

Université 20 Août 1955-Skikda

Faculté de Technologie

Département : Génie civil

Ref : D012118008D



جامعة 20 أوت 1955 سكيكدة

كلية التكنولوجيا

قسم: الهندسة المدنية

المرجع: D012118008D

Thèse présentée en vue de l'obtention
Du diplôme de
Doctorat en sciences
(Option) Géotechnique

**Etude de l'influence de la variabilité spatiale sur la
réponse d'ouvrages géotechniques**

Présentée par :

Adam Hamrouni

Soutenue publiquement le 19/04/2018.

Devant le jury composé de :

Mr. Salah MESSAST	Professeur - Président	Université de Skikda
Mr. Baddreddine SBARTAI	Professeur - Directeur de thèse	Université d'Annaba
Mr. Daniel DIAS	Professeur - Co-directeur de thèse	Université de Grenoble Alpes - France
Mr. Med Salah NOUAOURIA	Professeur - Examineur	Université de Guelma
Mr. Mostapha HIJEB	MCA - Examineur	Université de Skikda

Dédicaces

Je dédie ce travail :

*à toute la famille, mon père, ma mère, mes frères, mes sœurs, mes cousins et mes
cousines*

à toutes les amis et proches

*à toute personne ayant contribué à ce travail de près ou de loin. Sans oublier
ma future femme fifi*

Remerciements

Je remercie en premier Dieu pour tout.

Je remercie en second mes parents, qui ont sacrifié leur vie pour notre bien.

En fin, mes sincères reconnaissances et gratitudes à tous mes enseignants, du primaire aux études supérieures et bien évidemment à mes directeurs de thèse Badreddine SBARTAI et Daniel DIAS. Ce travail n'aurait pas été le même sans leur apport et leurs constants encouragements. Je n'oublierai pas ces quatre années passées sous leur direction.

Je me dois également de remercier chaudement le Professeur Daniel DIAS pour son accueil et sa collaboration au cours de mon fructueux séjour de recherche à Grenoble. J'ai passé en France treize mois particulièrement enrichissants, tant d'un point de vue professionnel que personnel. Pour cette expérience, je me dois de remercier une fois encore Badreddine SBARTAI et Daniel DIAS, qui m'ont aidé et encouragé à mettre en œuvre ce travail.

J'adresse mes plus vifs remerciements à Messieurs Salah MESSAST, Med Salah NOUAOURIA et Mostapha HIJEB, qui ont accepté d'être président, jurys de cette thèse.

-TABLE DES MATIERES-

Dédicace

Remerciements

Résumé

Table des matières

Liste des figures

Liste des tableaux

	Introduction générale	1
Chapitre 1	Etude Bibliographique	4
1	Introduction	4
2	Origines de la variabilité en géotechnique	4
3	Quantification de la variabilité spatiale des propriétés du sol	4
3.1	Lois de distribution	5
3.2	Coefficient de variation	5
3.2.1	Cohésion	5
3.2.2	L'angle de frottement interne	6
3.2.3	Le module d'Young et le coefficient de Poisson	6
3.2.4	Coefficient de corrélation	7
3.2.5	Fonctions et distances d'autocorrélation	7
4	Discretisation des champs aléatoires	9
4.1	Méthode de Karhunen-Loeve (KL)	10
4.2	Méthode de discrétisation par estimation linéaire optimale	12
4.2.1	EOLE (Expansion Optimal Linear Estimation)	12
4.2.2	Extension de la méthode EOLE pour générer 2 champs aléatoires non gaussiens et corrélés	14
5	Analyse probabiliste d'un système	15
5.1	Méthode de simulation de Monte Carlo	16
5.2	Fonction du rendement et la surface de l'État limite	17
5.3	Méthode de calcul de la probabilité de ruine basée sur l'indice de fiabilité	19
5.3.1	Indice de fiabilité Cornell β_c	19
5.3.2	Indice de fiabilité Hasofer-Lind β_{HL}	20
5.4	Méthodes d'approximation de la fonction d'état limite lorsqu'elle n'est pas explicitement connue	22
5.4.1	Réseau neuronal artificiel (ANN)	22
5.4.2	la méthode des surfaces de réponse	24
5.5	PCE (Polynomial Chaos Expansion)	24
6	Conclusion	25
Chapitre 2	Modélisation Déterministe	26
1	Introduction	26
2	Mur en terre armée	26
2.1	Eléments bibliographiques	26
2.2	Présentation du modèle numérique	29
2.3	Résultats	35

3	Tunnel circulaire faible profondeur	36
3.1	Eléments bibliographiques	36
3.2	Présentation du modèle numérique	37
3.2.1	géométrie	37
3.3	Résultats	41
4	Sol renforcé par inclusion rigide	43
4.1	Eléments bibliographiques	43
4.2	Présentation du modèle	44
4.2.1	Géométrie	44
4.2.2	Interface sol/pieu	46
4.2.3	Procédure de chargement	46
4.3	Résultat	46
4.3.1	Tassement	46
4.3.2	Efficacité	47
5	Capacité portante dynamique des fondations superficielle filante	48
5.1	Eléments bibliographiques	48
5.2	Présentation du modèle étudié	52
6	Conclusion	54
Chapitre 3	Etude Probabiliste En Variables Aléatoires	55
1	Introduction	55
2	Principes de l'étude	56
3	Influence des paramètres du sol sur la réponse des ouvrages	56
4	Analyse fiabiliste par la méthode de la surface de réponse	61
5	Résultats	66
5.1	Efficacité de l'algorithme génétique	66
6	Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels	68
6.1	Mur en terre armée	68
6.2	Tunnel circulaire	71
6.3	Renforcement des sols par inclusion rigide	76
6.4	Fondation superficielle filante sous chargement sismique pseudo-statique	80
6.4.1	Dimensionnement fiabiliste	83
7	Conclusion	85
Chapitre 4	Etude Probabiliste En Champs Aléatoires	87
1	Introduction	87
2	Choix du nombre de termes de la série K-L	87
3	Réalisation du champ aléatoire des propriétés du sol:	90
4	Analyse probabiliste avec Monte Carlo	92
4.1	Sélection du nombre optimal de simulations Monte Carlo	92
4.2	Effet de la variabilité spatiale du sol sur le déplacement horizontal en vis-à-vis	93
4	Conclusion	100
	Conclusion générale	101
	Références bibliographique	104

Liste figures

1.1	surface d'état limite dans l'espace des variables aléatoires	18
1.2	Indice de fiabilité Cornell β_c	19
1.3	Point de conception et ellipses de dispersion normale équivalentes dans l'espace de deux variables aléatoires (exemple d'un cas 2D)	21
1.4	Structure d'un réseau neuronal artificiel	23
2.1	Géométrie du mur réel étudié	29
2.2	Représentation du mur tridimensionnelle par un modèle bidimensionnel	30
2.3	Calage du modèle numérique sur de essais triaxiaux, contrainte déviatorique	32
2.4	Calage du modèle numérique sur des essais triaxiaux-déformation volumique	32
2.5	Déplacements horizontaux dans le mur en Terre Armée (6 m de hauteur)	35
2.6	courbes contrainte-déformation	39
2.7	Modèle numérique développé en FLAC ^{2D}	40
2.8	Simulation de tunnels avec la CCM (Hejazi and al.2008)	41
2.9	courbe de tassement de la surface	42
2.10	Moment fléchissant (kN.m/m)	42
2.11	Vue en plan du volume élémentaire modélisé	44
2.12	Vue schématique du modèle numérique axisymétrique 2D	45
2.13	Courbe de compensation de surface au-dessus de la plateforme	47
2.14	Définition de l'efficacité	47
2.15	Mécanisme rupture du sol dans des conditions statiques et sismiques présumées dans la théorie de Budehu et AL-Karni (1993).	53
3.1	Influence des paramètres du sol sur le déplacement horizontal du parement du modèle mur en terre armée.	58
3.2	Influence des paramètres du sol sur le tassement de la surface maximum du modèle tunnel	59
3.3	Influence des paramètres du sol sur le moment fléchissant maximum du revêtement de tunnel	59
3.4	Influence des paramètres d'entrée sur le tassement maximal de la plateforme	60
3.5	Influence des paramètres d'entrée sur la valeur de l'efficacité du pieu	61
3.6	Principe d'optimisation avec un algorithme génétique	63
3.7	Indice de fiabilité lié à la limite de performance	70
3.8	Probabilité de défaillance par rapport à la limite de performance	70
3.9	Indice de fiabilité par rapport au coefficient de relaxation des contraintes λ_d pour $V_{max} = 20\text{mm}$	73
3.10	Probabilité de défaillance par rapport au coefficient de relaxation de contrainte λ_d pour $S_{max} = 20\text{mm}$	74
3.11	Indice de fiabilité par rapport au coefficient de relaxation des contraintes λ_d pour $M_{max} = 35 \text{ kN.m}$	75
3.12	Indice de fiabilité versus efficacité	77
3.13	Probabilité d'échec contre efficacité	77
3.14	Indice de fiabilité des règlements - Variables non normales	79
3.15	Indice de fiabilité lié à la limite de performance	83
3.16	Probabilité de défaillance par rapport à la limite de performance	83
3.17	Comparaison entre les dimensionnements fiabiliste et déterministe	84
4.1	Comparaison entre la fonction de distribution cible et les fonctions moyennes générées en utilisant 350 réalisations du champ aléatoire de l'angle de frottement, pour plusieurs nombres de termes M .	89
4.2	Comparaison entre la fonction d'autocorrélation théorique cible et les	89

	fonctions moyennes d'autocorrélation générées en utilisant 350 réalisations du champ aléatoire de l'angle de frottement pour plusieurs nombres de termes M .	
4.3	Transformation des données de champ aléatoires sur le modèle numérique	91
4.4	déplacement horizontal maximal moyen du revêtement en fonction du numéro de simulation MC , pour plusieurs nombres de termes M de la série $K-L$.	93
4.5	Coefficients de variation du déplacement horizontal maximal en vis-à-vis du nombre de simulation MC , pour plusieurs nombres de termes M de la série $K-L$	93
4.6	Simple du champ aléatoire de l'angle de friction interne (degrés).	94
4.7	Simple d'un champ aléatoire d'angle de friction interne isotrope (degrés) ($L_x = 10\text{m}$, $L_y = 1\text{m}$).	94
4.8	Variation of average facing maximum displacement in terms of the autocorrelation distance for $1D$ and $2D$ random fields.	95
4.9	Variation de l'écart type face au déplacement maximal en termes de distance d'autocorrélation pour les champs aléatoires $1D$ et $2D$.	97
4.10	Effet des coefficients de variation des champs aléatoires (angle de frottement) sur le PDF des déplacements maximaux en face dans le cas où $L_x = L_y = 1\text{m}$.	99

Liste tableaux

1.1	Valeurs du coefficient de variation de la cohésion du sol.	6
1.2	Valeurs du coefficient de variation de l'angle de frottement du sol	6
1.3	Valeurs du coefficient de variation du module d'Young du sol	7
1.4	Valeurs de distances d'autocorrélation horizontale et verticale	8
1.5	Différents types de fonction d'autocorrélation	9
2.1	Caractéristiques géomécaniques du sol	31
2.2	Caractéristiques des écaillés en béton	32
2.3	Caractéristiques de l'interface écaillé en béton/sol	33
2.4	caractéristique du renforcement	34
2.5	caractéristiques de l'interface sol/renforcement	35
2.6	propriétés du sol	39
2.7	Propriétés mécaniques des sols et du béton	46
3.1	Influence des paramètres du sol sur le déplacement horizontal du parement du modèle mur en terre armée.	57
3.2	Influence des paramètres du sol sur le tassement de la surface maximum et le moment fléchissant du revêtement de tunnel.	58
3.3	Influence des paramètres du sol sur le modèle sol renforcé par des inclusions rigides	60
3.4	Modèle probabiliste	64
3.5	états limite des ouvrages étudiés	65
3.6	équation de performance de chaque modèle.	66
3.7	indice de fiabilité successif, point de conception et état limite de performance obtenu durant la RSM	67
3.8	Indices de fiabilité, point de conception et facteur de sécurité partiel	69
3.9	Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels	73
3.10	Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels	75
3.11	Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels	77
3.12	Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels pour le cas de tassement de la plateforme	79
3.13	Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels	82
4.1	Moyenne $\mu(U)$ et coefficient de variation $cov(U)$ de déplacement horizontal tournant maximal pour différents nombres de simulations MC et nombre de termes M de la série $K-L$.	92
4.2	Effet des coefficients de variation des champs aléatoires " φ " sur les moments statistiques des déplacements maximaux en vis-à-vis.	99

Résumé

Les incertitudes en géotechnique sont inévitables. Les propriétés du sol peuvent se disperser dans une gamme significative sur un domaine. Ainsi, le facteur de sécurité est utilisé dans l'approche déterministe qui tient compte de l'incertitude associée aux propriétés du sol. Cela ne tient pas compte des sources et du degré d'incertitude associés au système. La conception à l'état limite de la structure en géotechnique est difficile à estimer à l'aide de méthodes déterministes. Il est donc raisonnable d'étudier la probabilité de défaillance des systèmes. Dans la présente thèse, une analyse de fiabilité a été effectuée pour un mur en terre armée, tunnel circulaire à faible profondeur, renforcement des sols par inclusion rigide en utilisant la méthode des différences finies (*MDF*) et la capacité portante d'une fondation superficielle filante sous chargement sismique pseudo-statique en utilisant un modèle analytique en équilibre limite. Les modèles déterministes ainsi définis sont ensuite utilisés dans un cadre probabiliste. La méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique (*RSM-GA*) a été présentée, validée et perfectionnée afin de rendre possible, pour un faible temps de calcul, une étude paramétrique des variables d'entrée des modèles utilisés. La propagation de l'incertitude au travers des modèles déterministes a été évaluée et des méthodes de dimensionnement fiabiliste ont été proposées. En dernier, la variabilité spatiale du sol a été prise en compte par l'intermédiaire de la théorie des champs aléatoires puis appliquée au modèle de mur en terre armée. Ce modèle, développé dans le but de prendre en compte cette variabilité spatiale pour un faible temps de calcul, et soumis à des tirages aléatoires en grand nombre. L'effet de la variabilité des propriétés du sol a été évalué et des phénomènes nouveaux ont été mis en lumière.

Mots-clés : Mur en terre armée, Tunnel, inclusion rigide, fondation filante, dynamique pseudo-statique, Méthodes probabilistes, algorithme génétique, méthode des surfaces de réponse, variables aléatoires, champs aléatoire

Abstract

Geotechnical uncertainties are inevitable. The properties of the soil can disperse in a significant range on a domain. Thus, the safety factor is used in the deterministic approach that takes into account the uncertainty associated with soil properties. This does not take into account the sources and degree of uncertainty associated with the system. The limit state design of the geotechnical structure is difficult to estimate using deterministic methods. It is, therefore, reasonable to study the probability of failure of the systems. In this thesis, a reliability analysis was carried out for a reinforced earth wall, shallow circular tunnel, rigid inclusion ground reinforcement using the Finite Difference Method (*MDF*) and the bearing capacity of a shallow foundation under pseudo-static seismic loading using an analytical model in limit equilibrium. The deterministic models thus defined are then used in a probabilistic framework. The method of the response surface optimized by genetic algorithm (*RSM-GA*) has been presented, validated and perfected in order to make possible, for a low computation time, a parametric study of the input variables of the models used. The propagation of uncertainty through deterministic models has been evaluated and reliable dimensioning methods have been proposed. Lastly, the spatial variability of the soil was taken into account through random field theory and then applied to the reinforced earth wall model. This model developed to take into account this spatial variability for a low computing time, and subject to random draws in large numbers. The effect of the variability of soil properties has been evaluated and new phenomena have been brought to light.

Keywords: Reinforced earth wall, Tunnel, rigid inclusion, shooting foundation, pseudo-static dynamics, Probabilistic methods, genetic algorithm, response surface methodology, random variables, random fields.

الملخص

ان عدم دقة النتائج في مجال الجيوتقني لا يمكن تجنبها . ان خصائص التربة تختلف بشكل جذري في كل مجال معين من حيث المدلول. حيث ان معامل الامان المستعمل في طرق المقاربة المباشر يأخذ بعين الاعتبار عدم الدقة المرتبطة بخصائص التربة. و هذه للأخذ بعين الاعتبار منبع عدم الدقة المرتبطة بالنظام المجمل. من الصعب تقدير تصميم الحالة الحدية للهيكال الجيوتقني باستخدام الطرق الحتمية. ولذلك فمن المعقول دراسة احتمال فشل الأنظمة. في هذه المذكرة تم إجراء تحليل الموثوقية للجدار الترابي المقوى، نفق دائري عند عمق ضحل، جامدة تعزيز التربة.و ذلك باستخدام طريقة الفرق المحدد (Méthode différences finis). نموذج تحليلي في حدود التوازن لحساب القدرة الاستيعابية للأساس سطحية قيد التشغيل تحت قوى زلزالية. ثم يتم استخدام النماذج الحتمية المعروف سابقا في إطار احتمالي. يتم تقديم منهجية سطح الاستجابة الأمثل بواسطة الخوارزمية الجينية (G A) ، والتحقق من صحتها، وصقلها لجعل الدراسات البارامترية للخصائص الاحتمالية للمتغيرات خصائص التربة ممكنة بتكلفة حسابية منخفضة. ويتم تقييم انتشار عدم اليقين من خلال نماذج حتمية، ويقترح أساليب قياس أبعاد الموثوقية. في الجزء الأخير يؤخذ التغير المكاني للتربة في الاعتبار من خلال نظرية الحقل العشوائي ويتم تطبيقها على نموذج جدار أرضي مقوى. هذا النموذج وضعت لمراعاة هذا التباين المكاني لوقت الحوسبة منخفض وتخضع لرسم عشوائي بأعداد كبيرة. يتم تقييم تأثير التباين وظهور الظواهر الجديدة المرتبطة بهذا التغير.

كلمات البحث: الجدار العازل المقوى. نفق، إدراج جامدة، الأساس سطحية ، ديناميات شبه ثابتة، أساليب الاحتمالية، الخوارزمية الجينية، منهجية سطح الاستجابة، المتغيرات العشوائية، المجالات العشوائية.

- Introduction générale

- INTRODUCTION GENERALE

Traditionnellement, l'analyse et le dimensionnement des ouvrages en géotechnique sont basés sur des approches déterministes. Dans ces approches, les aléas et incertitudes des différents paramètres (caractéristiques du sol, chargement, etc...) sont pris en compte de manière simplifiée sous la forme d'un facteur de sécurité global. Ce facteur est souvent sur estimé car il ignore les incertitudes des différents paramètres. Pour tenir compte des aléas et incertitudes inhérents aux différents paramètres, la théorie de la fiabilité est actuellement de plus en plus utilisée en géotechnique. Ceci est devenu possible grâce aux avancées importantes au niveau de la quantification des incertitudes des paramètres du sol.

Au cours des dernières années, de nombreux efforts ont été déployés pour développer des méthodes plus fiables et efficaces basées sur des analyses probabilistes. Il convient de mentionner ici que dans toute analyse probabiliste, il existe deux tâches qui doivent être exécutées. En premier, il est nécessaire d'identifier et de quantifier les incertitudes du sol et / ou du chargement. Cette tâche est généralement menée par des enquêtes expérimentales et un jugement d'expert. Bien que cette première étape soit extrêmement importante, elle ne sera pas considérée tout au long de ce travail. Les valeurs des paramètres du sol et les incertitudes de chargement utilisées dans l'analyse sont tirées de la littérature. Une fois que les incertitudes des entrants ont été quantifiées de manière appropriée, la tâche reste de quantifier l'influence de ces incertitudes sur la sortie du modèle. Cette tâche est appelée propagation d'incertitude. En d'autres termes, la propagation de l'incertitude vise à étudier l'impact de l'incertitude de l'entrée sur la variation d'une sortie du modèle.

Dans la nature, les paramètres du sol (paramètres de résistance au cisaillement, propriétés élastiques, etc.) varient spatialement dans les directions horizontale et verticale à la suite des processus de dépôt et post-dépôt. Cela conduit à la nécessité de modéliser les paramètres incertains du sol par variables aléatoires ou champs aléatoires. En ce qui concerne la propagation de l'incertitude, différentes approches ont été développées au cours des dernières années.

Le travail de cette thèse concerne l'utilisation des méthodes fiabilistes dans le calcul des ouvrages géotechniques. Nous nous intéressons en particulier à l'application de ces méthodes à l'étude du comportement des murs en terre armée, creusement d'un tunnel circulaire à faible

profondeur, sol renforcé par des inclusions rigides et fondations superficielles filantes sous charge sismique à l'état limite ultime.

Le premier chapitre de cette thèse présente les résultats d'une recherche bibliographique. Cette recherche s'est intéressée dans un premier temps aux méthodes probabilistes et fiabilistes.

Le deuxième chapitre s'attache à la modélisation déterministe de ces ouvrages. Pour l'étude de la stabilité de mur en terre armée, excavation de tunnel bidimensionnel à faible profondeur et renforcement des sols par inclusion rigide, des modèles numériques de référence sont d'abord programmés à base des simulations numériques utilisant le logiciel FLAC^{2D} à l'état limite de service. Un modèle analytique bidimensionnel de calcul de la capacité portante sous charge dynamique à base d'équilibre limite est adopté pour étudier la fiabilité d'une fondation filante à l'état limite ultime. Les résultats déterministes sont présentés sous forme de déplacement du parement du mur en terre armée, tassement de la surface sol et moment fléchissant du revêtement du tunnel, tassement de la dalle et la quantité d'efficacité du sol renforcé par inclusion rigide et de la capacité portante pour le cas d'un chargement vertical centré avec des charges sismique pseudo-statique.

Dans le troisième chapitre, plusieurs méthodes probabilistes sont appliquées aux ouvrages prés cités, après modélisation de l'aléa sous forme de variables aléatoires. La méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique (*RSM-GA*) est utilisée en particulier, car elle permet une estimation de la propagation d'incertitude pour un temps de calcul très réduit. Cette méthode est présentée, validée, et améliorée, puis appliquée aux modèles déterministes définis dans le chapitre 2. Des méthodes de dimensionnement fiabilistes sont proposées.

Le quatrième et dernier chapitre propose d'étudier l'impact de la variabilité spatiale en 2D de l'angle de frottement interne du sol sur le déplacement maximum du parement du mur en terre armée, et ce en utilisant la méthode classique de Monte-Carlo. Pour cela, le modèle numérique déjà développé dans le chapitre 2 qui est capable de prendre en compte la variabilité spatiale sous forme de champs aléatoires discrétisés par la méthode *Karhunen-Loeve*.

A la fin de cette thèse, une conclusion générale est présentée qui résume les principaux résultats obtenus et les perspectives de ce travail de recherche.

Les résultats présentés dans ce manuscrit ont fait l'objet de plusieurs publications en revues internationales à comités de lecture *Hamrouni et al. (Soils and foundations 2017)*, *Hamrouni et al. (Underground Space, 2017)*, *Hamrouni et al. (Geomecanics and Engenieering, 2018)* et *Hamrouni et al. (Journal of Rock mechanics and geotechnical Engineering, 2018)*. Il reste néanmoins dans cette thèse un certain nombre de recherches à valoriser par d'autres publications dans le futur proche.

- Chapitre 1 : Etude bibliographique

-ETUDE BIBLIOGRAPHIQUE-

1. Introduction

Dans ce chapitre, les différents types d'incertitudes sur les propriétés géotechniques sont brièvement rappelés. Ensuite, la modélisation mathématique de ces incertitudes sous la forme de variables ou de champs aléatoires ainsi que les méthodes de discrétisation des champs aléatoires (comme celles de *Karhunen-Loeve* et d'*EOLE*) sont présentées. Enfin, les méthodes de calcul probabilistes sont exposées : Après un bref rappel de la méthode classique de *Monte Carlo*, la méthode du chaos polynomial creux (*Polynomial Chaos Expansion PCE*) et les méthodes d'approximation de la fonction d'état limite lorsqu'elle n'est pas explicitement connue (Réseau neuronal artificiel (*ANN*) et la méthode des surfaces de réponse (*RSM*)).

2. Origines de la variabilité en géotechnique

Selon *Kulhawy (1992)*, trois sources d'incertitudes sont distinguées en géotechnique :

- la variabilité naturelle du sol qui est une propriété intrinsèque aux formations géologiques, reliée aux processus de genèse et d'évolution de ces dernières.
- l'erreur de mesure qui est reliée à l'échantillonnage et aux activités de reconnaissance de terrain, comme les erreurs dues aux appareils de mesure, à l'opérateur, au manque de connaissance liée à des mesures ou des reconnaissances géotechnique incomplètes, etc.
- l'erreur de modélisation qui réside dans l'interprétation des résultats des essais, leur conversion en paramètres géotechniques et l'approximation du comportement réel des sols par des modèles théoriques.

Dans le cadre de cette thèse, seule la variabilité naturelle du sol sera prise en compte dans l'étude probabiliste et fiabiliste des ouvrages géotechnique étudiés.

3. Quantification de la variabilité spatiale des propriétés du sol

La variabilité spatiale d'une propriété géotechnique donnée est caractérisée par 3 paramètres statistiques, soient la moyenne, la variance (ou l'écart-type ou le coefficient de variation) et la distance d'autocorrélation (ou la fonction d'autocorrélation) (*VanMarcke, 1977*).

Les deux premiers paramètres, appelés aussi premiers moments statistiques, permettent de représenter une propriété du sol par une variable aléatoire qui suit une certaine distribution statistique.

Si en plus, la distance d'autocorrélation est prise en compte, la propriété étudiée est alors modélisée par un champ aléatoire qui reflète la variabilité spatiale du sol. En d'autres termes, la valeur numérique d'une propriété en un point dépendrait de la position de ce dernier.

La détermination de ces paramètres requiert la réalisation d'études statistiques sur les résultats d'investigations géotechniques comportant des essais in-situ et/ou de laboratoire. *Phoon et Kulhawy (1996)*, ont montré que les résultats issus d'essais in-situ manifestent une variabilité supérieure à celle des résultats obtenus à partir d'essais de laboratoire, vu que ces derniers permettent un meilleur contrôle de la qualité des mesures.

3.1. Lois de distribution

Les différentes lois de distribution utilisées pour modéliser les propriétés du sol sont reportées dans la littérature (*Griffiths and Fenton, 2001 ; Griffiths et al. 2002 ; Fenton and Griffiths, 2002, 2003, 2005 ; Fenton et al. 2003*). Les lois de distribution lognormales et bêta sont les plus recommandés pour représenter le module d'Young, le coefficient de Poisson, les paramètres de cisaillement du sol, du fait que ces grandeurs n'admettent que des valeurs strictement positives.

3.2. Coefficient de variation

3.2.1. Cohésion

Phoon et Kulhawy (1999) ont mené une série d'essais in-situ et au laboratoire et ont montré que le coefficient de variation de la cohésion non drainée, dû à la variabilité naturelle seulement, varie entre 10% et 55%. *Cherubini et al. (1993)* ont trouvé que la variabilité diminue avec l'augmentation de la cohésion du sol et ont recommandé un intervalle de 12% à 45% pour des argiles raides. Quant aux argiles molles, elles présentent une plus grande variabilité avec un coefficient de variation pouvant atteindre 80%.

Tableau 1-1. Valeurs du coefficient de variation de la cohésion du sol.

Auteurs	COV(c) (%)
Lumb (1972)	30 - 50 (test UC) 60 - 85 (argile extrêmement variable)
Morse (1972)	30 - 50 (test UC)
Fredlund et Dahlman (1972)	30 - 50 (test UC)
Lee et al. (1983)	20 - 50 (Argiles) 25 - 30 (Sables)
Ejezie et Harrop-Williams (1984)	28 - 96
Cherubini et al. (1993)	12 - 145 (Argile moyenne à forte)
Lacasse et Nadim (1996)	5 - 20 (argile - essai triaxial) 10 - 30 (limon argileux)
Phoon et Kulhawy (1999)	10 - 55
Duncan (2000)	13 - 40

3.2.2. L'angle de frottement interne

Phoon et Kulhawy (1999) ont montré que l'intervalle du coefficient de variation est plus restreint pour les angles de frottement interne du sol que celui de la cohésion. Pour des sols ayant un angle de frottement entre 20° et 40°, le coefficient de variation est compris entre 5% et 15%.

Tableau 1-2. Valeurs du coefficient de variation de l'angle de frottement du sol

Auteurs	COV(ϕ) (%)	Types de sol
Lumb (1966)	9	Différents types de sols
Harr (1987)	7 - 12	Gravier Sable
Wolff (1996)	16	Argile
Lacasse and Nadim (1996)	2 - 5	Alluvial
Phoon and Kulhawy (1999)	5 - 11 4 - 12	Sable

3.2.3. Le module d'Young et le coefficient de Poisson

La variabilité des propriétés élastiques des sols est d'autant plus importante que ces dernières sont faibles (*Bauer et Pula, 2000*). Les valeurs de coefficient de variation du module d'Young mentionnées dans la littérature varient entre 2% et 50% (*Baecher et Christian,*

2003 ; *Nour et al., 2002*). *Phoon et Kulhawy (1999)* proposent d'adopter une valeur de 30%. En ce qui concerne le coefficient de Poisson, il apparaît que sa variabilité pourrait être négligée dans les calculs de tassement, surtout qu'il n'existe pas d'informations suffisantes sur son coefficient de variation.

Tableau 1-3. Valeurs du coefficient de variation du module d'Young du sol

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

3.2.4. Coefficient de corrélation

L'intensité de liaison entre deux variables aléatoires données est exprimée par le coefficient de corrélation (ρ) qui représente la relation linéaire et seulement linéaire entre ces deux entités. Il varie entre +1 et -1 : la relation linéaire est d'autant plus forte que la valeur du coefficient se rapproche de l'unité et d'autant plus faible, voire nulle, à proximité de zéro. Un coefficient égal à zéro représente l'absence d'une relation linéaire entre les deux variables, sans jamais exclure l'existence d'une relation autre que linéaire entre elles. Quant aux signes positif et négatif, ils indiquent une relation croissante et décroissante respectivement.

La corrélation entre les paramètres de cisaillement du sol (c et φ) varie entre -0.49 et -0.24 selon *Yuceman et al. (1973)*, est de -0.47 selon *Wolff (1985)* et de -0.61 selon *Cherubini (2000)*. Concernant la corrélation entre les paramètres élastiques du sol (E et ν), *Bauer et Pula (2000)* ont montré qu'une corrélation négative existe entre ces deux paramètres.

3.2.5. Fonctions et distances d'autocorrélation

La distance d'autocorrélation est un paramètre qui représente la variabilité spatiale naturelle d'une propriété du sol ainsi que l'étendue spatiale au sein de laquelle les valeurs montrent une forte corrélation entre elles. Une petite distance d'autocorrélation impliquerait que les valeurs d'une certaine propriété varient rapidement et considérablement d'un point à l'autre du massif, alors qu'une grande distance indiquerait des valeurs plutôt homogènes qui varient d'une manière moins brusque.

Une grande valeur de la distance d'autocorrélation implique une faible variation des propriétés du sol dans l'espace, pourtant une petite valeur dessine une espace fortement disséqué.

Les distances d'autocorrélation horizontale sont généralement comprises entre 5 et 40m tandis que les distances dans la direction verticale sont nettement plus petites et varient entre 1 et 6m.

Tableau 1-4. Valeurs de distances d'autocorrélation horizontale et verticale

Auteurs	Distance d'autocorrélation verticale (m)	Distances d'autocorrélation horizontale (m)
Chiasson et al. (1995)	2	-
Soulie et al. (1990)	3	7 - 30 (Sol argileux)
Popescu (1995)	-	12 (Sable) 5 (Sol argileux)
Lacasse et Nadim (1996)	3 - 1	5 - 38
Phoon et Kulhawy (1999)	0.5 - 6 (la majorité entre 1 - 2)	40 - 60

Des fonctions d'autocorrélation sont utilisées pour représenter la dépendance des valeurs d'une propriété pour différentes positions dans l'espace (Vanmarcke 1983). Les méthodes d'identification de ces fonctions sont abordées entre autres dans Fenton (1999). En fait, des mesures sont effectuées pour une propriété de sol donnée. Ces mesures sont équidistantes de Δu , sachant que cette distance doit être inférieure à la distance d'autocorrélation (Degroot et Baecher, 1993 ; Fenton, 1999). Ceci rend l'identification des distances d'autocorrélation exhaustive, nécessitant des campagnes d'investigation très denses comportant un grand nombre d'essais. Donc, pour un nombre n de mesures équidistantes de Δu , la valeur du coefficient d'autocorrélation ρ entre deux valeurs $Z(X_i)$ et $Z(X_{i+k})$ de la propriété Z , distantes de $k.\Delta u$ est donnée par :

$$\rho(k.\Delta u) = \frac{1}{(n-k).\sigma_Z^2} \sum_{i=1}^{n-k} (Z(X_i) - \mu_Z)(Z(X_{i+k}) - \mu_Z) \quad (1.1)$$

μ_Z et σ_Z sont respectivement la moyenne et l'écart-type de la propriété Z ; X_i et X_{i+k} sont les coordonnées des 2 points considérés et distants de $k.\Delta u$; i est un indice compris entre 0 et $n-1$

et k est le nombre de pas compris entre 0 et K . Box et Jenkins (1970) recommandent d'adopter une valeur de $K=n/4$.

Les valeurs de ρ obtenues pour différentes distances $k.\Delta u$ constituent un diagramme expérimental d'autocorrélation appelé auto-corrélogramme. Cet auto-corrélogramme expérimental est alors ajusté selon des modèles théoriques d'autocorrélation (Tableau 1-5) qui mettent en vigueur la décroissance de la fonction d'autocorrélation de l'unité, au voisinage de l'origine, jusqu'à zéro (Vanmarcke, 1983 ; Popescu, 1995 ; Degroot, 1996 ; Hegazy et al., 1996 ; Ural, 1996 ; Fenton et Griffiths, 2002, 2003 ; Pula et Shahrour 2003).

Tableau 1-5. Différents types de fonction d'autocorrélation

Type	Fonction d'autocorrélation
Triangulaire	$\rho_k = \begin{cases} 1 - \frac{ k.\Delta u }{a} & \text{si } k.\Delta u \leq a \\ 0 & \text{si } k.\Delta u > a \end{cases}$
Exponentiel du premier ordre	$\rho_k = \exp\left(-\frac{ k.\Delta u }{a}\right)$
Exponentiel du second ordre	$\rho_k = \exp^2\left(-\frac{ k.\Delta u }{a}\right)$

Dans le cadre de ce travail de recherche, des fonctions d'autocorrélation exponentielles du second ordre sont adoptées vu qu'elles sont les plus utilisées en géotechnique (Popescu et al., 2005). Dans un domaine 3D, L_x , L_y et L_z sont les distances d'autocorrélation dans les 2 directions horizontales et celle verticale. Sur ce, la dépendance de deux valeurs du champ Z en deux points distincts du sol, $X_1(x_1, y_1, z_1)$ et $X_2(x_2, y_2, z_2)$ est définie par :

$$\rho(X_1, X_2) = \exp^2\left(-\frac{|x_1 - x_2|}{L_x} - \frac{|y_1 - y_2|}{L_y} - \frac{|z_1 - z_2|}{L_z}\right) \quad (1.2)$$

4. Discrétisation des champs aléatoires

La dépendance spatiale des propriétés du sol est modélisée sous forme de champs aléatoires. Comme il a été déjà mentionné, un champ aléatoire est défini par une fonction d'autocorrélation en plus de la loi de distribution statistique (moyenne et coefficient de variation). Ce champ aléatoire est alors introduit dans les modèles de calcul soit sous une

forme de fonction continue soit discrétisé. Par exemple, la variabilité spatiale d'une propriété donnée du sol est prise en compte dans un modèle aux différences finies en affectant à chaque maille (ou volume de sol) du modèle une valeur générée en fonction de sa position dans l'espace, suivant la loi de distribution et la fonction d'autocorrélation définissant le champ.

Plusieurs méthodes existent pour discrétiser ou générer un champ aléatoire. Trois catégories principales sont distinguées :

- discrétisation par valeurs ponctuelles : ces méthodes consistent à appliquer directement une valeur discrète en des points spécifiques, soit au centroïde de l'élément (*Mid-Point method*), soit aux nœuds du maillage (*Nodal Point method*).
- discrétisation par valeurs moyennes : ces méthodes ont recours à un moyennage spatial du champ sur les éléments du modèle (*Vanmarcke et Grigoriou, 1983*).
- discrétisation par développements en séries : ces méthodes sont aussi utilisées pour représenter le champ aléatoire en une série de variables aléatoires, comme la méthode d'expansion en séries orthogonales (*OSE*), la méthode de discrétisation par estimation linéaire optimale (*EOLE*) et la méthode de *Karhunen-Loeve (K-L)*.

Les deux premières catégories donnent des solutions non optimales pour la discrétisation des champs aléatoires étant donné qu'elles nécessitent un grand nombre de variables aléatoires qui est fonction de la taille du modèle déterministe. Les développements en séries quant à elles, elles résolvent ce problème vu qu'elles se contentent d'un nombre optimal de variables aléatoires.

Pour cela, les méthodes de discrétisation par *K-L* est choisie pour la génération des champs aléatoires dans le cadre de ce travail de recherche, et sera présenté dans ce qui suit.

4.1. Méthode de *Karhunen-Loeve (KL)*

Comme il a été déjà mentionné, tout champ aléatoire est défini par une loi de distribution et une fonction d'autocorrélation. Les champs aléatoires à générer dans cette thèse, sont des champs bidimensionnels qui suivent une loi de distribution lognormale. La moyenne et l'écart-type du champ $\ln(Z)$ normalement distribué sont respectivement notés μ_Z et σ_Z , alors que la moyenne (μ_{\ln}) et l'écart-type (σ_{\ln}) du champ lognormal Z sont donnés par :

$$\sigma_{\ln} = \sqrt{\ln(1 + COV_Z^2)} \quad (1.3)$$

$$\mu_{ln} = \ln(\mu_Z) - 0.5\sigma_{ln} \quad (1.4)$$

Comme une fonction d'autocorrélation exponentielle est adoptée, la fonction d'autocovariance s'écrit :

$$C(X_1, X_2) = \sigma_{ln}^2 \exp\left(-\frac{|x_1 - x_2|}{L_{lnx}} - \frac{|y_1 - y_2|}{L_{lny}}\right) \quad (1.5)$$

L_{lnx} , et L_{lny} étant les distances d'autocorrélation dans les 2 directions horizontales et celle verticale.

Le champ aléatoire ainsi défini, la méthode d'expansion en séries de *Karhunen-Loeve* (*K-L*), présentée par *Spanos et Ghanem (1989)*, est utilisée pour l'exprimer moyennant une série tronquée par un nombre M de termes (*Cho, 2010 et Cho and Park, 2010*). Le champ est alors décomposé en une partie déterminante représentée par la moyenne μ_{ln} , et en une partie aléatoire qui est fonction des valeurs propres ϕ_i et fonctions propres λ_i de la fonction de covariance correspondante :

$$Z(X, \theta) \approx \exp\left(\mu_{ln} + \sum_{i=1}^M \sqrt{\lambda_i} \phi_i(X) \xi_i(\theta)\right) \quad (1.6)$$

X est le vecteur de coordonnées des points du domaine $2D$ où les valeurs de la propriété Z sont à générer ; θ est la variable du tirage aléatoire ; $\xi_i(\theta)$ est une variable aléatoire normale centrée et réduite. Les valeurs propres et fonctions propres (ϕ_i et λ_i respectivement) de la fonction de covariance $C(X_1, X_2)$ sont solutions de l'équation suivante :

$$\int_D C(X_1, X_2) \phi_i(X_1) dX_1 = \lambda_i \phi_i(X_2) \quad (1.7)$$

Cette intégrale est résolue analytiquement pour quelques types de fonction d'autocorrélation seulement. La solution analytique pour la fonction d'autocorrélation exponentielle ci-adoptée est donnée par *Ghanem et Spanos (1991)*.

A noter que le nombre de termes M est choisi en fonction de la précision ciblée. L'estimation de l'erreur $\varepsilon_{rr}(X)$ des valeurs générées par la série d'expansion *K-L* pour un nombre de termes M est donnée par (*Sudret and Beveiller 2008*) :

$$\varepsilon_{rr}(X) = 1 - \left(\frac{1}{\sigma_{ln}}\right) \sum_{i=1}^M \lambda_i \phi_i^2(X) \quad (1.8)$$

4.2. Méthode de discrétisation par estimation linéaire optimale.

La méthode dite “expansion optimal linear estimation” (*EOLE*) a été proposée par *Li et Der Kiureghian (1993)* en combinant la méthode de discrétisation “*optimal linear estimation*” *OLE* et la représentation de *Karhunen-Loève* du champ aléatoire. Ces deux méthodes présentent l’avantage de discrétiser les champs aléatoires en un nombre optimal et réduit de points, ce qui réduit considérablement le temps de calcul.

Les méthodes *OLE* et *EOLE* seront présentées dans ce qui suit. *OLE (Optimal Linear Estimation)*

Si les valeurs d’une propriété Z spatialement variable sont connues en certains points du domaine, il est possible de fournir une estimation de la valeur de Z en point arbitraire X non échantillonné moyennant la méthode d’estimation linéaire optimale *OLE*.

La méthode *OLE* est présentée par *Li et Der Kiureghian (1993)*. C’est une forme particulière de la méthode de régression linéaire (*Ditlevsen, 1996*). Le champ approximatif \tilde{Z} est défini par une fonction linéaire reliant un certain nombre s de valeurs connues de Z , soit $\chi = \{Z(X_1), \dots, Z(X_s)\}$:

$$\tilde{Z}(X) = a(X) + \sum_{i=1}^s b_i(X)Z(X_i) = a(X) + b^T(X)\chi \quad (1.9)$$

Les fonctions $a(X)$ et $b_i(X)$ sont déterminées par minimisation de la variance de l’erreur $Var[Z(X) - \tilde{Z}(X)]$ en tout point X ayant $E[Z(X) - \tilde{Z}(X)] = 0$.

Ceci étant, le champ approximatif $\tilde{Z}(X)$ s’écrit alors en fonction des moyenne et écart-type du champ aléatoire Z , μ_z et σ_z respectivement ; la transposée du vecteur de corrélation $\Sigma_{Z(x);\chi}$ et de l’inverse de la matrice d’autocorrélation $\Sigma_{\chi;\chi}$.

$$\tilde{Z}(X) = \mu_z + \sigma_z \sum_{Z(x);\chi}^T \sum_{\chi;\chi}^{-1} (\chi - \mu_z) \quad (1.1)$$

La matrice d'autocorrélation $\Sigma_{\chi;\chi}$ fournit la corrélation entre les différents éléments (échantillons) du vecteur $\chi = \{Z(X_1), \dots, Z(X_s)\}$. Quant au vecteur de corrélation $\Sigma_{Z(x);\chi}$, il donne la corrélation entre chaque élément du vecteur χ et les valeurs du champ aux points arbitraires non échantillonnés X . Chaque élément $(\Sigma_{\chi;\chi})_{i,j}$ de la matrice $\Sigma_{\chi;\chi}$ et du vecteur $(\Sigma_{Z(x);\chi})_i$ est calculé à partir de la fonction d'autocorrélation exponentielle de la propriété Z , avec $i=1, \dots, s$; $j=1, \dots, s$ et X un point arbitraire non échantillonné :

$$(\Sigma_{\chi;\chi})_{i,j} = \rho_z[X_i, X_j] \quad (1.2)$$

$$(\Sigma_{Z(x);\chi})_i = \rho_z[X_i, X] \quad (1.3)$$

4.2.1. EOLE (Expansion Optimal Linear Estimation)

La méthode dite "expansion optimal linear estimation" (*EOLE*) a été proposée par *Li et Der Kiureghian (1993)* en se basant sur la méthode de discrétisation "optimal linear estimation" *OLE* et la représentation de *Karhunen-Loève* du champ aléatoire. Cette méthode ne s'appliquait que pour des champs aléatoires gaussiens non corrélés mais par la suite elle fut développée davantage par *Vořechovsky (2008)* pour couvrir les champs aléatoires corrélés et non gaussiens. Ces deux méthodes seront présentées dans ce qui suit.

Lorsqu'une propriété spatialement variable est considérée être gaussienne, il est alors possible d'effectuer une décomposition spectrale de la matrice d'autocorrélation qui lui correspond $\Sigma_{\chi;\chi}$. Comme cette matrice $\Sigma_{\chi;\chi}$ représente la corrélation de chaque élément du vecteur $\chi = \{Z(X_1), \dots, Z(X_s)\}$ avec les autres éléments de ce vecteur. Par suite, χ peut être écrit sous la forme suivante :

$$\chi = \mu_z + \sigma_z \sum_{j=1}^s \sqrt{\lambda_j} \xi_j \phi_j \quad (1.13)$$

ξ_j ($j=1, \dots, s$) sont des variables aléatoires normales standards, s étant le nombre d'échantillons collectés, et ϕ_j et λ_j sont respectivement les valeurs propres et fonctions propres de la matrice d'autocorrélation $\Sigma_{\chi;\chi}$ telles que $\Sigma_{\chi;\chi} \phi_j = \lambda_j \phi_j$.

En substituant l'équation (1-20) dans l'équation (1-16), la représentation suivante du champ approximatif $\tilde{Z}(X)$ est obtenue :

$$\tilde{Z}(X) = \mu_z + \sigma_z \sum_{j=1}^s \frac{\xi_j}{\sqrt{\lambda_j}} (\phi_j)^T \Sigma_{Z(x); \chi} \quad (1.14)$$

μ_z et σ_z sont respectivement les moyenne et écart-type du champ aléatoire gaussien Z ; $\Sigma_{\chi; \chi}$ est la matrice d'autocorrélation et $\Sigma_{Z(x); \chi}$ est le vecteur donnant la corrélation entre chaque élément du vecteur χ et les valeurs du champ aux points arbitraires non échantillonnés X .

A noter que la série d'expansion de l'équation (1-21) peut être tronquée par un nombre N de termes inférieur au nombre total d'échantillons s . Ceci est fait en arrangeant les valeurs propres λ_j par ordre décroissant. La variance d'erreur pour ce nombre N et calculée par l'équation ci-dessous (Sudret et Der Kiureghian, 2000) doit être inférieure à 10% :

$$Var[Z(X) - \tilde{Z}(X)] = \sigma_z^2 \left\{ 1 - \sum_{j=1}^N \frac{1}{\lambda_j} ((\phi_j)^T \Sigma_{Z(x); \chi})^2 \right\} \quad (1.15)$$

$Z(X)$ et $\tilde{Z}(X)$ sont respectivement les valeurs exacte et approximative du champ aléatoire en un point X donné et $(\phi_j)^T$ est la transposée du vecteur propre ϕ_j .

4.2.2. Extension de la méthode EOLE pour générer 2 champs aléatoires non gaussiens et corrélés

Soient 2 champs aléatoires corrélés et non gaussiens $Z_i^{NG}(X)$ (avec $i=1,2$) définis chacun par une moyenne et un écart-type (μ_{zi} et σ_{zi}) ; une loi de distribution non gaussienne G_i ; une fonction d'autocorrélation $\rho_Z^{NG}[(X), (X')]$ et une matrice de corrélation entre les deux champs considérés, $C^{NG} = \begin{pmatrix} r_{1,1} & r_{1,2} \\ r_{2,1} & r_{2,2} \end{pmatrix}$.

Etant donnée que la méthode EOLE ne s'applique qu'aux champs gaussiens non-corrélés, les matrices non-gaussiennes d'autocorrélation $\Sigma_{\chi; \chi}^{NG}$ et de corrélation C^{NG} doivent être transformées à l'espace gaussien en utilisant la transformation de Nataf (1962), où $\omega_{i,j}$ est le facteur de correction :

$$\left(\Sigma_{\chi; \chi}^k \right)_{i,j} = \omega_{i,j} \left(\Sigma_{\chi; \chi}^{NG} \right)_{i,j} \quad i,j=1, \dots, s \quad \text{et} \quad k=1,2 \quad (1.16)$$

$$C_{i,j} = \omega_{i,j} C_{i,j}^{NG} \quad i,j=1,2 \quad (1.17)$$

Deux matrices d'autocorrélation ($\Sigma_{\chi;\chi}^1$ et $\Sigma_{\chi;\chi}^2$) et une matrice de corrélation gaussiennes sont alors obtenues. Ces matrices sont alors utilisées pour discrétiser les deux champs aléatoires gaussiens moyennant EOLE :

$$\tilde{Z}_i^G(X) = \sum_{j=1}^N \frac{\kappa_{i,j}^D}{\sqrt{\lambda_j^i}} \cdot (\phi_j^i)^T \cdot \Sigma_{Z(X);\chi}^i \quad (1.18)$$

ϕ_i et λ_i sont respectivement les valeurs propres et fonctions propres des deux matrices gaussiennes d'autocorrélation $\Sigma_{\chi;\chi}^i$, $\Sigma_{Z(X);\chi}$ est le vecteur de corrélation entre chaque élément du vecteur χ et une valeur du champ en un point arbitraire X et N est le nombre de termes retenus. Quant au terme $\kappa_{i,j}^D$, il représente 2 blocs corrélés de variables aléatoires standards normales obtenus d'après la matrice de corrélation gaussienne C .

Une fois les deux champs aléatoires gaussiens et corrélés $\tilde{Z}_i^G(X)$ sont obtenus, ils sont transmis à l'espace non gaussien avec $\Phi(\cdot)$ étant la fonction de distribution cumulative normale standard :

$$\tilde{Z}_i^{NG}(X) = G_i^{-1}\{\Phi[\tilde{Z}_i^G(X)]\} \quad (1.19)$$

5. Analyse probabiliste d'un système

La méthode la plus directe et la plus robuste pour effectuer une analyse probabiliste de la réponse d'un système ou de calculer sa probabilité de défaillance est celle de Monte Carlo. Cette méthode consiste à calculer la réponse d'un modèle déterministe pour un grand nombre de tirages aléatoires de variables d'entrée. Ce grand nombre d'appels au modèle déterministe la rend très exhaustive surtout si ce dernier présente un coût calculatoire élevé comme c'est le cas des modèles en éléments finis ou différence finis. Des méthodes furent alors développées pour essayer de pallier un tel inconvénient et limiter le temps de calcul autant que possible.

Une première approche consiste à réduire le nombre de tirages à effectuer, i.e. le nombre d'appels au modèle déterministe, comme par la méthode des tirages d'importance.

Une deuxième approche vise remplacer le modèle déterministe complexe par un méta-modèle qui n'est autre qu'une simple équation analytique au temps de calcul quasi-instantané. La méthode de Monte Carlo est ainsi appliquée au méta-modèle sans se soucier du nombre d'appels autant élevé qu'il soit, le coût calculatoire de ce dernier étant très minime.

Dans ce qui suit, la méthode de Monte Carlo sera présentée, ainsi que trois méthodes de génération de méta-modèles, soient la méthode de surface de réponse *RSM* pour « *Response Surface Method* », la méthode du chaos polynomial *PCE* pour « *Polynomial Chaos Expansion* » et la méthode du chaos polynomial creux *SPCE* pour « *Sparse Polynomial Chaos Expansion* ».

5.1.Méthode de simulation de Monte Carlo

La méthode de Monte Carlo est la méthode de simulation la plus robuste et la plus célèbre pour la détermination de la probabilité de défaillance d'un système.

Elle consiste à générer un grand nombre N d'échantillons de variables aléatoires X_i (variables d'entrée qui représentent des propriétés du sol par exemple) tout en respectant les lois de distribution de chacune. Chaque échantillon est injecté dans le modèle déterministe (équation analytique, modèle éléments finis, etc.) afin de calculer la réponse R_i du système en question. A partir de ces N résultats (variables de sortie), il est possible (1) d'effectuer une étude statistique de la réponse du système, en traçant par exemple sa fonction de densité de probabilité et en calculant les indices de *Sobol* des variables d'entrée ; et (2) d'évaluer la probabilité de défaillance du système en comparant les réponses du système (ou variables de sortie) obtenues à un seuil prédéterminé.

A titre d'exemple, les deux premiers moments statistiques des N variables de sortie R_i , soient la moyenne (μ_R) et l'écart-type (σ_R), sont donnés par :

$$\mu_R = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_i \quad (1.4)$$

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (R_i - \mu_R)^2} \quad (1.5)$$

L'analyse de sensibilité est fondée sur le calcul des indices de *Sobol* qui représentent la contribution relative d'une variable ou à un groupe de variables aléatoires d'entrée (X_i) sur la variance de la variable aléatoire de sortie (R_i) d'un modèle donné. En d'autres termes, ils permettent d'identifier les paramètres d'entrée dont la variabilité a le plus d'influence sur la dispersion de la réponse du système étudié.

L'indice de *Sobol* du premier ordre est calculé à partir de la décomposition de la variance de la réponse en une somme des contributions de différentes variables aléatoires ou combinaisons de variables aléatoires (*Saltelli et al., 2000 ; Sobol, 2001*) :

$$S(X_i) = \frac{\text{var}[E(R|X_i)]}{\text{var}(R)} \quad (1.6)$$

Quant à la probabilité de défaillance du système, elle est un indicateur de sécurité par rapport à un seuil fixé par l'ingénieur au préalable. Chaque variable de sortie est comparée à ce seuil moyennant une fonction $G(R_i)$ dite « de performance ». Si le seuil est dépassé, le système est considéré comme défaillant et par suite $G(R_i)$ est négative, sinon le système est en sécurité et $G(R_i)$ est positive.

Un estimateur non biaisé de la probabilité de ruine est donné par l'expression suivante :

$$P_f = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I(X_i) \quad (1.23)$$

$$I(X_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } G(R_i) \leq 0 \\ 0 & \text{si } G(R_i) > 0 \end{cases} \quad (1.24)$$

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

$$COV(P_f) = \sqrt{\frac{(1 - P_f)}{NP_f}} \quad (1.25)$$

Plus la valeur du coefficient de variation est petite, plus la précision de la probabilité de rupture est grande.

En génie civil, l'ordre de grandeur des probabilités de ruine est généralement compris entre 10^{-3} et 10^{-5} . Le nombre d'échantillons nécessaire pour atteindre cet ordre de grandeur est énorme et devient très exhaustif pour des modèles déterministes qui requièrent des temps de calcul élevés.

5.2.Fonction du rendement et la surface de l'État limite

La fonction de performance G est une fonction par laquelle on peut distinguer si un ensemble donné de valeurs des variables aléatoires mène à une défaillance du système ou de sécurité du système. La fonction de performance peut être exprimée, pour un problème donné, de

différentes manières. Par exemple, pour les semelles chargées verticalement, il existe deux formes différentes de la fonction de la performance par rapport à la perforation du sol :

$$G = (P_u / P_s) - 1 \quad \text{Ou} \quad G = P_u - P_s \quad (1.26)$$

Où P_u et P_s sont respectivement la charge verticale ultime et charge verticale appliquées sur la semelle. Dans cet exemple, si les variables aléatoires sont les paramètres de résistance au cisaillement du sol (C et φ) et la charge appliquée P_s est supposé être déterministe, puis toutes les paires (C, φ) qui font $G < 0$ (c'est à dire $P_u < P_s$) conduire à l'échec. Cependant, toutes les paires (C, φ) qui font $G > 0$ (c.-à-d $P_u > P_s$) conduisent à la sécurité du système (Figure 1.1).

La surface de l'état limite d'un système mécanique donnée est définie comme étant la surface qui relie l'ensemble des valeurs des variables aléatoires (C et φ dans le cas présent) et le défaut se produit seulement (c'est à dire pour lequel $G = 0$). Comme représenté sur la Figure (1.1), la surface de l'état limite divise l'espace de variables aléatoires en deux zones :

Une zone sûre (caractérisé par $G > 0$), pour laquelle aucunes combinaisons de variables aléatoires (C, φ) conduisent à une défaillance

La zone de rupture (caractérisé par $G < 0$) pour lesquelles toutes les combinaisons de variables aléatoires (C, φ) conduisent à l'échec.

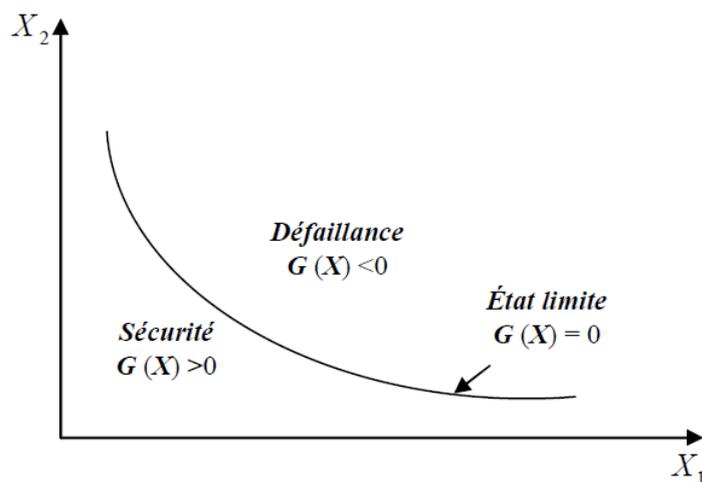


Figure 1.1: surface d'état limite dans l'espace des variables aléatoires

5.3.Méthode de calcul de la probabilité de ruine basée sur 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 par l'intermédiaire de leurs fonctions de densité de probabilité (*PDF*). Deux indices de fiabilité sont proposés dans la littérature. Il s'agit de l'indice de fiabilité Cornell β_c (Cornell, 1969) et l'indice de fiabilité Hasofer-Lind β_{HL} (Hasofer et Lind, 1974). Ces indices sont présentés brièvement ci-dessous.

5.3.1. Indice de fiabilité Cornell β_c

Cet indice est défini comme le rapport entre la valeur moyenne de la fonction de performance G et son écart-type (c.-à-d. $\beta_c = \sigma_G / \mu_G$) où la fonction de performance G est supposée suivre une distribution gaussienne avec moyenne μ_G et norme déviation σ_G . A partir de cette équation, il est évident que l'indice de fiabilité Cornell représente le nombre de déviations standard qui sépare la valeur moyenne de la fonction de performance à partir de la surface limite état $G = 0$. Le principal défaut de l'indice de fiabilité Cornell est que sa valeur dépend de la forme de la fonction de la performance en cas de non-linéaire surface d'état limite ou en cas de variables aléatoires non-gaussien. Bien que n'étant pas rigoureuse, β_c à souvent été adoptée dans le passé pour le calcul de la fiabilité des structures géotechniques [par exemple, Chowdhury et Xu (1993, 1995), Christian et al. (1994), Hassan et Wolff (1999), Liang et al. (1999), Malkawi et al. (2000), Bhattacharya et al. (2003)].

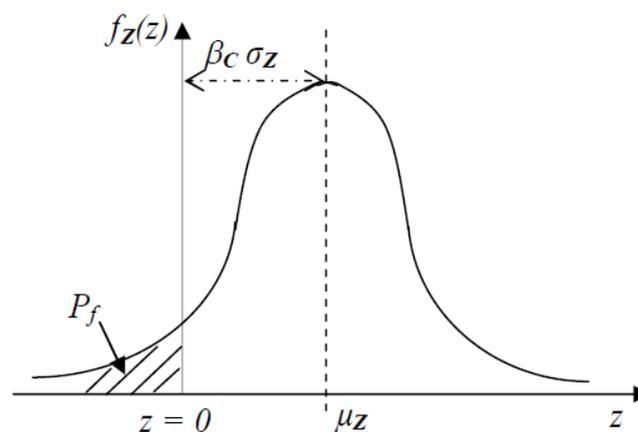


Figure1.2: Indice de fiabilité Cornell β_c

5.3.2. Indice de fiabilité Hasofer-Lind β_{HL}

Pour montrer l'influence de l'incertitude des paramètres du sol, différentes méthodes de fiabilité ont été proposées pour évaluer la probabilité de défaillance. Parmi les plus célèbres, la méthode du premier ordre *FORM*, elle nécessite l'utilisation de la moyenne et de la variance avec une distribution de variables aléatoires. La probabilité de défaillance est ensuite estimée à partir de l'indice de fiabilité.

L'indice de fiabilité β_{HL} est proposé sur *Hasofer et Lind (1974)* et les variables normales corrélées peuvent être déduites par une interprétation géométrique. La formulation de la matrice de l'indice de Hasofer Lind corrélée à la normale est (*Hasofer et Lind 1974 Veneziano 1974 Ditlevsen 1981*):

$$\beta_{HL} = \min_{x \in F} \sqrt{(x - u)^T (C)^{-1} (x - u)} \quad (1.27)$$

où x est un vecteur représentant l'ensemble des variables aléatoires x_i , μ le vecteur des valeurs moyennes; C la matrice de covariance; et F est le domaine de défaillance. Selon l'équation (1.34), l'indice de *Hasofer-Lind* peut être considéré comme la distance minimale entre le point des valeurs moyennes des variables aléatoires et la fonction de performance.

Dans cette thèse, la méthode de *Low et Tang* a été utilisée. Ils ont mis en place un ellipsoïde incliné et utilisé un algorithme d'optimisation pour minimiser l'ellipsoïde de dispersion. Le concept d'ellipsoïde à iso-probabilités conduit à une méthode de calcul plus simple pour l'indice de fiabilité dans les variables physiques d'origine (figure 1.3).

Ils ont démontré que l'indice de fiabilité de *Hasofer Lind* était égal au rapport entre les axes de l'ellipsoïde à dispersion critique (c'est-à-dire la plus petite dispersion ellipsoïdale tangente à la surface limite) et l'ellipsoïde en dispersion unitaire (celui obtenu pour $\beta_{HL} = 1$ dans l'équation (1.35), sans minimisation). Ils ont également démontré que trouver l'ellipsoïde de dispersion critique est égal à trouver le point de rupture le plus probable, au point de tangence entre l'ellipsoïde et la surface de l'état limite appelée point de conception (figure 1). β_{HL} peut alors être exprimé comme (*Low et Tang 1997b, 2004*):

$$\beta_{HL} = \min_{x \in F} \sqrt{\left[\frac{x - \mu_x^N}{\sigma_x^N} \right]^T [R]^{-1} \left[\frac{x - \mu_x^N}{\sigma_x^N} \right]} \quad (1.28)$$

dans lequel $[R]^{-1}$ est l'inverse de la matrice de corrélation. Cette équation sera utilisée pour configurer l'ellipsoïde puisque la matrice de corrélation $[R]$ affiche la structure de corrélation plus explicitement que la matrice de covariance $[C]$.

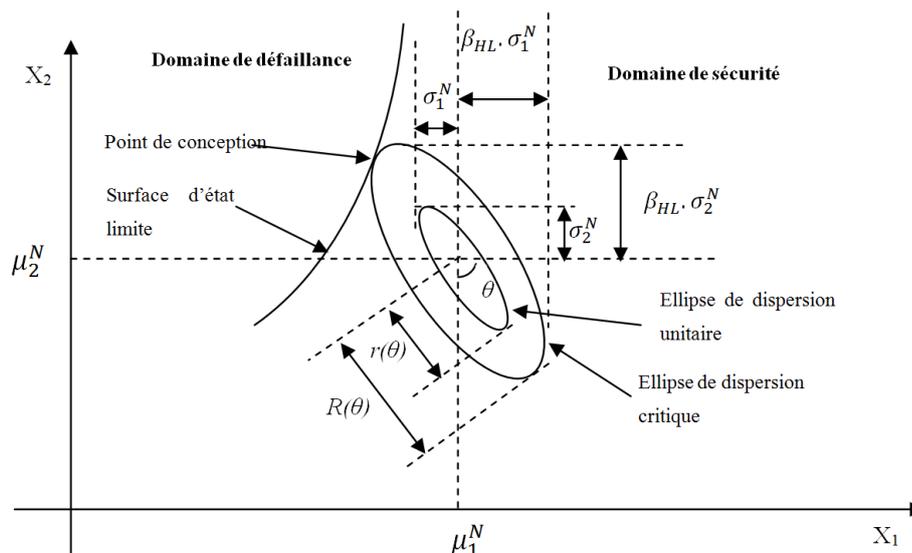


Figure 1.3: Point de conception et ellipses de dispersion normale équivalentes dans l'espace de deux variables aléatoires (exemple d'un cas 2D)

Pour étendre la méthode de *Hasofer-Lind* au cas des variables aléatoires non-normales, *Rackwitz et Fiessler (1978)* ont proposé de transformer chaque variable aléatoire non-normale en une variable aléatoire normale équivalente avec un μ^N moyen et un écart-type σ^N . Cette transformation permet d'estimer une solution dans l'espace réduit en utilisant la procédure expliquée dans les paragraphes précédents. Les paramètres équivalents évalués au point de conception X_i^* sont donnés par:

$$\mu_i^N = -\sigma_i^N \Phi^{-1}[F_{X_i}(X_i^*)] + X_i^* \quad (1.29)$$

$$\sigma_i^N = \frac{\phi\{\Phi^{-1}[F_{X_i}(X_i^*)]\}}{f_{X_i}(X_i^*)} \quad (1.30)$$

où Φ [.] et ϕ [.] sont respectivement *CDF* (fonction de densité cumulée) et *PDF* (fonction de densité probabiliste) des variables standard, et $F_{X_i}(\cdot)$ et $f_{X_i}(\cdot)$ sont les *CDF* et *PDF* de la variables aléatoires originales non normales. Les équations 1.29 et 1.30 sont dérivées en assimilant les fonctions de distribution cumulative et les fonctions de densité de probabilité des variables réelles et des variables normales équivalentes au point de conception sur la surface de l'état limite. Pour les non-normales corrélées, la perspective ellipsoïdale (Figure 1.3) et l'approche d'optimisation contrainte s'appliquent toujours dans le système de coordonnées original, sauf que les distributions non-normales sont remplacées par un hyper-

ellipsoïde normal équivalent, centré non à la moyenne originale des distributions non-normales, mais à la moyenne normale μ^N équivalente.

Sur la base de l'indice de fiabilité, la probabilité de défaillance peut être évaluée à partir de

$$P_f \approx \Phi(-\beta_{HL}) \quad (1.31)$$

où $\Phi(.)$ est le *CDF* de la variable normale standard.

5.4.Méthodes d'approximation de la fonction d'état limite lorsqu'elle n'est pas explicitement connue

En fiabilité, si la fonction de performance est connue sous une forme analytique en fonction des variables aléatoires, l'indice de fiabilité peut être aisément calculé. Certains calculs déterministes (tel que les calculs aux éléments finis ou aux différences finies) ne permettent pas l'obtention d'une forme analytique explicite de la fonction de performance. Dans ce cas, des méthodes telles que la méthode des surfaces de réponse et la méthode des réseaux de neurones, sont utilisées pour approcher par une forme analytique la fonction de performance.

5.4.1. Réseau neuronal artificiel (ANN)

ANN est une méthode de calcul qui trouve une relation entre un ensemble de variables d'entrée et de sortie en utilisant des couches de neurones interconnectés. Dans le *ANN* formé, le modèle est formé avec un ensemble de données d'entrée avec une sortie connue, étalonné et testé avec un autre ensemble de données pour évaluer sa capacité de prédiction.

La structure du réseau est connue comme l'architecture. Sa complexité dépend de celle du modèle requis. Pour les exemples structurels, une architecture avec une couche est suffisamment précise (*Elhewy et al, 2006*). Cependant, il n'y a pas de règle concernant le nombre de neurones nécessaires dans une couche donnée. Par conséquent, le nombre de neurones est souvent choisi sur une base d'essais et d'erreurs. La relation entre l'entrée et la sortie d'un seul neurone est représentée en figure 1.4. Un neurone est considéré comme une unité de traitement, définie par une fonction d'une combinaison linéaire pondérée de toutes les entrées, c.-à-d.

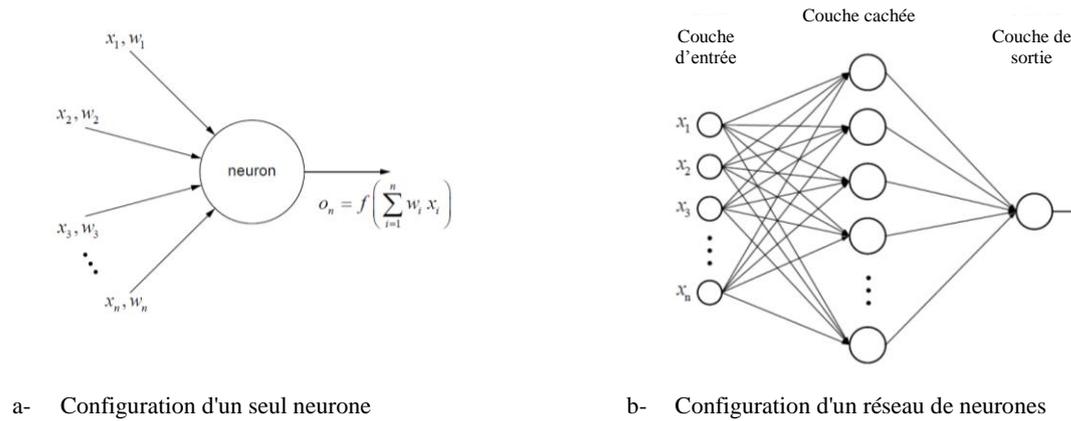


Figure 1.4 : Structure d'un réseau neuronal artificiel

$$o_n = f\left(\sum_{i=1}^n w_i x_i\right) \quad (1.32)$$

où la fonction f est connue comme une fonction d'activation.

Dans un réseau de neurones, de nombreux neurones sont connectés les uns aux autres pour former un réseau (figure 1.4 b), où chaque neurone dans une couche donnée est connecté à tous les autres neurones dans la couche précédente. Puisque chaque neurone est défini par l'éq. (1-32), la formation est un processus d'optimisation qui modifie les poids pour minimiser l'erreur quadratique moyenne entre les sorties des données d'apprentissage et la sortie prédite par le modèle.

Dans un schéma de fiabilité, la première couche de variables d'entrée serait les variables aléatoires considérées, et la variable de sortie serait la fonction de performance à partir de laquelle la fonction d'état limite est dérivée. Il est clair que la forme de cette fonction d'état limite serait complexe. Cependant, c'est cette complexité qui permet une grande précision dans la modélisation. D'un autre côté, si le modèle est «surentraîné», alors la structure doit être modifiée: le surentraînement est identifié avec l'étape de validation où un ensemble de données qui n'a pas été utilisé dans le processus d'entraînement est utilisé.

Plusieurs schémas peuvent être utilisés pour générer un ensemble de données pour la formation et la validation. Une option consiste à utiliser un ensemble de points générés de manière aléatoire. Bien que les points de données générés puissent souffrir d'un manque de

contrôle sur leur proximité de la surface de l'état limite réel, il a été démontré que la possibilité de généraliser l'ANN résout ce problème (*Elhewy et al., 2006*). Une autre alternative est l'utilisation d'une structure de conception uniforme. Il divise l'espace de conception en une grille et attribue un point dans chaque grille. Cela garantit que le modèle couvre uniformément le domaine, contrairement à la procédure d'échantillonnage aléatoire (*Lu et al., 2012*). Enfin, des structures de plan d'expérience bien connues, telles que les structures factorielles ou fractionnaires, peuvent être utilisées.

5.4.2. la méthode des surfaces de réponse

La méthode de surface de réponse propose d'approximer la réponse d'un modèle déterministe complexe (par ex. modèle de calcul en éléments finis) ou de sa fonction de performance ($G(X)$), par une expression analytique, le plus souvent de forme quadratique :

$$G(X) = a_0 + \sum_{i=1}^M a_i X_i + \sum_{i=1}^M b_i X_i^2 \quad (1.7)$$

G est la fonction de performance qui sépare le domaine de sécurité ($G > 0$) du domaine de défaillance ($G < 0$) ; M est le nombre de variables et X_i est la variable i parmi les M . Quant aux coefficients a_i et b_i sont déterminés en utilisant une régression basée sur la méthode des moindres carrés et ce à partir d'un nombre limité d'appels du modèle déterministe désignés par points de calage. A noter que ces points sont localisés aux alentours du point de conception, où la densité conjointe des variables aléatoires est maximale.

Etant donné que la bonne approximation de la surface de réponse dépend du bon choix des points calage, plusieurs techniques itératives ont été proposées dans la littérature pour bien localiser ces points dans l'espace des variables aléatoires (*Bucher et Bourgund, 1990 ; Kim et Na, 1997 ; Das et Zhung, 2000 ; Duprat et al., 2004 ; Tandjiria et al. 2000*).

5.5. PCE (Polynomial Chaos Expansion)

Dans le cadre des études probabilistes, la méthode *PCE* propose de substituer au modèle déterministe complexe et « *lourd* » un méta-modèle approché simple et « *léger* ». Il s'agit d'une représentation de la réponse aléatoire du système par une équation analytique simple au temps de calcul quasi-instantané (*Spanos and Ghanem, 1989 ; Isukapalli et al., 1998, 1999 ; Xiu and Karniadakis, 2002 ; Berveiller et al., 2006 ; Huang et al., 2009 ; Blatman and*

Sudret, 2010 ; Li et al, 2011 ; Mollon et al., 2009a, 2009b ; Houmadi et al., 2011 ; Mao et al., 2012 ; Al-Bittar et Soubra, 2013, 2014a, 2014b). Ceci permettra de calculer la réponse d'un système, par la méthode de Monte Carlo par exemple, en un temps nettement réduit, quel que soit le nombre d'appels au méta-modèle.

Le méta-modèle obtenu par *PCE* s'exprime dans une base de chaos polynomial d'un ordre p donné, formé par des polynômes orthogonaux multidimensionnels (*Hermite, Legendre, etc.*) de degré inférieur ou égal à p . La réponse du modèle est ainsi représentée par l'ensemble des coefficients de cette base. Ces coefficients sont déterminés par régression à partir d'un nombre réduit d'appels au modèle déterministe en un certain nombre de points dits « de collocation » ou d'échantillonnage (*Isukappalli et al., 1998 ; Isukapalli, 1999 ; Phoon et Huang, 2007 ; Huang et al., 2009 ; Mollon et al., 2009a, 2009b ; Al-Bittar et Soubra, 2014a, 2014b*).

6. Conclusion

Ce chapitre s'est intéressé aux méthodes probabilistes et à leur application dans le cadre de la géotechnique. Il apparaît que la variabilité des caractéristiques de sol n'est pas quantifiée avec précision et peut conduire à des niveaux d'incertitudes très variés selon le type de sol, la grandeur considérée, et la qualité des reconnaissances géotechniques effectuées. Les méthodes probabilistes (visant à étudier la propagation de l'incertitude au travers d'un modèle déterministe et à caractériser la distribution statistique d'une variable de sortie) et fiabilistes (visant à déterminer la probabilité de défaillance d'un système vis-à-vis d'un critère de défaillance donné) nécessitent généralement un nombre important d'appels au modèle déterministe utilisé, et sont donc susceptibles de conduire à des temps de calcul rédhibitoires. Un effort doit donc être fait sur la réduction du nombre d'appels au modèle déterministe et du temps de calcul de ce modèle.

- Chapitre 2 : Etude déterministe

-MODELISATION DETERMINISTE-

1- Introduction

Dans le cadre de conception des ouvrages géotechnique, l'ingénieur se trouve confronté à deux défis principaux. Il est nécessaire de garantir la stabilité de l'ouvrage lors de la conception afin d'assurer la sécurité des ouvriers et d'empêcher des phénomènes dangereux tels que l'effondrement, éboulement, etc. Il est donc nécessaire de disposer de modèles de prédiction fiables pour estimer le domaine des sollicitations et des mouvements des ouvrages.

De nombreux modèles déterministes d'étude des ouvrages géotechniques existent dans la littérature. Les modèles numériques permettent d'obtenir à la fois une estimation satisfaisante et non couteuse. Ce chapitre présente trois modèles numériques programmés dans le programme commercial *FLAC^{2D}* pour un mur en terre armée ; tunnel circulaire et renforcement des sols par inclusion rigide. Un modèle analytique basé sur la méthode d'équilibre limite est proposé pour le calcul de la capacité portante d'une fondation superficielle filante sous chargement sismique quasi-statique.

2- Mur En Terre Armée

2.1- Eléments bibliographiques

La modélisation numérique des ouvrages en Terre Armée a débuté dès les années 1970 par des modèles simplifiés et sur des murs renforcés par des renforcements métalliques inextensibles. Les premières modélisations ont été consacrées à la reproduction des résultats expérimentaux. Puis, l'évolution des méthodes numériques au fil des années a permis d'effectuer des analyses plus fines par l'étude du comportement de ces structures et de l'influence de chaque élément et de leurs paramètres sur la stabilité et la sécurité. Cette évolution permet aujourd'hui d'aborder un calcul tridimensionnel sans difficultés théoriques. Néanmoins, la lourdeur et le coût élevé d'un tel calcul limitent son utilisation.

Les premières études ont été effectuées par la méthode des éléments finis et elles ont été focalisées sur la reproduction des résultats expérimentaux. *Corté (1977)* a effectué, à l'aide du logiciel *ROSALIE*, l'étude d'un mur en Terre Armée, avec un sol élastique linéaire et une adhérence parfaite entre le sol et les armatures. Les hypothèses assez simplistes adoptées dans ce calcul ont conduit l'auteur à ne comparer que qualitativement ses résultats à ceux d'expérimentations en vraie grandeur et d'essais sur modèles réduits.

Chang et al. (1977) ont publié les résultats d'une étude comparable, mais la méthode des éléments finis utilisée était basée sur une approche par homogénéisation sans prise en compte de l'interface. Dans cette étude également, les résultats obtenus (déplacements horizontaux et contraintes) concordent qualitativement avec les mesures expérimentales mais les comparaisons quantitatives n'ont pas été faites.

Au début des années 1980, les calculs numériques sont utilisés pour des études paramétriques et pour mettre en évidence l'influence des différents éléments de la Terre Armée. La plupart des auteurs ont étudié l'influence de la géométrie du mur et des éléments de renforcement sur le comportement et la stabilité des massifs renforcés. Les résultats obtenus par certains auteurs (*Bastick 1983 et 1987 ; Ho et Rowe 1996*) diffèrent selon les paramètres et les conditions prises en compte.

D'autres paramètres peuvent avoir une influence non négligeable sur les résultats de la modélisation numérique. *Bergado (2008)* a montré que la géométrie et les dimensions du mur modélisé peuvent avoir une influence plus ou moins importante sur les résultats de calcul. Cet auteur a réalisé des simulations numériques bidimensionnelles et tridimensionnelles avec les codes de calcul aux différences finies $FLAC^{2D}$ et $FLAC^{3D}$. Deux modèles de sols renforcés en taille réelle ont été étudiés, il s'agit d'un massif renforcé par des géogrilles en acier longues et un massif renforcé par des treillis métalliques courts. Les résultats ont été comparés aux données expérimentales. L'auteur conclut que le comportement du mur réel renforcé par les géogrilles longues est proche des résultats de la simulation numérique bidimensionnelle. Par contre, le comportement réel du sol renforcé par les treillis métalliques courts correspond plus aux résultats des simulations numériques tridimensionnelles.

Une caractéristique commune du déménagement vers une conception basée sur la performance et l'utilisation d'une conception basée sur la fiabilité, dans laquelle les caractéristiques de performance du mur sont évaluées en termes probabilistes et par rapport aux critères de performance (par exemple, *Bathurst et Javankhoshdel 2017*). L'approche LRFD incluse dans la conception basée sur la fiabilité, qui consiste à utiliser des fonctions de performance ainsi que des facteurs de charge et de résistance (c'est-à-dire des équations de conception de l'état limite) (*Bathurst et al. 2017*). Si ces équations de conception d'état limite sont satisfaites pendant la conception, un indice de fiabilité minimum est assuré (ou, en variante, la probabilité que l'état limite ne soit pas satisfaite soit acceptablement faible).

Les modèles probabilistes antérieurs de la stabilité externe des parois des sols renforcés ne traitent pas du tout les problèmes de fiabilité du système ou ne traitent la sécurité comme un système en série avec des composants indépendants. Par exemple, en utilisant des simulations de *Monte Carlo*, *Chalermyanont et Benson (2005a, 2005b)* ont examiné séparément les différents modes de stabilité externe (c'est-à-dire le renversement, le glissement et la capacité portante) et déterminé la fiabilité des composants pour chacun d'eux. Cependant, leur tentative d'obtenir une mesure globale de la fiabilité reposait sur l'hypothèse que les différents modes de défaillance sont des événements indépendants et mutuellement exclusifs. À la suite de cette dernière hypothèse, il est implicite que la probabilité d'échec du système dépasse les valeurs de 100%. *Sayed et al. (2010)* ont effectué des analyses de fiabilité des parois du sol renforcées à la fois pour les conditions statiques et sismiques, en utilisant trois méthodes: la méthode du premier moment du premier ordre (*FOSM*), la méthode d'estimation des points (*PEM*) et la méthode de fiabilité du premier ordre (*FORM*). Leur analyse de système est toutefois basée sur l'hypothèse de modes défaillance statistiquement indépendants. Un concept similaire, de modes de défaillance statistiquement indépendants, a également été utilisé sur des études sur la conception basée sur la fiabilité des parois renforcé en porte-à-faux par *Babu et Basha (Babu et Basha 2008, Basha et Babu, 2008)*. Les mêmes auteurs ont présenté une méthodologie intéressante sur l'évaluation de la fiabilité de la stabilité externe des parois des sols renforcées soumises à des excitations sismiques (*Basha et Babu 2009*).

Sur la base des commentaires ci-dessus, il semble que la combinaison de la modélisation numérique à l'aide des approches *FEM* et *FDM* contenues dans un cadre probabiliste offre une approche attrayante pour la conception moderne basée sur la fiabilité. En effet, certains progrès ont été rapportés dans la littérature par *Luo et al. (2016)* pour les pentes du sol renforcé géosynthétique. Cependant, les inconvénients de cette approche sont les défis de :

développer des modèles numériques qui captent le comportement matériel complexe des composants et leurs interactions

vérifier l'exactitude des prédictions numériques contre une gamme de différentes caractéristiques de performance murales mesurées

Le nombre prohibitif de simulations sophistiquées de modèle *FEM* ou *FDM* requises dans le cadre de la technique de simulation de Monte Carlo pour obtenir des estimations fiables de probabilité défaillance ou d'indice de fiabilité.

2.2- Présentation du modèle numérique

Le code $FLAC^{2D}$ explicite de différence finie Lagrangienne est utilisé par *Abdelouhab et al.* (2011, 2012 b) pour étudier le comportement d'une paroi de terre renforcée mécaniquement par des bandes géosynthétiques. La paroi de l'étude de référence est de 6 m de haut et est constituée de 4 panneaux superposés (modélisés par des éléments de faisceau) et renforcés par 8 niveaux de couches de renforcement de 4 m de long (modélisés par des éléments de bande).

La géométrie cruciforme des panneaux (figure 2.1) conduit à une géométrie complexe de la paroi. Cette géométrie tridimensionnelle et la disposition décalée sont simplifiées en un modèle bidimensionnel à l'aide de certaines simplifications. Les panneaux sont conçus comme des plaques rectangulaires de 1,5 m de 1,5 m. La simplification de la géométrie permettent d'utiliser un modèle bidimensionnel avec des renforcements continus.

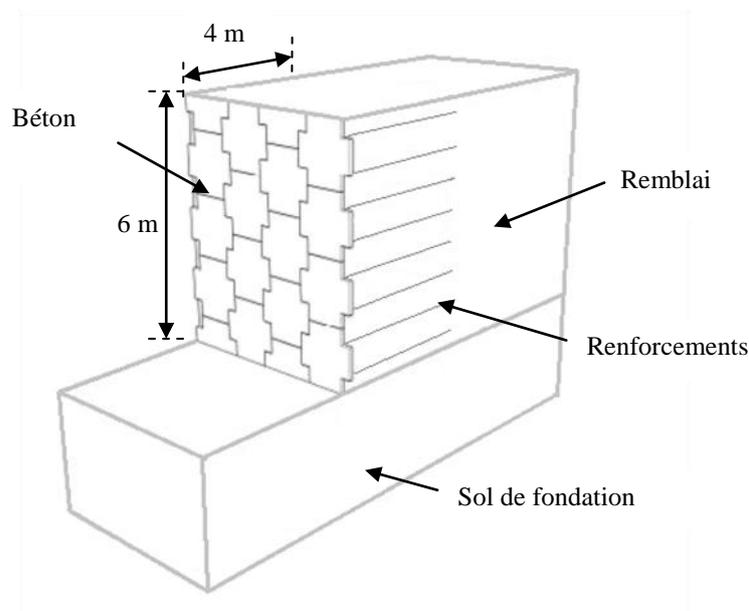
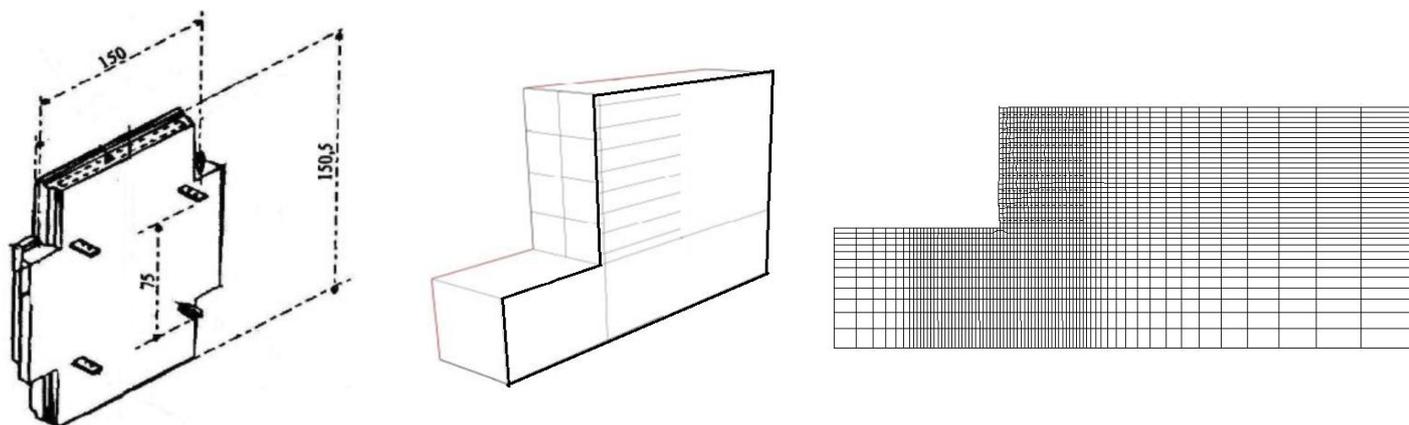


Figure 2.1 Géométrie du mur réel étudié

La simplification de la géométrie permet d'utiliser un modèle bidimensionnel avec des armatures continues. Les paramètres de ces armatures sont calculés comme étant le ratio des caractéristiques pour la largeur du terrain considéré (Figure 2.2c). Par exemple, le périmètre des armatures est calculé de la manière suivante :

$$\text{Périmètre des armatures} = \frac{2 \times \text{largeur d' armatures} \times \text{nombre d' armatures}}{\text{largeur de calcul}}$$



a. Ecaille cruciforme

b. Simplification

c. modèle numérique bidimensionnel

Figure 2.2. Représentation du mur tridimensionnelle par un modèle bidimensionnel

Pour les conditions aux limites, les déplacements horizontaux et verticaux sont bloqués à la base du modèle et seuls les déplacements horizontaux sont bloqués sur les côtés latéraux. Afin de reproduire les étapes de construction de la structure réelle, la mise en place du remblai renforcé et du remblai général est modélisée par des couches de 0.375m en plusieurs phases :

Phase 1: mise en place de la première écaille, de la première et deuxième couche et installation de la première armature entre les deux couches de remblai renforcé (équilibre).

Phase 2: mise en place de la troisième et quatrième couche, installation de la deuxième armature entre les deux couches de remblai renforcé (équilibre).

Phase 3: mise en place du deuxième panneau, de la cinquième et sixième couche de remblai et installation de la troisième armature entre les deux couches de remblai renforcé.

Ces phases sont répétées jusqu'à 6 mètres de hauteur du mur. Le compactage des différentes couches de sol n'est pas pris en compte dans le calcul de référence. Cependant, afin de mettre en évidence l'influence de ce paramètre, un calcul simulant le compactage par un chargement équivalent est effectué dans l'étude paramétrique.

2.2.1- Modèles constitutifs et paramètres géomecaniques de modélisation

Le cas de référence est modélisé en prenant en compte des paramètres géomecaniques réels. Les paramètres de l'interface sol/reinforcement sont déterminés par calage sur les essais d'extraction effectués en laboratoire. Ces paramètres de référence sont décrits ci-dessous.

- *Le sol*

Le modèle est constitué de deux sols différents (Figure 2.3) dont les caractéristiques figurent dans le Tableau 2.1:

remblai renforcé et le remblai général : simulés par du sable fin uniforme, connu sous le nom de sable d'*Hostun RF* (Gay, 2000 ; Flavigny et al, 1990).

Le sol de fondation : simulé par un sol fondamental élastique.

Tableau 2.1: Caractéristiques géomécaniques du sol *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

	Remblai	Sol de fondation
Modèle de comportement	Mohr Coulomb	Elastique linéaire
Module d'Young (MPa)	50	50
Coefficient de Poisson	0.3	0.3
Masse volumique (kg/m ³)	1580	2000
Angle de frottement (°)	36	-
Angle de dilatance (°)	6	-
Cohésion (kPa)	0	-

Le modèle de comportement utilisé pour simuler le remblai renforcé et le remblai général est un modèle linéaire élastique parfaitement plastique avec le critère de plasticité de *Mohr - Coulomb* (nommé MC dans cette étude).

Ce modèle de comportement est caractérisé par cinq paramètres: les paramètres élastiques (E : module d'Young, ν : le coefficient de Poisson) et les paramètres plastiques (φ : angle de frottement, C : la cohésion, et ψ : angle de dilatance). Des essais triaxiaux effectués en laboratoire sur le sable d'*Hostun* ont permis de définir par calage les paramètres de ce modèle de comportement. Les contraintes de confinement prises en compte sont de : 30 kPa, 60 kPa et 90 kPa (Figures 2.3 et 2.4).

Pour le sol de fondation, un modèle de comportement élastique linéaire est utilisé. Ce modèle est caractérisé par deux paramètres élastiques (E : module d'Young et ν : coefficient de Poisson).

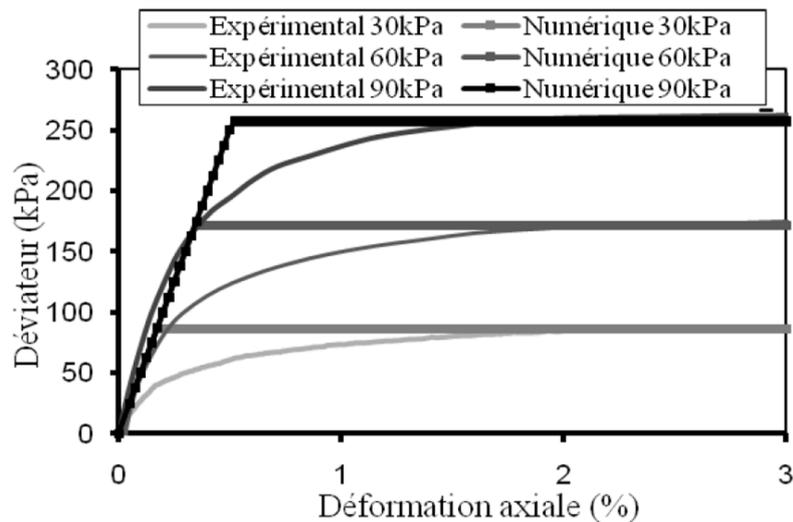


Figure 2.3 Calage du modèle numérique sur de essais triaxiaux, contrainte déviatorique *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

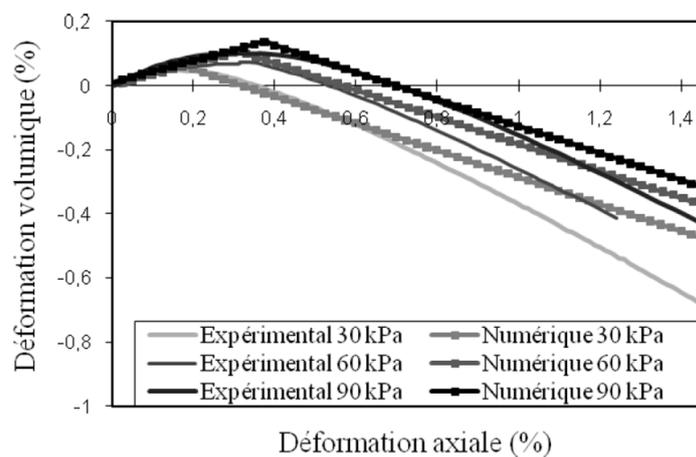


Figure 2.4 Calage du modèle numérique sur des essais triaxiaux-déformation volumique. *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

- Les écailles en béton

Les panneaux sont modélisés en utilisant des éléments poutres représentés par l'objet «*Beam*» dans le code de calcul *FLAC^{2D}*. Ils sont utilisés pour simuler des éléments structuraux. Les résistances limites en traction et en compression peuvent aussi être spécifiées (Tableau 2.2).

Tableau 2.2: Caractéristiques des écailles en béton *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

Paramètres	
Modèle de comportement	Elastique linéaire
Module d'Young (MPa)	15000
Coefficient de Poisson	0.2
Masse volumique (kg/m ³)	2500

Afin de reproduire la flexibilité d'un mur réel, les poutres sont reliées verticalement, par des rotules. De plus, dans la structure réelle, des joints élastomères sont insérés entre les panneaux afin d'assurer le bon espacement. Ils empêchent les panneaux d'avoir des points de contact et évitent l'effritement du béton. Ce joint élastomère est pris en compte dans la modélisation numérique en réduisant artificiellement la section de la poutre, mais en conservant son moment d'inertie réel.

- *L'interface sol/écailles en béton*

Des éléments d'interface ont été modélisés sur un seul côté des panneaux afin de simuler la raideur et le frottement à l'interaction parement en béton/sol (Tableau 2.3). La raideur normale et la raideur de cisaillement à l'interface sont calculées en utilisant les recommandations du code de calcul *FLAC^{2D}*. L'angle de frottement à l'interface est supposé être égal à 2/3 de l'angle de frottement du sol.

Tableau 2.3: Caractéristiques de l'interface écaille en béton/sol *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

Paramètre	
Modèle de comportement	Glissement de Coulomb
Raideur normale (MPa) à l'interface parement/sol	1000
Raideur de cisaillement (MPa) à l'interface parement/sol	1000
Angle de frottement à l'interface parement/sol (°)	24

- *Les armatures de renforcement*

Les renforcements simulés dans le calcul de référence correspondent aux bandes géosynthétiques *GeoStrap 50 (GS 50)* utilisées actuellement dans le renforcement des murs en Terre Armée. Les propriétés prises en compte dans le modèle sont présentées dans le Tableau 2.4.

Les renforcements sont modélisés par l'utilisation des éléments structurels de type "*Strip*" dans le logiciel *FLAC^{2D}*. Ces éléments sont spécialement conçus pour simuler le comportement de bandes de renforcement utilisées en Terre Armée. L'élément *Strip* permet de considérer une résistance en traction, en compression et introduit une résistance au cisaillement, mais ne peut pas supporter les moments de flexion.

Dans la majorité des cas de murs réels, les armatures *GeoStrap 50* est mise en place par paire de bandes de 50mm de large (2x50mm).

Tableau 2.4 : caractéristique du renforcement *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

Renforcement	GS 50 
Modèle de comportement	Elastique linéaire
Module élastique (GPa)	2.5
Largeur (m)	0.1
Epaisseur (mm)	3
Resistance maximale à la traction	100
Resistance maximale a la compression	00
Déformation maximale avant la rupture (%)	12

- *L'interface sol/armature*

Le comportement en cisaillement de l'interface sol/armature est défini par une loi non-linéaire qui varie en fonction de la pression de confinement. Les paramètres de cette interface sont le coefficient de frottement apparent maximum f^* et la raideur de cisaillement k .

Le coefficient de frottement apparent maximum à l'interface sol/armature est exprimé par:

$$f^* = \frac{\tau_{max}}{\sigma_{v0}} \quad (2.1)$$

Où σ_{v0} est la contrainte normale initiale appliquée sur l'armature et τ_{max} la contrainte de cisaillement maximum exercée le long du renforcement (*Schlosser et Elias, 1978; Schlosser et Guilloux, 1981*).

Des coefficients f_0^* et f_1^* sont définis dans le modèle numérique. Ils permettent de déterminer l'évolution de f^* en fonction de la contrainte de confinement comme dans le cas des lignes standards utilisées dans la conception interne des murs en Terre Armée (*NF P 94 270*).

$$f^* = f_0^* x \frac{(120 - \sigma_v)}{120} + f_1^* \frac{\sigma_v}{120} \quad (2.2)$$

f_0^* est le coefficient de frottement apparent en haut du mur (où $\sigma_v = 0$) f_1^* est le coefficient de frottement apparent à une profondeur de 6m (où $\sigma_v = 120$ kPa). σ_v est la contrainte de confinement en *kPa*.

La raideur de cisaillement à l'interface sol / bande (k) est définie comme suit:

$$k = \frac{F_{max}/L}{U^*} \quad (2.3)$$

- F_{max} : force de cisaillement maximal (force de traction) sur l'armature
- L : longueur de l'armature
- U^* : déplacement relatif armature/sol correspondant à la mobilisation totale de l'armature dans un essai d'extraction.

Les valeurs du coefficient de frottement (f^*) et de la raideur de cisaillement (k) prises dans le modèle numérique ont été définies par étalonnage sur les essais d'extraction effectués en laboratoire. La simulation numérique de ces essais a permis de définir les paramètres de l'interface sol/armature qui sont nécessaires dans la modélisation du mur en Terre Armée.

Les paramètres d'interface utilisés dans le modèle numérique de référence sont présentés dans le Tableau 2.5

Tableau 2.5 : caractéristiques de l'interface sol/renforcement. *Abdelouhab et al. (2011, 2012 b)*

Paramètre	GS 50
Modèle de comportement	Glissement de coulomb
Coefficient de frottement apparent à l'influence en haut du mur « f_0 »	1.2
Coefficient de frottement à l'interface à partir de 6m de profondeur « f_1 »	0.6
Raideur de cisaillement à l'interface (KN/m/m)	0.22

- Résultats

Les déplacements calculés dans le sol renforcé en utilisant des paramètres de référence avec des bandes synthétiques (GS 50) sont reportés dans la figure 2.5. Le déplacement horizontal maximum de 7.4 cm concerne le sol localisé juste derrière le parement en béton, au niveau du 3^{ème} lit de renforcement. Ces valeurs élevées sont dues à l'extensibilité des bandes synthétiques qui présentent un faible module élastique. En conditions réelles, les déformations horizontales sont corrigées à chaque étape de construction. En effet, une petite inclinaison (environ de 2% sur la hauteur du panneau) appliquée aux panneaux en béton, permet de réduire la déformation horizontale du parement du mur.

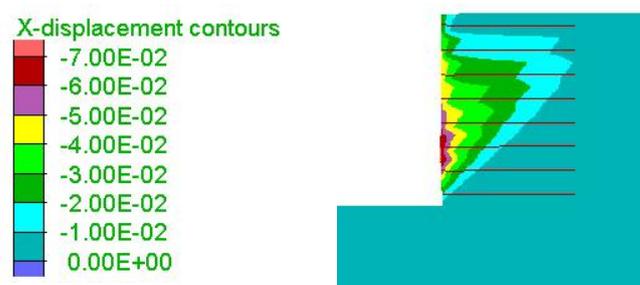


Figure 2.5 Déplacements horizontaux dans le mur en Terre Armée (6 m de hauteur)

3- Tunnel Circulaire A Faible Profondeur

3.1- Eléments bibliographiques

À la connaissance des auteurs, La première enquête sur la conception de tunnels utilisant des méthodes de fiabilité *Augusti et al. (1983)*. Ils ont étudié la probabilité de défaillance de soutènement modélisés à l'aide d'un modèle de convergence-confinement et incorporant la méthode de conception observationnelle pour mettre à jour l'état de la connaissance en utilisant une analyse Bayésienne. Ce travail a été suivi par la thèse de doctorat de *Kohno (1989)*, où il a étudié la fiabilité du soutènement du tunnel dans les roches molles. Le processus de tunnel dans la roche molle a été modélisé à l'aide d'un modèle de convergence-confinement où deux modes de défaillance du support ont été considérés. Le premier étant l'installation précoce d'un support rigide, et la seconde étant l'installation tardive d'un support souple. À la fois *Augusti et al. (1983)*; *Kohno (1989)*, MCS a été utilisé pour calculer les probabilités de défaillances.

Une demi-décennie plus tard, *Laso et al. (1995)* ont étudié l'application de *FORM* à la conception d'un tunnel en utilisant un modèle de convergence-confinement. Alors que *Augusti et al (1983)*. et *Kohno (1989)* ont seulement considéré la stabilité du support, *Laso et al (1995)*. ont considéré trois états limites la capacité de support du sol par la profondeur du rayon du tunnel, la défaillance du support et le déplacement excessif de la paroi du tunnel. En outre, ils ont classé les états limites en *ELU* et *ELS*, où le sol et la limite de performance de la capacité de support étaient considérés comme *ULS*, et la limite de performance du déplacement de la paroi du tunnel comme *ELS*. Contrairement aux analyses probabilistes antérieures des tunnels, ils ont utilisé le *PEM* de *Rosenblueth* pour calculer les probabilités de défaillance. En outre, ils ont calculé des facteurs partiels pour le cas étudiés. Cependant, ils ont négligé d'aborder comment ils peuvent être appliqués dans la conception.

Une approche notablement différente des travaux antérieurs est utilisée par *Yang et al. (2007)*. Ils proposent une méthode d'évaluation de l'intégrité d'un tunnel double lors de la construction en surveillant les déplacements et en calculant à nouveau les forces axiales et rotationnelles dans un schéma de *Monte Carlo*. Par conséquent, alors que la fiabilité générale est effectuée en recueillant des données appropriées lors de l'enquête sur le terrain et en effectuant des *RBD* en utilisant des modèles appropriés, ils utilisent la méthode d'observation la plus utilisée dans la conception du tunnel. Dans leur cas, ils n'étaient concernés que par l'intégrité du support et non par un déplacement excessif ou par l'intégrité de la masse rocheuse derrière le revêtement.

Une grande variété de méthodes de modélisation d'applications a été étudiée. Les ouvertures circulaires, certaines comptant pour le retard d'installation de support et d'autres n'ont pas été engagées avec différents modèles de convergence (*CCM*) dans des milieux de roche périphériques soumis à des contraintes in-situ hydrostatiques lointaines. Les ouvertures non circulaires ont également été étudiées en utilisant à la fois des modèles numériques en 2D et 3D en éléments finis ou différences finis. Alors que la plupart ont étudié les fouilles à pleine face, seuls *Lu et al.* (2012) ont enquêté séquentiellement excavé et soutenu des bancs dans une caverne. En outre, la plupart des enquêtes concernaient la stabilité de la paroi du tunnel dans les tunnels surtout profonds, cependant, quelques-uns ont étudié la stabilité de la face du tunnel dans les tunnels sous pression à écran peu profond (par exemple, *Zeng et al.* 2014). Enfin, un large éventail d'éléments de support a été étudié, y compris les revêtements en béton et béton armé, les boulons et les cravates et les ensembles en acier.

En ce qui concerne les états limites étudiés, ils peuvent être résumés dans les grandes catégories suivantes: (1) capacité du revêtement qui concerne la probabilité de défaillance du support; (2) le degré de convergence de la paroi ou de déplacement, qui concerne la probabilité de dépassement d'un seuil de déplacement, souvent découlant d'un déplacement normalisé; (3) le degré de rupture de masse de roche comme profondeur de la roche plastifiée derrière l'ouverture du tunnel. Les trois états limites utilisent les critères fondamentaux pour la conception du tunnel. De plus, même si la plupart ont étudié la fiabilité de chacun des états limites, *Lu et al.* (2013); *Gharouni-Nik et al.* (2014) a également considéré la fiabilité du système, qui considère l'interaction entre les fonctions de l'état limite. Cependant, quelques problèmes sont évidents de la littérature en ce qui concerne les définitions de l'état limite.

3.2- Présentation du modèle numérique

3.2.1- géométrie

Les paramètres du projet de tunnel ferroviaire à grande vitesse *Bologna-Florence* italien ont été adoptés dans cette modélisation numérique comme cas de référence. Le projet implique l'excavation d'un tunnel à *Bologne (Italie)*. Le tunnel a un diamètre d'excavation externe de 9,4 m et un diamètre interne de 8,3 m, pour une section utile de 46 m².

La profondeur de l'excavation du tunnel est égale à 20 m sous la surface du sol. Le sol excavé est du sable argileux. Les principaux paramètres qui ont été adoptés dans cette étude comme cas de référence sont résumés dans le tableau 2.6 (*Croce* 2011; *Do et al* 2014). On suppose

que le comportement du sol est régi par le modèle constitutif *Cap-Yield (CYsoil)*. *CYsoil* est un modèle constitutif durcissable qui se caractérise par une enveloppe de cisaillement Mohr-Coulomb à frottement et un capuchon volumétrique elliptique dans le plan (p', q) . Outre la loi de durcissement du cap et la loi de compactage / dilatation, qui permettent le comportement de la loi de puissance volumique observée dans les essais de compactage isotropes et la souche volumétrique irrécupérable qui résulte du cisaillement du sol à capter, la loi de durcissement par frottement dans le modèle *CYsoil* offre la possibilité d'exprimer alternativement le comportement hyperbolique. *CYsoil* permet également de modéliser des matériaux cohérents. On s'attend à ce que le comportement du matériau soit élastique pour des valeurs de contraintes de cisaillement maximales inférieures à la valeur de cohésion et au plastique élastique pour des niveaux plus élevés de contrainte de cisaillement. Dans le modèle *CYsoil*, le module de Young est adopté en fonction de l'accouchement effectif et conduit à une valeur plus élevée pour le module de déchargement-rechargement. Pour le modèle *CYsoil*, les paramètres d'entrée sont (Itasca 2011):

$$\bullet G_{ref}^e = E / (2(1 + \nu)) \quad (2.4)$$

: Le module de cisaillement tangentiel élastique G_{ref}^e à la pression effective de référence p^{ref} (égale à 100 kPa),

$$\bullet K_{ref}^e = E / (3(1 - 2\nu)) \quad (2.5)$$

: Le module de compression élastique tangent K_{ref}^e à la pression efficace de référence p^{ref} (égale à 100 kPa),

• R_f : rapport de défaillance qui est une constante et inférieure 1 (0.9 dans la plupart des cas)

• φ_f : angle de frottement

• β : Facteur d'étalonnage

Suite à l'absence de données expérimentales au laboratoire sur le sol, les paramètres de *Croce* (2011) ont été utilisés. Les paramètres donnés sont pour le modèle élastique linéaire parfaitement plastique (avec un critère de défaillance du type de *Mohr Coulomb*). Trois tests numériques triaxiaux ont été utilisés comme référence pour analyser les paramètres nécessaires pour le modèle *CYsoil*.

La contrainte de confinement (σ_3) est de 100 kPa, 170 kPa et 250 kPa, où choisie pour tenir compte du niveau de contrainte au cours de laquelle le tunnel est exposé. Les résultats d'étalonnage sont indiqués dans le tableau 2.6

La figure 2.6 illustre les courbes contrainte-déformation obtenues pour les différentes valeurs σ_3 . La pression de confinement σ_3 égale à 170 kPa au tunnel central (20 m de profondeur) a été choisie pour étalonner la valeur du module initial (tableau 2.6).

Tableau 2.6: propriétés du sol.

<i>MC model</i>	Value	<i>CYsoil model</i>	Value
E (module de Young) (MPa)	150	Module de cisaillement tangent élastique de référence G_{ref}^e (MPa)	58
ν (coefficient de Poisson)	0.3	Module de cisaillement tangent élastique G^e (MPa) $G^e = G_f^e(\sigma_3/P^{ref})$	98
φ (angle de frottement) (degré)	37	module de compression élastique tangent K^e (MPa) $K^e = K_f^e(\sigma_3/P^{ref})$	213
Ψ (angle de dilatance) (degré)	0	Pression effective de référence p^{ref} (kPa)	100
C (cohésion) (kPa)	5	Rapport de défaillance R_f	0.90
k_o (facteur de poussée latérale)	0.5	Angle de frottement ultime φ_f (degré)	37
Densité (kg/m ³)	1700	Facteur d'étalonnage β	2.35
		Cohésion (kPa)	5

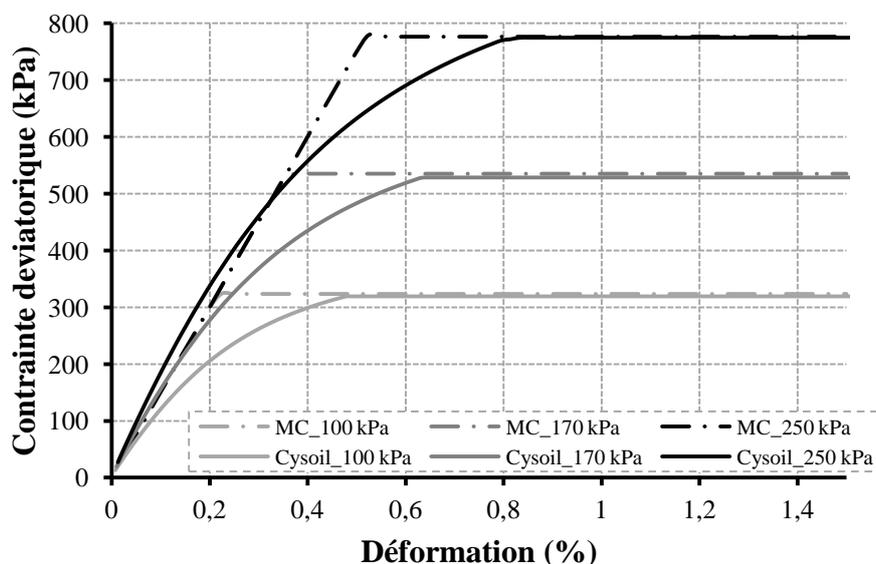


Figure:2.6 courbes contrainte-déformation

Le revêtement du tunnel est composé de segments préfabriqués en béton armé. Chaque anneau en béton préfabriqué de 1,5 m a un diamètre de section de 9,1 m et a une épaisseur de 0,4 m. Le comportement de la structure du tunnel est supposé être continu (aucun joint n'est considéré entre les segments) et élastique linéaire avec un module de Young égale a 15000 Mpa, 0.2 valeur du coefficient de poisson et 25 kN/m³ poids volumique du matériau.

Dans cette étude, les simulations numériques ont été effectuées en utilisant le programme de différences finies $FLAC^{2D}$ (Itasca 2011), qui fournit une fonctionnalité flexible pour l'analyse de paramètres communs. La figure 2.7 montre le modèle numérique 2D. Dans la grille du modèle $FLAC^{2D}$, la taille des éléments augmente à mesure que l'on s'éloigne du tunnel. Le

modèle numérique mesure 240 mètres de largeur dans la direction x et 60 m dans la direction y consiste en environ 7500 zones. Les nœuds sur les limites verticales ont été fixés dans des directions perpendiculaires à y, tandis que les nœuds à la base du modèle ont été fixés dans les deux sens.

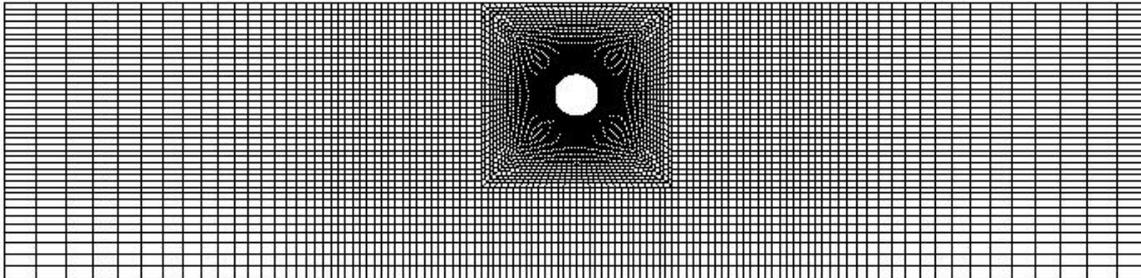


Figure 2.7 : Modèle numérique développé en *FLAC^{2D}*

Le modèle a été étudié avec des zones quadrangulaires discrètes. L'anneau du tunnel a été modélisé à l'aide de l'élément de liner (Do et al. 2014).

Des études numériques bidimensionnelles utilisant la méthode de convergence-confinement (*CCM*) ont déjà été menées par d'autres auteurs (*Bernat et al.* 1996, *Hejazi et al.* 2008, *Svoboda et Masin* 2009, *Li et Low*, 2010; *Lu et al* 2011a, 2011b; *Janin* 2012, *Dias et Kastner* 2012, *Janin et al.* 2013, *Do et al* 2014). Leurs travaux ont souligné que, dans certaines conditions géotechniques et de construction, la méthode *CCM* peut simuler correctement le tassement final de la surface, mais elle nécessite une estimation a priori du rapport de relaxation de la contrainte. En fait, le taux de relaxation des contraintes est habituellement spécifié sur la base d'une analyse qui utilise des données expérimentales obtenues à partir d'un processus de tunnel.

Le choix de cette méthode est basé sur une étude comparative avec des résultats numériques 3D ont été introduits pour estimer la précision de ces approches 2D équivalentes. Pour le même tassement de la surface, les forces de revêtement structurelles déterminées avec la méthode *CCM* sont mieux en accord avec les résultats numériques 3D que ceux obtenus avec la méthode de volume perdu (*VLM*), (Do et al 2014).

Dans la présente thèse, le processus de déconfinement a été réalisé en utilisant la méthode *CCM* en trois phases:

- Phase 0: état initial de contrainte (σ_0) en l'absence d'excavation. La première étape de calcul du processus d'excavation numérique consiste à établir le modèle et à affecter

les conditions aux limites et l'état de contrainte initiale, en tenant compte de l'influence de la contrainte verticale avec le gradient de profondeur sous l'effet du champ de gravité;

- Phase 1 : (phase de déconfinement): Le sol excavé à l'intérieur du tunnel est désactivé et une pression radiale est appliquée simultanément sur la circonférence du tunnel vers le milieu mou. La valeur de cette pression est calculée à l'aide de l'équation (2.6). Cette pression dépend de la valeur des contraintes initiales (voir la figure 2.8) et n'est pas constante autour de la circonférence du tunnel.

$$\sigma = (1 - \lambda_d) \sigma_0 \quad (2.6)$$

où σ : pression radiale (kN/m²); σ_0 : contrainte moyenne initiale au milieu (kN/m²); λ_d : coefficient de relaxation des contraintes. Cette pression radiale appliquée à la circonférence d'excavation est réduite étape par étape jusqu'à ce que sa valeur atteigne la relaxation de contrainte spécifiée λ_d .

- Phase 2 : (Installation de revêtement du tunnel): Le système de revêtement est activé et la relaxation totale ($\lambda_d = 1$) est appliquée.

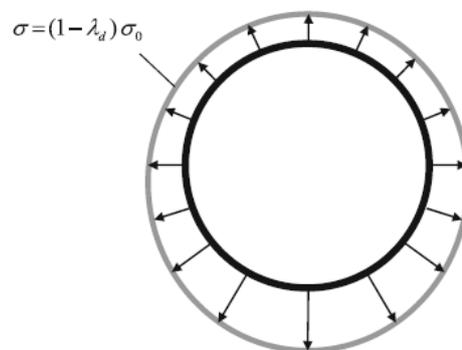


Figure 2.8: Simulation de tunnels avec la CCM (Hejazi et al.2008)

3.3- Résultats

La figure 2.9 montre les mouvements verticaux à la surface du sol. Il est évident que la valeur du tassement augmente en s'approchant du tunnel et que la valeur maximale est située à l'axe du tunnel en raison de conditions de symétrie. Ensuite, le tassement diminue loin du centre du tunnel. Cela pourrait être attribué au fait que la relaxation des contraintes limite la déformation du sol environnant au tunnel.

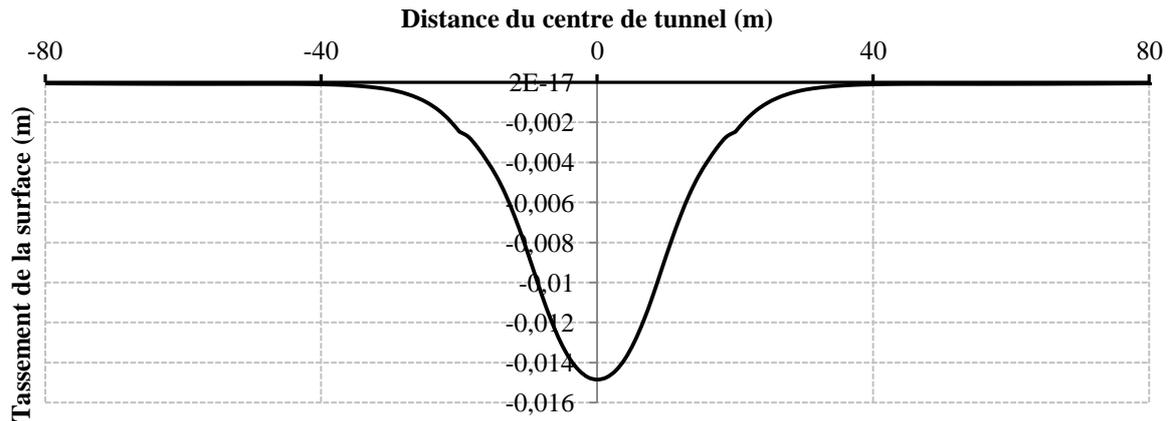


Figure 2.9: courbe de tassement de la surface

Sur la figure 2.10, les forces structurales de soutènement en termes de moments de flexion sont représentées. En raison de la faible valeur du $k_0=0.5$, le moment fléchissant maximal déterminé lors de l'utilisation du *CCM* se produit généralement sur le fond du tunnel. Dans cette étude, le coefficient λ_d est pris égal à 0,65. Cette valeur a été obtenue par *Do et al.* (2014) et déduit d'une analyse de retour en utilisant des calculs 3D. Théoriquement, le coefficient λ_d peut atteindre une valeur maximale de l'unité correspondant au cas d'une relaxation totale des parois du tunnel.

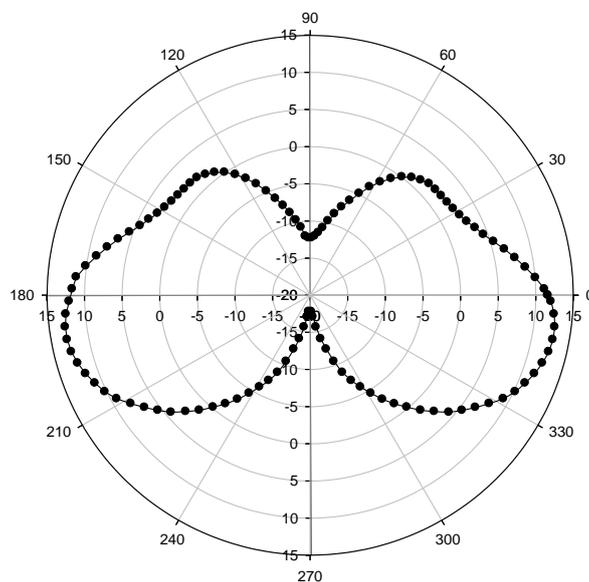


Figure 2.10: Moment fléchissant (kN.m/m)

4- Sol Renforce Par Inclusion Rigide

4.1- Eléments bibliographiques

De nos jours, la construction sur des sols compressible s'est améliorée, les pieux rigides impliquant des plates-formes granulaires sont largement mises en œuvre dans le monde entier en raison de leur faible coût, de leur construction rapide et des petites installations totales et différentielles résultantes par rapport à d'autres méthodes d'amélioration traditionnelles telles que l'injection de jointoiment, les drains verticaux ou pré-chargement.

La fiabilité des fondations de piles conçues sur la base des essais sur le sol dépend principalement de la fiabilité de la méthode de calcul de l'évaluation de la résistance à la pile et de l'approche de variabilité spatiale adoptée. Une formule de fiabilité lognormal peut être utilisée pour calculer l'indice de fiabilité d'un pieu dans le cas où différentes sources d'incertitude liées à la rigidité et aux effets de surveillance de l'installation de pieux sont remplies (*Bauduin et al 2003 et Paikowsky et al 2002*). Des études de modélisation numérique des bases de radier empilés pour déterminer l'influence de la variabilité du sol sur le modèle d'interaction sol-structure ont été utilisées par *Niandou et al (2006)* et *Amsiejusand et al (2007)*. La méthode de la surface de réponse a été adoptée pour déterminer la valeur acceptable de la pression de roulement.

Pour le cas des plates-formes de terre empilées, seuls des modèles déterministes numériques et expérimentaux peuvent être trouvés dans la littérature. Ils sont souvent axés sur la modélisation numérique pour évaluer l'effet des mécanismes de cisaillement sur la plate-forme terrestre (*Jenck et al 2009a, b; Hassen et al 2009; Nunez et al 2013, Girout et al 2014, Briancon et al 2015 et Dias et al 2015*). *Kempton et al (1998)*, *Nunez et al (2007)* et *Jenck et al (2007)* ont montré qu'un modèle numérique de contrainte plane 2D ne peut pas correctement simuler le comportement de ce système 3D complexe. D'autres auteurs ont montré qu'un modèle numérique axisymétrique bidimensionnel peut représenter avec précision les mécanismes de cisaillement (*Naughton et al 2005, Okay et al 2010*). Les calculs numériques 3D des talus empilés représentant explicitement la plate-forme terrestre et les sols compressibles améliorés restent peu fréquents et récents, car les modèles prennent beaucoup de temps. C'est probablement pourquoi les études probabilistes n'ont pas encore été développées (*Laurent et al 2003*).

4.2- Présentation du modèle

4.2.1- Géométrie

L'étude numérique présentée dans travail vise à mieux comprendre le comportement des plates-formes de terre empilées sous une dalle de béton. La figure 2.11 montre la vue de dessus de la partie de grille de pieux et indique la cellule unitaire simulée dans le modèle numérique. La géométrie 3D est simplifiée par un axe axisymétrique bidimensionnel avec un rayon équivalent de 1,975 m. Un modèle de différence finie a été créé en utilisant *FLAC^{2D}*. Ce type de modélisation donne des résultats avec une bonne précision par rapport à une modélisation 3D. L'erreur entre les modèles axisymétrique et 3D est inférieure à 9% (Nunez et al 2007).

La géométrie introduite (Figure 2.12) est composée de 10 m de hauteur d'une couche de sol horizontal compressible homogène (sable argileux) améliorée par des pieux de 0,4 m de diamètre. Les pieux ont une profondeur de 10 m avec un espacement de 3,5 m. La plate-forme de terre de 0,5 m de hauteur est placée sur les pieux. Le cas de référence de cette étude est développé pour tenir compte de la présence d'une structure à la surface. Une dalle de béton de 0,2 m d'épaisseur est placée sur la plate-forme de terre. Un supplément de 25 kPa est ensuite configuré sur cette structure.

Le modèle numérique comprend environ 2000 zones. Les limites horizontales ont été réparées dans les directions normales, tandis que les nœuds à la base du modèle ont été fixés dans les deux sens.

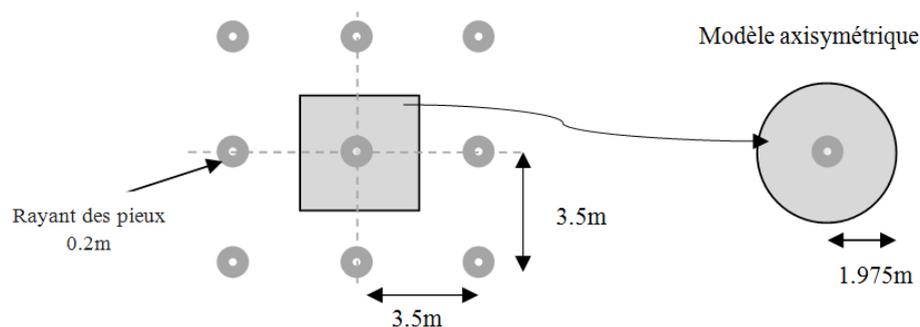


Figure 2.11: Vue en plan du volume élémentaire modélisé

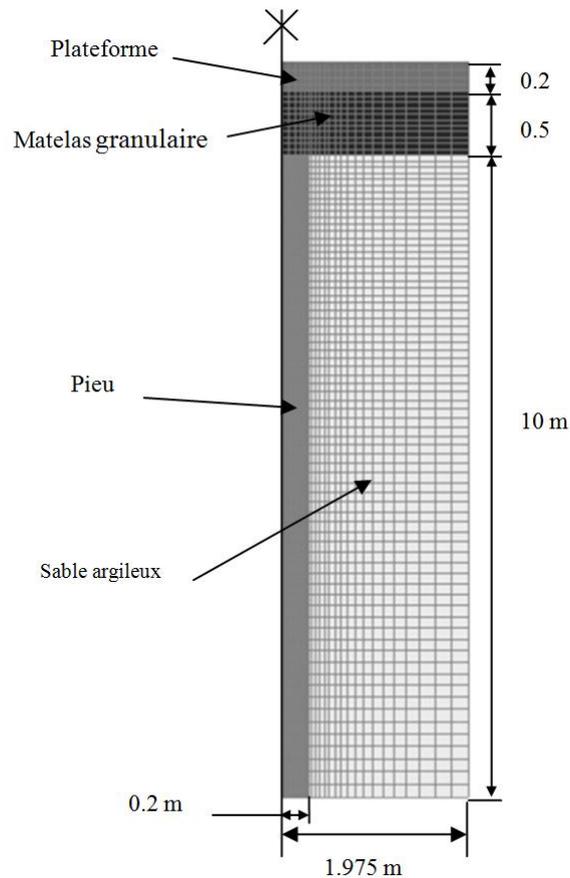


Figure 2.12: Vue schématique du modèle numérique axisymétrique 2D.

Le comportement du sol est supposé être régi par un modèle de comportement élastique linéaire parfaitement plastique utilisant le critère de défaillance du cisaillement de Mohr-Coulomb. Selon des études antérieures sur les mêmes éléments structurels, les résultats obtenus en utilisant le modèle Mohr-Coulomb et des modèles plus complexes (élasticité non linéaire) sont similaires (Jenck et al 2009a). La plupart des calculs probabilistes à éléments finis sont encore réalisés à l'aide de modèles constitutifs simples. Ceci est dû au fait qu'ils nécessitent un nombre limité de paramètres et que le temps de calcul a tendance à être inférieur à celui de l'utilisation de modèles constitutifs du sol avancés. Le pieu et la dalle en béton ont été modélisés à l'aide d'un modèle de comportement élastique linéaire, dont les caractéristiques apparaissent dans le tableau 2.7.

Table 2.7. Propriétés mécaniques des sols et du béton.

Propriétés (unité)	Matelas granulaire	Sable argileux	béton
E (Module de Young) (MPa)	50	4.5	10000
ν (coefficient de poisson) (-)	0.3	0.3	0.2
φ (angle de frottement) ($^{\circ}$)	35	18	-
Ψ (angle de dilatance) ($^{\circ}$)	0	0	-
C (cohésion) (kPa)	0	5	-
γ (poids volumique) (kN/m^3)	20	18	25

4.2.2- Interface sol/pieu

Des interfaces entre le pieu et le sol entouré ont été réglées, ce qui permet de réaliser des mouvements de cisaillement relatifs au sol/pieu et aux interfaces entre le matelas granulaire et le pieu. L'angle de frottement à l'interface est supposé être égal à $2/3$ de l'angle de frottement du sol (Itasca, 2011).

4.2.3- Procédure de chargement

Les procédures de chargement suivies dans la modélisation numérique étaient les suivantes:

Phase 1: Initialisation de l'état de contrainte du sol compressible,

Phase 2 : L'installation du pieu, l'effet d'installation du pieu est négligé, l'initialisation des déplacements à la fin de cette phase

Phase 3 : Configuration du matelas granulaire,

Phase 4 : Installation de la plateforme,

Phase 5 : mise en place de la surcharge sur la plateforme.

4.3- Résultats

4.3.1- Tassement

La figure 2.13 montre la répartition du tassement de la dalle à la fin du calcul. Pour le cas présenté, le tassement maximal est situé au milieu de la distance entre les pieux. Sa valeur est égale à 36,6 mm et le tassement minimum est situé au-dessus de l'inclusion rigide. Le tassement différentiel entre ces deux positions est égal à 9,95 mm.

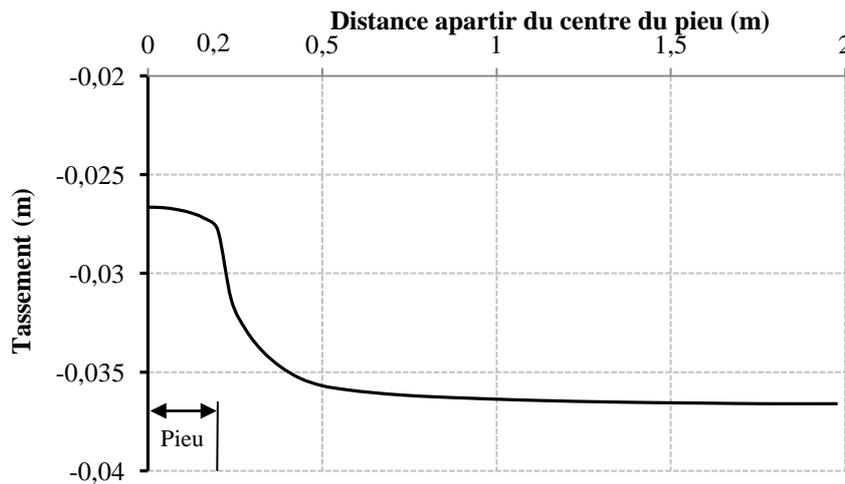


Figure 2.13: Courbe de tassement de la surface au-dessus de la plateforme

4.3.2- Efficacité

Pour évaluer le transfert de charge au pieu qui se produit dans le sol granulaire, l'efficacité de la contrainte (Eff) est définie comme le rapport entre la charge appliquée à la tête du pieu (L_p) et le poids sur la cellule élémentaire (W : somme de la masse due au matelas granulaire, à la dalle et à la surcharge à la surface de la dalle). Cette quantité est présentée à la figure 2.14 et définie par plusieurs auteurs (*Jenck* et al. 2005, 2009a, *Okay* et al., 2014):

$$Eff = \frac{L_p}{W} \quad (2.7)$$

La valeur de l'efficacité peut être utilisée pour déterminer la charge appliquée à la tête du pieu et ne tient pas compte de la charge supplémentaire due au frottement négatif. Pour le cas présenté, l'efficacité est égale à 44,2%.

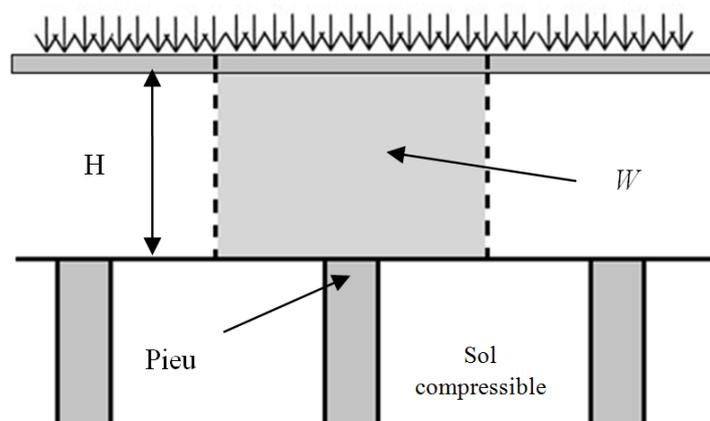


Figure 2.14: Définition de l'efficacité

5- Capacité Portante Dynamique Des Fondations Superficielle Filante

5.1- Eléments bibliographiques

La détermination de la capacité portante sismique des fondations est un problème important pour la conception sûre dans la zone sismique. En raison du chargement sismique, les fondations peuvent subir une réduction de la capacité portante et augmenter le tassement. Au cours des dernières années, l'effet sismique a été pris en considération dans de nombreux codes de conception des fondations.

Une conception sismique rigoureuse des fondations peut être réalisée en prenant en compte l'interaction sismique sol-structure, capable de considérer le comportement des sols non linéaires sous un chargement dynamique. Cependant, il est coûteux et prend beaucoup de temps et convient uniquement à des projets importants. L'analyse courante de la capacité portante et la réponse sismique de la superstructure sont découplées. En fonction de cette simplification, les méthodes de calcul de la capacité de charge sismique de la fondation filante peuvent être classées en quatre grandes catégories: méthode d'équilibre limite (*Sarma et Iossifelis 1990 ; Richards et al 1993 ; Budhu et Al-Karni 1993*), analyse limite (*Soubra 1997; Soubra 1999 ; Ghosh et al 2008*), méthodes numériques (*Shafiee et Jahanandish 2010; Pane et al. 2016*) et la méthode des caractéristiques (*Kumar 2002 ; Jahanandish 2005 ; Keshavarz 2011 ; Cascone 2016*). Ces méthodes sont expliquées brièvement ci-dessous :

- *Equilibre limite*

L'équilibre limite est la méthode d'analyse la plus courante dans le calcul de la capacité portante. Dans cette méthode, on suppose au premier cas une surface de glissement. Ensuite, pour obtenir la charge limite ultime, les équations d'équilibre sont résolues. Une limitation majeure de cette méthode est causée par l'absence d'une relation de contrainte-déformation. Cette méthode est utilisée habituellement sur l'analyse de la stabilité de la pente du sol et est suivie par de nombreux chercheurs pour analyser la capacité portante des fondations.

Sarma et Iossifelis 1990 ont déterminé les facteurs de capacité de charge sismique en utilisant la technique d'équilibre limite de l'analyse de la stabilité de la pente avec des tranches inclinées. Leur analyse a montré que le facteur N_q dépend de l'inertie de la charge supplémentaire; la relation entre N_c et N_q donnée dans la littérature a été jugée incorrecte pour les charges inclinées et l'inertie de la masse du sol a certainement un effet sur N_c . Ils ont montré que les résultats de l'analyse sous forme graphique sont en fonctions du facteur d'accélération horizontale et de l'angle de frottement interne du sol.

Richards 1993 basé sur l'analyse limite et en utilisant le mécanisme de coulomb, y compris les forces inertielles dans le sol et sur la fondation, ont donné des expressions pour les facteurs de capacité de charge sismique qui sont directement liés à leurs homologues statiques. Ils ont constaté que la réduction de la capacité des fondations était due à la fois à la dégradation sismique de la résistance du sol et aux forces inertielles latérales transmises par cisaillement à la fondation à travers la structure et toute surcharge. Une procédure simple de blocage coulissant avec des exemples a également été étudiée pour calculer ces tassements en raison de la perte de capacité portante pour de courtes périodes.

Sarma et Iossifelis 1990 et *Richards et al.* 1993, ont examiné le cas sismique (accélérations horizontales) en réduisant la capacité portante statique des sols sans cohésion. Cependant, *Budhu et Al-Karni* 1993 ont proposé les facteurs de capacité portante sismique en tenant compte de l'accélération verticale et de la cohésion des sols. Ils ont dérivé les facteurs de capacité de charge sismique pour un sol $C-\phi$ dans le cadre de la théorie de *Mohr-Coulomb*.

- *Analyse limite*

La base de l'analyse limite repose sur deux théorèmes liés à la limite supérieure et inférieure. La réponse correcte est révélée par des limites supérieures et inférieures identiques. Dans le théorème de liaisons inférieures, tout système de contraintes dans lequel les forces appliquées est juste suffisantes pour provoquer le rendement. De même, dans la limite supérieure, tout champ de vitesse qui peut fonctionner est associé à une solution de liaison supérieure. Dans l'analyse limite, la capacité portante finale de la fondation est calculée en utilisant la relation contrainte-déformation et le mécanisme de défaillance. Parmi les contributions importantes figurent les recherches suivantes :

Soubra 1997 a calculé les facteurs de capacité portante sismique des fondations filantes en utilisant la méthode de l'analyse limite. L'approche pseudo-statique a été prise en compte en utilisant des forces inertielles statiques. Les solutions obtenues étaient rigoureuses dans les limites supérieures dans le cadre de la théorie de l'analyse limite pour une relation associée à *Coulomb*.

Soubra 1999 a étudié le problème de la capacité portante statique et sismique des fondations filantes. Deux mécanismes de défaillance cinématiquement admissibles séparément dans le cadre du théorème de la limite supérieure ont été considérés. Les résultats numériques des facteurs de capacité portante statique et sismique sous la forme de tableaux de conception pour une utilisation pratique dans le génie géotechnique ont été présentés.

Ghosh et al 2008 en considérant l'approche pseudo-dynamique, a examiné l'effet de l'angle de frottement du sol, des accélérations sismiques horizontales et verticales, l'amplification du sol, les vitesses de cisaillement et d'ondes primaires traversant la couche de sol pendant le tremblement de terre sur le facteur de capacité portante sismique N_c pour une fondation filante. Le résultat a montré que l'ampleur de N_c diminue avec l'augmentation de l'amplification du sol, de la vitesse de cisaillement et de l'onde primaire, qui ne peut être prédite par l'approche pseudo-statique existante.

- *Méthodes numériques*

Les méthodes numériques telles que la Méthode de différence finie (*FDM*), la méthode des éléments finis (*FEM*) et la méthode des éléments discrets (*DEM*) sont utilisées comme méthodes classiques dans les problèmes géotechniques. Ces méthodes ont besoin de plus de temps pour analyser, mais offrent également l'avantage que les problèmes de géométries complexes ou de modèles constitutifs complexes peuvent être résolus.

Shafiee et Jahanandish 2010 ont utilisé la méthode des éléments finis pour estimer la capacité portante sismique des fondations filantes pour une large gamme d'angles de frottement et de coefficients sismiques. En outre, ils ont présenté des courbes concernant les facteurs de capacité portante sismique pour l'accélération du tremblement de terre.

Pane et al. 2016 a effectué une analyse numérique de différence finie visant à évaluer les effets sismiques sur la capacité portante ultime des fondations filante. L'inertie de la structure et les effets d'inertie du sol et la possibilité de superposition de ces effets d'inertie sont étudiés. En tant que résultats de leurs recherches, il a été constaté que, dans certains cas, l'inertie du sol peut jouer un rôle important dans la capacité sismique du système et que des équations simples à une constante peuvent être facilement utilisées dans la conception des fondations.

L'analyse de la capacité portante sismique des fondations filantes est habituellement implémentée en supposant des propriétés de sol et le séisme comme étant homogènes. Par conséquent, les méthodes de calcul de la capacité portante des fondations filantes sont limitées par l'utilisation de paramètres à valeur unique (moyenne). L'analyse de fiabilité fournit un moyen d'évaluer les effets combinés des incertitudes et offre un cadre logique pour choisir la capacité portante qui convient au degré d'incertitude et aux conséquences de l'échec. Ainsi, comme alternative à l'évaluation déterministe, une évaluation de la fiabilité de la capacité portante serait utile pour fournir de meilleures décisions d'ingénierie.

Depuis trois décennies, de nombreuses méthodes probabilistes ont été conçues pour l'analyse de la capacité portance des fondations filantes. *Fenton et Griffiths* 2003 ont modélisé le sol avec des forces de cisaillement variant spatialement en utilisant une théorie de champ aléatoire et une méthode élasto-plastique en éléments finis pour évaluer la capacité portante. Les prédictions théoriques de la moyenne et de l'écart type de la capacité portante ont été obtenues avec indépendance de C et φ et en utilisant un modèle de moyenne géométrique puis vérifiées via la simulation de *Monte Carlo*.

Przewłócki 2005 a appliqué la méthode des caractéristiques à une fondation filante basée sur un sol à paramètres stochastique. L'enquête était limitée uniquement pour le cas particulier d'un matériau purement cohérent. Il a permis de déterminer l'influence de la variabilité spatiale de la cohésion sur la variance de la valeur de la capacité portante. Les résultats obtenus ont montré que la diminution de la longueur d'auto-corrélation diminue la variance de la capacité portante.

Popescu et al. 2005 a examiné l'effet de l'hétérogénéité aléatoire des propriétés du sol sur la capacité portante et a suivi *MC* en combinaison avec une analyse d'éléments finis non linéaire. Ils ont démontré que la variabilité spatiale inhérente de la résistance au cisaillement du sol peut modifier radicalement la forme basique du mécanisme de défaillance dans ce problème de capacité portante. Par conséquent, il n'y a pas de mécanisme de défaillance moyen (surface) dans ce problème, ce qui conduit à la conclusion que *MC* est la seule méthodologie capable de fournir une solution à ce problème de géomécanique.

Youssef Abdel Massih et al. 2008b a étudié l'effet de la variabilité spatiale des propriétés du sol sur la capacité portante ultime d'une fondation filante à chargement vertical statique. Le modèle déterministe utilisé est basé sur des simulations numériques utilisant le code de différence finie explicite Lagrangienne *FLAC^{3D}*. Leurs résultats ont montré que la capacité portante moyenne d'un sol localement aléatoire est inférieure à la valeur déterministe obtenue pour un sol homogène. Un cas critique apparaît lorsque les distances d'autocorrélation sont égales à la largeur de la fondation. Pour ce cas, la valeur moyenne de la charge de base atteint un minimum.

Cependant, les approches probabilistes de la capacité portante sismique des fondations filante sont rarement élaborées dans la littérature (*Youssef Abdel Massih et al.* 2008a, *Baroth et al.* 2011). *Johari et al* 2017 a utilisé la méthode des lignes de glissement associée à une théorie de champ aléatoire pour estimer la capacité portante sismique des fondations filante. Pour

l'analyse des incertitudes par l'équation de Terzaghi, les N_c , N_q et N_γ sont évalués stochastiquement.

5.2- Présentation du modèle étudié

Les surfaces de rupture logarithmique présentées à la figure 2.15 ont été supposées par *Budhu* et *Al-karni* (1993) pour déterminer la capacité portante sismique des sols. Ils ont suggéré des modifications aux équations couramment utilisées (*Meyerhof*) pour la capacité portante statique pour obtenir la capacité de portante dynamique comme suit :

$$q_{ud} = C N_c s_c d_c i_c e_c + (\gamma D_f) N_q s_{c_q} d_q i_q e_q + \frac{\gamma}{2} B N_\gamma s_\gamma d_\gamma i_\gamma e_\gamma \quad (2.8)$$

Dans l'équation (2.8), les facteurs de capacité portante sont calculés par les équations suivantes:

$$N_c = (N_q - 1) \cot \varphi \quad (2.8-1)$$

$$N_q = e^{(\pi \tan \varphi)} \tan^2 \left[\left(\frac{\pi}{4} \right) + \left(\frac{\varphi}{2} \right) \right] \quad (2.8-2)$$

$$N_\gamma = (N_q - 1) \tan(1,4\varphi) \quad (2.8-3)$$

avec,

B : largeur de la fondation

D_f : profondeur de la fondation;

φ : angle de frottement

C : cohésion du sol

γ : poids volumique

s : facteur de forme.

d : facteur de profondeur.

i : facteur d'inclinaison.

e : facteurs sismiques estimés en utilisant les équations suivantes

$$e_c = \exp(-4.3k_h^{1+D}) \quad (2.8-4)$$

$$e_q = (1 - k_v) \exp \left[- \left(\frac{5.3k_h^{1.2}}{1 - k_v} \right) \right] \quad (2.8-5)$$

$$e_\gamma = \left(1 - \frac{2}{3} k_v \right) \exp \left[- \left(\frac{9k_h^{1.2}}{1 - k_v} \right) \right] \quad (2.8-6)$$

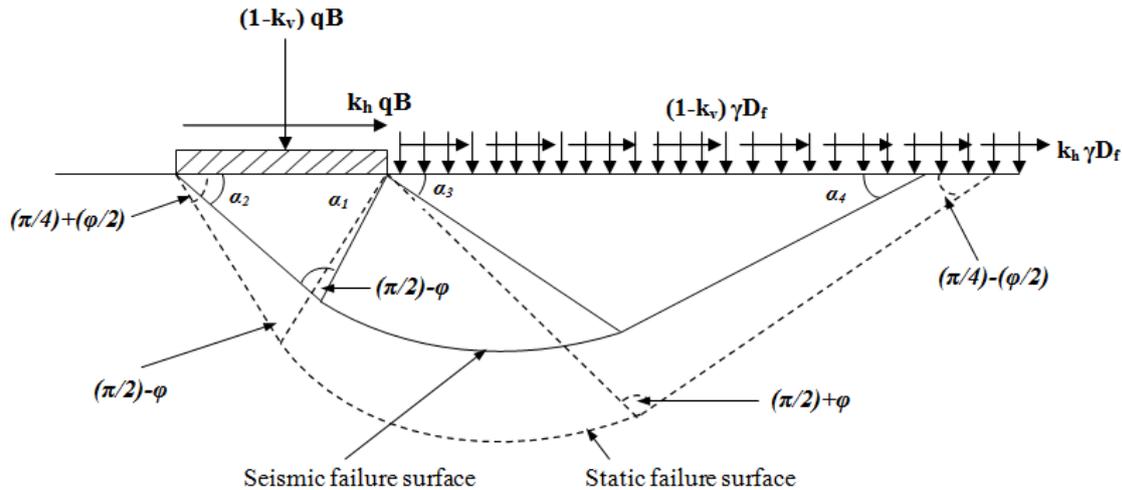


Figure 2.15: Mécanisme rupture du sol dans des conditions statiques et sismiques présumées dans la théorie de Budehu et AL-Karni (1993).

avec,

k_h et k_v sont respectivement les coefficients d'accélération horizontale et verticale,

H : profondeur de la zone de rupture de la surface du sol et, D est donnée par l'équation suivante :

$$D = \frac{\gamma H}{c} \frac{0.5B}{\cos\left(\frac{\pi+\varphi}{4}\right)} \exp\left(\frac{\pi}{2} \tan \varphi\right) + D_f \quad (2.9)$$

La code sismique algérienne (RPA) 99 / version 2003 recommande qu'en Algérie $k_v = \pm 0,3 k_h$ pour plusieurs types de structures telles que les fondations, le mur de soutènement et la stabilité des pentes. Dans notre étude, nous tiendrons compte de cette relation linéaire entre les deux coefficients sismiques et nous discuterons de notre étude avec un seul coefficient sismique horizontal " k_h ".

- *Exemple :*

Pour les mécanismes de rupture *Budehu et AL-Karni* (1993), les résultats déterministes présentés dans cet étude considèrent le cas d'une fondation superficielle filante avec une largeur $B = 2,5$ m et 1 m de profondeur. Le sol a un poids unitaire de 18 kN/m^3 . Les valeurs de l'angle de frottement interne et de cohésion sont respectivement de 30° et 20 kPa . En utilisant l'équation (2.8), la capacité portante sismique ultime pour la valeur du coefficient sismique horizontal est supposée être de $0,2$ et un coefficient sismique vertical supposé être de $0,06$ n'est que de $729,51 \text{ kPa}$.

6- Conclusion

Différents modèles déterministes sont développés dans ce chapitre pour la détermination du calcul du déplacement horizontal du parement ; tassement de la surface et moment fléchissant du revêtement du tunnel; tassement de la plateforme et efficacité du pieu ; et la valeur de la capacité portante sismique d'une fondation filante. Pour l'étude en état limite de service (*ELS*), des modèles numériques sont d'abord programmés sous le logiciel *FLAC^{2D}*. Les temps de calcul relativement moyen des modèles numérique impliquent que leur utilisation dans un cadre probabiliste n'est envisageable qu'avec des méthodes pour lesquelles le nombre d'appels au modèle déterministe est très réduit.

- Chapitre 3 : Etude probabiliste en variables aléatoires

-ETUDE PROBABILISTE EN VARIABLES ALEATOIRES-

1- Introduction

La propagation de l'incertitude au travers d'un modèle déterministe est un problème clé lorsque l'on souhaite déterminer la probabilité de défaillance d'un système. Si de nombreuses méthodes existent pour décrire la distribution de probabilité d'une variable de sortie à partir des paramètres probabilistes des variables d'entrée, ces méthodes nécessitent généralement un nombre très important d'appels au modèle déterministe. C'est le cas par exemple de la méthode de Monte-Carlo, qui fournit un estimateur sans biais de la probabilité de défaillance p_f , mais nécessite un nombre d'appels au modèle supérieur à $10/p_f$ pour une estimation correcte. Pour les ordres de grandeur des probabilités de défaillance intéressant l'ingénieur, un tel nombre d'appels au modèle déterministe est inabordable dès que le modèle présente un temps de calcul non négligeable. Plusieurs méthodes probabilistes permettent de s'en affranchir. Ce chapitre se propose d'étudier certaines de ces méthodes, dans le cadre simplifié d'un sol homogène, pour lequel la dispersion des paramètres de sol est modélisée sous la forme de variables aléatoires.

La méthode de la surface de réponse (*RSM*) est appliquée aux ouvrages déterminés au chapitre 2. Cette méthode repose sur une approximation quadratique de la surface d'état limite et consiste à déterminer par itérations successives la position du point de conception, défini comme le point de défaillance le plus probable. Lorsque ce point est connu, l'approximation *FORM* permet d'obtenir directement la probabilité de défaillance.

La *RSM* présente néanmoins quelques inconvénients, notamment le temps de calcul et la divergence des résultats pour des problèmes les plus complexes. À cet effet, la méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique *RSM-GA* est introduite dans le but de pallier aux défauts de la *RSM*-itérative.

La *RSM-GA* se propose également de fournir une approximation analytique du modèle déterministe, mais cette approximation est nettement plus exacte, et présente l'avantage d'être valable sur un domaine important de l'espace des variables d'entrée (et non au seul voisinage du point de conception, comme le propose la *RSM*-itérative). Lorsque cette approximation analytique a été correctement calée à partir d'un nombre relativement réduit d'appels au modèle déterministe, cette approximation analytique qui peut avantageusement se substituer au modèle déterministe d'origine dans toute méthode probabiliste.

2- Principes de l'étude

Ce chapitre se propose de réaliser une analyse de fiabilité à la fois sur l'état limite de service (*ELS*) pour les ouvrages : mur en terre armée ; tunnel circulaire faible profondeur; sol renforcé par inclusion rigide et sur l'état limite ultime (*ELU*), calcul de la capacité portante dynamique des fondations superficielle filante.

L'effet de déplacement horizontal maximum du parement est investigué pour le modèle du mur en terre armée. Le tassement maximum de la surface et le moment fléchissant maximum du revêtement de tunnel sont pris en compte pour le modèle *2D*, le tunnel circulaire est sous une variation de la contrainte de déconfinement. Cette analyse ne traite pas directement la sécurité du tunnel, mais explore ses possibles impacts sur un patrimoine bâti en surface, et utilise donc le modèle numérique de détermination du tassement maximal pour une pression de déconfinement donnée. Le modèle sol renforcé par inclusion rigide ou deux cas d'études ont été proposés : le premier cas est de proposer les paramètres du sol compressible représentés avec des variables aléatoires, le deuxième cas est de présenter le sol compressible et le sol granulaire comme des variables aléatoires (sol bicouche). Enfin, une analyse à l'état limite ultime pour la sûreté d'une fondation superficielle filante sous chargement séismique quasi-statique a été réalisée.

La méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique est utilisée pour fournir une approximation globale de la surface d'état limite afin de déterminer l'indice de fiabilité pour une fonction de performance donnée. Par la suite, la probabilité de défaillance est calculée par approximation *FORM* à partir de cet indice.

3- Influence des paramètres du sol sur la réponse des ouvrages étudiés

L'indice de fiabilité Hasofer-Lind β_{HL} est adopté pour calculer la fiabilité des ouvrages précité. Les incertitudes de tous les paramètres d'entrée du sol peuvent être considérées, mais entraîneront un grand nombre de calculs numériques. La méthodologie probabiliste (RSM) prend beaucoup de temps lorsque le nombre de variables aléatoires augmente. Pour réduire le temps de calcul, une étude paramétrique a été effectuée pour définir les paramètres d'entrée qui influencent sur le comportement des systèmes.

Les paramètres de sortie considérés sont : - le déplacement horizontal maximum du parement du modèle mur en terre armée – le tassement de la surface maximum et le moment fléchissant maximum du revêtement du tunnel pour le modèle tunnel. - le tassement maximum de la plateforme et la valeur de l'efficacité du pieu pour le modèle du sol renforcé par inclusion rigide.

Adam HAMROUNI

Pour vérifier les paramètres géomécaniques qui influencent sur les reponses des ouvrages étudiés, qui ont été calculés pour les cas de référence suivant : $U_{hmax} = 7.4$ cm déplacement du parement du mur en terre armée; tassement de la surface $V_{ref} = 14.81$ mm et moment fléchissant du revêtement $M_{ref} = 18.2$ kN.m pour le modèle tunnel ; tassement de la plateforme $S_{ref} = 36,6$ mm et valeur de l'efficacité $Eff_{ref} = 44,2\%$. Ensuite, les calculs ont été effectués pour étudier l'effet de chaque paramètre dans une plage donnée définie par une valeur maximale et minimale (tableau 3-1; 3-2 et 3-3). Lors de l'étude de l'influence d'un paramètre, les autres paramètres sont maintenus à leur valeur de référence.

Le tableau 3-1 montre les valeurs illustratives de l'influence des paramètres d'entrée sur le déplacement horizontale du parement U_{hmax} qui sont données dans la figure (3-1). Notons que les effets du module d'Young, du coefficient de Poisson, de l'angle de dilatation et du frottement sol / armature sur la réponse U_{hmax} sont négligeables (différence par rapport au cas de référence inférieur à 5%). Les deux paramètres qui ont une influence sur le paramètre de sortie sont l'angle de frottement φ et le poids unitaire du sol γ . Il est important de noter que l'influence du frottement du sol est supérieure à celle du poids volumique du sol respectivement 170% vs 34%. Ces deux variables seront considérées comme des variables aléatoires dans le modèle mur en terre armée.

Le module de Young du sol a un effet négligeable sur le déplacement horizontal du parement par rapport à la rigidité de la bande de renforcement. Cela est du vraisemblablement à la grande rigidité de la bande par rapport à celle du sol.

Table 3-1. Influence des paramètres du sol sur le déplacement horizontal du parement du modèle mur en terre armée.

Paramètres	Valeur de référence	Variation		$\Delta U/U_{ref}$ (%)	
		Min	Max		
Module de Young (MPa)	50	30	90	1.63	-1.24
Coefficient de Poisson	0.3	0.2	0.4	0.19	4.21
Angle de frottement (°)	36	25	40	168.43	-22.97
Angle de dilatance (°)	6	0	24	0.96	-3.29
Poids volumique (kN/m ³)	15.6	13	22	-13.50	33.84
Angle de frottement au niveau de l'interface sol/ armature (°)	24	0	36	1.19	0.08

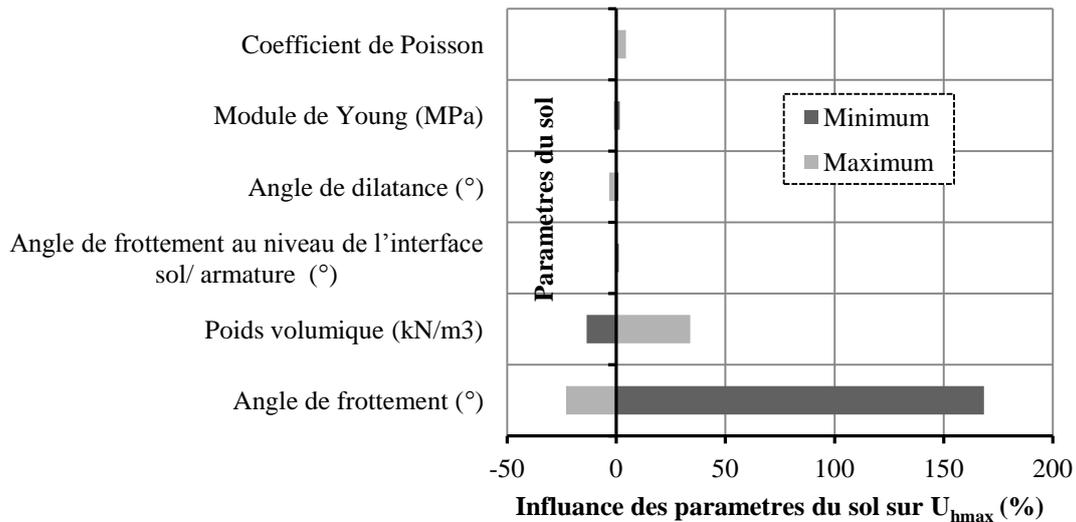


Figure 3-1: Influence des paramètres du sol sur le déplacement horizontal du parement du modèle mur en terre armée.

Concernant le modèle tunnel, les paramètres élastiques du modèle constitutif CY_{soil} (G_{ref}^e et K_{ref}^e) sont remplacés par E et ν en utilisant les équations (2.4 et 2.5) du chapitre 2.

Les figures 3-2 et 3-3 montrent les résultats de cette étude paramétrique. Les principaux paramètres du sol qui influencent le tassement de la surface sont le coefficient de Poisson, le module d'Young et le poids unitaire du sol. Pour les moments fléchissant du revêtement de tunnel, seuls le module d'Young et le coefficient de Poisson ont une influence. Les autres paramètres ont un effet négligeable (inférieur à 10%) et les paramètres de calibrage (facteur d'étalonnage β , rapport de rupture R_f et pression effective de référence p^{ref}) sont restés constants.

Table 3-2: Influence des paramètres du sol sur le tassement de la surface maximum et le moment fléchissant du revêtement de tunnel.

Paramètres	Valeur de référence	Variation		$\Delta V/V_{ref}$ (%)		$\Delta M/M_{ref}$ (%)	
		Min	Max				
Module de Young (MPa)	150	120	180	24,713	-16,340	18,516	-10,934
Coefficient de Poisson	0.3	0,2	0,4	14,247	-25,118	9,286	-28,187
Angle de frottement (°)	37	29	45	8,440	-0,878	3,352	0,110
Cohésion (kPa)	5	0	10	-0,473	0,405	-8,297	7,692
Angle de dilatance (°)	0	0	10	0,000	-8,508	0,000	-10,110
Poids volumique (kN/m ³)	17	14	21	-16,47	20,594	-8,846	2,308

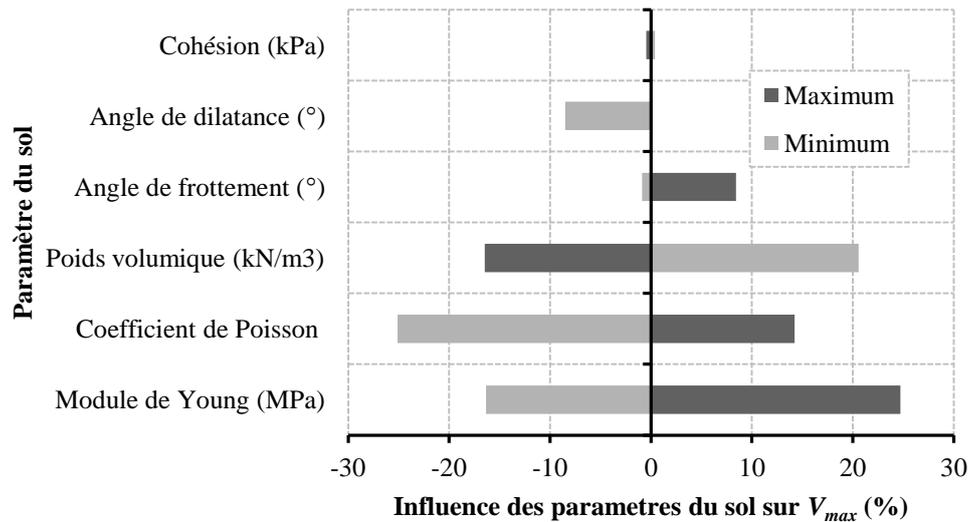


Figure 3-2: Influence des paramètres du sol sur le tassement de la surface maximum du modèle tunnel.

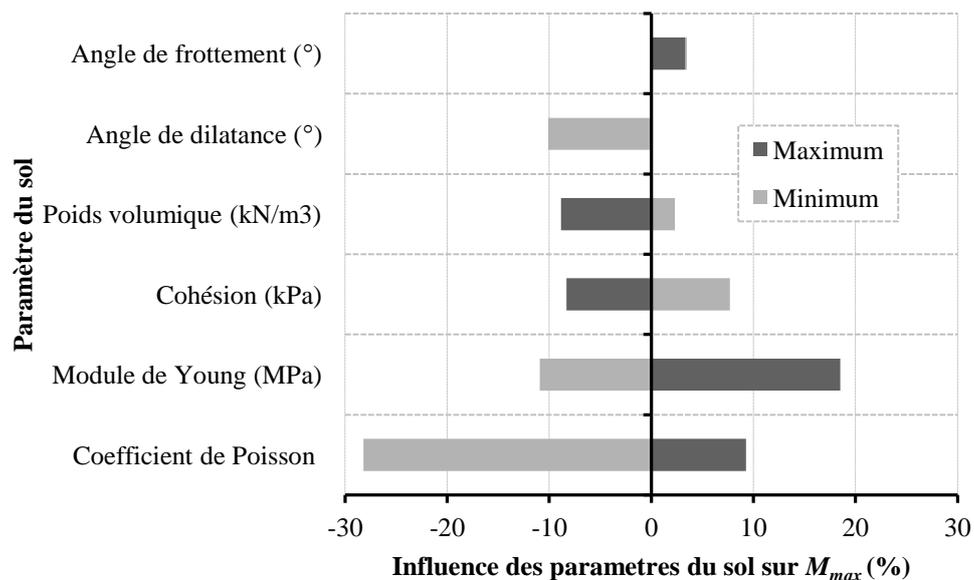


Figure 3-3: Influence des paramètres du sol sur le moment fléchissant maximum du revêtement de tunnel.

Les figures 3-4 et 3-5 montrent les résultats de l'étude paramétrique sur le modèle renforcement des sols par inclusion rigide. Les principaux paramètres influençant le tassement de la plateforme et l'efficacité sont l'angle de frottement du sol granulaire, le module de Young et le coefficient de Poisson du sol compressible. Les autres paramètres ont un effet plus faible (moins de 10%).

L'étude de sensibilité paramétrique permet de définir les paramètres influents sur le comportement global du système: les paramètres élastiques du sol compressible et les

paramètres plastiques du matelas granulaire. Les paramètres élastiques du sol compressible jouent un rôle important par le fait qu'ils permettent de considérer la compressibilité du sol compressible. L'angle de frottement interne du matelas granulaire a également une influence majeure sur l'efficacité et sur les tassements de la plateforme. Ce phénomène est lié au poinçonnage du matelas granulaire par l'inclusion rigide qui induit des zones plastiques sur le dessus de la tête de pieu (dans le matelas).

Table 3-3: Influence des paramètres du sol sur le modèle sol renforcé par des inclusions rigides.

Paramètres	Valeur de référence	Variation		$\Delta S/S_{ref}$ (%)		$\Delta Eff/Eff_{ref}$ (%)	
		Min	Max				
Matelas granulaire							
Module de Young (MPa)	50	35	65	6.37	-3.66	-9.37	5.16
Coefficient de Poisson	0.3	0.25	0.35	3.27	-3.97	-4.29	3.93
Angle de frottement (°)	35	25	45	31.97	-25.55	-60.44	29.68
Poids volumique (kN/m ³)	20	18	22	-3.83	3.80	-1.02	1.00
Sol compressible							
Module de Young (MPa)	4.5	3	6	39.89	-20.60	10.06	-9.10
Coefficient de Poisson	0.3	0.25	0.35	20.21	-19.31	9.97	-11.91
Angle de frottement (°)	18	11	25	10.79	-11.67	-2.31	-3.91
Cohesion (kPa)	5	0	10	16.64	-9.67	5.00	-4.46
Poids volumique (kN/m ³)	18	15	21	2.19	-2.13	0.88	-0.87

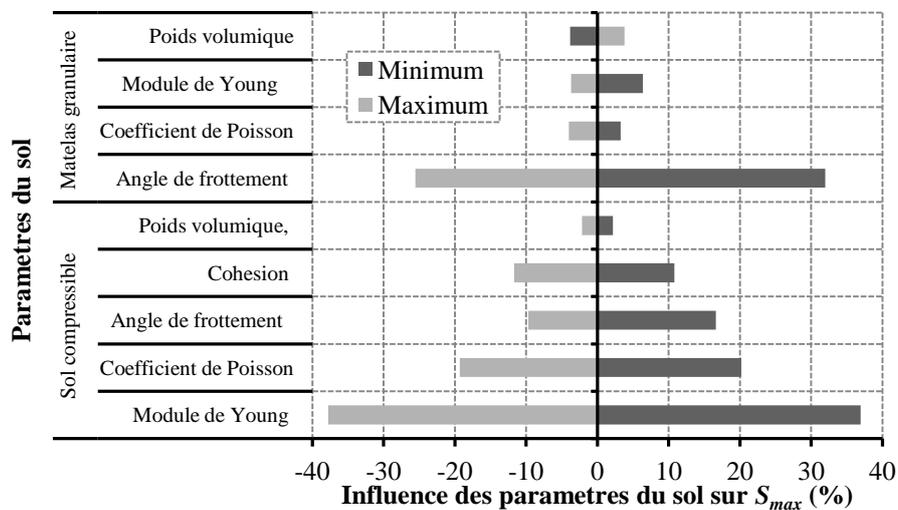


Figure 3-4: Influence des paramètres d'entrée sur le tassement maximal de la plateforme

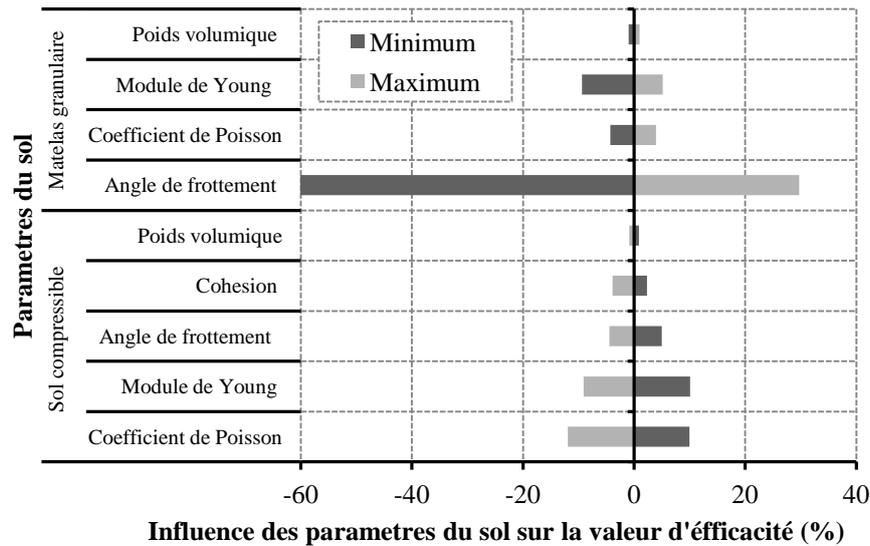


Figure 3-5 : Influence des paramètres d'entrée sur la valeur de l'efficacité du pieu

Concernant les paramètres qui influent sur la valeur de la capacité portante d'une fondation filante sous chargement dynamique pseudo-statique en état limite ultime sont l'angle de frottement et la cohésion du sol.

4- Analyse fiabiliste par la méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique

Classiquement, les paramètres (a_i, b_i) de l'équation (1.39) sont déterminés en utilisant la méthode itérative qui est coûteuse en temps de calcul (Youssef Abdel Massih (2008) et Mollon et al, (2009)). Cette méthode est utilisée pour un point spécifique de l'état limite, il est donc nécessaire de répéter plusieurs fois ce calcul pour la détermination des autres valeurs d'indice de fiabilité. Dans ce travail les paramètres (a_i, b_i) seront déterminés par une optimisation par un algorithme génétique (Bouacha et al 2014, Hamrouni et al (2017a, b); Hamrouni and al 2018a, b.). Les coefficients (a_i, b_i) sont déterminés à partir d'un nombre limité de calculs numériques déterministes utilisant des valeurs de données des variables x_i , en utilisant une régression basée sur la méthode des moindres carrés.

Les algorithmes génétiques (GA) font une analogie avec la théorie de l'évolution de Darwin visant à améliorer un ensemble de paramètres afin d'obtenir des ensembles encore meilleurs selon un objectif particulier (Coello et al 2007, Tun et al 2016). Un algorithme génétique est une méthode heuristique de recherche qui imite le processus de sélection naturelle. Ce type d'algorithme peut être utilisé pour générer des solutions utiles aux problèmes d'optimisation

en utilisant des techniques inspirées par l'évolution naturelle, telles que l'héritage, la mutation, la sélection et le croisement. Dans le problème étudié, les paramètres du problème d'optimisation sont les variables a_i et b_i . Ils sont traduits en chromosomes avec une chaîne de données.

Une population initiale est nécessaire pour commencer la procédure de l'algorithme génétique. La taille de la population dépend de la nature du problème, mais contient généralement plusieurs centaines ou milliers de solutions possibles (dans notre étude, un nombre de 40 a été choisi). Traditionnellement, la population est générée aléatoirement, couvrant toute la gamme des solutions possibles.

L'erreur quadratique minimale (*MSE*) est utilisée comme fonction de fitness dans l'approche *GA* pour comparer les résultats obtenus avec l'équation (1.39) et les résultats numériques. Cela permet de déterminer les valeurs de (a_i, b_i) . Il n'y a pas de contraintes sur les paramètres (a_i, b_i) .

Une gamme de solutions possibles est obtenue à partir de l'espace variable et la fitness de ces solutions est comparée. Si une solution n'est pas obtenue, une nouvelle population est créée à partir des chromosomes originaux (parents). Ceci est réalisé en utilisant des opérations de "croisement" et de "mutation". Crossover implique l'échange de gènes à partir de deux solutions aléatoires (parent) pour former un enfant (nouvelle solution). Mutation implique la commutation aléatoire d'une seule variable dans un chromosome est utilisé pour maintenir la diversité de la population, que le processus converge vers une solution.

Un organigramme détaillant le fonctionnement du processus *GA* est illustré à la figure 3.6.

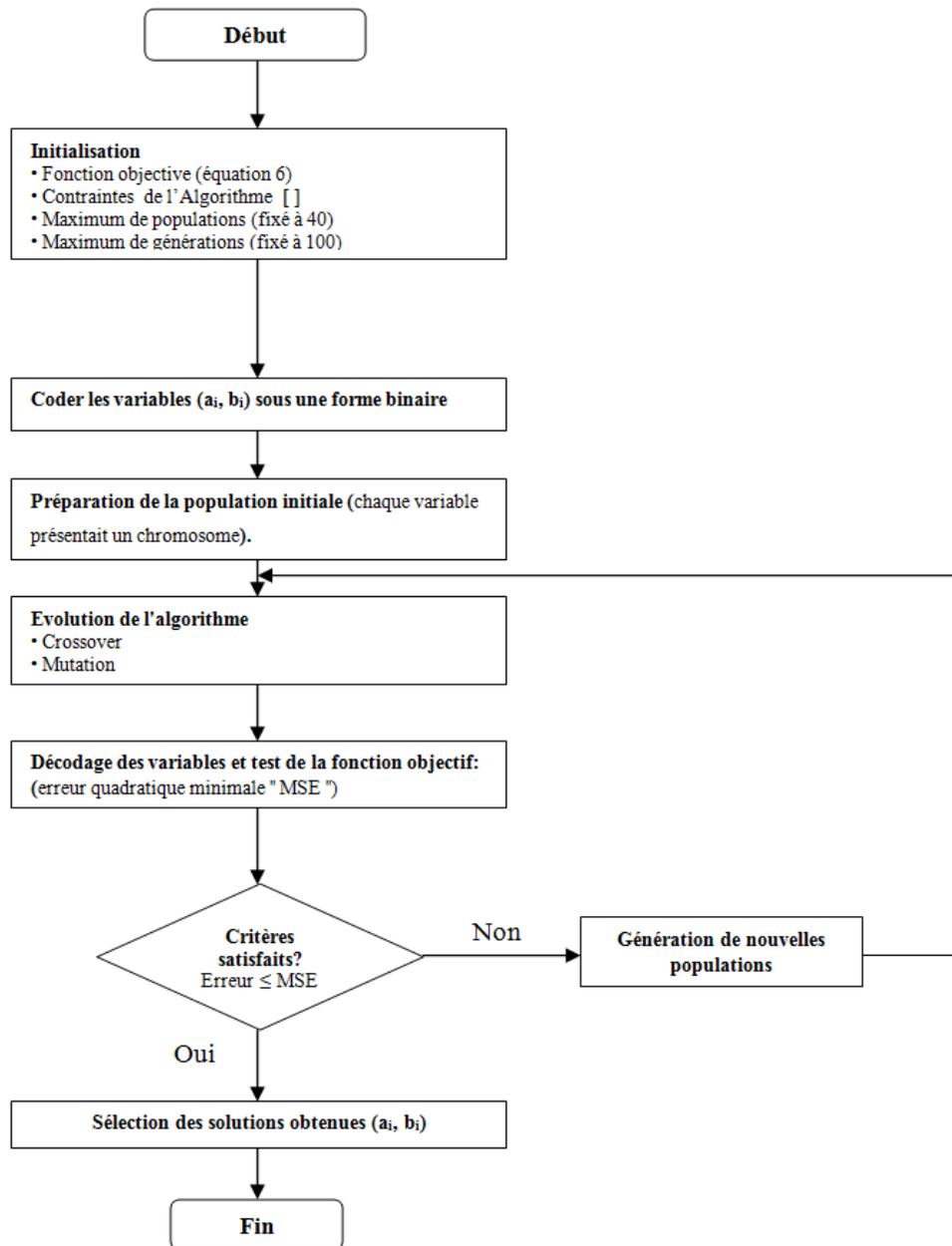


Figure 3.6: Principe d'optimisation avec un algorithme génétique

Le critère d'arrêt de *GA* est crucial et probablement le plus difficile à définir. Puisque *GA* est une technique d'optimisation globale et stochastique, il est plutôt difficile de savoir quand l'algorithme a atteint son optimum. En utilisant les mesures de convergence de l'erreur quadratique minimale (*MSE*), il a été possible de comparer les performances de *GA* au cours du processus d'optimisation.

- *Fonction de performance*

Les modèles probabilistes utilisés pour chaque état limite sont décrits dans les tableaux 3-4 et 3-5. Dans le modèle mur en terre armée une modélisation classique par des lois normales, en respectant les deux variables (angle de frottement et le poids volumique du sol) par Adam HAMROUNI

l'intermédiaire de lois bornées plus conformes aux limites physiques de ces variables : l'angle de frottement est représenté par une loi bêta bornée en 0° et en 45° , et le poids volumique est représentée par une loi log-normale (non-négative par définition).

Pour le modèle tunnel, les trois variables aléatoires qui ont montré le plus d'impact sur le tassement de la surface et le moment maximum du revêtement lors de l'étude paramétrique réalisée sont: γ , ν , et E . Ces variables sont modélisées également par des lois normales d'une part, et bornées d'autre part. Dans ce cas, les trois variables sont représentées par une loi log-normale. Les variables peuvent être négativement corrélées ou non.

Les trois variables aléatoires qui ont montré le plus d'impacte sur le tassement de la plateforme et l'efficacité du pieu (modèle sol renforcé par inclusion rigide) sont le φ du matelas granulaire et ν et E du sol compressible. Ces variables sont modélisées également par des lois normales d'une part et bornées d'autre part, l'angle de frottement est représenté par une loi bêta bornée en 0° et en 45° alors que ν et E sont représentés par une loi log-normale.

La même chose pour le modèle de la fondation superficielle filante sous sollicitation sismique, trois variables aléatoires sont choisies pour cette étude (φ , C et k_h). Ces variables sont modélisées également par des lois normales d'une part et bornées d'autre part, l'angle de frottement est représenté par une loi bêta bornée entre 0° et 45° . C et k_h sont représentés par une loi log-normale.

Tableau 3.4 : Modèle probabiliste

Modèles	variables	moyennes	Coefficients de variation	Limitation de variable non-normal	Type de distribution	
					Cas 1 : Normal	Cas 2 : Non-normal
Mur en terre armée	γ (kN/m^3)	15.6	10%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
	φ ($^\circ$)	36	10% - 20%] 0, 45 $^\circ$ [normal	beta
Tunnel	E (MPa)	150	15%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
	ν (-)	0.3	5%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
	γ (kN/m^3)	17	10%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
Inclusion rigide	φ_1 ($^\circ$)	35	10%] 0, 45 $^\circ$ [normal	Beta
	E_2 (MPa)	4.5	10%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
	ν_2 (-)	0.3	10%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
Fondation superficielle sismique	φ ($^\circ$)	30	10%] 0, 45 $^\circ$ [normal	Beta
	C (kPa)	20	15%] 0, + ∞ [normal	Log-normal
	k_h (-)	0.20	25%] 0, 1 [normal	Log-normal

Une fonction de performance G est définie pour chaque état limite. Cette fonction de performance a pour objectif de séparer le domaine de sécurité ($G > 0$) du domaine de défaillance ($G < 0$). Elles sont définies dans le tableau suivant :

Tableau 3-5: états limite des ouvrages étudiés

Modèle	Réponse d'ouvrage	Fonction de performance
Mur en terre armée	Déplacement horizontal maximum du parement	$G_1 = U_h - U_{hmax}$
Tunnel circulaire	Tassement maximum de la surface	$G_2 = V - V_{max}$
	Moment fléchissant maximum du revêtement	$G_3 = M - M_{max}$
Renforcement des sols par inclusions rigides	Tassement maximum de la plateforme	$G_4 = S - S_{max}$
	Efficacité	$G_5 = Eff - Eff_{max}$
Fondation superficielle filante sous charge sismique	Capacité portante	$G_6 = q_{ud} - q_{umin}$

Pour le modèle de sol renforcé par inclusion rigide, en raison du fait que le système étudié est multicouche, deux cas seront présentés:

Cas A: Seuls les paramètres du sol compressible (E_2 et ν_2) sont considérés comme des variables aléatoires. Les paramètres du matelas sont considérés comme des constantes.

Cas B: Les paramètres des deux couches de sol: sol compressible et matelas granulaire (ϕ_1 , E_2 et ν_2) sont considérés comme des variables aléatoires.

La défaillance se produira lorsque la réponse du modèle deviendra supérieure à une valeur seuil maximale (considérée comme déterministe).

La mise en œuvre de l'algorithme numérique de la méthode de surface de réponse optimisée par algorithme génétique est utilisée pour tout cas:

- 1- Des calculs déterministes utilisant les modèles présentés sont effectués pour calculer leurs réponses en utilisant les valeurs des variables aléatoires choisies. Chaque valeur de variable aléatoire est la *moyenne* $\pm m$ * *l'écart-type*. Dans cette analyse, la valeur de m a été choisie comme 0,5 et 1, ce qui donne cinq valeurs pour chaque variable aléatoire au lieu de trois valeurs (*RSM-classique*, Low 2005) pour la précision des points de conception de la convergence. Donc, le nombre total d'échantillons est de 5^n , où n est le nombre de variables aléatoires choisies pour chaque modèles.
- 2- Les valeurs (a_i) des équations de performance G (tableau 3-6) sont optimisées par un algorithme génétique utilisant le nombre d'échantillons 5^n points de calcul :

Tableau3-6: équation de performance de chaque modèle.

Modèle	Etats limites	Equation de performance
Mur en terre armée	Déplacement horizontal maximum du parement	$G_1(\gamma, \varphi) = a_1 + a_2 \cdot \varphi + a_3 \cdot \gamma + a_4 \cdot \varphi^2 + a_5 \cdot \gamma^2 + a_6 \cdot \varphi \cdot \gamma$
Tunnel circulaire	Tassement maximum de la surface	$G_2(E, \gamma, v) = a_1 + a_2 \cdot E + a_3 \cdot E^2 + a_4 \cdot \gamma + a_5 \cdot \gamma^2 + a_6 \cdot v + a_7 \cdot v^2 + a_8 \cdot E \cdot v$
	Moment fléchissant maximum du revêtement	$G_3(E, v) = a_1 + a_2 \cdot E + a_3 \cdot E^2 + a_4 \cdot v + a_5 \cdot v^2 + a_6 \cdot E \cdot v$
Renforcement des sols par inclusions rigide	Cas A : Tassement maximum de la plateforme+ Efficacité	$G_4(E_2, v_2) = a_1 + a_2 E_2 + a_3 E_2^2 + a_4 v_2 + a_5 v_2^2$
	Cas B : Tassement maximum de la plateforme+ Efficacité	$G_5(E_2, v_2, \varphi_1) = a_1 + a_2 E_2 + a_3 E_2^2 + a_4 v_2 + a_5 v_2^2 + a_6 \varphi_1 + a_7 \varphi_1^2$
Fondation superficielle filante sous chargement séismique	Capacité portante	$G_6(\varphi, C, k_h) = a_1 + a_2 \cdot \varphi + a_3 \cdot \varphi^2 + a_4 \cdot C + a_5 \cdot C^2 + a_6 \cdot k_h + a_7 \cdot k_h^2 + a_8 \cdot \varphi \cdot C + a_9 \cdot \varphi \cdot k_h + a_{10} \cdot C \cdot k_h + a_{11} \cdot \varphi \cdot C \cdot k_h$

- 3- L'outil d'optimisation Matlab (fmincon) est utilisé pour trouver l'indice de fiabilité minimum β_{HL} et les points de conception correspondant en utilisant la condition $G(x) \leq 0$ en utilisant $G(x)$ présenté dans la deuxième étape.

Un avantage remarquable de l'utilisation de l'algorithme génétique est qu'il se déplace dans un espace de recherche avec plus de solutions possibles. L'utilisation réussie de l'algorithme génétique dépend de la rapidité et de la précision avec laquelle elle converge vers la solution optimale, tout en évitant les minimums locaux car il faut beaucoup de temps pour atteindre la solution optimale. Cependant, dans les cas où il existe un grand nombre de variables, l'inconvénient majeur de l'algorithme génétique est qu'il nécessite un temps de calcul relativement important pour rechercher l'espace de solution avant que la solution ne soit finalement atteinte. Dans notre étude, le nombre de variables varie entre 5 et 11 (ça dépend du modèle) et le temps de calcul est inférieur à une minute. Pour cette raison, le choix de cette méthode d'optimisation reste pertinent.

5- Résultats

5.1- Efficacité de l'algorithme génétique

Pour mieux valider la performance de l'utilisation de l'algorithme génétique on prend comme exemple le calcul de l'efficacité de pieu avec l'équation de performance du modèle du sol renforcé par des inclusions rigides *cas A* (G_4) pour approcher la surface d'état limite. Elle est

gouvernée respectivement par 5 (a_i). Pour présenter l'efficacité de l'approche GA, dans un premier temps, le cas 1 avec des variables normales est utilisé. Après avoir exécuté l'algorithme GA, la meilleure combinaison de paramètres satisfaisant à la fonction de performance (G_4) est la suivante:

$MSE = 2.3e^{-3}$ avec: $a_1 = 57.4884727$, $a_2 = -4.18870366$, $a_3 = 0.1831205$, $a_4 = 91.9860023$ et $a_5 = -286.824208$.

Dans cet état, l'indice de fiabilité obtenu après la convergence est respectivement $\beta_{HL} = 5.95$, 3.96, 1.39 pour $Eff_{max} = 20\%$, 30%, 40%. Cet indice correspond à des probabilités de défaillance de $1.29 \cdot 10^{-7}\%$, 0.0037% et 8.1595% respectivement, en utilisant l'approximation FORM.

Ensuite, on considère la valeur fournie par le modèle au point de conception (tableau 3-11, cas 1), le modèle du sol renforcé par des inclusions rigide et le polynôme quadratique fournit respectivement une efficacité dans le cas de variables normales $Eff = 19,89\%$; 20,06%, 30,13%; 29,93% et 40,04%; 40,03% et à comparer avec l'efficacité maximale acceptable de 20%, 30% et 40%. L'algorithme génétique permet de réduire le temps de calcul en éliminant la méthode itérative successive utilisée par la méthode RSM-classique (Low, 2005). Les résultats sont présentés dans le tableau 3-7.

Tableau3-7 : indice de fiabilité successif, point de conception et état limite de performance obtenu durant la RSM-itérative

Eff_{max} (%)	Nombre d'itération (i)	1	2	3	4	5
20	β_{HL}	2.434	2.805	4.535	5.943	5.957
	E^*	4.684	4.784	4.854	5.011	5.014
	v^*	0.372	0.382	0.434	0.475	0.475
	Meilleure approximation de la surface de l'état limite après la dernière itération: $a_1 = 75.6424782759688$; $a_2 = -6.00006743616147$; $a_3 = 0.345896203793456$; $a_4 = 19.2133916391983$; $a_5 = -192.267701783670$.					
30	β_{HL}	5.034	4.438	3.366	3.944	3.955
	E^*	5.670	4.995	4.829	4.919	4.923
	v^*	0.429	0.429	0.398	0.415	0.416
	Meilleure approximation de la surface de l'état limite après la dernière itération $a_1 = 25.4899914983754$; $a_2 = -5.13687801670891$; $a_3 = 0.232103709940075$; $a_4 = 273.421034232639$; $a_5 = -517.558992151557$.					
40	β_{HL}	1.308	1.390	1.393		
	E^*	4.695	4.775	4.775		
	v^*	0.337	0.337	0.337		
	Meilleure approximation de la surface de l'état limite après la dernière itération $a_1 = 99.5737864000007$; $a_2 = -5.02587290087513$; $a_3 = 0.210753508218076$; $a_4 = -148.300173835654$; $a_5 = 84.6017926824661$.					

On note que pour toutes les simulations effectuées, la convergence est obtenue après 3 à 5 itérations de l'algorithme. Chaque itération correspond à 5 appels du modèle déterministe, ce qui signifie qu'un indice de fiabilité est obtenu après une moyenne de 25 appels de modèles numériques. Cela représente un temps de calcul d'environ 2 heures. Ainsi, les courbes de l'étude de cas «variables normales ou non normales, une couche ou plusieurs couches» (Figure 3.11) nécessitent cinq valeurs d'indice de fiabilité pour un temps de calcul d'environ 10 heures.

D'autre part, l'utilisation de l'optimisation *GA* pour la détermination des coefficients nécessite 25 appels du modèle déterministe (même temps de calcul d'environ 2 heures). La grande différence est le fait que cette fonction de performance est valable pour toutes les valeurs limites d'efficacité: 20%; 25%; 30%; 35% et 40%. Contrairement à la méthode itérative où une courbe différente est trouvée pour chaque indice de fiabilité obtenu. Il faudra alors environ 10 heures de calcul au lieu de 2 heures.

Ce cas a démontré que le code *RSM-GA* qu'on a développé produit des résultats similaires à ceux de la méthode itérative avec un temps de calcul très réduit. Cette différence de temps de calcul augmente si le nombre de variables augmente (cas des multi-couches).

6- Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels

Après une validation de l'optimisation par *RSM-GA* de toutes les fonctions de performance, les résultats en termes d'indice de fiabilité et facteur partielle sont détaillés pour chaque ouvrage.

6.1- Mur en terre armée

Le tableau 3.8 fournit les valeurs des indices de fiabilité et des coordonnées (γ^*, φ^*) des points de conception pour plusieurs valeurs limites de déplacement du parement (10-25 cm) pour les variables normales et non normales. Les résultats en termes d'indice de fiabilité sont également présentés sur la figure 3.7. On observe que l'augmentation de la covariance φ conduit à un indice de fiabilité constamment plus faible. C'est la même chose dans une moindre mesure lorsque l'on considère des variables non normales. Par exemple, pour atteindre un déplacement horizontal de 15 cm, l'indice de fiabilité est en moyenne de 25% inférieur à celui des variables normales. Cela suggère que l'hypothèse simplificatrice de considérer les variables normales est sûre par rapport à une distribution plus complexe pour les paramètres d'entrée. Il est donc conduit à une conception non économique des murs en terre armée. Les points de conception (γ^*, φ^*) obtenus peuvent donner une idée des facteurs de sécurité partiels de chaque caractéristique de résistance F_φ et F_γ , exprimés comme suit:

$$F_{\varphi} = \frac{\tan \mu_{\varphi}}{\tan \varphi^*} \quad (3.1)$$

$$F_{\gamma} = \frac{\gamma^*}{\mu_{\gamma}} \quad (3.2)$$

Ces facteurs sont également fournis dans le tableau 3-8 pour chaque valeur limite de déplacement et pour les variables normales ou non normales. Les facteurs de sécurité partiels sont réduits car la limite de déplacement est réduite et tend vers 1 pour le cas limite égal aux limites de déplacement horizontal. Pour le poids unitaire, on constate que la valeur de γ^* est légèrement supérieure à la valeur moyenne de γ , conduisant à des facteurs partiels F_{γ} presque égaux à 1. Alors que la valeur de φ sera probablement élevée. Pour cette raison, un facteur de sécurité partiel presque égale à 1 pour γ n'indique pas forcément un système proche de la ruine, pour peu que le coefficient de sécurité partiel de φ soit élevé.

A partir des indices de fiabilité obtenus par *RSM*, l'approximation *FORM* fournit directement les valeurs de probabilité de défaillance, qui sont regroupées dans la figure 3.8 Les commentaires déjà faits pour les indices de fiabilité restent les mêmes. Être confiné à utiliser des distributions non normales pour les paramètres d'entrée au lieu de distributions normales peut augmenter considérablement la probabilité d'échec, toutes choses égales par ailleurs. Les hypothèses de distributions normales sont assez sûres.

Table 3.8: Indices de fiabilité, point de conception et facteur de sécurité partiel

cov $_{\gamma}$ =10% cov $_{\varphi}$ =10%.							cov $_{\gamma}$ =10% cov $_{\varphi}$ =20%.						
Variables normales													
U_{hmax} (cm)	β_{HL}	Pf (%)	φ^* (°)	γ^* (kN/m ³)	F_{φ}	F_{γ}	U_{hmax} (cm)	β_{HL}	Pf (%)	φ^* (°)	γ^* (kN/m ³)	F_{φ}	F_{γ}
10	1.135	12.82	32.110	16.140	1.158	1.035	10	0.587	27.86	31.820	15.734	1.171	1.009
15	2.353	0.93	27.690	16.507	1.384	1.058	15	1.204	11.43	27.400	15.835	1.402	1.015
20	3.012	0.13	25.470	16.718	1.525	1.072	20	1.539	6.19	25.000	15.887	1.558	1.018
25	3.523	0.021	23.680	16.905	1.657	1.084	25	1.799	3.6	23.140	15.939	1.700	1.022
Variables non-normales													
10	0.971	16.590	31.920	15.876	1.166	1.018	10	0.525	29.950	31.730	15.610	1.175	1.001
15	1.881	3.000	27.550	16.090	1.393	1.031	15	0.958	16.910	27.300	15.661	1.408	1.004
20	2.379	0.860	25.200	16.240	1.544	1.041	20	1,195	11.600	24.900	15.690	1.565	1.006
25	2.775	0.275	23.390	16.390	1.680	1.051	25	1.385	8.300	23.010	15.700	1.711	1.006

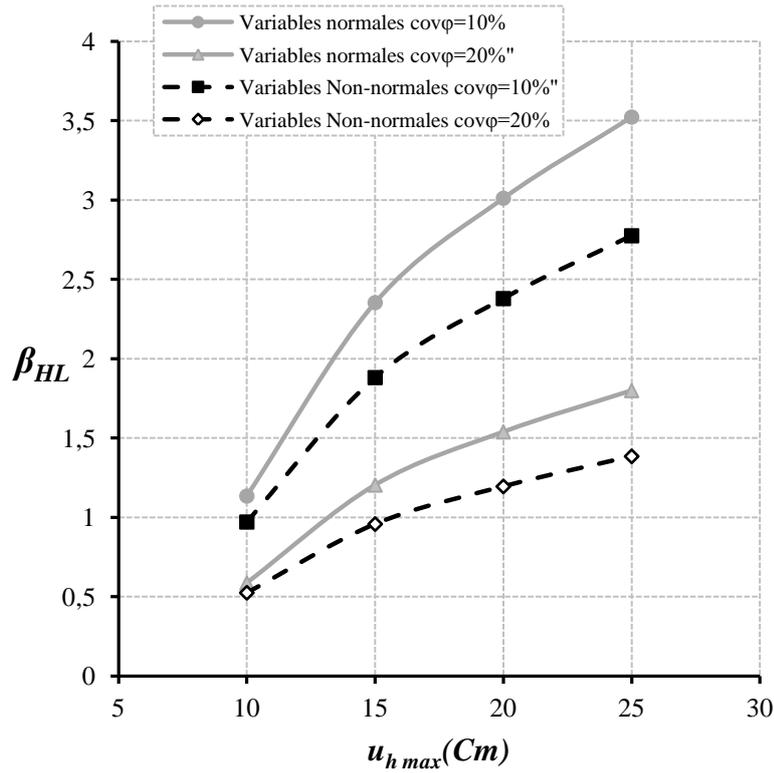


Figure 3.7: Indice de fiabilité lié à la limite de performance

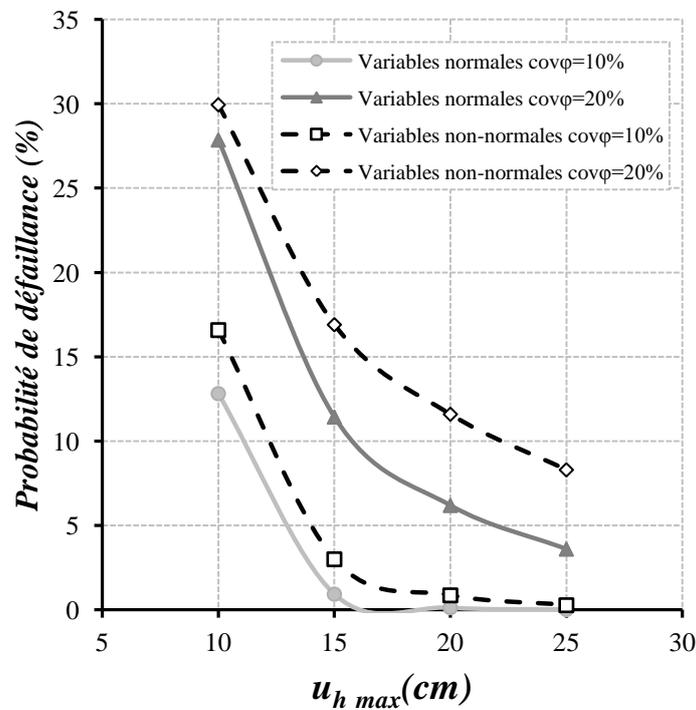


Figure 3.8: Probabilité de défaillance par rapport à la limite de performance

6.2- Tunnel circulaire

La pression de déconfinement λ_d utilisé dans le calcul des tassements de la surface est variée entre 0.5 et 0.7 ; par contre λ_d utilisé dans le calcul du moment fléchissant est variée entre 0,3 et 0,55 ; ou il y a une grande influence sur ces derniers (Do et al 2014).

- *Tassement*

Le tableau 3.9 montre les résultats en termes d'indices de fiabilité, points de conception (E^* , ν^* et γ^*) et facteurs partiels pour différentes valeurs du coefficient de déconfinement λ_d . Les calculs ont été effectués pour plusieurs cas: variables normales, variables non normales, variables corrélées ou non. Trois valeurs pour le $S_{max} = 20$ mm, sont étudiées. Les indices de fiabilité et les facteurs partiels diminuent avec la diminution du coefficient de déconfinement. Les résultats en termes d'indices de fiabilité sont également présentés sur la figure 3.9. Une corrélation négative entre les variables élastiques conduit à un indice de fiabilité toujours plus élevé. Il est le même dans une moindre mesure lorsque l'on considère des variables non normales.

Par exemple, pour un coefficient de déconfinement égal à 0.55, la comparaison des résultats des variables corrélées avec celles des variables non corrélées montre que l'indice de fiabilité correspondant aux variables non corrélées est inférieur à celui des variables négativement corrélées. Pour le même coefficient de déconfinement, l'indice de fiabilité diminue d'environ 8% si l'on considère des variables non normales. On peut conclure que l'hypothèse simplificatrice de considérer les variables non corrélées normales est sûre par rapport aux modèles probabilistes plus complexes. Cela peut conduire à des conceptions non économiques.

Autour des valeurs d'indices de fiabilité intéressant d'ingénieur (c'est-à-dire pour $2 < \beta_{HL} < 4$), on constate que le fait de prendre en compte des variables non normales a peu d'impact sur la valeur de β_{HL} . Cette observation est liée au fait que les fonctions de répartition des variables normales et non normales sont peu différentes dans les zones correspondant aux différents points de conception obtenus.

Les variables aléatoires (E , ν) et la variable aléatoire (γ) ont un effet inverse sur le comportement du modèle. Par exemple, un tassement plus élevé est induit par la réduction de (E , ν) tandis que la valeur de (γ) augmente.

Les coordonnées (E^* , v^* et γ^*) des points de conception obtenus pour différents coefficients de deconfinement peuvent donner une idée des facteurs partiels F_E , F_v et F_γ de chacune des caractéristiques du sol exprimés comme suit:

$$F_E = \frac{\mu_E}{E^*} \quad (3.3)$$

$$F_v = \frac{\mu_v}{v^*} \quad (3.4)$$

$$F_\gamma = \frac{\gamma^*}{\mu_\gamma} \quad (3.5)$$

Les facteurs sont également fournis dans le tableau 3.9, pour chaque coefficient de déconfinement. Pour les variables non corrélées, les facteurs partiels sont encore plus faibles avec l'augmentation du coefficient de déconfinement, et presque ils tendent à 1 pour le cas limite. Dans le cas de variables corrélées négativement, on observe parfois que la valeur de v^* dépasse légèrement la valeur moyenne de v , conduisant à des facteurs de sécurité partiels inférieurs à 1 et un facteur de sécurité important pour E et γ . Cette remarque est due à la corrélation négative entre les variables E et v . Cette corrélation implique que si la valeur de v est faible (par rapport à sa moyenne), alors la valeur E sera probablement élevée. Pour cette raison, un facteur de sécurité partiel inférieur à 1 pour le coefficient de Poisson n'indique pas nécessairement une défaillance, tant que le facteur de sécurité partiel E est élevé.

A partir des indices de fiabilité obtenus par *RSM*, l'approximation *FORM* fournit directement les valeurs de probabilité de défaillance, qui sont présentées dans la figure 3.10. Les commentaires déjà faits pour les indices de fiabilité restent les mêmes. La prise en compte d'une corrélation négative entre E et v et (dans une moindre mesure) l'utilisation de lois bornées au lieu des lois normales réduit significativement la probabilité d'échec, toutes choses égales par ailleurs. Les hypothèses de lois normales et non corrélées sont tout à fait sûres. On observe que la probabilité de défaillance est beaucoup plus sensible aux variations du module d'Young et du poids unitaire que d'autres paramètres du sol.

Tableau 3.9: Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels

λ_d	β_{HL}	$pf\%$	E^* (MPa)	ν^* (-)	γ^* (kN/m ³)	F_E	F_ν	F_γ
<i>Variables normales non-corrélée- $V_{max} = 20mm$</i>								
0.75	0.744	22.829	134.538	0.298	17.508	1.114	1.005	1.029
0.65	1.499	6.681	122.373	0.297	18.233	1.225	1.008	1.072
0.55	1.898	2.881	116.461	0.297	18.636	1.287	1.010	1.096
0.45	2.309	1.045	113.538	0.295	19.513	1.321	1.015	1.147
<i>Variables non-normales non-corrélée - $V_{max} = 20mm$</i>								
0.75	0.756	22.482	134.600	0.298	17.530	1.114	1.003	1.031
0.65	1.425	7.699	120.833	0.298	17.991	1.241	1.005	1.058
0.55	1.759	3.924	113.802	0.298	18.193	1.318	1.006	1.070
0.45	2.148	1.584	107.927	0.297	18.765	1.389	1.010	1.103
<i>Variables normales corrélée ($\rho_{E,\nu} = -0.5$) - $V_{max} = 20mm$</i>								
0.75	0.782	21.686	134.076	0.303	17.575	1.118	0.987	1.033
0.65	1.563	5.894	121.526	0.308	18.321	1.234	0.974	1.077
0.55	1.975	2.411	115.447	0.310	18.736	1.299	0.966	1.102
0.45	2.423	0.769	112.701	0.309	19.749	1.330	0.968	1.161
<i>Variables non-normales corrélée ($\rho_{E,\nu} = -0.5$) - $V_{max} = 20mm$</i>								
0.70	0.792	21.404	134.016	0.304	17.584	1.119	0.985	1.034
0.60	1.477	6.981	119.791	0.308	18.033	1.252	0.971	1.060
0.50	1.816	3.466	112.583	0.311	18.228	1.332	0.964	1.072
0.45	2.238	1.258	106.239	0.312	18.860	1.411	0.960	1.109

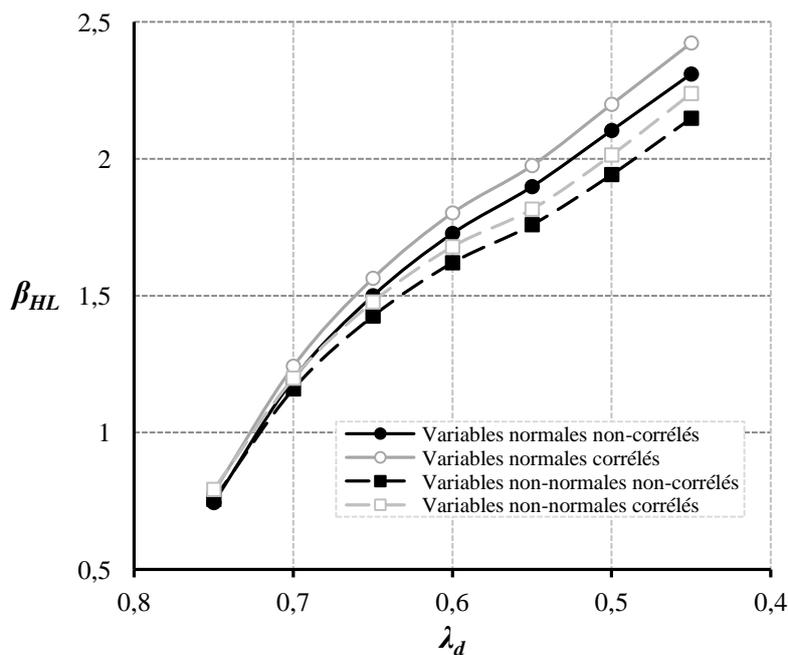


Figure 3.9: Indice de fiabilité par rapport au coefficient de relaxation des contraintes λ_d pour $V_{max} = 20mm$
Adam HAMROUNI

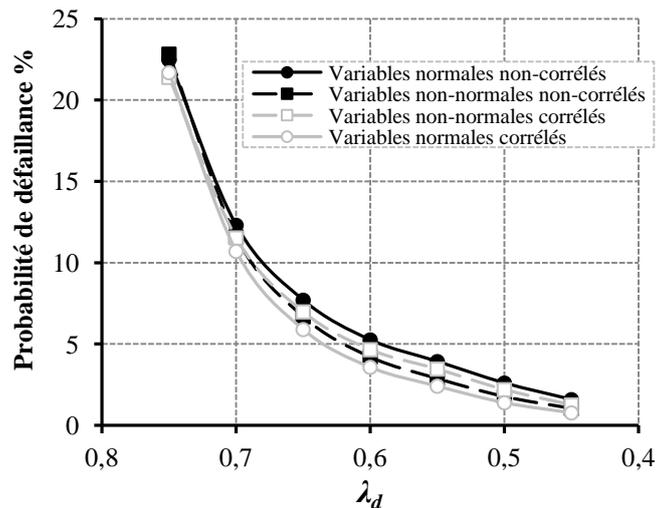


Figure 3.10 : Probabilité de défaillance par rapport au coefficient de relaxation de contrainte λ_d pour $S_{max} = 20\text{mm}$

- *Moment fléchissant du revêtement*

Les variables aléatoires utilisées pour calculer la fiabilité du tassement de surface n'ont pas les mêmes effets significatifs sur le moment de flexion du revêtement. Seules les variables E et ν ont un effet significatif sur les valeurs du moment de flexion. Les paramètres statistiques des variables utilisées sont présentés dans le tableau 3.7.

Le tableau 3.10 présente les résultats en termes de point de conception, indice de fiabilité et de facteur de sécurité partiel. Deux cas ont été étudiés: variables normales et non normales, corrélées ou non avec un moment de flexion maximum M_{max} prescrit égal à 35 kN.m . Les indices de fiabilité et les facteurs partiels augmentent avec l'augmentation du coefficient de déconfinement. Les valeurs de l'indice de fiabilité sont présentées à la figure 3.11. Pour un coefficient de déconfinement inférieur à 0.35, la non-normalité des lois de distribution a un impact très limité sur l'indice de fiabilité. Pour un coefficient de déconfinement plus grandes que le second, les variables corrélées normales sont plus sûres que les modèles probabilistes plus complexes non corrélés.

Tableau 3.10: Indice de fiabilité, point de conception et facteurs de sécurité partiels

Variables normales						Variables non-normales						
$(\rho_{E,v} = 0) - M_{max} = 35 \text{ kN.m}$												
λ_d	β_{HL}	pf%	E^* (MPa)	ν^* (kN/m ³)	F_E	F_ν	β_{HL}	pf%	E^* (MPa)	ν^* (kN/m ³)	F_E	F_ν
0.25	0.226	41.057	143.466	0.299	1.046	1.003	0.295	38.393	143.415	0.299	1.046	1.002
0.35	1.503	6.644	118.614	0.298	1.265	1.006	1.400	8.078	118.549	0.299	1.265	1.004
0.45	3.491	0.024	101.659	0.266	1.476	1.129	3.129	0.088	100.746	0.267	1.489	1,126
$(\rho_{E,v} = -0.5) - M_{max} = 35 \text{ kN.m}$												
0.25	0.243	40.398	143.101	0.301	1.048	0.997	0.316	37.597	142.939	0.302	1.049	0.994
0.35	1.548	6.085	117.782	0.311	1.274	0.966	1.432	7.613	117.805	0.310	1.273	0.967
0.45	4.936	0.000	101.556	0.266	1.477	1.129	4.425	0.000	100.775	0.266	1.488	1.126

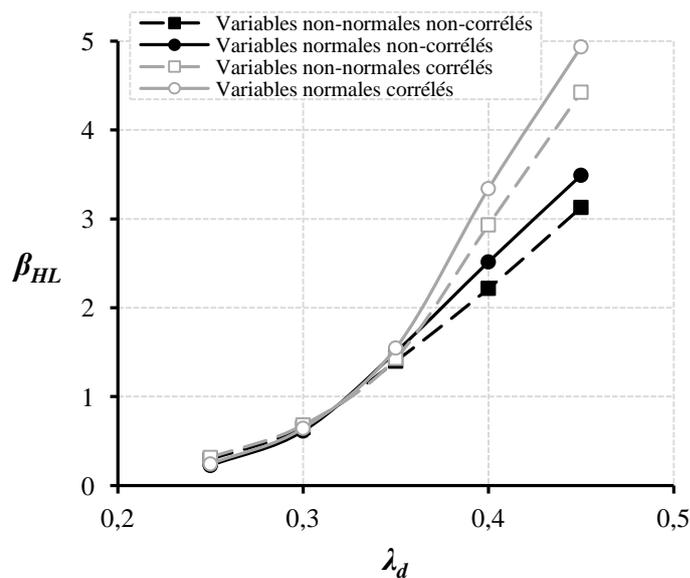


Figure 3.11: Indice de fiabilité par rapport au coefficient de relaxation des contraintes λ_d pour $M_{max} = 35 \text{ kN.m}$

Le taux de déconfinement λ_d à une influence notable sur la probabilité des deux modes de défaillance qui ont été étudiés « tassement de la surface et moment fléchissant ». par définition la stabilité globale du tunnel consiste à établir soit une valeur minimale pour le tassement ce qui traduit par un moment fléchissant maximum du revêtement ou, inversement, une valeur maximum de tassement qui traduit par un moment fléchissant minimum. Mais généralement

les ingénieurs préconisent pour les tunnels à faible profondeur un tassement minimum ce qui recommande un redimensionnement du revêtement pour qu'il résiste au moment fléchissant.

6.3- Renforcement des sols par inclusion rigide

- *Efficacité*

Les coordonnées $(E_2^*, v_2^*, \varphi_1^*)$ des points de conception obtenus pour différentes valeurs de l'efficacité maximale peuvent donner une idée des facteurs partiels F_{E_2} , F_{v_2} et F_{φ_1} exprimé comme suit:

$$F_{E_2} = \frac{E_2^*}{\mu_{E_2}} \quad (3.6)$$

$$F_{v_2} = \frac{v_2^*}{\mu_{v_2}} \quad (3.7)$$

$$F_{\varphi_1} = \frac{\tan \varphi_{\mu_1}}{\tan \varphi_1^*} \quad (3.8)$$

Le tableau 3.12 montre les résultats en termes d'indices de fiabilité des points de conception $(E_2^*, v_2^*, \varphi_1^*)$ et de facteurs partiels pour différentes valeurs de l'efficacité maximale. Les indices de fiabilité et les coefficients partiels diminuent avec l'augmentation de la valeur d'efficacité maximale. Les résultats en termes d'indices de fiabilité sont également présentés sur la figure 3.12.

Pour une efficacité maximale de 30%, l'indice de fiabilité du premier cas (*seuls les paramètres de sol compressible (E_2 et v_2) sont considérés comme des variables aléatoires*) est en moyenne de 270% plus élevé que dans le second cas (*les paramètres des deux couches de sol (φ_1 , E_2 et v_2) sont considérés comme des variables aléatoires*). L'indice de fiabilité diminue d'environ 25% compte tenu des variables non normales. L'hypothèse simplificatrice qui consiste à considérer les variables normales est plus sûre par rapport aux distributions adoptées plus complexes. Par conséquent, le risque d'obtenir des conceptions surestimées est plus élevé lorsqu'une seule couche est considérée. Il est nécessaire de considérer toutes les couches pour avoir des résultats réalistes.

Les variables aléatoires (E_2 et v_2) et la variable aléatoire (φ_1) ont un effet inverse sur le comportement du modèle. Par exemple, une plus grande efficacité est induite par la réduction de (E_2 et v_2) tandis que la valeur de (φ_1) augmente.

Ces facteurs sont fournis dans le tableau 3.11 pour chaque valeur d'efficacité maximale. Pour le premier cas, les facteurs partiels diminuent lorsque l'efficacité maximale augmente, et tendent à 1 pour le cas $Eff_{max} = Eff_{ref}$. Pour le second cas, les valeurs observées (E_2^*, v_2^*) sont

proches des valeurs moyennes (E_2, ν_2), conduisant à des facteurs partiels F_{E_2}, F_{ν_2} presque égaux à 1 avec une grande sécurité pour φ_1 . Cette tendance est due à l'influence des propriétés du matelas granulaire sur le comportement global. Pour cette raison, un coefficient de sécurité partiel presque égal à 1 pour le sable argileux (module de Young et coefficient de Poisson) n'indique pas nécessairement une défaillance du système tant que le coefficient de sécurité partiel de φ_1 est élevé. Cette conclusion est similaire à celle faite avant la même observation par *Youssef Abdel Massih et al. (2008)* pour les fondations et *Mollon et al (2009)* pour les tunnels.

A partir des indices de fiabilité obtenus par *RSM*, l'approximation *FORM* fournit directement des valeurs de probabilité de défaillance, regroupées dans la figure 3.13. Les commentaires déjà faits pour les indices de fiabilité restent les mêmes. Les hypothèses des distributions normales et en utilisant uniquement les paramètres du sable argileux comme variables aléatoires conduisent à des conceptions plus sûres.

Tableau 3.11: Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels

Cas : A							Cas : B							
Variable normale														
$Eff_{max} (\%)$	β_{HL}	$pf\%$	$\nu_2^*(-)$	$E_2^* (MPa)$	F_{ν_2}	F_{E_2}	β_{HL}	$pf\%$	$\nu_2^*(-)$	$E_2^* (MPa)$	$\varphi_1^*(^\circ)$	F_{ν_2}	F_{E_2}	F_{φ_1}
20	5.957	1.288E-07	0.475	5.014	1.585	1.114	2.377	0.872	0.304	4.618	26.746	1.014	1.026	1.389
30	3.965	0.004	0.416	4.924	1.385	1.094	1.457	7.253	0.303	4.576	29.944	1.009	1.017	1.216
40	1.394	8.160	0.339	4.712	1.131	1.047	0.490	31.212	0.301	4.527	33.302	1.003	1.006	1.066
Variable non normale														
20	4.777	8.921E-05	0.479	4.780	1.595	1.062	1.934	2.654	0.301	4.554	26.669	1.004	1.012	1.394
30	3.437	0.029	0.418	4.779	1.393	1.062	1.220	11.121	0.300	4.527	29.882	1.001	1.006	1.219
40	1.382	8.352	0.340	4.676	1.134	1.039	0.461	32.238	0.299	4.497	33.260	0.997	0.999	1.068

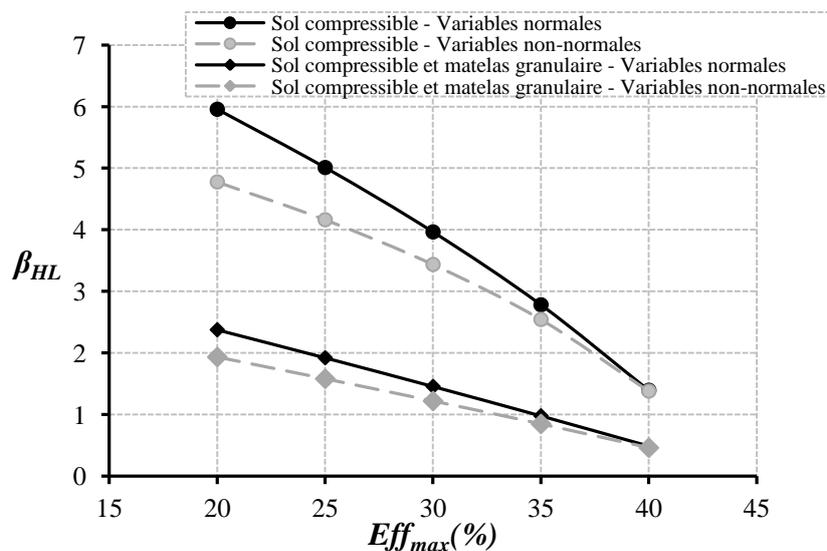


Figure 3.12: Indice de fiabilité versus efficacité

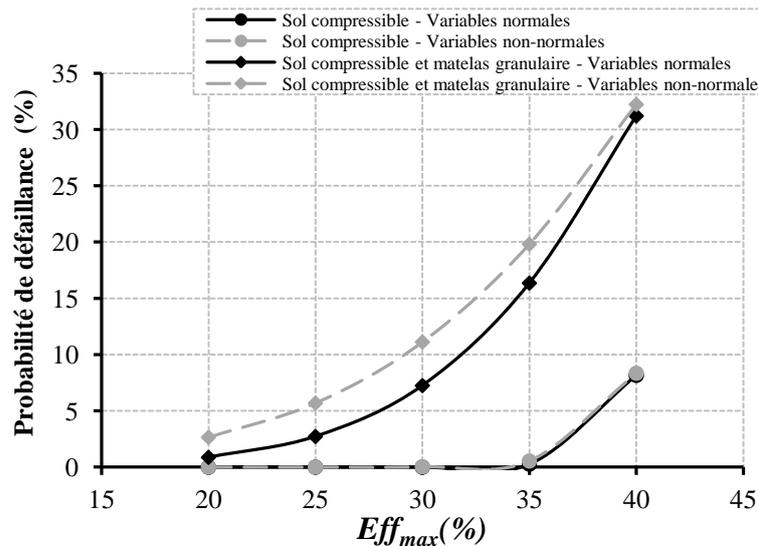


Figure 3.13: Probabilité d'échec contre efficacité

- *Tassement maximal de la plateforme*

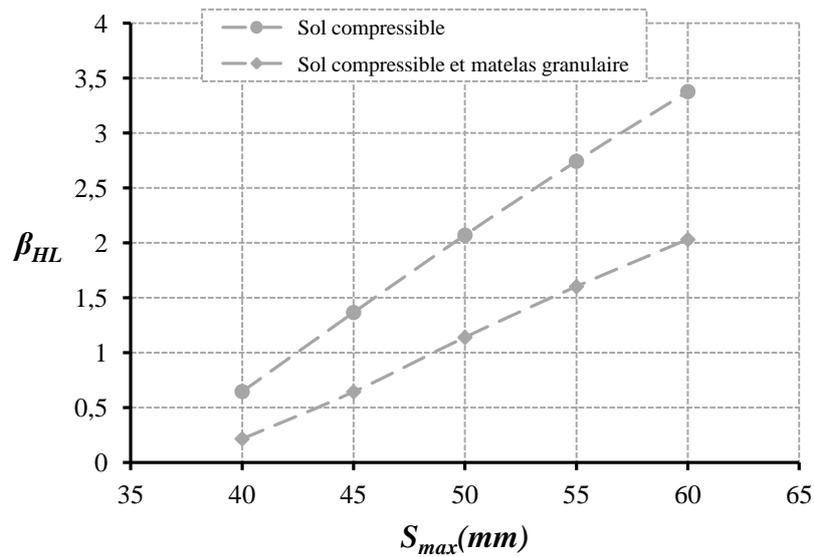
Pour le tassement maximal de la plateforme, les variables aléatoires sont E_2 , ν_2 et φ_1 , en utilisant les conclusions que les variables normales conduisent à une conception plus sûre par rapport aux variables non normales, seule la fiabilité utilisant des variables non normales sera présentée. Les paramètres statistiques des variables utilisées sont présentés dans le tableau 3.

Le tableau 5 montre l'évolution de l'indice de fiabilité, les points de conception (E_2^* , ν_2^* , φ_1^*) et les facteurs partiels F_{E_2} , F_{ν_2} et F_{φ_1} . L'indice de fiabilité augmente avec l'augmentation du tassement de la dalle. Sa valeur est réduite à zéro lorsque le tassement maximal de la dalle est égal au tassement de référence calculé avec les valeurs moyennes des propriétés du sol. Pour une valeur de tassement maximum égale à 50 mm, l'indice de fiabilité du premier cas est en moyenne supérieur de 81% à celui du second cas (figure 3.14). Par conséquent, le risque d'obtenir des conceptions surestimées est plus élevé lorsqu'on considère le cas d'une seule couche. Il est alors préférable de considérer toutes les couches pour obtenir des résultats réalistes.

Lorsque deux couches sont considérées, les valeurs observées (E_2^* , ν_2^*) sont proches des valeurs moyennes (E_2 , ν_2) conduisant à des facteurs partiels F_{E_2} , F_{ν_2} presque égaux à 1 avec une grande sécurité pour φ_1 . La même conclusion peut être tirée en ce qui concerne le niveau de sécurité d'efficacité: Un coefficient de sécurité partiel presque égal à 1 pour le sable argileux (module d'Young et coefficient de Poisson) n'indique pas nécessairement une défaillance du système, φ_1 est élevé.

Tableau 3.12: Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels pour le cas de tassement de la plateforme

Case : A							Case : B							
Non-normal variables														
$S_{max}(mm)$	β_{HL}	pf%	$\nu_2^*(-)$	E_2^* (MPa)	F_{ν_2}	F_{E_2}	β_{HL}	pf%	$\nu_2^*(-)$	E_2^* (MPa)	$\varphi_1^*(^\circ)$	F_{ν_2}	F_{E_2}	F_{φ_1}
40	0.593	27.659	0.285	4.320	1.053	1.042	0.187	42.572	0.299	4.486	34.388	1.004	1.003	1.023
50	2.174	1.484	0.258	3.814	1.163	1.180	1.039	14.938	0.287	4.221	31.959	1.046	1.066	1.122
60	3.828	0.007	0.238	3.288	1.259	1.369	1.827	3.385	0.277	3.927	29.945	1.082	1.146	1.216

**Figure 3.14:** Indice de fiabilité des règlements - Variables non normales

6.4- Fondation superficielle filante sous chargement sismique pseudo-statique

Le tableau 3.13 montre les résultats en termes d'indices de fiabilité, de points de conception (φ^* , C^* et k_h^*) et de facteurs partiels pour différentes valeurs de plusieurs valeurs limites de capacité portante. Les calculs ont été effectués pour plusieurs cas: variables normales, variables non normales, variables corrélées ou non. Nous observons que les indices de fiabilité et les facteurs partiels diminuent avec l'augmentation de la valeur limite de capacité portante. Les résultats en termes d'indices de fiabilité sont également présentés sur la figure 3.15, où une corrélation négative entre les variables de résistance au cisaillement conduit à un indice de fiabilité constamment plus élevé. Il est le même dans une moindre mesure lorsque l'on considère des variables non normales.

Par exemple, pour des valeurs limites de capacité portante égales à 300 kPa, la comparaison des résultats des variables corrélées avec celles des variables non corrélées montre que l'indice de fiabilité correspondant aux variables non corrélées est inférieur à celui des variables négativement corrélées. Pour les mêmes valeurs limites de capacité portante, l'indice de fiabilité diminue d'environ 10% si l'on considère des variables non normales. On peut conclure que l'hypothèse simplificatrice de considérer les variables non corrélées normales est sûre par rapport aux modèles probabilistes plus complexes. Cela peut conduire à des conceptions non économiques.

Les variables aléatoires (φ , C) et la variable aléatoire (k_h) ont un effet inverse sur le comportement du modèle. Par exemple, une faible capacité portante est induite par la réduction de (φ , C) tandis que la valeur de (k_h) augmente.

Les coordonnées (φ^* , C^* et k_h^*) des points de calcul obtenus pour les valeurs limites de capacité portante donnent une idée des facteurs partiels F_φ , F_C et F_{k_h} de chaque caractéristique du sol, exprimés comme suit:

$$F_\varphi = \frac{\tan \mu_\varphi}{\tan \varphi^*} \quad (3.9)$$

$$F_C = \frac{\mu_C}{C^*} \quad (3.10)$$

$$F_{k_h} = \frac{k_h^*}{\mu_{k_h}} \quad (3.11)$$

Des facteurs sont également fournis dans le tableau 3.13, pour chaque valeur limite de capacité portante. Pour les variables non corrélées, les facteurs partiels sont encore plus faibles avec l'augmentation des valeurs limites de capacité portante et presque ils tendent à 1

pour le cas limite. Dans le cas de variables corrélées négativement, on observe parfois que la valeur de C^* dépasse légèrement la valeur moyenne de c , conduisant à des facteurs de sécurité partielle F_c inférieurs à 1 et un facteur de sécurité important pour φ et k_h . Cette remarque est due à la corrélation négative entre les variables c et φ . Cette corrélation implique que si la valeur de C est faible (par rapport à sa moyenne), alors la valeur de φ sera probablement élevée. Pour cette raison, un facteur de sécurité partiel inférieur à 1 pour la cohésion n'indique pas nécessairement une défaillance, tant que le facteur de sécurité partiel φ est élevé. Cette conclusion est similaire à celle faite avant la même observation par *Youssef Abdel Massih et al. (2008)*, *Mollon et al (2009b)*. Les valeurs des facteurs de sécurité partiels F_c and F_φ varient entre 1 et 1.4. Ces valeurs se situent dans la marge des valeurs proposées par l'*Eurocode 7*. Cependant, les valeurs de facteurs de sécurité partiels du coefficient sismique horizontal F_{kh} varient entre 1.2 et 1.6. Contrairement à l'*Eurocode 7* ce facteur partiel est pris égal à 1.

A partir des indices de fiabilité obtenus par *RSM*, l'approximation *FORM* fournit directement des valeurs de probabilité d'échec, qui sont présentées sur la figure 3.15. Les commentaires déjà faits pour les indices de fiabilité restent les mêmes. La prise en compte d'une corrélation négative entre C et φ et (dans une moindre mesure) l'utilisation de lois bornées au lieu des lois normales réduit significativement la probabilité d'échec, toutes choses égales par ailleurs. Les hypothèses de lois normales et non corrélées sont tout à fait sûres. On observe que la probabilité de défaillance est beaucoup plus sensible aux variations de l'angle de frottement interne et des coefficients sismiques horizontaux que d'autres paramètres du sol «cohésion».

Tableau 3.13: Indices de fiabilité, points de conception et facteurs de sécurité partiels

qu_{min}	β_{HL}	$pf\%$	φ^* (°)	C^* (kPa)	k_h (-)	F_φ	F_C	F_{k_h}
Variables normales non corrélées								
200	3.981	0.003	21.648	13.997	0.301	1.455	1.429	1.506
300	2.691	0.357	23.940	16.362	0.265	1.300	1.222	1.325
400	1.795	3.629	25.796	17.868	0.243	1.195	1.119	1.217
500	1.121	13.120	27.328	18.815	0.228	1.117	1.063	1.139
600	0.592	27.685	28.561	19.484	0.215	1.061	1.026	1.076
729.50	0	49.99	30	20	0.20	1	1	1
Variables non corrélées non normales								
200	3.339	0.042	22.856	16.942	0.367	1.370	1.181	1.837
300	2.500	0.622	23.791	17.458	0.278	1.310	1.146	1.390
400	1.690	4.553	25.528	18.250	0.241	1.209	1.096	1.207
500	1.077	14.086	27.081	18.841	0.221	1.129	1.062	1.107
600	0.595	27.577	28.363	19.321	0.208	1.069	1.035	1.041
729.50	0	48.94	29.94	19.82	0.198	1.002	1.009	0.994
Variables corrélées normales ($\rho_{c,\varphi} = -0.5$)								
200	4.812	0.000	22.412	18.387	0.376	1.400	1.088	1.881
300	3.286	0.051	23.950	19.063	0.305	1.300	1.049	1.525
400	2.144	1.602	25.585	20.056	0.266	1.206	0.997	1.331
500	1.316	9.407	27.153	20.237	0.240	1.126	0.988	1.198
600	0.673	25.037	28.457	20.311	0.220	1.065	0.985	1.099
729.50	0	49.99	30	20	0.20	1	1	1
Variables corrélées non normales ($\rho_{c,\varphi} = -0.5$)								
200	3.683	0.012	25.845	19.654	0.442	1.192	1.018	2.211
300	2.840	0.225	24.974	19.586	0.334	1.240	1.021	1.672
400	1.949	2.567	25.675	20.088	0.269	1.201	0.996	1.343
500	1.242	10.720	26.979	20.138	0.234	1.134	0.993	1.170
600	0.673	25.062	28.250	20.141	0.213	1.075	0.993	1.065
729.50	0	48.91	29.98	19.94	0.197	1.0008	1.003	0.988

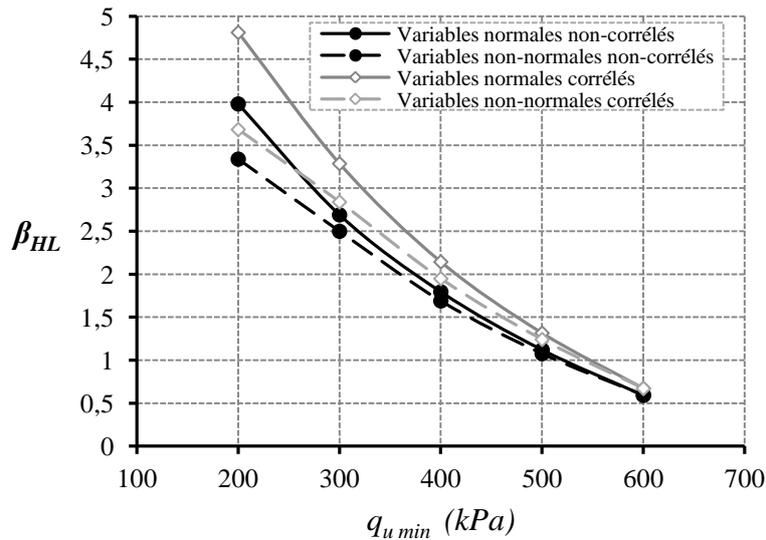


Figure 3.15: Indice de fiabilité lié à la limite de performance

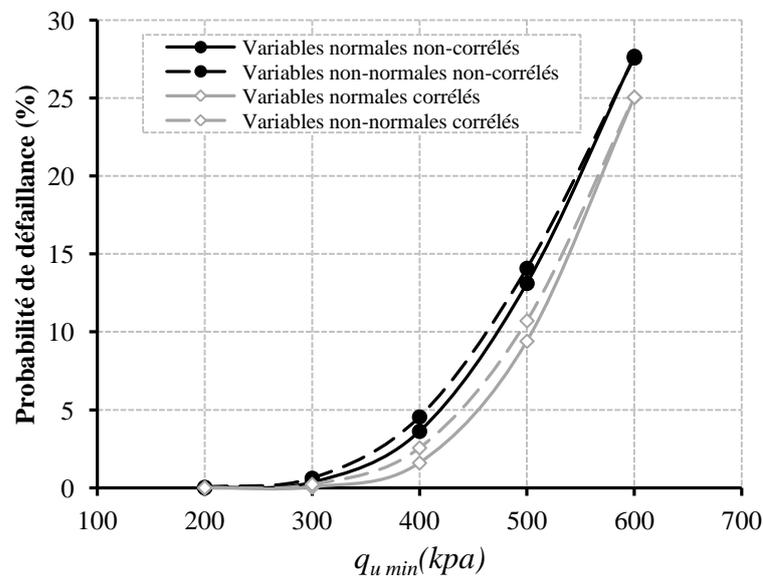


Figure 3.16: Probabilité de défaillance par rapport à la limite de performance

2.6.4.1- Dimensionnement fiabiliste

L'approche classique utilisée pour le dimensionnement des fondations superficielles consiste à fixer un facteur de sécurité cible (généralement $F = 3$) et à déterminer la largeur B de la fondation. Dans ce paragraphe, un dimensionnement fiabiliste est présenté. Il consiste à calculer B pour un indice de fiabilité cible de 3 comme suggéré par l'*Eurocode 7* pour les états limites ultimes. La figure (3.17) présente la largeur fiabiliste de la fondation pour différentes valeurs des coefficients de variation de k_h et coefficient de corrélation des propriétés de cisaillement du sol. Cette figure présente aussi la largeur déterministe de la

fondation correspondant à un facteur de sécurité de 3 et calculée sur la base des valeurs moyennes des paramètres du sol. La valeur de la capacité portante sismique admissible est de 300 kN/m. La largeur fiabiliste de la fondation décroît avec l'augmentation de la corrélation négative des propriétés de cisaillement et la diminution de coefficients de variation COV_{k_h} . Elle devient inférieure à la largeur déterministe pour les valeurs de la variabilité du sol fréquemment utilisées (*variables normales* $COV_{k_h}=10\%$ et une grande valeur de corrélation négative). Notons que pour toutes valeurs des coefficients de variation et du coefficient de corrélation, la largeur de la fondation déterminée pour des variables *normales* est inférieure à celle calculée pour des variables *non normales*. Pour les grandes valeurs de coefficients de variation du k_h , on remarque que la largeur de la fondation reste constante avec l'augmentation de la valeur du coefficient de corrélation entre les paramètres de cisaillement du sol.

Cependant, l'*Eurocode 7* préconise des valeurs constantes des facteurs de sécurité partiels de F_c et F_ϕ . Le présent dimensionnement fiabiliste a l'avantage de fournir des valeurs différentes de ces facteurs suivant la variabilité du sol. Ces facteurs sont optimaux et sont déterminés rigoureusement par une maximisation de la probabilité de ruine pour une variabilité donnée du sol. En conclusion, un dimensionnement fiabiliste a le mérite d'être capable de refléter explicitement la corrélation, les écart-types et les distributions de probabilité des différentes variables et de chercher d'une façon automatique les facteurs de sécurité les plus probables sans se baser sur des valeurs constantes imposées de ces facteurs.

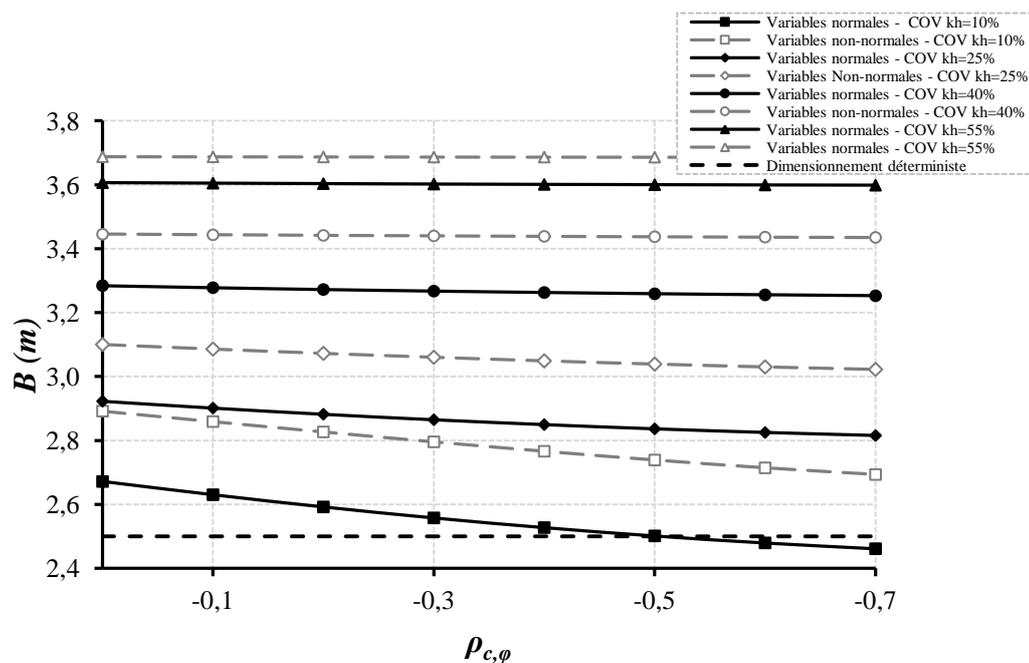


Figure 3.17 : Comparaison entre les dimensionnements fiabiliste et déterministe

7- Conclusion

Les résultats présentés dans ce chapitre mettent en lumière la supériorité de la méthode *RSM-GA* sur la méthode classique des surfaces de réponse (*RSM*). La *RSM* présente l'intérêt de fournir à faible coût une estimation de la probabilité de défaillance pour une fonction de performance donnée. Néanmoins, cette estimation repose sur une approximation *FORM* qui pose une hypothèse forte sur la forme de la surface de réponse au voisinage du point de conception. Contrairement à la *RSM*, la *RSM-GA* permet de caractériser entièrement la surface d'état limite de performance, pour un coût calculatoire connu à l'avance.

Les principales conclusions sont mentionnées ci-après:

- Les principaux paramètres d'entrée qui influent sur le déplacement horizontal du parement du mur en terre armée sont l'angle de frottement et le poids volumique du sol soutenu. Pour le tassement de la surface et le moment du revêtement du tunnel sont le module d'élasticité, le coefficient de poisson et le poids volumique du sol. Sur le tassement maximal de la dalle et l'efficacité de la contrainte sont principalement l'angle de frottement du matelas granulaire, le module de Young et le coefficient de Poisson du sable argileux. Notant que les paramètres influents sur la valeur de la capacité portante sont les valeurs de cisaillement et le coefficient sismique horizontal.
- L'utilisation d'un algorithme génétique est très efficace pour optimiser les paramètres inconnus de la fonction de performance où l'optimisation de l'algorithme génétique permet de réduire le temps de calcul en éliminant la méthode itérative successive utilisée par la méthode classique *RSM*.
- Pour les modèles multicouches, l'hypothèse qui consiste à ne considérer qu'une couche lors de la génération de variables aléatoires conduit à un niveau de sécurité surestimé et donc à une conception sous-dimensionnée. Il est recommandé de considérer toutes les couches pour obtenir des résultats plus réalistes.
- On observe d'une part des valeurs de points de conceptions proches à leurs valeurs moyennes. Cela conduit à des facteurs partiels presque égaux à 1 et un grand facteur de sécurité pour l'autre paramètre du même point de conception. Comme exemple, le modèle de renforcement des sols par inclusion rigide, l'influence des variables des différentes couches (E_2, ν_2) ont un facteur de sécurité partiel presque égal à 1 n'indique

pas nécessairement une défaillance du système, tant que le facteur de sécurité partiel de φ_1 est élevé.

- La probabilité de défaillance du système est plus sensible à l'angle de frottement interne du matelas granulaire du modèle inclusion rigide et le mur en terre armée, par contre pour le modèle tunnel est plus sensible au module de Young.
- Pour de faibles valeurs de sortie des modèles étudiés, l'indice de fiabilité est faible et induit une probabilité de rupture très élevée qui indique la vulnérabilité des ces structures.
- L'hypothèse simplificatrice de considérer les variables normales surestime la fiabilité comparée aux modèles probabilistes plus complexes (variable non-normale). Cela peut conduire à des conceptions non économiques.
- Le coefficient de déconfinement λ_d a une influence significative sur la probabilité des deux modes de défaillance étudiés pour le modèle tunnel: le tassement de surface et le moment de flexion du revêtement. La valeur de ce paramètre empirique doit ensuite être choisie avec soin.
- Un dimensionnement fiabiliste est effectué pour déterminer la largeur de la fondation pour un indice de fiabilité cible. Ce dimensionnement a montré que la largeur déterministe de la fondation peut être surestimé ou sous-estimer par rapport à la largeur fiabiliste suivant les valeurs des incertitudes utilisées. Contrairement à l'*Eurocode 7* qui propose des valeurs constantes des facteurs de sécurité partiels et des facteurs de pondérations, le dimensionnement fiabiliste a l'avantage de fournir des valeurs différentes de ces facteurs suivant la variabilité du sol et les aléas du chargement. Ces facteurs sont optimaux et sont déterminés rigoureusement par une maximisation de la probabilité de ruine. Par conséquent, un dimensionnement fiabiliste a le mérite d'être capable de refléter explicitement la corrélation, les écart-types et les distributions de probabilité des différentes variables et de chercher d'une manière automatique les facteurs de sécurité partiels et les facteurs de pondération les plus probables sans se baser sur des valeurs constantes imposées de ces facteurs.

- Chapitre 4 : Etude probabiliste en
champs aléatoires

-ETUDE PROBABILISTE EN CHAMPS ALEATOIRES-

1- Introduction

Ce chapitre propose d'étudier l'impact de la variabilité spatiale $2D$ de l'angle de frottement interne du sol sur la stabilité du mur en terre armée.

Le modèle numérique $2D$ développé pour étudier le déplacement du parement du mur en terre armée supportant un sol hétérogène purement frottant, capable de prendre en compte la variabilité spatiale de l'angle de frottement interne du sol. Ce modèle numérique est déjà présenté en chapitre 2.

La variation de l'angle de frottement d'un point à l'autre de l'espace est modélisée par un champ aléatoire $2D$ généré par la méthode d'expansion de *Karhunen-Loeve* (*Spanos et Ghanem, 1989*). Le champ ainsi discrétisé est injecté dans le modèle numérique en affectant à chaque maille formant le massif une valeur d'angle de frottement.

Les résultats en termes de déplacement horizontal maximum sont présentés est alors utilisé pour étudier par la méthode *Monte-Carlo*, l'effet de la variabilité spatiale de l'angle de frottement sur les deux premiers moments statistiques de déplacement maximum du parement en fonction de différentes combinaisons de distances d'autocorrélation en $1D$ et $2D$.

2- Choix du nombre de termes de la série $K-L$

Lorsqu'un champ aléatoire est généré, les valeurs de ce champ doivent refléter la fonction de la distribution statistique théorique initiale et d'autocorrélation. Mais la précision des champs aléatoires générés dépend du nombre de termes M de la série $K-L$. Pour sélectionner le nombre de termes M à utiliser dans la discrétisation du champ aléatoire de l'angle de frottement, les fonctions de distribution moyenne et l'autocorrélation sont dessinées pour de nombreuses réalisations de ce champ aléatoire, en fonction du nombre de termes M et par rapport aux fonctions cibles.

Un exemple de génération de champ aléatoire pour une distribution log-normale avec $\mu_\varphi = 36^\circ$ et $COV_\varphi = 15\%$. Une fonction d'autocorrélation exponentielle avec des distances d'autocorrélation de second ordre égales à 1 m dans les deux sens est choisie pour ce cas. Un grand nombre de sorties (350) sont générées pour chaque variation du nombre de termes M . Pour chaque mode de réalisation, la fonction de probabilité cumulée et la fonction

d'autocorrélation des valeurs générées sont tracées. La moyenne de ces fonctions est ensuite comparée aux fonctions théoriques cibles.

La figure 4.1 montre une comparaison entre les fonctions de probabilité cumulative moyenne (*CDF*) 350 réalisations du champ aléatoire pour différents nombres de termes M et la fonction de probabilité cumulative cible.

La figure 4.2 montre une comparaison entre la fonction d'autocorrélation cible et des fonctions moyennes d'autocorrélation calculées dans la direction horizontale, pour 350 réalisations de champ aléatoire, compte tenu de différents nombres de termes M . Donné par:

$$\rho(u) = e^{-\sqrt{\left(\frac{|k \cdot \Delta u|}{L_u}\right)^2}} \quad (4.1)$$

Les mesures sont équidistantes de Δu , sachant que cette distance doit être inférieure à la distance d'autocorrélation (*Degroot et Baecher, 1993; Fenton, 1999*). Cela rend l'identification des distances d'autocorrélation exhaustive, nécessitant des campagnes d'enquête très denses impliquant un grand nombre de tests (350). Ainsi, pour un nombre $n = 120$ (nombre de points de grille au sens horizontal) de mesures équidistantes de Δu , la valeur du coefficient d'autocorrélation ρ entre deux valeurs $Z(X_i)$ et $Z(X_i + k)$ de la propriété Z , distante de $k \cdot \Delta u$ est donné par:

$$\rho(k \cdot \Delta u) = \frac{1}{(n-k) \cdot \sigma_Z^2} \sum_{i=1}^{n-k} (Z(X_i) - \mu_Z)(Z(X_{i+k}) - \mu_Z) \quad (4.2)$$

Où μ_Z et σ_Z sont respectivement la moyenne et l'écart-type de la propriété Z ; X_i et $X_i + k$ sont les coordonnées des 2 points considérés et éloignés de $k \cdot \Delta u$; i est un indice entre 0 et $n-1$ et k est le nombre d'étapes entre 0 et K . Box et Jenkins (1970) recommandent d'adopter une valeur de $K = n/4$.

Les figures 4.1 et 4.2 montrent que plus le nombre de termes KL augmente, plus les fonctions générées se rapprochent des fonctions théoriques cibles, en particulier pour 200 et 250 termes M . Un nombre de termes M égal à 250 est adopté dans les calculs suivants.

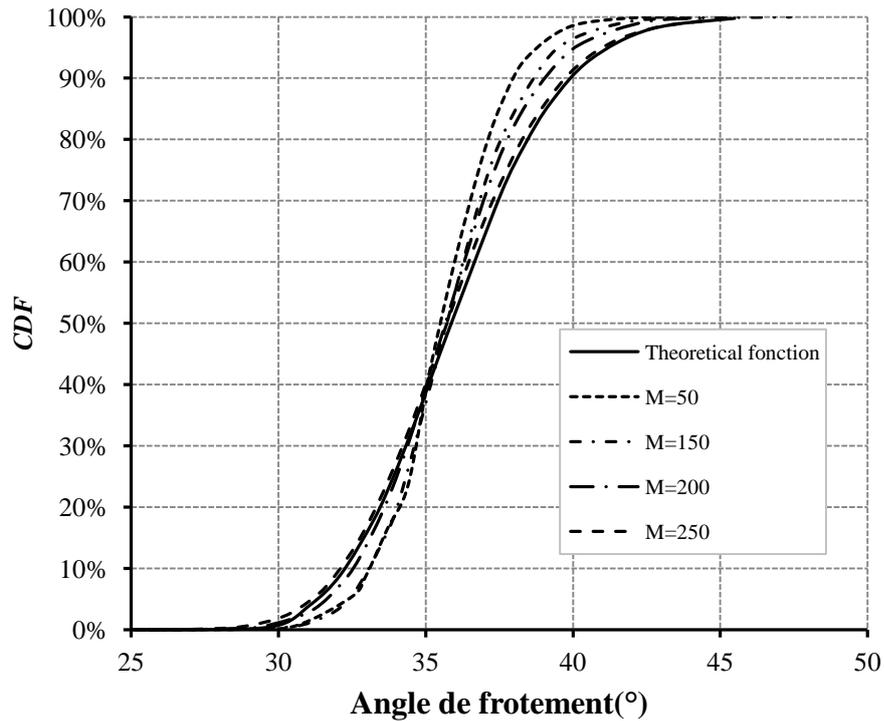


Figure 4.1: Comparaison entre la fonction de distribution cible et les fonctions moyennes générées en utilisant 350 réalisations du champ aléatoire de l'angle de frottement, pour plusieurs nombres de termes M .

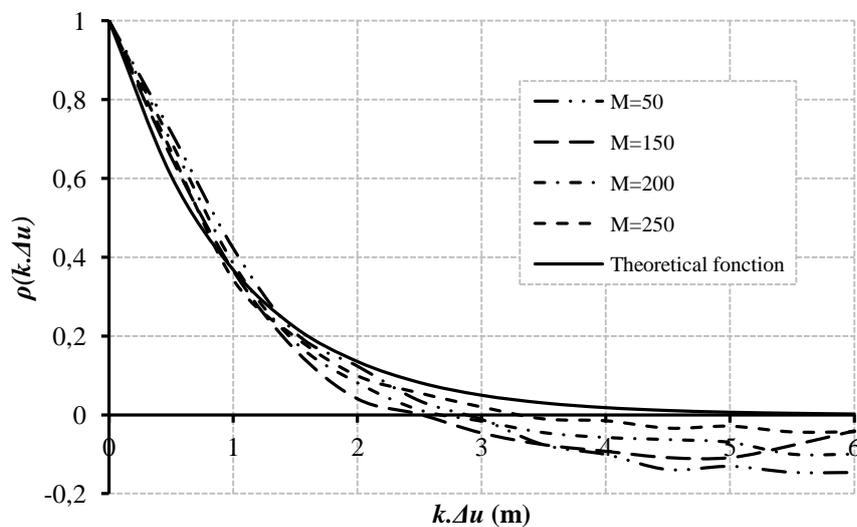


Figure 4.2: Comparaison entre la fonction d'autocorrélation théorique cible et les fonctions moyennes d'autocorrélation générées en utilisant 350 réalisations du champ aléatoire de l'angle de frottement pour plusieurs nombres de termes M .

Le domaine et le maillage de modèle mécanique sous $FLAC^{2D}$ doivent être sélectionnés pour répondre à certaines conditions (maillage fin dans les zones proches des extrémités du

revêtement, etc.). Par conséquent, il existe une différence entre le maillage $FLAC^{2D}$ et le maillage stochastique. Un transfert des données stochastiques sur le maillage $FLAC^{2D}$ est nécessaire. Deux méthodes de transfert existent:

- La méthode du milieu utilisée par *Shinozuka et Das-Gupta (1987)*, *Der Kiureghian et Ke (1988)* et *Deodatis (1989)*. Dans cette méthode, le champ aléatoire est représenté par sa valeur au centroïde du maillage des éléments finis. On cherche la position du centroïde dans le maillage stochastique et on attribue à l'élément fini en maille la valeur du champ correspondant à la position de son centroïde dans le maillage stochastique.

- La méthode de moyenne locale (ou la moyenne spatiale) proposée par *Vanmarcke (1977)* et *Vanmarcke et Grigoriu (1983)*. Ce qui consiste à allouer à chaque cellule de l'élément fini du domaine; une valeur déterminée par la moyenne des valeurs du champ de maillage stochastique qui entrent dans le maillage des éléments finis.

Der Kiureghian et Ke (1988) ont noté que la méthode du moyen supérieur représente la variabilité du champ tandis que la méthode de la moyenne locale tend à sous-représenter la vraie variabilité du champ. Ils ont également démontré que la méthode de la moyenne spatiale est plus adaptée aux champs gaussiens. *Popescu (1995)* a mené une étude comparative entre ces deux méthodes et a conclu que la méthode du milieu est la mieux adaptée aux champs aléatoires non gaussiens puisqu'elle conserve la distribution de probabilité du champ initial. Dans cette étude, la méthode du milieu a été utilisée puisque les propriétés du sol aléatoires représentatives du sol sont considérées comme des champs non gaussiens.

3- Réalisation du champ aléatoire des propriétés du sol:

Le modèle numérique proposé dans cette étude se concentre sur la variabilité spatiale de l'angle de friction interne du sol. Le champ correspondant devrait suivre une distribution lognormal, l'angle de friction interne du sol étant une quantité strictement positive. La moyenne et l'écart-type sont désignés par μ_{ln} et σ_{ln} respectivement. La dépendance de deux valeurs de l'angle de friction dans deux points distincts du sol est représentée par une fonction exponentielle d'autocorrélation.

Pour modéliser une réalisation du champ aléatoire de l'angle de frottement et l'injecter dans le modèle numérique proposé, le champ 2D représentant la masse du sol est discrétisé dans les éléments de surface $N_x \times N_y$, où N_x et N_y sont le nombre d'éléments dans le x et y directions. Une valeur d'angle de frottement est donnée à chaque surface de l'élément du sol. En fait, on suppose que chaque élément est homogène et est affecté par une seule valeur d'angle de

frottement calculée au centre en utilisant la méthode d'expansion en série *Karhunen-Loeve* (*KL*), développée par *Ghanem et Spanos (1989)* déjà présentée. En d'autres termes, pour chaque réalisation du champ aléatoire, une configuration donnée du sol est générée: une valeur d'angle de frottement est attribuée au centre de chacun de ses éléments en fonction de sa position dans l'espace et des lois de distribution suivantes et de l'autocorrélation sélectionnée.

La variabilité spatiale de l'angle de frottement est modélisée par une réalisation donnée du champ aléatoire généré par la méthode *KL* pour une distribution lognormal avec $\mu_\phi = 36^\circ$ et $COV_\phi=15\%$, et une fonction exponentielle de second ordre avec les distances d'Autocorrélation égal à 1m dans les deux sens. Le talus sera présenté par le champ aléatoire (figure 4.3).

Le champ est généré en deux dimensions pour les dimensions suivantes:

20 m dans la direction longitudinale *X*;

6 m dans la direction verticale *Y*;

Ce domaine est discrétisé en éléments de $0,25 \times 0,25 \text{ m}^2$. Les valeurs d'angle de frottement du champ aléatoire sont calculées par la méthode *K-L* au centre de chacun de ces éléments de surface.

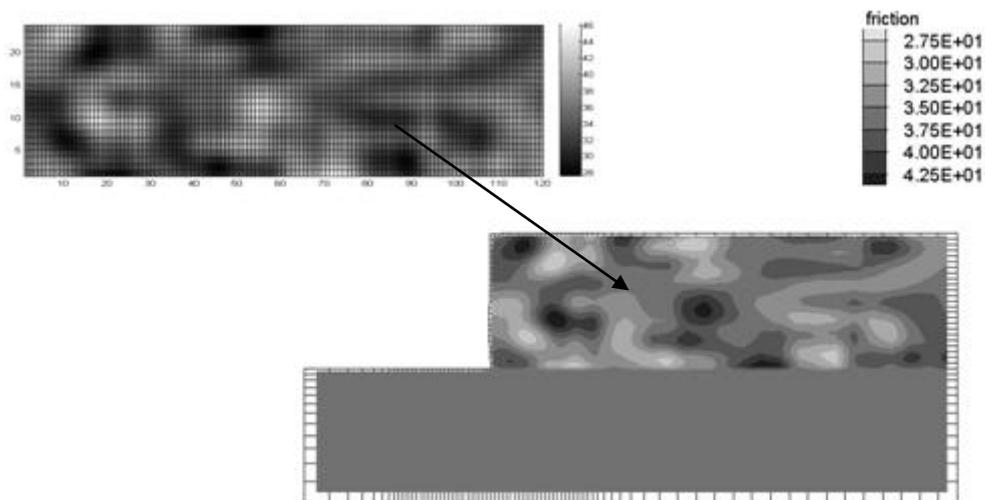


Figure 4.3: Transformation des données de champ aléatoires sur le modèle numérique

4- Analyse probabiliste avec Monte Carlo

4.1- Sélection du nombre optimal de simulations Monte Carlo

L'effet de la variabilité spatiale du déplacement horizontal de la paroi est mesuré en utilisant la méthode de Monte Carlo pour plusieurs combinaisons de distances d'autocorrélation dans deux directions. Cette analyse probabiliste nécessite, pour chaque combinaison étudiée, la génération d'un grand nombre d'échantillons provenant de sol spatialement variable, chacun étant représenté par un mode de réalisation du champ aléatoire. Le déplacement horizontal visé maximal (U_{max}) est ensuite calculé pour chacune de ces réalisations et la moyenne (μ_U) et l'écart-type (σ_U) de toutes les valeurs de pression du déplacement horizontal visé maximal obtenu dans chaque cas sont ensuite comparées. Le nombre N_s réalisations ou les simulations requises est celui pour lequel les valeurs de ces deux premiers moments statistiques convergent.

Le tableau 4.1 montre les valeurs des premiers moments statistiques de pression critique obtenus pour différents nombres de simulation N_s , tout en variant le nombre de termes de KL , M . Les courbes correspondantes sont représentées aux figures 4.4 et 4.5.

Nous constatons que le nombre optimal de simulations Monte Carlo est de 300 simulations. Ce nombre sera utilisé pour le reste des calculs.

Tableau 4.1: Moyenne $\mu(U)$ et coefficient de variation $cov(U)$ de déplacement horizontal tournant maximal pour différents nombres de simulations MC et nombre de termes M de la série $K-L$.

M	50		100		150		200		250	
	$\mu(U)$ (cm)	$COV(U)$ (%)								
50	7.4572	12.29	6.966	15.47	7.7780	12.84	8.7580	14.44	9.6880	16.15
100	7.5887	12.56	6.2480	13.65	8.5020	13.10	7.1200	14.84	8.4020	14.20
200	7.6827	12.30	8.5770	14.71	6.8680	14.21	7.2020	14.27	8.7300	14.18
300	7.7630	12.68	8.7410	15.18	5.9760	14.68	8.2630	14.48	10.7700	14.22
400	7.7478	12.88	8.7480	14.92	8.5550	14.96	10.8400	14.80	8.4070	13.88
500	7.7528	13.03	9.4610	14.84	7.2360	14.98	8.7240	14.59	6.6880	14.04

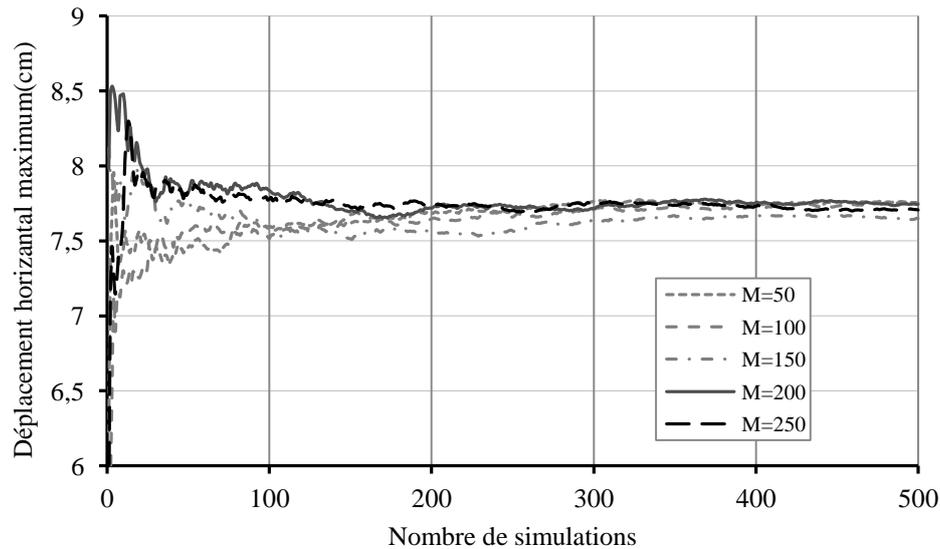


Figure 4.4: déplacement horizontal maximal moyen du revêtement en fonction du numéro de simulation MC , pour plusieurs nombres de termes M de la série $K-L$.

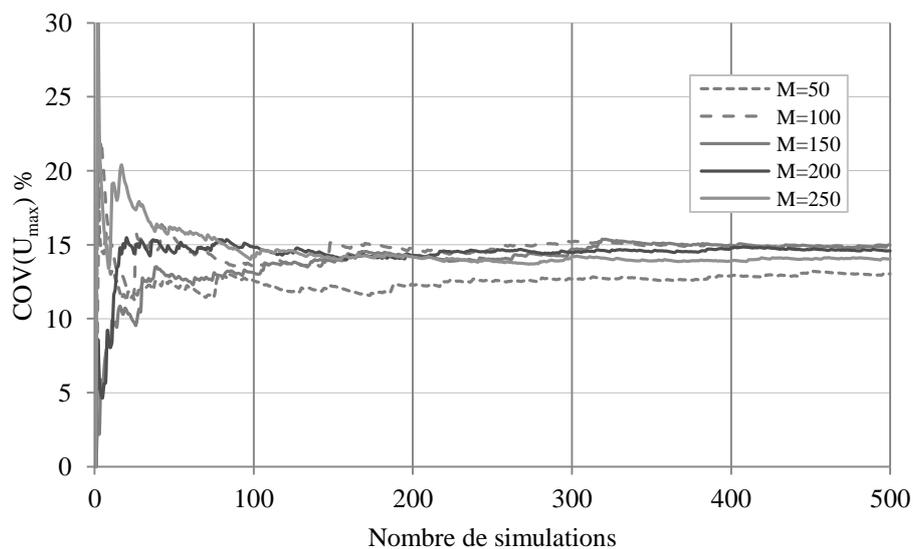


Figure 4.5: Coefficients de variation du déplacement horizontal maximal en vis-à-vis du nombre de simulation MC , pour plusieurs nombres de termes M de la série $K-L$

4-2- Effet de la variabilité spatiale du sol sur le déplacement horizontal en vis-à-vis

Pour étudier l'effet de la variabilité spatiale face aux déplacements horizontaux, ce dernier est calculé avec plusieurs combinaisons de distances d'autocorrélation (L) dans 2 directions. Cela signifie que l'on considère la variabilité spatiale dimensionnelle des sols, deux dimensions ($1D$ et $2D$), c'est-à-dire que les valeurs d'angle de friction sont corrélées spatialement dans une ou deux directions d'espace. En effet, lorsqu'une autocorrélation à petite distance est

considérée dans une direction donnée, les valeurs d'angle de friction sont fortement corrélées et changent rapidement d'un point à l'autre; cependant, lorsque la distance est grande, les valeurs changent lentement avec la distance et deviennent de plus en plus homogènes. Cela dit, un champ spatialement variable dans une direction donnée est généré dans cette direction en adoptant une autocorrélation à petite distance, alors qu'elle est "infinie" ($L = 1000$ m) dans l'autre.

La figure 4.6 illustre la réalisation d'un champ aléatoire isotrope de l'angle de friction selon une loi de distribution lognormal et dont la distance autocorrelation est de 1 m. la moyenne et le coefficient de variation de l'angle de friction interne φ adoptés comme calculés sont respectivement de 36 degrés et 15%. Les régions sombres correspondant à de petites valeurs de φ et celles plus claires à plus grandes. Les valeurs varient entre 28° et 44° . La figure 4.7 montre la réalisation d'un champ aléatoire de l'angle de frottement interne anisotrope (i, e, $L_x = 10$ m, $L_y = 1$ m). Ce type de champ aléatoire est utile pour la modélisation des sols stratifiés souvent rencontrés dans la pratique.

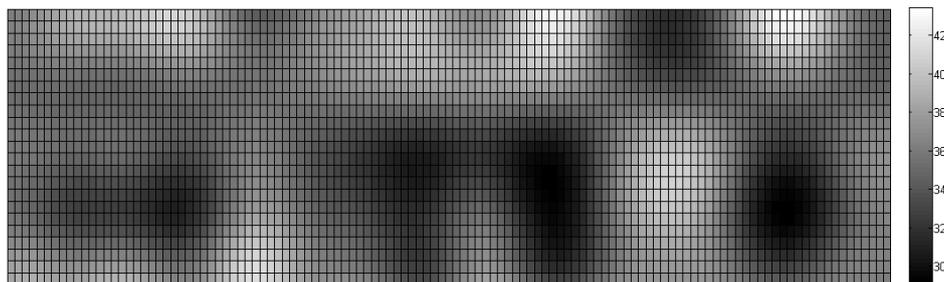


Figure 4.6: Simple du champ aléatoire de l'angle de friction interne (degrés).

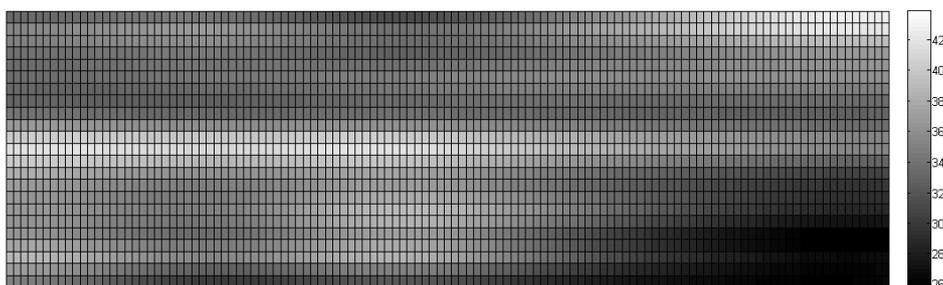


Figure 4.7: Simple d'un champ aléatoire d'angle de friction interne isotrope (degrés) ($L_x = 10$ m, $L_y = 1$ m).

Les combinaisons envisagées sont les suivantes:

- Cas 1D: L_x et L_y

Ces cas représentent un stratifié sachant que chaque couche de la valeur de l'angle de frottement. Les couches sont parallèles au plan formé par les directions pour lesquelles une autocorrélation à grande distance est adoptée.

- Cas 2D: $L_x = L_y$

Ces cas représentent des sols hétérogènes avec un angle de friction variable d'un point à l'autre.

Dans ce qui suit, le cas d'un modèle numérique est déjà passé. La portée de l'angle de frottement (φ) suit une distribution lognormal avec $\mu_\varphi = 36^\circ$ et $COV_\varphi = 15\%$, et une fonction d'autocorrélation exponentielle du second ordre. L'autocorrélation des distances (L) varie dans deux directions, selon le cas, avec $L = 1, 2, 5$ et 10 m.

Les deux premiers moments statistiques de la pression critique à l'avant sont calculés pour 300 réalisations du champ aléatoire de chacun des 3 cas considérés. Les résultats sont ensuite comparés et évalués.

- *Effet de la variabilité spatiale sur le déplacement maximum moyen du parement*

La figure 4.8 montre la variation de la moyenne du déplacement visuel maximal en fonction de l'autocorrélation de la distance pour différents types de champs aléatoires (1D et 2D).

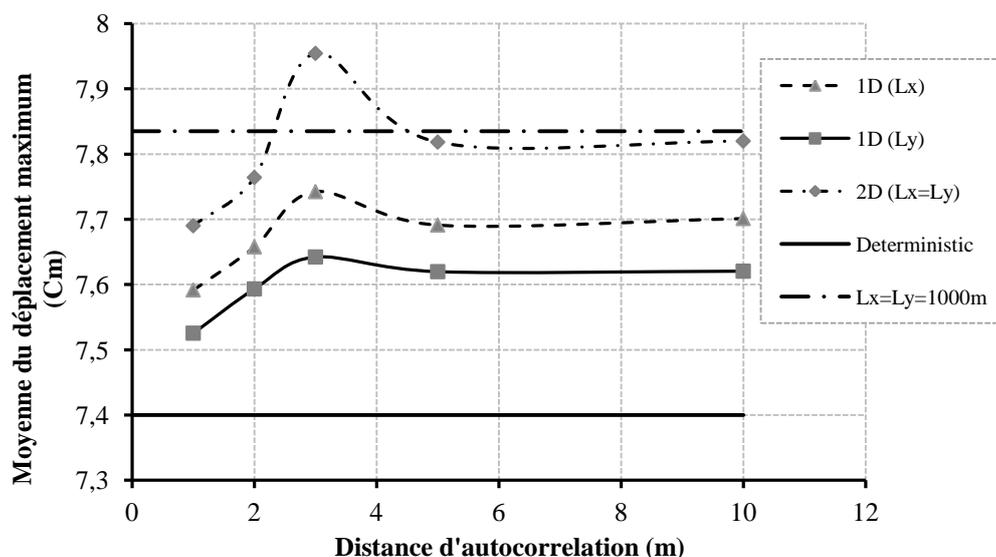


Figure 4.8: Variation of average facing maximum displacement in terms of the autocorrelation distance for $1D$ and $2D$ random fields.

Toutes les courbes ont la même forme: avec l'autocorrélation de la distance croissante, la moyenne du déplacement maximal augmente pour atteindre un maximum à une valeur intermédiaire de hauteur du revêtement ($L \approx H / 2$), à la valeur du renforcement ($L \approx$ longueur des bandes), puis diminue. Ce maximum indique que le sol derrière le revêtement est le moins stable pour cette distance d'autocorrélation. Des résultats similaires sont observés par Fenton et Griffiths (2003) et Al-Bittar et al. (2013) pour les fondations peu profondes. Cela peut s'expliquer comme suit:

Pour les petites distances d'autocorrélation, la variabilité du sol est très élevée. Il en résulte un amalgame de petites et grandes valeurs d'angle de frottement. Cela donne un déplacement proche de la valeur déterministe.

Le mouvement du sol est plus important dans les zones où il existe une faible valeur d'angle de frottement et surtout dans la zone renforcée. Pour les distances d'autocorrélation intermédiaires ($L \approx$ longueur des bandes), des agglomérats de zones faibles et fortes sont créés. Leur répartition dans le solide varie d'une mise en œuvre à l'autre. Par conséquent, le déplacement maximal moyen du revêtement augmente, révélant une structure moins stable.

Pour les distances d'autocorrélation plus grandes, on obtient une configuration plus structurée. Pour le cas $1D$, les couches et les colonnes du sol forment alternativement de petites et grandes valeurs de l'angle de frottement. Les zones du sol avec une grande valeur d'angle de frottement constitueront une barrière stabilisante pour le mouvement du sol, ce qui induit une faible valeur de la moyenne du déplacement maximal du revêtement, c'est-à-dire une structure plus stable. En ce qui concerne l'affaire $2D$, l'horizon du sol devient de plus en plus homogène surtout pour le cas où $L_x = L_y = 1000$ m. Pour lequel la moyenne du déplacement maximal du revêtement a une différence de 5,7% par rapport au déplacement déterministe.

Après avoir examiné l'influence des distances d'autocorrélation sur la valeur moyenne du déplacement maximal du revêtement, l'effet de la direction d'autocorrélation est étudié dans ce qui suit.

Les cas considérant une variabilité spatiale dans une seule direction, selon Y , conduisent à des valeurs très proches du déplacement déterministe du revêtement mais inférieures à celles obtenues pour le cas $1D$ selon X . Cela est dû au fait que la variation de l'angle de frottement le long de Y conduit à des "couches" de sol vertical, perpendiculaire au plan de symétrie de

renforcement, ce qui facilite l'effondrement de ce dernier et rend ce cas aussi sûr que le cas selon X .

Enfin, pour le cas $2D$ ($L_x = L_y$), le déplacement moyen maximum du revêtement pour ce cas est supérieur à celui du boîtier $1D$ selon X et Y , en raison de l'introduction de la variabilité selon Y qui réduit la stabilité du revêtement, comme expliqué ci-dessus. En revanche, le cas $2D$ révèle une stabilité minimale du revêtement par rapport aux cas $1D$ selon X ou selon Y depuis l'introduction d'une variabilité supplémentaire en fonction de l'étendue de l'impact de celle dans la direction X .

En observant l'effet de la direction de la variabilité spatiale sur le déplacement maximal moyen du revêtement, il a révélé qu'en tenant compte de la variation de l'angle de frottement dans la direction $X = Y$, il en résulte un revêtement moins stable. Cependant, considérer la variabilité spatiale dans les directions longitudinales et / ou verticales améliore la stabilité du revêtement et, par conséquent, une plus petite valeur du déplacement est nécessaire pour éviter la ruine de la structure.

- *Effet de la variabilité spatiale sur l'écart type du déplacement maximal face*

La figure 4.9 montre la variation de l'écart-type du déplacement maximal en fonction de l'autocorrélation de distance pour différents types de champs aléatoires ($1D$ et $2D$). Toutes les courbes tracées ont la même tendance indépendamment de la variabilité des directions considérées: l'écart-type augmente avec l'augmentation de la distance de l'autocorrélation.

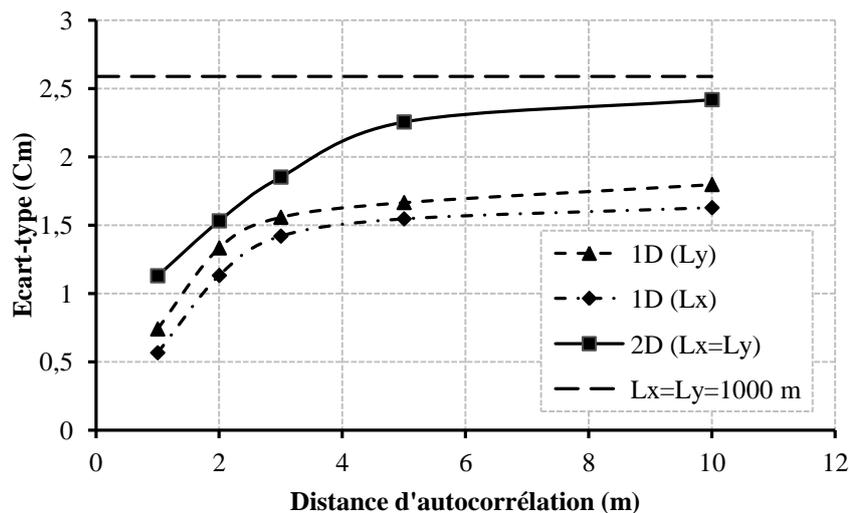


Figure 4.9: Variation de l'écart type face au déplacement maximal en termes de distance d'autocorrélation pour les champs aléatoires $1D$ et $2D$.

En effet, pour les petites distances d'autocorrélation, les valeurs générées de l'angle de frottement sont très hétérogènes, c'est-à-dire un mélange de grandes et petites valeurs, ce qui conduit à une "moyenne" de ces valeurs sur les propriétés du remblai. Les déplacements maximaux exposés résultant sont plus homogènes. Pour des distances d'autocorrélation plus grandes, les valeurs d'angle de frottement, bien que plus homogènes dans la même masse de sol, varient considérablement d'une réalisation à l'autre, ce qui entraîne des valeurs plus dispersées des déplacements maximaux du revêtement.

La figure 4.9 montre en outre que la plus grande variation du déplacement maximal du revêtement est obtenue pour le cas $2D$; suivi des cas ID selon Y ; la petite variation étant pour le cas ID selon X . Cela s'explique de la manière suivante:

Pour des distances d'autocorrélation très importantes ($L_x = L_y = 1000$ m), l'écart-type du déplacement maximal du revêtement tend à une valeur constante maximale qui correspond au cas d'une variable aléatoire. En fait, les valeurs d'angle de frottement d'un mode de réalisation donné sont fortement ou même parfaitement corrélées, générant ainsi une masse de masse homogène et affectées en tous points par la même valeur d'angle de frottement. Cependant, les valeurs d'angle de friction dépendent de la distribution statistique théorique adoptée. Les masses de sol ainsi obtenues sont alors des valeurs grandes, petites et moyennes de l'angle de frottement, ce qui affecte directement la réponse du système, c'est-à-dire le déplacement maximal du revêtement.

Les cas considérant une variabilité spatiale dans une direction (cas ID) présentent une plus petite variabilité du déplacement maximal du revêtement que le cas des "variables aléatoires" discutées ci-dessus, c'est-à-dire $L_x = L_y = 1000$ m. En effet, en introduisant une variation de l'angle de frottement dans une direction donnée, toutes les valeurs maximales de déplacement du revêtement tendront à augmenter, excluant ainsi les petites valeurs du déplacement. En conséquence, la variabilité maximale du déplacement du revêtement diminuera par rapport au cas de masse homogène.

Selon le même raisonnement, à chaque introduction d'une nouvelle direction de la variabilité spatiale de l'angle de frottement, la variabilité du déplacement maximal du revêtement augmente. C'est le cas de la transition du cas ID vers les cas $2D$.

- *Effet des coefficients de variation des champs aléatoires.*

La figure 4.10 présente les *PDF* des déplacements maximaux en vis-à-vis de trois configurations différentes des coefficients de variation des champs aléatoires. Notez que pour

les trois configurations $L_x = L_y = 1\text{m}$. Les tableaux 4.2 présentent (pour les trois configurations) les moments statistiques des déplacements maximaux en vis-à-vis. La figure 4.10 et le tableau 4.2 montrent que la variabilité des déplacements maximaux en regard augmente lorsque les coefficients de variation des champs aléatoires augmentent; l'augmentation face aux déplacements maximaux plus Justifie l'effet significatif de l'angle de frottement.

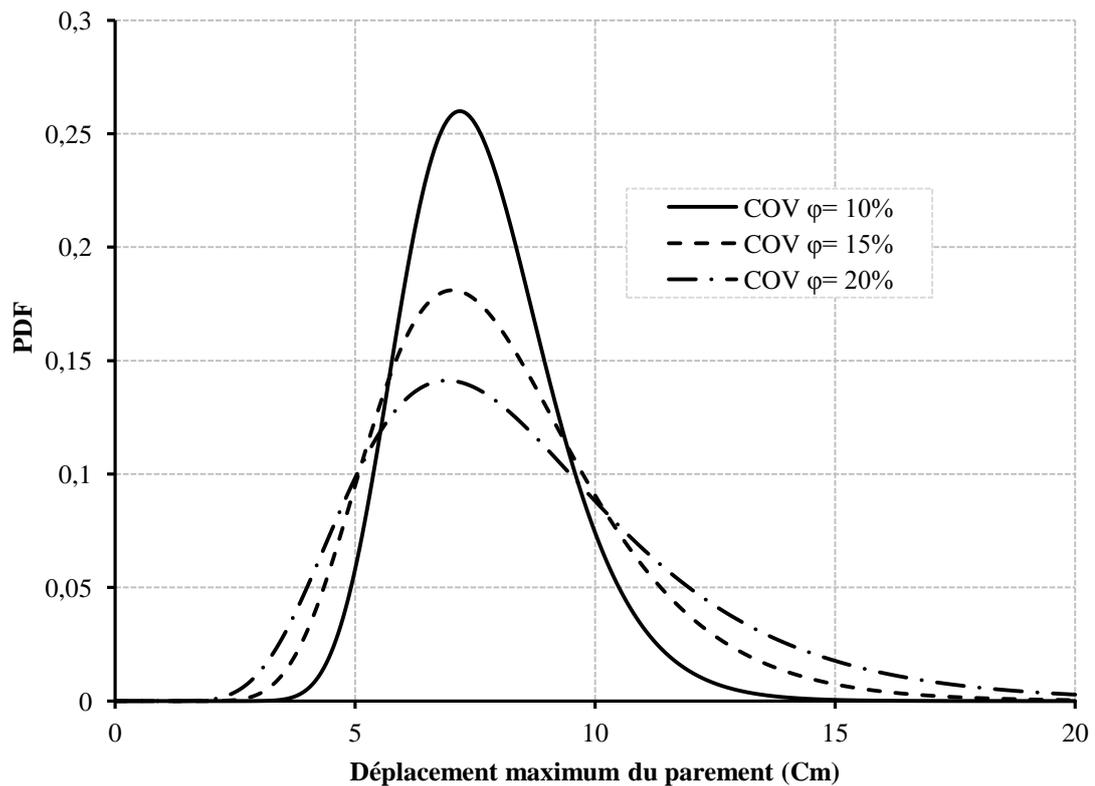


Figure 4.10: Effet des coefficients de variation des champs aléatoires (angle de frottement) sur le PDF des déplacements maximaux en face dans le cas où $L_x = L_y = 1\text{m}$.

Tableau 4.2: Effet des coefficients de variation des champs aléatoires " φ " sur les moments statistiques des déplacements maximaux en vis-à-vis.

COV_φ	$\mu_{U_{h\max}}(\text{Cm})$	$\sigma_{U_{h\max}}(\text{Cm})$	COV_{U_h}
10%	7.5022	0.7784	10.3756
15%	7.6901	1.1297	14.6903
20%	7.9875	1.4617	18.2998

5- Conclusion

Ce chapitre a présenté un modèle numérique capable de prendre en compte la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement du sol sous forme de champs aléatoires. Il a pour but d'étudier l'impact de cette variabilité sur le déplacement horizontal maximum.

Des tirages Monte-Carlo sont effectués pour plusieurs scénarios de variabilité spatiale soient dans une et deux directions de l'espace ($1D$ et $2D$), avec un nombre de 350 tirages pour chaque scénario. Ce nombre quoique relativement petit, il est suffisant pour que les deux premiers moments statistiques de la réponse du système, moyenne et écart-type, convergent. En fait, dans ce chapitre, l'étude probabiliste envisagée ne s'étend ni au calcul des moments statistiques décrivant les queues des distributions de déplacement maximum, ni au calcul de la probabilité de ruine, ces deux calculs nécessitant un nombre énorme de tirages (de l'ordre du million). Pour cela, on se contente d'adopter un nombre limité de tirages et d'appliquer par suite la méthode classique de Monte-Carlo au lieu des méthodes probabilistes plus sophistiquées (*SRSM*, *SPCE*, Subset Simulation, etc.).

Les principaux résultats de cette étude sont les suivants :

- Le nombre de termes de Karhunen-Loeve n'ont pas une grande influence sur les deux premiers moments statistiques du déplacement du parement, bien qu'une valeur non négligeable de la variance de l'erreur soit notée.
- Une moyenne probabiliste maximale est atteinte pour une valeur intermédiaire de la distance d'autocorrélation (à peu près égale à longueur du renforcement), quel que soit le scénario étudié. Ce maximum indique que le sol à zone renforcé est le moins stable pour cette distance d'autocorrélation.
- Le fait de considérer une variabilité spatiale de l'angle de frottement selon $X=Y$ augmente le déplacement du parement
- L'écart-type du déplacement du parement augmente avec l'augmentation des distances d'autocorrélation pour tous les scénarios considérés, i.e. $1D$ ou $2D$.
- La plus grande dispersion des résultats déplacement du parement est obtenue pour les cas de sols plutôt homogènes, vu qu'elle devient d'autant plus petite qu'une nouvelle direction de variabilité spatiale est ajoutée et que les distances d'autocorrélation deviennent plus grandes.

- Conclusion générale

Conclusion générale

Les résultats présentés dans cette thèse mettent en lumière l'intérêt des méthodes probabilistes dans l'étude des systèmes géotechniques, en particulier mur en terre armée, tunnel circulaire à faible profondeur, renforcement des sols par inclusion rigide et fondation filante sous charge séismique pseudo-statique. L'un des principaux obstacles pratiques à ces méthodes est le temps de calcul très important des modèles basé sur la modélisation numérique, qui combine au grand nombre d'appels à ces modèles.

L'étape suivante du travail a donc consisté à présenter et valider la méthode de la surface de réponse optimisée par algorithme génétique (*RSM-GA*), qui permet de substituer une équation analytique au modèle déterministe après calage sur un nombre relativement connu avant et réduit d'appels à ce modèle. Cette validation a été effectuée à l'aide du modèle renforcement des sols par inclusion rigide, détermination de la valeur d'efficacité du pieu. Ce modèle s'est avéré idéal pour cette validation. Après, une utilisation de la *RSM-GA* a également été proposée pour les ouvrages étudiés, afin d'étudier la propagation de l'incertitude au travers des modèles déterministes et des méthodes de dimensionnement fiabiliste ont été proposées. Les principaux résultats de cette étude sont les suivants : (1) Pour les modèles multicouches, l'hypothèse qui consiste à ne considérer qu'une couche lors de la génération de variables aléatoires conduit à un niveau de sécurité surestimé et donc à une conception sous-dimensionnée. Il est recommandé de considérer toutes les couches pour obtenir des résultats plus réalistes. (2) On observe une part des valeurs de points de conceptions proches à leurs valeurs moyennes. Cela conduit à des facteurs partiels presque égaux à 1 qui n'indique pas nécessairement une défaillance du système du fait que l'autre part de la valeur du point de conception a un grand facteur partiel. (3) La probabilité de défaillance du système est plus sensible à l'angle de frottement interne du matelas granulaire du modèle inclusion rigide, le mur en terre armée, et la capacité portante de la fondation par contre le modèle tunnel est plus sensible au module de Young. (4) Un dimensionnement fiabiliste a été effectué pour déterminer la largeur de la fondation pour un indice de fiabilité cible. Ce dimensionnement a montré que la largeur déterministe de la fondation peut surestimer ou sous-estimer la largeur fiabiliste suivant les valeurs des incertitudes des paramètres utilisées. Contrairement à l'*Eurocode 7* qui propose des valeurs constantes des facteurs de sécurité partiels et des facteurs de pondérations, le dimensionnement fiabiliste a l'avantage de fournir des valeurs

différentes de ces facteurs suivant la variabilité du sol et les aléas du chargement. Ces facteurs sont optimaux et sont déterminés rigoureusement par une maximisation de la probabilité de ruine.

L'effet de la variabilité spatiale des propriétés du sol sur l'analyse d'un mur en terre armée est étudié en modélisant ces paramètres par des champs aléatoires isotropes ou anisotropes. Le modèle déterministe basé sur des simulations numériques sous *FLAC^{2D}* qui est capable de prendre en compte la variabilité spatiale des paramètres du sol sous forme de champs aléatoires, la méthode de discrétisation de champ utilisée est la méthode *KL*. L'état limite de service a été pour but d'étudier l'impact de cette variabilité sur le déplacement horizontal maximum du parement. Des tirages par la simulation Monte-Carlo sont effectués pour plusieurs scénarios de variabilité spatiale soient dans une ou deux directions de l'espace (*1D* et *2D*), avec un nombre de 350 tirages pour chaque scénario. Ce nombre quoique relativement petit, il est suffisant pour que les deux premiers moments statistiques de la réponse du système, moyenne et écart-type, convergent. L'étude probabiliste envisagée ne s'étend ni au calcul des moments statistiques décrivant les queues des distributions de déplacement maximum, ni au calcul de la probabilité de ruine, ces deux calculs nécessitant un nombre énorme de tirages (de l'ordre du million). Les résultats de cette étude montre que ; (1) Le nombre de termes de *Karhunen-Loeve* n'ont pas une grande influence sur les deux premiers moments statistiques du déplacement du parement, bien qu'une valeur non négligeable de la variance de l'erreur soit notée. (2) Une moyenne probabiliste maximale est atteinte pour une valeur intermédiaire de la distance d'autocorrélation (à peu près égale à longueur du renforcement), quel que soit le scénario étudié. Ce maximum indique que le sol à zone renforcé est le moins stable pour cette distance d'autocorrélation. (3) Le fait de considérer une variabilité spatiale de l'angle de frottement selon $X=Y$ augmente le déplacement du parement. (4) La plus grande dispersion des résultats déplacement du parement est obtenue pour les cas de sols plutôt homogènes, vu qu'elle devient d'autant plus petite qu'une nouvelle direction de variabilité spatiale est ajoutée et que les distances d'autocorrélation deviennent plus grandes.

D'une manière générale, cette thèse présente un certain nombre d'outils permettant d'évaluer efficacement la propagation d'incertitude au travers d'un modèle déterministe et permet d'envisager des outils de dimensionnement fiables utilisables dans un cadre opérationnel. On trouve dans la littérature de nombreux exemples de méthodes toujours plus efficaces, telles que les méthodes *ANOVA* qui donne une vision globale sur l'effet significatif des paramètres d'entrée du modèle. La généralisation de la *RSM-GA* proposée dans cette thèse simplifie les études paramétriques et permet donc de remplacer le modèle déterministe par une

équation explicitement connu. Il semble que les outils consacrés à la propagation de l'incertitude soient aujourd'hui suffisamment efficaces pour traiter la majorité des problèmes, mais qu'un effort doit être fait dans de futures études pour caractériser de manière plus précise l'aléa géotechnique sur les grandeurs d'intérêt. En particulier, les sources physiques de cette variabilité devraient être investiguées, afin que le géotechnicien ait plus de moyens pour déterminer le scénario probabiliste qui correspond le mieux au système qu'il étudie.

-REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES-

AASHTO, (2002). "Standard Specifications for Highway Bridges, seventeenth ed". American Association of State Highway and Transportation Officials, Washington, DC.

Abdelouhab, A., Dias, D., Freitag, N., (2010). "Reinforced earth walls: evaluation of the soilgeosynthetic strap interaction by pullout tests". *Geotext. Geomembr.* 28, 44-53.

Abdelouhab, A., Dias, D., Freitag, N., (2011). "Numerical analysis of the behavior of mechanically stabilized earth walls reinforced with different types of strips". *Geotext. Geomembr.* 29, 116-129.

Abdelouhab, A., Dias, D., Freitag, N., (2012a). "Modélisation numérique bidimensionnelle de murs en Terre Armée". *Eur. J. Environ. Civ. Eng.* 16, 1143-1167.

Abdelouhab, A., Dias, D., Freitag, N., (2012b). "Modélisation physique et analytique de renforcements extensibles e Développement d'une nouvelle armature". *Eur. J. Environ. Civ. Eng.* 16, 1115-1142

Ahmed A, Soubra AH 2012. Extension of subset simulation approach for uncertainty propagation and global sensitivity analysis. *Georisk, Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards.* doi:10.1080/17499518.2012.656296.

Al Hattamleh, O., Muhunthan, B., (2006). "Numerical procedures for deformation calculations in the reinforced soil walls". *Geotext. Geomembr* 24 (1), 52-57.

Al-Bittar T, Soubra AH. Bearing capacity of strip footing on spatially random soils using sparse polynomial chaos expansion. *International Journal for Numerical and Analytical Methods in Geomechanics* 2013; 37(13):2039-2060.

Allen, T.M., Bathurst, R.J., Berg, R.R., (2002). "Global level of safety and performance of geosynthetic walls: a historical perspective". *Geosynthetics International* 9 (5e6), 395-450.

Amšiejus, J.; Dirgelien, N. 2007. Probabilistic Assessment of Soil Shear Strength Parameters Using Triaxial Test Results, *The Baltic Journal of Road and Bridge Engineering*, 3: 125–131.

Baecher, G. B, Christian, J. T, (2003). "Reliability and statistics in geotechnical engineering", Wiley.

Bauer, J, and Pula, W. (2000). "Reliability with respect to settlement limit-states of shallow foundations on linearly-deformable subsoil". *Comput. Geotech.*, 26(1), 281–308.

Bathurst, R.J., Allen, T.M., Walters, D.L., (2005). "Reinforcement loads in geosynthetic walls and the case for a new working stress design method". *Geotext. Geomembr* 23 (4), 287-322.

Bauduin, C. 2003. Design of axially loaded compression piles according to EUROCODE 7. V.U.B. University of Brussels, Belgium.

Bergado, D.T., Teerawattanasuk, C., (2008). "2D and 3D numerical simulations of reinforced embankments on soft ground". *Geotext. Geomembr* 26, 39-55.

Bernat S ,1996. Modélisation des déformations induites par le creusement d'un tunnel Application au métro de Lyon-Vaise, Ph.D. dissertation, Ecole Centrale de Lyon

- Bouacha K, Yallese M.A , Khamela S, Belhadi S.(2014) “Analysis and optimization of hard turning operation using cubic boron nitride tool”. *International Journal of Refractory Metals and Hard Materials*, :45 160–178
- Box, G.E.P. and K.B. Wilson. 1951. On the experimental attainment of optimal conditions. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* .13, 1-45.
- Box, G.E.P., and Jenkins, G., (1970) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, HoldenDay, San Francisco.
- Box, G.E.P. and K.B. Wilson 1951. On the experimental attainment of optimal conditions. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 13, 1-45.
- Briancon L., Dias D.2015. Monitoring and numerical investigation of rigid inclusions reinforced industrial building, *Canadian Geotechnical Journal*, vol. 52(10), 10.1139/cgj-2014-0262
- Budhu M, Al-Karni A 1993. Seismic bearing capacity of soils. *Geotechnique*;43:1.
- Cascone E, Casablanca O 2016. Static and seismic bearing capacity of shallow strip footings. *Soil Dyn Earthquake Eng*;84:204–23.
- Chalermyanont, T., and Benson, C.H., 2004. “Reliability-based design for internal stability of mechanically stabilized earth walls”. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE*, 130(2), 163–173.
- Cherubini, C., Giasi, I., and Rethati, L. (1993). “The coefficient of variation of some geotechnical parameters.” *Probabilistic methods in geotechnical engineering*, K. S. Li and S.-C. R. Lo, eds., Balkema, Rotterdam, 179–183.
- Ching, J.Y., Phoon, K.K., and Hsieh, Y.H. 2009. Reliability analysis of a benchmark problem for 1-D consolidation. In *Proceedings of the 2nd International Symposium on Geotechnical Safety and Risk (IS-Gifu2009)*, Gifu, Japan, 11–12 June 2009. Edited by Y. Honjo, M. Suzuki, T. Hara, and F. Zhang. Taylor & Francis, London. pp. 69–74.
- Cho, S. E. (2007). Effect of spatial variability of soil properties on slope stability. *Engineering Geology* 92, 97–109.
- Cho, S. E. & Park, H. C. (2010). Effect of spatial variability of cross-correlated soil properties on bearing capacity of strip footing. *International Journal for Numerical and Analytical Methods in Geomechanics* 34, 1–26.
- Christian, J.T., and Baecher, G.B., (2004). “Reliability and Statistics in Geotechnical Engineering”. New York: John Wiley and Sons.
- Chun, B.S., Kim, K.M., and Min, D.K., (2004). “A study on reliability analysis for reinforced earth retaining walls”. *Third Asian Geotechnical Conference on Geosynthetics*, 21–24 June 2004, Korea. Seoul, 248–254.
- Chun, B.S., Kim, K.M., and Min, D.K., (2004). “A study on reliability analysis for reinforced earth retaining walls”. *Third Asian Geotechnical Conference on Geosynthetics*, 21–24 June 2004, Korea. Seoul, 248–254.

- Coello CC, Lamont BG, van Veldhuizen AD. 2007. Evolutionary algorithms for solving multi-objective problems. Springer.
- Croce A 2011. Analisi dati di monitoraggio del rivestimento della galleria del passante ferroviario di Bologna. Degree dissertation. Polytechnics of Torino, Italy
- Ditlevsen, O. (1981). “Uncertainty modeling: With applications to multidimensional civil engineering systems”, McGraw-Hill, New York.
- Duncan, J.M., (2000). “Factors of safety and reliability in geotechnical engineering”. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE, 126(4), 307–316.
- Dias D., Simon B. 2015. Spread foundations on rigid inclusions subjected to complex loading: Comparison of 3D numerical and simplified analytical modelling, American Journal of Applied Sciences, Volume 10, Issue 9, pp. 1025-1038.
- Dias D, Kastner R 2012. Movements caused by the excavation of tunnels using face pressurized shields—Analysis of monitoring and numerical modelling results. Eng Geol 152(2013):17–25
- Ditlevsen, O. 1981. Uncertainty modeling: With applications to multidimensional civil engineering systems, McGraw-Hill, New York.
- DeGroot, D. and Baecher, G. (1993). Estimating autocovariance of in-situ soil properties. Journal of Geotechnical Engineering, ASCE, 119(1), 147–66.
- Deodatis G. - Stochastic FEM sensitivity analysis of nonlinear dynamic problems. Probabilistic Engineering Mechanics, 4(3), 1989, p. 135-141.
- Der Kiureghian A., Ke J.-B. - The stochastic finite element method in structural reliability. Probabilistic Engineering Mechanics, 3 (2), 1988, p. 83-91.
- Do, N. A., Dias, D., Oreste, P. P., & Djeran-Maigre, I. 2014. 2D tunnel numerical investigation - the influence of the simplified excavation method on tunnel behaviour. Geotechnical and Geological Engineering, 32(1), 43-58.
- Dodagoudar G, Sayed S, Rajagopal K 2015: Random field modeling of reinforced retaining walls; International Journal of Geotechnical Engineering; Volume 9, Issue 3
- Flavigny, E., Desrues, J., Palayer, B. (1990). “Le sable d’Hostun RF”. Note technique. Revue française de géotechnique, 53, 67–70.
- Elias, V., Christopher, B., Berg, R.R., (2001). “Mechanically Stabilized Earth Walls and Reinforced Soil Slopes Design and Construction Guidelines”. FHWA-NHI-00-043. Federal Highway Administration, Washington, D. C
- Fenton, G. A., and Griffiths, D. V. 2003. Bearing capacity prediction of spatially random $C-\phi$ soils. Can. Geotech. J. 40, 54–65.
- Fenton, G.-A. (1999). Estimation for stochastic soil models. Journal of Geotechnical Engineering, ASCE, 125(6), 470–85.
- Fenton G.A., Griffiths D.V. 2005- Three-Dimensional probabilistic foundation settlement. J. of Geotech. & Geoenv. Engrg, ASCE, 131 (2), p. 232-239.

- Gay, O. (2000). “Modélisation physique et numérique de l’action d’un glissement lent sur des fondations d’ouvrages d’art”. Thèse doctorat en Mécanique, Laboratoire 3S, Grenoble 1.
- Ghanem, R. G., and P. D. Spanos (1991), *Stochastic Finite Elements: A Spectral Approach*, Springer, New York
- Ghosh P. Upper bound solutions of bearing capacity of strip footing by pseudodynamic approach. *Acta Geotech* 2008;3(2):115–23.
- Girout R., Blanc M., Dias D., Thorel L. 2014. Numerical investigation of a load transfer platform above a piled network reinforced with geosynthetic – Validation on centrifuge tests, *Geotextiles and Geomembranes*, Volume 42, Issue 5, Pages 525–539.
- Goh ATC, Zhang W, 2012. Reliability assessment of stability of underground rock caverns. *Int J Rock Mech Min*; 55:157–63.
- Goh ATC, Zhang Y, Zhang R, Zhang W, Xiao Y, 2017. Evaluating stability of underground entry-type excavations using multivariate adaptive regression splines and logistic regression. *Tunn. Undergr. Space Technol*; 70, 148-154. <https://doi.org/10.1016/j.tust.2017.07.013>
- Gong, W.P., Wang, L., Juang, C.H., Zhang, J., Huang, H.W., 2014. Robust geotechnical design of shield-driven tunnels. *Comput. Geotech.* 56, 191–201.
- Gong, W., Huang, H., Juang, C.H., Atamturktur, S., Brownlow, A., 2015. Improved shield tunnel design methodology incorporating design robustness. *Can. Geotech. J.* 52
- Griffiths, D. V., and Fenton, G. A. 2001. Bearing capacity of spatially random soil: the undrained clay Prandtl problem revisited. *Geotechnique*, 51(4), 351–359.
- Griffiths, D. V., Fenton, G. A., and Manoharan, N. 2002. Bearing capacity of rough rigid strip footing on cohesive soil: Probabilistic study. *J. Geotech. Geoenviron. Eng.* 128(9), 743–755.
- GuhaRay, A; Baidya, D; (2014) “Partial safety factors for retaining walls and slopes: A reliability based approach” *Geomechanics and Engineering*, Vol. 6, Issue 2pp.99-115.
- Haldar, A., and Mahadevan, S. (2000). “Probability, reliability, and statistical methods in engineering design”, Wiley, New York.
- Hasofer, A. M., and Lind, N. C. (1974). “Exact and invariant second moment code format”. *J. Engrg. Mech. Div.*, 100(1), 111–121.
- Hatami, K., Bathurst, R.J., (2006). “Parametric analysis of reinforced soil walls with different backfill material properties”. In: *NAGS’ 2006 Conference*, Las Vegas, Nevada, USA, pp. 1e15.
- Hamrouni A., Dias D., Sbartai B. 2017a “Probabilistic analysis of a piled earth platform under a concrete floor slab”. *Soils and Foundations.* 57(5), <http://dx.doi.org/10.1016/j.sandf.2017.08.012>
- Hamrouni A., Dias D., Sbartai B. 2017b “Reliability analysis of shallow tunnels using the response surface methodology”. *underground space.* 2(4) 246-258 <https://doi.org/10.1016/j.undsp.2017.11.003>

Hamrouni A., Dias D., Sbartai B. 2018b “Reliability analysis of a mechanically stabilized earth wall using the surface response methodology optimized by a genetic algorithm”. Geomechanics and engineering. In press

Hamrouni A., Sbartai B., Dias D. 2018 a “Probability study of the ultimate seismic bearing capacity of strip foundations”. Journal of Rock Mechanics and Geotechnical Engineering. In press.

Harr, M. E. 1987. Reliability-based design in civil engineering. McGraw- Hill Book Company, New York, 290p.

Hejazi Y, Dias D, Kastner R 2008. Impact of constitutive models on the numerical analysis of underground constructions. Acta Geotech 3:251–258

Hasofer, A. M., and Lind, N. C. 1974. Exact and invariant second moment code format. J. Engrg. Mech. Div., 100(1), 111–121.

Hasofer, A. M., and Lind, N. C. 1974. Exact and invariant second moment code format. J. Engrg. Mech. Div. 100(1), 111–121

Huang, B., Bathurst, R.J., Hatami, K., (2009). “Numerical study of reinforced soil segmental walls using three different constitutive soil models”. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE 135 (10), 1486e1498.

Hoek E, 1999. Support for very weak rock associated with faults and shear zones. Proc Int Symp Rock Support Reinforcement Practice Min, Kalgoorlie, AUS:14–9.

.Hassen G., Dias D., De Buhan P. A 2009. multiphase constitutive model for the design of piled-embankments. Comparison with 3D numerical simulations. International Journal of Geomechanics, ASCE, Vol. 9, Issue 6, pp. 258-266.

Itasca Consulting Group. 2011. FLAC fast Lagrangian analysis of continua, version 7. User’s manual. FLAC fast Lagrangian analysis of continua, version 7. User’s manual.

Jahanandish M, Keshavarz A 2005. Seismic bearing capacity of foundations on reinforced soil slopes. Geotext Geomembr;23(1):1–25.

Janin JP 2012. Tunnels en milieu urbain: Prévisions des tassements avec prise en compte des effets des pré-soutènements (renforcement du front de taille et voute-parapluie), Ph.D. dissertation, N° d’ordre 2012ISAL0038, Ecole doctorale MEGA de Lyon

Janin JP, Dias D, Kastner R, Emeriault F, Le Bissonnais H, Guillou A, 2013. South Toulon tube: numerical back-analysis of in situ measurements. Plaxis Bull 33(2013):10–13

Jenck O., Dias D., Kastner R. 2005. Soft Ground improvement by vertical rigid piles-Two-dimensional physical modelling and comparison with current design methods. Soils and Foundation, Vol.45, No.6, pp. 15-31.

Jenck O., Dias D. 2007. Kastner R. Two-dimensional physical and numerical modeling of a pile supported earth platform over soft soil, Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE, vol 133, no 3, pp. 295-305.

Jenck O., Dias D., Kastner R. 2009. Three-dimensional numerical modeling of a pile embankment, International Journal of Geomechanics, ASCE, 9, 102

Jenck O., Dias D., Kastner R. 2009. Discrete element modeling of a granular platform supported by piles in soft soil – Validation on a small scale model test and comparison to a numerical analysis in a continuum, *Computers & Geotechnics*, 36, pp. 917-927.

Ji J , Liao H (2014) “Sensitivity-based reliability analysis of earth slopes using finite element method” *Geomechanics and Engineering*, Vol. 6, No. 6 pp 545-560.

Kazimierowicz-Frankowska, K., (2005). “A case study of a geosynthetic reinforced wall with wrap-around facing”. *Geotext. Geomembr*, 23, 107–115.

Koerner, R.M., Soong, T.Y., (2001). “Geosynthetic reinforced segmental retaining walls”. *Geotext. Geomembr* 19 (6), 359-386.

Kulhawy, F.H., and Phoon, K.-K.,(2002). “Observations on geotechnical reliability-based design development in north america. Foundation design codes and soil investigation in view of international harmonization and performance based design”. In:Y. Honjo,O. Kusakabe, K. Matsui, M. Kouda and G. Pokharel, eds. Balkema, Lisse- Netherlands, April 2002, pp. 31–48.

Kempton, G., Russell, D., Pierpoint, N. D., and Jones, C. J. F. P. 1998. Two- and three-dimensional numerical analysis of the performance of piled embankments. *Proc., 6th Int. Conf. on Geosynthetics*, Industrial Fabrics Association International, Atlanta, 767–772.

Kulhawy, F.H., and Phoon, K.-K. 2002. Observations on geotechnical reliability-based design development in north america. Foundation design codes and soil investigation in view of international harmonization and performance based design. In:Y. Honjo,O. Kusakabe, K. Matsui, M. Kouda and G. Pokharel, eds. Balkema, Lisse- Netherlands, pp. 31–48.

Kumar J, Mohan Rao V 2002. Seismic bearing capacity factors for spread foundations. *Geotechnique*;52(2):79–88.

Keshavarz A, Jahanandish M, Ghahramani A 2011. Seismic bearing capacity analysis of reinforced soils by the method of stress characteristics. *Iran J Sci Technol, Trans Civ Eng*;35(C2):185–97.

Laurent, Y., Dias, D., Simon, B., and Kastner, R. 2003. A 3D finite difference analysis of embankments over pile-reinforced soft soil. *Proc., Int. Workshop on Geotechnics of Soft Soils—Theory and Practice*, Verlag Glöckauf, Noordwijkerhout, The Netherlands, 271–276.

Li HZ, Low BK, 2010. Reliability analysis of circular tunnel under hydrostatic stress field. *Comput Geotech*; 37(1):50–8.

Li, X., Li, X., Su, Y., 2016. A hybrid approach combining uniform design and support vector machine to probabilistic tunnel stability assessment. *Struct. Saf.* 61, 22–42.

Lin B-H, Yu Y, Bathurst R J, Liu C-N 2016 “Deterministic and probabilistic prediction of facing deformations of geosynthetic-reinforced MSE walls using a response surface approach” *Geotextiles and Geomembranes* xxx 1-11 doi 10.1016/j.geotexmem.2016.06.013

Ling, H.I., & Liu, H. (2009). “Deformation analysis of reinforced soil – simplistic versus sophisticated finite element analyses”. *Acta Geotechnica*, 4, 203–213.

Low, B. K., and Tang, W. H. 2004. Reliability analysis using objectoriented constrained optimization. *Struct. Safety*, 26, 69–89.

- Low, B. K. 2005. Reliability-based design applied to retaining walls. *Geotechnique*, 55(1), 63–75.
- Low, B. K., and Tang, W. H. 1997. Reliability analysis of reinforced embankments on soft ground. *Can. Geotech. J.*, 34, 672–685.
- Low, B. K. 2005. Reliability-based design applied to retaining walls. *Geotechnique*, 55(1), 63–75.
- Low, B.K., Einstein, H.H., 2013. Reliability analysis of roof wedges and rockbolt forces in tunnels. *Tunn. Undergr. Space Technol.* 38, 1–10.
- Low, BK, 2014 .FORM, SORM, and spatial modeling in geotechnical engineering. *Struct Saf* 49:56–64
- Lü, Q., Low, B.K. 2011. Probabilistic analysis of underground rock excavation using response surface method and SORM. *Comput. Geotech.* 38 (8), 1008–1021.
- Lü, Q., Sun, H.Y., Low, B.K. 2011. Reliability analysis of ground-support interaction in circular tunnels using response surface method. *Int. J. Rock. Mech. Min.* 48 (8), 1329–1343.
- Luo Ning, Bathurst Richard J., Javankhoshdel Sina (2016):” Probabilistic stability analysis of simple reinforced slopes by finite element method” *Computers and Geotechnics* 77; 45–55
- Lü, Q., Low, B.K., 2011. Probabilistic analysis of underground rock excavation using response surface method and SORM. *Comput. Geotech.* 38 (8), 1008–1021.
- Lü, Q., Sun, H.Y., Low, B.K., 2011. Reliability analysis of ground-support interaction in circular tunnels using response surface method. *Int. J. Rock. Mech. Min.* 48 (8), 1329–1343.
- Lü, Q., Chan, C.L., Low, B.K., 2012. Probabilistic evaluation of ground-support interaction for deep rock excavation using artificial neural network and uniform design. *Tunn. Undergr. Space Technol.* 32, 1–18.
- Lü, Q., Chan, C.L., Low, B.K., 2013. System reliability assessment for a rock tunnel with multiple failure modes. *Rock Mech. Rock Eng.* 46 (4), 821–833.
- Lü, Q., Xiao, Z.P., Ji, J., 2017. Reliability based design optimization for a rock tunnel support system with multiple failure modes using response surface method. *Tunn. Undergr. Space Technol.* 70, 1–10. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tust.2017.06.017>
- Magnan J-P. 1994. Methods to reduce the settlement of embankments on soft clay: a review. Vertical and horizontal deformations of foundations and embankments *ASCE Geotech Spec Publ* , 40:77–91
- Medzvieckas, J.; Sližytis, D.; Kuliešius, V. 2004. Installation of jacked piles in the sandy soils, in *The 8th International Conference “Modern building materials, structures and techniques. Selected papers.* Ed. by E. K. Zavadskas, P.Vainiunas, F. M. Mazzolani. May 19–21, 2004, Vilnius, Lithuania. Vilnius: Technika, 824–829.
- Melis M, Medina L, Rodriguez JM, 2002. Prediction and analysis of subsidence induced by shield tunnelling in the Madrid Metro extension. *Can Geotech J* 39:1273–1287

- Migliazza M, Chiorboli M, Giani GP, 2009. Comparison of analytical method, 3D finite element model with experimental subsidence measurements resulting from the extension of the Milan underground. *Comput Geotech* 36:113–124
- Miyata, Y., Bathurst, R.J. , (2012). “Reliability analysis of soil-geogrid pullout models in Japan” . *Soils Found.* 52(4),620–633.
- Miyata, Y., Bathurst, R.J., Allen, T.M. ,2014. Reliability analysis of geogrid creep data in Japan. *Soils Found.* 54(4), 608–620.
- Miyata, Y., Bathurst, R.J., 2015. Reliability-based analysis of combined installation damage and creep for the tensile rupture limit state of geogrid reinforcement in Japan. *55(2)*, 437–446.
- Mollon, G, Dias, D, Soubra ,A-H (2009). “Probabilistic analysis of circular tunnels in homogeneous soils using response surface methodology”. *J Geotech Geoenv Eng ASCE* 135(9):1314–1325
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2009a. Probabilistic analysis and design of circular tunnels against face stability. *Int. J. Geomech. Eng.* 9 (6), 237–249.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2009b. Probabilistic analysis of circular tunnels in homogeneous soils using response surface methodology. *J. Geotech. Geoenv. Eng.* 135 (9), 1314–1325.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2011a. Rotational failure mechanisms for the face stability analysis of tunnels driven by a pressurized shield. *Int. J. Numer. Anal. Meth. Geomech.* 35 (12), 1363–1388.
- Mollon, G., Phoon, K.-K., Dias, D., Soubra, A.-H., 2011b. Validation of a new 2D failure mechanism for the stability analysis of a pressurized tunnel face in a spatially varying sand. *J. Eng. Mech.* 137 (1), 8–21.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2011c. Probabilistic analysis of pressurized tunnels against face stability using collocation-based stochastic response surface method. *J. Geotech. Geoenviron. Eng.* 137 (4), 385–397.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2012. Continuous velocity fields for collapse and blow-out of a pressurized tunnel face in purely cohesive soil. *Int. J. Numer. Anal. Meth. Geomech.* 37 (13), 2061–2083.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2013a. Probabilistic analyses of tunneling induced ground movements. *Acta Geotech.* 8 (2), 181–199.
- Mollon, G., Dias, D., Soubra, A.-H., 2013b. Range of the safe retaining pressures of a pressurized tunnel face by a probabilistic approach. *J. Geotech. Geoenviron. Eng.* [http://dx.doi.org/10.1061/\(ASCE\)GT.1943-5606.0000911](http://dx.doi.org/10.1061/(ASCE)GT.1943-5606.0000911).
- Mroueh H, Shahrour I, 2008. A simplified 3D model for tunnel construction using tunnel boring machines. *Tunnel Undergr Space Technol* 23:38–45
- Naughton, P. J., and Kempton, G. T. 2005. Comparison of analytical and numerical analysis design methods for piled embankments. *Proc., Geo-Frontiers, ASCE, Reston, Va.*

Niandou H. and Breyse D. 2006. Reliability analysis of a piled raft accounting for soil horizontal variability. CDGA, University of Bordeaux I, Avenue des Facultés, Domaine Universitaire, France.

Nunez M., Briancon L., Dias D., 2013. Analyses of a pile-supported embankment over soft clay: Full-scale experiment, analytical and numerical approaches, *Engineering Geology*, 153 pp. 53 – 67, doi: 10.1016/j.enggeo.2012.11.006

Nunez, M.A., Dias, D., 2007. Poilpré, C., Kastner, R. Influence of vertical rigid piles as ground improvement technique over a roadway embankment. 2D and 3D numerical modelling. 5th International Workshop on Application of Computational Methods in Geotechnical Engineering, Guimaraes, Portugal.

Okyay U.S., Dias D., Thorel L., Rault G. 2014. Centrifuge modelling of a pile supported earth granular platform, *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, doi: 10.1061/(ASCE)GT.1943-5606.0001004

Okyay U.S., Dias D. 2010. Use of lime and cement treated soils as pile supported load transfer platform. *Engineering geology*, 114 (1-2), pp. 34-44.

Oreste, P.P., 2005. A probabilistic design approach for tunnel supports. *Comput. Geotech.* 32 (7), 520–534.

Paikowsky, S. G. 2002. Load & Resistance Factor Design (LRFD) for deep foundations. NCHRP Report 24–17, Transportation Research Board, Washington

Pan Q., Dias D., 2017a. Sliced inverse regression-based sparse polynomial chaos expansion for reliability analysis in high dimensions. *Reliability Engineering and System Safety*, 167:484-493

Pan Q., Dias D., 2017b, An efficient reliability method combining adaptive Support Vector Machine and Monte Carlo Simulation. *Structural Safety*, 67: 85-95

Pan, Q, and Dias D. 2017c "Probabilistic evaluation of tunnel face stability in spatially random soils using sparse polynomial chaos expansion with global sensitivity analysis." *Acta Geotechnica*: 1-15. doi:10.1007/s11440-017- 0541-5.

Pane V, Vecchiotti A, Cecconi M 2016. A numerical study on the seismic bearing capacity of shallow foundations. *Bull Earthq Eng*:1–28.

Phoon, K.-K., and Kulhawy, F. H. (1999). “ Evaluation of geotechnical property variability”. *Can. Geotech. J.*, 36, 625–639.

Popescu R. 1995- Stochastic variability of soil properties: data analysis, digital simulation, effects on system behaviour PhD thesis, Princeton University, Princeton, NJ.

Popescu R, Deodatis G, Nobahar A 2005. Effects of random heterogeneity of soil properties on bearing capacity. *Probab Eng Mech*;20(4):324–41.

Przewłócki J 2005. A stochastic approach to the problem of bearing capacity by the method of characteristics. *Comput Geotech*;32(5):370–6.

- Quang, T.S., Hassen, G., De Buhan, P., (2008). “Modélisation multiphasique appliquée à l’analyse des stabilités d’ouvrage en sols renforcés avec prise en compte d’une condition d’adhérence sol-armatures”. *Studia Geotechnica et Mechanica* XXX (No. 1e2).
- Rackwitz, R., and Fiessler, B. (1978). “Structural reliability under combined random load sequences”. *Comput. Struct.*, 9(5), 484-494.
- Richards Jr R, Elms D, Budhu M 1993. Seismic bearing capacity and settlements of foundations. *J Geotech Eng*;119(4):662–74.
- Riccio M, Ehrlich M, Dias D (2014).” Field monitoring and analyses of the response of a block-faced geogrid wall using fine-grained tropical soils” *Geotextiles and Geomembranes* 42 127-138
- Sarma S, Iossifelis I.1990; Seismic bearing capacity factors of shallow strip footings. *Geotechnique*;40(2):265–73.
- Sayed, S., Dodagoudar, G.R., and Rajagopal, K.,(2008). “Reliability analysis of reinforced soil walls under static and seismic forces”. *Geosynthetics International*, 15(4), 246–257.
- Sayed, S., Dodagoudar, G.R., and Rajagopal, K.,(2010), “Finite element reliability analysis of reinforced retaining walls”. *Geomechanics and Geoengineering: An International Journal*. 5, (3), 187–197
- Schlosser, F., Elias, V.,(1978). “Friction in Reinforced Earth”, A.S.C.E. Convention, Pittsburgh, April 24-28.
- Shafiee AH, Jahanandish M 2010. Seismic bearing capacity factors for strip footings. In: 5th national congress on civil engineering. Mashhad: Ferdowsi University of Mashhad,.
- Sia, A.H.I., and Dixon, N., (2008). “Deterministic and reliability-based design: veneer cover soil stability”. *Geosynthetics International*, 15(1), 1–13.
- Sivakumar Babu G L and Srivastava A. 2007. Reliability analysis of allowable pressure on shallow foundation using response surface method, *Computers and Geotechnics*, Elsevier Ltd. .34(3), 187-194.
- Skinner, G.D., Rowe, R.K., (2005). “Design and behaviour of a geosynthetic reinforced retaining wall and bridge abutment on a yielding foundation”. *Geotext. Geomembr* 23 (3), 235-260.
- Soubra A-H 1997. Seismic bearing capacity of shallow strip footings in seismic conditions. *Proc – Inst Civ Eng Geotech Eng*:230–41.
- Soubra A-H 1999. Upper-bound solutions for bearing capacity of foundations. *J Geotech Geoenviron Eng*; 125(1):59–68.
- Soubra A-H, Massih DSYA, Kalfa M 2008. Bearing capacity of foundations resting on a spatially random soil. *GeoCongress: Geosustainability Geohazard Mitigation 2008*;178:66.
- Stewart, M. E., and Filz, G. M. 2005. Influence of clay compressibility on geosynthetic loads in bridging layers for column-supported embankments. *Proc., Geo-Frontiers, ASCE, Austin, Tex.*

- Spanos, P. D., and R. Ghanem (1989), Stochastic finite element expansion for random media, *J. Eng. Mech.*, 115(5), 1035-1053.
- Sudret, B. and Berveiller, M., 2008. Stochastic finite element methods in geotechnical engineering. In: K.K. Phoon, ed. *Reliability-based design in geotechnical engineering: computations and applications*. Oxford: Taylor & Francis, 260-296.
- Svoboda T, Masin D , 2009. Comparison of displacement field predicted by 2D and 3D finite element modelling of shallow NATM tunnels in clays. *Geotechnik* 34:115–126
- Tandjiria, V., Teh, C. I., and Low, B. K. (2000). “Reliability analysis of laterally loaded piles using response surface methods”. *Struct. Safety*, 22, 335–355.
- Tang KS, Man KF, Kwong S, He Q.(1996). “Genetic algorithms and their applications”. *IEEE Signal Proc Mag.*13:22–37.
- Tun, Y., Pedroso, D., Scheuermann, A., and Williams, D. 2016. Probabilistic reliability analysis of multiple slopes with genetic algorithms." *Computers and Geotechnics*, 10.1016/j.compgeo.2016.04.006, 68-76.
- Veneziano D. 1974. Contributions to second moment reliability (research report no. R74-33). Cambridge, MA: Department of Civil Engineering, MIT;
- Vanmarcke E. 1977- Probabilistic modeling of soil profiles. *Journal of Geotechnical Engineering*, ASCE, 103, n° GT11, p. 1227-1246.
- Vanmarcke E. 1983, - Random fields: analysis and synthesis. MIT press Cambridge, 382 p.
- Vo T, Russell AR 2016. Bearing capacity of strip footings on unsaturated soils by the slip line theory. *Comput Geotech*;74:122–31.
- Wang Q, Fang H, Shen L. 2016. Reliability analysis of tunnels using a metamodeling technique based on augmented radial basis functions. *Tunnelling and Underground Space Technology*. 56, 45–53
- Yeh T-C, Khaleel R, Carroll KC. 2015 “Flow through heterogeneous geological media”. Cambridge University Press.
- Yoo, C., (2004). “Performance of a 6-year-old geosynthetic reinforced segmental retaining wall”. *Geotextiles and Geomembranes*, 22, 377–397.
- Yoo, C., and Jung, H.-Y., (2006). “Case history of geosynthetic reinforced segmental retaining wall failure”. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, ASCE, 132(12), 1538–1548.
- Yoo, C., and Song, A.R., (2006). “Effect of foundation yielding on performance of two-tier geosynthetic-reinforced segmental retaining walls: a numerical investigation”. *Geosynthetics international*, 13(5), 181–194.
- Youssef Abdel Massih, D. S., and Soubra, A.-H. 2008a. Reliability based analysis of strip footings using response surface methodology. *Int. J. Geomech.*, 8(2), 134–143.
- Youssef Abdel Massih, D. S., and Soubra, A.-H. 2008b. “Reliability based analysis of strip footings using response surface methodology.” *Int. J. Geomech.*, 8(2), 134–143.

Youssef Abdel Massih, D. S., and Soubra, A.-H. 2010. "Effect de la variabilité spatiale du sol dans l'étude du comportement des fondations superficielles filantes." *Revue française de géotechnique* ., N°130, 41–50.

Yuan, J.X., Yang, Y., Tham, L.G., Lee, P.K.K., and Tsai, Y.(2003). "New approach to limit equilibrium and reliability analysis of soil nailed walls". *International Journal of Geomechanics, ASCE*, 3(3), 145–151.

Zeng, P., Senent, S., Jimenez, R., 2016. Reliability analysis of circular tunnel face stability obeying hoek-brown failure criterion considering different distribution types and correlation structures. *J. Comput. Civ. Eng.* 30 (1), 04014126.

Zhang W.G., Goh A.T.C, 2012. Reliability assessment on ultimate and serviceability limit states and determination of critical factor of safety for underground rock caverns. *Tunneling and Underground Space Technology*, 32: 221-230.

Zhang, W.G., Goh, A.T.C., 2015. Regression models for estimating ultimate and serviceability limit states of underground rock caverns. *Eng. Geol.* 188, 68-76.

Zhang, W.G, Goh, A.T.C., 2016. Predictive models of ultimate and serviceability performances for underground twin caverns. *Geomechanics and Engineering*. Vol.10, No.2, pp.175-188. DOI: <http://dx.doi.org/10.12989/gae.2016.10.2.175>

Zhao Lian-Heng, Zuo Shi, Lin Yu-Liang , Li Liang , Zhang Yingbin, 2015. Reliability back analysis of shear strength parameters of landslide with three-dimensional upper bound limit analysis theory, *Landslides*, DOI 10.1007/s10346-015-0604-3.