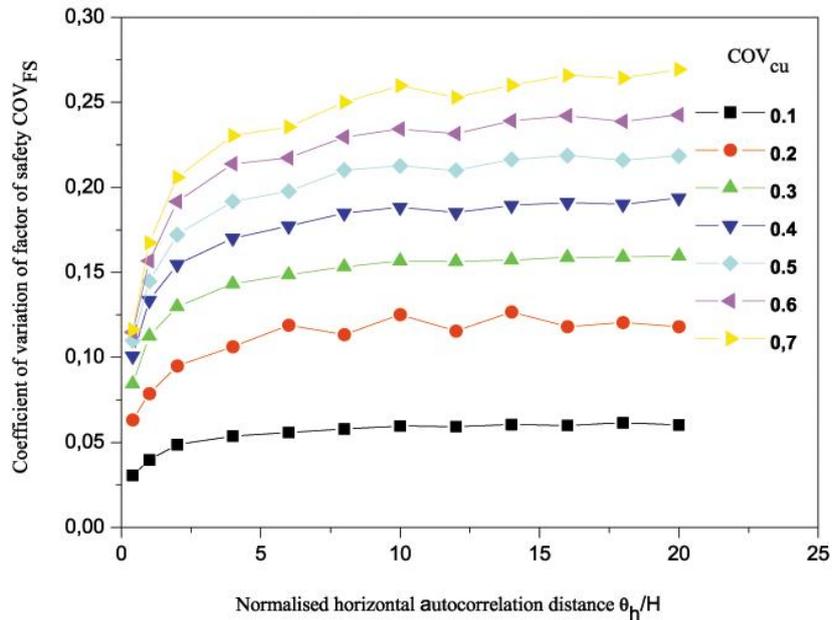


Figure 4.5 Variation de coefficient de variation de facteur de sécurité (COV_{FS}) en fonction de θ_h/H .

D'un autre côté, les valeurs de COV_{FS} et σ_{FS} ont tendance à augmenter assez rapidement avec l'augmentation de COV_{cu} pour $\theta_h/H \leq 4$, puis continuent à augmenter mais avec un taux plus faible pour $\theta_h/H > 4$.

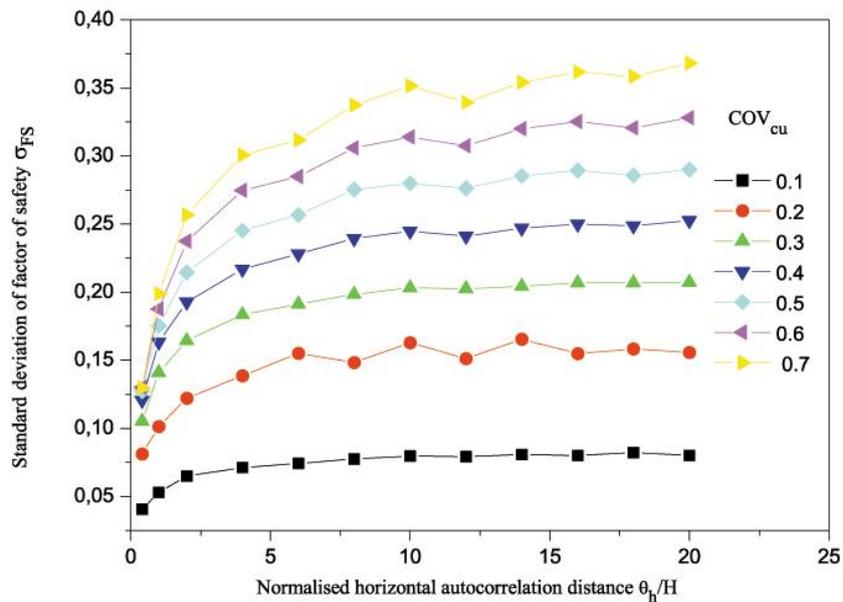


Figure 4.6 Variation de l'écart type de facteur de sécurité (σ_{FS}) en fonction de θ_h/H .

Les Figures 4.7 et 4.8 montrent la variation de la moyenne de facteur de sécurité et la probabilité de rupture en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H). Le résultat montre que la valeur moyenne de facteur de sécurité diminue avec l'augmentation de coefficient de variation de la cohésion (COV_{cu}). Ceci est dû à l'augmentation des propriétés du sol qui ont une forte résistance au cisaillement. Pour $COV_{cu} \leq 0,4$, les valeurs de μ_{FS} augmentent avec un taux faible pour $\theta_h/H \leq 2$ puis se stabilisent à $\theta_h/H > 2$. Cependant, pour $COV_{cu} \geq 0,5$, les valeurs de μ_{FS} prennent des valeurs plus faibles et augmentent plus rapidement avec l'augmentation de θ_h/H .

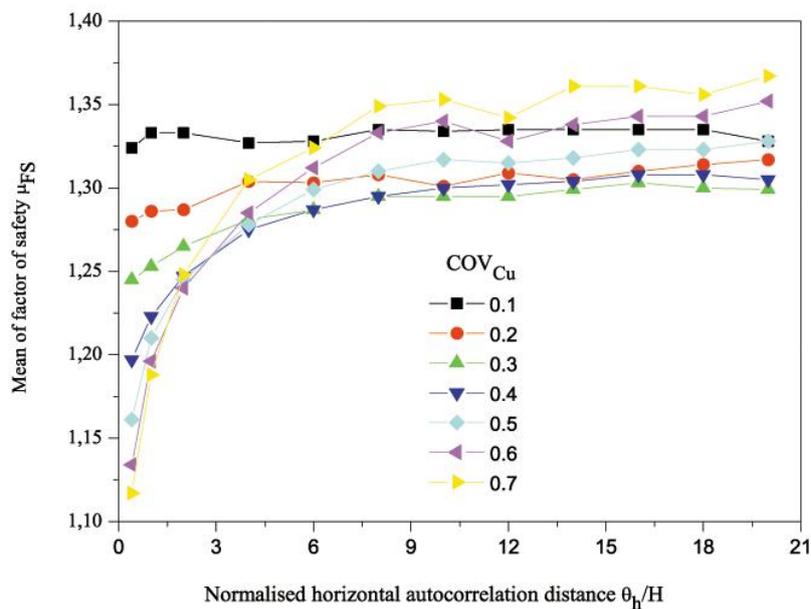


Figure 4.7 Variation de la moyenne de facteur de sécurité (μ_{FS}) en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H).

Comme représenté sur la Figure 4.8, la probabilité de rupture augmente généralement, ses courbes indiquent deux tendances dans les résultats ; une augmentation de la valeur de θ_h/H entraîne une augmentation ou une diminution de P_f en fonction des valeurs du COV_{cu} appliqué. De sorte que, la probabilité de rupture est négligeable pour toute valeur de θ_h/H pour $COV_{cu} = 0,1$; cependant, dans le cas de $COV_{cu} \leq 0,5$, la probabilité de rupture augmente avec un taux faible pour $\theta_h/H \leq 2$ puis stabilisé à $\theta_h/H > 2$. Dans le cas de $COV_{cu} > 0,5$, la probabilité de rupture diminue avec l'augmentation de θ_h/H pour $\theta_h/H < 6$, puis se stabilise à $\theta_h/H \geq 6$. Cette observation peut être expliquée comme suit : La faible valeur de la distance d'autocorrélation (θ_h ou θ_v) induit une grande hétérogénéité du sol qui se traduit par une grande variabilité de C_u . Ce comportement est similaire à celui obtenu par Griffiths et Fenton (2004) pour une distance

d'autocorrélation isotrope. On peut en conclure que pour une variabilité spatiale anisotrope de la cohésion et $\mu_{cu} = 23$ KPa, le COV_{cu} correspondant à la variation de la courbe de la probabilité de rupture est situé entre $0,5 < COV_{cu} < 0,6$.

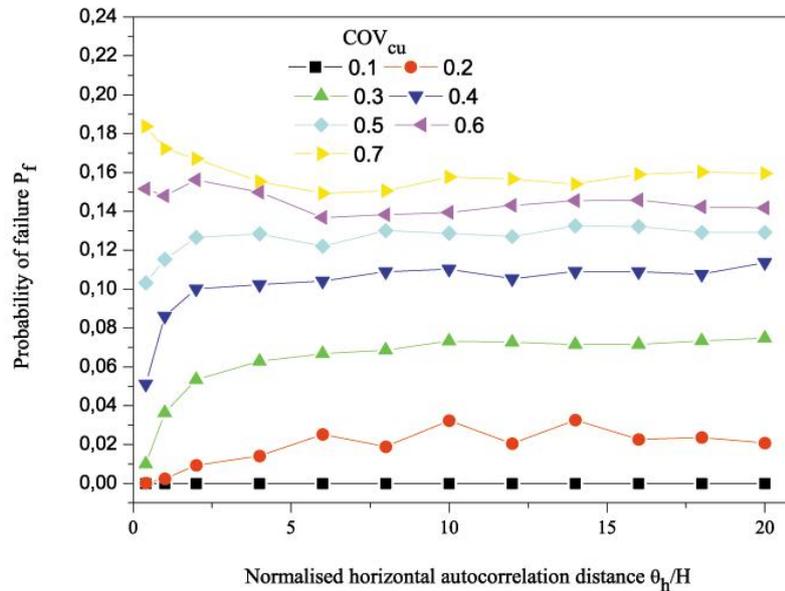


Figure 4.8 Variation de la probabilité de rupture (P_f) en fonction de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (θ_h/H).

4.4.1.2 Effet de coefficient de variation

Les Figures 4.9 (a, b et c) présentent l'effet du coefficient de variation de cohésion (COV_{cu}) sur les moments statistiques de coefficient de sécurité (moyenne (μ_{FS}) et le coefficient de variation (COV_{FS})) et sur la probabilité de rupture (P_f) pour différentes valeurs de la distance d'autocorrélation. La Figure 4.9a montre que les valeurs de μ_{FS} diminuent avec l'augmentation de COV_{cu} pour $\theta_h/H < 4$. Toutefois, pour $\theta_h/H \geq 4$, les valeurs de μ_{FS} diminuent pour $COV_{cu} \leq 0,3$, puis augmentent avec l'augmentation de coefficient de variation de la cohésion pour $COV_{cu} > 0,3$. Les résultats prouvent que la moyenne de facteur de sécurité prend des valeurs faibles lorsque la distance d'autocorrélation diminue avec l'augmentation du coefficient de variation des résistances au cisaillement de sol (Griffiths et Fenton, 2004). La Figure 4.9b montre que les valeurs de COV_{FS} augmentent avec l'augmentation de COV_{cu} pour tous θ_h/H . L'influence de coefficient de variation de la cohésion pour différentes valeurs de θ_h/H est présentée sur la Figure 4.9c. Les résultats des calculs numériques montrent que pour $COV_{cu} \leq 0,57$ (point de croisement de courbe), la probabilité de rupture augmente avec l'augmentation de θ_h/H pour une valeur fixe de COV_{cu} . Cependant, pour $COV_{cu} > 0,57$, la pente présente un

risque de rupture plus élevé pour des petites valeurs de θ_h/H que celles présentant des grandes valeurs de θ_h/H . Cette variation peut être expliquée par le changement des propriétés du sol dans lesquels ils deviennent plus faible. Il est à noter que l'augmentation du coefficient de variation de la cohésion de 10% à 50% augmente la probabilité de rupture d'une manière très importante. Par contre cette augmentation n'est pas très importante en allant de 50% à 70%. Ce qui explique que la variabilité de la cohésion comme champs aléatoire a un impact important sur la probabilité de rupture. Par conséquent, pour la variabilité spatiale anisotrope de la cohésion et $\mu_{cu} = 23$ KPa, la valeur critique de COV_{cu} qui correspond au croisement des courbes de variation de la probabilité de rupture est égale à $COV_{cu} = 0,57$ (le coefficient qui entraîne un changement dans les propriétés du sol).

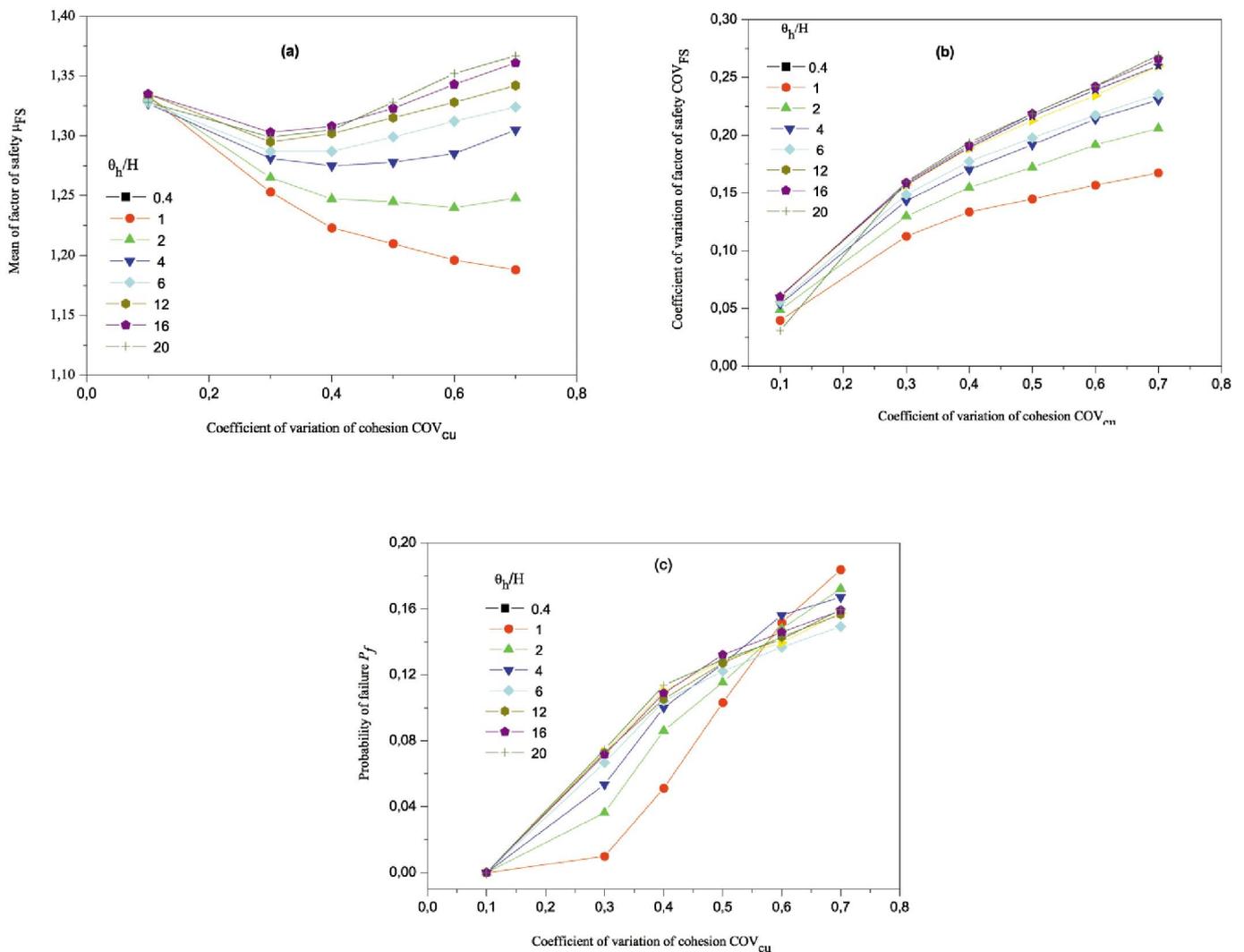


Figure 4.9 Variation de la moyenne μ_{FS} , le coefficient de variation COV_{FS} de facteur de sécurité et la probabilité de rupture (P_f) en fonction de COV_{cu} .

4.4.2 Effet du champ aléatoire de poids volumique γ

Les Figures 4.10 et 4.11 présentent une comparaison entre les histogrammes du volume de la masse glissante pour la variabilité spatiale de la cohésion et la variabilité spatiale de la cohésion avec le poids volumique. Pour la Figure 4.10, il est clair que le volume de la masse glissante ne dépasse pas 202 m³ / m et le volume minimal de la masse glissante est de 52,32 m³ / m. La plage de volume de la masse glissante est divisée en dix intervalles égaux. L'axe vertical représente le nombre d'échantillons de défaillance dont le volume correspondant de la masse glissante est compris dans l'intervalle. La moyenne et l'écart type du volume de la masse glissante correspondant à la variabilité spatiale de la cohésion sont respectivement 120,20004 ; 49,96331 m³ / m et ceux correspondant à la variabilité spatiale de la cohésion avec le poids volumique 127,05858 ; 50,28008 m³ / m. Cela indique que les champs aléatoires de cohésion avec le poids volumique entraînent une surestimation de la moyenne et l'écart type du volume de la masse glissante par rapport au champ aléatoire de la cohésion.

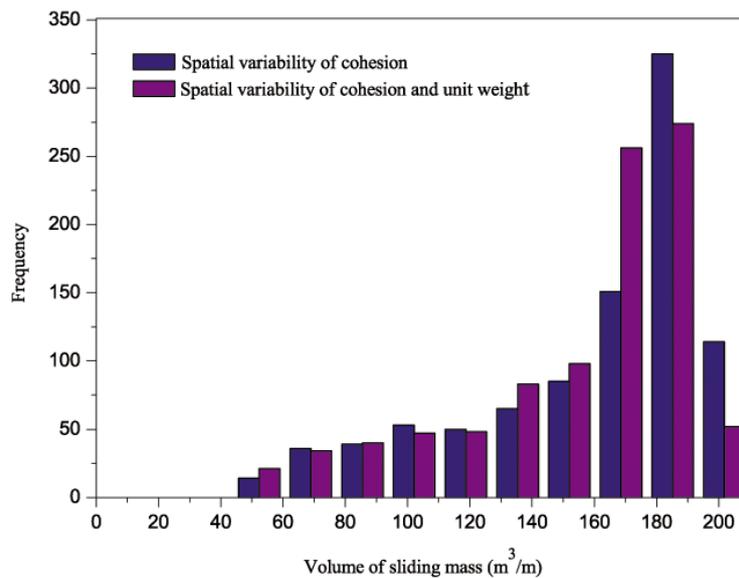


Figure 4.10 Histogramme du volume de la masse glissante pour le modèle I ($COV_{cu} = 30\%$, $COV_{\gamma} = 10\%$, $\theta_v = 2$ m, $\theta_h = 20$ m).

La Figure 4.11 montre la probabilité de distribution des masses mobilisées pour la variabilité spatiale de la cohésion et la variabilité spatiale de la cohésion avec le poids volumique; le résultat indique que la distribution des masses mobilisées pour la variabilité spatiale de la cohésion et pour la variabilité spatiale de la cohésion avec le poids unitaire est identique. En

outre, la répartition du volume de la masse glissante devrait recevoir beaucoup d'attention dans l'analyse de la stabilité des pentes.

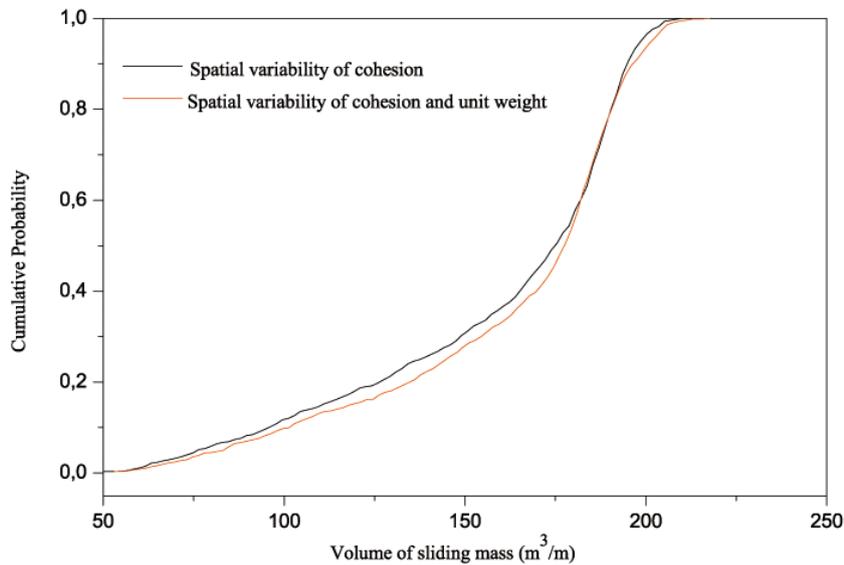


Figure 4.11 probabilité de distribution de la masse mobilisée pour le modèle I ($COV_{cu} = 30\%$, $COV_{\gamma} = 10\%$, $\theta_v = 2$ m, $\theta_h = 20$ m).

La Figure 4.12 montre trois exemples de mécanismes de rupture avec l'hétérogénéité de la cohésion non drainée C_u . Ces figures montrent que, la surface de rupture provoquée par la variabilité spatiale de la cohésion est différente par sa forme et son emplacement de la surface de rupture induite par la variabilité spatiale de la cohésion avec le poids volumique. Ce dernier est similaire au mécanisme de rupture déterministe. Cette ressemblance pourrait être attribuée au fait que l'effet de la variabilité spatiale du poids volumique sur le mécanisme de rupture est similaire à celui de l'analyse probabiliste avec une variable aléatoire unique (SRV) ou de l'analyse déterministe due à la représentation d'un milieu de sol homogène (Cho, 2009). Les Figures 4.12 (b) et (c) montrent l'hétérogénéité de la cohésion pour (b) la variabilité spatiale de la cohésion (c) la variabilité spatiale de la cohésion et du poids volumique. Les résultats indiquent que pour la variabilité spatiale de la cohésion, l'hétérogénéité de la cohésion varie entre 10 KPa et 36 KPa et contient plus d'éléments à faible résistance en comparaison avec la variabilité spatiale de la cohésion et du poids volumique. De sorte que, l'hétérogénéité induite par la variabilité de la cohésion et le poids volumique varié entre 14KPa et 59KPa et contient plus d'éléments à forte résistance, ceci explique la cause de la ressemblance. On peut conclure que la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement induit une grande hétérogénéité du sol qui se traduit par une grande variabilité du C_u alors que sur le mécanisme de rupture.

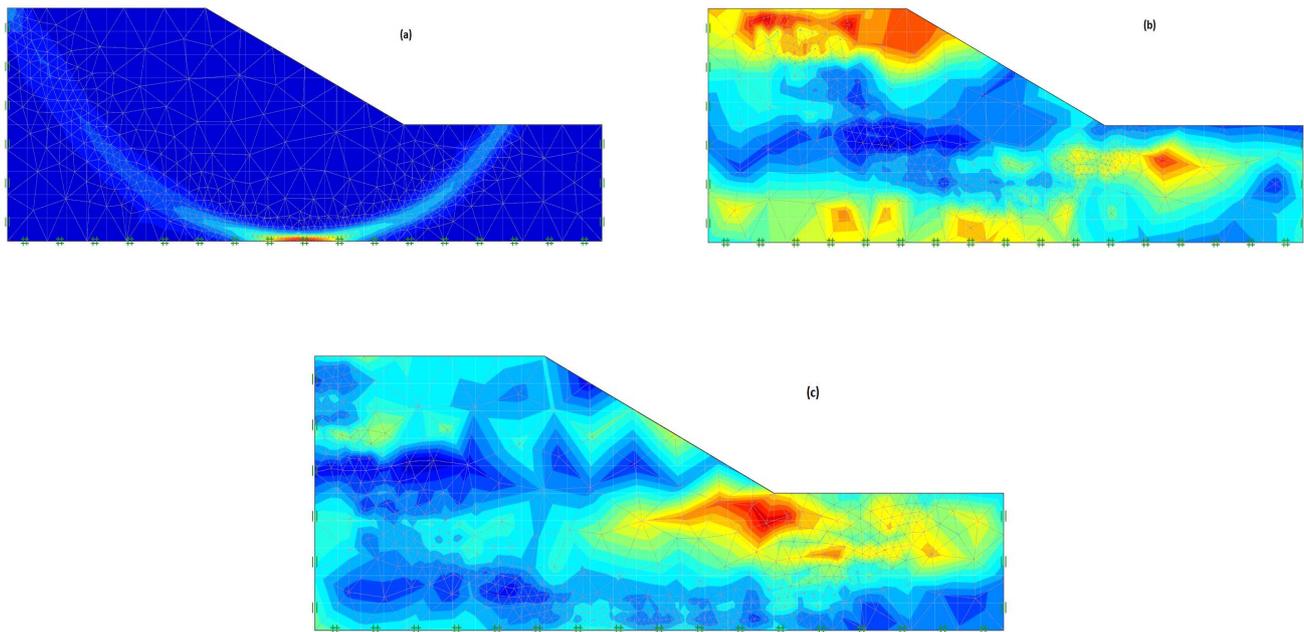


Figure 4.12 Réalisations de champs aléatoires de la cohésion C_u et les surfaces de rupture qui leur correspondent (a) surface de rupture déterministe (b) variabilité spatiale de la cohésion ($COV_{C_u} = 30\%$, $\theta_v = 2\text{ m}$; $\theta_h = 20\text{m}$) (c) variabilité spatiale de la cohésion et poids volumique ($COV_{C_u}=30\%$, $COV_\gamma=10\%$, $\theta_v = 2\text{m}$, $\theta_h=20\text{m}$).

4.4.3 Influence de distance d'autocorrélation unidirectionnelle (horizontale ou verticale)

La Figure 4.13 montre l'influence du changement de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée (c'est-à-dire la distance d'autocorrélation horizontale divisée par la hauteur de la pente, θ_h/H) sur la probabilité de rupture P_f , la moyenne de facteur de sécurité μ_{FS} , le coefficient de variation COV_{FS} et l'écart-type σ_{FS} pour des valeurs constantes de la distance d'autocorrélation verticale normalisée $\theta_v/H = 0,1, 0,3, 0,5$ et pour $\theta_v/H = 0$ (unidirectionnelle "direction horizontale"). La première observation est que les tendances de résultats sont les mêmes. Les valeurs P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} ont tendance à augmenter assez rapidement avec l'augmentation de θ_h/H pour $\theta_v/H = 0,1, 0,3$ et $0,5$ pour ($\theta_h/H \leq 4$), puis continuent à augmenter, mais avec un taux décroissant pour ($\theta_h/H > 4$). Cependant, pour $\theta_v/H = 0$, la moyenne μ_{FS} est distribuée dans une plage plus étroite [1,34: 1,36] correspond à la valeur de μ_{FS} relativement élevée, ce qui conduit à $P_f \rightarrow 0$. La raison est que dans le cas de la distance unidirectionnelle, le champ aléatoire des propriétés de sol est similaire au cas d'un sol homogène.

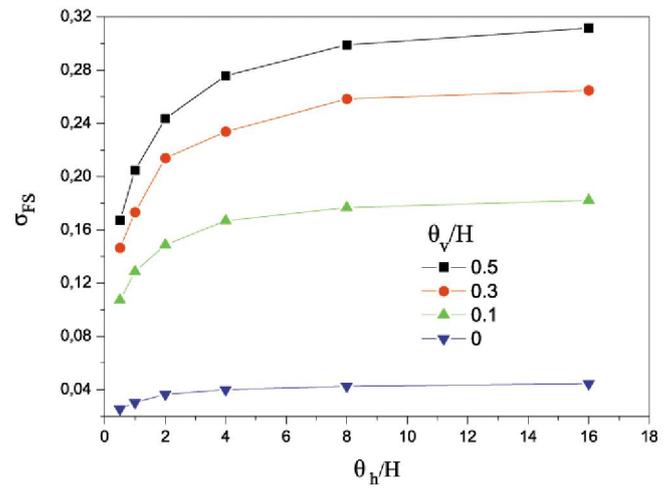
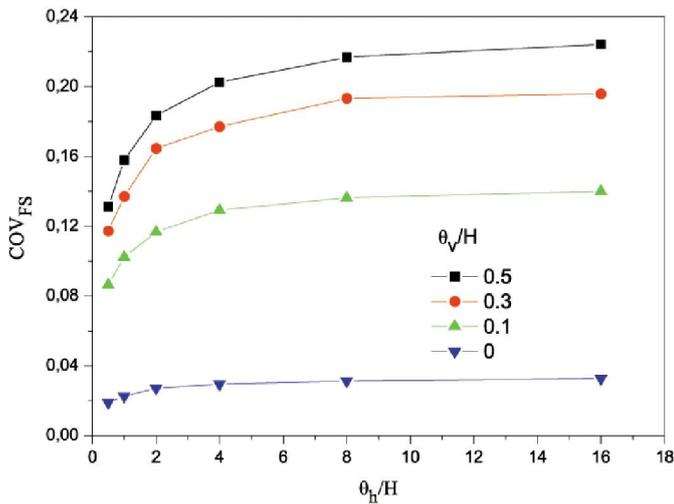
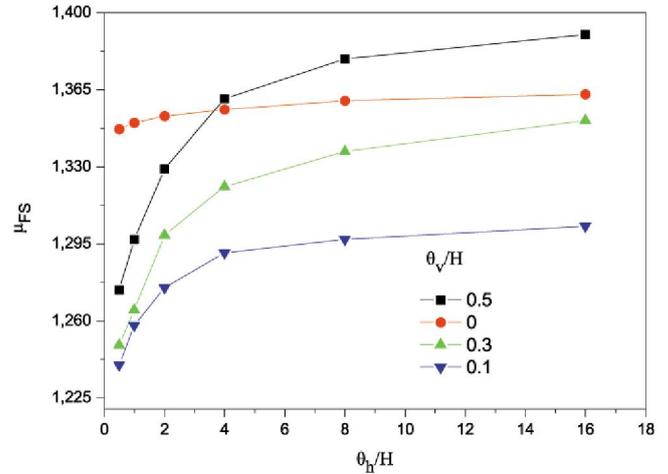
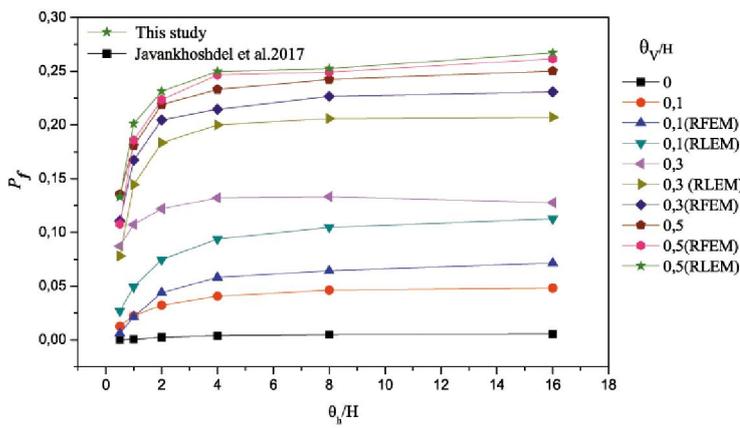


Figure 4.13 Variation de P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} en fonction de θ_h/H à différentes θ_v/H avec ($COV_{Cu} = 0.5$, $COV_{\gamma} = 0,1$) (modèle II).

La Figure 4.14 montre l'influence du changement de la distance d'autocorrélation verticale normalisée (c'est-à-dire la distance d'autocorrélation verticale divisée par la hauteur de la pente, θ_h/H) sur la probabilité de rupture P_f , la moyenne de facteur de sécurité μ_{FS} , le coefficient de variation COV_{FS} et l'écart-type σ_{FS} pour des valeurs constantes de la distance d'autocorrélation horizontale normalisée $\theta_h/H = 5, 10, 20$ et pour $\theta_h/H = 0$ (unidirectionnelle "direction verticale"). La première observation est que les tendances de résultats sont les mêmes. Les valeurs P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} ont tendance à augmenter assez rapidement avec l'augmentation de θ_v/H pour $\theta_h/H = 5, 10, 20$ avec ($\theta_v/H \leq 0.4$), puis continuent à augmenter, mais avec un taux décroissant pour ($\theta_v/H > 0.4$). Cependant, pour $\theta_h/H = 0$, la moyenne μ_{FS} est distribué dans une plage plus étroite [1,34: 1,38] correspond à la valeur de μ_{FS} relativement

élevée, ce qui conduit à une augmentation très faible de P_f , par rapport à la probabilité de rupture qui résulte de la distance d'autocorrélation horizontale. Ce qui indique que la probabilité de rupture est plus sensible à la distance d'autocorrélation verticale θ_v que la direction horizontale θ_h .

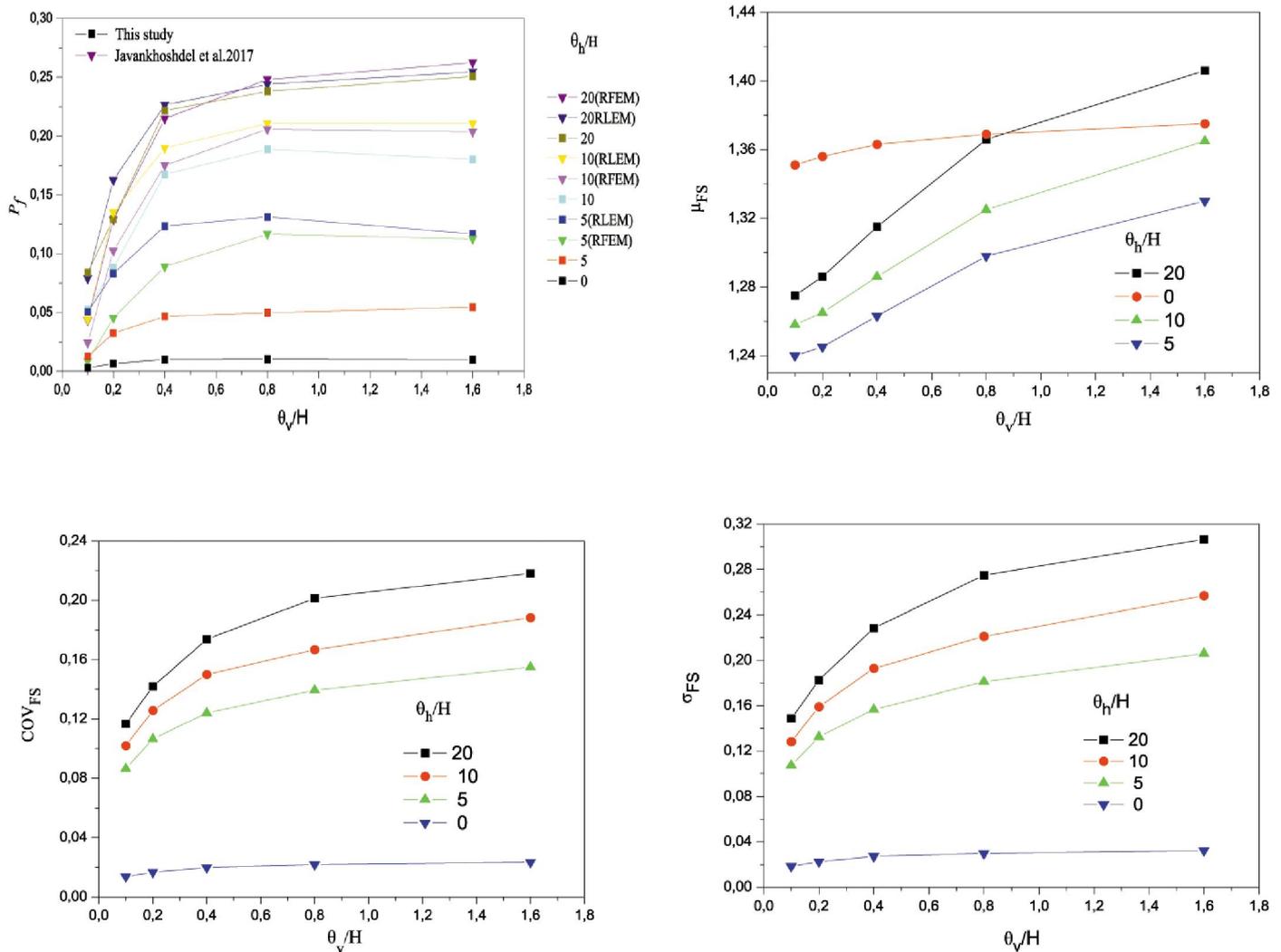


Figure 4.14 Variation de P_f , μ_{FS} , COV_{FS} et σ_{FS} en fonction de θ_v/H à différentes θ_h/H avec ($COV_{Cu} = 0.5$, $COV_\gamma = 0,1$) (modèle II).

La Figure 4.15 montre l'effet de la distance d'autocorrélation unidirectionnelle (direction horizontale ou verticale) sur la probabilité de distribution du facteur de sécurité et des masses mobilisées. Il convient de souligner que la distribution de la cohésion provient de la même distribution lognormale, même moyenne, écart type, et seule la distance d'autocorrélation est différente.

La Figure 4.15 (a) montre la probabilité de distribution du facteur de sécurité avec la variation de la distance d'autocorrélation pour un champ aléatoire anisotrope ($\theta_v = 2\text{m}$, $\theta_h = 0$) et ($\theta_h = 20\text{m}$, $\theta_v = 0$) et pour ($\theta_h = 20\text{m}$, $\theta_v = 2\text{m}$). La Figure indique que le facteur de sécurité est distribué dans un intervalle plus large dans le cas où la variation de la cohésion est prise en compte dans les deux directions ($\theta_h = 20\text{m}$, $\theta_v = 2\text{m}$) par rapport à la variation de la cohésion dans une seule direction ($\theta_h = 0$ ou $\theta_v = 0$). Les courbes qui correspondent à $\theta_h = 0$ et $\theta_v = 0$, montrent une tendance similaire dans laquelle, le facteur de sécurité est réparti dans une gamme plus étroite, et P_f change soudainement de zéro à l'unité. Ce comportement est similaire à celui obtenu par Griffiths et Fenton (2004) pour $\theta_C = 0$.

La Figure 4.15 (a) montre également que, sous le point de croisement et pour ($\theta_h = 0$ et $\theta_v = 0$), la probabilité de distribution obtenue est sous-estimée (non conservative), tandis que, au-dessus du point de croisement, la probabilité de rupture est surestimée (conservative) par rapport à la probabilité de rupture P_f induite par deux directions ($\theta_h = 20\text{m}$, $\theta_v = 2\text{m}$) pour une plage limitée. La Figure 4.15 (b) montre les probabilités de distribution des masses mobilisées ; le résultat indique que pour les deux distances d'autocorrélation, le volume de la masse glissante est réparti dans une plage plus large [45-210] (modèle I) et [97-871] pour le modèle II, en comparaison avec le volume de la masse glissante d'une seule direction qui variait dans une plage plus étroite [156-201] (modèle I) et [559-802] (modèle II). Pour ces plages plus étroites et sous point de croisement, le P_f est sous-estimé (non conservative) et au-dessus du point de croisement, le P_f est surestimé (conservative).

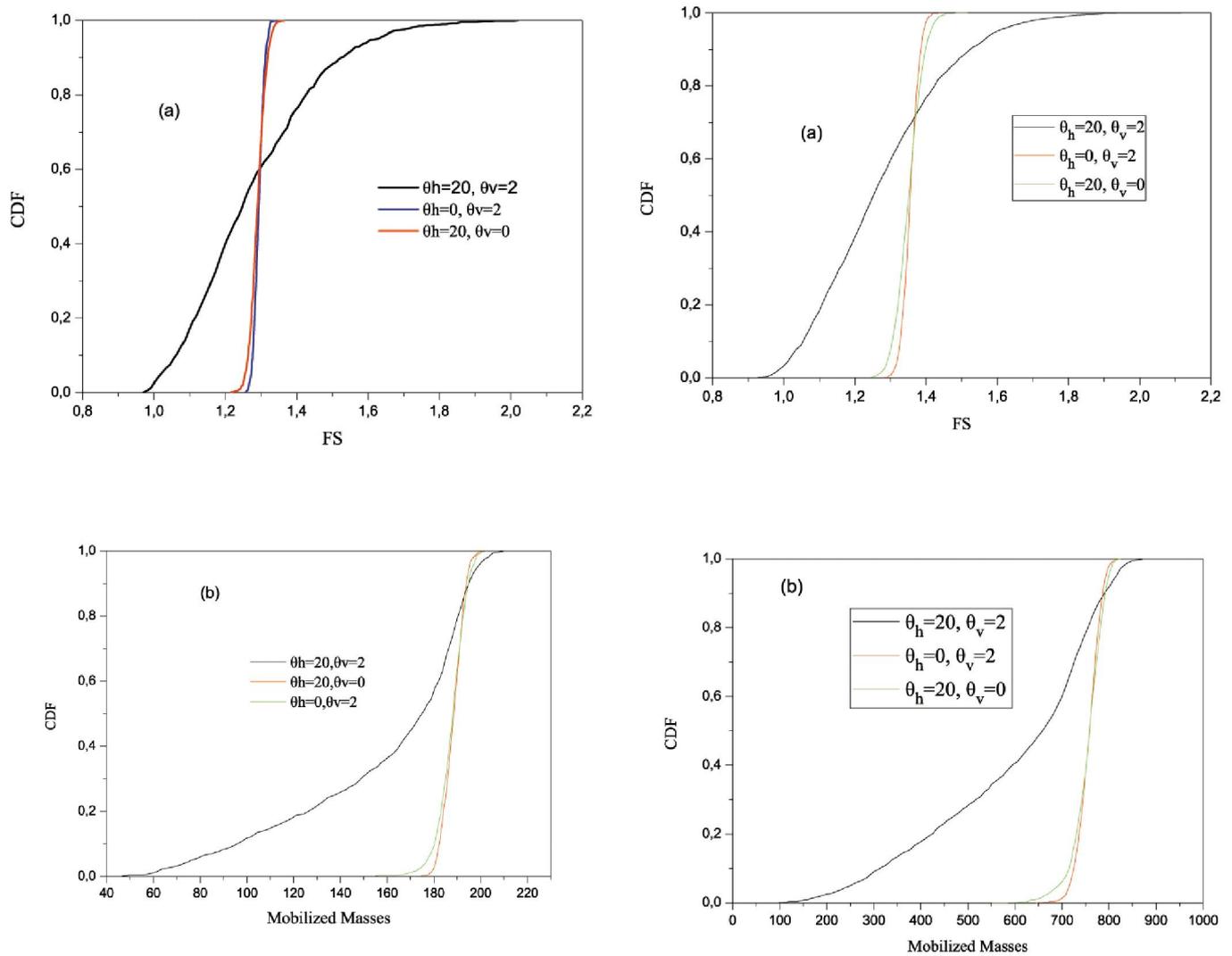


Figure 4.15 Variation de la probabilité de distribution de (a) facteur de sécurité (b) masses mobilisées (modèle I (à gauche) et le modèle II (à droite)).

La Figure 4.16 présente trois réalisations de champs aléatoires de la cohésion pour $COV_{Cu} = 50\%$ correspondant à (a) direction horizontale ($\theta_h = 20$ et $\theta_v = 0$), (b) direction verticale ($\theta_h = 0$ et $\theta_v = 2$) ; (c) direction horizontale et verticale ($\theta_h = 20$ et $\theta_v = 2$). Le résultat montre que la fluctuation de la cohésion dans la direction verticale a forte hétérogénéité par rapport à la direction horizontale. De plus, la surface de rupture provoquée par la variabilité spatiale de la cohésion dans deux directions (direction verticale et horizontale), présente une forme et un emplacement différent de la surface de rupture induite par la variabilité spatiale de la cohésion dans une seule direction (direction horizontale ou verticale), ce dernier est similaire au mécanisme de rupture déterministe.

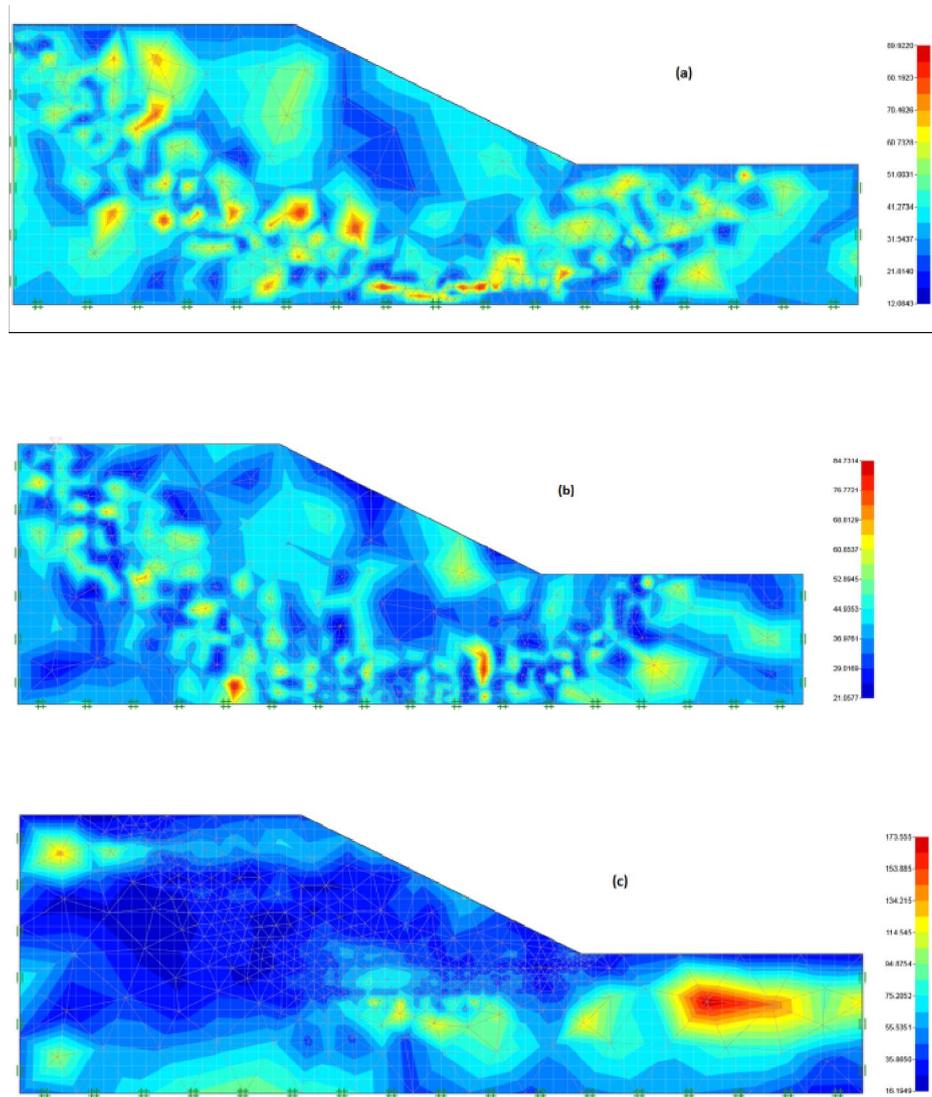


Figure 4.16 Réalisations des champs aléatoires de la cohésion et le mécanisme de rupture correspondant pour le modèle II (a) $\theta_h = 20$ m, $\theta_v = 0$ m ; (b) $\theta_h = 0$ m, $\theta_v = 2$ m ; (c) $\theta_h = 20$ m, $\theta_v = 2$ m.

4.5 Conclusion

Ce chapitre a été consacré à l'analyse probabiliste de la stabilité des talus. Le modèle numérique a simulé le comportement d'un sol argileux sur-consolidé sous des conditions non drainées. Les variables aléatoires sont modélisées comme champs aléatoires avec une distribution lognormale, et une structure de corrélation exponentielle. La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis a été utilisée. Des analyses 2D en

déformation plane en éléments finis ont été exécutées en utilisant des éléments triangulaires de la borne supérieure. La loi de contrainte déformation, élastique parfaitement plastique avec un critère de rupture de Mohr-Coulomb a été employée pour modéliser le comportement non drainé du sol. Expansion de Karhunen-Loève (K-L) a été utilisée pour tracer les champs aléatoires sur les mailles des éléments.

Les principales conclusions de l'étude peuvent être résumées comme suit :

Les résultats indiquent que pour un champ aléatoire anisotrope ; une augmentation de la valeur de la distance d'autocorrélation de la cohésion dans la direction horizontale θ_h induit une augmentation des moments statistiques du facteur de sécurité (μ_{FS} , σ_{FS} , COV_{FS}), ce qui entraîne une augmentation de la probabilité de rupture P_f dans la plupart des cas considérés. En plus, les résultats montrent qu'une augmentation du coefficient de variation de la cohésion (COV_{Cu}) entraîne une diminution des moments statistiques du facteur de sécurité (μ_{FS} , COV_{FS}) ce qui entraîne une augmentation de la probabilité de rupture P_f . Cependant, pour une distance unidirectionnelle de la cohésion, Les moments statistiques (μ_{FS} , σ_{FS} et COV_{FS}) prennent des valeurs constantes avec l'augmentation de la valeur de la distance d'autocorrélation horizontale ou verticale pour $\theta_v = 0$, $\theta_h = 0$ respectivement, ce qui conduit à P_f tendent vers zéro.

L'hétérogénéité de la cohésion résultant de la variation du champ aléatoire du poids volumique ou la variation de la distance d'autocorrélation unidirectionnelle ; contient d'éléments de forte résistance par rapport à l'hétérogénéité qui induit par le champ aléatoire dans deux direction. La raison pour laquelle les surfaces de rupture provoquées par la variabilité spatiale de la cohésion dans une seule direction (direction horizontale ou verticale) ou celles trouvées par la variabilité spatiale du poids unitaire diffèrent de manière marquée en forme et en localisation par rapport à la surface de rupture provoquée par la variabilité spatiale de la cohésion dans deux directions (direction verticale et horizontale).

En conséquence, le champ aléatoire de poids volumique a un effet très faible sur la probabilité de distribution des masses mobilisées, mais a une influence sur l'hétérogénéité de cohésion et le mécanisme de rupture.

5 Chapitre V : L'effet de champs aléatoires isotropes de la résistance à la traction sur la stabilité des talus renforcés

5.1 Introduction

Les pentes renforcées par géosynthétiques et les remblais construits avec des sols frictionnels sont une technologie bien établie pour les travaux de terrassement de génie civil. L'inclusion de couches horizontales de renfort en polymère (géosynthétiques) rigides mais extensibles permet de construire ces structures avec des pentes plus raides par rapport aux pentes non renforcées avec la même marge de sécurité. L'analyse de stabilité de ces structures est le plus souvent évaluée en utilisant les notions conventionnelles d'équilibre limite et une approche déterministe, où les propriétés des matériaux du sol et de renforcement sont représentées par des valeurs moyennes. Récemment, Luo et Bathurst (2018) ont étudié l'effet de la variabilité spatiale des paramètres de sol sur la stabilité des talus renforcés. Dans le présent chapitre, l'influence de la variation spatiale de la résistance à la traction T_{ult} sur la probabilité de rupture et la variation de la force normale maximale est étudiée. Le champ aléatoire T_{ult} a été discrétisé en un nombre fini de variables aléatoires à l'aide de l'expansion de Karhunen-Loève (KL). La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis en utilisant des données stochastiques a été utilisée. Un champ aléatoire en utilisant une distribution lognormale, une distance isotrope d'autocorrélation et une fonction de covariance exponentielle a représenté la résistance à la traction T_{ult} .

5.2 Présentation du modèle

Le cas étudié correspond à une pente renforcée de 5m de hauteur et $\beta=45^\circ$, avec des nappes de géogrille (Figure 5.1).

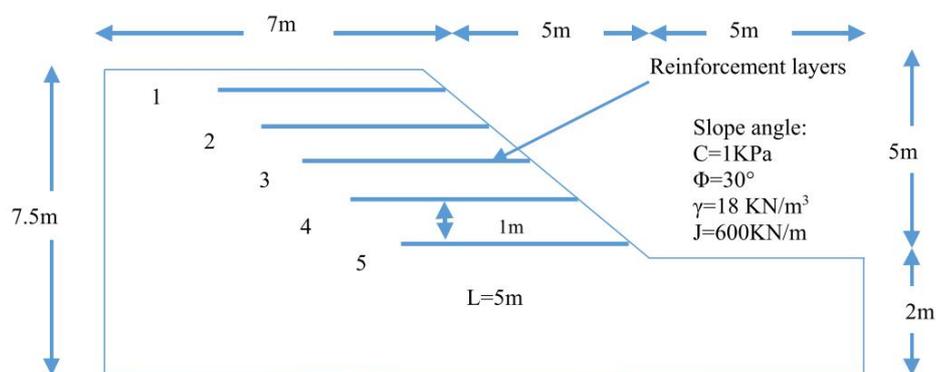


Figure 5.1 Dimension du modèle adopté

Pour les conditions aux limites, les déplacements sont bloqués horizontalement et verticalement ($d_x=0, d_y=0$) au niveau de la base de la fondation de la pente, et bloqués horizontalement ($d_x=0$) au niveau des deux frontières verticales.

Le comportement du sol est modélisé comme un matériau élastique, parfaitement plastique, régi par le critère de rupture de Mohr-Coulomb. Ce modèle a été étudié par Luo et al (2016). Les caractéristiques géotechniques du sol représentées dans le Tableau 5.1. Le modèle numérique a été établi en déformation plane, avec des éléments finis triangulaire de la borne supérieure. Seules les forces générées par le poids propre du sol ont été appliquées. Le modèle numérique a simulé le comportement d'un sol granulaire sous des conditions drainées. Cependant, dans le cas d'un massif de sol à surface inclinée ($\beta \neq 0$), chargement par gravité a été appliqué, dans ce cas deux phases de calcul ont été envisagées, la première est un calcul plastique en appliquant le chargement gravitaire pour calculer les contraintes effectives initiales, et la deuxième phase est un calcul plastique en remettant les déplacements engendrés dans la première phase à zéro. La petite valeur de la cohésion a été interprétée par Luo et al (2016) (pour minimiser le temps de calcul et éviter l'instabilité numérique lors des analyses par éléments finis).

Tableau 5-1 Les caractéristiques géotechniques du sol.

Paramètres	Désignations	Gravier
Modèle et type de comportement	Drainé	Mohr-Coulomb
Poids volumique	γ (KN/m ³)	18
Module d'Young	E (MPa)	100
Coefficient de poisson	ν	0.3
Cohésion	C (KN/m ²)	1
Angle de frottement	φ (°)	30

5.2.1 Propriétés du renforcement

La résistance, la longueur et l'espacement des nappes de géogrilles utilisés dans la présente étude ont été sélectionnés en utilisant des diagrammes de conception déterministes basés sur la méthode d'équilibre limite LEM de Bathurst et Jones (2001). Le renforcement a été pris comme une géogrille uniaxiale avec des propriétés rapportées par Walters et al (2002) qui correspondent typiquement à la résistance à la traction pondérée requise en utilisant les

diagrammes de conception de Bathurst et Jones (2001). La rigidité axiale de renforcement est 600 KN/m et la résistance à la traction à la rupture est 72 KN/m. Cette dernière est la résistance à la traction à long terme en prenant en compte la réduction de la résistance à la traction due à des facteurs tels que les dommages d'installation et le fluage conformément selon les pratiques de conception conventionnelles. En supposant que le facteur de sécurité égal à 1,3 (Mayerhof 1970), l'angle de frottement de conception était de $23,9^\circ$ et le rapport minimum de la longueur de renforcement à la hauteur de la pente était $L / H = 0,81$, ce qui conduit à la longueur de renforcement minimale est égale 4,05 m. Pour plus de commodité, la longueur du renfort a été prise à 5 m. La longueur de renforcement similaire a été déterminée à l'aide des tableaux de conception de Jewell (1991). Il a été déterminé qu'un minimum de 5 couches de renforcement à un espacement vertical de 1 m était nécessaire pour atteindre un facteur de sécurité de 1,3 en utilisant les tableaux et les recommandations d'espacement de Bathurst et Jones (2001).

La Figure 5.2 représente un maillage adaptatif pour le modèle renforcé adopté. La conception de la pente renforcée incluait des contrôles de la contrainte de traction excessive des couches de renforcement (forces de traction supérieures à 72 KN/m) et un arrachement, en supposant que la résistance au cisaillement de l'interface d'arrachement est égale à celle du sol. Ces états limites ont également été vérifiés indépendamment au cours d'analyse FEM décrites dans cette étude et n'ont pas été dépassés.

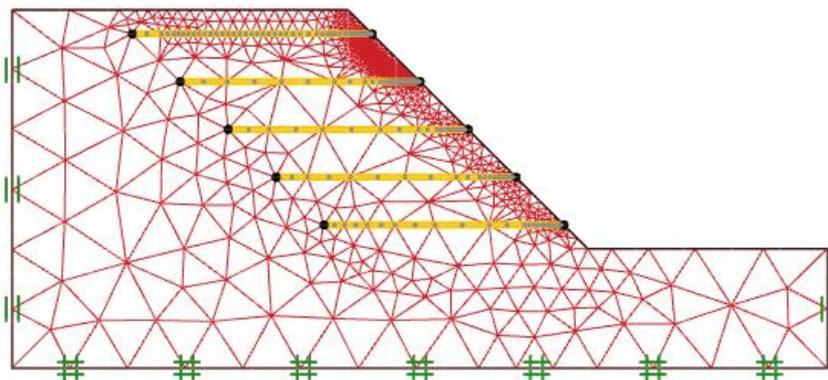


Figure 5.2 Maillage FEM du modèle renforcé

5.3 Validation du modèle

Cette section vise à valider les résultats obtenus par la présente analyse en les comparant avec ceux donnés par Luo et al (2016). La présente étude consiste à établir une analyse numérique liée à la performance de la pente renforcée. L'analyse déterministe a été réalisée en utilisant la méthode de réduction de la résistance au cisaillement de sols pour une pente non

renforcée et renforcée. Le facteur de sécurité minimal basé sur la méthode des éléments finis (FEM) pour une pente non renforcée est 0,798 (Figure 5.3a) et pour une pente renforcée est 1,51 (Figure 5.3b), qui sont approximativement égaux aux facteurs de sécurité rapportés par Luo et al (2016). Pour une pente renforcée, il est clair que le mécanisme de rupture trouvé dans la présente étude (mécanisme de rupture externe) est en bon accord avec le mécanisme de rupture trouvé par Luo et al (2016). Ceci valide les résultats numériques déterministes obtenus. Ainsi, le modèle déterministe peut être utilisé en toute confiance dans les analyses probabilistes effectuées dans le présent chapitre.

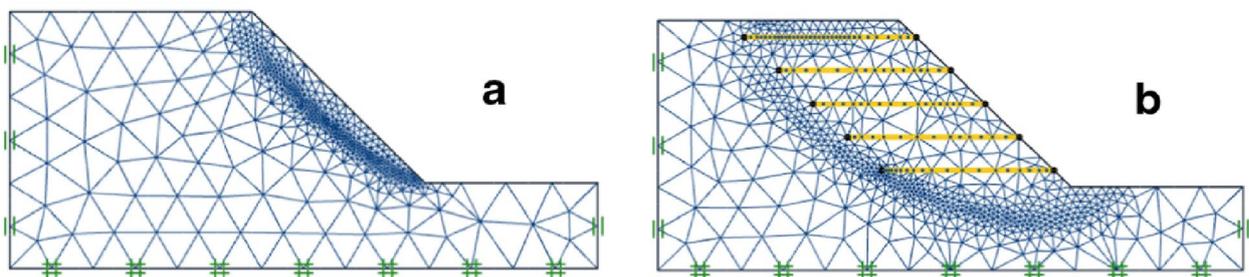


Figure 5.3 Mécanisme de rupture critique déterministe (a) pente non renforcée, (b) pente renforcée.

5.4 Travaux connexes préalables

Les analyses de sensibilité probabilistes sont effectuées pour quantifier l'impact des incertitudes aléatoires ou spatiales sur la stabilité des talus. Dans des travaux antérieurs, Kitch (1994) et Kitch et al (2011) ont montré que le coefficient de variation de la force de renforcement pouvait aller de 0,10 à 0,27. Cependant, pour l'étude de sensibilité, le coefficient de variation de la résistance à la traction adopté par Kitch (1994) et Kitch et al (2011) est $COV_T = 0-0,5$, pour comparer la fiabilité du mode de rupture interne critique avec celle du mode de rupture composite. Kitch (1994) a montré que la résistance à la traction est très incertaine avec un coefficient de variation supérieur à 0,25. De plus, Kitch (1994) et Kitch et al (2011) ont examiné la variabilité inhérente de la résistance à la traction. En raison de la variabilité inhérente du renforcement et de l'impact environnemental des processus physico-chimiques (Bathurst et Jones, 2001), nombre de ces processus sont continus et peuvent modifier toutes les propriétés du renforcement verticalement et horizontalement. Cette étude est la première tentative d'incorporation de la variabilité spatiale inhérente de la résistance à la traction pour les champs aléatoires isotropes dans l'analyse de la stabilité des pentes. Pour cette étude, une plage de coefficient de variation $COV_T = 0,1-0,7$ est adoptée avec une distance d'autocorrélation spatiale

$\theta = 1, 3, 4, 5, 7$ et 10m . Une étude de sensibilité est réalisée pour explorer comment la variabilité spatiale de la résistance à la traction affecte la probabilité de rupture. Par conséquent, cette étude est en grande partie d'intérêt académique plutôt que de valeur pratique

5.5 Résultats et discussions

5.5.1 Analyse déterministe

La méthode FEM a été utilisée pour calculer des facteurs de sécurité déterministes en utilisant une gamme d'angles de frottement du sol ($20^\circ - 50^\circ$). La résistance à la traction (72 KN/m) a été utilisée comme force de stabilisation horizontale dans toutes les nappes de renforcement. La Figure 5.4 présente les résultats d'analyses déterministes, les courbes montrent que la pente renforcée a un facteur de sécurité plus élevé. Par exemple, dans le cas d'une pente non renforcée avec un angle de frottement de 30 , le facteur de sécurité est de $0,78$, ce qui signifie que la pente est défailante. D'autre part, une pente renforcée avec le même angle de friction a un facteur de sécurité de $1,35$, ce qui signifie que la pente est stable. Il est clair que les résultats de la présente étude sont en bon accord avec ceux de Luo et al (2016).

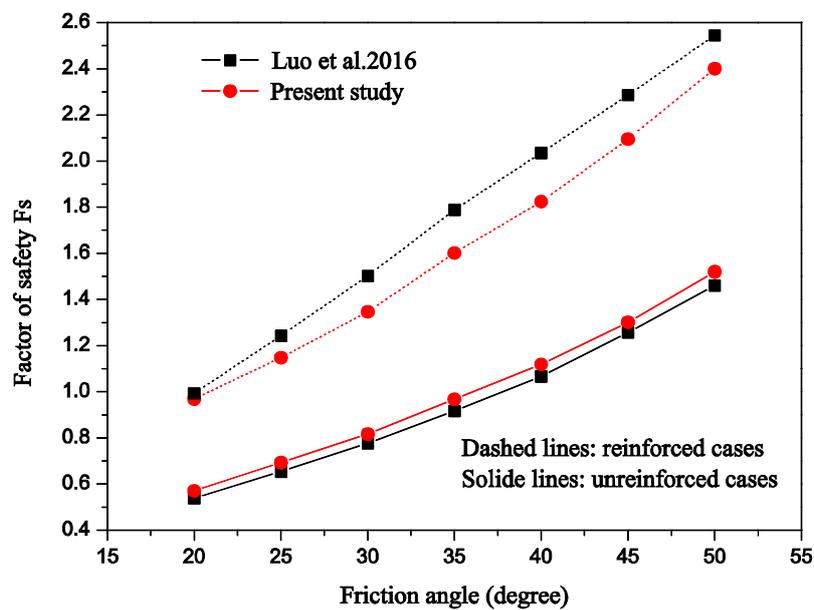


Figure 5.4 Variation du facteur de sécurité en fonction d'angle de frottement.

Cependant, dans les analyses FEM avec une valeur fixe de la résistance à la traction, le mécanisme de rupture passe du type externe au type interne, lorsque l'angle de frottement augmente. Par conséquent, pour un mauvais sol (faible valeur de ϕ), le mécanisme de rupture

obtenu est un mécanisme de rupture externe (Figure 5.5), Cependant, pour un bon sol (grande valeur de φ), le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture interne (Figure 5.6).

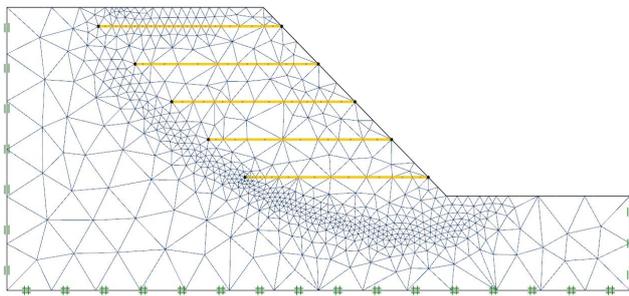


Figure 5.5 Mécanisme de rupture externe pour un angle de frottement 25 ° ($F_s = 1,24$).

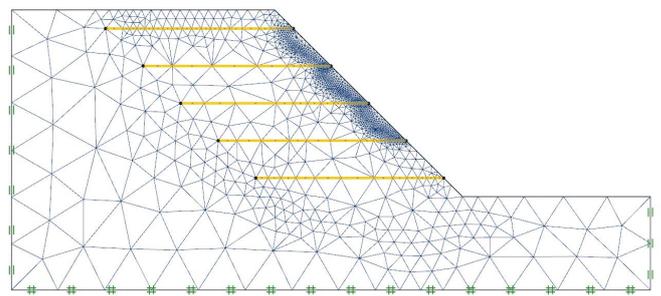


Figure 5.6 Mécanisme de rupture interne pour un angle de frottement 40 ° ($F_s = 1,82$).

5.5.2 Analyse probabiliste

5.5.2.1 Modélisation d'angle de frottement comme un champ aléatoire

L'analyse probabiliste de la stabilité des pentes a été réalisée en utilisant la méthode des éléments finis aléatoires (RFEM) ; qui combine la méthode de réduction de la résistance au cisaillement avec des champs aléatoires générés à l'aide de la simulation de Monte Carlo. Chaque paramètre de champ aléatoire de résistance au cisaillement a été généré à l'aide de l'expansion de Karhunen-Loève. Dans cette section, l'influence de la variabilité spatiale de l'angle de frottement du sol sur les résultats probabilistes pour des pentes renforcées et non renforcées est examinée. D'après les résultats de la littérature réalisée par El-Ramly (2002), la distance d'autocorrélation est comprise entre 10 et 40 m dans le sens horizontal, tandis que, dans la direction verticale, elle va de 1 à 3m. À titre d'illustration, une structure d'autocorrélation exponentielle avec $\theta_h = 30$ m et $\theta_v = 4$ m est utilisée. Les Figures 5.7 et 5.8 montrent l'effet de la variabilité spatiale de l'angle de frottement sur la probabilité de rupture pour $COV_\varphi = 0,2$ et $0,5$ respectivement. Deux observations importantes peuvent être faites à partir de ces figures. Premièrement, le renforcement réduit considérablement la probabilité de rupture, pour un mauvais sol (faible valeur de φ) que pour un bon sol (grande valeur de φ) ; dans le cas de la variabilité spatiale ou aléatoire. Pour une pente non renforcée avec un angle de frottement de 35 ° et un coefficient de variation $COV_\varphi = 0,2$, la probabilité de rupture est 69%. Tandis que, pour une pente renforcée, la probabilité de rupture diminue à 12%, dans le cas de la variabilité spatiale (présente étude).

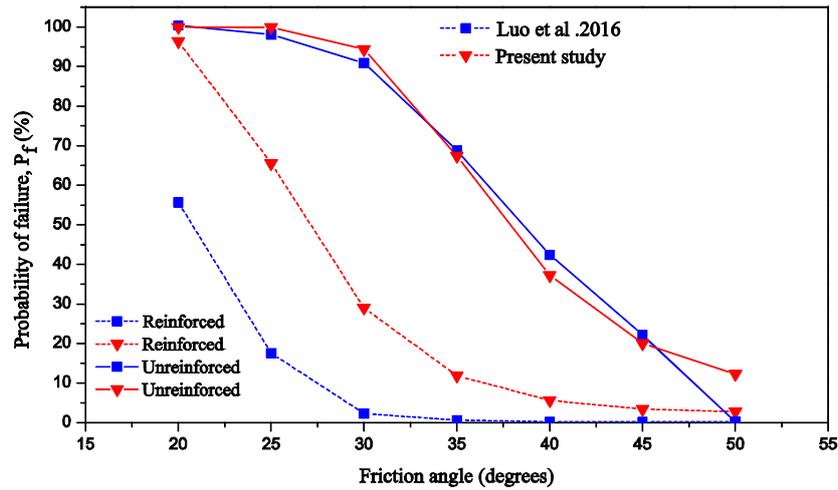


Figure 5.7 Variation de probabilité de rupture en fonction d'angle de frottement $COV_{\phi}=0.2$.

La deuxième observation importante faite à partir de ces figures, est que la variabilité spatiale de l'angle de frottement a un effet très significatif sur la probabilité de rupture pour une pente renforcée qu'une pente non renforcée. Dans lesquels, pour une pente non renforcée avec un angle de frottement 40° et un coefficient de variation $COV_{\phi} = 0,5$, la probabilité de rupture est 58%. Pour la pente renforcée, la probabilité de rupture diminue à 42%, dans le cas de la variabilité spatiale. On peut constater que, pour la variabilité spatiale de l'angle de frottement, le renforcement devient moins efficace de réduire la probabilité de rupture lorsque le coefficient de variation d'angle de frottement augmente. Le même résultat trouvé par Luo et al (2016) pour le cas de la variabilité aléatoire.

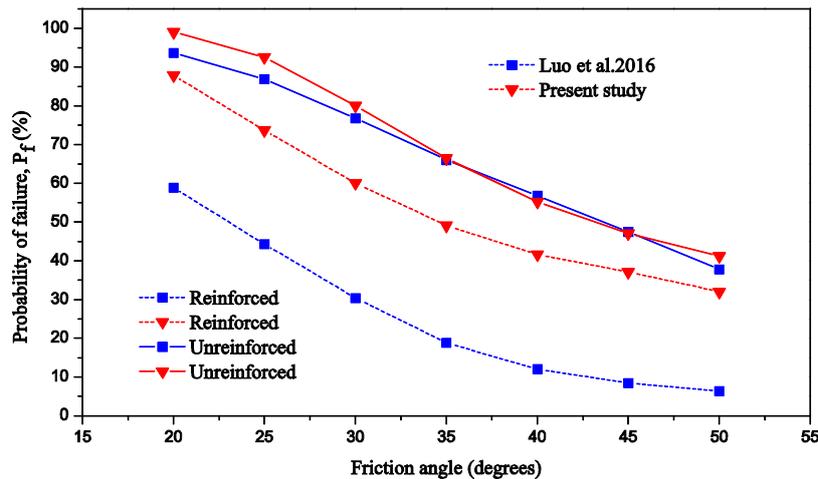


Figure 5.8 Variation de probabilité de rupture en fonction d'angle de frottement $COV_{\phi}=0.5$.

Les Figures 5.9 (a et b) montrent l'hétérogénéité d'angle de frottement et les mécanismes de rupture associés pour $\theta_v = 4m$; $\theta_h = 30m$, et $COV_{\phi} = 0,2$. Ces figures montrent que

l'hétérogénéité d'angle de frottement a varié entre 13° et 24° pour une valeur $\varphi = 20^\circ$. Cependant, pour un angle de frottement $\varphi = 45^\circ$, l'hétérogénéité d'angle de frottement variait entre 29° et 55° . Il est clair que l'hétérogénéité d'angle de frottement est plus grande pour un bon sol ($\varphi = 45^\circ$) que pour un mauvais sol ($\varphi = 20^\circ$). On peut constater que les deux mécanismes de rupture ont été observés dans l'analyse déterministe. Par conséquent, lorsqu'une pente supporte les mauvais sols (angle de frottement faible), le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture externe. Cependant, pour les bons sols, le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture interne.

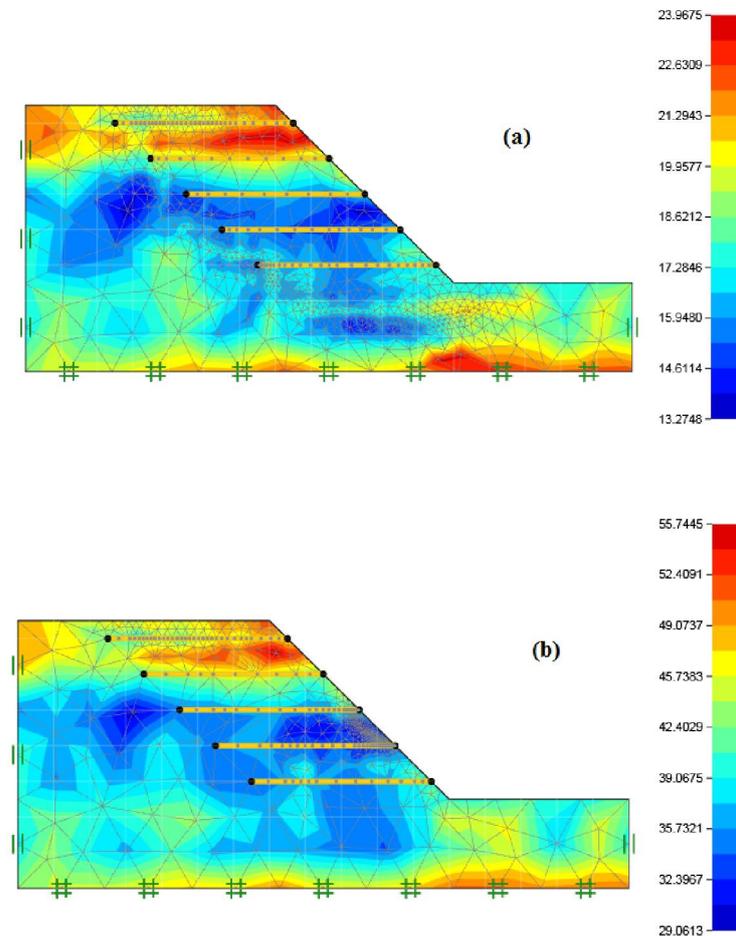


Figure 5.9 Réalisation typiques du champ aléatoire d'angle de frottement et de surfaces de rupture critiques correspondantes (a) $\varphi = 20^\circ$; $COV_\varphi = 0,2$; $\theta_v = 4\text{m}$; $\theta_h = 30\text{m}$ (b) $\varphi = 45^\circ$; $COV_\varphi = 0,2$; $\theta_v = 4\text{m}$; $\theta_h = 30\text{m}$.

5.5.3 Modélisation de la résistance à la traction comme variable aléatoire

Dans cette étude, une analyse probabiliste de la stabilité des pentes renforcées a été réalisée en utilisant la méthode des éléments finis aléatoires (RFEM) pour étudier l'effet de la variabilité aléatoire de la résistance à la traction de renforcement sur la probabilité de rupture (P). Kitch

et al (2011) ont supposé que le coefficient de variation de la résistance à la traction comprise entre 0,20 et 0,27, Ferreira et al (2016) dans l'intervalle $COV_T = 0,01$ à 0,10. Dans la présente étude, la valeur de $COV_T = 0,014$ est utilisée pour la variation aléatoire de la résistance à la traction en combinaison avec la variation aléatoire d'angle de frottement, et pour vérifier le résultat, une large gamme de valeurs $COV_T [0.1-1]$ est utilisée pour la variabilité aléatoire de résistance à la traction comme indiqué sur la Figure 5.10. On suppose que toutes les variables aléatoires (angle de frottement et force de renforcement) ont une distribution lognormale. D'après la Figure 5.10, les résultats numériques montrent que le coefficient de variation de la résistance à la traction n'a aucune influence pratique sur la probabilité de rupture, pour une large gamme de $COV_T [0.1-1]$. Cependant, la différence entre les probabilités de rupture résultant de la variabilité aléatoire d'angle de frottement avec et sans variabilité aléatoire de la résistance à la traction est négligeable. Ces résultats sont cohérents avec l'observation de Kitch et al (2011), la variabilité aléatoire des propriétés du sol est plus importante que la variabilité aléatoire de la résistance à la traction. On peut observer sur la Figure 5.4 que les résultats obtenus dans la présente étude concernant la variabilité aléatoire d'angle de frottement sont en bon accord avec ceux de Luo et al (2016).

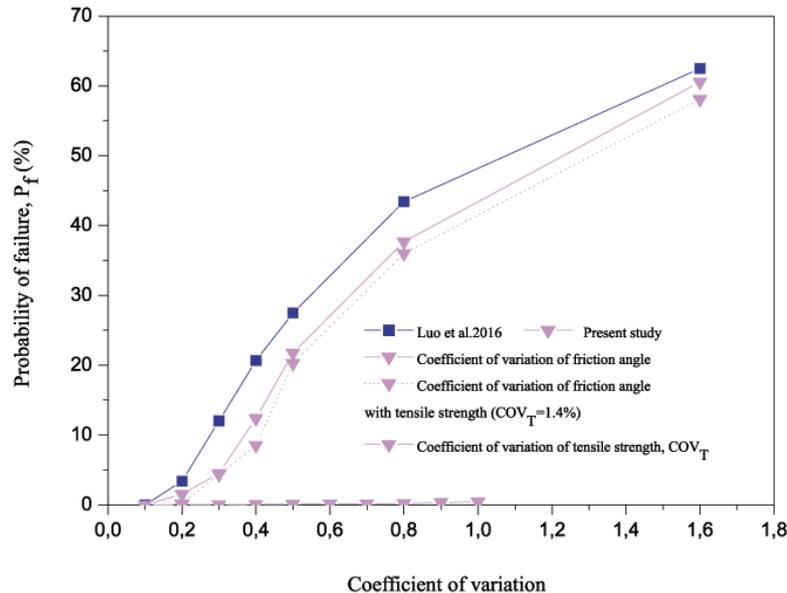


Figure 5.10 Variation de la probabilité de rupture en fonction de coefficient de variation.

La Figure 5.11 montre la distribution de probabilité de la force normale maximale avec la variation du coefficient de variation de la résistance à la traction pour l'intervalle $[0.1-1]$. La Figure indique que la force normale maximale est répartie presque dans la même plage pour tous les coefficients de variation de la résistance à la traction. Toutefois, pour $COV_T = 0,1$, la

distribution de probabilité des forces normales est sous-estimée (non conservatrice) par rapport aux autres coefficients de variation de la résistance à la traction.

Par exemple, dans le cas de $COV_T = 0,1$ et la force normale maximale égale à 30 KN/m, la probabilité de rupture est 0,3 tandis que, dans le cas de $COV_T = 0,5$ avec la même valeur de force normale maximale, la probabilité de rupture est 0,43.

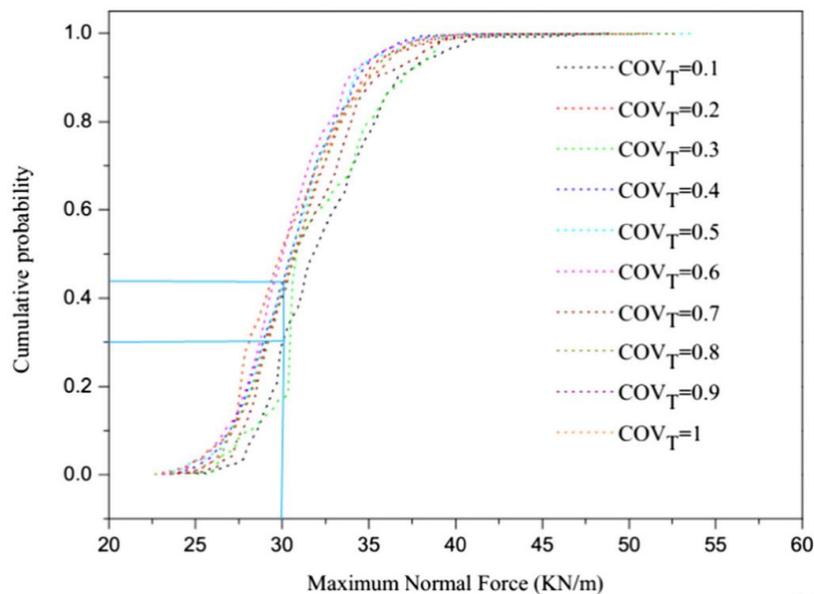


Figure 5.11 Probabilité de distribution des forces normales pour différents COV_T .

5.5.4 Modélisation de la résistance à la traction comme champs aléatoire isotrope

Dans cette section, les analyses probabilistes tenant compte de la variabilité spatiale de la résistance à la traction du renforcement ont été effectuées en utilisant la méthode RFEM. Dans chaque réalisation de Monte Carlo, un champ aléatoire de résistance à la traction a été généré en utilisant l'expansion de Karhunen-Loève. Dans la présente étude, la distance d'autocorrélation spatiale a été prise comme suit : $\theta = 1, 3, 4, 5, 7$ et 10 m, pour $COV_T [0,1-0,7]$; un modèle d'autocorrélation exponentielle est utilisé. La Figure 5.12 montre la variation de la probabilité de rupture P_f en fonction de θ/H pour une plage de coefficients de variation du point d'entrée. Les résultats montrent que, pour une valeur fixe de θ/H et $COV_T > 0,4$, la probabilité de rupture augmente avec l'augmentation du coefficient de variation ; toutefois, pour $COV_T \leq 0,4$, la probabilité de rupture est négligeable pour toute valeur de θ/H . On peut constater que pour $COV_T \geq 0,5$, la probabilité de rupture diminue avec l'augmentation de θ/H . Les données dans cette figure montrent que pour $COV_T (0,1-0,4)$, l'influence de la variabilité

spatiale isotrope de la résistance à la traction sur la probabilité de rupture est négligeable, ce qui est le cas de la variabilité aléatoire.

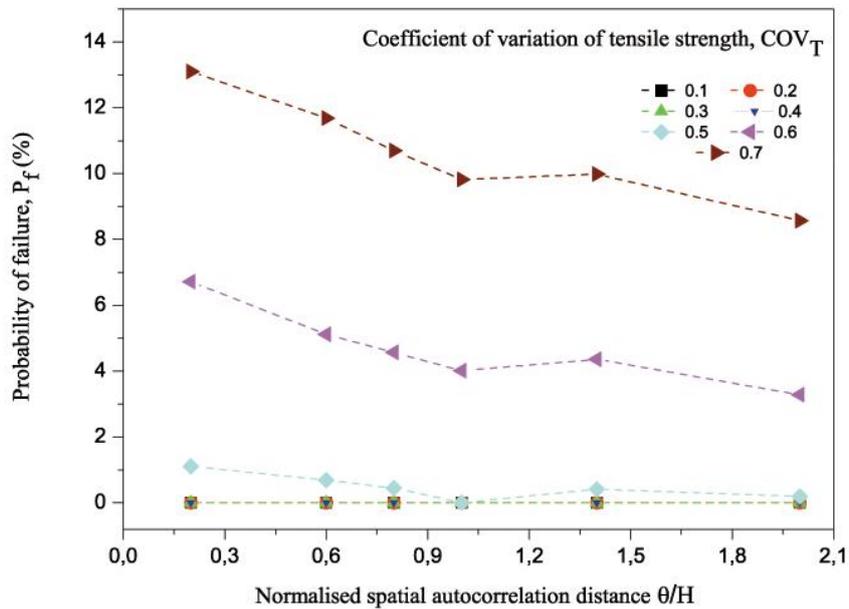


Figure 5.12 Variation de la probabilité de rupture en fonction de θ/H .

La Figure 5.13 montre la variation de la probabilité de rupture P_f en fonction des coefficients de variation de la résistance à la traction COV_T pour un intervalle de θ/H . Cependant, la probabilité de rupture a tendance à augmenter assez rapidement avec l'augmentation de COV_T pour toutes les distances d'autocorrélations spatiales normalisées. Les données de cette figure montrent également que pour $COV_T \leq 0,4$, la valeur de la probabilité de rupture est négligeable, ce qui correspond au cas de variabilité aléatoire. On peut en conclure que lorsque le coefficient de variation de la résistance à la traction augmente ($COV_T > 0,4$) avec une faible valeur de la distance d'autocorrélation, le champ aléatoire généré est un champ irrégulier (impliquant un champ variant rapidement), tandis que dans le cas d'une grande distance d'autocorrélation spatiale, le champ aléatoire généré est un champ lisse (impliquant un champ variant plus lentement).

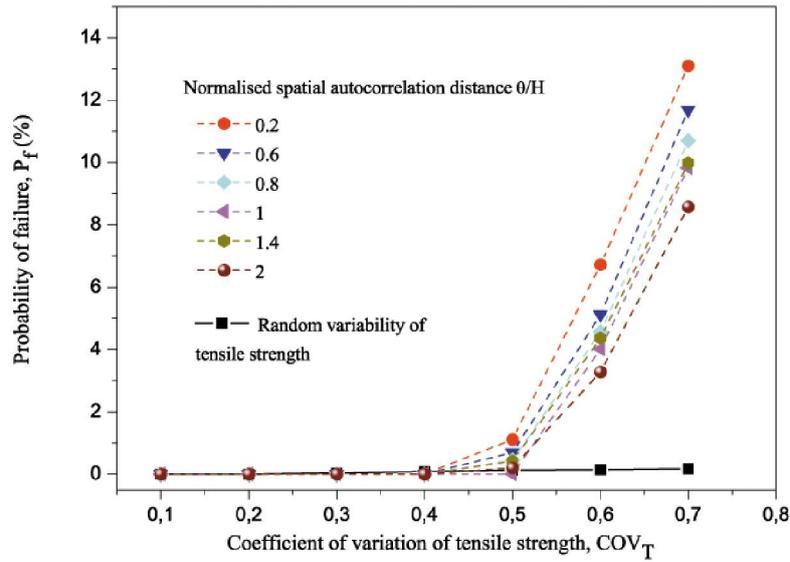


Figure 5.13 Variation de la probabilité de rupture en fonction de COV_T .

La Figure 5.14 montre la distribution de probabilité de la force normale maximale avec la variation du coefficient de variation de la résistance à la traction pour ($\theta = 10$ m), lorsque le champ aléatoire isotrope est pris en compte. La Figure indique que la force normale maximale est répartie dans une plage plus large avec l'augmentation de COV_T . De sorte que, la probabilité cumulée de force normale augmente avec l'augmentation du COV_T dans la plupart des cas. Les résultats montrent que la distribution de probabilité des forces normales maximales pour $COV_T \geq 0,4$, est presque identique pour un intervalle commun de force normale maximale.

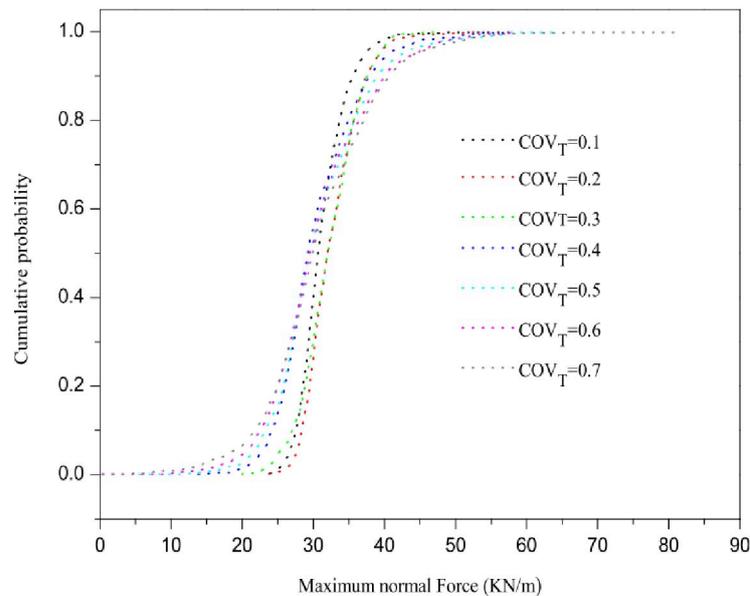


Figure 5.14 Probabilité de distribution des forces normales pour différents COV_T .

La Figure 5.15 montre la distribution aléatoire de la résistance à la traction pour $COV_T = 0,7$ (Figure 5.15a) et la distribution spatiale de la résistance à la traction pour $COV_T = 0,7$ et $\theta = 2$ m (Figure 5.15b). Ces figures montrent que la distribution aléatoire de la résistance à la traction est différente de la distribution spatiale de la résistance à la traction. Cependant, la distribution spatiale de la résistance à la traction est plus grande et irrégulière le long de chacune des cinq nappes de renforcement par rapport aux cas de distribution aléatoire. Cependant, dans le cas de la variabilité aléatoire, la plage de distribution de la résistance à la traction varie de 63 à 85, tandis que dans le cas de la variabilité spatiale, la plage de distribution de la résistance à la traction varie de 0 à 152. Cette observation peut être expliquée comme suit : lorsque la variabilité spatiale de la résistance à la traction est prise en compte, les chemins de rupture augmentent, ce qui entraîne une augmentation de l'amplitude de la résistance à la traction.

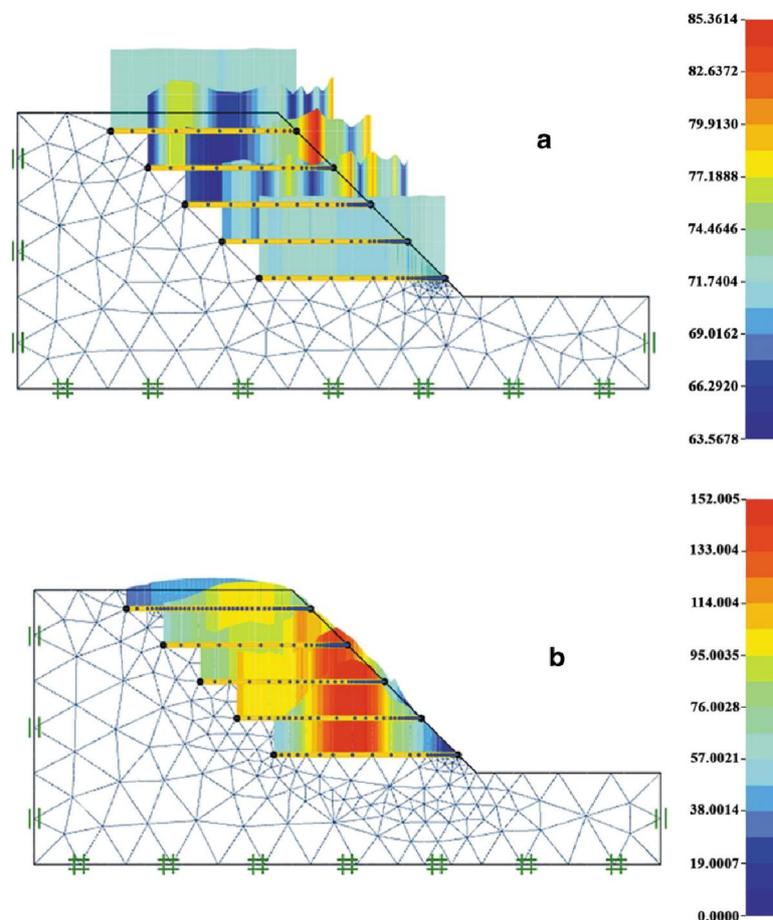


Figure 5.15 Distribution de la résistance à la traction (a) cas de la variabilité aléatoire (b) cas de la variabilité spatiale.

Les Figures 5.16a et 5.16b montrent la répartition de la force normale (force de traction) dans la nappe de renforcement supérieure (la plus basse) et dans la nappe inférieure (la plus haute) pour un champ aléatoire isotrope ($\theta = 0,4, 0,6, 0,8$ et 1) avec $COV_T = 0,7$ et pour $\theta = 0,2, 0,6, 0,8$ et 1 avec $COV_T = 0,5$ respectivement.

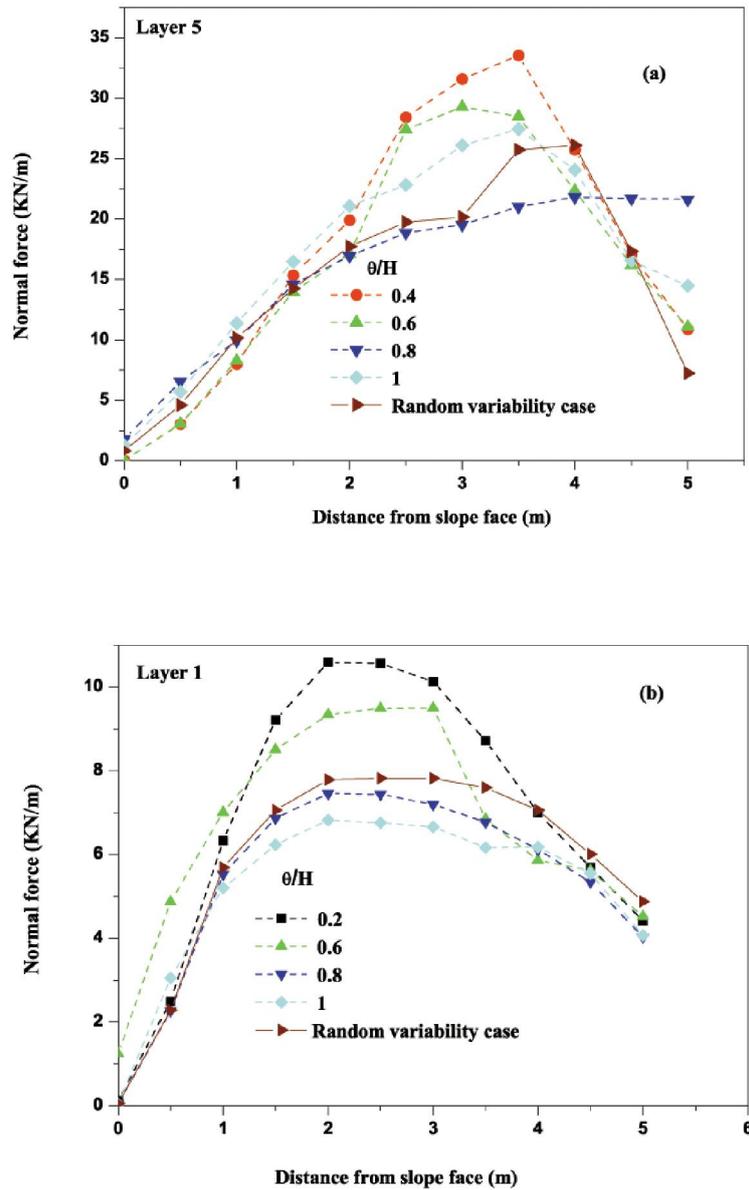


Figure 5.16 Forces maximales de traction dans les nappes de géogrilles (a) la dernière nappe (la nappe 5) (b) la première nappe (la nappe 1).

Les résultats numériques montrent que la force normale augmente avec la diminution de la distance d'autocorrélation normalisée dans la plupart des cas. Pour le champ aléatoire isotrope avec $COV_T = 0,7$ et $\theta = 0,4$, le pic maximum de la force normale est égal à 33 KN/m, tandis que

pour $COV_T = 0,5$ et $\theta = 0,2$, le pic maximum de la force normale est égal à 11 KN/m. le résultat indique que la nappe inférieure a une plus grande valeur de la force normale par rapport à celle de la nappe supérieure (Figure 5.17). En conséquence, l'ampleur des forces normales est importante lorsque la distance d'autocorrélation isotrope est faible, en combinaison avec une valeur plus élevée du coefficient de variation de la résistance à la traction.

La Figure 5.17 montre la répartition de la force normale le long des nappes de renforcement avec la variabilité aléatoire de la résistance à la traction pour $COV_T = 0,5$ (Figure 5.17a) et avec un champ aléatoire isotrope pour $COV_T = 0,5$ et $\theta = 10$ m (Figure 5.17b). On peut constater que la plage de distribution de la force normale varié entre 0,0525 et 26,42 pour la variabilité aléatoire de la résistance à la traction, tandis que pour un champ aléatoire isotrope, la plage de distribution des forces normales varie entre 0,00054 et 42,45.

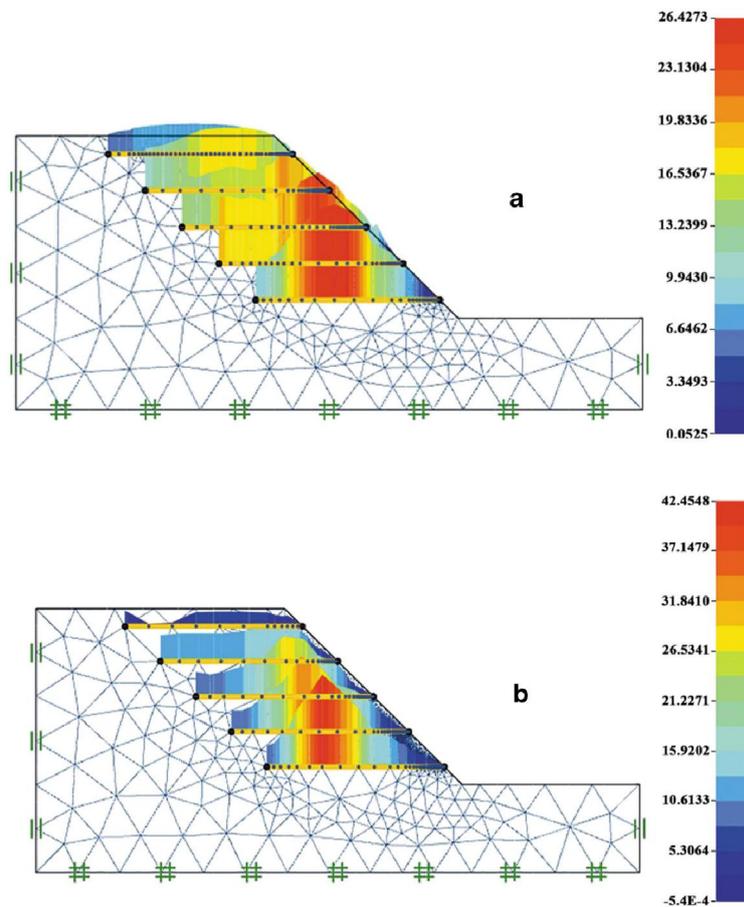


Figure 5.17 Distribution des forces normales (a) cas de la variabilité aléatoire (b) cas de la variabilité spatiale.

Il est clair que la distribution de la force normale avec un champ aléatoire isotrope est plus grande que la variabilité aléatoire de la résistance à la traction. Ainsi, le résultat montre que l'ampleur de la force normale augmente de la couche la plus haute à la couche la plus basse.

La raison en est que la nappe la plus basse ayant plus de charge de traction, nécessite que le renforcement fournisse une force de stabilisation plus importante, qui se manifeste par une plus grande de force normale (force de traction).

La principale conclusion est que, l'analyse probabiliste de la stabilité d'une pente renforcée en tenant compte de la variation aléatoire de la résistance à la traction a une faible influence sur la variation de la force normale d'un point de vue pratique. Cependant, la variabilité spatiale de la résistance à la traction a une forte influence sur la variation de la force normale.

5.6 Conclusion

L'analyse probabiliste de la stabilité des pentes a été réalisée en utilisant la méthode des éléments finis aléatoires (RFEM) ; qui combine la méthode de réduction de la résistance au cisaillement avec des champs aléatoires générés à l'aide de la simulation de Monte Carlo. Chaque paramètre de champ aléatoire de résistance au cisaillement a été généré à l'aide de l'expansion de Karhunen-Loève. Les analyses de sensibilité probabilistes sont effectuées pour quantifier l'impact des incertitudes aléatoires ou spatiales sur la stabilité des pentes. En outre, grâce à une analyse de sensibilité probabiliste, l'influence de la variabilité spatiale des propriétés du sol et de la résistance à la traction pour une pente renforcée est prise en compte pour la fiabilité de la pente.

Les résultats indiquent que, pour un champ aléatoire anisotrope, la variabilité spatiale de l'angle de frottement a un effet très significatif sur la probabilité de rupture pour une pente renforcée qu'une pente non renforcée. Par ailleurs, le renforcement devient moins efficace de réduire la probabilité de rupture lorsque le coefficient de variation d'angle de frottement augmente. D'un autre côté, lorsqu'une pente supporte les mauvais sols (angle de frottement faible), le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture externe. Cependant, pour les bons sols, le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture interne.

Dans ce chapitre, les analyses probabilistes de stabilité de la pente renforcée tenant compte de la variabilité spatiale de la résistance à la traction du renforcement ont été effectuées. Les résultats montrent que pour une valeur fixe de θ/H et $COV_T > 0,4$, la probabilité de rupture augmente avec l'augmentation du coefficient de variation. Cependant, lorsque le coefficient de variation de la résistance à la traction augmente ($COV_T > 0,4$) avec une faible valeur de la distance d'autocorrélation, le champ aléatoire généré est un champ irrégulier (impliquant un

champ variant rapidement), tandis que dans le cas d'une grande distance d'autocorrélation spatiale, le champ aléatoire généré est un champ lisse (impliquant un champ variant plus lentement).

La principale conclusion est que l'analyse probabiliste de la stabilité d'une pente renforcée en tenant compte de la variation aléatoire de la résistance à la traction a une faible influence sur la variation de la force normale d'un point de vue pratique. Cependant, la variabilité spatiale de la résistance à la traction a une forte influence sur la variation de la force normale

Conclusions Générale et perspectives

Cette thèse aborde le problème de la variation aléatoire et spatiale des paramètres de sol et de géogrille sur la stabilité des pentes.

Pour bien orienter ce travail, une recherche bibliographique a été présentée. La première partie du travail a consisté à présenter une revue de la littérature sur les incertitudes du sol. L'analyse déterministe de la stabilité des pentes, par le calcul du coefficient de sécurité, ne permet pas de considérer la variabilité des paramètres de résistance du sol, par contre l'approche de calcul à la fiabilité des pentes est la mieux appropriée, car elle explique et considère la variabilité des paramètres d'entrée dans le calcul. Pour cela les différentes méthodes probabilistes utilisées dans la littérature ont été présentées et discutées.

Dans cette étude, les variables aléatoires sont modélisées comme champs aléatoires avec une distribution lognormale et une structure de corrélation exponentielle. La simulation de Monte Carlo combinée avec une analyse élastoplastique en éléments finis a été utilisée. Des analyses 2D en déformation plane en éléments finis ont été exécutées en utilisant des éléments triangulaires de la borne supérieure. La loi de contrainte déformation, élastique parfaitement plastique avec un critère de rupture de Mohr-Coulomb a été employée pour modéliser le comportement du sol. Expansion de Karhunen-Loève (K-L) a été utilisée pour tracer les champs aléatoires sur les mailles des éléments.

La deuxième partie consiste à étudier l'effet des distances d'autocorrélation θ_h et θ_v des paramètres de sol sur la stabilité d'une pente simple (sans renforcement). Les résultats montrent que l'augmentation des distances d'autocorrélation augmente la probabilité de rupture. Pour des grandes valeurs des distances autocorrélation, la probabilité de rupture a été jugée trop proche de celle d'un sol homogène. L'étude de l'effet du COV_{cu} sur la probabilité de rupture a montré que, la diminution du COV_{cu} réduit la probabilité de rupture d'une manière très importante. D'un autre côté, l'augmentation du COV_{cu} augmente la probabilité de rupture mais avec un taux plus faible que dans le cas de la diminution du COV_{cu} . En conséquence, le champ aléatoire de poids volumique a un effet très faible sur la probabilité de distribution des

Conclusions générales et perspectives

masses mobilisées, mais a une influence sur l'hétérogénéité de cohésion et le mécanisme de rupture.

La dernière partie consiste à étudier la variation spatiale des propriétés du sol (angle de frottement) et les propriétés mécaniques des géogrilles (résistance à la traction) sur la stabilité d'une pente renforcée. Dans cette partie, des analyses probabilistes de stabilité de la pente renforcée tenant compte de la variabilité spatiale de la résistance à la traction du renforcement ont été effectuées. Les résultats indiquent que pour un champ aléatoire anisotrope, la variabilité spatiale de l'angle de frottement a un effet très significatif sur la probabilité de rupture pour une pente renforcée qu'une pente non renforcée. Par ailleurs, le renforcement devient moins efficace pour réduire la probabilité de rupture lorsque le coefficient de variation d'angle de frottement augmente. D'un autre côté, lorsqu'une pente supporte les sols à faibles caractéristiques, le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture externe. Cependant, pour les bons sols, le mécanisme de rupture obtenu est un mécanisme de rupture interne.

La principale conclusion est que, l'analyse probabiliste de la stabilité d'une pente renforcée en tenant compte de la variation aléatoire de la résistance à la traction a une faible influence sur la variation de la force normale d'un point de vue pratique. Cependant, la variabilité spatiale de la résistance à la traction a une forte influence sur la variation de la force normale.

Perspectives

La perspective de cette recherche vise à étudier le problème des incertitudes qui affecte les propriétés du sol, dans le cas d'une pente renforcée par géosynthétiques, en conditions sismiques ou sous un chargement cyclique, et leurs effets sur la probabilité de rupture. Le résultat trouvé en 2D va être comparé à celui en 3D.

Par ailleurs, une étude numérique de plusieurs charges, sur le comportement des géosynthétiques lorsque les incertitudes sont prises en compte, il est intéressant de réaliser plus d'études expérimentales sur ce sujet.

Références bibliographiques

Références bibliographiques

Abdelouhab, A. (2010). Comportement des murs en terre armée. Modélisation physique, analytique et numérique des renforcements extensibles. Thèse de Doctorat. INSA Lyon.

Ahmed, A., & Soubra, A.-H. (2012). Extension of subset simulation approach for uncertainty propagation and global sensitivity analysis. *Georisk: Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 6(3), 162-176.

Aissani, A. (1992). Modèles stochastiques de la théorie de Fiabilité

Ali, A., Lyamin, A., Huang, J., Li, J., Cassidy, M., & Sloan, S. (2017). Probabilistic stability assessment using adaptive limit analysis and random fields. *Acta Geotechnica*, 12(4), 937-948.

Ali, Reza., Yarahmadi, Bafghi. (2003). La méthode des groupes-clef probabiliste. Thèse de doctorat. Institut National Polytechnique de Lorraine, Laboratoire Environnement Géomécanique et Ouvrages.

Allen, T. M. (1991). Determination of long-term tensile strength of geosynthetics: A state of the art review. Paper presented at the Proc. of Geosynthetics' 91 Conference.

Au, S., & Beck, J. (2003). Subset simulation and its application to seismic risk based on dynamic analysis. *Journal of Engineering Mechanics*, 129(8), 901-917.

Au, S. K., Cao, Z., & Wang, Y. (2010). Implementing advanced Monte Carlo simulation under spreadsheet environment. *Structural Safety*, 32(5), 281-292.

Au, S. K., Ching, J., & Beck, J. (2007). Application of subset simulation methods to reliability benchmark problems. *Structural safety*, 29(3), 183-193.

Babuska, I., & Szabo, B. (1982). On the rates of convergence of the finite element method. *International Journal for Numerical Methods in Engineering*, 18(3), 323-341.

Baecher, G., Marr, W., Lin, J., & Consla, J. (1983). Critical parameters for mine tailings embankments. Denver, CO, US Bureau of Mines.

Baecher, G. B., & Christian, J. (2000). Natural variation, limited knowledge, and the nature of uncertainty in risk analysis. *Risk based decision-making in water resources IX'*. santa barbara, ca, 1-16.

Références bibliographiques

- Baecher, G. B., & Christian, J. T. (2003). Discussion of “Evaluating Site Investigation Quality Using GIS and Geostatistics” by RL Parsons and JD Frost. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 129(9), 867-867.
- Baecher, G. B., & Christian, J. T. (2005). *Reliability and statistics in geotechnical engineering*: John Wiley & Sons.
- Bathurst, R., & Jones, C. (2001). Earth retaining structures and reinforced slopes *Geotechnical and Geoenvironmental Engineering Handbook* (pp. 501-537): Springer.
- Bauer, J., & Puła, W. (2000). Reliability with respect to settlement limit-states of shallow foundations on linearly-deformable subsoil. *Computers and Geotechnics*, 26(3-4), 281-308.
- Bergado, D., Youwai, S., Teerawattanasuk, C., & Visudmedanukul, P. (2003). The interaction mechanism and behavior of hexagonal wire mesh reinforced embankment with silty sand backfill on soft clay. *Computers and Geotechnics*, 30(6), 517-534.
- Bolt, A. F., & Duszynska, A. (2000). Pull-out testing of geogrid reinforcements. Paper presented at the 2nd European Conference on Geosynthetics, Bologna, Italy.
- Bonaparte, R. (1987). Long-term allowable tension for geosynthetic reinforcement. *Geosynthetic'87*, IFAI, 181-192.
- Cai, J.-S., Yan, E.-C., Yeh, T.-C. J., Zha, Y.-Y., Liang, Y., Huang, S.-Y., . . . Wen, J.-C. (2017). Effect of spatial variability of shear strength on reliability of infinite slopes using analytical approach. *Computers and Geotechnics*, 81, 77-86.
- Cherubini, C. (2000). Reliability evaluation of shallow foundation bearing capacity on c/ϕ 'soils. *Canadian Geotechnical Journal*, 37(1), 264-269.
- Cherubini, C., Giasi, C., & Rethati, L. (1993). The coefficients of variation of some geotechnical parameters. *Probabilistic methods in geotechnical engineering*, 179-183.
- Cho, S. E. (2009). Probabilistic assessment of slope stability that considers the spatial variability of soil properties. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 136(7), 975-984.
- Cornell, C. A. (1969). A probability-based structural code. Paper presented at the *Journal Proceedings*.

Références bibliographiques

- Cowell, M.J., and Sprague, C.J. 1993. Comparison of pull-out performance of geogrids and geotextiles. In proceedings of Geosynthetics 93, IFAI, Roseville, MN: 579-592
- De, A., & Vellone, D. (2005). Experimental and numerical modeling of geosynthetic anchor trench Geosynthetics Research and Development in Progress (pp. 1-7).
- Demkowicz, L., Devloo, P., & Oden, J. T. (1985). On an h-type mesh-refinement strategy based on minimization of interpolation errors. *Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering*, 53(1), 67-89.
- Dias, A. (2003). Numerical Analyses of Soil–Geosynthetic Interaction in Pull-out Tests. MS. C. thesis, University of Brasilia, Brasilia, Brazil (in Portuguese).
- Duncan, J. M. (2000). Factors of safety and reliability in geotechnical engineering. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 126(4), 307-316.
- Ejezie, S., & Harrop-Williams, K. (1984). Probabilistic characterization of Nigerian soils. Probabilistic characterization of soil properties: bridge between theory and practice/edited by David S. Bowles and Hon-Yim Ko.
- El-Ramly, H., Morgenstern, N., & Cruden, D. (2002). Probabilistic slope stability analysis for practice. *Canadian Geotechnical Journal*, 39(3), 665-683.
- Favre, J.-L. (2000). Les différents types d'erreurs et leur prise en compte dans les calculs géotechniques. *Revue française de géotechnique*(93), 11-20.
- Favre, J.-L. (2004). Sécurité des ouvrages, risques: modélisation de l'incertain, fiabilité, analyse des risques: Ellipses.
- Fenton, G. A., & Griffiths, D. (2003). Bearing-capacity prediction of spatially random c ϕ soils. *Canadian Geotechnical Journal*, 40(1), 54-65.
- Fish, J. (1992). The s-version of the finite element method. *Computers & Structures*, 43(3), 539-547.
- Fredlund, D., & Dahlman, A. (1972). Statistical geotechnical properties of glacial lake Edmonton sediments. *Statistics and Probability in Civil Engineering*.
- Gay, O. (2000). Modélisation physique et numérique de l'action d'un glissement lent sur des fondations d'ouvrages d'art. Université Joseph Fourier (Grenoble).

Références bibliographiques

Genevois, B. (1984). Rôle de la variabilité spatiale des paramètres de sol sur la capacité portante des fondations superficielles.

Ghosh, S., & Manna, S. (1993). R-adapted arbitrary Lagrangian-Eulerian finite-element method in metal-forming simulation. *Journal of materials engineering and performance*, 2(2), 271-282.

Griffiths, D., Fenton, G., & Denavit, M. (2007). Traditional and advanced probabilistic slope stability analysis Probabilistic applications in geotechnical engineering (pp. 1-10).

Griffiths, D., & Fenton, G. A. (2001). Bearing capacity of spatially random soil: the undrained clay Prandtl problem revisited. *Geotechnique*, 51(4), 351-360.

Griffiths, D., & Fenton, G. A. (2004). Probabilistic slope stability analysis by finite elements. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 130(5), 507-518.

Griffiths, D., & Fenton, G. A. (2009). Probabilistic settlement analysis by stochastic and random finite-element methods. *Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering*, 135(11), 1629-1637.

Harr, M. E. *Reliability-based design in civil engineering*. 1987: New York, McGraw-Hill.

Hasofer, A. M., & Lind, N. C. (1974). Exact and invariant second-moment code format. *Journal of the Engineering Mechanics division*, 100(1), 111-121.

Houmadi, Y., Ahmed, A., & Soubra, A.-H. (2012). Probabilistic analysis of a one-dimensional soil consolidation problem. *Georisk: Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 6(1), 36-49.

Huang, S., Liang, B., & Phoon, K. (2009). Geotechnical probabilistic analysis by collocation-based stochastic response surface method: An Excel add-in implementation. *Georisk*, 3(2), 75-86.

Inst, R. S. G. (1954). Discussions, Session 1, General Theory of Stability of Slopes",. Paper presented at the Proceedings of the European Conference on Stability of Earth Slope.

Références bibliographiques

- Isukapalli, S., Roy, A., & Georgopoulos, P. (1998). Stochastic response surface methods (SRSMs) for uncertainty propagation: application to environmental and biological systems. *Risk analysis*, 18(3), 351-363.
- Jaksa, M. B. (1995). The influence of spatial variability on the geotechnical design properties of a stiff, overconsolidated clay.
- Javankhoshdel, S., & Bathurst, R. J. (2016). Deterministic and probabilistic failure analysis of simple geosynthetic reinforced soil slopes. *Geosynthetics International*, 24(1), 14-29.
- Javankhoshdel, S., Luo, N., & Bathurst, R. J. (2017). Probabilistic analysis of simple slopes with cohesive soil strength using RLEM and RFEM. *Georisk: Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 11(3), 231-246.
- Jewell, R.A. (1991). Application of revised design charts for steep reinforced slopes. *Geotextiles and Geomembranes*, 10(3), 203–33.
- Kamien, D. J. (1997). *Engineering and Design: Introduction to Probability and Reliability Methods for Use in Geotechnical Engineering: CORPS OF ENGINEERS WASHINGTON DC.*
- Kitch, W., Gilbert, R. B., & Wright, S. (2011). Probabilistic assessment of commercial design guides for steep reinforced slopes: implications for design Geo-Risk 2011: Risk Assessment and Management (pp. 1055-1062).
- Kitch, W. A. (1994). Deterministic and probabilistic based analyses of reinforced soil slopes. University of Texas at Austin.
- Koerner, G. R., Koerner, R. M., & Elias, V. (1993). Geosynthetic installation damage under two different backfill conditions Geosynthetic soil reinforcement testing procedures: ASTM International.
- Koerner, R. M. (1990). *Designing With Geosynthetics.*
- Koliesnikova, D., Ramière, I., & Lebon, F. (2019). Étude comparative de la méthode Local Defect Correction et des méthodes h-adaptatives.
- Krabbenhoft, K., Lyamin, A., & Krabbenhoft, J. *Optum Computational Engineering (Optum G2)*, (2015). Available on: < www.optumce.com.
- Krabbenhøft, K., Lyamin, A., & Sloan, S. (2007a). Formulation and solution of some plasticity problems as conic programs. *International Journal of Solids and Structures*, 44(5), 1533-1549.

Références bibliographiques

- Krabbenhoft, K., Lyamin, A., Sloan, S., & Wriggers, P. (2007). An interior-point algorithm for elastoplasticity. *International Journal for Numerical Methods in Engineering*, 69(3), 592-626.
- Krabbenhøft, K., Lyamin, A., & Krabbenhøft, J. (2016). *Optum G2 2016-User Manual*: Newcastle, Australia: Optum Computational Engineering.
- Kraft, L., & Mukhopadhyay, T. (1977). Probabilistic analysis of excavated earth slopes. *9th ICSMFM*, 2, 109-116.
- Kulhawy, F. H. (1993). On the evaluation of static soil properties. Paper presented at the *Stability and performance of slopes and embankments II*.
- Lacasse, S., & Nadim, F. (1996). Uncertainties in characterising soil properties. Paper presented at the *Uncertainty in the geologic environment: From theory to practice*.
- Lajevardi, S. H. (2013). *Comportement des géosynthétiques en ancrage: Modélisation physique et numérique*.
- Lambe, T. W., and Whitman, R. (1969). *Soil mechanics in engineering practice*. Chichester/New.
- Lee, I. K., White, W., & Ingles, O. G. (1983). *Geotechnical Engineering*: Pitmans Books Limited.
- Li, D., Chen, Y., Lu, W., & Zhou, C. (2011). Stochastic response surface method for reliability analysis of rock slopes involving correlated non-normal variables. *Computers and Geotechnics*, 38(1), 58-68.
- Li, K., & Lumb, P. (1987). Probabilistic design of slopes. *Canadian Geotechnical Journal*, 24(4), 520-535.
- Luckman, P. G. (1987). *Slope stability assessment under uncertainty: a first order stochastic approach (Vol. 2)*: University of California, Berkeley.
- Lumb, P. (1966). The variability of natural soils. *Canadian Geotechnical Journal*, 3(2), 74-97.
- Lumb, P. (1970). Safety factors and the probability distribution of soil strength. *Canadian Geotechnical Journal*, 7(3), 225-242.

Références bibliographiques

- Lumb, P. (1972). Precision and Accuracy of Soil Tests, Statistics and Probability in Civil Engineering.
- Luo, N., & Bathurst, R. J. (2018). Probabilistic analysis of reinforced slopes using RFEM and considering spatial variability of frictional soil properties due to compaction. *Georisk: Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 12(2), 87-108.
- Luo, N., Bathurst, R. J., & Javankhoshdel, S. (2016). Probabilistic stability analysis of simple reinforced slopes by finite element method. *Computers and Geotechnics*, 77, 45-55.
- Mahadevan, S., & Haldar, A. (2000). Probability, reliability and statistical method in engineering design. John Wiley & Sons.
- Mao, N., Al-Bittar, T., & Soubra, A.-H. (2012). Probabilistic analysis and design of strip foundations resting on rocks obeying Hoek–Brown failure criterion. *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences*, 49, 45-58.
- Mestat, P. (2002). Modélisation élastoplastique des sols. *Elastoplasticité des sols et des roches*, 91-157.
- Metya, S., & Bhattacharya, G. (2016). Reliability analysis of earth slopes considering spatial variability. *Geotechnical and Geological Engineering*, 34(1), 103-123.
- Meyerhof, G. (1970). Safety factors in soil mechanics. *Canadian Geotechnical Journal*, 7(4), 349-355.
- Meyerhof, G. (1982). Limit states design in geotechnical engineering. *Structural Safety*, 1(1), 67-71.
- Mollon, G., Dias, D., & Soubra, A.-H. (2010). Probabilistic analysis of pressurized tunnels against face stability using collocation-based stochastic response surface method. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 137(4), 385-397.
- Morse, R. (1971). The importance of proper soil units for statistical analysis. Paper presented at the Proceedings of the 1st International Conference On applications of Statistics and Probability to Soil and Structural Engineering, Hong Kong.

Références bibliographiques

- Nadim, F. (2007). Tools and strategies for dealing with uncertainty in geotechnics Probabilistic methods in geotechnical engineering (pp. 71-95): Springer.
- Nobahar, A., & Popescu, R. (2001). Some effects of soil heterogeneity on bearing capacity of shallow foundations. Paper presented at the Foundations and Ground Improvement.
- Nobahar, A., Popescu, R., & Konuk, I. (2000). Estimating progressive mobilization of soil strength. Paper presented at the Proceeding of 53rd Canadian Geotechnical Conference.
- Nour, A., Slimani, A., & Laouami, N. (2002). Foundation settlement statistics via finite element analysis. *Computers and Geotechnics*, 29(8), 641-672.
- Perkins, S., & Edens, M. (2003). Finite element modeling of a geosynthetic pullout test. *Geotechnical & Geological Engineering*, 21(4), 357-375.
- Perry, E. (1994). Proceedings of the Repair, Evaluation, Maintenance, and Rehabilitation Research Program Workshop on Levee Rehabilitation Held at Vicksburg, Mississippi on 17 March 1992: ARMY ENGINEER WATERWAYS EXPERIMENT STATION VICKSBURG MS.
- Phoon, K., & Huang, S. (2007). Geotechnical probabilistic analysis using collocation-based stochastic response surface method. Paper presented at the Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering-Proceedings of the 10th International Conference on Applications of Statistics and Probability, ICASP10.
- Phoon, K., Kulhawy, F., & Grigoriu, M. (1995). Reliability-based foundation design for transmission line structures. Report No. TR-105000, Electric Power Research Institute, Palo Alto, California.
- Phoon, K. K., & Kulhawy, F. H. (1996). On quantifying inherent soil variability.
- Phoon, K.-K., & Kulhawy, F. H. (1999). Evaluation of geotechnical property variability. *Canadian Geotechnical Journal*, 36(4), 625-639.
- Racana, N. (2002). Etude du comportement mécanique d'un massif en sol renforcé par géotextile cellulaire. Clermont-Ferrand 2.
- Rackwitz, R. (2000). Reviewing probabilistic soils modelling. *Computers and Geotechnics*, 26(3-4), 199-223.

Références bibliographiques

- Raulin, P., Rouquès, G., & Toubol, A. (1974). CALCUL DE LA STABILITE DES PENTES EN RUPTURE NON CIRCULAIRE. Rapport de Recherche(36).
- Riahi, H., Bressolette, P., Chateauneuf, A., Bouraoui, C., & Fathallah, R. (2011). Reliability analysis and inspection updating by stochastic response surface of fatigue cracks in mixed mode. *Engineering Structures*, 33(12), 3392-3401.
- Soubra, A.-H., & Mao, N. (2012). Probabilistic analysis of obliquely loaded strip foundations. *Soils and Foundations*, 52(3), 524-538.
- Spanos, P. D., & Ghanem, R. (1989). Stochastic finite element expansion for random media. *Journal of engineering mechanics*, 115(5), 1035-1053.
- Stéphane, G. F.-B. (2011). *Mécanique des Milieux Continus*.
- Sudret, B., & Der Kiureghian, A. (2000). Stochastic finite element methods and reliability: a state-of-the-art report: Department of Civil and Environmental Engineering, University of California.
- Suquet, C. (2004). Introduction au calcul des probabilités. Université des Sciences et Technologies de Lille, France, UFR de Mathématiques Pures et Appliquées. Disponible en ligne en mars.
- Terzaghi, K., and Peck, RP. (1967). *Soil mechanics III engineering practice*.
- Vanmarcke, E. (1980). Probabilistic stability analysis of earth slopes. *Engineering Geology*, 16(1-2), 29-50.
- Vanmarcke, E. (1983). *Random fields: analysis and synthesis*: The MIT Press, Cambridge, Mass.
- Vanmarcke, E., & Grigoriu, M. (1983). Stochastic finite element analysis of simple beams. *Journal of engineering mechanics*, 109(5), 1203-1214.
- Walters, D., Allen, T., & Bathurst, R. (2002). Conversion of geosynthetic strain to load using reinforcement stiffness. *Geosynthetics International*, 9(5-6), 483-523.
- Wolff, T. F. (1985). *Analysis and design of embankment dam slopes: a probabilistic approach*: University Microfilms.
- Wolff, T. F. (1996). Probabilistic slope stability in theory and practice. Paper presented at the Uncertainty in the geologic environment: From theory to practice.

Références bibliographiques

Yarahmadi-Bafghi, A.-R. (2003). La méthode des groupes-clef probabiliste. Institut National Polytechnique de Lorraine.

Yucemen, M. S., Tang, W. H., & Ang, A.-S. (1973). A probabilistic study of safety and design of earth slopes: University of Illinois Engineering Experiment Station.

Zimbone, S., Vickers, A., Morgan, R., & Vella, P. (1996). Field investigations of different techniques for measuring surface soil shear strength. *Soil Technology*, 9(1-2), 101-111.