

Sommaire

Chapitre 1: SYNTHESE BIBLIOGRAPHIQUE	1
1.1 Introduction :	1
1.2. Evaluation probabiliste pour la liquéfaction du sol :	1
1.3 Conclusion.....	8
CHAPITRE 2: VUE GENERALE DE L'HETEROGENEITE DES SOLS : QANTIFICATION ET APPLICATION EN GEOTECHNIQUE :	9
. 1 Introduction :	9
2.2 Les incertitudes des paramètres géotechniques.....	9
2.3 Moments statistique du second ordre : Moyenne, Ecart type, et coefficient de variation (COV).....	11
2.4 Distribution probabiliste.....	12
2.5 Corrélation dans les paramètres du sol.....	13
2.6 Analyse de la variabilité spatiale.....	14
2.6.1 Théorie du champ aléatoire	15
2.6.1.1 Concept de champ aléatoire.....	16
2.6.1.2 Champs aléatoire	16
2.6.2 Représentation générale d'un champ aléatoire.....	17
2.6.3 Classification des champs aléatoires	18
2.6.3.2 Champ aléatoire homogène	18
2.6.3.3 Champ aléatoire non homogène	19
2.6.4 Fonction de corrélation d'un champ aléatoire	19
2.6.4.1 Séparabilité.....	20
2.6.4.2 Isotropie.....	20
2.6.4.3 Ergodicité.....	21
2.6.4.4 Stationnarité.....	21
2.7 Théorème de la limite central.....	21

2.8 Modélisation probabiliste de la variabilité de sol.....	22
2.8.1 Principe de la modélisation (Vanmarcke, 1983)	22
2.8.1.1 Discrétisation des champs aléatoire.....	22
2.8.1.2 Fonction de variance	23
2.8.2 La géostatistique	29
2.8.2.1 Le variogramme théorique	31
2.8.2.2 Le variogramme expérimental	32
2.9 Conclusion	33
CHAPITRE 3 : EVALUATION DU POTENTIEL DE LA LIQUEFACTION DES SOLS.....	34
3.1. Introduction	34
3.2 Définition de la liquéfaction.....	35
3.3 Quelques exemples historiques de cas de liquéfaction	37
3.3.1 Barrage de Fort Peck (Liquéfaction statique des sables)	37
3.3.2 Niigata, Japon (1964)	38
3.3.3 Adapazari Effets -Liquéfaction sur les fondations peu profondes	40
3.3.4 Port d'Island, Kobe, Japon (1995)	41
3.3.5 Chi-Chi, Taiwan (1999)	41
3.3.6 Boumerdes, Algérie (2003)	42
3.3.7 Christchurch, New Zealand (2011)	43
4 Evaluation du potentiel de liquéfaction.....	45
3.4.1 Méthode de contraintes cyclique.....	45
3.4.1.1 Le rapport de la contrainte cyclique	45
3.4.1.2 Essai de pénétration standard	49
3.4.1.3 Résistance à la liquéfaction	51
3.4.1.4 Facteur de correction.....	52
3.4.2 Evaluation du CRR par l'essai SPT	52
3.4.2.1 Méthode de Tosho Iwasaki et al (1984).....	52
3.4.2.2 Méthode de Youd et al (2001)	53
3.4.2.3 Méthode d'Andrus et al (2004)	53
3.5 Evaluation du CRR par l'essai CPT.....	54

3.5.1 Méthode de Robertson et Wride (1989).....	54
3.6 Facteur de sécurité	55
3.7 Estimation de la probabilité de liquéfaction.....	55
3.8 Conclusion.....	57
CHAPITRE 4: METHODE D'ANALYSE DE LA FIABILITE	58
4.1 INTRODUCTION.....	58
4.2 Contexte d.'application des méthodes fiabilistes	58
4.2.1 Objet et intérêt des méthodes fiabilistes	58
4.3 Hypothèses et position du problème	59
4.3.1 Exemple illustratif	61
4.4 Transformation isoprobabiliste	61
4.4.2 Cas de variables indépendants	63
4.4.2 Transformation de Rosenblatt	65
4.4.3 Transformation de Nataf	68
4.5 Méthodes d'approximation et mesures de sensibilité.....	71
4.5.1 Méthode FORM	71
4.5.2 Méthode SORM	75
4.5.3 Analyse de sensibilité	77
4.6 Méthodes de simulation	80
4.6.2 Génération de nombres pseudo-aléatoires	80
4.6.3 Simulation de Monte-Carlo classique	81
4.7 Conclusion :.....	83
CHAPITRE 5: Etude déterministe et probabiliste de la liquéfaction (Site Mostaganem)...	84
5.1 Introduction	84
5.2 Situation du projet	84
5.3 Sismicité	85
5.4 Contexte géologique.....	86
5.5.1 Géologie régionale :	86
5.5.2 Géologie locale :	86
5.5. Programme de reconnaissances géotechniques	87

5.5.1 Essais de pénétromètre standard (S.P.T):	88
5.5.1.1 Principe	88
5.5.1.2 Résultats des essais SPT	88
5.6 EVALUATION DETERMINISTE ET PROBABILISTE DE LA LIQUEFACTION.....	94
5.6.1 ETUDE DETERMINISTE.....	94
5.6 ETUDE PROBABILISTE DE LIQUEFACTION	98
5.7 ANALYSE FIABILISTE DU POTENTIEL DE LIQUEFACTION (SITE MOSTAGANEM	101
5.7.1 Estimation des incertitudes des variables aléatoires	101
5.7.2 Les incertitudes des paramètres de la résistance cyclique	101
5.7.2.1 Estimation des incertitudes des facteurs influents sur N160	101
5.7.2.2 Estimation des incertitudes liées au FC	102
5.7.2 Les incertitudes des paramètres de la contrainte cyclique.....	102
5.7.2.1 La magnitude	102
5.7.2.2 Accélération maximale du sol	103
5.7.2.3 La contrainte totale verticale	103
5.7.2.4 La contrainte effective	103
5.7.3 Initiation du phénomène de liquéfaction par l'approche probabiliste	104
5.7.3.1 La fonction d'état limite	107
5.7.3.2 Covariance entre les variables aléatoires	108
5.7.3.3 Corrélation entre les paramètres aléatoire	108
5.7.4 RESULTATS DES PARAMETRES CORRELES	109
5.7.4.1 EXEMPLE UTILISANT MODEL DETERMINISTE ET PROBABILISTE.....	111
5.7.5 RESULTATS DES PARAMETRES NON CORRELES	113
5.7.6 Calcul fiabiliste avec la prise en compte de l'incertitude du modèle.....	117
5.7.7 ETUDE FIABILISTE AVEC LA PRISE EN COMPTE DE POURCENTAGE DE FINE (FC%)	121
5.7.1.1 La fonction d'état limite	121
5.7.1.2 Covariance entre les variables aléatoires	121
5.7.8 Étude de sensibilité.....	122
5.7.8.1 Effet des coefficients de variation des paramètres de la résistance cyclique.....	122
5.7.8.2 Effet des coefficients de variations des paramètres de la contrainte cyclique.....	133

5.9 Variabilité unidimensionnelle de la liquéfaction	128
5.9.1 PREAMBULE.....	128
5.9.2 STANDARISATION DE (N1)60 DU SITE	129
5.9.3 STATISTIQUE DE LA TENDANCE :	129
5.9.4 CALCUL FIABILISTE AVEC LA PRISE EN COMPTE DE LA VARIABILITE SPATIALE	132
5.10 Conclusion :.....	136
CHAPITRE 6: Analyse géostatistique des données CPT (Aéroport d'Alger).....	137
6.1 INTRODUCTION.....	137
6.2 PRESENTATION DU SITE:.....	137
6.3 Caractérisation du sol:.....	138
6.3.1 Constitution du sol :	138
6.4 PRESENTATION DES DONNEES :.....	140
6.4.1 Origine des données :	140
6.5 Présentation du tableau de données :.....	141
6.6 Caractérisation de l'hétérogénéité du sol	143
6.6.1 Stationnarité des données CPT	143
6.7 Caractérisation géostatistique de la tendance des données CPT	149
6.8 Simulation stochastique de la tendance des données CPT	160
6.9 Conclusion.....	163
CONCLUSION GENERALE	

Liste des figures

Figure 2. 1 : Types des incertitudes des propriétés du sol (Kulhawy, 1992).....	10
Figure 2. 2 : Exemple des coefficients de corrélation (Harr, 1987)	14
Figure 2. 3 : Variabilité des propriétés du sol : théorie de champs aléatoire.(FENTON)	17
Figure 2. 4 : Discrétisation du champ aléatoire en moyen locale(G.FENTON).....	23
Figure 2. 5 : exemple de réalisation $Z(x)$ pour deux différentes échelles de fluctuation (G .FENTON)	26
Figure 2. 6 : Modèles de fonction d'autocorrélation	27
Figure 2. 7 : Exemple de variogrammes [Baillargeon 2005].	33
Figure 2. 8 : Exemples de modèles de variogrammes théoriques.	33
Figure 3. 1 : phénomène de la liquéfaction à l'échelle microscopique	35
Figure 3. 2 : : Vue aérienne de la rupture de barrage de Fort Peck (corps de l'armée des États-Unis d'Ingénieurs, 1939, d'après Mike Jefferies et Ken Been, 2006)	38
Figure 3. 3 : Inclinaison des bâtiments d'appartements de Kawagishi-cho à Niigata au Japon dues à la chute de la capacité portante du sol par liquéfaction (d'après Peter M. Byrne et al, 2008).	39
Figure 3. 4 : Rupture du pont de Showa, à Niigata au Japon, dues à l'épandage latéral dans le sol (d'après Peter M. Byrne et al, 2008).	40
Figure 3. 5 : Dommage des édifices, Adapazani, Turki, 1999.	40
Figure 3. 6 : Le port d'Island, Kobe, 1995	41
Figure 3. 7 : Ebullitions de sable au Comté de Nantou en Taiwan (d'après Dr Hsein, 2002).....	41
Figure 3. 8 : Ebullitions de sable de Zhanghua (à droite) en Taiwan (d'après Dr Hsein, 2002).	42
Figure 3. 9 : Liquéfaction du sol aux abords de l'oued Isser.	43
Figure 3. 10 : Une camionnette qui malheureusement conduit dans un trou causé par la liquéfaction, du Nord de New Brighton, lors du séisme de Christchurch (2011)	44
Figure 3. 11 : Ebullitions de sable dues à la liquéfaction, après le tremblement de terre à Christchurch, New Zealand (2011)	44
Figure 3. 12 : Procédure pour détermination de la contrainte de cisaillement maximale, $(\tau_{max})_r$ (Seed et Idriss, 1982).....	47
Figure 3. 13 : Facteur de réduction de la profondeur r_d en fonction de la profondeur (Andrus et Stokoe, 2000).....	48
Figure 3. 14 : Facteur de réduction de la profondeur r_d en fonction de la profondeur (Andrus et Stokoe, 2000).....	49
Figure 3. 15 : Courbe simplifiée pour le calcul du CRR pour $M_w=7.5$ (d'après Andrus et al, 2004) ..	53
Figure 3. 16 : Courbe simplifiée pour le calcul du CRR pour $M_w=7.5$ (d'après Andrus et al, 2004) ..	54
Figure 4. 1 : Exemple de densité conjointe et de surface d'état-limite.....	62
Figure 4. 2 : Transformation de l'espace physique vers l'espace normé.....	64
Figure 4. 3 : Exemple d'approximation FORM et SORM de la surface d'état-limite.	72
Figure 4. 4 : Construction d'une variable aléatoire par inversion de la distribution de probabilité.	81
Figure 4. 5 : Construction d'une variable aléatoire par inversion de la distribution de probabilité.	82
Figure 5. 1 : Situation du projet.....	84
Figure 5. 2 : Difficulté d'accès du aux dunes de sable de mer	85
Figure 5. 3 : Difficulté d'accès du aux dunes de sable de mer	85

Figure 5. 4 : consistance de différentes campagnes de reconnaissance	87
Figure 5. 5 : Implantation des sondages	89
Figure 5. 6 ; Variation du nombre de coups SPT avec la profondeur	93
Figure 5. 7: Histogramme du N spt du site.....	93
Figure 5. 8 : Variation de FC et (N1)60 en profondeur.....	95
Figure 5. 9 : Variation de CRR, CSR et FS en profondeur	95
Figure 5. 10 : : Variation du FS en profondeur pour les sondages SC01, SC12, SC21, SC08.....	97
Figure 5. 11 : Variation du FS en profondeur pour les sondages SC02, SC19, SC21, SC08.....	97
Figure 5. 12 : Variation de FC et N-SPT en profondeur pour le sondage SC19	99
Figure 5. 13 : Variation de CSR, CRR et PL en profondeur pour le sondage SC19	100
Figure 5. 14 : Variation de FS en fonction de la probabilité de liquéfaction	100
Figure 5. 15 : Variation de la densité de probabilité	106
Figure 5. 16 : Histogramme des paramètres de calcul.....	109
Figure 5. 17 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC02.....	112
Figure 5. 18 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC01.....	112
Figure 5. 19 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC02.....	114
Figure 5. 20 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC01	114
Figure 5. 21 : Variation de la probabilité de liquéfaction en fonction du nombre de simulation	115
Figure 5. 22 : l'estimation de la probabilité de liquéfaction et son coefficient de variation	116
Figure 5. 23 : Variation de la probabilité de liquéfaction en profondeur (SC01).....	119
Figure 5. 24 : Variation de la probabilité de liquéfaction en profondeur (SC02).....	119
Figure 5. 25 : Probabilité de liquéfaction calculée par différents modèles (FORM).....	120
Figure 5. 26 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le cas corrélé/non corrélées:.....	120
Figure 5. 27 : Variation de la CDF de la probabilité de la liquéfaction	121
Figure 5. 28 : Effet du coefficient de variation du nombre de coup N1.60 sur la probabilité de liquéfaction.....	122
Figure 5. 29 : Effet du coefficient de variation du pourcentage des fines sur la probabilité de liquéfaction.....	123
Figure 5. 30 : Effet du coefficient de variation de σ_{max} sur la probabilité de liquéfaction	124
Figure 5. 31 : Effet du coefficient de variation de M_w sur la probabilité de liquéfaction.....	125
Figure 5. 32 : Influence des coefficients de variation de la contrainte totale et effective sur la probabilité de liquéfaction.....	125
Figure 5. 33 : La fonction PDF du coefficient de sécurité	126
Figure 5. 34 : la fonction CDF du coefficient de sécurité	127
Figure 5. 35 : La fonction PDF de la contrainte CRR	127
Figure 5.35: La fonction PDF de la contrainte CRR.....	128
Figure 5. 36 : Tendance de (N1)60.....	129
Figure 5. 37 : L'ajustement de la loi normal et lognormal sur les données (N1)60	130
Figure 5. 38 : Effet de la distance d'autocorrélation sur la PDF du coefficient de sécurité	131
Figure 5. 39 : Effet de l'échelle de fluctuation sur la PDF du coefficient de sécurité.....	131
Figure 5. 40 : Variation de la probabilité de la liquéfaction en profondeur	132
Figure 5. 41 : Variation de la probabilité de liquéfaction avec le N1 (60)	134
Figure 5. 42 : Variation de la probabilité et l'indice de fiabilité en profondeur.....	134
Figure 5. 43 : Variation de la probabilité en profondeur pour différente valeur de COV(N1)60	135

Figure 6. 1 : Localisation de l'aéroport d'Alger.....	137
Figure 6. 2 : Réseau hydrographique de la plaine de la Mitidja.....	138
Figure 6. 3 : Plan d'implantation des sondages pénétrométriques	142
Figure 6. 4 : Exemple du choix des types de sols pour les sondages 2 et 3.....	144
Figure 6. 5 : Tendance des données CPT, type L1. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.....	145
Figure 6. 6 : Tendance des données CPT, type L2. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.....	146
Figure 6. 7 : Tendance des données CPT, type L3. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.....	147
Figure 6. 8 : Tendance des données CPT, type L4. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.....	148
Figure 6. 9 : comparaison de la distribution normale pour les tendances des données de la résistance de pointe.....	149
Figure 6. 10 : Histogramme de la tendance de la résistance de poite ,Type L1, L2, L3,	152
Figure 6. 11: boxpot de la résistance de pointe qc de FL,CRR	152
Figure 6. 12 : Variogramme expérimentale et théorique du type L1.....	153
Figure 6. 13 : Variogramme expérimentale et théorique du type L2.....	153
Figure 6. 14 : Variogramme expérimentale et théorique du type L3.....	154
Figure 6. 15 : Variogramme expérimentale et théorique du type L4.....	154
Figure 6. 16 : Histogramme et caractéristiques statistiques de qc.....	155
Figure 6. 17 : Dispersion de la résistance de pointe sur le site.....	155
Figure 6. 18 : Variogramme expérimentale de la résistance de pointe qc	156
Figure 6. 19 : Ajustement du variogramme expérimentale de la résistance de pointe qc	156
Figure 6. 20 : Variogramme directionnel pour quatre directions	157
Figure 6. 21 : Variogramme directionnel de la résistance de pointe	158
Figure 6. 22 : Variogramme expérimental et théorique pour la résistance de pointe	158
Figure 6. 23 : Variogramme des valeurs brutes et detrended de la résistance de pointe qc	159
Figure 6. 24 : Organigramme qui illustre l'application de la méthode CPT pour l'évaluation de CRR	161
Figure 6. 25 : Facteur de sécurité des différents types L1 à L4.....	162

Liste des tableaux

Tableau 1. 1 : Fardis and Veneziano (1981).....	1
Tableau 1. 2 : Fardis and Veneziano (1982).....	2
Tableau 1. 3 : NRC Committee on Earthquake Engineering (1985).....	2
Tableau 1. 4 : Liao, Veneziano, and Whitman (1988)	3
Tableau 1. 5 : Hwang and Lee (1991).....	3
Tableau 1. 6 : Rahman and El Zahaby (1997).....	4
Tableau 1. 7 : Juang, Rosowsky, and Tang (1999).....	4
Tableau 1. 8 : Whitman (2000).....	5
Tableau 1. 9 : Juang, Chen, and Jiang (2001)	5
Tableau 1. 10 : Lew (2001)	6
Tableau 1. 11 : Juan, Jiang, and Andrus (2002)	6
Tableau 1. 12 : Jin-Hung Hwang and Chin-Wen Yang (20).....	7
Tableau 2.1 : Les fonctions d'autocorrélation théorique utilisée pour déterminer l'échelle de fluctuation (Vanmarcke, 1983).....	27
Tableau 3.1 : Facteurs de correction du nombre de coups N de l'essai SPT.....	51
Tableau 3.2 : Paramètres du modèle logistique (Hwang et al, 2004).....	56
Tableau 3.3 : Classes du potentiel de liquéfaction des sols (Juang et al, 2012).....	57
Tableau 4.1 : Exemple de transformation isoprobabiliste	65
Tableau 4.2 : Relations semi empirique pour les corrélations de transformation de Nataf.....	70
Tableau 4.3 : Exemple d'illustration de l'algorithme HLFR.....	74
Tableau 5.1 : Tableau récapitulatif représentant les valeurs brutes des essais SPT.....	90
Tableau 5.2 : Exemple de calcul déterministe.....	96
Tableau 5.3 : Résumé des informations et du calcul du potentiel de liquéfaction dans le site.....	98
Tableau 5.4 : Valeurs des coefficients de variation des paramètres de la résistance et la contrainte cyclique.....	104
Tableau 5.5 : Coefficient de corrélation entre les variables.....	108
Tableau 5.6 : Variables aléatoire et leurs caractéristiques.....	108
Tableau 5.7 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), paramètres corrélés.....	110
Tableau 5.8 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC01), paramètres corrélés.....	110
Tableau 5.9 : Résultats comparatifs entre le calcul déterministe et fiabiliste.....	111
Tableau 5.10 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), variables non corrélées.....	113
Tableau 5.11 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), variables non corrélées.....	113
Tableau 5.12 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS, sondage (SC02).....	118
Tableau 5.13 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS pour le sondage (SC01).....	126



Tableau 5.14 : Variation de la probabilité en profondeur pour différente valeur de $COV(N_1)_{60}$	130
Tableau 5.15 : Exemple de résultat fiabiliste.....	133
Tableau 5.16 : Résultats de la probabilité de la liquéfaction pour différente valeur de $COV(N_1)_{60}$	135
Tableau 6.1 : Indice IC.....	143
Tableau 6.2 : Caractéristiques des tendances pour les types L1 à L4.....	148
Tableau 6.3 : caractéristiques des variogrammes pour les types L1 à L4.....	154
Tableau 6.4 : caractéristiques de variogramme pour $q_c(N_0)$	157
Tableau 6.4 : Caractéristique de la résistance de pointe q_c pour deux direction.....	159

INTRODUCTION GENARALE

La première phase d'étude d'un projet de génie civil comprend d'habitude une reconnaissance géotechnique du site. Cette reconnaissance permet de décrire les différentes couches de sols rencontrée avec leurs nature, leurs caractéristique mécanique et physique... Ces dernières sont déterminer par des mesures in situ, directe ou indirecte, ou par mesure au laboratoire sur des échantillons remaniés ou non remaniés.

L'objectif de la géotechnique pourrait se définie en deux points : 1) identifier les caractéristiques des sols et 2) utiliser ces caractéristiques dans des calculs de dimensionnement et calcul des ouvrages. Le lien entre ces deux points est les valeurs issues des reconnaissances des sols utiles aux calculs.

Il faut reconnaître que les développements récents ne sont pas toujours de nature à améliorer la qualité de l'estimation finale. Celle-ci, est limitée en général par des facteurs inhérents au milieu modélisé : une variabilité spatiale des terrains mal connue, des calculs effectués sur des données très partielles issues de campagne de reconnaissance et une maîtrise imparfaite des différentes phases de constructions/

Les méthodes de calcul de la mécanique des sols reposent toutes sur des hypothèses simplificatrices qui ignorent le caractère hétérogène des sols naturels. Le sol n'est pas « inerte » mais « vivant » très sensible à son environnement. Le processus de formation et d'altération du sol, la nature des composantes de ce sol et l'influence de l'histoire géologique sur les caractéristiques du sol, font que les sols ne sont pas homogènes et ont des propriétés qui varient considérablement d'un point à un autre.

Les termes « aléatoire », « incertain », « variabilité », « erreur », sont couramment employés pour caractériser l'hétérogénéité des sols. Un phénomène est dit aléatoire quand son résultat est variable, non ou mal maîtrisé, dans tous les cas imprévisible. Il s'oppose donc à un phénomène déterministe.

La liquéfaction des sols est un phénomène d'instabilité ou de perte de résistance qui peut avoir lieu sur un milieu généralement granulaire saturé ou partiellement saturé. Elle se manifeste par une augmentation de la pression interstitielle liée au comportement contractant du sol lors de l'application d'un chargement rapide (séisme, chocs, raz de marée, etc.). Le phénomène de liquéfaction est à l'origine d'une brusque instabilité des sols qui en s'écoulant sous l'effet de la pesanteur et les charges peuvent alors provoquer des dommages irréparables aux ouvrages et structures situés à proximité.

L'occurrence de la liquéfaction dans les sols est souvent évaluée suivant le procédé simplifié à l'origine proposé par Seed et Idriss (1971) basés sur l'essai de pénétration standard (SPT), l'essai de pénétration de cône (CPT), l'essai au dilatomètre de Marchetti (DMT), l'essai de la mesure des vitesses d'ondes de cisaillement, et les essais de laboratoire (par exemple l'essai triaxial cyclique).

Plusieurs méthodes ont été proposées pour l'évaluation du potentiel de liquéfaction et peuvent être divisées en trois catégories : méthodes des contraintes (Seed et Idriss ,1971), méthode de déformation (Dobry et al, 1982) et méthode énergétiques (Law et al 1990). Ces trois méthodes peuvent être implémentées en approche déterministe et probabiliste. La méthode déterministe pour l'évaluation du potentiel de liquéfaction donne la réponse oui ou non si le sol est liquéfiable ou non. L'approche probabiliste évalue la liquéfaction en termes de probabilité d'occurrence. L'avantage majeur des approches probabilistes, c'est que les incertitudes associées aux paramètres du sol sont quantifiées.

Les méthodes probabilistes répondent à cette problématique. Ces méthodes consistent à modéliser l'aléa sur les grandeurs d'intérêt (paramètres de sol, géométrie des systèmes, chargements, etc.) sous forme mathématique. Des modélisations de la dispersion de ces grandeurs sous forme de variables aléatoires ou de champs aléatoires sont possibles, et des méthodes mathématiques plus ou moins sophistiquées permettent d'évaluer la transmission de cette dispersion à travers d'un modèle déterministe.

Par ce processus, on est à même de caractériser de manière probabiliste, en sortie de modèle, un certain nombre de variables d'intérêt liées à la conception du système considéré. Par la suite, la définition de différents seuils arbitraires correspondant à un non-fonctionnement du système permet de définir une probabilité de rupture du système pour une conception donnée. Il est même possible d'aboutir à un dimensionnement du système en visant une probabilité de rupture cible, considérée par le décideur comme acceptable.

C'est l'objet des méthodes de dimensionnement fiabilistes, qui se distinguent des méthodes fondées sur le facteur de sécurité par le fait qu'elles reposent sur une quantification rationnelle de l'incertitude sur les paramètres du projet.

Le grand avantage de l'évaluation fiabiliste de la liquéfaction est que la probabilité de liquéfaction peut être déterminée à partir du coefficient de sécurité. La relation entre la probabilité de liquéfaction et de coefficient sécurité peut être facilement calculée en utilisant les formules citées en chapitre quatre.

Dans cette étude, la probabilité de liquéfaction est déterminé en se basant sur l'analyse fiabiliste en utilisant les méthodes FORM, SORM, et MCS, L'incertitude dans cette étude est due à la variabilité des paramètres de la fonction de performance.

A partir de campagnes pénétrométriques très fournies (site aéroport d'Alger, et Mostaganem), nous avons cherché à caractériser la variabilité spatiale. Nous développons par la suite quelques applications de la géostatistique, ainsi on essaye de comprendre clairement les conséquences de la conception de l'hétérogénéité du sol et d'étudier différentes façons d'intégrer dans le cadre de la conception d'ingénierie géotechnique. Cela a été appliqué à des problèmes l'évaluation de liquéfaction.

Le premier chapitre présente une recherche bibliographique et donne un aperçu général sur le développement et l'utilisation de méthodes probabiliste pour le calcul du potentiel de la liquéfaction.

Le chapitre deux présente une vue générale de l'hétérogénéité des sols, Deux approches sont présentées, globalement identiques, permettent d'identifier et de décrire la structure de la variabilité spatiale des sols : la méthode des champs aléatoires (Vanmarcke, 1977) et la méthode géostatistique (Mathre, 1965).

Dans le chapitre trois, après définition du phénomène de liquéfaction des sols et présentation des cas historiques de liquéfaction. A la fin un aperçu sur l'application des méthodes probabiliste et fiabiliste pour l'étude de la liquéfaction des sols.

Dans le chapitre quatre, nous présentons l'objet, les hypothèses et une démarche générale d'analyse de fiabilité classique. Ensuite, nous donnons les éléments de base permettant de mener une telle analyse de fiabilité : la transformation isoprobabiliste, les méthodes d'approximation (FORM et SORM) et les mesures de sensibilité, et les méthodes de simulation permettant de valider les méthodes d'approximation.

L'objectif annoncé dans le chapitre cinq est de présenter en détail le site d'étude, et de présenter les méthodes déterministe et probabiliste pour le calcul du potentiel de liquéfaction, ainsi que les différentes sources d'incertitudes des paramètres qui influencent la résistance et la contrainte cyclique à la liquéfaction. La méthode de Seed et Idriss (1971) a été utilisée pour caractériser le comportement du sol ainsi la définition de l'état de liquéfaction dans le modèle déterministe par le facteur de sécurité a été abordée. Dans ce chapitre sept, la variabilité spatiale des propriétés du sol a été prise en compte en modélisant les paramètres incertains par des champs aléatoires caractérisés par des fonctions de densité de probabilité (PDF) et la

fonction d'autocorrélation, ces résultats ont été pris en compte dans une analyse fiabiliste en utilisant les méthodes FORM, SORM, et MCS.

Dans le chapitre six, une approche géostatistique simplifiée a été adoptée pour évaluer l'effet de l'hétérogénéité lithologique des propriétés du sol sur la réponse induit par le tremblement de terre sur le site de l'aéroport d'Alger.

La thèse se termine par une conclusion générale des principaux résultats obtenus par cette étude.

Chapitre 1 : SYNTHESE BIBLIOGRAPHIQUE

1.1. Introduction :

Pour évaluer le risque de liquéfaction d'un sol, les ingénieurs ont recours de plus en plus aux méthodes classiques basées sur les essais in situ tels que les essais : SPT, CPT. Ces méthodes qui se reposent sur le calcul d'un facteur de sécurité (rapport de CRR sur CSR) supposent en général des conditions de saturation de sol. Certaines limitations imposent des incertitudes sur leur utilisation. Pour cela on a recours à la méthode probabiliste pour voir les incertitudes influençant sur la liquéfaction, ainsi les introduire dans les calculs de la probabilité de liquéfaction.

Ce chapitre présente un aperçu général sur le développement et l'utilisation des méthodes probabiliste pour le calcul du potentiel de la liquéfaction.

1.2. Evaluation probabiliste pour la liquéfaction du sol :

Les tableaux suivant résument quelques travaux présentés dans la littérature sur l'application et l'utilisation des méthodes probabilistes pour l'estimation du risque de la liquéfaction.

Tableau 1. 1 : Fardis and Veneziano (1981)

REFERENCE
Fardis, M. N. and Veneziano, D. (1981), "Statistical Analysis of Sand Liquefaction," J.Geotech. Geoenviron. Engrg. ASCE, 107(10), 1361-1377.
TYPE D'ÉTUDE
Cette étude présente une méthode statistique d'analyse du potentiel de liquéfaction des sables à l'aide des résultats de 192 essais de cisaillement cycliques.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none">❖ le comportement In-situ de liquéfaction de sable dépend des caractéristiques de taille des grains, densité relative, la structure du sol, et l'histoire précédente de contrainte statique et dynamique.❖ Un modèle est déterminé en fonction des conditions de laboratoire qui représentent les incertitudes causées par l'effet de la préparation des échantillons, effet de la conformité du système, et les contraintes non uniformes.❖ Ce modèle est ensuite converti en un outil applicable aux conditions de terrain après avoir examiné l'effet de la structure du sol et la multi-directionnalité in situ du mouvement.❖ Ce modèle est uniquement applicable aux sables uniforme, propres et moyens, en raison des types de sable dans l'ensemble de données disponibles.

Tableau 1. 2 : Fardis and Veneziano (1982)

REFERENCE	
Fardis, M. N. and Veneziano, D. (1982), "Probabilistic Analysis of Deposit Liquefaction," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 108(3), 395-417.	
TYPE D'ÉTUDE	
❖ Cette étude présente une méthode probabiliste de l'analyse de liquéfaction de sable des couches horizontales soumise à la propagation des ondes sismique verticale S.	
PRINCIPALES CONCLUSIONS	
<ul style="list-style-type: none"> ❖ L'étude présente trois modèles unidimensionnelle pour l'analyse de liquéfaction, et différer dans le fait qu'ils négligent ou comprennent l'augmentation de pression interstitielle et la rigidité du sol. ❖ L'incertitude avec plusieurs paramètres tels que la résistance à la liquéfaction du sol, la loi de la contrainte -déformation cyclique, la variation spatiale de la N-valeur et de Dr, et la perméabilité et la compressibilité sont discutés. ❖ La méthode était aussi bon estimateur de la probabilité de liquéfaction sur la base de données historique. 	

Tableau 1. 3 : NRC Committee on Earthquake Engineering (1985)

REFERENCE	
❖ NRC (1985), "Liquefaction of Soils During Earthquakes," Report No. CETS-EE-001, National Research Council (NRC), Washington D.C.	
TYPE D'ÉTUDE	
❖ L'étude présente un aperçu général de l'évaluation probabiliste des sols potentiellement liquéfiables. Il présente un squelette de base pour l'évaluation probabiliste et pour quantifier une partie de plusieurs incertitudes qui peuvent survenir dans l'évaluation de la liquéfaction.	
PRINCIPALES CONCLUSIONS	
<ul style="list-style-type: none"> ❖ L'évaluation probabiliste est un outil pour augmenter, mais non remplacer, l'évaluation des risques par le jugement humain. ❖ La Probabilité globale de liquéfaction est obtenue en multipliant "probabilité conditionnelle de liquéfaction "(toutes les conditions de chargement) par la probabilité d'occurrence d'un séisme. ❖ Le modèle de base pour l'évaluation probabiliste de liquéfaction est basé sur l'intégration des éléments suivants: probabilité conditionnelle de temps de liquéfaction, distribution de probabilité de la résistance du sol, paramètres sismique. ❖ Suggère que les modèles d'incertitudes sont le résultat de simplifications et hypothèses formulées par l'ingénieur. ❖ Les méthodes probabilistes sont bonnes parce que le risque de liquéfaction peut être comparé en termes équivalents avec d'autres formes de risque en structure. 	

Tableau 1. 4 : Liao, Veneziano, and Whitman (1988)

<p style="text-align: center;">REFERENCE</p> <p>Liao, S.C., Veneziano, D. and Whitman, R. V. (1988), "Regression Models for Evaluating Liquefaction Probability," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 114(4), 389-411.</p>
<p style="text-align: center;">TYPE D'ÉTUDE</p> <ul style="list-style-type: none"> ❖ Présente une étude dans laquelle quatre modèles ont été développés pour analyser la probabilité de liquéfaction basée sur les données de 278 études des cas de séismes passés.
<p style="text-align: center;">PRINCIPALES CONCLUSIONS</p> <ul style="list-style-type: none"> ❖ Cette étude utilise les méthodes de régression statistique pour quantifier la probabilité de la liquéfaction comme une fonction de paramètres donnés (Distance de séisme, a_{\max}, CSR, la profondeur de la nappe phréatique, σ_{vo} et σ'_{vo}, valeurs N- SPT, pourcentage en fine FC, la teneur en argile, pourcentage de gravier, et la taille de grain D50). Les modèles utilisent un bon ajustement pour produire les contours de probabilité. ❖ Les quatre modèles développés comprennent deux modèles locaux, où la probabilité de liquéfaction PL est basé sur les CSR et $(N1)_{60}$, et deux modèles de source dans laquelle PL est basée sur la distance épicerale, la magnitude M_w, et $(N1)_{60}$. ❖ L'étude montre que les valeurs SPT n'augmentent toujours pas avec l'augmentation de la teneur en fines. Elle conclut aussi que FC est le seul paramètre qui influence de manière significative le ^potentiel de liquéfaction.

Tableau 1. 5 : Hwang and Lee (1991)

<p style="text-align: center;">REFERENCE</p> <p>Hwang, H. H. M. and Lee, C. S. (1991), "Probabilistic Evaluation of Liquefaction Potential," Center for Earthquake Research and Information, Technical Report NCEER-91-0025, Memphis State University, Memphis, TN.</p>
<p style="text-align: center;">TYPE D'ÉTUDE</p> <p>L'étude présente une méthode probabiliste de l'évaluation du potentiel de liquéfaction d'un site à l'aide des données SPT sur le site de, Memphis, Tennessee comme un exemple.</p>
<p style="text-align: center;">PRINCIPALES CONCLUSIONS</p> <ul style="list-style-type: none"> ❖ L'étude utilise une matrice de probabilité de potentiel de liquéfaction et une courbe de fragilité basé sur la magnitude pour déterminer les probabilités de non, mineure, modérée, majeure de liquéfaction. ❖ Le spectre d'amplitude de l'accélération de Fourier (analyse non-linéaire de réponse de site) est utilisé pour déterminer les mouvements du sol pour chaque cas. Un facteur de sécurité basé sur les valeurs de N -SPT est calculé afin d'estimer une probabilité de l'indice de liquéfaction PL, qui mesure le degré de liquéfaction. ❖ Les contraintes de cisaillement calculées par cette méthode sont proches de ceux obtenus en utilisant la méthode simplifiée. ❖ Pour un séisme de magnitude $M_w > 7.5$, le PL calculée par la méthode est beaucoup plus grande que celle obtenue par la méthode simplifiée, alors que l'inverse est vrai pour les séismes avec $M_w < 6.5$. Les résultats pour un séisme de $M_w = 7.0$ sont identiques.

Tableau 1. 6 : Rahman and El Zahaby (1997)

REFERENCE
Rahman, M. S. and El Zahaby, K. M. (1997), "Probabilistic Liquefaction Risk Analysis Including Fuzzy Variables," Soil Dynamics and Earthquake Engineering. 16(1), 63-79.
TYPE D'ÉTUDE
L'étude présente une méthode probabiliste de l'évaluation du potentiel de liquéfaction à un site, basé sur une liste de 12 variables floues.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Le document présente un guide pour l'intégration des variables floues caractérisé par incertitude dans l'analyse du risque probabiliste de liquéfaction. ❖ Les variables floues comprennent des paramètres tels que la densité du sol, la valeur de $N(60)$, les couches à faible perméabilité, la profondeur, l'épaisseur de la couche, type de dépôt, niveau de l'eau souterraine, et la taille des grains. ❖ Les variables floues qui sont applicables sur le site sont classés de A à E, A étant la plus importante. Les variables sont ensuite transformées en un nombre flou qui est la moyenne pondérée de tous les sites en cours d'évaluation. ❖ L'incertitude du nombre flou, appelée entropie dans ce cas, est la mesure de l'incertitude d'une variable aléatoire. ❖ La probabilité de liquéfaction est ensuite calculée en utilisant les incertitudes calculées précédemment par la transformation des nombres flous à l'aide d'intégration.

Tableau 1. 7 : Juang, Rosowsky, and Tang (1999)

REFERENCE
Juang, C. H., Rosowsky, D. V. and Tang, W. H. (1999), "Reliability-Based Method for Assessing Liquefaction Potential of Soils," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 125(8), 684-689.
TYPE D'ÉTUDE
L'étude présente une méthode probabiliste de l'évaluation du potentiel de liquéfaction des sols sableux basé sur une étude des cas des données du CPT provenant du site de Moss Landing, en Californie.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Le rapport de la contrainte de cisaillement cyclique CSR est calculé en utilisant la méthode de Seed et Idriss avec r_d comme un variable non aléatoire et l'accélération maximale en surface a_{max}, la magnitude du M_w, la contrainte verticale totale σ_{vo}, et la contrainte effective totale σ'_{vo} étant traitées comme des variables aléatoires. Chaque variable a été attribué à un coefficient de variation COV. Le rapport de la résistance cyclique CRR dans cette a été déterminée avec la méthode de Robertson et Wride. ❖ Un indice de fiabilité β, a été déterminé pour chaque cas, avec toutes les variables aléatoires étant supposées avec une distribution normale. Les valeurs rapportées pour les variables utilisées dans cet exemple étaient pris par la valeur moyenne. ❖ La probabilité de liquéfaction a été déterminée à chaque point, et les résultats ont indiqué que l'analyse probabiliste donne un avantage par rapport à la méthode déterministe. (à savoir un site avec une PL de 0,008 a liquéfié). ❖ Les auteurs ont utilisé les coefficients de variation suivants pour l'étude de fiabilité : $a_{max}=0,15$, $M=0,05$, $\sigma_v=0,10$, $\sigma'_v=0,15$, $q_c=0,15$, $f_s=0,20$, CRR modèle = 0,10

Tableau 1. 8 : Whitman (2000)

REFERENCE
Whitman, R. V. (2000), "Organizing and Evaluating Uncertainty in Geotechnical Engineering," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 126(7), 583-593.
TYPE D'ÉTUDE
Le document présente un aperçu sur les types d'incertitude actuelle en géotechnique et présente quelques idées de base sur la façon de les évaluer.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Différentes analyses peuvent être utilisés pour les 4 étapes d'un projet: 1) l'évaluation du site et caractérisation; 2) l'évaluation de la conception; 3) la prise de décision; 4) le contrôle de la construction. ❖ Dispersion des données et les erreurs systématiques sont les principales sources d'incertitude dans l'évaluation du site. ❖ Lors de l'évaluation des risques, il est important de réaliser que toutes les procédures sont appropriées pour tous projets, et que l'erreur de modèle est une source majeure de l'évaluation d'incertitude. ❖ En multipliant la probabilité d'occurrence d'un séisme avec le PL donnant le séisme va donner une probabilité globale de liquéfaction (basé sur Liao et al, 1988). La probabilité moyenne peut alors être calculée en additionnant les probabilités de différentes valeurs de M_w. ❖ Les méthodes probabilistes devraient être utilisés conjointement avec des méthodes d'évaluation traditionnelles, plutôt que séparément.

Tableau 1. 9 : Juang, Chen, and Jiang (2001)

REFERENCE
Juang, C.H., Chen, C.J. and Jiang, T. (2001), "Probabilistic Framework for Liquefaction Potential by Shear Wave Velocity," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 127(8), 670-678.
TYPE D'ÉTUDE
Cette étude présente deux idées. Tout d'abord, une nouvelle méthode de détermination de CRR est présentée en utilisant une base de données de 225 cas. Deuxièmement, une méthode probabiliste de l'évaluation du potentiel de liquéfaction est développée basé sur des calculs déterministes de FS.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Le document examine les méthodes actuelles d'évaluation du potentiel de liquéfaction des sols basée sur les résultats des essais Vs. ❖ Une nouvelle équation pour la CRR d'un site a été développée en utilisant une base de données contenant des informations de 26 séisme et des mesures in situ de plus de 70 sites, résultant de 225 cas d'études. ❖ La nouvelle équation CRR a été développée en utilisant un réseau de neurones pour trouver les points dans courbe limite inconnu de liquéfaction. ❖ Une courbe d'équivalence unique de sable propre a été mis en place où le sable propre a un pourcentage en particules fines $FC < 5\%$. ❖ Une fonction de mappage pour déterminer PL, sur la base des FS calculé de façon déterministe était obtenue par régression de paires (FS, PL). ❖ L'approche de la fonction de mappage est basée sur la méthode déterministe et les données de champ utilisé. L'équation de données empiriques pour le CRR doit être utilisée avec l'équation de CSR.

Tableau 1. 10 : Lew (2001)

REFERENCE
Lew, M. (2001), "Guidelines for Analyzing and Mitigating Soil Liquefaction," Proc. the Ohio River Valley Soils Seminar XXXII, Louisville, KY, October 24.
TYPE D'ÉTUDE
Un aperçu de l'analyse de liquéfaction des sols, a été y compris les méthodes préliminaires, méthodes d'investigation sur le terrain, la détermination des mouvements du sol pour l'analyse en utilisant t le USGS site, et les méthodes d'atténuation des risques de liquéfaction.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ L'objectif principal de cette étude est d'informer les praticiens sur le présent état pratique dans l'analyse de liquéfaction. ❖ Donne un aperçu d'une procédure à utiliser pour déterminer si un site a besoin d'une profondeur d'analyse de liquéfaction. ❖ Les essais in situ décrite utilisé dans l'analyse de liquéfaction est la même que les méthodes décrites dans la procédure NCEER 1997, mais recommande que tous les sites sont évalués pour la liquéfaction à une profondeur d'au moins 50 pieds. ❖ Décrit la détermination des mouvements du sol basé sur la réponse des aléas géologiques dans l'USGS. Cette discussion comprend la description de la différence entre déterministe et méthodes probabilistes pour déterminer le mouvement du sol. ❖ Discute l'évaluation des risques en termes de types de rupture possibles et conséquences de chaque sorte.

Tableau 1. 11 : Juan, Jiang, and Andrus (2002)

REFERENCE
Juang, C.H., Jiang, T. and Andrus, R. D. (2002), "Assessing Probability-Based Methods for Liquefaction Potential Evaluation," J. Geotech. Geoenviron. Engrg., ASCE, 128(7), 580-589.
TYPE D'ÉTUDE
Cette étude présente une évaluation de méthodes probabilistes existantes et nouvelles pour l'évaluation du potentiel de liquéfaction, l'accent étant mis sur la comparaison des probabilités de liquéfaction calculé avec deux approches différentes, la régression logistique et la cartographie bayésienne.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Les méthodes et procédures d'analyse probabiliste présentée par le présent document peuvent être appliquées à toutes les méthodes simplifiées. ❖ L'équation pour déterminer la probabilité de liquéfaction établie par régression logistique n'a rien à voir avec les méthodes déterministes. ❖ La probabilité de liquéfaction interprétée à partir de fonctions bayésiens sont comparables à celles qui sont interprétées à partir des résultats de la régression. ❖ Toutes les méthodes déterministes doivent être calibrées de telle sorte que les FS calculées peuvent être facilement mise en correspondance avec la probabilité de liquéfaction, et donc le FS de conception peut être facilement sélectionnée sur la base d'un niveau spécifié de risque.

Tableau 1. 12 : Jin-Hung Hwang and Chin-Wen Yang (20)

REFERENCE
Jin-Hung Hwang and Chin-Wen Yang “ A Practical Reliability-Based Method for Assessing Soil Liquefaction Potential “ Department of Civil Engineering National Central University Chung-li, 32054, Taiwan
TYPE D'ÉTUDE
Cet article présente une méthode d'analyse de la fiabilité basé sur la méthode d'analyse de liquéfaction de Seed'85.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ Cette méthode utilise la loi empirique d'atténuation dans la région de Taiwan pour dériver la fonction de distribution de densité de probabilité (PDF) et les statistiques pour séisme engendrant le rapport de cisaillement (CSR). ❖ Le PDF et les statistiques du rapport de résistance cyclique (CRR) peuvent être déduites de certaines courbes probabilistes de la résistance cycliques. ❖ Les statistiques de CSR et de CRR sont utilisées avec la méthode des moments du premier et deuxième ordre pour calculer le rapport de la probabilité de liquéfaction avec le facteur de sécurité et de l'indice de fiabilité. ❖ Sur la base de la méthode proposée, la probabilité de liquéfaction liée à un facteur de sécurité peut être facilement calculée. ❖ L'influence de certains paramètres du sol sur la probabilité de liquéfaction peut être évaluée quantitativement.

Tableau 1. 13 : Sanjay K. Jha *, Kiichi Suzuki (2008)

REFERENCE
Sanjay K. Jha *, Kiichi Suzuki (2008) “ Reliability analysis of soil liquefaction based on standard penetration test”, Department of Civil and Environmental Engineering, Saitama University, Saitama 338 8570, Japan
TYPE D'ÉTUDE
Cet article présente un aperçu et une étude comparative entre les approches fiabiliste qui peuvent être utilisé pour obtenir la probabilité de la liquéfaction et le facteur de sécurité correspondant.
PRINCIPALES CONCLUSIONS
<ul style="list-style-type: none"> ❖ En utilisant la méthode déterministe simplifiée de seed, cette analyse de fiabilité a été effectuée. ❖ La probabilité de liquéfaction avec le facteur correspondant de sécurité ont été déterminée sur la base de la méthode de second moment de premier ordre (FOSM), la méthode de FOSM avancé (Hasofer-Lind), la méthode de point d'estimation (PEM) et la méthode de simulation de Monte Carlo (MCS). ❖ Basé sur l'approche de la fiabilité de FOSM, la valeur du facteur de sécurité minimum qui doit être adopté pour l'analyse de la liquéfaction des sols a été étudiée et un nouveau facteur de sécurité de conception basée sur une approche de la fiabilité est proposé.

1.3. Conclusion

Dans ce chapitre, un aperçu sur des études antérieures a été présenté. L'analyse probabiliste et statistique du risque de la liquéfaction a été proposé depuis les années 70, elle été employé principalement pour des projets importants et des équipements critiques.

Typiquement, nombreux chercheurs ont essayé de mesurer le risque de la liquéfaction par l'utilisation des techniques déterministe probabiliste basé les tests de laboratoire ou / la corrélation avec les tests in situ.

Ces modèles estiment la probabilité de la liquéfaction dans des points bien précis, d'une façon générale ils présentent d'excellents efforts. Cependant, le besoin d'une méthodologie qui intègre le risque pour une surface ou tout un site incorporant les incertitudes inhérentes aux problèmes est devenu nécessaire ces dernières années particulièrement parmi les compagnes d'assurance, il y a eu intérêt croissant pour l'estimation du potentiel de liquéfaction pour toute une superficie. A ce stade d'étude, beaucoup peut être réalisé à l'aide des outils plus puissants et plus flexibles.

CHAPITRE 2: VUE GENERALE DE L'HETEROGEINITE DES SOLS : QANTIFICATION ET APPLICATION EN GEOTECHNIQUE

1 Introduction :

Tous les sols naturels sont très variables dans leurs propriétés et rarement homogènes. Ces propriétés varient principalement d'un point à l'autre dans le sol en raison de plusieurs causes, y compris l'environnement de dépôt, le degré d'altération, et l'environnement physique (Lumb, 1974; Elkateb et al, 2003a ; Jones et al, 2002).

Pour caractériser la variabilité spatiale des paramètres de sol, les outils mathématiques les mieux adaptés sont les fonctions des champs aléatoires. Un champ aléatoire peut être défini comme une famille de variables aléatoires spatialement corrélées ou de processus aléatoires. Les champs aléatoires ont été utilisés dans la modélisation et l'analyse des propriétés du sol. Deux approches sont présentées dans ce chapitre, globalement identiques, permettent d'identifier et de décrire la structure de la variabilité spatiale des sols : la méthode des champs aléatoires (Vanmarcke, 1977) et la méthode géostatistique (Matheron, 1965).

2.2 Les incertitudes des paramètres géotechniques

La variabilité est un contributeur majeur à l'incertitude dans l'analyse géotechnique. L'incertitude règne dans de nombreux aspects de l'ingénierie géotechnique notamment dans la caractérisation des propriétés du sol. Cette incertitude dans les propriétés géotechniques peut être formellement regroupée dans l'incertitude aléatoire et épistémique (Lacasse et Nadim, 1996).

L'incertitude aléatoire représente le caractère aléatoire naturel d'une propriété et, fonction de la variabilité spatiale de la propriété du sol. L'incertitude épistémique résulte d'un manque d'information et de lacunes dans la mesure et / ou le calcul; par exemple, l'erreur systématique résultant de facteurs tels que les méthodes de mesure de la propriété.

L'erreur humaine serait considérée comme une troisième source d'incertitude; cependant, il n'est généralement pas pris en compte dans les analyses d'incertitude, car il est difficile à isoler et ses effets sur la probabilité sont généralement

inclus dans les compilations de statistiques sur l'incertitude aléatoire (Jones, et al. 2002). Un schéma des sources d'incertitude dans les propriétés géotechniques des sols est illustré dans figure (2.1).

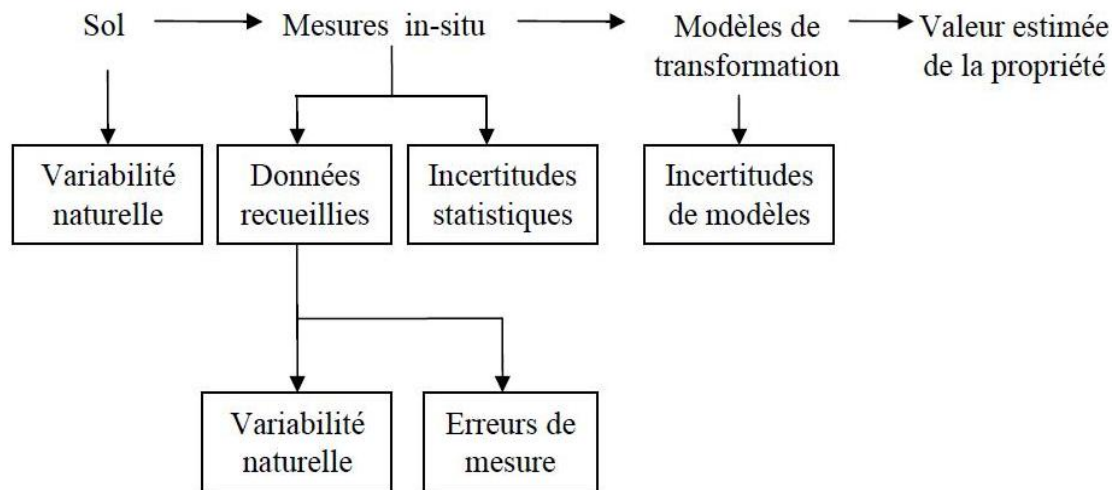


Figure 2. 1 : Types des incertitudes des propriétés du sol (Kulhawy, 1992)

Les outils classiques pour faire face à l'hétérogénéité du sol dans le domaine de l'ingénierie géotechnique font confiance au facteur de sécurité et de l'expérience local. Ceci est une mesure incompatible de la performance, ce qui a conduit à une large acceptation de la nécessité de développer des outils plus fiables pour intégrer l'hétérogénéité du sol dans un système plutôt quantitative prêt à la conception technique (Isukapalli SS, 1999, 1998)

Depuis, la performance de la structure géotechnique dépend extrêmement des propriétés locales dans un profil du sol, il est important de caractériser ce profil du sol d'une manière probabiliste (Vanmarcke , 1977) .

La caractérisation probabiliste des profils de sol fournit un format pour la quantification des informations géotechniques concernant les conditions du sol sur un site particulier, une base pour prédire la performance et la fiabilité d'une structure géotechnique et pour quantifier la probabilité de défaillance ou de rupture, et permet à un ingénieur géotechnicien d'évaluer de façon critique et comparer les différents enquête sur les lieux et des programmes d'essai et d'évaluer leur efficacité (Jaksa MB , 1995)

2.3 Moments statistique du second ordre : Moyenne, Ecart type, et coefficient de variation (COV)

Les techniques les plus répandues pour l'investigation sur la variabilité / incertitude impliquent l'utilisation combinée des probabilités et des statistiques (Lumb, 1974; Phoon et al. 1999,; Phoon et Kulhawy, 1996a, 1999b; Duncan, 2000; Baecher et Christian. 2003;; Fenton et Griffiths. 2002, Nadim F. 2007, Nobahar et al. 2000/2003,). Dans ces techniques, les paramètres sont modélisés comme des variables aléatoires. Une variable aléatoire (ou indépendant) est une quantité qui ne soit pas connu en raison de son caractère aléatoire. (Na et al, 2008, 2009).

La procédure implique généralement la définition des propriétés de matériau par leurs caractéristiques statistiques (principalement les premier et second moments): la moyenne, et la variance, qui définissent la fonction de densité de probabilité et le coefficient de variation, COV. La moyenne d'un ensemble de données est la somme des points de données dans l'ensemble de données divisé par le nombre total de points. La variance d'une variable aléatoire est la valeur moyenne du carré de l'écart de cette variable de sa valeur moyenne. La moyenne est la mesure la plus courante pour le centre d'un ensemble de données.

La variance est une mesure de la dispersion autour de la valeur moyenne d'un ensemble de données. Des valeurs élevées de dispersion signifient une plus grande incertitude. Inversement, de faibles valeurs de dispersion autour de la moyenne signifient une faible incertitude. (Johari et Khoparast, 2013)

Les paramètres de moments statistique du seconde ordre en géotechnique ont été publiés par Kulhawy (1992), Cherubini et Giasi, (1993), Phoon et al., (1995), Lacasse et Nadim (1996), Phoon et Kulhawy (1999a), Duncan (2000), Jones, et al., (2002), Christian et Baecher (2003), Uzielli et al., (2007) (cité par Elkateb, (2000)), entre autres. Ces statistiques de moment publiées sont utiles à des fins de référence.

Ils ne devraient pas être utilisés pour la conception sans inconvénients pour les raisons suivantes (Dobry et al , 1982):

(a) Les statistiques de la plupart des paramètres géotechnique dépendent de l'état in-situ (qui est généralement pas indiqué dans les statistiques publiées);

(b) Dans la plupart des statistiques publiées, les méthodes et / ou procédures d'essai utilisées pour mesurer les paramètres ne sont pas indiqués (Liyanathirana et al, 2002), (Look BG, 2007). Il est possible de mesurer le même paramètre à l'aide des méthodes différentes et / ou des procédures conduisant à différentes valeurs de mesure que la mesure se produisent d'une manière différente; et

(c) Il est impossible de vérifier l'homogénéité du sol est à partir de laquelle les statistiques sont calculées. La connaissance de cela est nécessaire pour ces statistiques soient appliquées correctement dans les autres cas.

2.4 Distribution probabiliste

Les distributions de probabilité, et les moments sont les descripteurs statistiques de base d'une variable aléatoire. Ces descriptions peuvent être utilisées pour estimer la variabilité de la fonction de densité de probabilité du sol géotechnique (PDF) pour une variable aléatoire continue décrivant sa distribution de probabilité. Il existe un grand nombre de types de distribution utilisés en mathématiques et statistiques. Cependant , seuls quelques-uns sont utilisés dans l'ingénierie géotechnique , y compris normal, lognormal , exponentiel , gamma , uniforme et bêta (Ejezie at al, 1984, Rethati , 1988; Christian et Baecher , 2003; Eliadorani et Vaid 2005, Ang et Tan , 2007; Fenton et Griffiths , 2008) (cité par, Cetin at al, 2009).

Le processus de sélection d'une distribution de probabilité qui se rapproche de mieux d'un ensemble de données peut être accompli en utilisant de nombreuses approches et techniques. Deux techniques couramment utilisées : un histogramme des données et le choix d'une distribution qui semble mieux correspondre aux données. (Salloum t, 2008),

La qualité d'ajustement d'une distribution de probabilité choisie et ajustée aux données disponibles est testée au moyen d'un certain nombre d'approches. Ceux-ci comprennent des inspections visuelles , le test de chi deux (X^2), le Kolmogorov-Smirnov (Rethati , 1988; Christian et Baecher , 2003; Ang et Tan , 2007; Fenton et Griffiths 2008) .(cité par, Hayati et Moss, 2011).

les résultats des essais de laboratoire indiquent que la plupart des sols peuvent être considérés comme des variables aléatoires ayant une distribution normale ou

lognormale (Lumb , 1966; . Tan et al, 1993; Christian et Baecher , 2003; . Elkateb et al, 2003a). D'autres distributions comme la distribution bêta ont été utilisées par d'autres chercheurs (Ejezie et Harrop - Williams, 1984; 9 Rethati , 1988; Christian et Baecher , 2003; Elkateb et al. , 2003a). (cité par, Phoon KK, 2008).

Toutefois, les distributions de probabilité de meilleur ajustement pour les paramètres géotechniques sont connues pour être principalement les ensembles de données dépendant, en grande partie du type de sol et des essais in situ. Compte tenu du fait que les distributions de probabilités sont à la fois des paramétrées spécifique au site, il est impossible de sélectionner des distributions de meilleur ajustement des paramètres du sol à l'avance. Pour les raisons de ce qui précède, plusieurs auteurs ont publié des distributions de probabilités de meilleur ajustement, tels que Corotis et al. , (1975), Lacasse et Nadim (1996), et Nadim (2007) qui ne devraient pas être acceptées sans réserve

2.5 Corrélation dans les paramètres du sol

Dans la pratique de l'ingénierie géotechnique, l'utilisation des corrélations et des relations empiriques fournit un moyen rapide, rentable pour prédire la valeur de certains paramètres en fonction de la valeur de certains autres (peut-être plus faciles à déterminer) les paramètres fournis les corrélations appropriées sont employées. Dans l'analyse probabiliste, la quantification de la corrélation entre deux ou plusieurs propriétés du sol fournit une évaluation plus réaliste de l'incertitude dans les paramètres de conception et une indication du degré d'indépendance entre les paramètres (Rethati, 1988; DeGroot , 1996; . Uzielli et al, 2007). (Cité par, Ahmed A, 2012).

La corrélation entre deux ou plusieurs propriétés du sol a été montré être dépendante à des degrés variables du type de sol, la méthode de l'essai utilisée pour obtenir la valeur numérique du paramètre lui-même et l'homogénéité du sol (Uzielli et al. , 2007). Un grand nombre de corrélations entre les propriétés du sol ont été publiés. Une publication par Kulhawy et Mayne (1990) présente plus de 50 de ces corrélations

Étudier la corrélation entre deux ou plusieurs variables aléatoires ou statistiques, c'est étudier l'intensité de la liaison qui peut exister entre ces variables. Dans le cas de deux variables, il s'agit de la régression linéaire. Une mesure de cette corrélation est obtenue par le calcul du coefficient de corrélation linéaire (noté R ou ρ). Ce coefficient

est égal au rapport de leur covariance et du produit non nul de leurs écarts type:
(Cherubini et al, 1993), (Schultze E, 1972)

$$R = \frac{C_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (2.1)$$

Le coefficient de corrélation peut prendre les valeurs zéro, positif ou négatif. Il est compris entre -1 et 1.

- Si $R = 1$, les données sont parfaitement alignées sur une droite de pente positive ;
- Si $R = 0$, les données ne sont pas corrélées ;
- Si $R = -1$, les données sont parfaitement alignées sur une droite de pente négative.

Smith (1981) propose les approximations suivantes pour des valeurs de R entre 0 et 1.

- Si $|R| \geq 0.8$ Il existe une forte corrélation entre X et Y, on peut les considérer complètement dépendants
- Si $0.2 \leq |R| \leq 0.8$ Il existe une corrélation entre X et Y
- Si $|R| \leq 0.2$ Il existe une faible corrélation entre X et Y, et on peut les considérer indépendantes.

La Figure (2.2) présente les représentations des différentes valeurs que peut prendre le coefficient de corrélation.

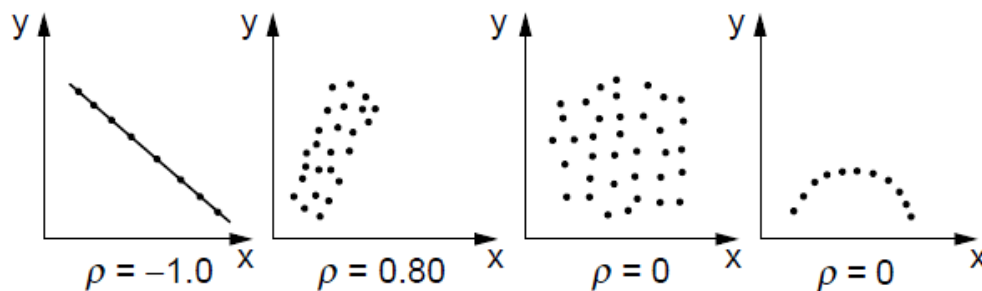


Figure 2. 2 : Exemple des coefficients de corrélation (Harr, 1987)

2.6 Analyse de la variabilité spatiale

Les techniques de base du second moment pour la caractérisation de l'incertitude dans les paramètres géotechniques discutés ci-dessus ne tiennent pas compte de la variabilité spatiale des paramètres. Les paramètres géotechniques sont

connus pour montrer la dépendance à la fois latéralement et en profondeur. Ils varient dans l'espace avec une plus grande tendance à être similaires en valeur à des points très voisins qu'aux points largement espacés. (Lacasse et Nadim, 1996; Jones, et al, 2002; Uzielli , et al ., 2007) . (Chiasson et al, 1995), (Esposito at al, 2002), (Fredlund et al, 1972), (Huber M, 2013), (Lumb p, 1966), (Smith L, 1981), (Soulie et al, 1990)

Il est possible de modéliser la variabilité spatiale d'un dépôt de sol dans toutes les directions en détail. Cependant, cela nécessite un nombre important d'extrapolation de mesures de sorte qu'il est impossible de réaliser dans la pratique. Pour combler cette lacune dans la connaissance, l'hypothèse du caractère aléatoire de la variation des propriétés du sol est généralement adopté (Baecher , 2003)

Les propriétés du sol ne varient pas de façon aléatoire dans l'espace. Ils varient progressivement et suivent un modèle qui peut être quantifiée en utilisant des structures de corrélation spatiale, où les propriétés du sol sont traitées comme des variables aléatoires (Elkateb,l. 2003).

La connaissance du comportement spatial des propriétés du sol est souvent primordiale dans l'analyse géotechnique et de conception pour les raisons suivantes (Cherubini et Vessia, 2007; Uzielli, et al. 2007) :

(a) la conception géotechnique est basée sur la caractérisation du site , dont l'objectif est de décrire la variation spatiale des paramètres intrinsèque et mécaniques du sol. (Spanos et Ghanem, 1989), (Spry et al, 1988).

(b) les valeurs des paramètres dépendent eux-mêmes très souvent sur les facteurs in situ (par exemple le niveau de contrainte, OCR, etc) qui sont liés à la localisation spatiale ; et

(c) à grande échelle les efforts de l'ingénierie tels que les barrages et les routes, il est généralement prévu que les caractéristiques du site hétérogènes seront révélés par des investigations à des endroits spatialement éloignés.

2.6.1 Théorie du champ aléatoire

La théorie du champ aléatoire, utilisée en géotechnique (Vanmarcke, 1977, 1983, Jaksa, 1995), est une extension à n dimensions de l'analyse classique de la série chronologique. Un

exemple géotechnique de la série chronologique est la mesure de la résistance de pénétration au cône qc avec la profondeur par l'essai CPT.

En d'autres termes, un champ aléatoire peut être perçu comme une famille paramétrique de variables aléatoires $X(t)$, où $t = (t_1, t_2, \dots, t_n)$ est une localisation de coordonnées (t_1, t_2, \dots, t_n) dans l'espace des paramètres (Benjamin et al, 1970). Il est à noter que le champ aléatoire peut être continu ou discret par rapport à chaque paramètre t_1, t_2, \dots, t_n et que d'autre part on parle d'état continu ou discret d'un champ stochastique selon que la variable aléatoire définie pour un ensemble fixé de paramètres soit continue ou pas. (Sudret B, 2008), (Sudret et al, 2006)

2.6.1.1 Concept de champ aléatoire

Un espace probabilisé est un triplet $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ qui vérifie :

- Ω : est l'ensemble des états possibles du système étudié
- \mathfrak{F} : l'ensemble des états du système ayant un sens.
- P : est une loi de probabilité.

2.6.1.2 Champ aléatoire

Soit un espace de probabilité $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ et $D \in \mathbb{R}^d$ $Z: (D, \Omega) \rightarrow \mathbb{R}$. $(x, w) \rightarrow Z(x, w)$ est une fonction aléatoire Un champ aléatoire est une fonction de deux variables $Z(x, w)$ telles que pour tout $x \in D$, $Z(x, \cdot)$ est une variable aléatoire sur $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$ Chaque fonction $Z(\cdot, w)$ est une réalisation de la variable aléatoire. Dans ce qui suit Le champ aléatoire sera noté $Z(x)$. (Griffiths et al, 1993, 2000)

Pour une valeur donnée de x , on peut définir un événement A comme un ensemble de réalisation pour les quelle les n vecteurs aléatoire $Z(x)$ sont inférieurs ou égaux à une constante α (ne dépend pas de x) :

$$A = \{w, Z(x, w) \leq \alpha\} \quad (2.2)$$

La fonction de distribution de probabilité de $Z(x)$ est définie par :

$$F_{Z(x)}(\alpha) = P_{Z(x)}[Z(x) \leq \alpha] \quad (2.3)$$

Et la fonction de densité de probabilité sera :

$$f_{Z(x)(\alpha)} = \frac{\partial F_{Z(x)(\alpha)}}{\partial \alpha} \quad (2.4)$$

2.6.2 Représentation générale d'un champ aléatoire

Un champ aléatoire homogène $Z(x)$, où x est la variable espace, est caractérisé par les paramètres suivants (Figure 2.2): (Ghanem et Spanos, 1991)

- la valeur moyenne $\mu_Z(x)$
- l'écart type de la fluctuation $\sigma_Z(x)$, qui mesure le degré de déviation de la valeur actuelle $Z(x)$, par rapport à la valeur moyenne. La variation de la propriété du sol $Z(x)$ peut être représentée comme suit (Degroot and Baecher, 1993)

$$Z = \mu_Z(x) + \varepsilon(x) \quad (2.5)$$

Où $Z(x)$ est la valeur de la propriété du sol, $\mu_Z(x)$ est une fonction de tendance déterministe $\varepsilon(x)$ représente la fonction fluctuation autour de la fonction de tendance est une fonction aléatoire d'espérance nulle et de variance homogène. Elle représente des erreurs de mesure indépendantes. (Figure 2.3).

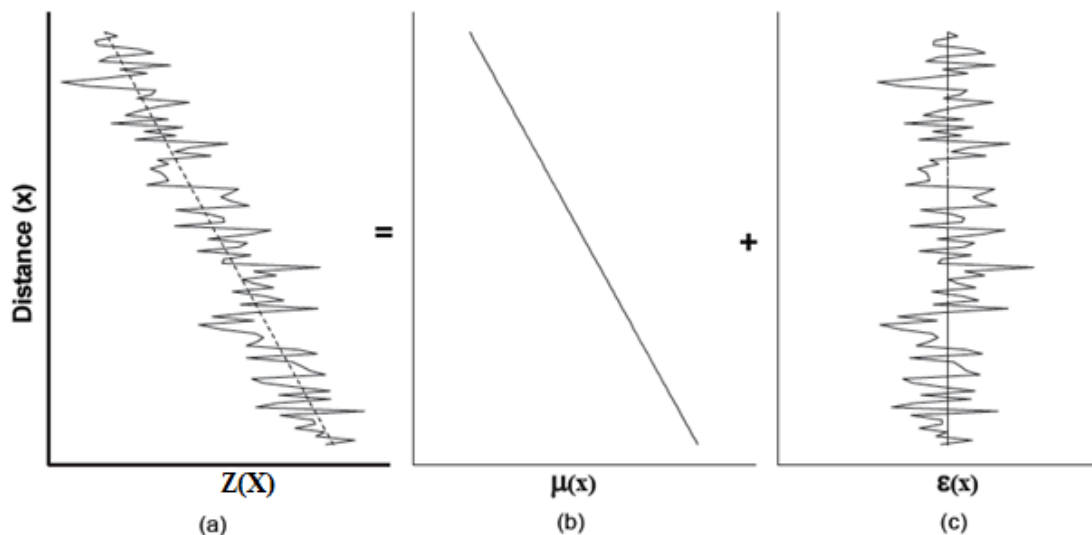


Figure 2.3 : Variabilité des propriétés du sol: théorie de champs aléatoire. (Fenton, 1999)

2.6.3 Classification des champs aléatoires

Les champs aléatoires ont été classés sur la base des propriétés statistiques ou de la dimension du champ (Vanmarcke et Grigoriu, 1983). (Cité par, Asaoka et Grivas, 1982, Assimaki et al, 2002, Bagheripour et al, 2012)

2.6.3.1 Classification suivant les propriétés statistiques

Les propriétés statistiques sont des valeurs représentatives d'un champ sur la base d'un ensemble de réalisations. Pour un champ aléatoire, les propriétés statistiques les plus importantes sont la moyenne, la variance et l'auto-covariance ou le coefficient de corrélation. (Huang et al, 2009). La moyenne est la mesure de la tendance

$$E[Z(x)] = \mu_x \quad (2.6)$$

La variance est une mesure du décalage moyen par rapport à la tendance

$$V[Z(x)] = E[(Z(x) - \mu_x)^2] = \sigma_x^2 \quad (2.7)$$

L'auto-covariance ou le coefficient de corrélation décrivent les dépendances moyennes des valeurs du champ aléatoire en deux positions différentes.

$$\begin{cases} \text{Cov}(Z(X_i), Z(X_j)) = E[(Z(X_i) - \mu_{x_i})(Z(X_j) - \mu_{x_j})] \\ \rho(Z(X_i), Z(X_j)) = \frac{\text{Cov}(Z(X_i), Z(X_j))}{\sigma_{X_i} \sigma_{X_j}} \end{cases} \quad (2.8)$$

Les propriétés statistiques sont utilisées pour classer un champ aléatoire comme un champ homogène ou non homogène.

2.6.3.2 Champ aléatoire homogène

Un champ aléatoire est dit homogène lorsque les valeurs statistiques de point sont constantes et les valeurs statistiques entre deux points dépendent uniquement de la distance entre les points.

$$\begin{cases} E[Z(x)] = \mu \\ Var [Z(x)] = \sigma^2 \\ Cov[Z(X_i), Z(X_j)] = \sigma^2 \rho(\tau) \end{cases} \quad (2.9)$$

τ : Étant la distance entre les deux points X_i et X_j . Lorsque les valeurs des propriétés statistiques entre deux points, l'auto-covariance et la fonction de corrélation sont de la valeur absolue de la distance les points, le champ est dit isotrope. (Huang et al, 2007)

2.6.3.3 Champ aléatoire non homogène

Un champ aléatoire est dit non homogène lorsque les valeurs des propriétés statistiques de point ou entre points dépendent de la position. En particulier, ces valeurs sont données par :

$$\begin{aligned} E[Z(x)] &= \mu(x) \\ Var [Z(x)] &= \sigma^2(x) \\ Cov[Z(X_i), Z(X_j)] &= \sigma^2 \rho(x_i, x_j) \end{aligned} \quad (2.10)$$

Un champ aléatoire non homogène peut être décomposé en une série de champ homogène. Dans une classification suivant la dimension du champ, quatre possibilités existent : unidimensionnel, bidimensionnel, tridimensionnel et espace-temps.

2.6.4 Fonction de corrélation d'un champ aléatoire

La fonction de corrélation entre points est une mesure de la similitude entre les valeurs du champ en deux positions. C'est le reflet de l'effet de la distance de séparation sur les valeurs du champ en deux positions. Cette fonction indique que les valeurs d'un champ à deux points rapprochés sont susceptibles d'être semblables tandis que les valeurs pour des points éloignés sont susceptibles d'être indépendantes. (Shinozuka et Deodatis, 1988)

La fonction d'auto-corrélation est une caractéristique qui doit être caractérisée pour le champ. On peut définir la fonction de corrélation sous la formule suivante

$$\rho(\tau) = \frac{Cov[Z(x), Z(x + \tau)]}{\sigma_{Z(x)} \sigma_{Z(x+\tau)}} \quad (2.11)$$

Le graphique obtenu en reportant la valeur de la fonction de corrélation en fonction de la distance τ est appelé diagramme d'auto-corrélation, ensuite ajouter une fonction continue sur les points calculés qui peut être de type exponentielle, sphérique, gaussienne, ...etc. La courbe obtenue peut être modélisée, dans l'objet d'une utilisation en simulation numérique.

La fonction de corrélation tends vers zéro à partir d'une certaine distance τ . On considère alors, qu'au-delà cette distance, les mesures ne sont plus corrélées ; cette distance est appelée longueur de corrélation.

2.6.4.1 Séparabilité

La structure d'auto- corrélation d'un champ aléatoire est dite séparable si la fonction d'auto- corrélation peut être écrite comme le produit des fonctions d'auto corrélation pour chacune des directions spatiales du champ (x, y et z),

$$\rho(\tau_x, \tau_y, \tau_z) = \rho_x(\tau_x) \cdot \rho_y(\tau_y) \cdot \rho_z(\tau_z) \quad (2.12)$$

Où τ_x, τ_y et τ_z sont les distances relatives entre deux points du champ. La structure d'auto-covariance peut être aussi partiellement isotrope, par exemple en fonction des directions horizontale du champ.

$$\rho(\tau_x, \tau_y, \tau_z) = \rho_{xy}(\tau_x, \tau_y) \cdot \rho_z(\tau_z) \quad (2.13)$$

2.6.4.2 Isotropie

La structure d'auto- corrélation est dite isotrope si l'auto- corrélation dépend des distances euclidiennes entre les points du champ, au lieu des coordonnées

$$\rho(\tau_x, \tau_y, \tau_z) = \rho(\sqrt{\tau_x^2 + \tau_y^2 + \tau_z^2}) \quad (2.14)$$

La structure d'auto- corrélation peut être aussi partiellement isotrope, par exemple en fonction des directions horizontale du champ

$$\rho(\tau_x, \tau_y, \tau_z) = \rho(\sqrt{\tau_x^2 + \tau_y^2}, \tau_z) \quad (2.15)$$

L'isotropie implique que la fonction d'auto- corrélation est invariante vis-à-vis d'une transformation orthonormée des coordonnées du champ.

2.6.4.3 Ergodicité

Un concept de modélisation important concernant les statistiques d'un champ aléatoire est l'ergodicité. L'ergodicité implique la stationnarité. Un champ aléatoire est ergodique (dans un sens général) si chacun des paramètres statistiques peut être déduit à partir d'une seule réalisation du champ. Usuellement, seuls certains paramètres statistiques sont requis. Le concept d'ergodicité peut, ainsi, être défini en fonction de ces paramètres. Par exemple, on peut citer l'ergodicité dans la valeur moyenne.

$$\mu = E[Z(x)] = \lim_{\Omega \rightarrow \infty} \frac{1}{\Omega} \iint_{\Omega} Z(x) dx \quad (2.16)$$

2.6.4.4 stationnarité

C'est l'hypothèse la plus courante est l'hypothèse de stationnarité

a) Stationnarité au sens strict

Un champ aléatoire est dit stationnaire au sens strict si la loi de variation est invariante par translation. Cette stationnarité est rare en mécanique de sol car elle suppose sur une homogénéité très forte.

b) Stationnarité du second ordre

On dit que $Z(x)$ est stationnaire du second ordre si ses moments du second ordre sont invariante dans toute translation de l'axe x sur lui-même. Alors la covariance $Cov[Z(X_i), Z(X_j)]$ ne dépend que de $X_i - X_j = \tau$

2.7 Théorème de la limite centrale

Il a été démontré que la fonction de distribution de probabilité d'une somme de plusieurs variables aléatoires converge vers une distribution normale quand le nombre de variables formant la somme tend vers l'infini.

Ce théorème pourrait souvent justifier à lieu seul l'utilisation de la loi normale pour faire des estimations de probabilité sur des lois inconnues a priori. Mais dont on peut admettre qu'elles résultent d'un processus additif impliquant un grand nombre de paramètre aléatoire.

2.8 Modélisation probabiliste de variabilité spatiale de sol

2.8.1 Principe de la modélisation (Vanmarcke, 1983)

Pour visualiser la variation spatiale dans une direction donnée et caractériser les variation locale autre tendance moyenne, Vanmarcke utilise l'échelle de fluctuation θ , qui mesure la distance dans laquelle $Z(x)$ montre une corrélation relativement grande d'un point à autre. De faibles valeurs de θ . Impliquent une fluctuation rapide autour de la moyenne, alors que de larges valeurs de ce paramètre suggèrent une variation lente. La première étape dans la modélisation est la discrétisation spatiale des champs aléatoire.

2.8.1.1 Discrétisation des champs aléatoire

Pour tenir compte de la variabilité des sols et pour son introduction dans un modèle de calcul, il est nécessaire de ramener les champs aléatoires continus à un nombre limité de variables aléatoire. Ce processus est connue sous le nom de discrétisation des champs aléatoires, il existe plusieurs discrétisation possible, citons entre autres :

- Discrétisation en point centraux ;
- Discrétisation en moyen locale ;
- Discrétisation par interpolation.

Vanmarcke, (1983) a utilisé le processus des moyens locale (Figure2.4), le processus a été appliqué à des champs aléatoire unidimensionnel et des champs multidimensionnels, l'approche est basé sur l'hypothèse de la stationnarité de la fonction aléatoire $Z(x)$.

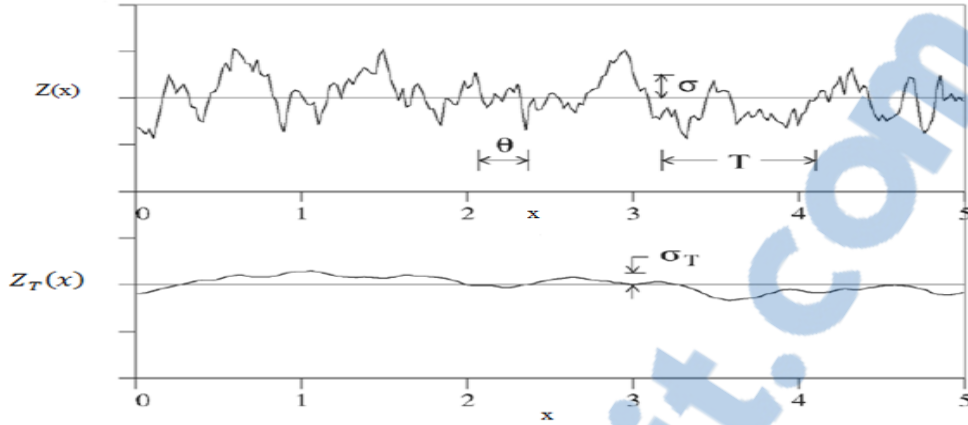


Figure 2. 4 : Discretisation du champ aléatoire en moyenne locale (Fenton,1999).

2.8.1.2 Fonction de variance

Elle représente la variation de la variance locale d'une moyenne spatiale $Z_T(x)$ en fonction de l'intervalle T pour lequel la moyenne a été évaluée. La moyenne locale est définie $Z_T(x)$:

$$Z_T(x) = \frac{1}{T} \int_{x-\frac{T}{2}}^{x+\frac{T}{2}} Z(\xi) d\xi \quad (2.17)$$

Où $Z(x)$: est un processus aléatoire stationnaire de moyenne μ et de variance σ^2 . T : représente la distance moyenne.

On a :

$$E[Z_T(x)] = E\left[\frac{1}{T} \int_{x-\frac{T}{2}}^{x+\frac{T}{2}} Z(\xi) d\xi\right] \quad (2.18)$$

$$E[Z_T(x)] = \frac{1}{T} \int_{x-\frac{T}{2}}^{x+\frac{T}{2}} E[Z(\xi)] d\xi = E[Z(x)] = \mu \quad (2.19)$$

La variance de $Z_T(x)$ est :

$$\text{var}[Z_T(x)] = E[(Z_T(x) - E[Z_T(x)])^2] \quad (2.20)$$

On a $E[Z_T(x)] = \mu$:

$$\text{var}[Z_T(x)] = E[(Z_T(x) - \mu)^2] \quad (2.21)$$

En raison de la stationnarité, les limites de l'intégrale peuvent être changées en n'importe quel domaine de longueur T sans changer l'espérance, nous utilisant le domaine $[0, T]$ pour la simplicité :

$$\text{Var}[Z_T(x)] = \sigma^2_T = E \left[\frac{1}{T} \int_0^T [Z(\xi) - \mu] d\xi \cdot \frac{1}{T} \int_0^T [Z(\eta) - \mu] d\eta \right] \quad (2.22)$$

$$= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T E[[Z(\xi) - \mu][Z(\eta) - \mu]] d\xi d\eta \quad (2.23)$$

$$= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T \text{COV}_Z(\xi - \eta) d\xi d\eta \quad (2.24)$$

$$= \frac{\sigma^2}{T^2} \int_0^T \int_0^T \rho_z(\xi - \eta) d\xi d\eta \quad (2.25)$$

$$= \sigma^2 \gamma(T) \Rightarrow \gamma(T) = \frac{\sigma^2_T}{\sigma^2} \quad (2.26)$$

Où $\text{COV}_Z(\tau)$ est la fonction de covariance de $Z(x)$ et $\rho_z(\tau)$ la fonction de corrélation de $Z(x)$ Tels que $\text{COV}_Z(\tau) = \sigma^2 \rho_z(\tau)$.

$$\gamma(T) = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T \rho_z(\xi - \eta) d\xi d\eta = \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{\tau}{T}\right) \rho_z(\tau) d\tau \quad (2.27)$$

La relation entre $\rho_z(\tau)$ en fonction de $\gamma(T)$ est obtenus par la fonction différentielle :

$$\rho_z(\tau) = \frac{1}{2} \frac{d^2}{d\tau^2} [\tau^2 \gamma(T)] \quad (2.28)$$

$\gamma(T)$ est par finition la fonction de variance de processus aléatoire $Z(x)$ qui mesure la réduction de la variance σ^2 , elle possède les propriété suivante :

$$\gamma(T) \geq 0 \quad (2.29)$$

$$\gamma(0) = 1 \quad (2.30)$$

$$\gamma(-T) = \gamma(|T|) = \gamma(T) \quad (2.31)$$

La fonction $\gamma(T)$ décroît de manière monotone avec T , présente une borne en $\gamma(0) = 1$, $\gamma(\infty) = 0$. Pour représentation des fonctions d'autocorrélation, on utilise

généralement des fonctions de décroissance exponentielle, pour chaque fonction d'autocorrélation on peut calculer la fonction de variance $\gamma(T)$ correspondante

- Modèle triangulaire : (utilisé dans notre étude)

$$\rho(\tau) = \begin{cases} 1 - \frac{|\tau|}{a}, & |\tau| \leq a \\ 0, & |\tau| \geq a \end{cases} \quad (2.32)$$

Et la fonction de variance correspondante :

$$\gamma(T) = \begin{cases} 1 - \frac{T}{3a}, & T \leq a \\ \frac{a}{T} \left(1 - \frac{T}{3a}\right), & T \geq a \end{cases} \quad (2.33)$$

- Modèle exponentiel simple, Autorégressive premier ordre AR (1) :

$$\rho(\tau) = e^{-\frac{|\tau|}{b}} \quad (2.34)$$

$$\gamma(T) = 2 \left(\frac{b}{T}\right)^2 \left(\frac{T}{b} - 1 + e^{-\frac{|T|}{b}}\right) \quad (2.35)$$

- Modèle exponentiel carré, ou Gaussien

$$\rho(\tau) = e^{-\left(\frac{|\tau|}{d}\right)^2} \quad (2.36)$$

$$\gamma(T) = \left(\frac{d}{T}\right)^2 \left[\sqrt{\pi} \frac{T}{d} + e^{-\left(\frac{T}{d}\right)^2} - 1 \right] \quad (2.37)$$

- Modèle Autorégressive second ordre AR (2) :

$$\rho(\tau) = \left[1 + \frac{|\tau|}{c}\right] e^{-\frac{|\tau|}{c}} \quad (2.38)$$

$$\gamma(T) = 2 \frac{c}{T} \left[2 + e^{-\frac{T}{c}} - 3 \frac{c}{T} (1 - e^{-\frac{T}{c}}) \right] \quad (2.39)$$

2.8.1.3 Échelle de fluctuation

L'échelle de fluctuation θ (appelée aussi distance de corrélation) peut être exprimé en terme de $\gamma(T)$, ou de $\rho(T)$, par définition, la fonction de variance $\gamma(T)$, converge vers δ/T quand T croît vers l'infini, On peut ainsi dire que θ est l'intégrale de $\rho(T)$ entre $-\infty$ et $+\infty$, (Vanmarcke, 1983). De faibles valeurs de θ impliquent une variation rapide autour de la moyenne, alors que de larges valeurs de ce paramètre suggèrent une variation lente (Figure 2.5).

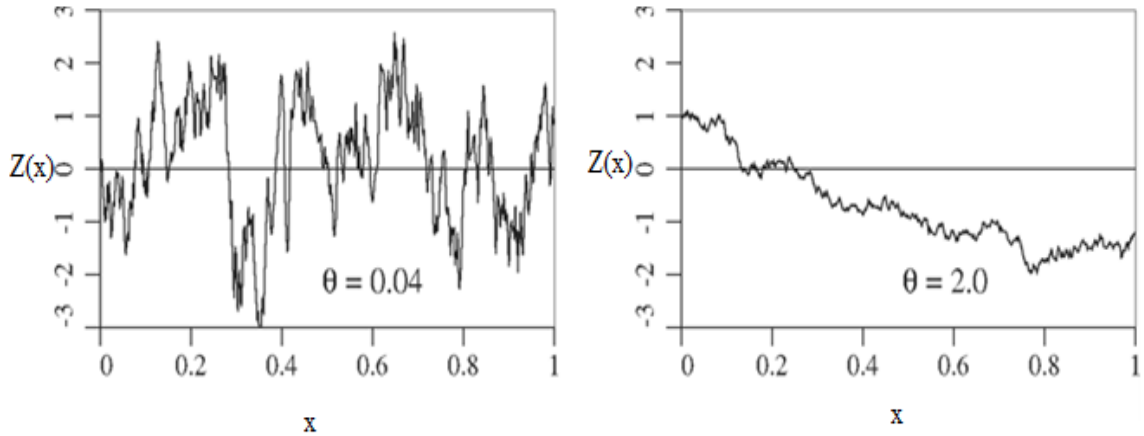


Figure 2. 5 : exemple de réalisation $Z(x)$ pour deux différentes échelles de fluctuation (Fenton. 1999)

$$\theta = \lim_{T \rightarrow +\infty} T \gamma(T) \quad (2.40)$$

$$\gamma(T) = \frac{\theta}{T}, \text{ quand } T \rightarrow \infty \quad (2.41)$$

La fonction de variance étant donnée par :

$$\gamma(T) = \frac{2}{T} \left[\int_0^T \rho(\tau) d\tau - \frac{1}{T} \int_0^T \tau \rho(\tau) d\tau \right] \quad (2.42)$$

Comme τ doit avoir une valeur finie, cela suppose qu'au voisinage de l'infini $\gamma(T)$ serait proportionnel à $1/T$, la condition nécessaire pour que θ existe est :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T \tau \rho(\tau) d\tau = 0 \quad (2.43)$$

L'échelle de fluctuation sera donnée par :

$$\theta = 2 \int_0^{+\infty} \rho(\tau) d\tau = \int_{-\infty}^{+\infty} \rho(\tau) d\tau \quad (2.44)$$

Le tableau (2.1), présente les fonctions d'autocorrélation théorique.

Tableau 2. 1 : Les fonctions d'autocorrélation théorique utilisée pour déterminer l'échelle de fluctuation (Vanmarck, 1983)

Model	Fonction d'autocorrélation	Distance d'autocorrélation
Modèle triangulaire	$\rho(\tau) = \begin{cases} 1 - \frac{ \tau }{a} & \text{si } \tau \leq a \\ 0 & \text{si } \tau \geq a \end{cases}$	a
Modèle exponentiel simple, Autorégressive premier ordre	$\rho(\tau) = e^{- \tau /b}$	2b
Modèle Exponentiel carré, ou Gaussien	$\rho(\tau) = e^{-(\tau /c)^2}$	$\sqrt{\pi} \cdot c$
Autorégressive second ordre	$\rho(\tau) = e^{- \tau /c} \left(1 + \frac{ \tau }{d} \right)$	4d

τ : représente la distance qui sépare deux points du sol entre lesquels on cherche à déterminer la corrélation.(Figure 2.6).

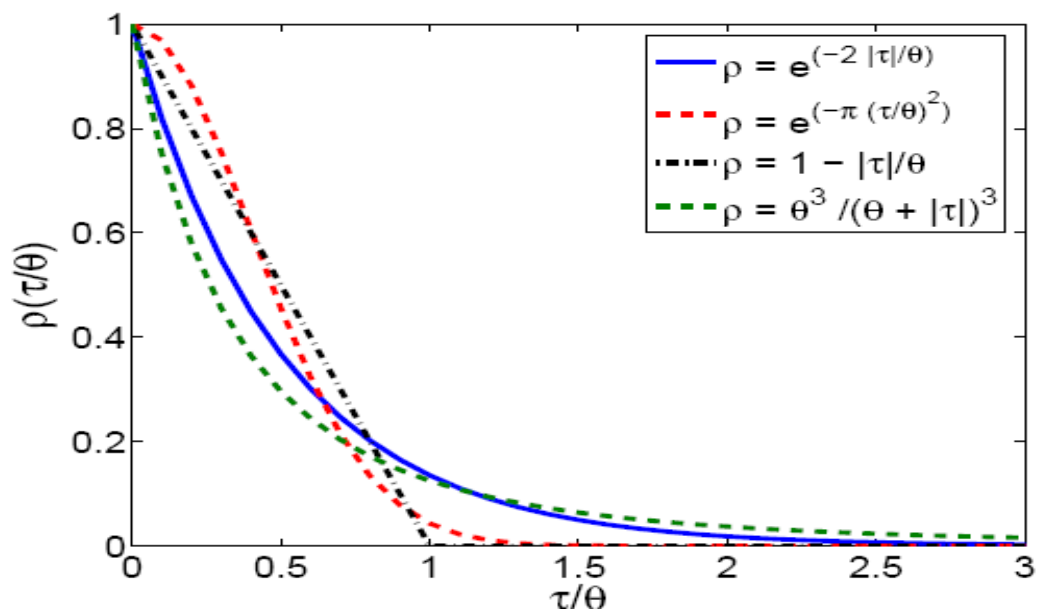


Figure 2. 6 : Modèles de fonction d'autocorrélation

2.8.2 Fonction de variance des processus aléatoire bidimensionnels :

La moyenne locale est définie par :

$$Z_A(x_1, x_2) = \frac{1}{A} \int_{x_1 - \frac{T_1}{2}}^{x_1 + \frac{T_1}{2}} \int_{x_2 - \frac{T_2}{2}}^{x_2 + \frac{T_2}{2}} Z_A(\xi_1, \xi_2) d\xi_1 d\xi_2 \quad (2.45)$$

où $Z_A(x_1, x_2)$: est un processus aléatoire stationnaire de moyenne μ et de variance σ^2 ,
 T_1, T_2 : représente la distance moyenne de x_1, x_2 respectivement $A = T_1 \cdot T_2$

On 'a :

$$Z_A = \frac{1}{A} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} Z_A(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \quad (2.48)$$

$$\text{On à } E[Z_A(x_1, x_2)] = \mu_z \quad (2.47)$$

$$\mu_{Z_A} = \frac{1}{A} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} E[Z_A(x_1, x_2)] dx_1 dx_2 = \mu_z \quad (2.48)$$

La variance de $Z_A(x_1, x_2)$ est :

$$\text{var}[Z_A(x_1, x_2)] = \sigma_A^2 = E[(Z_A(x_1, x_2) - \mu_z)^2] \quad (2.49)$$

$$\sigma_A^2 = \frac{1}{A^2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \int_0^{T_2} E[(Z_A(x_1, x_2) - \mu_z)(Z_A(\xi_1, \xi_2) - \mu_z)] d\xi_2 dt_2 d\xi_1 dt_1 \quad (2.50)$$

$$\sigma_A^2 = \int_0^{T_1} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \int_0^{T_2} \text{Cov}[(Z_A(x_1, x_2))(Z_A(\xi_1, \xi_2))] d\xi_2 dt_2 d\xi_1 dt_1 \quad (2.52)$$

$$\sigma_A^2 = \frac{\sigma_z^2}{A^2} = \int_0^{T_1} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \int_0^{T_2} \rho(x_1 - \xi_1, x_2 - \xi_2) d\xi_2 dt_2 d\xi_1 dt_1 \quad (2.53)$$

On peut ramener l'intégrale de quatre fois au double intégral :

$$\sigma_A^2 = \frac{\sigma_z^2}{A^2} \int_{-T_1}^{+T_1} \int_{-T_2}^{+T_2} (|T_1| - |\tau_1|)(|T_2| - |\tau_2|) \rho(\tau_1, \tau_2) d\tau_1 d\tau_2 \quad (2.54)$$

$$\sigma_A^2 = \sigma_z^2 \cdot \gamma(T_1, T_2) \quad (2.55)$$

Exemple de modèle exponentiel simple de fonction d'autocorrélations idimensionnelles

$$\rho(\tau_1, \tau_2) = \exp\left\{-\frac{2}{\theta}(|\tau_1| + |\tau_2|)\right\} = \exp\left\{\frac{-2\tau_1}{\theta_1}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{-2\tau_2}{\theta_2}\right\} \quad (2.56)$$

La structure de fonction d'autocorrélation d'un champ aléatoire est dite séparable c'est-à-dire

$$\rho(\tau_1, \tau_2) = \rho_1(\tau_1) \cdot \rho_2(\tau_2) \quad (2.56)$$

Où τ_1, τ_2 sont les distances relatives entre deux points du champ

$$\rho(\tau_1, \tau_2) = \exp\left\{\frac{-2\tau_1}{\theta_1}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{-2\tau_2}{\theta_2}\right\} \quad (2.57)$$

La fonction de variance correspondante :

$$\gamma(T_1, T_2) = \frac{\theta_1^2 \theta_2^2}{4T_1^2 T_2^2} \left[\frac{2|T_1|}{\theta_1} + \exp\left\{-\frac{2|T_1|}{\theta_1}\right\} - 1 \right] \left[\frac{2|T_2|}{\theta_2} + \exp\left\{-\frac{2|T_2|}{\theta_2}\right\} - 1 \right] \quad (2.58)$$

2.8.2 La géostatistique

Cela fait maintenant plus que quarante ans, G.Matheron-1962 a édité son ouvrage sur la géostatistique présentant un éclairage nouveau et original de l'estimation minière et recevant quelques années plus tard une base mathématique solide de la théorie des variables régionalisées (Matheron,1970). Depuis, des outils mathématiques de plus en plus puissants ont été construits dans le domaine de l'estimation minière et de la recherche pétrolière notamment.

Pleinement opérationnelle, la géostatistique, qui est en quelque sorte la version appliquée de la théorie (la paternité du terme et de la méthode revenant sans conteste possible à G.Matheron), a montré ses qualités dans d'autres domaines aussi divers que la météorologie, les sciences de l'eau, la sociologie.

Les premières études dans le domaine géotechnique ont débuté en mécanique des roches et l'on peut souligner les travaux de Pineau-1983, Ouellet-1987, Lapointe-1980 à ce sujet. L'une des premières applications développées en mécanique des roches concerne l'étude du gisement minier de Lorraine (Pineau-1983).

À la même époque, quelques approches de problèmes géotechniques ou de mécanique des sols ont vu le jour avec Soulie-1983 et 1984 ou Beacher-1984 en particulier. Ces différents travaux ont souligné à la fois sa puissance pour l'étude des structures naturelles, son efficacité dans l'estimation des paramètres mais aussi les dangers qu'il y a d'utiliser un outil alors que ses conditions d'applicabilité ne sont pas toujours remplies. (Bacconnet, 1991).

La géostatistique est basée sur des variables régionalisées ayant des propriétés qui sont en partie aléatoire et en partie spatiale et qui ont la continuité d'un point à (Clark, 1979). L'une des mesures statistiques de base de la géostatistique est le semivariogramme, qui est utilisé pour quantifier le degré de dépendance spatiale entre les échantillons le long d'une orientation spécifique et présente le degré de continuité de la propriété en question.

Le variogramme a été largement utilisé dans l'étude de la variabilité spatiale des paramètres géotechniques. Il a été utilisé par de nombreux chercheurs (Kelkar et Perez , 2002; Clark , 1979; Soulie , 1984; Clark et Harper , 2000; Jaksa et al ., 1993; Soulie et al ., 1990, Chiasson et al ., 1995; Baecher , 1984; Matheron , 1963; Elkateb et al , 2003a , 2003b ; . Meek , 2001; Nobre et Sykes , 1992; Jaksa et al , 1997, 2000 ; . McBratney et Webster, 1986; Pinnaduwa et al ., 2003; Phoon et al ., 2004; . Unlu et al, 1990, Bacconnet, 1991). Dans tous les cas, le variogramme a été utilisé en relation avec des données continues à intervalles rapprochés, réguliers et fixes, principalement des données du CPT (cité par Bacconnet, 1991)

Lorsqu'on mesure une caractéristique en un point, on peut considérer la valeur obtenue comme la réalisation d'une variable aléatoire en ce point. Il en est de même pour tous les points d'un site donné. On a donc un grand nombre (ou une infinité) de v.a. représentant conjointement un site. La géostatistique adopte ce point de vue et considère la distribution conjointe de toutes ces v.a.

Il y a deux étapes principales dans une étude géostatistique :

- ❖ identification des caractéristiques des v.a.. L'outil principal utilisé est le variogramme.
- ❖ utilisation de ces caractéristiques et des valeurs connues pour l'estimation optimale aux points (ou sur des volumes) non mesurés. La méthode utilisée est le krigeage.

L'objet d'une approche géostatistique est la modélisation d'une variable aléatoire variant de façon continue sur un domaine spatial fixé [Baillargeon 2005]. Dans cette

approche, la caractérisation et la modélisation de la dépendance spatiale de la variable étudiée sont réalisées au moyen d'un variogramme : le variogramme essaie de représenter l'idée que deux observations situées l'une près de l'autre doivent, en moyenne, se ressembler davantage que deux observations éloignées.

On considère une variable aléatoire $Z(\cdot)$, un domaine spatial D , et un échantillon de mesures $Z(s_1), Z(s_2), \dots, Z(s_n)$, où s_1, s_2, \dots, s_n représentent la position spatiale ou le site de réalisation des mesures. Le variogramme est un outil qui permet de caractériser la dépendance spatiale de la variable $Z(\cdot)$ sur le domaine D . On distingue le variogramme théorique et le variogramme expérimental.

2.82.1 Le variogramme théorique

Soit s et $s+h$ deux points séparés d'une distance h . Si $Z(s)$ et $Z(s+h)$ sont des variables aléatoires, alors la différence entre les valeurs prises par ces deux variables aléatoires $[Z(s) - Z(s+h)]$ est également une variable aléatoire dont on peut calculer la variance (carré de l'écart type). Cette variance devrait être plus petite lorsque les points sont rapprochés et plus grande lorsque les points sont éloignés. On appelle variogramme (ou $\gamma(h)$) la demi-variance de cette différence. Ainsi, le variogramme théorique est défini comme :

$$\gamma(h) = 0,5 \cdot \text{Var} [Z(s) - Z(s+h)] = 0,5 \cdot E [(Z(s) - Z(s+h))^2] \quad (2.60)$$

où Var et E représentent la variance et l'espérance respectivement, s correspond aux coordonnées et h est la distance entre les points. La figure (2.7) suivante montre deux exemples de variogrammes :

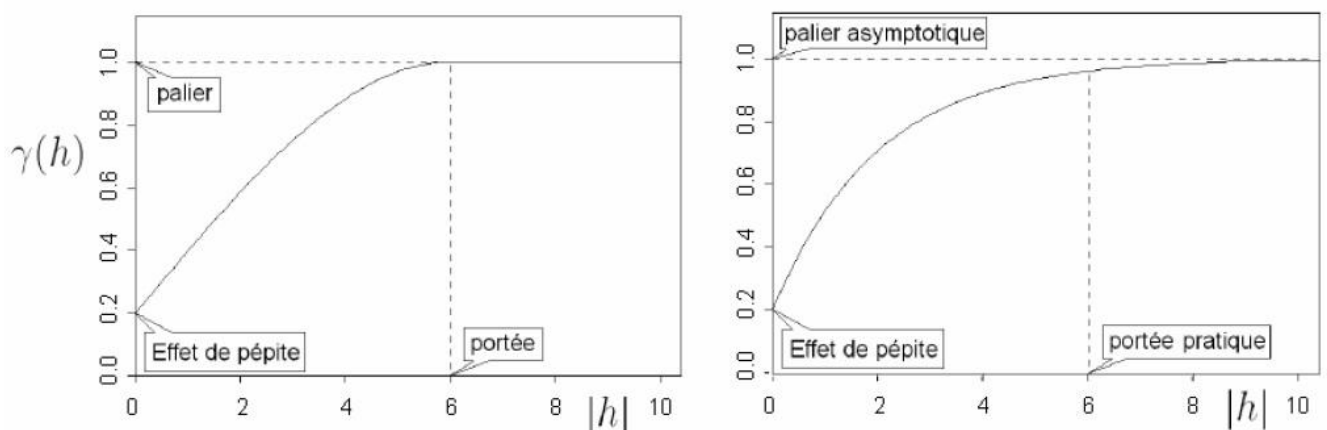


Figure 2.7 : Exemple de variogrammes [Baillargeon, 2005].

L'effet de pépité est défini comme la valeur que prend le variogramme $\gamma(h)$ lorsque h se rapproche de l'origine. Il s'agit d'une discontinuité, car $\gamma(0)$ est égal à 0. L'effet de pépité correspond à des variations sur une très petite échelle. Les erreurs de mesure ou les incertitudes sur les localisations spatiales sont également des sources de l'effet de pépité.

Lorsque h augmente, le variogramme peut ou non atteindre un plateau. L'atteinte d'un plateau indique qu'à partir d'une certaine distance, il n'y a plus de dépendance spatiale entre les données. Cette distance est nommée portée et le terme palier dénote la variance à laquelle le plateau se présente (Figure 2.6). Ce palier correspond à la variance de la variable $Z(\cdot)$. Si le palier est atteint asymptotiquement, la portée réelle est infinie. La portée pratique est définie par la distance à laquelle le variogramme atteint 95 % de la valeur de son palier.

2.8.2.2 Le variogramme expérimental

Le variogramme expérimental peut être construit à partir d'un échantillon de mesures localisées spatialement : $Z(s_1), Z(s_2), \dots, Z(s_n)$

La construction du variogramme expérimental comprend les étapes suivantes :

- réunir toutes les paires de sites (s_i, s_j) éloignées d'une distance h ;
- calculer les écarts $0.5 [Z(s_i) - Z(s_j)]^2$ par classe de distance ;
- résumer ces écarts selon une valeur moyenne calculée par classe de distance.

Le variogramme expérimental peut être représenté par l'expression suivante :

$$\gamma(h) = 0,5 (1/ |N(h)| \sum_{(i,j) \in N(h)} (z(s_i) - z(s_j))^2) \quad (2.61)$$

Où $N(h) = \{(i, j) \text{ tel que } |s_i - s_j| = h\}$ et $|N(h)|$ est le nombre de paires distinctes de l'ensemble $N(h)$. Le variogramme expérimental peut être finalement ajusté sur un modèle théorique. La forme de quelques modèles les plus couramment utilisés est présentée à la Figure (2.8).

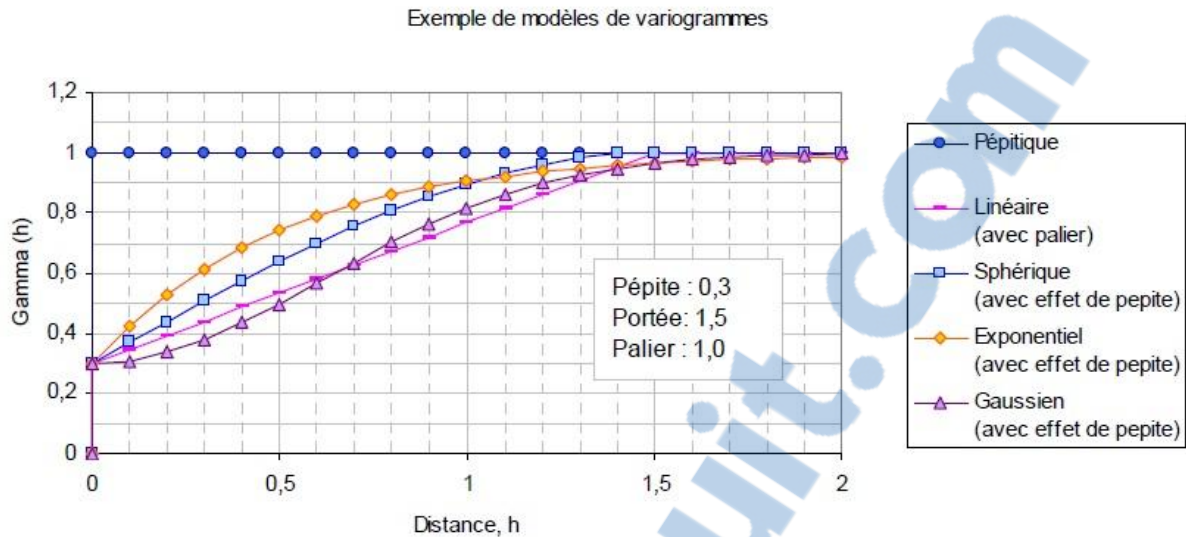


Figure 2. 8 : Exemples de modèles de variogrammes théoriques.

2.9 Conclusion

Un examen approfondi des différentes techniques mises au point pour faire face à l'hétérogénéité du sol a été présenté dans ce chapitre. Différentes approches développées pour gérer l'hétérogénéité lithologique du terrain dans le domaine de l'ingénierie ont été brièvement abordée. Différents éléments de sol inhérente variabilité spatiale, telles que la moyenne, la variance, les caractéristiques de corrélation spatiale, ainsi que leurs implications dans la conception géotechnique.

Différentes approches adoptées dans toute l'histoire de l'ingénierie géotechnique pour effectuer des analyses stochastiques des différentes applications géotechniques ont été soigneusement examinés et critiqués.

A partir de ce chapitre, on peut conclure qu'il existe un besoin pour une étude approfondie de l'hétérogénéité du sol qui prend en considération les différentes sources de non-homogénéité et leurs implications sur les différentes applications géotechniques. En outre, il est nécessaire de déterminer si oui ou non les résultats des analyses géotechniques stochastiques sont sensibles aux changements d'état in situ des contraintes. Enfin, le niveau des projets géotechniques des risques devrait être intégré dans un cadre de prise de décision de fournir des estimations des paramètres de sol représentatifs qui honorent l'hétérogénéité du sol détaillé.

CHAPITRE 3 : EVALUATION DU POTENTIEL DE LA LIQUEFACTION DES SOLS

3.1. Introduction

La liquéfaction des sols est un phénomène d'instabilité ou de perte de résistance qui peut avoir lieu sur un milieu généralement granulaire saturé ou partiellement saturé. Elle se manifeste par une augmentation de la pression interstitielle liée au comportement contractant du sol lors de l'application d'un chargement rapide (séisme, chocs, raz de marée, etc.). Le phénomène de liquéfaction est à l'origine d'une brusque instabilité des sols qui en s'écoulant sous l'effet de la pesanteur et les charges peuvent alors provoquer des dommages irréparables aux ouvrages et structures situés à proximité.

Il existe maintenant un accord acceptable sur l'identité du phénomène de liquéfaction, qui peut être résumée dans la définition proposée par Sladen et al. 1985, qui rejoint celle donnée par Seed, 1979, et par Castro et Poulos, 1977 : « La liquéfaction est un phénomène dans lequel une masse de sol perd un pourcentage important de sa résistance au cisaillement, sous l'action d'un chargement monotone ou cyclique, quasi statique ou dynamique, et s'écoule de manière semblable à un liquide jusqu'à ce que les contraintes de cisaillement aux quelles est soumis le matériau puissent être équilibrées par sa résistance au cisaillement réduite », (Idriss et Boulanger, 2008).

De nombreux cas d'écoulements, cités dans la littérature, dans les milieux des sols naturels et dans les Japon (1995), Chi-Chi, Taiwan (1999), Adapazari, Turquie (1999), Boumerdes, Algérie (2003), Christchurch, New Zealand (2011),... Ce chapitre, après définition du phénomène de liquéfaction des sols et présentation des cas historiques de liquéfaction passe en revue les facteurs influençant la liquéfaction des sables sous chargement de cisaillement monotone et cyclique. A la fin un aperçu sur l'application des méthodes probabiliste et fiabiliste pour l'étude de la liquéfaction des sols.

3.2 Définition de la liquéfaction

Il semblerait que Hazen, 1920, ait été le premier à utiliser le terme de liquéfaction pour décrire et expliquer le mode de rupture du barrage Calaveras en 1918 en Californie, où 700 000 m³ de sol constituant le pied amont du barrage ont été emportés sur une distance de 100 m sans aucune cause apparente. Hazen a expliqué ce phénomène par une concentration de pressions induite par un mouvement ou une déformation dans le matériau. Lorsque ceci se produit rapidement, l'eau contenue entre les pores est mise sous pression. L'augmentation continue de cette pression interstitielle conduit à une diminution des forces intergranulaires dans le sol (Figure 3.1), et le matériau perd toute sa résistance lorsque la pression interstitielle devient égale à la contrainte effective initiale. (Seed et Idriss, 1967)

Plusieurs cas de glissements de terrains, de ruptures de barrages, de digues, de structures en terre, parmi d'autres, ont été attribués à la liquéfaction. Tous ces phénomènes, concernant le comportement non drainé des sols, présentaient en commun un développement de la pression interstitielle sous l'action d'un chargement statique ou cyclique, dans des milieux non cohérents saturés.

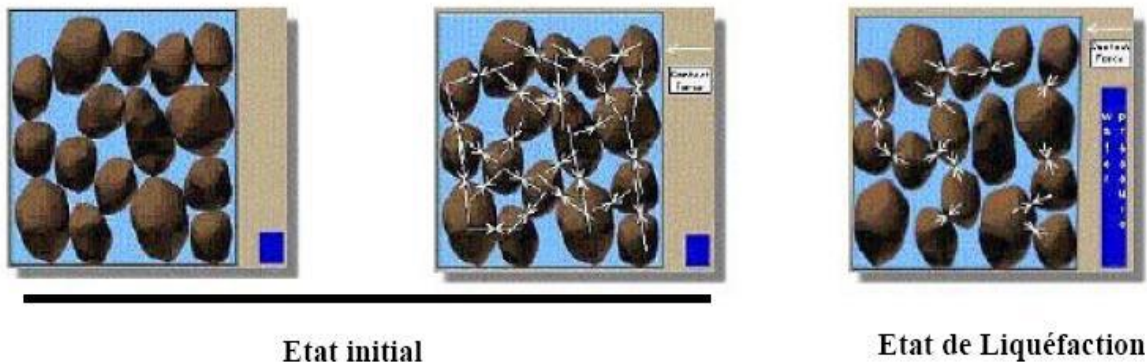


Figure 3. 1 : phénomené de la liquéfaction à l'échelle microscopique (Source internet)



Les études réalisées aux laboratoires et in situ ont permis de distinguer entre les principaux phénomènes suivants : l'écoulement de liquéfaction ou tout simplement liquéfaction, et la mobilité cyclique. Le phénomène de liquéfaction est connu sous le nom de liquéfaction statique ou cyclique respectivement lorsque le chargement provoquant le phénomène est monotone ou cyclique.(Al bawwab, 2005)

La liquéfaction statique est caractérisée par une perte importante et brutale de la résistance au cisaillement du massif de sol. C'est un phénomène d'instabilité caractéristique de matériaux granulaires, tels que les sables, lâches et saturés, ayant une tendance à la contractance sous cisaillement drainé. En conditions non drainées, cette tendance se traduit par une augmentation de la pression interstitielle qui conduit à la réduction des contraintes effectives.(Al-Bittar T, 2012)

La liquéfaction cyclique caractérise les sables lâches et très lâches contractants. C'est un mécanisme similaire à celui observé sous chargement monotone, et se définit par une augmentation progressive de la pression interstitielle au cours des cycles de charge-décharge sans augmentation considérable des déformations. Lorsque la pression interstitielle devient égale à la contrainte moyenne effective initiale, une chute brutale de la résistance au cisaillement se produit accompagnée par un développement rapide de grandes déformations.

La mobilité cyclique est un phénomène caractéristique de sables moyennement denses et très denses dilatants. Il se différencie de la liquéfaction par le fait que la rupture est produite par accumulation de déformations significatives, et non pas par une perte importante de la résistance au cisaillement.

Le phénomène de liquéfaction est moins fréquent que la mobilité cyclique, mais les conséquences sont plus désastreuses, étant donné qu'un volume plus important de sol peut être disloqué. En plus, ce phénomène peut se produire sans aucune cause apparente. Terzaghi, 1956 a employé le terme "spontaneous liquefaction" ou liquéfaction spontanée pour décrire le changement soudain de dépôts de sables d'un état solide à un état liquide, sous l'effet d'une légère perturbation.

Casagrande, 1975, Castro et Poulos, 1977 ont défini la liquéfaction comme la perte d'une grande partie de la résistance au cisaillement, d'un sable saturé, sous chargement monotone ou cyclique. La liquéfaction n'est donc pas nécessairement associée à une annulation totale des contraintes effectives. Selon Poulos et al. 1985, ce phénomène peut se produire aussi sous des sollicitations dynamiques, voire sismiques.

Il peut également se développer dans le cas de sables denses pour des niveaux très élevés de l'état de contraintes. Les cas de liquéfaction recensés dans la littérature ont été caractérisés par l'instantanéité du déclenchement, la vitesse élevée de propagation, et le volume très important de sols emportés sur des distances significatives. (Seed et Idriss, 1971)

3.3 Quelques exemples historiques de cas de liquéfaction

La liquéfaction des sols est un problème sérieux capable de causer des dégâts souvent irréparables, tant à des ouvrages existants qu'à de nouvelles constructions, ainsi la liquéfaction peut provoquer :

- ❖ Le basculement d'immeuble.
- ❖ la rupture des barrages (remblais hydraulique)
- ❖ la rupture des culées des ponts
- ❖ le tassement des dépôts de sable, le déplacement latéral du terrain

3.3.1 Barrage de Fort Peck (Liquéfaction statique des sables)

Le cas de barrage de Fort Peck est un exemple classique de la liquéfaction statique. La construction de barrage a été commencée en 1934 sur Missouri River au Montana, environ de 70 milles de sud de la frontière canadienne. Les sables de River et les sols alluviaux granuleux d'amont ont été pompés et déchargés des canalisations le long des bords extérieurs, de ce fait formant des plages inclinant vers la piscine de noyau central. La gradation en résultant du matériel déposé était du plus brut sur le bord externe au plus fin dans la piscine de noyau. La fondation s'est composé des sables alluviaux, graviers et argiles.

Un grand glissement s'est produit dans la coquille ascendante du barrage près de la fin de la construction en 1938 (Figure 3.2). À l'heure de la rupture du barrage était d'environ 60 m de haut avec une pente moyenne de 4H : 1V. La rupture s'est produite au-dessus d'une section de 500 m et a été précédé en enflant plus d'au moins 12 heures avant la rupture. À un moment donné après que ces contraintes initiales qu'une glissière d'écoulement a développées, avec les déplacements très grands (jusqu'à 450 m) et très à plat (pentes finale de 20H : 1V). L'aspect de la rupture était celui des blocs intacts dans une masse de matériel complètement perturbé. Il y avait des zones entre les îles du matériel intact qui ont semblé être en état rapide avec des ébullitions de sable évidentes. La Figure 3.2 montre une vue aérienne de la rupture de barrage de Fort Peck illustrant la nature du glissement et de la grande distance s'est déplacé.



Figure 3. 2 : Vue aérienne de la rupture de barrage de Fort Peck (corps de l'armée des États-Unis d'Ingénieurs, 1939, (Mike Jefferies et Ken Been, 2006)

3.3.2 Niigata, Japon (1964)

La ville de Niigata est située à l'estuaire des fleuves d'Agano et Shinano. Cet environnement géologique a engendré des dépôts de sables lâches avec une nappe phréatique peu profonde. La surface du sol dans ces espaces est relativement plate.

Durant le séisme de Niigata le 16 Juin, 1964 de magnitude 7.5 sur l'échelle de Richter, la liquéfaction a été observée dans les espaces près des rivières. Cette liquéfaction a été accompagnée par des ruptures de fondation, des effondrements des ouvrages de retenue et des épandages latéraux dans le sol ce qui a causé de sévères dommages dans plusieurs structures tels que les ponts, les bâtiments, les réseaux enterrés. Les séries de bâtiments d'appartements à Kawagishi-cho sont devenues très connues comme symbole des effets de la liquéfaction des sols (Figure 3. 3).

Lorsque la liquéfaction s'est produite, la résistance du sol sous fondations s'est réduite de sa valeur initiale, engendrant une capacité portante suffisante pour supporter les bâtiments, à la résistance résiduelle du sol liquéfié. Puisque la résistance résiduelle était inférieure à la contrainte de cisaillement imposée par le poids des bâtiments, la chute de la capacité portante du sol s'est produite engendrant de très grandes déformations.



Figure 3. 3 : Inclinaison des bâtiments d'appartements de Kawagishi-cho à Niigata au Japon dues à la chute de la capacité portante du sol par liquéfaction (Peter M. Byrne et al, 2008).

Le pont de Showa près de la rivière de Shinano s'est effondré, car lorsque la liquéfaction s'est produite, l'épandage latérale du sol a causé le déplacement du sol sous le lit de la rivière ce qui a imposé des pressions sur les pieux de fondation qui ont, par la suite, subi une déflexion et se sont déplacés (Figure 3.4).



Figure 3. 4 : Rupture du pont de Showa, à Niigata au Japon, dues à l'épandage latéral dans le sol (d'après Peter M. Byrne et al, 2008).

3.3.3 Adapazari Effets -Liquéfaction sur les fondations peu profondes

Domages aux édifices eu lieu tout au long Adapazari, Turquie, lors du séisme de Kocaeli 1999 (Figure 3. 5). Une cause majeure de dommages était la liquéfaction des récents dépôts alluviaux qui sous-tendu de grandes parties de la ville. Le résultat a été des colonies excessives et les échecs de capacité portante pour d'innombrables bâtiments, dont la plupart ont été pris en charge sur les fondations superficielles.



Figure 3. 5 : Dommage des édifices, Adapazani, Turki, 1999.

3.3.4 Port d'Island, Kobe, Japon (1995)

Le séisme de Hyogoken_Nambu en 1995 a causé des cas de liquéfaction, particulièrement dans les espaces récupérés tel que le port d'Island, à Kobe au Japon, Ce séisme était la cause de plusieurs dommages.(Figure 3.6) :



Figure 3. 6 : Le port d'Island, Kobe, 1995

3.3.5 Chi-Chi, Taiwan (1999)

Les sols en place sont constitués de couches de sol sableux très lâche susceptible à la liquéfaction et le niveau de la nappe phréatique varie de 0,5 m à 5 m de profondeur, ce qui justifie la liquéfaction survenue sur les lieux, après le séisme de Chi-Chi de magnitude 7,6 sur l'échelle de Richter (d'après Dr Hsein Juang, 2002), et qui a causé différents dommages (Figure 3.7 et Figure 3. 8).



Figure 3. 7 : Ebullitions de sable au Comté de Nantou en Taiwan (Dr Hsein, 2002).



Figure 3. 8 : Ebullitions de sable de Zhanghua (à droite) en Taiwan (Dr Hsein, 2002).

3.3.6 Boumerdes, Algérie (2003)

Le nord de l'Algérie est situé le long de la frontière entre les plaques Eurasia et Africa qui est une région sismique très active. Le séisme du 21 Mai 2003 à Boumerdes a été localisé le long de la marge nordique de l'Atlas Tellien. La faille de Zemmouri qui n'était pas connue auparavant était la source de ce séisme qui a causé des dommages significatifs dans la région entre Dellys et Alger. Le CRAAG (the Center of Research in Astrophysics, Astronomy and Geophysics) a localisé l'épicentre des secousses dans la mer Méditerranéenne. La magnitude locale était de 6.8 sur l'échelle de Richter, (D'après le EERI Earthquake Engineering Research Institute, Avril 2003). Lors de tremblement de terre majeur, des dommages importants sont liés au phénomène de liquéfaction des sols sableux, de faible cohésion et saturés en eau. Les glissements latéraux de sols légèrement inclinés entraînant des déplacements horizontaux pouvant atteindre plusieurs mètres est un phénomène courant.(Figure 3.9). Des preuves de liquéfaction ont été observées lors de cette mission. Elles se localisent dans les oueds et affectent principalement les abords de l'oued Isser, situé à une cinquantaine de kilomètres à l'est d'Alger. Il s'agit pour la plupart de phénomènes de glissement latéral. Ce phénomène se traduit par un déplacement horizontal des terrains avec apparition de larges fractures émissives, plurimétriques et parallèles au cours d'eau. Ces fractures affectent une zone large de plusieurs dizaines de mètres et le déplacement total devrait atteindre plus de 3 mètres. On observe au fond des ouvertures de la boue. Des éjections

de matière au travers de fissuration ont également été observées dans un champ en labour au voisinage immédiat de l'oued.



Figure 3. 9 : Liquéfaction du sol aux abords de l'oued Isser.

3.3.7 Christchurch, New Zealand (2011)

Le séisme de Christchurch (22 Février 2011) était d'une magnitude 6.3, le tremblement de terre qui a frappé la région de Canterbury en New Zealand, le séisme a

été centré sur deux kilomètres à l'ouest de la ville de Lyttelton, et 10 km au sud-est du centre de Christchurch. Il s'ensuit près de six mois après le tremblement de terre de Canterbury de magnitude 7.1 (4 Septembre 2010), qui a causé des dommages importants à Christchurch et la région centrale de Canterbury. Le séisme a provoqué des dommages étendus dans Christchurch, en particulier dans le centre-ville et des faubourgs de l'Est, avec des dégâts aggravés par les bâtiments et les infrastructures déjà affaiblies par le tremblement de terre de 4 Septembre 2010. Une liquéfaction significative affectée la banlieue Est.(Figure 3.10, et Figure 3.11).



Figure 3. 10 : Une camionnette conduit dans un trou causé par la liquéfaction, (Christchurch (2011))



Figure 3. 11 : Ebullitions de sable dues à la liquéfaction, après le tremblement de terre à Christchurch, New Zealand (2011)

3.4 Evaluation du potentiel de liquéfaction

Plusieurs méthodes ont été proposées pour l'évaluation du potentiel de liquéfaction et peuvent être divisées en trois catégories : méthodes des contraintes (Seed et Idriss (1971)), méthode de déformation (Dobry et al, 1982) et méthode énergétiques (Law et al 1990). Ces trois méthodes peuvent être implémentées en approche déterministe et probabiliste. La méthode déterministe pour l'évaluation du potentiel de liquéfaction donne la réponse oui ou non si le sol est liquéfiable ou non. L'approche probabiliste évalue la liquéfaction en termes de probabilité d'occurrence. L'avantage majeur des approches probabilistes, c'est que les incertitudes associées aux paramètres du sol sont quantifiées. (Martin et al, 1975)

3.4.2 Méthode de contraintes cycliques

La méthode des contraintes pour évaluer le potentiel de liquéfaction, initiée par Seed et Idriss (1967), a été largement utilisée (par exemple, Seed et Idriss 1971, Shibata 1981, Tokimatsu et Yoshimi 1983, Seed et al. 1985, Youd et al. 2001, Cetin et al. 2004, Idriss et Boulanger 2004, Lenz et Baise 2007, Jafarian et al. 2013, Benahchilif et al, 2004 et Ahmadi et Paydar 2014, Ayad et al 2014, Uyanik et al. 2013, Vaid et al. 1981/1990/1985). L'idée de base, telle qu'adoptée par de nombreux chercheurs, est de comparer les rapports des contraintes cycliques (CSR) avec les rapports de résistance cyclique (CRR) du sol.

3.4.1.1 Le rapport de la contrainte cyclique (*Cyclic Stress Ratio*), *CSR*.

La contrainte de cisaillement développée à la profondeur du sol h à l'instant t due à la propagation verticale des ondes de cisaillement peut être calculée comme suite :

$$\tau(t)_{rigide} = \frac{\gamma \cdot h}{g} a(t) \quad (3.1)$$

Si la masse de sol au-dessus de la profondeur h est supposée rigide, $a(t)$ est l'accélération à la surface du sol à l'instant t , γ est le poids volumique du sol, et g est l'accélération de la pesanteur. (Hynes et Olsen, 1998)

En raison du fait que le sol se comporte comme un corps déformable, comme le montre la Figure 3.12, la contrainte de cisaillement réelle développée sera inférieure à celle

prévue par l'équation (3.1), pour une valeur donnée de l'accélération à la surface du sol, $a(t)$. Un facteur de réduction des contraintes, r_d , doit être incorporé dans l'équation.

Pour calculer le facteur r_d plusieurs modèles ont été proposés. Lia et Whithman (1986) ont proposés les relations suivantes :

$$\begin{aligned} r_d &= 1 - 0.00765 \cdot d \quad \text{pour } d < 9.15m \\ r_d &= 1.174 - 0.0267 \cdot d \quad \text{pour } 9.15m < d \leq 20m \end{aligned} \quad (3.2)$$

Avec d est la profondeur du sol en mètre.

Ces équations donnent une valeur moyenne de r_d et sont présentées sur la Figure (3.13) avec l'intervalle des valeurs proposées par Seed et Idriss (pour les premiers 15m de profondeur). (Idriss et Boulanger, 2004)

Comme alternative pour l'équation (3.2), Blake (1999) propose une seule équation pour le calcul de r_d :

$$r_d = \frac{1 - 0.4113 \times Z^{0.5} + 0.04052 \times Z + 0.001753 \times Z^{1.5}}{1 - .4177 \times Z^{0.5} + 0.05729 \times Z - 0.006205 \times Z^{1.5} + 0.001210 \times Z^2} \quad (3.3)$$

Au japon, r_d est simplement pris égal à : $r_d = 1 - 0.0015Z$

Les facteurs influençant r_d à considérer dans les petits projets sont la profondeur et les valeurs moyennes obtenues par les équations proposées. En général, la méthode simplifiée n'est pas vérifiée pour des profondeurs supérieures à 15m. C'est ainsi que pour des projets importants, les valeurs de r_d sont à discuter. La réévaluation des données et de leur interprétation ont amené Idriss (1999) à proposer les expressions suivantes (Figure 3.13)

$$r_d = \exp(\alpha(z) + \beta(z)M_w) \quad (3.4)$$

Avec :

$$\begin{aligned} \alpha(z) &= -1.012 - 1.126 \sin\left(\frac{z}{11.73} + 5.133\right) \\ \beta(z) &= 0.106 + 0.118 \sin\left(\frac{z}{11.28} + 5.142\right) \end{aligned} \quad (3.5)$$

Un système de calcul de la moyenne pondérée est nécessaire pour convertir les formes irrégulières de l'histoire temps des contraintes de cisaillement sismiques en série équivalente plus simple des contraintes cycles uniformes. En pondération appropriée des cycles de contraintes individuelles fondées sur des données d'essais en laboratoire, il a été constaté que

l'amplitude raisonnable à choisir pour la «moyenne» ou de contrainte uniforme équivalent, τ_{av} , est d'environ 65% de la contrainte de cisaillement maximale τ_{max} ,

$$\tau_{av} \approx 0.65 \cdot \frac{\gamma \cdot h}{g} \cdot a_{max} \cdot r_d \quad (3.6)$$

Où a_{max} est l'accélération maximale à la surface du sol. Une variété de méthodes de normalisation peut être ensuite utilisée pour convertir les série irréguliers des cycles contraintes de cisaillement cycliques à un nombre "équivalent" de cycles uniformes avec une amplitude τ_{av} .

Le rapport de contrainte cyclique, CSR, telle que proposée par Seed et Idriss (1971), est définie comme la contrainte de cisaillement cyclique moyenne, τ_{av} , développée sur une surface horizontale des couches de sol dues à la propagation verticale des ondes de cisaillement normalisée par la contrainte initiale verticale effective, σ'_v , pour incorporer l'augmentation de la résistance au cisaillement due à l'augmentation de la contrainte effective.

$$CSR = \frac{\tau_{av}}{\sigma'_v} = 0.65 \cdot \frac{a_{max}}{g} \cdot \frac{\sigma_v}{\sigma'_v} \cdot r_d \quad (3.7)$$

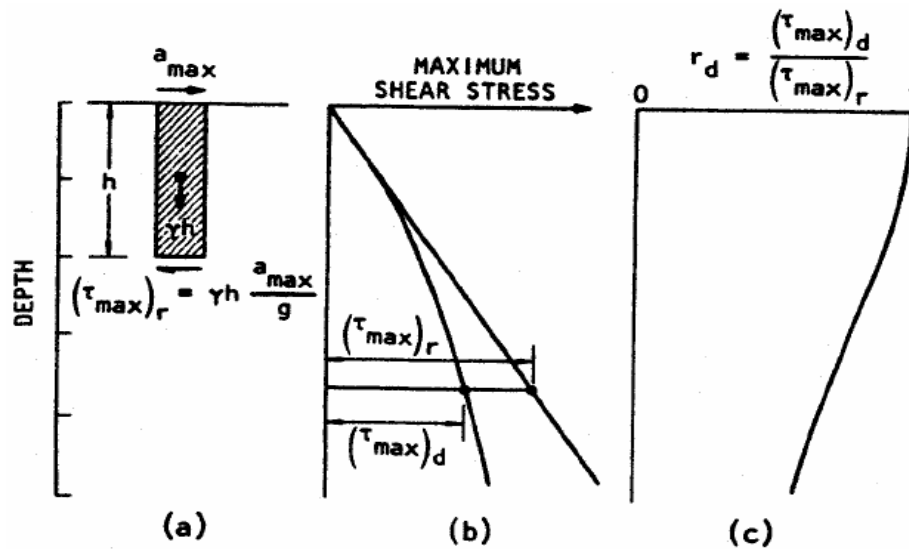


Figure 3.12 : Procédure pour détermination de la contrainte de cisaillement maximale, $(\tau_{max})_r$ (Seed et Idriss, 1982)

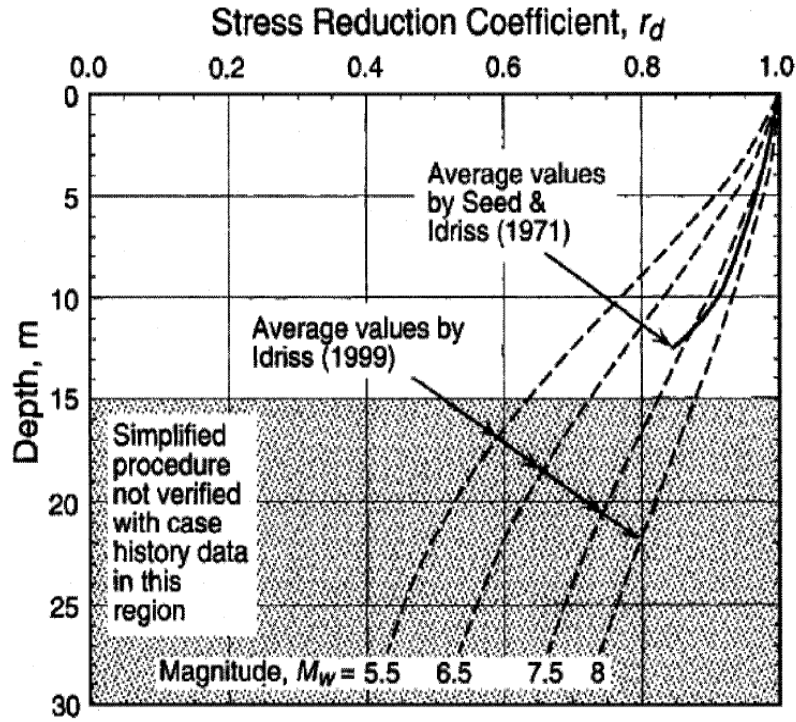


Figure 3. 13 : Facteur de réduction de la profondeur r_d en fonction de la profondeur (Andrus et Stokoe, 2000)

Pour incorporer l'effet de la magnitude des secousses sismiques (la durée du séisme ou le nombre de cycles), un facteur de correction de la magnitude va être ajouté dans l'équation suivante :

$$CSR_{7.5} = \frac{\tau_{av}}{\sigma'_v} = 0.65 \cdot \frac{a_{max}}{g} \cdot \frac{\sigma_v}{\sigma'_v} \cdot \frac{r_d}{MSF} \quad (3.8)$$

Le facteur de correction de la magnitude est une fonction de la magnitude du séisme et il est exprimé par Youd et al (2001) par :

$$MSF = \left(\frac{M_w}{7.5} \right)^{-2.56} \quad (3.9)$$

Il convient de noter que différentes formules de MSF et r_d ont été proposées par de nombreux chercheurs (par exemple, Youd et al. 2001; Idriss et Boulanger, 2006; Cetin et al. 2004).

3.4.1.2 Essai de pénétration standard (SPT) (Standard Penetration Test)

Les critères d'évaluation de la résistance de liquéfaction basée sur le test de pénétration standard (SPT) ont été plutôt vigoureux au cours des années. Ces critères sont largement incorporés dans le graphe reliant CSR avec $(N_1)_{60}$ reproduit dans la figure 3.14. Ce graphique montre la CSR et $(N_1)_{60}$ calculé des sites où l'effets de liquéfaction ont été ou non observés à la suite des tremblements de terre passés le long des courbes de CRR séparer les données indicatives de la liquéfaction de données indicatives de non liquéfaction pour différents pourcentage de fine. La courbe CRR de la figure 3.14, sont valables uniquement pour magnitude 7,5.

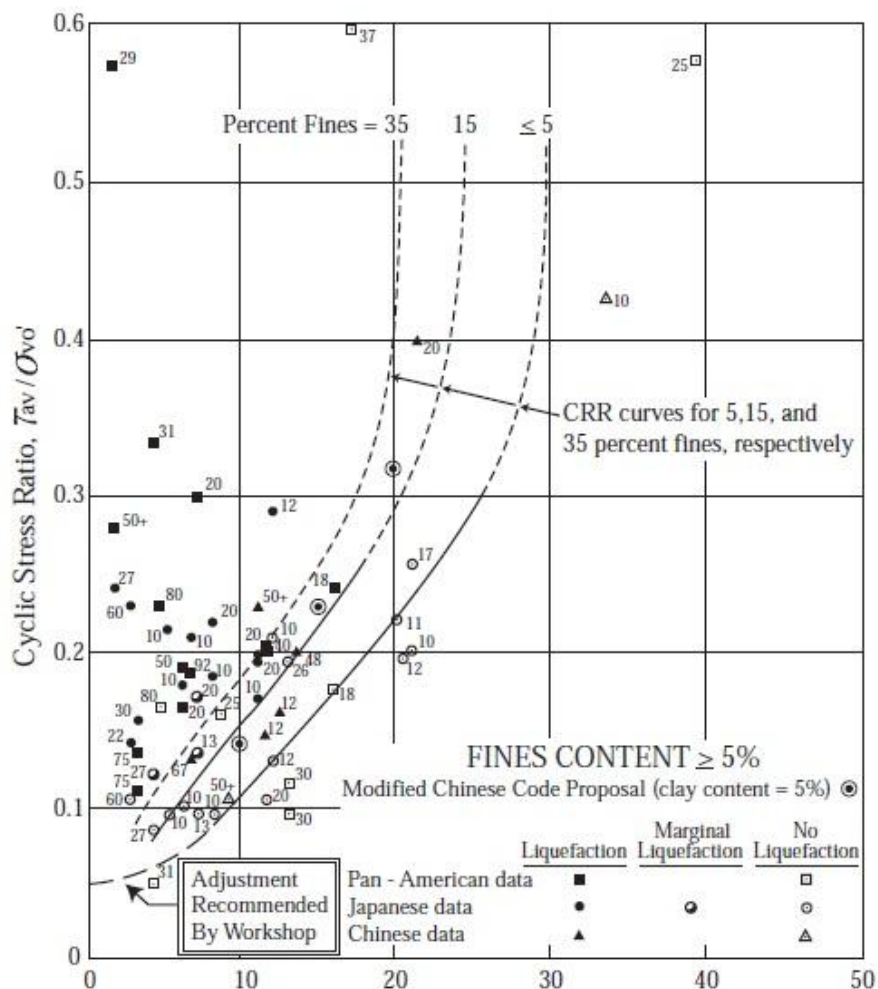


Figure 3. 14 : Facteur de réduction de la profondeur r_d en fonction de la profondeur (Andrus et Stokoe, 2000)

L'essai de pénétration standard est l'essai le plus utilisé. Il consiste à déterminer le nombre de coup N nécessaire à l'enfoncement d'un carottier d'une profondeur de 30 cm, tout en prélevant des échantillons remaniés indicatifs des différentes couches traversées. Cette méthode fait intervenir l'indice de pénétration standard normalisé $N_{1.60cs}$ où la notation indicielle associée à la valeur de N a la signification suivante. (Azadi et al, 2010)

I : indique une valeur normalisée pour une charge d'une atmosphère (100 kPa),

60 : indique une valeur normalisée pour une efficacité de 60% de l'énergie totale fournie par le mouton,

cs : indique une valeur normalisée pour un sable propre (clean sand), soit sans particules fines.

Ces conditions ne sont quasiment jamais rencontrées dans la réalité et il faut donc appliquer des facteurs de corrections appropriés. Dans le cas d'un sable propre, l'indice de pénétration standard $N_{1.60}$ peut être déterminé comme suit (Youd et al, 2001),

$$N_{1.60} = N \cdot C_N \cdot C_R \cdot C_S \cdot C_B \cdot C_E \quad (3.10)$$

où N : nombre de coup réellement nécessaires mesurés à l'enfoncement,

C_N : facteur de correction pour la contrainte de confinement effective (selon la profondeur),

C_E : facteur de correction pour l'énergie transmise par le mouton,

C_B : facteur de correction pour le diamètre du trou de forage,

C_R : facteur de correction pour la longueur des tiges (profondeur du trou),

C_S : facteur de correction par rapport à la méthode d'échantillonnage.

Ces différents facteurs de correction dépendent de différents paramètres et sont présentés dans Youd et al. (2001). Les valeurs proposées pour les termes de correction sont résumées sur le tableau 3.1. S'il y a présence de particules fines, la correction suivante doit également être apportée (Youd et al. 2001).

$$N_{1.60cs} = \alpha + \beta \cdot N_{1.60} \quad (3.11)$$

Les coefficients α et β sont fonction de pourcentage de particules fines en masse (ou Fines Content – FC) correspondant au passant du tamis #200. Ils prennent les valeurs suivantes selon les cas (Youd et al. 2001),

$$\begin{cases} \alpha = 0 \\ \beta = 1 \end{cases} \quad \text{pour } FC \leq 5\%$$

$$\begin{cases} \alpha = \exp(1.76 - (190 / FC^2)) \\ \beta = (0.99 + (FC^{1.5} / 1000)) \end{cases} \quad \text{pour } 5\% < FC < 35\%$$

$$\begin{cases} \alpha = 5 \\ \beta = 1.5 \end{cases} \quad \text{pour } FC \geq 35\%$$
(3.12)

Tableau 3. 1 : Facteurs de correction du nombre de coups N de l'essai SPT

Facteur	Terme	Equipement	Correction
Contrainte de sols sus-jacents	CN		$(P_a / \sigma'_v)^{0.5}$
Rapport d'énergie	CE	Mouton de sécurité Mouton en Donut	0.60-1.17 0.45-1
Diamètre de forage	CB	65-115mm 150 mm 200mm	1.00 1.05 1.15
Longueur des tiges	CR	3-4 m 4-6 m 6-10 m 10-30 m >30m	0.75 0.85 0.95 1.0 <1.0
Méthode du carottage	CS	Carottage standard Carottage sans revêtement	1.0 1.15-1.30

3.4.1.3 Résistance à la liquéfaction

La capacité d'un élément de sol à résister à la liquéfaction peut être estimée par le rapport de résistance cyclique (Cyclic Resistance Ratio, CRR). Ce dernier s'exprime par le quotient entre la résistance moyenne au cisaillement du volume de sol et la contrainte verticale effective initiale. Il peut être calculé de différentes façons suivant le type de test utilisé. (Davis et Berril, 1982), (Davoodi et al, 2013)

La valeur du CRR d'un sol fait intervenir le facteur de correction de magnitude (MSF) et la contrainte effective de confinement (qui est exprimée par le facteur K_σ). Les méthodes présentées plus loin établissent toutes des CRR formulés pour un séisme de magnitude 7.5. Pour pouvoir comparer CSR et CRR, il est nécessaire qu'ils soient exprimés pour une même magnitude. Seed et Idriss (1971) ont développé le facteur de correction de magnitude MSF

reliant le CRR d'une secousse de magnitude M à celui d'une secousse de magnitude 7.5 (et inversement), pour une contrainte $\sigma'_v = 1 \text{ atm}$, tel qu'exprimé par les expressions suivantes :

$$CRR_{M, \sigma'_v} = CRR_{M=7.5, \sigma'_v=1} \cdot MSF \cdot K_\sigma \quad (3.13)$$

$$CRR_{M=7.5, \sigma'_v=1} = \frac{CRR_{M, \sigma'_v}}{MSF \cdot K_\sigma} \quad (3.14)$$

3.4.1.4 Facteurs de corrections selon le poids des terres et les contraintes de cisaillement initiales

L'état des contraintes joue un rôle important sur la résistance à la liquéfaction d'un volume de sol. L'augmentation de résistance engendrée par une plus grande contrainte de confinement serait indépendante des corrections appliquées sur les résultats des différents essais réalisés sur terrain. Pour pouvoir utiliser la méthode dans le cas de contraintes de confinement élevées, Youd et al. (2001) proposent d'utiliser la méthode de Hynes et Olsen (1999) qui corrige la résistance à la liquéfaction des sables et sables limoneux à l'aide de l'expression suivante :

$$K_\sigma = \left(\frac{\sigma'_{v0}}{P_a} \right)^{f-1} \quad (3.15)$$

Ou K_σ : facteur de correction du au poids des terres appliqué au $CRR_{7.5}$

σ'_{v0} : Contrainte effective verticale initiale [kPa],

P_a : pression atmosphérique (100 kPa),

f : est un exposant dépendant de la densité relative du sol, tel que :

$$\begin{aligned} \text{Pour } 40\% \leq D_r \leq 60\% \quad & 0.7 \leq f \leq 0.8 \\ \text{Pour } 60\% \leq D_r \leq 80\%, \quad & 0.6 \leq f \leq 0.7 \end{aligned} \quad (3.16)$$

3.4.2 Evaluation du CRR par l'essai SPT

Après faire tout les corrections précité, on entame le calcul se CRR par plusieurs formules établies par les chercheurs : (Fernandes et al, 2014)

3.4.2.1 Méthode de Toshio Iwasaki et al (1984)

Le CRR peut être simplement évalué selon de nombreux résultats d'essai de cisaillement cycliques non drainé:

$$CRR = 0.225 \log_{10} \frac{0.35}{D_{50}} + 0.0882 \sqrt{\frac{N}{\sigma'_v + 0.7}} \quad \text{Pour } 0.04 \leq D_{50} \leq 0.6 \text{ mm}$$

$$CRR = -0.05 + 0.0882 \sqrt{\frac{N}{\sigma'_v + 0.7}} \quad \text{Pour } 0.6 \leq D_{50} \leq 1.5 \text{ mm} \quad (3.17)$$

Où

N : le nombre de coups de la pénétration standard

σ'_v : la contrainte effective (en kgf/cm)

D_{50} : le diamètre moyen de particules (en mm)

3.4.2.2 Méthode de Youd et al. (2001)

La corrélation entre le rapport de résistance cyclique (CRR) ajusté à une magnitude $M=7.5$ et une contrainte $\sigma'_v = 1 \text{ atm}$ et la valeur de l'équivalent de sable propre ($N_{1.60CS}$) pour les sols pulvérulents, peut être déterminée à l'aide de l'expression suivante (Youd et al. 2001) :

$$CRR_{M=7.5} = \frac{1}{34 - (N_1)_{60cs}} + \frac{(N_1)_{60cs}}{135} + \frac{50}{(10 \cdot (N_1)_{60cs} + 45)^2} - \frac{1}{200} \quad (3.18)$$

Cette équation reste valable pour $FC < 5\%$ (sables propres), et $(N_1)_{60} < 30$. Pour $(N_1)_{60} > 30$ on admet directement que le sol est non liquéfiable.

3.4.2.3 Méthode d'Andrus et al (2004)

Andrus et al. (2004) ont proposé l'équation suivant pour le CRR, par l'utilisation de nouvelle courbe de CRR en fonction de $(N_1)_{60cs}$ (Figure 3.15) :

$$CRR_{7.5} = 0.017[(N_1)_{60cs}]^{0.506} + 2.8 \left[\frac{1}{215 - 87.7[(N_1)_{60cs}]^{0.253}} \right] - \frac{1}{215} \quad (3.19)$$

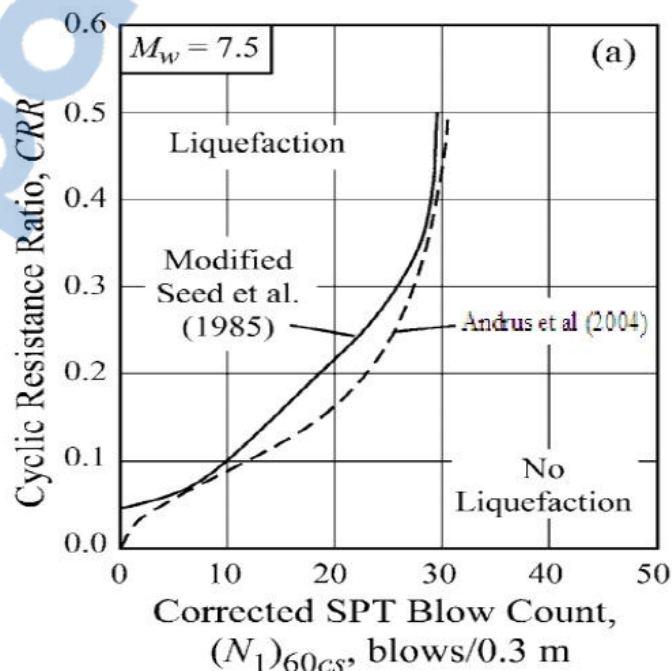


Figure 3. 15 : Courbe simplifiée pour le calcul du CRR pour $M_w=7.5$ (d'après Andrus et al, 2004)

3.4.2.3 Méthode d'Idriss et Boulanger (2006)

Idriss et Boulanger (2006) ont recommandé l'équation analytique suivante à employer pour déterminer le CRR basé sur des résultats de SPT (Figure 3.16), pour un sol non cohésion avec n'importe quel contenu fin (FC) :

$$CRR_{M=7.5, \sigma'_v=1atm} = \exp \left(\frac{(N_1)_{60cs}}{14.1} + \left(\frac{(N_1)_{60cs}}{126} \right)^2 - \left(\frac{(N_1)_{60cs}}{23.6} \right)^3 + \left(\frac{(N_1)_{60cs}}{25.4} \right)^4 - 2.8 \right) \quad (3.20)$$

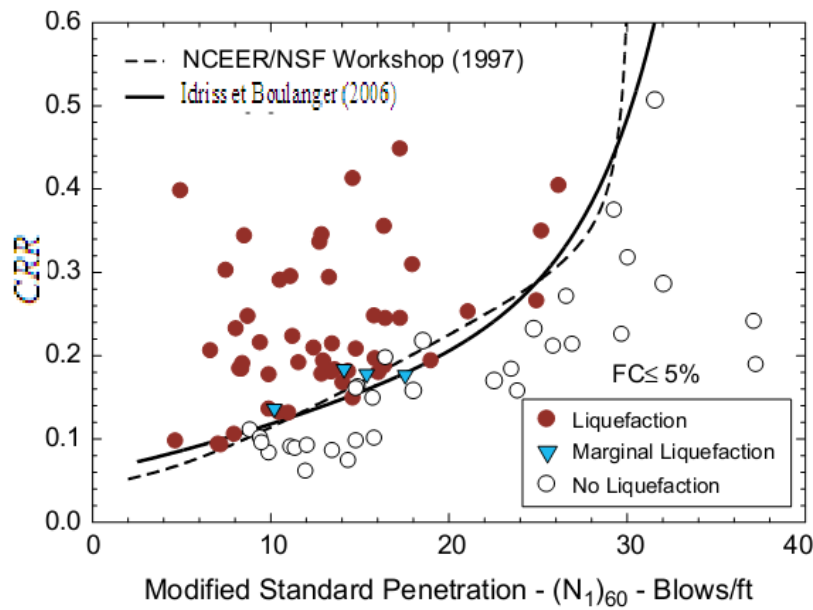


Figure 3. 16 : Courbe simplifiée pour le calcul du CRR pour Mw=7.5 (d'après Andrus et al, 2004)

3.5 Evaluation du CRR par l'essai CPT

L'essai CPT est généralement considéré un plus conforme et essai in situ qu'on peut répéter que SPT (Lunne et al, 1997) (cité par, Gutierrez et al 2003), et à la différence de SPT, il peut fournir un profil de sol presque continu. Plusieurs corrélations ont été proposées pour estimer CRR pour le sable propre et le sable limoneux à partir d'une résistance de pointe corrigée d'un essai CPT. (Yazdi et al, 2012)

3.5.1 Méthode de Robertson et Wride (1998)

Dans la méthode de Robertson, CRR est calculé comme suit :

$$CRR = \begin{cases} 0.833 \left(\frac{q_{c1N,cs}}{100} \right) + 0.05 & \text{pour } q_{c1N,cs} < 50 \\ 93 \left(\frac{q_{c1N,cs}}{100} \right)^3 + 0.08 & \text{pour } 50 \leq q_{c1N,cs} < 160 \end{cases} \quad (3.21)$$

Le calcul de la résistance de pénétration du CPT normalisée équivalente d'un sable propre $(q_{c1N})_{cs}$ à partir de l'équation suivante :

$$(q_{c1N}) = K_c \times q_{c1N} \quad (3.22)$$

Où

K_c : un facteur de correction qui est fonction des caractéristiques des particules du sol.

q_{c1N} : La résistance de pointe corrigée

$$\begin{cases} K_c = 1 & \text{pour } I_c \leq 1.64 \\ K_c = -0.403I_c^4 + 5.58I_c^3 + 33.75I_c - 17.88 & \text{pour } I_c > 1.64 \end{cases} \quad (3.23)$$

Avec

$$I_c = [(3.47 - \log Q)^2 + (1.22 + \log F)^2]^{0.5} \quad (3.24)$$

$$Q = \left[\frac{(q_c - \sigma_{v0})}{P_a} \right] \left(\frac{P_a}{\sigma_{v0}} \right)^n \quad (3.25)$$

$$F = \left[\frac{f_s}{(q_c - \sigma_{v0})} \right] \times 100\% \quad (3.26)$$

3.6 Facteur de sécurité

Le facteur de sécurité (FS) par rapport à la liquéfaction est fonction des différents paramètres abordés ci-dessus. Il s'exprime de la façon suivante (Youd et al. 2001) :

$$FS = \frac{CRR_{7.5}}{CSR} \cdot MSF \cdot K_\sigma \quad (3.27)$$

Une valeur de FS supérieure à l'unité indiquerait que le sol n'est pas susceptible à la liquéfaction. Lorsque FS est inférieur à 1, plus la valeur est faible, plus le risque sera important.

Lorsqu'il est très proche de l'unité, la génération des pressions interstitielles sera importante lors d'un séisme mais les risques peuvent être limités et la liquéfaction peut ne pas se développer. Cette situation impose la réalisation d'études plus poussées pour permettre d'identifier les risques avérés.

3.7 Estimation de la probabilité de liquéfaction

Une estimation préliminaire de la moyenne de la probabilité peut être obtenue à partir de modèles empiriques (Juang et al. 2008). En utilisant la procédure développée par Juang et

al.(2002) la relation entre le facteur de sécurité déterminé par la méthode fondée sur l'essai SPT et la probabilité de liquéfaction est représenté par la relation suivante :

$$P_L = \frac{1}{1 + \left(\frac{FS}{1.05} \right)^{3.8}} \quad (3.28)$$

Cette équation est utilisée seulement pour une estimation préliminaire de la probabilité de liquéfaction dans l'absence des informations sur les incertitudes des paramètres.

L'approche de Hwang et al. (2004) est basée sur la méthode de régression pour l'estimation de la probabilité de liquéfaction en utilisant la relation suivante et qui est basée sur des données des cas de liquéfaction et de non-liquéfaction pendant le séisme de Chi-chi : (le lecteur peut se référer à Hwang et al. 2004 pour plus de détails).

$$P_L = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(\beta_0 + \beta_1(N_1)_{60} + \beta_2(N_1)_{60}^2 + \beta_3 \ln(CSR)\right)\right)} \quad (3.29)$$

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ Sont des paramètres de régression montrés sur le tableau 3.2

Tableau 3. 2 : Paramètres du modèle logistique (Hwang et al. 2004)

Paramètres	β_0	β_1	β_2	β_3
Résultats de régression	10.4	-0.2283	-0.001927	3.8

Bagheripour et al 2012 ont estimé la probabilité de liquéfaction en utilisant la relation entre les paramètres sismiques et la résistance du sol. Cette méthode commence par calculer l'indice de fiabilité et puis déterminer la probabilité de liquéfaction, CRR, CSR et FS. La probabilité de liquéfaction est estimée par la relation suivante :

$$P_L = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(13.5285 + 0.3562(N_1)_{60cs} + 4.6116 \ln(CSR)\right)\right)} \quad (3.30)$$

Il existe plusieurs critères probabilistes des limites de la liquéfaction et non liquéfaction. Le tableau (3.3), présente la classification du potentiel de liquéfaction proposé par Juang et al. (2012).

Tableau 3. 3 : Classes du potentiel de liquéfaction des sols (Juang et al. 2012)

Probabilité	Classe	Description (Probabilité de liquéfaction)
85<PI<100	5	Presque certain qu'il va se liquéfier
65<PI<85	4	Liquéfaction très probable
35<PI<65	3	Liquéfaction et non-liquéfaction également susceptible
15<PI<35	2	liquéfaction peu probable
0<PI<15	1	Presque certain que le sol ne sera pas liquéfié

3.8 CONCLUSION

La liquéfaction étant l'une des séquelles d'un séisme, son étude s'avère d'une importance capitale. Dès lors, plusieurs méthodes ont été développées afin d'évaluer la résistance des sols à la liquéfaction.

Ces méthodes qui se reposent sur le calcul d'un facteur de sécurité (rapport de CRR sur CSR) supposent en général des conditions de saturation et de l'état lâche du sol, certaines limitations imposent des incertitudes sur leur utilisation. Par exemple le cas du non saturation n'est pas intégré dans le calcul. Réellement il y'a plusieurs facteurs qu'on doit prendre en cause et qui imposent des corrections sur le facteur de sécurité (FS), pour cela on doit faire des corrections par l'introduction des facteurs correcteurs pour bien prendre en considération l'état initiale de massif de sol et se rapproché plus en plus de la réalité.

4.1 INTRODUCTION

Les méthodes d'analyse de fiabilité permettent de prendre en compte dans un contexte probabiliste les incertitudes associées aux données de calcul utilisées dans les justifications de la stabilité structurale des ouvrages.

Elles ont atteint un niveau important de développement et d'application dans le domaine industriel et dans quelques domaines du génie civil. Le domaine des barrages n'a pas profité des apports potentiels des méthodes fiabilistes, malgré quelques incursions réalisées principalement à la fin des années 1990.

Dans ce contexte, l'objet de ce chapitre n'est pas de synthétiser toutes les méthodes d'analyse de fiabilité disponibles dans la littérature. Ce chapitre montre simplement la démarche générale et les méthodes disponibles pour la réalisation d'une étude classique de fiabilité structurale.

Tout d'abord, nous présentons l'objet, les hypothèses et une démarche générale d'analyse de fiabilité classique. Ensuite, nous donnons les éléments de base permettant de mener une telle analyse de fiabilité : la transformation isoprobabiliste, les méthodes d'approximation (FORM et SORM) et les mesures de sensibilité, et les méthodes de simulation permettant de valider les méthodes d'approximation.

4.2 Contexte d'application des méthodes fiabilistes

4.2.1 Objet et intérêt des méthodes fiabilistes

La sécurité des ouvrages du génie civil est placée dans un contexte incertain. En effet, il n'est pas possible de pouvoir connaître ou prédire avec certitude la valeur des paramètres de calcul entrant en jeu dans les méthodes de vérification des ouvrages. Ces paramètres peuvent correspondre à des paramètres géométriques, de résistance ou de sollicitation.

Dans ce contexte, les méthodes d'analyse de fiabilité apportent une précision supplémentaire (expression attribuée à Hasofer). Généralement, elles prennent en compte et modélisent ces incertitudes par de variables aléatoires (indexées éventuellement sur l'espace ou sur le temps).

L'évaluation en contexte aléatoire de la sécurité d'une structure comporte généralement les étapes suivantes :

- analyser tous les modes de défaillance possibles afin d'identifier les causes de défaillance et les variables élémentaires (matériaux, géométrie, liaisons, actions), les composants et les systèmes de l'ouvrage en jeu.
- choisir un état-limite (ou critère de performance) de la structure. Ce choix est généralement accompagné d'un modèle mécanique (physique) adapté à l'état-limite (ou critère de performance) retenu.
- identifier les variables considérées comme incertaines et leur attacher un modèle probabiliste.
- choisir une mesure de la sécurité qui prenne en compte la propagation de ces incertitudes et mise en œuvre de procédures adaptées à l'évaluation de cette mesure.

Il est pertinent de rappeler que tous les modèles de calcul existant pour décrire le fonctionnement mécanique d'une structure sont fondés sur une idéalisation de celle-ci. Il y a donc une incertitude de modèle, avec souvent une relation avec l'incertitude des données. Cette idéalisation représente toujours une certaine simplification de la réalité. Ainsi, lorsque l'on parle de l'étude de sécurité d'une structure, on parle en réalité de la sécurité du modèle idéalisé associé à cette structure (Lemaire , 2005).

4.3 Hypothèses et position du problème

A partir des définitions d'espace de probabilité, de variable aléatoire et de vecteur aléatoire, il est possible de poser le problème de la sécurité d'une structure à un instant donné de la manière suivante :

- Soit (S) la section d'une structure à analyser vis-à-vis d'un scénario de défaillance.
- Soit $\{X\}$ le vecteur aléatoire des n variables de base relatives à (S) , défini sur un espace de probabilité (Ω, T, P) , à valeurs dans R^n , de loi $p_{\{X\}}$
- Soit $G(\{X\})$ la fonction de performance associée au critère de performance (ou de défaillance) retenu pour (S) , tel que $G : R^n \rightarrow R$.

Au sens du critère de performance adopté, il est possible de définir deux événements fondamentaux \bar{D} et D caractérisant respectivement la sécurité et la ruine de la section (S) de la structure :

$$\bar{D} = \{w \in T : (G_0 \{x\})(w) > 0\} \quad (4.1)$$

$$D = \{w \in T: (G_0 \{x\})(w) \leq 0\} \quad (4.2)$$

Dans ce contexte, une démarche pour évaluer la sécurité de la structure considérée consiste à évaluer la probabilité d'occurrence des événements \overline{D} et D .

Sous l'hypothèse que la loi $p_{\{X\}}$ du vecteur $\{X\}$ admet une densité $f_{\{X\}}(\{X\})$, les probabilités d'occurrence des événements \overline{D} et D sont données par les formules suivantes :

$$P(\overline{D}) = \int_{D_s} f_{\{X\}}(\{X\}) dx_1 \dots dx_n \quad (4.3)$$

$$P(D) = p_f = \int_{D_f} f_{\{X\}}(\{X\}) dx_1 \dots dx_n \quad (4.4)$$

Où D_f et D_s sont les domaines de défaillance et de sécurité de la structure, définis conventionnellement par :

$$D_f = \{(x_1, \dots, x_n) \in R^n: G(x_1, \dots, x_n) \leq 0\} \quad (4.5)$$

$$D_s = \{(x_1, \dots, x_n) \in R^n: G(x_1, \dots, x_n) > 0\} \quad (4.6)$$

Il est défini également par convention la notion de surface d'état-limite, ∂D

$$\partial D = \{(x_1, \dots, x_n) \in R^n: G(x_1, \dots, x_n) = 0\} \quad (4.7)$$

L'intégrale de l'équation (4.4) est généralement très délicate à évaluer et une solution analytique n'est possible que dans des cas rares, comme par exemple celui où G est linéaire et $\{X\}$ est multigaussien. En effet, dans la plupart des cas la densité conjointe de probabilité n'est pas connue, et dans certains cas, la fonction de performance $G(\{X\})$ ne peut pas être évaluée analytiquement.

Les principales méthodes pour estimer la valeur de p_f sont :

- les méthodes d'intégration directe ou numérique ;
- les méthodes de simulations de Monte-Carlo ;
- les méthodes d'approximation de la surface d'état-limite.

Les méthodes d'approximation telles que les méthodes fiabilistes de premier et second ordre (FORM/SORM) sont basées sur des hypothèses simplificatrices par rapport à la géométrie de la surface de l'état-limite ; cependant, elles peuvent apporter un résultat suffisamment approché et des mesures complémentaires sur la fiabilité de la structure (indice de fiabilité, point de défaillance le plus vraisemblable, sensibilités).

4.3.1 Exemple illustratif

Comme exemple illustratif, on considère (vis-à-vis d'un scénario de défaillance) une section critique d'une structure donnée. La fonction de performance G associée à ce scénario est définie comme la différence entre une grandeur de résistance R et une grandeur de sollicitation S : (Bourrinet, 2015)

$$G(R, S) = R - S$$

Afin de prendre en compte les incertitudes liées aux variables R et S , celles-ci sont modélisées par des variables aléatoires. Dans cet exemple, une loi log-normale d'espérance $\mu_R = 5,4$ et l'écarte-type $\sigma_R = 0,8$ représente la variable R , alors qu'une loi normale d'espérance $\mu_S = 4,2$ et l'écarte-type $\sigma_S = 0,6$ représente la variable S . La dépendance en probabilité entre ces deux variables est représentée par un coefficient de corrélation $\rho = 0,5$.

La Figure 4-1 présente les densités marginales $f_{(R)}(r)$ et $f_{(S)}(s)$ des variables R et S , la densité conjointe $f_{(R,S)}(r, s)$, la surface d'état-limite $G=0$ et les domaines de sécurité D_s et de défaillance D_f .

La densité conjointe correspond à la courbe 3D de la figure de gauche et aux courbes de niveau de la figure de droite ; la corrélation entre les deux variables considérées se traduit graphiquement par une excentricité de la densité conjointe ; la courbe $G=0$ représente la surface d'état-limite et sépare les domaines de sécurité et de défaillance. La probabilité de défaillance P_f correspond au volume de la densité conjointe dans le domaine de défaillance. Cet exemple servira à illustrer les étapes présentées dans les paragraphes suivants.

4.4 Transformation isoprobabiliste

Les variables aléatoires X_i qui interviennent dans la fonction de performance $G(X_i)$ associée au critère de défaillance retenu, représentent différentes grandeurs physiques, sont plus ou moins corrélées et sont modélisées par différents modèles de lois de probabilité.

La mise en œuvre des méthodes de fiabilité requière une homogénéisation de ces variables physiques. Hasofer a proposé de travailler dans un espace dit normé, dans lequel les lois de probabilité sont du même type (loi gaussienne), normées (écart-type égale à 1), centrées (espérance égale à 0) et indépendantes (corrélation égale à 0).

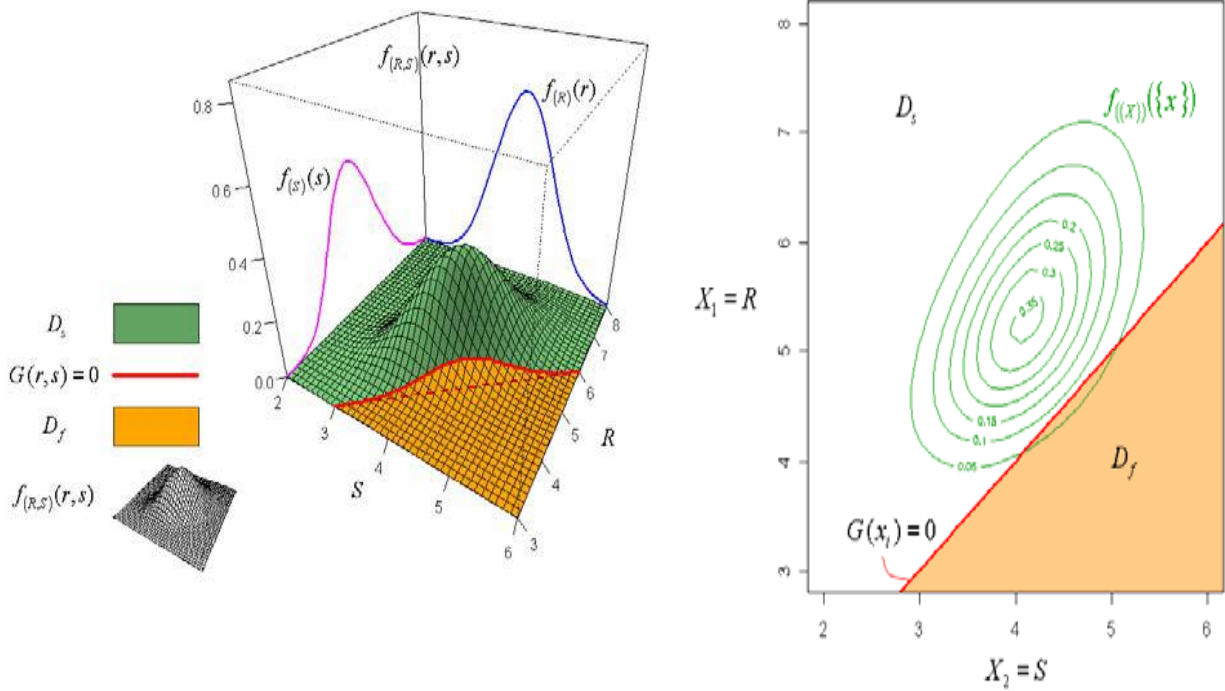


Figure 4. 1 : Exemple de densité conjointe et de surface d'état-limite.

Dans ce mémoire, la notation $U \equiv N(0,1)$, correspond à une variable aléatoire gaussienne centrée et réduite, de densité de probabilité :

$$\phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) \quad (4.8)$$

et de fonction de répartition

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (4.9)$$

Ainsi, la notation U_i dénote les variables gaussiennes, normées, centrées et indépendantes. De manière analogue, dans tout ce mémoire, un vecteur aléatoire gaussien, centré et réduit à composantes indépendantes est noté $U \equiv N(0, I_n)$ où I_n est la matrice d'identité de taille n . sa densité de probabilité conjointe est définie par. (Lemaire et Alaa, 2000)

$$\phi_n(u_1, \dots, u_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(u_1^2, \dots, u_n^2)\right] \quad (4.10)$$

et sa fonction de répartition par :

$$\Phi_n(u_1, \dots, u_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \int_{-\infty}^{u_1} \dots \int_{-\infty}^{u_n} \exp\left[-\frac{1}{2}(t_1^2 + \dots + t_n^2)\right] dt_1 \dots dt_n \quad (4.11)$$

La transformation isoprobabiliste (T) est une opération ou fonction qui permet cette homogénéisation ou passage de l'espace des variables physiques X_i dans un espace de variables gaussiennes normées U_i .

La Figure (4.2) constitue une représentation de la transformation isoprobabiliste dans le cas de l'exemple illustratif présenté dans ce chapitre.

En fonction de l'existence de dépendance entre les variables considérées et en fonction de l'information disponible sur ces variables, il existe diverses méthodes permettant de réaliser cette transformation isoprobabiliste. Les paragraphes suivants présentent le cas des variables indépendantes et les méthodes de Rosenblatt et de Nataf pour les variables dépendantes.

4.4.2 Cas de variables indépendantes

S'il y a indépendance alors la densité conjointe est le produit des densités marginales (la réciproque n'est pas vraie). Dans ce cas il est possible de construire la transformation T variable par variable : (composant/composante)

$$u_i = T_i(x_i) \quad (4.12)$$

Si les variables X_i sont de loi a priori quelconque de fonction de répartition $F_{X_i}(x_i)$ l'égalité des probabilités pour les variables x_i et u_i , peut être écrite comme :

$$\Phi(u_i) = F_{X_i}(x_i) \quad (4.13)$$

A partir de cette expression d'égalité de probabilité (ou isoprobabilité), il est possible d'écrire la transformation T de chaque valeur des variables de l'espace physique vers des valeurs de variables de l'espace normé :

$$x_i \xrightarrow{T} u_i = \Phi^{-1}(F_{X_i}(x_i)) \quad (4.14)$$

Si F_{X_i} est inversible pour toute valeur de x_i , la transformation inverse est définie par :

$$u \xrightarrow{T^{-1}} x_i = F_{X_i}^{-1}(\Phi(u_i)) \quad (4.15)$$

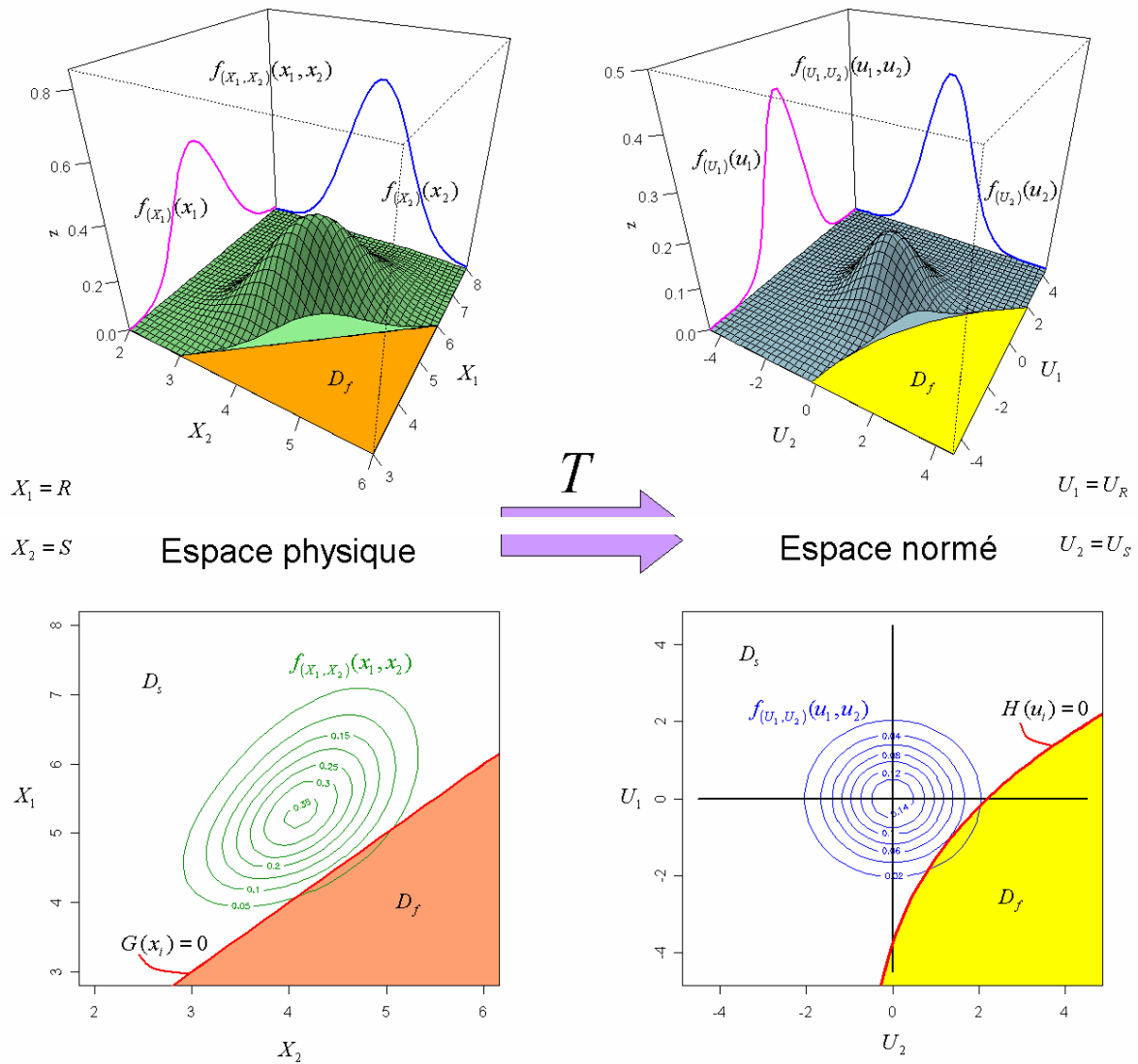


Figure 4.2 : Transformation de l'espace physique vers l'espace normé.

On rappelle que $\Phi(\cdot)$, est la fonction de répartition d'une variable gaussienne, centré et réduite. Pour des lois quelconques, les transformations T et T^{-1} ne peuvent être construites que numériquement, point par point. Le Tableau 4-1 présente quelques cas où une forme analytique peut être trouvée.

Lorsque les variables ne sont pas indépendantes, la transformation isoprobabiliste ne peut pas être réalisée directement variable par variable. La transformation de Rosenblatt et la transformation de Nataf présentées dans les paragraphes suivants sont des méthodes permettant de traiter le cas des variables dépendantes.

Tableau 4. 1 : Exemple de transformations isoprobabilistes (variables indépendantes)

Loi de probabilité (*)	$x \xrightarrow{T} u = \Phi^{-1}(F_X(x))$	$u \xrightarrow{T^{-1}} x_i = F_X^{-1}(\Phi(u))$
Gaussienne	$u = \frac{x - \mu}{\sigma}$	$x = u \sigma + \mu$
Log-normale	$u = \frac{\ln(x) - \lambda}{\xi}$, avec $\lambda = \ln\left(\frac{\mu}{\sqrt{1 + c^2}}\right); \xi = \sqrt{\ln(1 + c^2)};$ $c = \frac{\sigma}{\mu}$	$x = \exp(u \xi + \lambda)$
Gumbel	$u = \Phi^{-1}\left(\exp\left(-\exp\left(-\frac{x - b}{a}\right)\right)\right)$	$x = b - a \ln(-\ln(\Phi(u)))$
Uniforme	$u = \Phi^{-1}\left(\frac{x - a}{b - a}\right)$	$x = \Phi(u) \cdot (b - a) + a$
Exponentielle	$u = \Phi^{-1}(1 - \exp(-\lambda x))$	$x = \left(-\frac{1}{\lambda}\right) \cdot \ln(1 - \Phi(u))$
Weibull	$u = \Phi^{-1}\left[1 - \exp\left(-\left(\frac{x - \gamma}{\beta}\right)^\alpha\right)\right]$	$x = \beta(-\ln(1 - \Phi(u)))^{1/\alpha} + \gamma$

4.4.2 Transformation de Rosenblatt

La transformation de Rosenblatt donne une solution générale pour le cas des variables dépendantes lorsque la fonction de distribution conjointe est connue, $F_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ce qui est particulièrement difficile à obtenir (Rosenblatt 1952) (cité par, Benjamain et all, 1970). La transformation s'écrit

$$\begin{aligned}
 u_1 &= \Phi^{-1}(F_{X_1}(x_1)) \\
 u_2 &= \Phi^{-1}(F_{X_2}(x_2/x_1)) \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 u_i &= \Phi^{-1}(F_{X_i}(x_i/x_1, x_1, \dots, x_{i-1}))
 \end{aligned} \tag{4.16}$$

Dans ces expressions, $F_{X_i}(x_i/x_1, x_1, \dots, x_{i-1})$ est la fonction de répartition de X_i conditionnée par $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_{i-1} = x_{i-1}$ (elle est obtenue à partir des formules 4.17 et 4.18) :

$$f_{X_i}(x_i/x_1, x_1, \dots, x_{i-1}) = \frac{f_{X_1, X_2, \dots, X_i}(x_1, x_1, \dots, x_i)}{f_{X_1, X_2, \dots, X_{i-1}}(x_1, x_1, \dots, x_{i-1})} \quad (4.17)$$

$$F_{X_i}(x_i/x_1, x_1, \dots, x_{i-1}) = \frac{\int_{-\infty}^{x_i} f_{X_1, X_2, \dots, X_i}(x_1, x_1, \dots, x_i, t_i) dt_i}{f_{X_1, X_2, \dots, X_{i-1}}(x_1, x_1, \dots, x_{i-1})} \quad (4.18)$$

La transformation inverse est obtenue de la même manière :

$$\begin{aligned} x_1 &= F_{X_1}^{-1}(\Phi(u_1)) \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ x_n &= F_{X_n}^{-1}(\Phi(u_n)/x_1, \dots, x_{n-1}) \end{aligned} \quad (4.19)$$

Elle donne une solution générale pour construire la transformation de l'espace des variables physiques vers l'espace des variables normées centrées et décorrélées. Cette transformation présente deux inconvénients :

1. il faut disposer de la densité conjointe du vecteur aléatoire, ce qui est une information riche mais rarement disponible ;
2. la transformation n'est pas unique selon l'ordre choisi pour les composants du vecteur aléatoire.

4.4.2.1 Exemple : couple de variables Gaussiennes

Cet exemple est issu de (Lemaire et al. 2005). Soit X_1 et X_2 un couple de variables Gaussiennes de moyennes m_1 et m_2 et d'écarts-types σ_1 et σ_2 . Le coefficient de corrélation est $\rho, |\rho| < 1$. La fonction de densité conjointe de probabilité est alors :

$$\begin{aligned} &f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{\left(\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \frac{x_1 - m_1}{\sigma_1} \frac{x_2 - m_2}{\sigma_2} + \left(\frac{x_2 - m_2}{\sigma_2} \right)^2 \right)}{2(1-\rho^2)} \right\} \end{aligned} \quad (4.20)$$

Si l'on effectue un changement de variable (Tableau 4-1) :

$$\hat{u}_1 = \frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}$$

$$\hat{u}_2 = \frac{x_2 - m_2}{\sigma_2}$$

La notation \hat{u} définit des variables normées, centrées mais dépendantes. Après changement de variable, on obtient :

$$f_{\hat{u}_1, \hat{u}_2}(\hat{u}_1, \hat{u}_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp - \left\{ \frac{1}{(1-\rho^2)} (\hat{u}_1^2 - 2.\rho.\hat{u}_1\hat{u}_2 + \hat{u}_2^2) \right\} \quad (4.21)$$

On calcule ensuite les densités de probabilité marginales :

$$f_{\hat{u}_1}(\hat{u}_1) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\hat{u}_1, \hat{u}_2}(\hat{u}_1, t_2) dt_2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \hat{u}_1^2 \right) = \phi(\hat{u}_1) \quad (4.22)$$

$$f_{\hat{u}_2}(\hat{u}_2) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\hat{u}_1, \hat{u}_2}(t_1, \hat{u}_2) dt_1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \hat{u}_2^2 \right) = \phi(\hat{u}_2) \quad (4.23)$$

La transformation de Rosenblatt pour la première variable est obtenue à partir de :

$$F_{\hat{u}_1}(\hat{u}_1) = \int_{-\infty}^{\hat{u}_1} \phi_{t_2}(dt_2) = \Phi(\hat{u}_1) \quad (4.24)$$

Pour la deuxième variable, on utilise la relation :

$$f_{\hat{u}_2}(\hat{u}_2 / \hat{u}_1) = \frac{f_{\hat{u}_1, \hat{u}_2}(\hat{u}_1, \hat{u}_2)}{f_{\hat{u}_1}(\hat{u}_1)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\hat{u}_2 - \rho \hat{u}_1}{\sqrt{1-\rho^2}} \right)^2 \right) \quad (4.25)$$

La transformation de Rosenblatt pour la deuxième variable est obtenue à partir de :

$$F_{\hat{u}_2}(\hat{u}_2 / \hat{u}_1) = \int_{-\infty}^{\hat{u}_2} f_{\hat{u}_2}(t_2 / \hat{u}_1) dt_2 = \Phi \left(\frac{\hat{u}_2 - \rho \hat{u}_1}{\sqrt{1-\rho^2}} \right)$$

la transformation de Rosenblatt s'écrit :

$$u_1 = \hat{u}_1 = \frac{x_1 - m_1}{\sigma_1} \text{ et } u_2 = \frac{\hat{u}_2 - \rho \hat{u}_1}{\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{x_2 - m_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x_1 - m_1}{\sigma_1} \right) \quad (4.26)$$

La matrice de transformation de Rosenblatt est la matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Cholesky de la matrice de corrélation sous la forme :

$$[\rho] = [L][L]^t \quad (4.28)$$

$$[\rho] = [L][L]^t \Rightarrow \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ 0 & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix} \quad (4.29)$$

$$\begin{pmatrix} \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \quad (4.30)$$

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} = [L]^{-1} \begin{pmatrix} \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \end{pmatrix} \text{ avec } [L]^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \frac{-\rho}{\sqrt{1-\rho^2}} & \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \end{bmatrix} \quad (4.31)$$

Généralisation : si $\{\hat{U}\}$ est un vecteur de variables gaussiennes centrées, réduites et corrélées par $[\rho]$, et si $[\rho] = [L] [L]^t$, alors :

$$\{U\} = [L]^{-1} \{\hat{U}\} \quad (4.32)$$

est un vecteur de variables gaussiennes centrées, réduites et non corrélées.

4.4.3 Transformation de Nataf

La transformation de Rosenblatt donne une solution à la normalisation d'un vecteur de variables aléatoires lorsque la densité conjointe de probabilité est connue.

La transformation de Nataf ne demande que la connaissance des moyennes m_{X_i} , des écarts types σ_{X_i} , de la matrice de corrélation $\rho_{X_i X_j} = \rho_{ij}$ et des distributions marginales de chaque variable aléatoire X_i (Nataf 1962). (Lemaire et al, 2005)

4.4.3.1 Cas de 2 variables aléatoires

Soient X_1 et X_2 deux variables aléatoires corrélées, avec des fonctions marginales $F_{X_i}(x_i)$ connues. \hat{U}_1 et \hat{U}_2 sont des variables gaussiennes, centrées, réduites, mais corrélées, obtenues par la transformation

$$\hat{u}_i = \Phi^{-1}(F_{X_i}), i = 1, 2 \quad (4.33)$$

Selon Nataf, il est possible d'associer une fonction de densité conjointe aux variables X_1 et X_2 , sachant que les variables \hat{U}_1 et \hat{U}_2 ont une distribution conjointe normale, par la relation suivante :

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \phi_2(\hat{u}_1, \hat{u}_2, \rho_{0,12}) \cdot \frac{f_{X_1}(x_1) \cdot f_{X_2}(x_2)}{\phi(\hat{u}_1) \cdot \phi(\hat{u}_2)} \quad (4.34)$$

où $f_{X_i}(x_i) = dF_{X_i}(x_i)/dx_i$ et $\phi_2(\hat{u}_1, \hat{u}_2, \rho_{0,12})$ est la densité normale de dimension 2, de moyennes nulles, d'écarts-types unitaires et de corrélation $\rho_{0,12}$:

$$\phi_2(\hat{u}_1, \hat{u}_2, \rho_{0,12}) = \frac{1}{2 \cdot \pi \sqrt{1 - \rho_{0,12}^2}} \exp - \left\{ \frac{(\hat{u}_1^2 - 2 \cdot \rho_{0,12} \cdot \hat{u}_1 \hat{u}_2 + \hat{u}_2^2)}{2 \cdot (1 - \rho_{0,12}^2)} \right\}$$

La relation entre $\rho_{0,12}$ et ρ_{12} est obtenue à partir de la définition de la corrélation :

$$\rho_{12} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x_1(\hat{u}_1) - m_{X_1}}{\sigma_{X_1}} \cdot \frac{x_2(\hat{u}_2) - m_{X_2}}{\sigma_{X_2}} \cdot \phi_2(\hat{u}_1, \hat{u}_2, \rho_{0,12}) d\hat{u}_1 d\hat{u}_2 \quad (4.35)$$

a) Calcul de la corrélation $\rho_{0,12}$

Les auteurs [Der Kiureghian *et al.* 1986] ont introduit une relation semi-empirique entre les coefficients de corrélation pour faciliter le calcul de la corrélation $\rho_{0,12}$:

$$f = \frac{\rho_{0,ij}}{\rho_{ij}} \quad (4.36)$$

Der Kiureghian *et al.* 1986 montrent comment appliquer cette transformation et donnent des tableaux pour évaluer f en fonction des lois et de leurs paramètres, de telle sorte qu'il n'est pas nécessaire d'évaluer l'expression exacte donnée par 4.35. Le Tableau 4-2 donne les valeurs de f et de l'erreur maximale pour quelques lois de probabilité dans le cas de deux variables aléatoires A et B.

Les formules pour calculer f ont été développées d'après des expressions polynomiales obtenues à partir des résultats exacts donnés par l'équation 4.24. Le domaine des valeurs des coefficients de variation c_X utilisés pour calculer les valeurs de f pour quelques cas est compris entre 0,1 et 0,5. En dehors de ce domaine, les erreurs peuvent être plus importantes.

a) Généralisation à n variables

Pour la généralisation à n variables, il faut définir les variables normales centrées unitaires $\hat{U} = (\hat{U}_1, \dots, \hat{U}_n)$, lesquelles sont corrélées deux à deux. Le modèle de densité conjointe est alors :

$$f_{\{X\}}(\{x\}) = \phi_n(\{\hat{u}\}, [\rho_0]) \frac{f_{X_1}(x_1) \dots f_{X_n}(x_n)}{\phi(\hat{u}_1) \dots \phi(\hat{u}_n)} \quad (4.37)$$

Où $\phi_n(\{\hat{u}\}, [\rho_0])$ est la fonction de densité conjointe de probabilité multi-normale de dimension n et $[\rho_0]$ est la matrice des coefficients de corrélation. Les éléments de $[\rho_0]$ sont obtenus à partir de la relation pour 2 variables (relation 4.24) ou des tableaux donnés par Der Kiureghian, en fonction des distributions marginales et du coefficient de corrélation. La transformation en variables indépendantes s'écrit alors :

$$u_i = T_i(x_j) = \sum_j \Gamma_{0,ij} \phi^{-1}(F_{X_j}(x_j)) \quad (4.38)$$

Où $[\Gamma_0] = [L]^{-1}$ (relation 4.20) est l'inverse de la matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Cholesky de $[\rho_0]$. Pour des variables non normales, la transformation est non linéaire.

Tableau 4. 2 : Relations semi-empiriques pour les corrélations de la transformation de Nataf.

Loi A	Loi B	f_{AB}	Erreur (%)
Normale	Uniforme	1,023	0,0
Normale	Exponentielle	1,107	0,0
Normale	Gumbel	1,031	0,0
Normale	Log-normale	$c_{X_i} / \sqrt{\ln(1 + c_{X_i}^2)}$	Exact
Uniforme	Uniforme	$1,047 - 0,047 \rho^2$	0,0%
Exponentielle	Uniforme	$1,133 + 0,029 \rho^2$	0,0%
Gumbel	Uniforme	$1,055 + 0,015 \rho^2$	0,0%
Exponentielle	Exponentielle	$1,229 - 0,367 \rho + 0,153 \rho^2$	1,5%
Gumbel	Exponentielle	$1,142 - 0,154 \rho + 0,031 \rho^2$	0,2%
Gumbel	Gumbel	$1,064 - 0,069 \rho + 0,005 \rho^2$	0,0%
Log-normale	Uniforme	$1,019 + 0,014 c_{X_i} + 0,010 \rho^2 + 0,249 c_{X_i}^2$	0,7%
Log-normale	Exponentielle	$1,098 + 0,003 \rho + 0,019 c_{X_i} + 0,025 \rho^2 + 0,303 c_{X_i}^2 - 0,437 \rho c_{X_i}$	1,6%
Log-normale	Gumbel	$1,029 + 0,001 \rho + 0,014 c_{X_i} + 0,004 \rho^2 + 0,233 c_{X_i}^2 - 0,197 \rho c_{X_i}$	0,3%
Log-normale	Log-normale	$\frac{\ln(1 + \rho c_{X_i} c_{X_j})}{\rho \sqrt{\ln(1 + c_{X_i}^2) \ln(1 + c_{X_j}^2)}}$	exact

La transformation isoprobabiliste se réalise dans la plupart des cas point par point.

A titre d'illustration, on prend l'exemple présenté dans ce chapitre (§ 4.1.2-A) et un point quelconque x_i ($x_1 = r = 6$, $u_2 = s = 4$). A l'aide de la relation 4.14 ou du Tableau 4-1, on commence par une transformation vers des

variables gaussiennes, centrées, normées, mais corrélées \hat{u}_i ($\hat{u}_1 = \hat{u}_R = 0,79$, $\hat{u}_2 = \hat{u}_S = -0,33$).

Pour la transformation de Nataf, on calcule la corrélation fictive par la relation 4.35 ou par le Tableau 4-2, et on obtient $\rho_0 = 0,503$. On réalise ensuite la décomposition de Cholesky pour évaluer la matrice inférieure [L].

$$[\rho_0] = [L][L]^t \Rightarrow \begin{bmatrix} 1 & \rho_0 \\ \rho_0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho_0 & \sqrt{1 - \rho_0^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ 0 & \sqrt{1 - \rho_0^2} \end{bmatrix} \Rightarrow [L] = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0,503 & 0,864 \end{bmatrix} \quad (4.39)$$

Finalement, la décorrélation des variables \hat{u}_i est réalisée par la relation 4.21 et on obtient le point \hat{u}_i ($\hat{u}_1 = \hat{u}_R = 0,79$, $\hat{u}_2 = \hat{u}_S = -0,844$) placé dans l'espace normé.

4.5 Méthodes d'approximation et mesures de sensibilité

Ce paragraphe présente le principe et quelques éléments de base permettant de mettre en oeuvre les méthodes d'approximation de la surface d'état-limite FORM et SORM, ainsi que des mesures de sensibilité issues de ces méthodes d'approximation.

4.5.1 Méthode FORM

4.5.1.1 Principe de la méthode FORM

La méthode FORM (First Order Reliability Method) est une méthode basée sur une approximation linéaire de la surface de l'état-limite dans l'espace normé (Figure 4-3). La première étape de la méthode FORM consiste à réaliser le passage de l'espace des variables physiques (X_i) vers l'espace des variables gaussiennes, normées, centrées et indépendantes (U_i). Ce passage est réalisé à partir d'une transformation isoprobabiliste (T), comme celles présentées dans le paragraphe précédent.

A partir de ce changement de variable, la fonction de performance $G(\{X\})$ définie dans l'espace physique est notée $H(\{U\}) = G(T^{-1}\{U\})$ dans l'espace normé. La probabilité de défaillance décrite par la relation 4.4 dévient :

$$P_f = \int_{G(T^{-1}\{U\}) \leq 0} \phi_n(u) du_1 \dots du_n = \int_{H(\{U\}) \leq 0} \phi_n(u) du_1 \dots du_n \quad (4.40)$$

La deuxième étape de la méthode FORM consiste en la détermination du point du domaine de défaillance le plus vraisemblable p^* (nommé également point de conception). Le point p^* est le point du domaine de défaillance le plus proche de l'origine dans l'espace normé. Les coordonnées du point p^* sont notées u^* . La détermination du point p^* consiste à résoudre le problème d'optimisation suivant

$$p^* = \arg \min \{\|u\| \mid H(u) \leq 0\} \quad (4.41)$$

Le paragraphe suivant présente deux algorithmes pour déterminer le point p^* . L'indice de fiabilité β proposé par Hasofer et Lind correspond à la distance entre le point p^* et l'origine de l'espace normé :

$$\beta = \min(\sqrt{\sum_i u_i^2}) \quad \text{sous la contrainte : } H(u) \leq 0 \quad (4.42)$$

L'étape suivante de la méthode FORM consiste à réaliser une approximation linéaire de la surface de l'état-limite dans l'espace normé. Ceci consiste à remplacer la surface d'état-limite réelle $H(u) = 0$ par un hyper-plan tangent au point de conception p^* (Figure 4-3). L'équation d'un tel hyper-plan (II) est donnée par :

$$(\text{II}) : H(u) = \sum_i \alpha_i u_i + \beta = 0 \quad \forall i = 1, n \quad (4.43)$$

Où α_i désigne les cosinus directeurs de la direction p^*O , ou cosinus directeurs du gradient de H au point p^* .

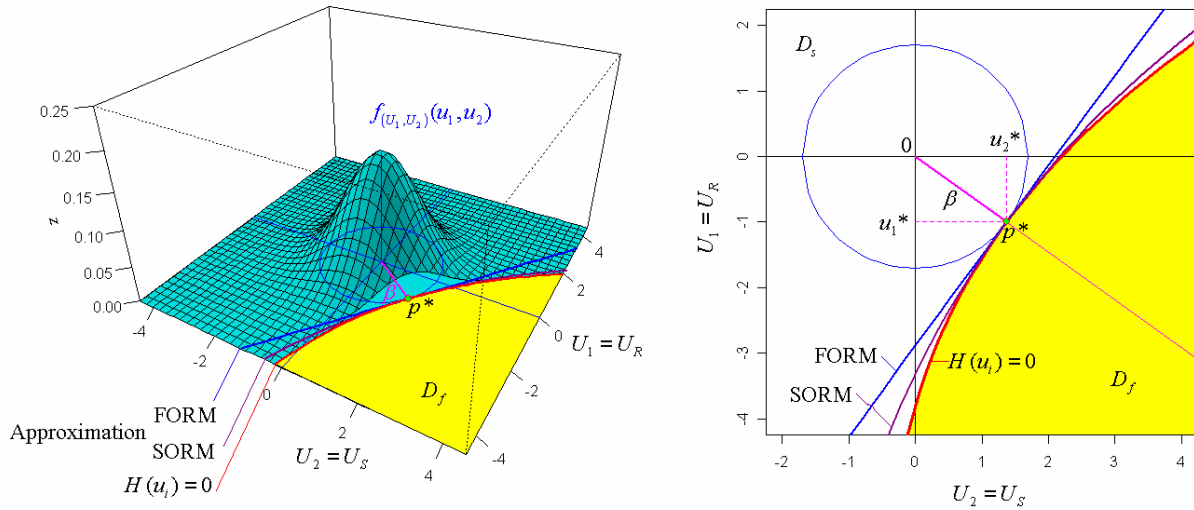


Figure 4. 3 : Exemple d.'approximation FORM et SORM de la surface d.'état-limite.

La dernière étape de la méthode FORM consiste à évaluer la probabilité de défaillance P_f représentée par la relation 4.28. Grâce à l'approximation linéaire de la surface de l'état-limite et considérant que la densité de probabilité conjointe $\Phi_n(u)$ est symétrique rotationnellement, la probabilité de défaillance P_f est estimée par la relation suivante :

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (4.44)$$

Dans laquelle Φ est la fonction de distribution de probabilité de la loi normale centrée réduite à 1 dimension $N(0,1)$ La précision de l'approximation FORM dépend de la forme de l'état-limite au point de défaillance le plus probable. La solution n'est exacte que si l'état-limite est linéaire dans l'espace des variables réduites ou tout au moins au voisinage du point de défaillance.

4.5.1.2 Détermination du point p^*

Une difficulté majeure dans la méthode FORM consiste en la détermination du point p^* . Plusieurs méthodes d'optimisation permettent de résoudre ce problème. Parmi ces méthodes, ce paragraphe résume les algorithmes nommés HLRF et iHLRF.

Algorithme HLRF

L'algorithme HLRF est résumé par les étapes suivantes : [Lemaire *et al.* 2005]

- (1) choisir un point de départ $\{u\}^{(k)}$, généralement l'origine du repère en l'absence d'informations spécifiques ;
- (2) évaluer la fonction d'état-limite $H\{u\}^{(k)}$;
- (3) calculer le gradient de l'état-limite $\{\nabla H(u)\}^{(k)}$ et sa norme $\|\nabla H(u)\}^{(k)}\|$;
- (4) calculer $\{\alpha\}^{(k)}$, par la relation 4.46 ;
- (5) calculer $\beta^{(k)}$ par la relation 4.47 ;
- (6) calculer : $\{u\}^{(k+1)}$ par la relation 4.48 ;
- (7) si $\|\{u\}^{(k+1)} - \{u\}^{(k)}\| \leq \varepsilon$ arrêter le calcul, sinon faire $k=k+1$ et aller en (2).

Dans cet algorithme, ε correspond à l'erreur admise pour la définition du critère d'arrêt, et k désigne le numéro de l'itération analysée.

Après convergence, on vérifie que $\{u\}^{(k+1)} = \{u\}^{(k)}$ et $H\{u\}^{(k)} = 0$. L'algorithme est stoppé selon un critère d'arrêt (étape 6) calculé soit à partir d'une norme du vecteur $\{u\}$, par exemple : $\|\{u\}^{(k+1)} - \{u\}^{(k)}\| < \varepsilon$ soit à partir d'une tolérance sur chacune des composantes du vecteur $\{u\}$.

$$\{\nabla H(u)\}^{(k)} = \left\{ \frac{\partial H(u^{(k)})}{\partial u^{(k)}} \right\} \quad (4.45)$$

$$\{\alpha\}^{(k)} = \frac{\{\nabla H(u^{(k)})\}}{\|\nabla H(u^{(k)})\|} \quad (4.46)$$

$$\beta^{(k)} = -(\langle u \rangle^{(k)} \{\alpha\}^{(k)}) + \frac{H(u^{(k)})}{\|\nabla H(u^{(k)})\|} \quad (4.47)$$

$$\{u\}^{(k+1)} = -\beta^{(k)} \{\alpha\}^{(k)} \quad (4.48)$$

A titre d'illustration, le tableau (4.3) suivant résume quelques itérations de l'algorithme HLFR mis en place dans le cas de l'exemple présenté dans les paragraphes précédents.

Tableau 4. 3 : Exemple d.'illustration de l.'algorithme HLRF.

Itération (k)	u_R	u_S	$H(u_i)$	$\partial H/\partial u_R$	$\partial H/\partial u_S$	$\alpha(u_R)$	$\alpha(u_S)$	β
1	0	0	1,14	0,49	-0,52	0,68	-0,73	1,61
2	-1,10	1,17	0,07	0,37	-0,52	0,58	-0,82	1,70
3	-0,98	1,38	0	0,38	-0,52	0,59	-0,81	1,70
4	-1,00	1,37	0	0,38	-0,52	0,59	-0,81	1,70
5	-1,00	1,37	0	0,38	-0,52	0,59	-0,81	1,70

Pour cet exemple, les coordonnées du point p^* sont déterminées à la quatrième itération : $u^* = (u_R^*, u_S^*) = (-1,00 ; 1,37)$

Algorithme iHLRF

Une version améliorée de HLRF a été proposée par (Zhang *et* Ellingwood. 1994) en intégrant une recherche du pas optimal. Les auteurs démontrent la convergence inconditionnelle de l'algorithme. L'itération HLRF 4.36 est réécrite sous la forme 4.49 :

$$\{u\}^{(k+1)} = \{u\}^{(k)} + \{\eta\}^{(k)} \left[\left(\langle u \rangle^{(k)} \{ \alpha \}^{(k)} - \frac{H(u^{(k)})}{\|\nabla H(u^{(k)})\|} \right) \cdot \{ \alpha \}^{(k)} - \{u\}^{(k)} \right] \quad (4.49)$$

Où $\eta^{(k)}$ est le pas à optimiser. On retrouve l'algorithme HLRF avec une valeur de $\eta^{(k)} = 1$ La règle d'Armijo donne une solution approchée pour le choix du pas $\eta^{(k)}$:

$$\eta^{(k)} = \max_{I \in N} (b^I \setminus \psi(\{u\}^{(k)} + b^I \{d\}^{(k)}) - \psi(\{u\}^{(k)}) \leq a b^I \|\nabla \psi(u^{(k)})\|^2) \quad (4.50)$$

Avec a et $b \in]0,1[$. Une valeur de 0,5 est couramment prise pour a et b .

La fonction de mérite ψ proposée par [Zhang *et al.* 1995] est :

$$\psi(\{u\}) = \frac{1}{2\|\{u\}\|^2} + c|H\{u\}| \quad (4.51)$$

Dans laquelle le choix d'une constante $c > \|\{u\}\|/\|\nabla H(\{u\})\|$ assure les conditions suffisantes d'une convergence inconditionnelle.

4.5.1.3 Détermination numérique des gradients

La plupart des méthodes d'analyse de fiabilité demandent le calcul des gradients pour déterminer la distance minimale entre l'origine de l'espace normé et l'état-limite. De plus, le

calcul des gradients est également nécessaire pour l'évaluation des mesures de sensibilité. Lorsque la fonction de la surface de l'état-limite ne présente pas une forme explicite, ce gradient peut être obtenu par différences finies numériques. (Xia et Hu, 1991), (Xiu et Karniadakis, 2002)

Dans les algorithmes de fiabilité, le calcul est principalement effectué dans l'espace normé. La transformation isoprobabiliste (§ 4.2) permet de passer de l'espace physique à celui-ci. On cherche donc des quantités de la forme :

$$\frac{\partial G(x_k)}{\partial x_k} \quad (4.52)$$

L'expression suivante constitue une différence finie centrée, permettant le calcul numérique des gradients :

$$\frac{\partial G(x)}{\partial x} \approx \frac{G(x+h) - G(x-h)}{2h} \quad (4.53)$$

La dérivée seconde par rapport à une variable est obtenue par :

$$\frac{\partial^2 G(x)}{\partial x^2} \approx \frac{G(x+h) + G(x-h) - 2G(x)}{h^2} \quad (4.54)$$

Le calcul de la dérivée seconde croisée (mixte), pour des pas respectifs $h > 0$ et $k > 0$, est donné par :

$$\frac{\partial^2 G(x,y)}{\partial x \partial y} \approx \frac{G(x+h,y+k) - G(x+h,y-k) - G(x-h,y+k) + G(x-h,y-k)}{4hk} \quad (4.55)$$

L'évaluation des dérivées secondes permet le calcul des courbures à utiliser dans l'approximation SORM (§ 4.3.2).

4.5.2 Méthode SORM

4.5.2.1 Principe de la méthode SORM

La méthode SORM (Second Order Reliability Method) comporte les mêmes étapes que la méthode FORM, mais à la différence de celle-ci, elle vise à prendre en compte les courbures de la fonction d'état-limite afin d'obtenir une meilleure approximation de la probabilité de défaillance. Dans la méthode SORM, la fonction d'état-limite est approchée par une hypersurface de degré 2, laquelle est définie à partir du calcul des courbures de la surface de l'état limite au point p^* . (Youssef D.2007)

a) *Approximation par une hyper-surface de degré 2 et calcul des courbures*

Une hyper-surface couramment utilisée pour la méthode SORM est un paraboloïde de la forme :

$$m_p(y) = -y_n + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i y_i^2 \leq -\beta \quad (4.56)$$

Ce paraboloïde est placé dans un repère de variables y obtenues par une rotation des variables u plaçant y_n selon la direction Op^* (Figure 4-3).

Les courbures principales k_i de ce paraboloïde au point p^* sont données par :

$$k_i = 2\lambda_i \quad (4.57)$$

Le paraboloïde à utiliser doit présenter les mêmes courbures au point p^* que la surface de l'état-limite. La détermination du développement de Taylor de 2^o ordre de la surface de l'état limite et d'une rotation de celle-ci permet le calcul des courbures nécessaires pour définir le paraboloïde à utiliser pour cette approximation. On part de la fonction $H(u)$ obtenue après transformation isoprobabiliste. Ensuite, on calcule le développement de Taylor de second ordre de H au point u^* :

$$H_0(u) = \nabla H(u)|_{u^*}(u - u^*) + \frac{1}{2}(u - u^*)^T \nabla^2 H(u)|_{u^*}(u - u^*) \quad (4.58)$$

Où $\nabla^2 H$ est la matrice des dérivées secondes de H , usuellement appelée le Hessian de H . On norme ensuite le gradient et on obtient la fonction \tilde{H} qui définit le même état-limite :

$$\tilde{H}(u) = \alpha(u - u^*) + (u - u^*)^T [B](u - u^*) \quad (4.59)$$

Avec

$$\alpha = \frac{\nabla H(u)|_{u^*}}{\|\nabla H(u)|_{u^*}\|} \quad \text{et} \quad [B] = \frac{\nabla^2 H(u)|_{u^*}}{2\|\nabla H(u)|_{u^*}\|}$$

On effectue ensuite un changement orthogonal de coordonnées, noté $v = [R]u$, construit afin d'obtenir pour coordonnées de $v^* = [R]u^*$ le point $(0, \dots, \beta)$. On a, dans ces conditions avec $\beta = -\alpha u^*$:

$$v = [R]u = \begin{bmatrix} [R_{n-1}] \\ -\alpha^t \end{bmatrix} u = \begin{bmatrix} [R_{n-1}]u \\ -\alpha^t u \end{bmatrix} = \begin{Bmatrix} [R_{n-1}]u \\ v_n \end{Bmatrix} \quad (4.60)$$

Où $[R_{n-1}]$ représentent les $n-1$ premières lignes de $[R]$.

Dans ce nouveau système de coordonnées, la fonction \tilde{H} s'écrit :

$$\tilde{H}(v) = (-v_n + \beta) + \left\{ \begin{bmatrix} \bar{v} \\ v_n - \beta \end{bmatrix} \right\}^t u [R][B][R]^t \left\{ \begin{bmatrix} \bar{v} \\ v_n - \beta \end{bmatrix} \right\} \quad (4.61)$$

En notant $[\bar{v}]$ le vecteur à $(n-1)$ composantes (v_1, \dots, v_{n-1}) . Ensuite on décompose la $[R][B][R]^t = [A]$ en blocs adaptés à la décomposition du vecteur :

$$[A] = \begin{bmatrix} [A_{n-1}] & C \\ C^t & a_{nn} \end{bmatrix} \quad (4.62)$$

$$\tilde{H}(v) = (-v_n + \beta) + \bar{v}[A_{n-1}]\bar{v} + 2(v_n - \beta)C^t\bar{v} + (v_n - \beta)^2 \quad (4.63)$$

Les approximations quadratiques sont déterminées à partir de ces expressions. Pour la forme parabolique représentée par la relation (4.56), les coefficients λ_i sont les valeurs propres de la matrice $[A_{n-1}]$ et les courbures principales sont finalement déterminées par la relation (4.57).

4.5.2.2 Approximation SORM

La méthode SORM permet d'obtenir une approximation de la probabilité de défaillance en tenant compte des courbures de l'état-limite au point p^* . Par exemple, une courbure positive (convexité tournée vers l'origine) a tendance à diminuer la probabilité de défaillance par rapport à l'approximation FORM. La formule de Breitung permet d'évaluer quantitativement l'influence des courbures sur l'évaluation de la probabilité de défaillance [Breitung 1984] :

$$P_f \approx \phi(-\beta) \left(\sum_{\alpha=1}^n \left(\prod_{j=1}^{n-1} (1 + \beta K_j^\alpha)^{-\frac{1}{2}} \right) \right) \quad (4.63)$$

Où K_j^α sont les courbures principales des points u^α pour lesquels $\|u^\alpha\| = \beta$.

Pratiquement, la relation est généralement appliquée avec un seul point :

$$P_f \approx \phi(-\beta) \left(\left(\prod_{j=1}^{n-1} \frac{1}{\sqrt{1 + \beta K_j}} \right) \right) \quad (4.64)$$

Les méthodes FORM et SORM qui sont des méthodes d'approximation, sont généralement bien suffisantes, compte tenu des incertitudes existant par ailleurs [Lannoy 2004]. A titre d'illustration, le calcul des courbures de l'état-limite de l'exemple se résume dans les étapes suivantes :

$$\text{Calcul du Hessien, } \nabla^2 H(u_i) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 H}{\partial u_R^2} & \frac{\partial}{\partial u_R} \left(\frac{\partial H}{\partial u_s} \right) \\ \frac{\partial}{\partial u_s} \left(\frac{\partial H}{\partial u_R} \right) & \frac{\partial^2 H}{\partial u_s^2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,10 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (4.65)$$

Calcul des matrices B, R et A :

$$[B] = \begin{bmatrix} 0,078 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}; [R] = \begin{bmatrix} 0,81 & 0,59 \\ -0,59 & 0,81 \end{bmatrix}, \text{ avec } [R] = 1; [A] = \begin{bmatrix} 0,051 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

A partir de la matrice A, on obtient le coefficient $\lambda_i = 0,051$ qui permet de définir le paraboloïde de la relation 4.44 (Figure 4-3), pour lequel la courbure $k_i = 0,102$ est déterminée par la relation 4.45. La courbure du paraboloïde de la Figure 4-3 a été volontairement diminuée afin de pouvoir le distinguer de la surface d'état-limite.

4.5.3 Analyse de sensibilité

Une analyse de sensibilité vise à connaître le poids d'une variable et à identifier l'influence de sa variation sur la fonction de performance et sur la fiabilité de la structure.

4.5.3.1 Sensibilité de la fonction de performance

Elle s'intéresse à la variation de la fonction de performance lors de l'évolution d'une variable. Cette sensibilité s_i correspond à la dérivée de la fonction de performance $G(\{x\})$ par rapport aux variables x_i :

$$s_i = \frac{\partial G(\{x\})}{\partial x_i} = \nabla_i G(\{x\}) \quad (4.66)$$

$$\overline{s_i} = \frac{\partial G(\{x\})}{\partial x_i} \frac{\partial x_i}{\partial G(\{x\})} | \{x\} = \{x_r\} \quad (4.67)$$

Cette quantité, sans dimension, est dénommée élasticité mécanique. Le calcul des sensibilités de la fonction de performance offre, dans la plupart des cas pratiques, des indications raisonnables sur l'importance relative des différentes variables du système.

4.5.3.2 Sensibilité de la fiabilité

Les variables peuvent avoir une faible influence sur la variation de la fonction de performance, mais présenter une grande dispersion probabiliste. L'étude de l'importance des variables aléatoires et de leurs paramètres de distribution permet d'avoir une idée claire et précise sur la fiabilité d'une structure. Elle vise à évaluer les effets des variations sur la défaillance du système mesurée par β au point de défaillance le plus probable. Il existe plusieurs mesures d'importance : [Lemaire *et al.* 2005]

- la sensibilité de l'indice de fiabilité β aux variables de conception ;
 - la sensibilité de β aux paramètres des lois de distribution ;
 - la sensibilité de β aux paramètres de la fonction de performance ;
- auxquelles il est possible d'associer également les élasticités correspondantes.

a) Sensibilité de β aux variables aléatoires normées :

$$\beta = -\{\alpha\}^t \{u\} \Rightarrow \frac{\partial \beta}{\partial u_i} |_{u^*} = -\alpha_i \quad (4.68)$$

Les cosinus directeurs représentent les sensibilités de l'indice de fiabilité dans l'espace normé vis-à-vis de chacune des variables aléatoires normées.

Comme $\sum_i \alpha_i^2 = 1$, il est usuel de représenter l'influence de la variabilité des variables de conception sous la forme d'un diagramme circulaire de surface unitaire. (Sobol, 1993)

b) Sensibilité de β aux variables aléatoires physiques :

Elle peut être évaluée à partir de l'expression suivante :

$$\{\gamma_{phys}\} = \frac{[J]^t \{\alpha\}}{\|[J]^t \{\alpha\}\|} \quad \text{avec} \quad [J] = \frac{\partial T_i(\{\alpha\})}{\partial x_j} |_{x^*} \quad (4.69)$$

Pour le cas de variables physiques dépendantes, le principe est d'estimer l'importance des variables $\{\hat{x}\}$ dans la variance totale par le vecteur d'importance $\{\gamma\}$ défini par :

$$\{\gamma\} = \frac{[\sigma_{\hat{x}}]U]^t\{\alpha\}}{\|[\sigma_{\hat{x}}]U]^t\{\alpha\}\|} \quad (4.70)$$

C) Sensibilité de β aux paramètres des lois de distribution

On considère le $\gamma^{\text{ème}}$ paramètre p_i (noté $p_{i\gamma}$) de la variable X_i . Si les variables considérées sont indépendantes, la sensibilité de β aux paramètres $p_{i\gamma}$ des lois de distribution est évaluée par :

$$\alpha_{i\gamma} = \frac{\partial \beta}{\partial p_{i\gamma}} \Big|_{u^*} = \sum_j \frac{\partial \beta}{\partial u_i} \frac{\partial u_i}{\partial p_{i\gamma}} \Big|_{u^*} = -\alpha_i \frac{1}{\phi(u_i^*)} \frac{\partial F_{X_i}(x_i^*, p_{i\gamma})}{\partial p_{i\gamma}} \quad (4.71)$$

Où $p_{i\gamma}$ sont les paramètres des lois de distribution et x_i^* est définie par $\Phi(u_i^*) = F_{X_i}(x_i^*, p_{i\gamma})$. Si les variables sont corrélées, la sensibilité de β aux paramètres des lois de distribution est évaluée par :

$$\alpha_{i\gamma} = \frac{\partial \beta}{\partial p_{i\gamma}} \Big|_{u^*} = \sum_j \frac{\partial \beta}{\partial u_i} \frac{\partial u_i}{\partial p_{i\gamma}} \Big|_{u^*} = - \sum_j \alpha_i \frac{\partial}{\partial p_{i\gamma}} (\sum_k \Gamma_{0,jk} \hat{u}_k) \Big|_{u^*} \quad (4.72)$$

Où $[\Gamma_0] = [L]^{-1}$ (relation 4.20) est l'inverse de la matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Cholesky de $[\rho_0]$.

c) Sensibilité de β aux paramètres de la fonction performance

On s'intéresse à l'évolution du point de conception p^* lors de la variation du paramètre intervenant dans la fonction de performance :

$$\frac{\partial \beta}{\partial p_i} = \frac{1}{\|\nabla H(\{u\}, \{p\})\|} \frac{\partial H(\{u\}, \{p\})}{\partial p_i} \quad (4.73)$$

d) Elasticité des paramètres

L'élasticité des paramètres est obtenue par normalisation des sensibilités :

$$e_{pi} = \frac{p_i}{\beta} \frac{\partial \beta}{\partial p_i} \quad (4.74)$$

Les mesures de sensibilité fiabilistes sont des éléments particulièrement importants pour le concepteur ; elles sont même plus importantes que la probabilité de défaillance elle-même (qui est très délicate à interpréter). En effet, les variables peuvent avoir une faible influence sur la variation de la fonction de performance, mais présenter une grande dispersion probabiliste et une importante influence sur la fiabilité de la structure.

4.6 Méthodes de simulation

Les méthodes de simulation consistent à effectuer un échantillonnage aléatoire des variables de base. La fonction d'état-limite est ensuite évaluée pour chacun des tirages, et la valeur de P_f est estimée à partir du comptage des défaillances.

Toutes les méthodes de simulation numériques utilisent un générateur de nombres pseudoaléatoires pour réaliser l'échantillonnage. La méthode de simulation la plus simple est la simulation de Monte Carlo classique, mais elle présente un coût très élevé en terme du nombre de calculs de la fonction de performance. Les méthodes de simulations de Monte Carlo conditionnées permettent de réduire le nombre de calculs nécessaires. (Bjerager et Krenk, 1989)

4.6.2 Génération de nombres pseudo-aléatoires

4.6.2.1 Génération d'une distribution uniforme

La génération de nombres pseudo-aléatoires est à la base de toutes les méthodes de simulation numérique. Elle est indispensable pour la création d'une série de réalisations des variables aléatoires selon une loi de distribution donnée. La génération de nombres aléatoires pour une loi quelconque passe toujours par la génération des réalisations de variables à distribution uniforme dans l'intervalle $[0,1[$. (Bauer et Pula, 2000)

Les algorithmes de génération de nombres pseudo-aléatoires sont basés sur des fonctions récursives déterministes. L'ensemble des nombres engendrés est donc reproductible si on injecte les mêmes conditions de départ. C'est pour cette raison qu'on les appelle

« nombres pseudo-aléatoires ».

A titre d'exemple, un algorithme (générateur congruentiel mixte) utilisé pour engendrer une suite x_i est basée sur le calcul du reste de la division par un nombre entier m :

$$x_{i+1} = a x_i + c - m k_i \text{ avec } k_i = \text{integer} \left(\frac{a x_i + c}{m} \right) \quad (4.75)$$

Où a, c et m sont des entiers non négatifs et l'opérateur integer (.) désigne la partie entière de la division. Le nombre obtenu x_i appartient à l'intervalle $[0, m[$. Afin d'obtenir un nombre \bar{u}_i appartenant à l'intervalle $[0,1[$, il est nécessaire de réaliser la division : $\bar{u}_i = x_i/m$

Dans la littérature on trouve plusieurs types de générateurs de nombres aléatoires : générateur multiplicatif, générateur congruentiel additif et générateur congruentiel mixte, par exemple. Un exemple de générateur avec une période très élevée est le générateur « Mersenne

Twister ». Il est proposé par Matsumoto et Nishimura et possède une période de $2^{19937} - 1$.

C'est le générateur de nombres aléatoires par défaut dans des logiciels tels que R et MATLAB. La qualité d'un générateur est définie par la bonne représentation de la loi uniforme, par l'indépendance statistique, par la reproductibilité, par la vitesse de génération et par la longueur du cycle. Pour la génération de nombres pseudo-aléatoires dans une analyse de fiabilité, il est nécessaire de prendre quelques précautions telles que la réalisation de tests de comparaison avec des résultats analytiques et une étude statistique des échantillons obtenus.

4.6.2.2 Générateurs de distributions non uniformes

Méthode de la transformation inverse

Soit \bar{U} une variable aléatoire obéissant à une loi uniforme définie sur $[0, 1[$ et \bar{u} une réalisation de cette variable. Le principe de la méthode de la transformation inverse est présenté par la figure suivante :

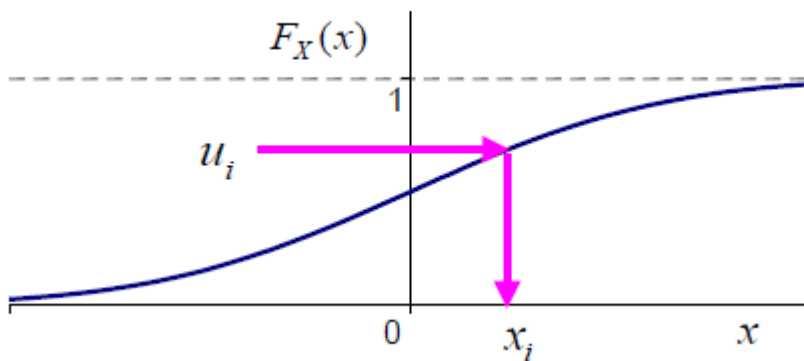


Figure 4. 4 : Construction d'une variable aléatoire par inversion de la distribution de probabilité.

Si \bar{U} est une variable aléatoire uniformément répartie sur l'intervalle $[0,1[$, alors la variable X , définie par l'expression 4.64 possède une fonction de répartition $F_X(x)$:

$$X = F_X^{-1}(\bar{U}) \quad (4.64)$$

Ainsi, afin de générer une réalisation x_i de la variables X_i , il suffit de donner un nombre \bar{u}_i et de déduire la variable correspondante x_i par $x_i = F_X^{-1}(\bar{u}_i)$

4.6.3 Simulation de Monte-Carlo classique

Si l'on se place dans l'espace des variables normées $\{U\}$, la première étape des simulations de Monte Carlo consiste à effectuer des tirages dans tout l'espace selon la loi multi-

normale composée de n variables ϕ_n (Figure 4-5). L'intégrale à évaluer est : [Lemaire *et al.* 2005]

$$P_f = \int_{D_f} \phi_n(u_k) du_1 du_2 \dots du_n \quad (4.76)$$

Où P_f est la probabilité de défaillance, $\phi_n(u_k)$ est la fonction de densité multi-normale de dimension n et D_f est le domaine de défaillance défini par $H(u_k) \leq 0$ (ou $G(x_k) \leq 0$).

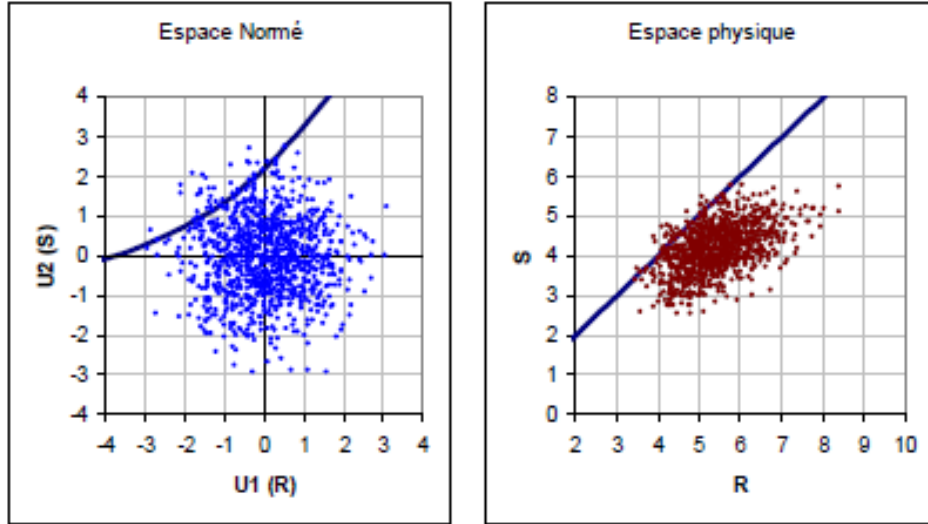


Figure 4. 5 : Construction d'une variable aléatoire par inversion de la distribution de probabilité.

Ensuite, on dénombre les défaillances obtenues à l'aide d'un indicateur de défaillance I_{D_f} défini par :

$$I_{D_f} = \begin{cases} 1 & \text{si } H(u_k) \leq 0 \\ 0 & \text{si } H(u_k) > 0 \end{cases} \quad (4.77)$$

Ainsi, l'intégrale 4.67 peut être écrite sous la forme :

$$P_f = \int_{R^n} I_{D_f} \phi_n(u_k) du_1 du_2 \dots du_n = E[I_{D_f}] \quad (4.78)$$

Où $E[.]$ est l'espérance mathématique.

En pratique, la fonction de performance $H(u)$ définie dans l'espace normé n'est pas explicite. La procédure de génération de distributions quelconques corrélées permet de transformer les réalisations des variables normées u_i vers les variables x_i présentes dans la fonction de performance $G(x)$ définie dans l'espace des variables physiques. (Honjo Y, 2008)

Pour N tirages aléatoires, une estimation de P_f et de sa variance est donnée par 4.79 et 4.80 :

$$P_f = E[I_{D_f}] \approx \check{P}_f = \frac{1}{N} \sum_{r=1}^N I_{D_f}^{(r)} \quad (4.79)$$

$$Var[\check{P}_f] = \frac{1}{N} P_f (1 - P_f) \approx \frac{1}{N} \check{P}_f (1 - \check{P}_f) \quad (4.80)$$

Pour un intervalle à 95%, $t_{0.975} \approx u_{0.975} = 1,96$, d'où :

$$\tilde{P}_f \left(1 - 1,96 \sqrt{\frac{1-\tilde{P}_f}{NP_f}} \right) \leq P_f \leq \tilde{P}_f \left(1 + 1,96 \sqrt{\frac{1-\tilde{P}_f}{NP_f}} \right) \quad (4.81)$$

L'indice de fiabilité associé à l'estimateur \tilde{P}_f est donné par la relation :

$$\tilde{\beta} = -\Phi^{-1}(\tilde{P}_f) \quad (4.82)$$

D'une manière générale, pour évaluer correctement une probabilité de l'ordre de 10^{-n} , il faut effectuer de 10^{n+2} à 10^{n+3} simulations.

4.7 Conclusion :

D'autres types de simulations sont disponibles dans la littérature, telles que les simulations directionnelles, les tirages adaptatifs, les tirages stratifiés, les tirages d'importance conditionnés. Les méthodes basées sur la connaissance du point de conception p^* sont nettement plus efficaces et donnent un bon contrôle de l'approximation FORM ou SORM, mais elles ne permettent pas de détecter la présence d'un éventuel autre minimum.

Les méthodes de simulation ont l'avantage de pouvoir traiter des cas très complexes, tels que, par exemple, les états-limites irréguliers ou non différentiables ou les états-limites combinés des systèmes série ou parallèle.

Les méthodes basées sur la connaissance du point de conception sont généralement efficaces mais peuvent donner une fausse estimation de la probabilité de défaillance si le point de calcul est un minimum local, ou bien s'il existe plusieurs minimums.

CHAPITRE 5: Etude déterministe et probabiliste de la liquéfaction (Site Mostaganem)

5.1 Introduction

L'objectif annoncé dans cette partie est de présenter en détail le site d'étude, et les méthodes déterministes et probabilistes pour le calcul du potentiel de liquéfaction. Une analyse des données ainsi qu'un calcul par les deux approches sera mené. Dans un premier temps, le contexte géologique et géotechnique du projet est analysé, les reconnaissances géotechniques réalisées et les conclusions auxquelles elles ont abouti sont présentées.

5.2 Situation du projet

Le C.G.S à mis à notre disposition l'ensemble des données relatives à un projet de réalisation d'un central électrique cycle 1200 MW à Mostaganem. Le terrain étudié est localisé à l'Est de la ville de Mostaganem au niveau de la plage Sonachter à côté de la station de dessalement des eaux de mer.(Figure 5.1)

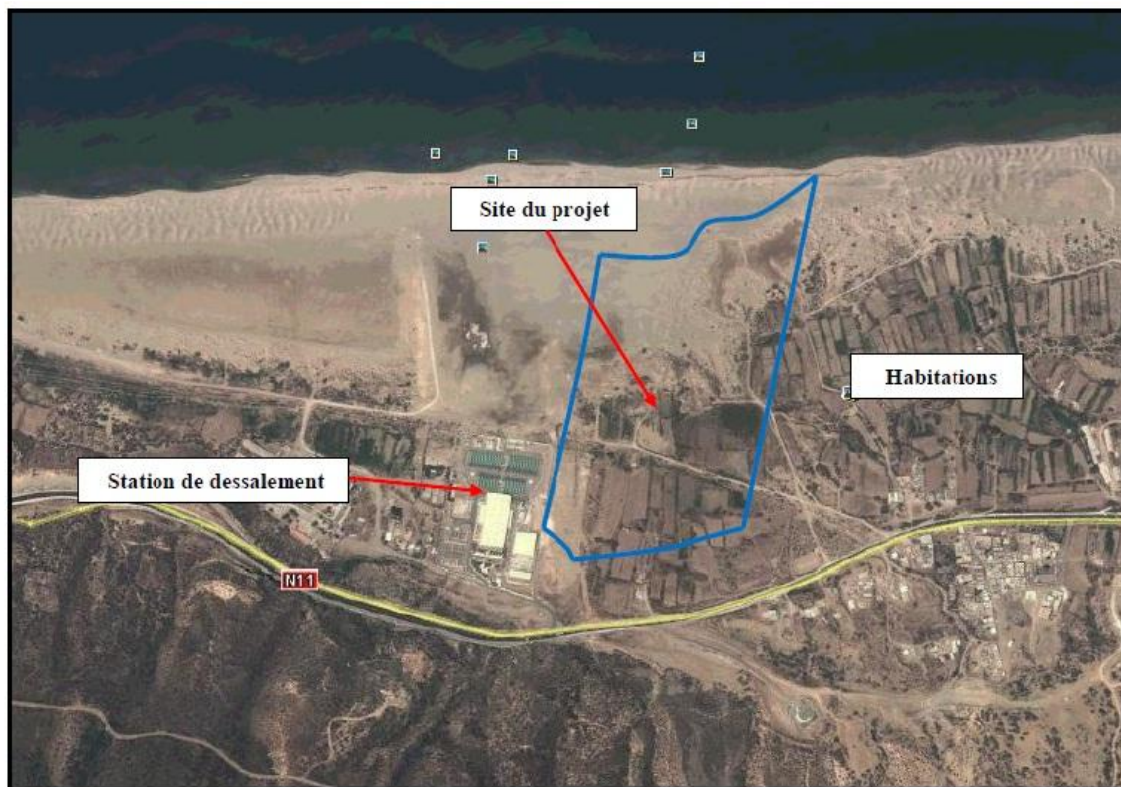


Figure 5. 1 : Situation du projet

Le site réservé au projet est relativement plat avec quelque dune de sable (Figure 5.2 et 5.3)



Figure 5. 2 : Difficulté d'accès du aux dunes de sable de mer (Rapport géotechnique)



Figure 5. 3 : Difficulté d'accès du aux dunes de sable de mer (Rapport géotechnique)

5.3 Sismicité

La conception et la réalisation du projet devront tenir de la sismicité de la région et se référer à la réglementation. La région de Mostaganem est située dans une zone de moyenne sismicité (Zone II), pour le calcul dynamique de l'ouvrage, il y a lieu de se référer au règle parasismique Algérien mis en vigueur (RPA 99 version 2003).

5.4 Contexte géologique

5.5.1 Géologie régionale :

La feuille de Mostaganem et celle de Belle – cote qui lui fait suite dans l'angle Nord – Est entièrement recouverte par le grand plateau grès – sableux de Mostaganem, qui sépare la plaine de Debrouse ville de la mer. Au Nord, ce plateau est interrompu par la vallée du Chélif, laquelle se resserre vers l'embouchure en une gorge profonde qui coupe l'arrêt de Quartzites Medjaniens (Djebel Diss, Dj.Aizeuli.Dj.Zegmoum) et les formations de l'Oligocène et du Miocène inférieur qui marquent l'extrémité occidentale du Dahra et qui manquent plus au sud. Sur la rive droite du fleuve, le plateau reprend et s'étale sur la feuille voisine de Bousquet.

Au sud, les grès du plateau de Mostaganem s'élèvent au dessus de la grande dépression qui s'étend jusqu'à Perrégaux, constituée aux dépens des marnes sahéliennes qui affleurent sous le Pliocène et probablement aussi par le Trias, dont un important lambeau se montre, dans une situation assez anormale, à Noisy les Bains.

Le plateau de Mostaganem est irrégulier et présente quelques saillies élèvent à 389 mètres au Djebel Trek el Touires. Son altitude moyenne est de 200 mètres, mais il s'abaisse lentement et progressivement vers l'Ouest pour tomber à une centaine de mètre à l'embouchure de la Macta. Il se poursuit d'ailleurs dans cette direction sur la feuille Saint Louis, d'où il se relie aux grès Pliocène de la région d'Oran. En fin, vers l'Est, le plateau de Mostaganem s'étend sur la feuille de Bel Acel, ou il participé aux plissements qui ont ridé le Dahra en chaînons de direction Sud - Ouest – Nord – Est.

5.5.2 Géologie locale :

Le terrain est composé de dépôts Quaternaire récent constitués de sable plus ou moins argileux, résultats d'anciennes plages émergées (niveau inférieur) recouvrant ainsi un substratum Pliocène marneux, mis en évidence par des sondages carottés déjà effectués sur le site de la station de dessalement déjà réaliser à côté du site projeté pour recevoir la centrale électrique.

5.5. Programme de reconnaissances géotechniques

Le programme d'investigation géotechnique, arrêté conjointement entre les représentants du maître de l'ouvrage et ceux du L.C.T.P, comporte la réalisation de : (voir plan d'implantation des essais in –situ Figure 5I.5).

- ❖ Treize (13) sondages carottés dont :
- ❖ (8) de 30 m de profondeurs avec essais Down Hole tous les 01 m
- ❖ Cinq (5) de 20 m de profondeur équipés de piézomètre
- ❖ (8) sondages pressiométriques de 20 m de profondeur avec essais tous les 01 m
- ❖ Essais S.P.T dans les formations pulvérulentes (sableuses).
- ❖ (23) essais au pénétromètre statique poussés jusqu'au refus.
- ❖ (20) sondages électriques verticaux
- ❖ Essais de laboratoire

La consistance de ces campagnes est rappelée dans la figure 5.5

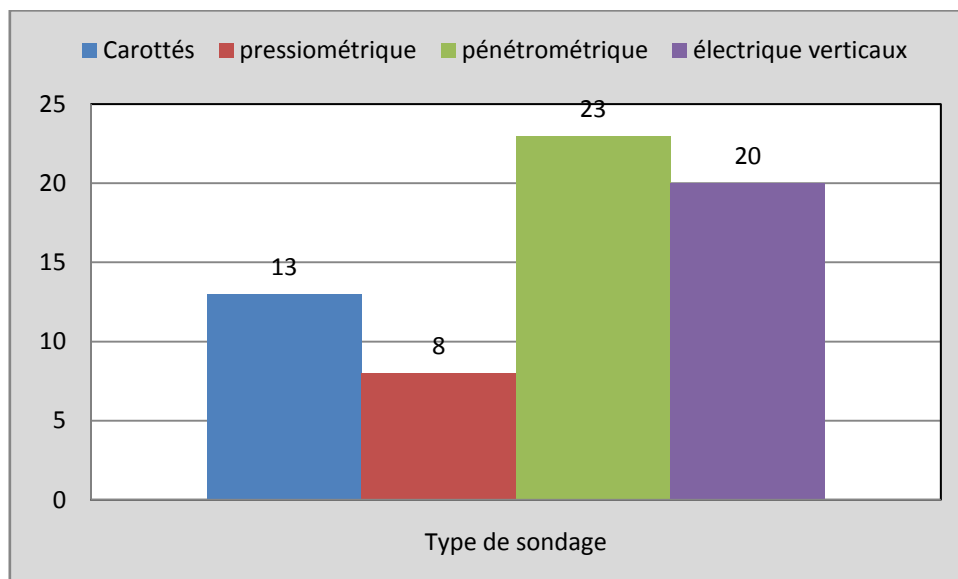


Figure 5. 4 : consistance de différentes campagnes de reconnaissance

La figure (5.5) montre l'implantation des sondages dans le site d'étude.

5.5.1 Essais de pénétromètre standard (S.P.T):

5.5.1.1 Principe

L'essai **SPT** consiste à battre dans le sol un carottier normalisé et à compter le nombre de coups (N) nécessaires pour enfoncer le carottier de 30 cm à raison de deux passes de 15 cm. C'est un essai très indiqué dans les sols pulvérulents (où il est souvent impossible de récupérer des échantillons intacts pour les essais en laboratoire), car il permet à partir du nombre de coups mesures et grâce à des corrélations d'estimer l'angle de frottement, la compacité et la force portante des sables.

L'essai est peu précis dans le cas suivant :

- Lorsque le matériau de la couche étudiée contient des éléments de grosseur supérieure à 2 cm.
- En fait, lorsque le nombre de coups pour enfoncer le carottier sur une profondeur de 15 cm est supérieur à 50, la présence d'un bloc ou d'un gros gravier est presque sûrement indiquée (à moins bien entendu qu'il ne s'agisse d'un rocher ou d'un sable fortement cimenté).
- Les valeurs brutes obtenues N1, N2 et N3 de l'essai SPT réalisé et dont, seules les valeurs N2 et N3 seront prises en considération, car la valeur N1 correspond à la partie remaniée du sol et donc à éliminer, ainsi la valeur de N que nous prendrons en considération sera : $N = N2 + N3$
- Dans les sols cohérents, son emploi est déconseillé à cause des pressions interstitielles qui se développent sous le choc du carottier SPT. Une bonne part de l'énergie de battage se trouve absorbée par l'eau et ne participe pas à l'enfoncement de l'appareil.

5.5.1.2 Résultats des essais S.P.T :

- Calcul du nombre de coups exact mesuré par l'essai S.P.T : Les valeurs brutes obtenues N1, N2 et N3 de l'essai S.P.T réalisés et dont, seules les valeurs N2 et N3 seront prises en considération, car la valeur N1 correspond à la partie remaniée du sol et donc à éliminer, ainsi la valeur de N que nous prendrons en considération sera : $N = N2 + N3$. (Moradi et al, 2011)
- Le nombre N est appelé résistance à la pénétration.

Figure 5. 5 : Implantation des sondages

Tableau 5. 1 : Tableau récapitulatif représentant les valeurs brutes des essais SPT (N1, N2, N3)

N° Sondage	Profondeur (m)	N ₁	N ₂	N ₃	N ₂ + N ₃	Classification du sol selon la norme XP P95-011
SC01	3.00-3.55	06	08	11	19	Sol moyennement dense
	6.00-6.55	11	13	17	30	Sol moyennement dense
	9.00-9.55	10	12	25	36	Sol dense
	15.00-15.55	16	17	26	53	Sol dense
	18.00-18.55	17	23	28	51	Sol très dense
Sc02	3.00-3.55	06	17	20	37	Sol dense
	6.00-6.55	17	19	20	39	Sol dense
	9.00-9.55	15	12	25	37	Sol dense
	12.00-12.55	08	13	25	37	Sol dense
	15.00-15.55	10	12	19	31	Sol dense
	18.00-18.55	08	12	15	27	Sol moyennement dense
Sc05	3.00-3.55	09	15	25	39	Sol dense
	6.00-6.55	11	17	27	55	Sol dense
	9.00-9.55	12	17	25	52	Sol très dense
Sc06	3.00-3.55	09	13	18	31	Sol dense
	6.00-6.55	12	15	20	35	Sol dense
	9.00-9.55	15	18	27	55	Sol dense
	12.00-12.55	08	12	16	28	Sol moyennement dense
	15.00-15.55	13	15	22	37	Sol dense
	18.00-18.55	11	17	25	51	Sol dense
Sc08	3.00-3.55	08	13	23	36	Sol dense

	6.00-6.55	10	15	25	39	Sol dense
	9.00-9.55	07	17	16	33	Sol dense
	12.00-12.55	17	19	20	39	Sol dense
	15.00-15.55	12	18	27	55	Sol dense
	18.00-18.55	15	18	27	55	Sol dense
Sc10	3.20-3.65	10	13	21	35	Sol dense
	5.55-6.00	09	13	19	32	Sol dense
	9.05-9.50	08	15	25	38	Sol dense
	11.55-12.00	11	15	25	50	Sol dense
Sc11	2.55-3.00	09	15	22	36	Sol dense
	5.55-6.00	11	17	25	51	Sol dense
	8.55-9.00	13	18	27	55	Sol dense
	11.55-12.00	15	17	26	53	Sol dense
Sc12	3.00-3.55	08	12	18	30	Sol moyennement dense
	6.00-6.55	09	13	19	32	Sol dense
	9.55-10.00	12	16	19	35	Sol dense
	12.00-12.55	08	16	21	37	Sol dense
	18.00-18.55	11	16	20	36	Sol dense
	20.55-21.00	12	17	25	51	Sol dense
Sc15	2.55-3.00	05	08	12	20	Sol moyennement dense
	5.55-6.00	05	08	10	18	Sol moyennement dense
	8.55-9.00	07	12	15	27	Sol moyennement dense
	11.55-12.00	08	12	17	39	Sol dense
	15.55-15.00	08	13	18	31	Sol dense
	17.55-18.00	10	13	19	32	Sol dense

Sc15	5.55-6.00	10	13	18	31	Sol dense
	8.55-9.00	12	15	19	35	Sol dense
	11.55-12.00	10	15	21	35	Sol dense
Sc17	3.00-3.55	07	10	13	23	Sol moyennement dense
	6.00-6.55	09	13	17	30	Sol moyennement dense
	9.00-9.55	12	17	21	38	Sol dense
	12.00-12.55	15	17	25	52	Sol dense
Sc19	3.00-3.55	06	10	13	23	Sol moyennement dense
	6.00-6.55	09	12	17	29	Sol moyennement dense
	9.00-9.55	10	15	21	36	Sol dense
	12.00-12.55	11	13	17	30	Sol moyennement dense
	15.00-15.55	07	09	10	19	Sol moyennement dense
	18.00-18.55	06	08	08	16	Sol moyennement dense
	20.00-21.00	11	12	15	27	Sol moyennement dense
Sc21	3.00-3.55	07	15	22	37	Sol dense
	6.00-6.55	06	12	23	35	Sol dense
	9.00-9.55	06	13	18	31	Sol dense
	12.00-12.55	08	12	15	27	Sol moyennement dense
	15.00-15.55	07	12	12	25	Sol moyennement dense

La figure 5.6, montre la dispersion du N_{spt} en profondeur pour le site étudié.

La figure 5.7 représente un histogramme de N_{spt} corrigées pour tous les échantillons pulvérulents avec des profondeurs allant jusqu'au 22 m. La fonction de densité de probabilité lognormale pour l'ensemble des données est également indiquée. La distribution log-normale approprié est estimée à partir de la moyenne et de l'écart type des données lognormale transformées.

Les statistiques descriptives pour le N_{spt} sont résumées au tableau 1 et confirment les résultats visuels les histogrammes. Une autre manière de mesurer la dispersion des données est de calculer le coefficient de variation, CV, qui fournit une mesure relative de dispersion des données par rapport à la moyenne: $cv = \sigma / m$.

Lorsque le cv est petit, la dispersion de données comparées à la moyenne est faible; lorsque le cv est grand, la quantité de variation est grande.

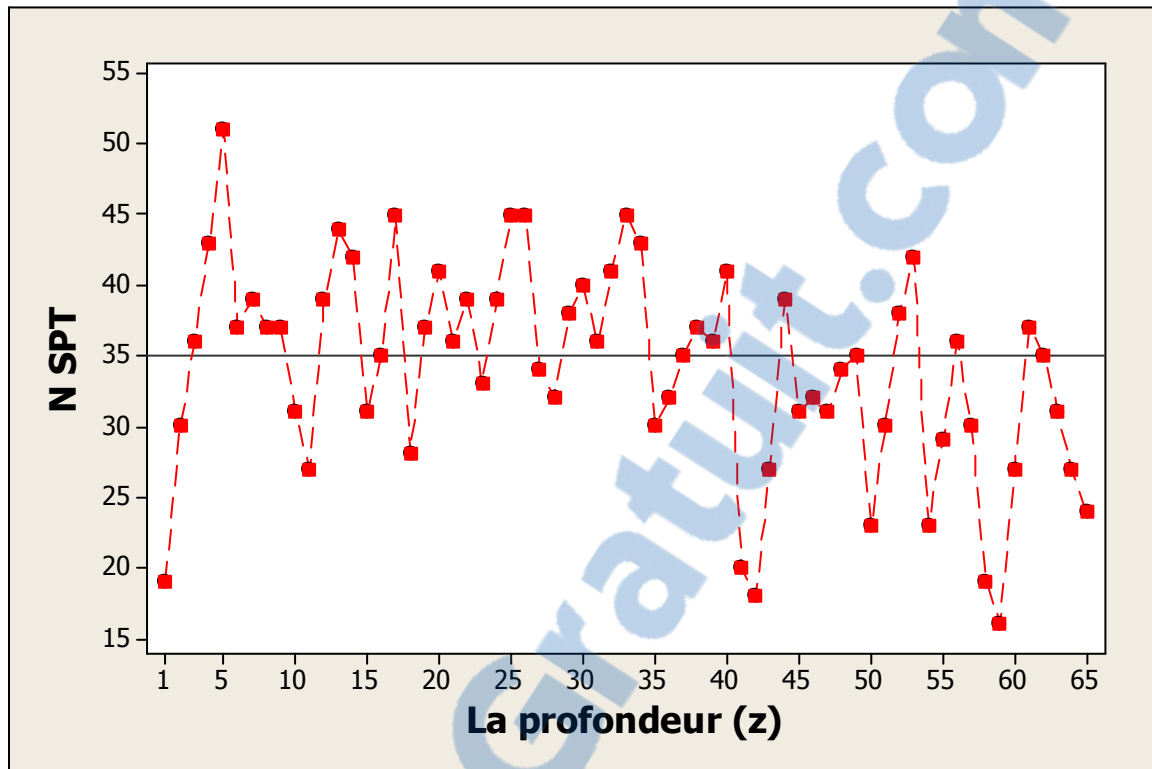


Figure 5. 6 ; Variation du nombre de coups SPT avec la profondeur

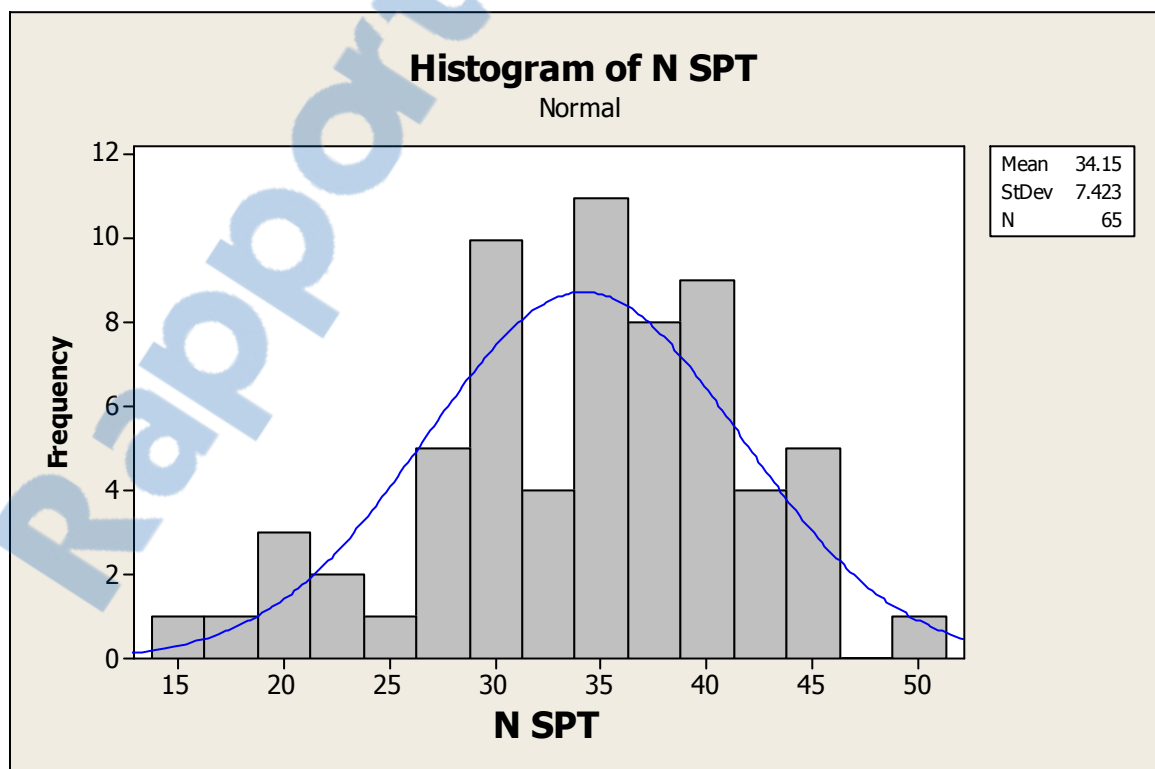


Figure 5. 7: Histogramme du N spt du site

5.6 EVALUATION DETERMINISTE ET PROBABILISTE DE LA LIQUEFACTION

L'évaluation du potentiel de liquéfaction par les méthodes empirique et semi empirique est devenu de plus en plus populaire est utilisable pour les ingénieurs. Ces méthodes utilisent des relations déterministe pour le développement des courbes limites afin d'observer l'apparition ou non de la liquéfaction.

La méthode simplifiée proposée par Seed et Idris (1971, 1982), est basée sur l'évaluation de la résistance de la liquéfaction qui est le résultat de l'essai de pénétromètre standard (SPT).

D'autres méthodes telles que les approches probabilistes pour calculer la probabilité de la liquéfaction ont été développées pour compléter le calcul déterministe.

Dans l'analyse probabiliste, le potentiel de liquéfaction est généralement exprimé comme une fonction de probabilité de liquéfaction en se basant sur plusieurs approches (Liao et al 1988, Youd et Noble 1997 ; Toprak et al 1999, Juang et al 2002).

Pour une application de ces méthodes, une étude déterministe et probabiliste a été réalisée sur le site en considération

5.6.1 ETUDE DETERMINISTE

L'évaluation déterministe du potentiel de liquéfaction est réalisée en utilisant la valeur du coefficient de sécurité (FS), qui est donné par le rapport entre CRR et CSR. Le sol est supposé être liquéfiable si le facteur de sécurité $F_s < 1$, et il est non liquéfiable si $F_s > 1.25$. Moyenne susceptibilité pour $1 < F_s < 1.25$, selon le RPA 99 corrigé en 2003, le coefficient de sécurité est de 1.25. (Benahchili et Zendagui, 2016)

Le FS est calculé pour une accélération $a = 0.3g$, selon RPA 99 version 2003 ($a_{max} = 0.3$ qui correspond à l'accélération du site selon, zone IIb, selon RPA 99 version 2003), et une magnitude de 7.5.

Les caractéristiques des paramètres du sol pour le sondage SC02 est représentée dans les figures 5.8 et 5.9.

Si on considère l'unité pour le FS, les profondeurs 9m à 13m, et à partir de 15m, il existe un risque de liquéfaction. Pour un coefficient de 1.25 selon le R.P.A 2003, les couches susceptibles de se liquéfier sont situées entre 7m à 15m et à partir de 16m.

Un exemple de calcul des caractéristiques du sol ainsi que le coefficient de sécurité FS est présenté dans le tableau 5.2.

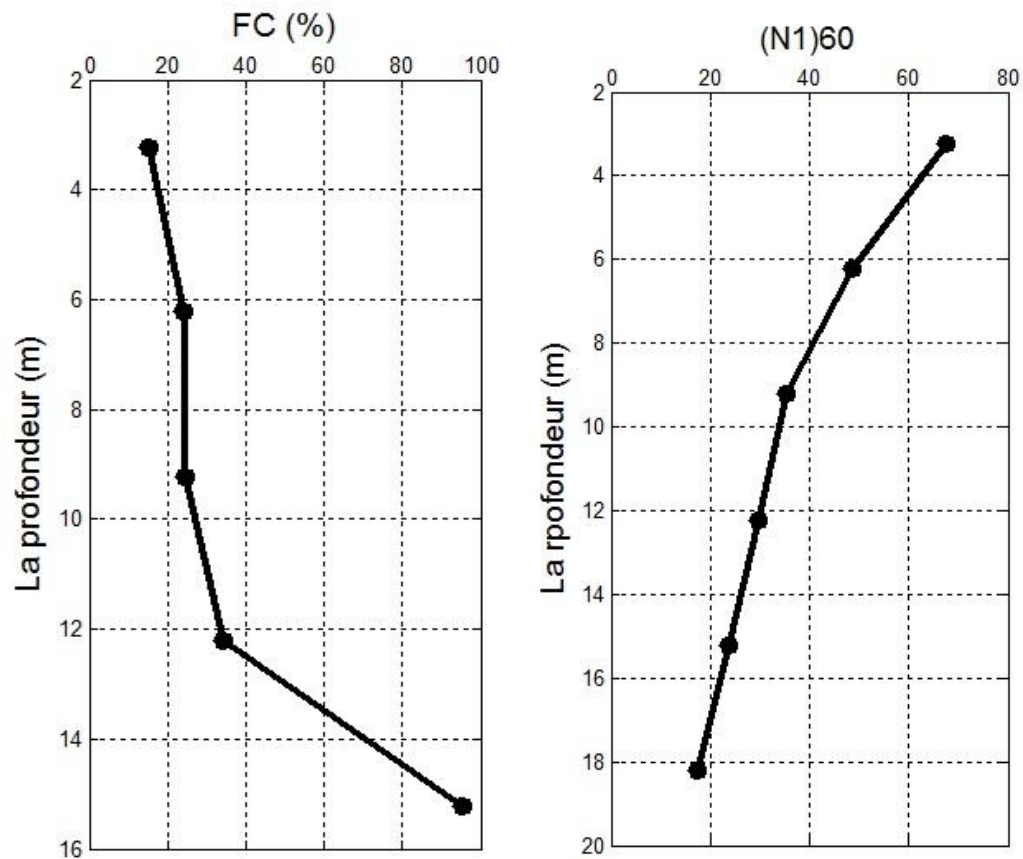


Figure 5. 8 : Variation de FC et (N1)60 en profondeur

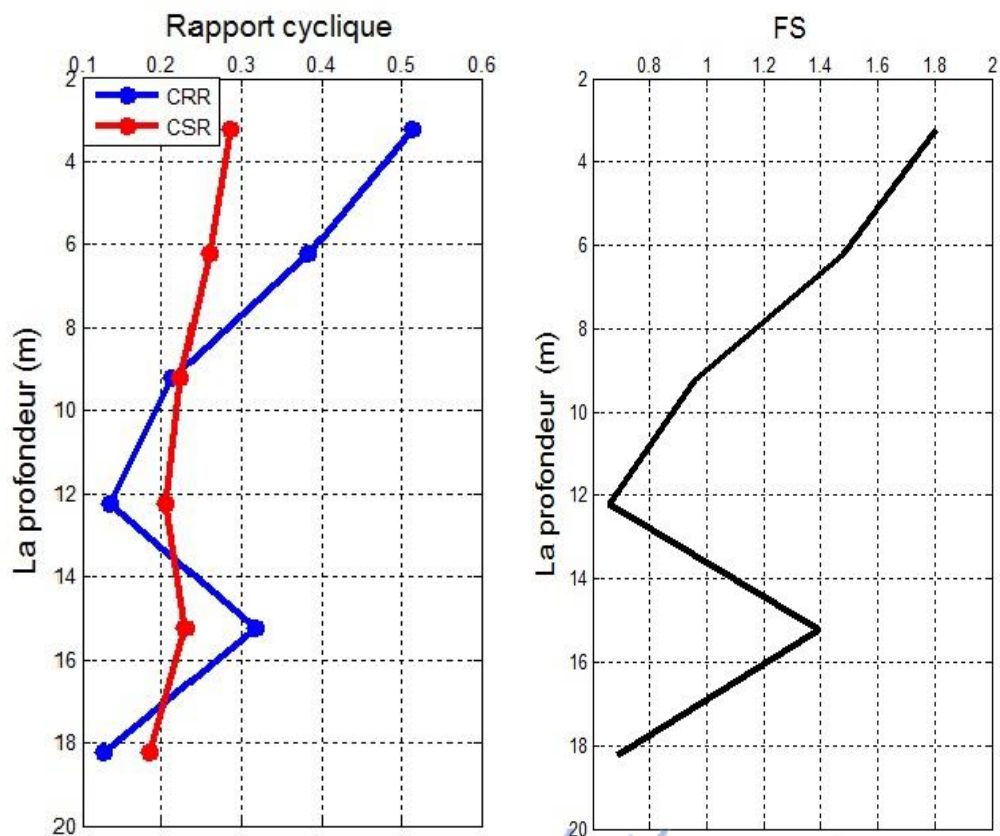


Figure 5. 9 : Variation de CRR, CSR et FS en profondeur

Si on prend en compte le coefficient de sécurité de 1.25 donné par le R.P.A 2003, le site présente un risque de liquéfaction dans des couches pour différents sondages.

La variation du coefficient de sécurité en fonction de la profondeur est représenté dans les figures 5.10, 5.11 suivantes pour les sondages SC01, SC12, SC21, SC08, SC02, SC19, SC06, SC17.

Tableau 5. 2 : Exemple de calcul déterministe

sondage	Profondeur (m)	σ_v	σ_v'	FC%	$(N1)_{60}$	a_{max}	CRR	CSR	FS
SC01	3.225	5.5	3	29.63	35.689	0.3	0.231	0.285	0.81
SC01	15.225	22.5	16.96	26.37	33.028	0.3	0.171	0.228	0.75
SC01	6.225	9	6.55	51.26	37.355	0.3	0.325	0.259	1.256
SC02	9.225	13.5	10.95	25.7	35.358	0.3	0.215	0.223	0.958
SC05	9.225	13.5	10.95	9.26	50.136	0.3	169	0.223	0.758
SC06	6.225	9	6.55	23.59	53.58	0.3	0.327	0.259	1.265
SC06	15.225	22.5	16.95	57.86	28.519	0.3	0.2	0.228	0.876
SC10	5.775	8.325	5.775	5.62	39.922	0.3	0.122	0.251	0.505
SC12	6.225	9	6.55	7.55	39.855	0.3	0.15	0.259	0.552
SC12	12.225	18	17.55	36.95	27.929	0.3	0.083	0.181	0.558
SC15	5.775	8.32	5.775	22.7	50.793	0.3	0.289	0.268	1.076
SC15	8.775	12.825	10.275	16.05	33.551	0.3	0.036	0.227	0.16

On remarque clairement, que le risque de liquéfaction basé sur l'étude déterministe et le coefficient de sécurité donne des couches liquéfiable à partir de 3 à 13m pour le sondage SC12, entre 7 à 15m pour le SC01, entre 5 à 10m pour le SC21, 8 à 15m pour le SC08, 8 à 15m, aussi des couches liquéfiable pour le SC06 entre 3 à 10m, et 15 à 18 m pour le SC17. Pour le SC19 et SC02, il existe un risque de liquéfaction sur toute les couches.

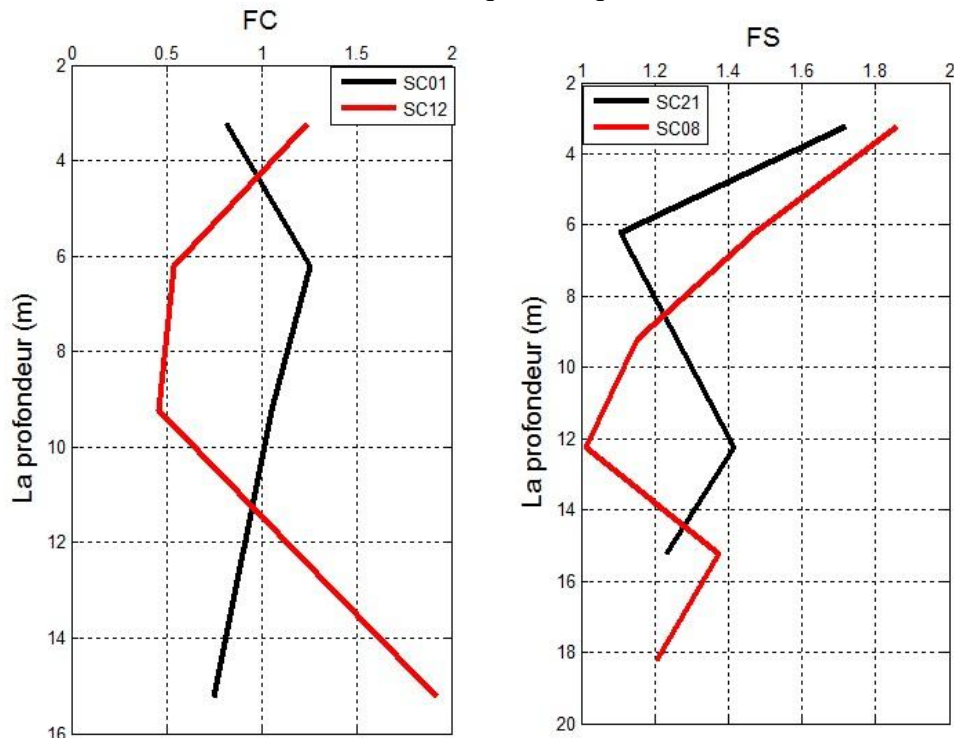


Figure 5. 10 : : Variation du FS en profondeur pour les sondages SC01, SC12, SC21, SC08

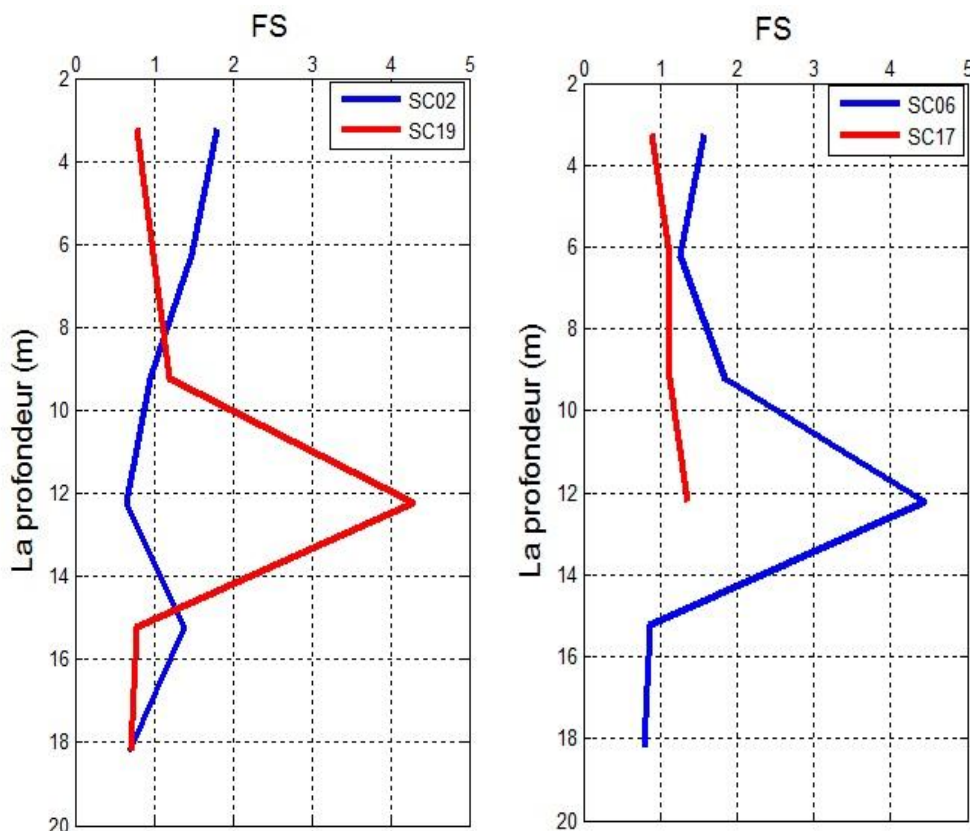


Figure 5. 11 : Variation du FS en profondeur pour les sondages SC02, SC19, SC21, SC08

5.6.2 ESTIMATION PROBABILISTE DE LIQUEFACTION

Comme il a été mentionné, les données provenant de plusieurs sondages réalisés sur le site ont été analysées pour le calcul du potentiel de liquéfaction. Pour chaque cas, les valeurs de CSR, CRR, FS et PL ont été calculées pour chaque profondeur.

Un des termes le plus dominant en géotechnique est le coefficient de sécurité FS. Plusieurs ingénieurs ont essayé d'établir une relation entre la probabilité de rupture et le FS, la formule est basée sur les approches probabilistes, alors que le FS est un facteur déterministe.

Une estimation préliminaire de la moyenne de la probabilité peut être obtenue à partir de modèles empiriques (Juang et al. 2008). En utilisant la procédure développée par Juang et al. (2002) la relation entre le facteur de sécurité déterminé par la méthode fondée sur l'essai SPT et la probabilité de liquéfaction est représentée par la relation de l'équation (3.28)

Cette équation est utilisée seulement pour une estimation préliminaire de la probabilité de liquéfaction dans l'absence des informations sur les incertitudes des paramètres.

Un volume important de calcul a été effectué. Cependant, un résumé des informations disponibles et le calcul relatif ont été présentés dans le tableau 5.3 pour différents sondages.

Tableau 5. 3 : résumé des informations et du calcul du potentiel de liquéfaction dans le site de Mostaganem

Cas	Sondage	Profondeur (m)	CSR	(N1) ₆₀	FS	PL(%)
1	SC02	15.225	0.228	23.81	1.393	15.85
2	SC02	18.225	0.185	17.267	0.686	37.08
3	SC06	12.225	0.206	22.526	5.535	15.13
5	SC15	15.775	0.171	19.395	1.17	19
5	SC19	15.225	0.228	15.6	0.78	73.85
6	SC19	18.225	0.17	9.819	0.70	77.55
7	SC21	15.225	0.228	18.535	1.23	57.96
8	SC15	11.775	0.208	19.395	1.07	18.79
9	SC21	12.225	0.206	21.72	1.51	18.67

les résultats du calcul du potentiel de liquéfaction est présenté dans la Figure 5.12 et Figure 5.13 pour le sondage SC19.

La classification introduite par Chen et Juang (2000) est adoptée pour une éventuelle discussion des résultats représentée dans le tableau 5.3.

Le FS relié à la ligne 7 et 8 est supérieur à l'unité, ce qui implique non problème de liquéfaction, dans le même point la probabilité de liquéfaction calculée basée sur la méthode de Hwang et al (2005) est de 57.96% et 18.79% respectivement, qui suivant la classification de Chen et Juang (2000) la liquéfaction est probable.

Dans la ligne 9, le FS est de 1.51 supérieur à 1.25, est la probabilité de liquéfaction est de 18.67% d'où un risque probable de liquéfaction.

Dans la ligne 6 et 5, le FS est de 0.70 et 0.78, alors que la probabilité d'occurrence de liquéfaction est de 77.55% et 73.85% respectivement. Cependant, une grande valeur de FS ne signifie pas nécessairement une zone sans risque.

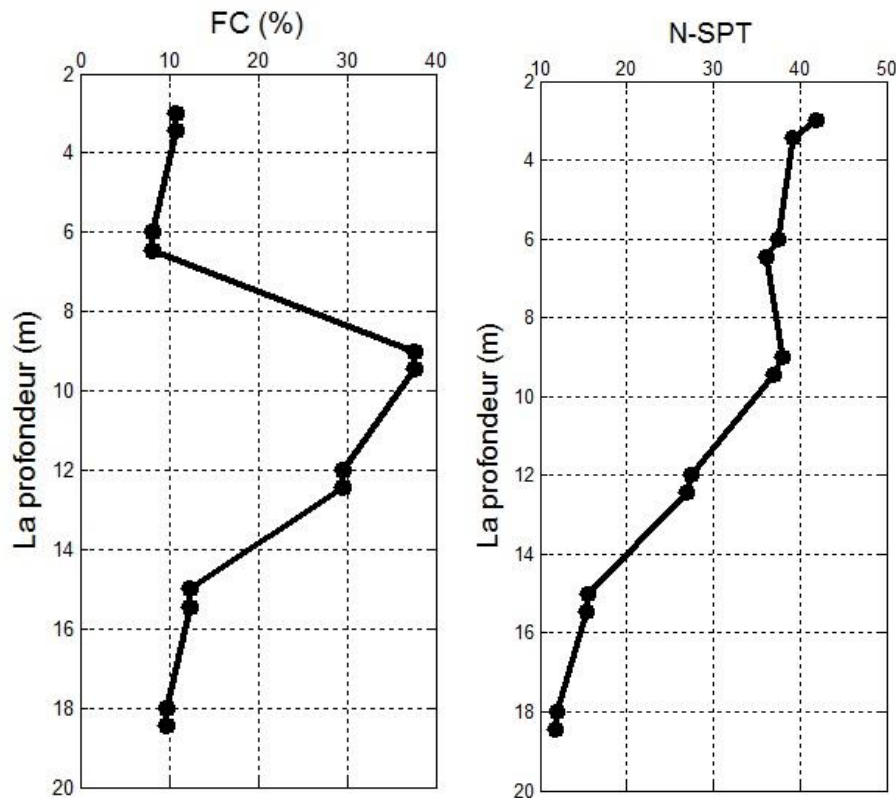


Figure 5.12 : Variation de FC et N-SPT en profondeur pour le sondage SC19

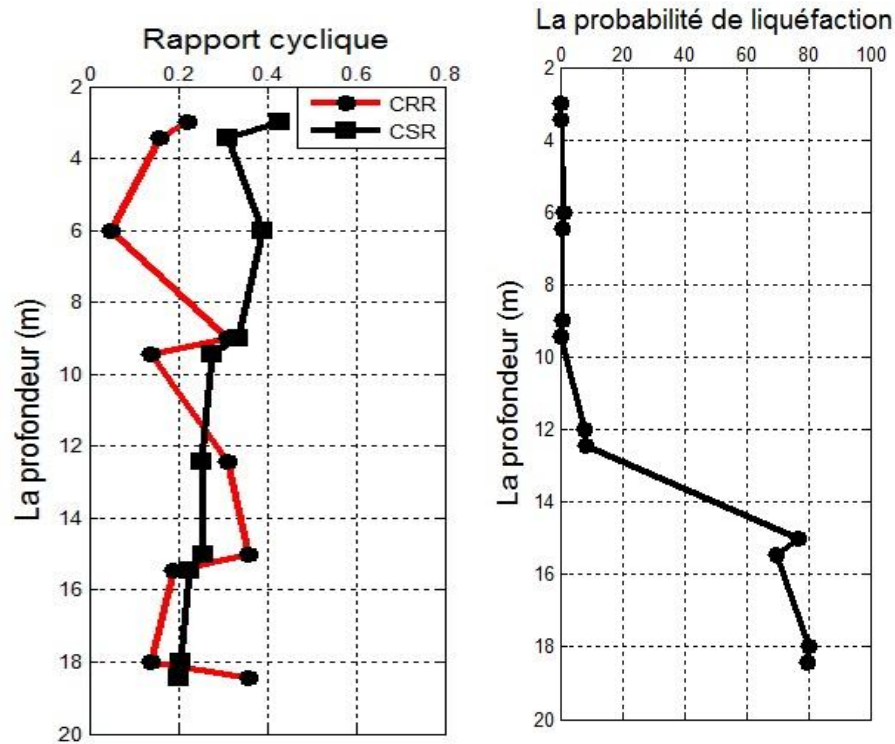


Figure 5. 13 : Variation de CSR, CRR et PL en profondeur pour le sondage SC19

Les résultats montrent une grande probabilité de liquéfaction pour le sondage SC19 à partir de 13 m.

La figure 5.15 montre la variation du coefficient de sécurité FS en fonction de la probabilité de liquéfaction pour le site donnée en utilisant la méthode de

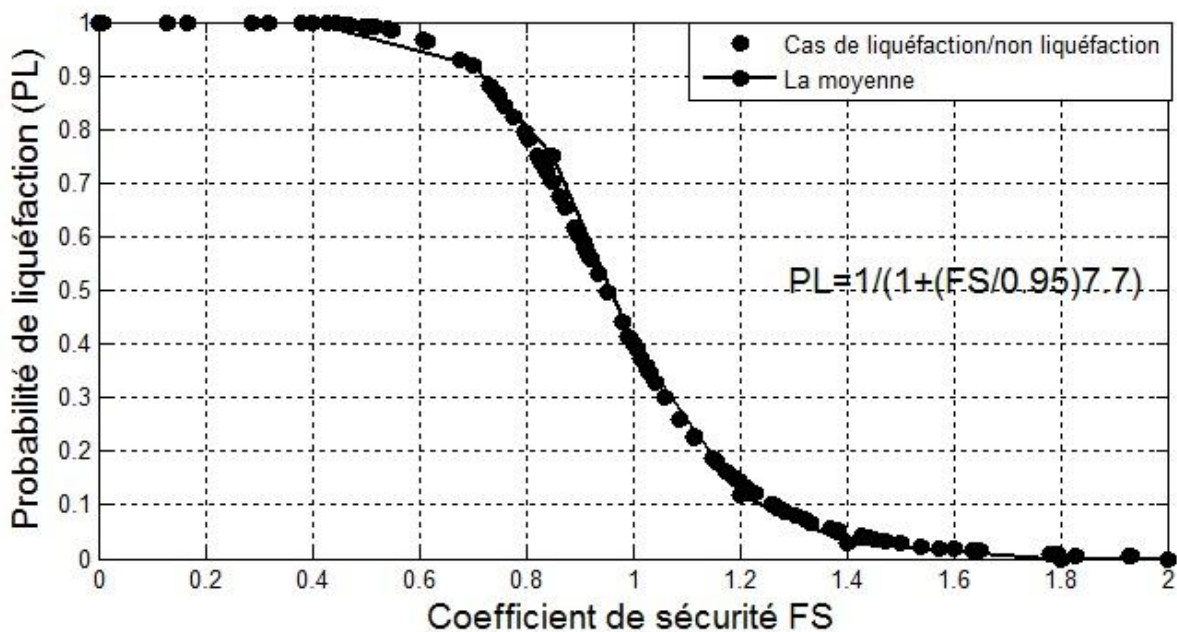


Figure 5. 14 : Variation de FS en fonction de la probabilité de liquéfaction

5.7 ANALYSE FIABILISTE DU POTENTIEL (SITE DE MOSTAGAGNEM)

Cette partie, présente une analyse fiabiliste sur la base de la méthode d'analyse de la liquéfaction, la plus populaire de Seed et Idriss (1971). Ce modèle regroupe des paramètres du rapport de la résistance cyclique, et les paramètres du rapport de la contrainte cyclique.

Pour une estimation réaliste de la probabilité de liquéfaction, l'analyse fiabiliste exige la considération de l'incertitude dans les paramètres. Pour chaque variable d'entrée, le processus impose l'estimation de la moyenne et de l'écart type si les variables sont supposées suivre une distribution normal ou lognormal.

Une étude de sensibilité des paramètres, ainsi qu'une étude comparative des approches fiabiliste, FORM, SORM, et MCS qui peuvent être utilisés pour obtenir la probabilité de la liquéfaction et le coefficient de sécurité correspondant est présentée.

5.7.1 Estimation des incertitudes des variables aléatoires

Duncan (2000) suggère que l'écart type d'une variable aléatoire peut être obtenu par une des trois méthodes : (1) calcul direct des données, (2) une estimation basée le coefficient de variation COV, (3) une estimation basée sur « three sigma rule » (Dai and wang 1992).

Dans cette dernière, la connaissance de la grande valeur (HCV) et la petite valeur (LCV) de la variable est utilisée pour calculer l'écart type σ par la formule suivante :

$$\sigma = \frac{HCV - LCV}{6} \quad (5.1)$$

5.7.2 Les incertitudes des paramètres de la résistance cyclique

Les variables qui forment la résistance cyclique sont : le nombre de coups $N_{1.60}$ de l'essai SPT et le pourcentage des fines.

5.7.2.11 Estimation des incertitudes des facteurs qui influent sur $N_{1.60}$

Les incertitudes dans l'estimation d'une valeur représentative de la résistance à la liquéfaction des sols potentiellement liquéfiables peuvent survenir en raison de la variabilité spatiale des caractéristiques du sol dans la gamme de profondeur d'intérêt. De même, les facteurs de correction empiriques « imparfaits », qui sont utilisés pour corriger les effets de

différentes méthodes et combinaisons d'équipements utilisés dans les essais de pénétration standard peuvent être des sources d'erreurs.

En raison des incertitudes relativement faibles liées à des facteurs de correction de procédure, ils ont été traités comme exacts, et les efforts se sont concentrés sur la quantification des incertitudes dans les estimations des valeurs moyennes représentant les valeurs de l'essai SPT.

Hilldale (1971), Harr (1987) et Phoon et Kulhawy (1996 et 2005), ont analysé les erreurs de mesures probables dans différents types des essais in-situ incluant l'essai SPT, et ils ont reporté un coefficient de variation du nombre de coups $N_{1.60}$ entre 15 et 45%.

5.7.2.2 L'estimation des incertitudes liées au contenu des fines, FC

Une méthode similaire à celle suivie dans l'estimation d'une valeur représentant l'essai SPT a été suivi pour intégrer l'incertitude des estimations moyennes de la teneur en fines. Après avoir déterminé le stratum le plus critique, la moyenne et l'écart type des valeurs de teneur en fines obtenues dans le stratum critique ont été calculés et adopté comme valeurs représentatives. S'il y a un seul résultat de test de contenu de fine disponible à partir de la profondeur de l'intérêt, un coefficient de variation de 20% est attribué pour représenter l'incertitude des estimations.

5.7.2 Les incertitudes des paramètres de la contrainte cyclique

Dans cette partie les incertitudes liées aux paramètres du rapport de la contrainte cyclique ont été estimées. Ces paramètres peuvent être divisés en paramètres sismiques (la magnitude du séisme et l'accélération maximale à la surface du sol) et les paramètres du sol (la contrainte totale et la contrainte effective).

5.7.2.1 La magnitude de moment

L'incertitude dans la magnitude de moment d'un événement sismique dérive essentiellement des inversions non-unique des enregistrements des séismogrammes à de diverses stations, et diminue avec l'augmentation de la magnitude due à l'évaluation moins incertaine des paramètres sismologiques pour de grands tremblements de terre. En supposant que la grandeur est documentée en termes de magnitude de moment, en raison des incertitudes dans les estimations des dimensions de la rupture de la faille, et la rigidité du matériau fracturé etc., la magnitude de moment documentée elle-même peut ne pas être exacte. Les

études antérieures (par exemple Chen et Juang 2000) ont utilisé la valeur fixe de 0.05 pour le coefficient de variation pour MW. Moss (2003) a proposé l'approximation suivante pour la variance de Mw . (Arango I, 1996)

$$\sigma_{Mw}^2 \cong 0.5 - 0.45 \log Mw \quad (5.2)$$

5.7.2.2 Accélération maximale du sol

L'estimation de l'accélération maximale du sol (a_{max}), sur les sites exige la connaissance de la sismicité (magnitude, mécanisme de source, effets de directivité, etc.) et des caractéristiques de réponse du site et de ses sols (géologique et géotechnique). (Abrahamson et Silva, 2008)

Plusieurs études (Chen et Juang 2000) ont proposé une valeur constante de 0,20 pour le coefficient de variation de a_{max}/g . Cette valeur a été assumée comme une moyenne approximative des valeurs rapportées dans les bases de données d'anciens cas étudiés. Moss (2003), a attribué des coefficients de variation à a_{max} , sur la base de la fiabilité de l'estimation de secousse pour chaque cas particulier de base de données. Les valeurs variaient donc de 0,10 (pour les sites avec des stations de forts mouvements à moins de 100 m du site) à 0,50 (pour les estimations moins fiables basées sur les relations d'atténuation). (Ambraseys N, 2000)

5.7.2.3 La contrainte totale verticale

L'estimation de la contrainte totale verticale à la profondeur de l'intérêt est sujette à des erreurs dues à des estimations inexactes du poids unitaire des couches de sol et les estimations inexactes de la profondeur d'intérêts (le stratum «critique»). Le poids unitaire des sols peut être estimé en effectuant un test simple au laboratoire ou en utilisant les corrélations disponibles ou des approximations. Dans la littérature géotechnique (par exemple Juang et al. 1999), les coefficients de variation pour la contrainte totale verticale in situ σ_v ont été estimée d'être constant à 0.10. Une distribution normale a été aussi estimée pour σ_v .

5.7.2.4 La contrainte effective

En plus de l'incertitude des estimations moyennes des poids unitaires des sols, l'estimation inexacte de la profondeur de la nappe phréatique influe sur la précision des estimations des contraintes effectives verticales. Dans la littérature, aucune étude fiable n'a été proposée pour représenter l'incertitude des estimations de la profondeur de la surface phréatique. Toutefois, sur la base des avis d'experts la procédure simple suivante a été développée par Cetin (2004) :

- ❖ S'il y a plusieurs sondages disponibles montrant une profondeur constante de la nappe phréatique, et les sondages sont forés à une période de temps raisonnable avant ou après le séisme (c'est à dire les conditions d'eau souterraine n'ont pas été changées de manière significative), $\sigma_{hw} \leq 30.48\text{cm}$, où σ_{hw} est l'écart type de la profondeur de la nappe phréatique.

Pour tous les autres cas $\sigma_w > 30.48\text{cm}$, sur la base de cas par cas Dans la littérature géotechnique (par exemple Juang et al. 1999), les coefficients de variations des contraintes effectives verticales σ'_v ont été prises pour être constant à 0.15. Une distribution normale a été proposé pour σ'_v .

Pour l'estimation à partir du coefficient de variation on peut se référer au Tableau (6.1), qui regroupe les coefficients de variation des toutes les variables aléatoires utilisées dans ce chapitre

Tableau 5. 4 : Valeurs des coefficients de variation des paramètres de la résistance et la contrainte cyclique

Variable aléatoire	COV	Références	Loi adoptée	Références
$N_{1.60}$	0.1 - 0.40	Harr (1987) ; Gutierrez et al (2003) ; Phoon et Kulhaway (1999)	Normal	Salloum (2008)
FC	0.15- 0.45	Jones et al 2002		
	0.05 – 0.35	Gutierrez et al (2003)		
σ'_v	0.1- 0.2	Salloum (2008)	Normal	Salloum (2008)
	0.05 – 0.20	Juang et al (1999)		
σ	0.05 – 0.20	Juang et al (1999)	Normal	Salloum (2008)
a_{max}	0.1 – 0.2	Juang et al (1999)	Lognormal	S.K. Jha, K. Suzuki (2009)
M_w	0.05 – 0.10	Juang et al (1999)	Normal	Salloum (2008)

5.7.3 Initiation du phénomène de liquéfaction par l'approche probabiliste

Des corrélations probabilistes pour le déclenchement de la liquéfaction des sables et sables limoneux basée sur les essais SPT et CPT ont été développés par un certain nombre de chercheurs, y compris Christian et Swiger (1975), Liao et al. (1988), Youd et Noble (1997), Toprak et al. (1999), Juang et al. (2002), Cetin et al. (2002) Cetin et al (2004), et Moss et al. (2006).

Par exemple, les relations basées sur l'essai SPT proposés par Toprak et al. (1999) et Cetin et al (2002) représentent l'incertitude totale dans l'évaluation des cas des bases de données historique, c'est à dire, il inclut l'incertitude dans la relation de déclenchement

(incertitude du modèle) et l'incertitude dans les valeurs de (N1.60) et de la CSR déterminées pour tous les cas historiques (incertitude des mesures ou des paramètres).

La relation de Cetin et al. (2002) Cetin et al (2004) a été développée par Idriss et Boulanger (2010) en utilisant une approche statistique qui a permis une comptabilité distincte entre les incertitudes de modèle et les incertitudes de mesure.

Dans l'analyse probabiliste, une démarche appropriée pour l'évaluation de la sécurité contre la liquéfaction est l'application de l'indice de fiabilité. Cet indice exprime mieux la sécurité, que l'indice FS car il exprime la variation statistique en contrainte et résistance pour chaque paramètre.

Dans l'analyse fiabiliste de la liquéfaction du sol, la fonction de performance peut être définie par $Z=R-S$. Par conséquent, si Z est inférieur à 0 alors la fonction de performance est «instable», la liquéfaction se produit. Si Z est supérieur à 0 alors la fonction de performance est «stable», pas de liquéfaction et si Z est égal à 0, alors on est sur la frontière ou la limite entre la liquéfaction et ne liquéfaction. Nous pouvons traiter R et S comme des variables aléatoires comme il y aurait des incertitudes dans les valeurs des deux CRR et la CSR respectivement, par conséquent, la fonction de la performance de liquéfaction sera également une variable aléatoire.

La fonction de densité de probabilité et la fonction cumulative sont définies par $f_Z(z)$ et $F_Z(z)$ respectivement. Il en résulte que la probabilité de liquéfaction (PL) peut être présentée par la zone sous $Z=R-S$ d'où :

$$P_L(Z < 0) = \int_{-\infty}^0 f_Z dZ = F_Z(0) \quad (5.3)$$

Dans la figure (5.15), la probabilité de liquéfaction est représentée par une zone hachurée sous la courbe de densité de probabilité de la fonction $f_Z(Z)$. Les paramètres de moyenne et écart type liés à la R et S sont présentés par μ_R et μ_S et σ_R , σ_S , respectivement.

Par conséquent, la μ_Z moyenne, écart type σ_Z et le coefficient covariance δ_Z en fonction Z est calculé comme suit

$$\begin{aligned} \mu_Z &= \mu_R - \mu_S \\ \sigma_Z &= \sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2} \\ \delta_Z &= \frac{\mu_Z}{\sigma_Z} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \end{aligned} \quad (5.4)$$

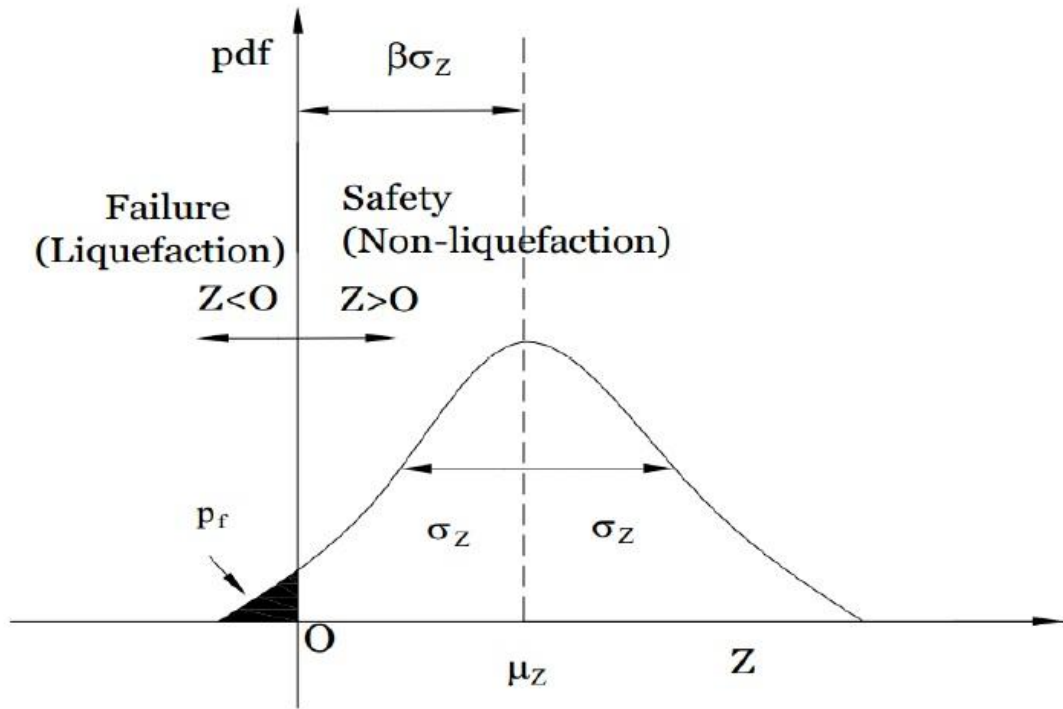


Figure 5.15 : Variation de la densité de probabilité

Par ces équations, le Z peut être simplement calculé, en utilisant les statistiques pour les variables de base R et S . Ceci est l'avantage de première et deuxième méthode des moments. Un indice de fiabilité β peut être écrit comme:

$$\beta = \frac{1}{\delta_Z} = \frac{\sigma_Z}{\mu_Z} \quad (5.5)$$

Maintenant, si la probabilité de liquéfaction est notée P_f alors nous pouvons dire qu'il a une relation unique avec P_f et peut être utilisé comme un indice pour le calcul de la probabilité de liquéfaction.

Nous pouvons donc écrire P_f :

$$P_f = \int_{-\infty}^0 f_Z(Z) dz = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_Z} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{Z-\mu_Z}{\sigma_Z}\right)^2} dZ \quad (5.6)$$

Avec la nouvelle variable $t=(Z-\mu_Z)/\sigma_Z$, on obtient:

$$P_f = \int_{-\infty}^{-\frac{\mu_Z}{\sigma_Z}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi\left(-\frac{\mu_Z}{\sigma_Z}\right) \quad (5.7)$$

$$PL = \Phi(-\beta) = 1 - \Phi(\beta) \quad (5.8)$$

5.7.3.1 La fonction d'état limite

Le modèle de la fonction d'état limite (g) est défini par la différence entre les valeurs du $CRR_{M=7.5, \sigma'=1atm}$ et $CSR_{M=7.5, \sigma'=1atm}$ par :

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n) = CRR - CSR \quad (5.9)$$

Où (x_1, x_2, \dots, x_n) sont les variables d'entrée nécessaires pour la détermination de la CSR et CRR. Chaque variable d'entrée est supposée suivre une distribution log-normale ou normale, ce qui a été montré pour fournir un meilleur ajustement des paramètres géotechniques mesurés. La liquéfaction est supposée avoir eu lieu si $g \leq 0$ et ne pas avoir lieu si $g > 0$. Le $CRR_{M=7.5, \sigma'=1atm}$ a été estimée dans ce chapitre en utilisant la formule de Youd et al. (2001) (eq 2.17)

Dans le modèle du CSR, la variable r_d est fonction de la profondeur (z) et n'est pas considérée comme une variable aléatoire (puisque le CSR est évalué pour un sol à un z donné), bien qu'il soit reconnu que l'incertitude existe dans le modèle de r_d . Comme indiqué précédemment, l'incertitude du modèle associé au modèle de CSR et de ses composants tels que r_d et MSF sera prise en compte dans le modèle de CRR. La variable MSF est une fonction de M_w , ainsi, M_w est considéré comme une variable aléatoire. Les autres variables du modèle du CSR : σ_v , σ_v' , et a_{max} , sont également considérés comme des variables aléatoires.

Dans le modèle CRR, les variables de base comprennent $N_{1.60}$. Ainsi, la fonction d'état limite sera constituée par cinq variables aléatoires et elle est définie par :

$$g(X) = CRR - CSR = g(N_{1.60}, \sigma_v, \sigma_v', a_{max}, M_w) \quad (5.10)$$

À cette fin, il serait intéressant d'étudier l'effet de l'incertitude des paramètres sur la probabilité de rupture calculée. L'analyse de fiabilité en utilisant les COV pour les 6 variables d'entrée décrit précédemment est désigné ici comme analyse de base, car il sert d'être une référence pour d'autres analyses.

Comme indiqué précédemment, l'effet de l'incertitude associée au modèle CSR est réalisé dans le modèle CRR, et donc, quand l'incertitude du modèle est explicitement prise en compte, la fonction d'état limite peut être exprimée comme suit:

$$g(X) = CRR - CSR = g(N_{1,60CS}, \sigma_v, \sigma'_v, a_{\max}, M_w) \quad (5.11)$$

5.7.3.2 Covariance entre les variables aléatoires

Quand il s'agit de plus d'une variable aléatoire, l'incertitude dans une peut être associée à des incertitudes dans l'autre. En d'autre terme, certaines incertitudes ne sont pas indépendantes. Les dépendances entre les événements ou entre les incertitudes dans l'estimation peuvent être critiques à obtenir des résultats numériques appropriés dans l'analyse de fiabilité. (Beacher et Christian 2003).

La mesure la plus utilisée pour représenter la dépendance entre les quantités incertaine est le coefficient de corrélation. Ce coefficient mesure le degré auquel une quantité incertaine varie linéairement avec une autre quantité incertaine. Dans cette étude, les coefficients de corrélation déterminés par Juang et al.(2008)ont été utilisés. Ces coefficients ont été estimés sur la base d'une analyse de corrélation des données réelles dans les bases de données. (Wei at al, 2012), (Wu et al, 2013)

Dans notre étude, le coefficient de corrélation des cinq paramètres aléatoires est montré dans le tableau (5.5) suivant :

Tableau 5. 5 : Coefficient de corrélation entre les variables

	$(N_1)_{60cs}$	σ_v	σ'_v	a_{\max}	M_w
$(N_1)_{60cs}$	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
σ_v	0.00	1.00	0.95	0.00	0.00
σ'_v	0.00	0.95	1.00	0.00	0.00
a_{\max}	0.00	0.00	0.00	1.00	0.90
M_w	0.00	0.00	0.00	0.90	1.00

5.7.3.3 Corrélation entre les paramètres aléatoire

La corrélation entre les variables aléatoire d'entrée doivent être considérer dans l'analyse fiabiliste. Les caractéristiques des variables aléatoires sont représentées dans le tableau (5.6) suivant :

Tableau 5. 6 : Variables aléatoires et leurs caractéristiques

Variable aléatoire	indice	LA MOYENNE	COEFFCIENT DE VARIATION	DISTRIBUTION
$(N_1)_{60cs}$	X1	*	0.30	Normal
σ_v	X2	*	0.10	Normal
σ'_v	X3	*	0.15	Normal
a_{\max}	X4	0.3	0.15	Normal
M_w	X5	7.5	0.05	Normal

La figure (5.16) montrent l'histogramme des paramètres de calcul. La loi normale d'ajustement est représentée sur la même figure.

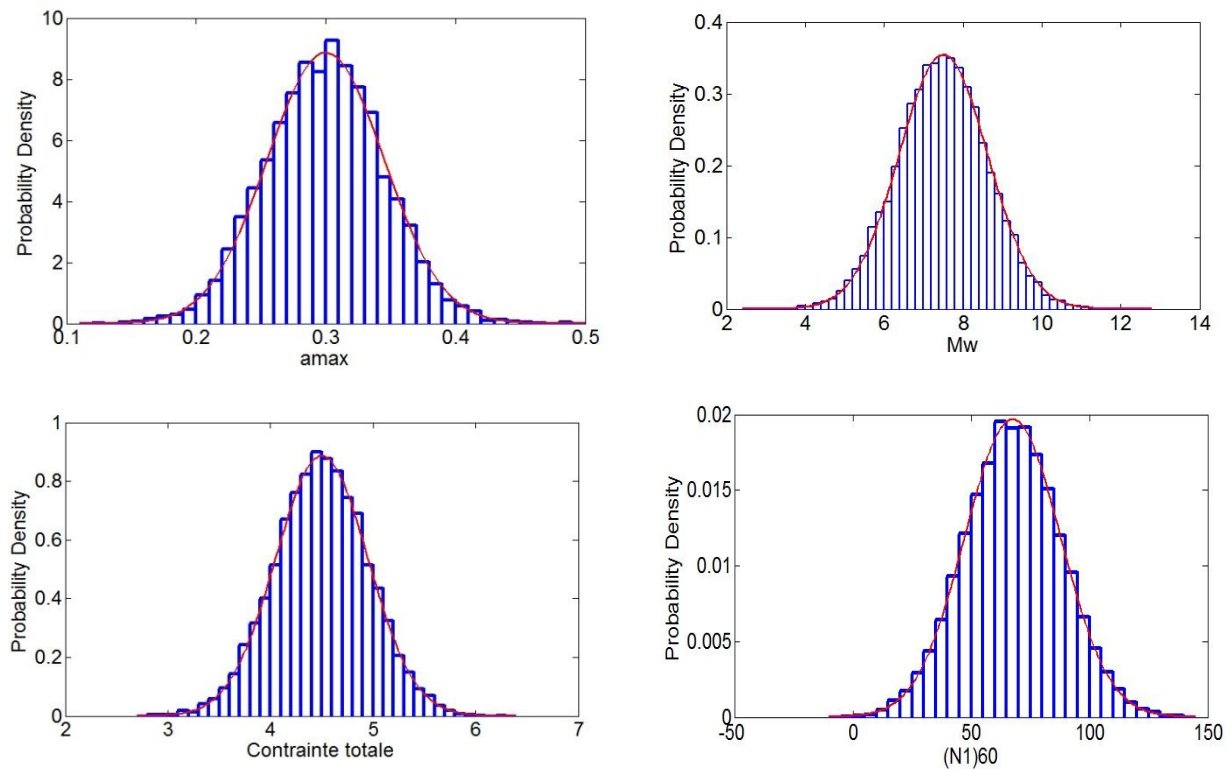


Figure 5.16 : Histogramme des paramètres de calcul

Un exemple des résultats obtenus par le calcul fiabiliste est représenté dans le tableau (5.7), pour des profondeurs de couches sur les sondages SC02 et SC01 et ce pour le cas des paramètres corrélés et non corrélés.

5.7.4 RESULTATS DES PARAMETRES CORRELES

Les figures (5.17) et (5.18) montrent la variation de la probabilité de liquéfaction en fonction de la profondeur pour les sondages SC01 et SC02 pour les trois méthodes FORM, SORM, MCS présentées dans le tableau (5.7) et (5.8).

On constate un rapprochement des résultats entre les deux méthodes FORM et SORM, alors que la MCS donne une faible probabilité de liquéfaction.

Le calcul déterministe montre que pour une profondeur de $z=6\text{m}$, il n'existe pas de risque de liquéfaction, alors que le calcul fiabiliste (figure (5.7) et (5.8)) montre une grande probabilité de liquéfaction même avec la méthode MCS qui a donné une faible probabilité.

Tableau 5. 7 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), paramètres corrélés

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	0.9749	0.9339	0.4189	0.7259	0.0752
	$pf = \Phi(-\beta)$	16.47	17.51	33.76	23.39	47
simulation Monte Carlo n=10000	β	0.9203	0.9741	0.7143	0.8698	0.5645
	$pf = \Phi(-\beta)$	17.87	16.5	23.75	19.22	28.62
SORM	β	0.8039	0.6786	0.253	0.5117	-0.0443
	$pf = \Phi(-\beta)$	21.86	24.86	40.01	30.44	51.76

Tableau 5. 8 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC01), paramètres corrélés

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	-0.3177	0.556	0.4959	0.1398	0.04375
	$pf = \Phi(-\beta)$	62.46	28.9	30.99	44.43	48.25
simulation Monte Carlo n=10000	β	-0.2895	0.7121	0.7567	0.48	0.5831
	$pf = \Phi(-\beta)$	61.39	23.82	22.46	31.56	27.99
SORM	β	-0.285	0.3139	0.3291	-0.0577	-0.757
	$pf = \Phi(-\beta)$	61.21	37.68	37.1	52.3	53.02

5.7.4.1 EXEMPLE UTILISANT MODEL DETERMINISTE ET PROBABILISTE

Un exemple est présenté en utilisant les approches déterministes et fiabiliste. Les résultats du sondage SC02 est présenté dans le tableau (5.9).

Tableau 5. 9 : Résultats comparatifs entre le calcul déterministe et fiabiliste

Profondeur	N-SPT	FC(%)	FS	Pf
3	67.552	15.36	1.191	21.053
6	50.348	24.13	1.03	95.4
9	39	24.7	0.804	93.1
15	25.31	95.3	1.372	77.3
18	20.12	96.5	0.874	68.1

La profondeur de la nappe est de 1.5m ; en remarque des couches liquéfiables à des profondeurs entre 3 à 9m et à 18m et la probabilité est entre 21 à 96 % en utilisant la méthode FORM.

Alors que dans le calcul déterministe le FS égale à l'unité ou de 1.25 proposé par le RPA 2003, on peut dire qu'il n'existe pas un risque de liuéfaction. Entre ses deux méthodes, la méthode probabiliste donne plus d'information sur le risque liquéfaction car elle donne plus de détaille sur l'intervalle ou la liquéfaction peut survenie.

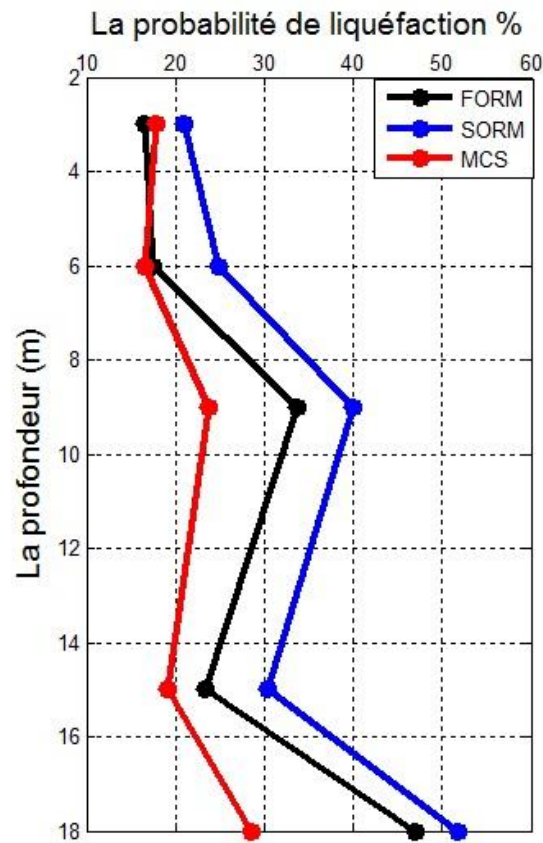


Figure 5.17 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC02

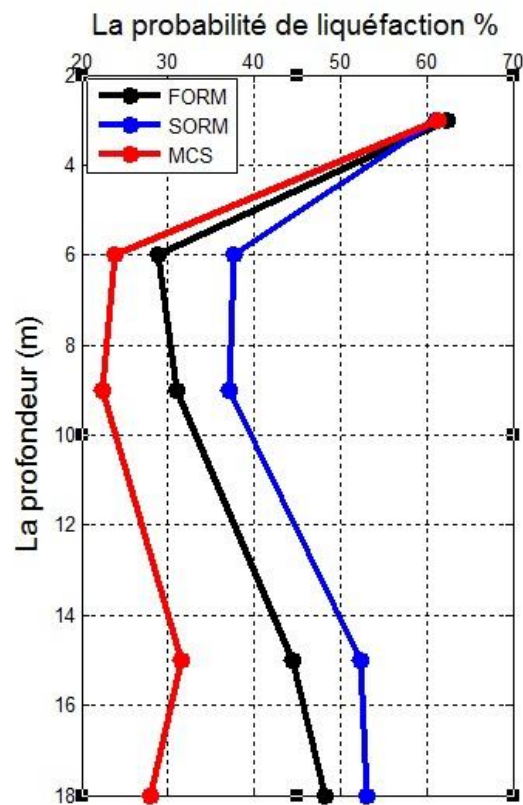


Figure 5. 18: Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC01

6.5 RESULTATS DES PARAMETRES NON CORRELES

Tableau 5. 10 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), variables non corrélées

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	1.028	0.9477	0.4228	0.7348	0.0757
	$pf = \Phi(-\beta)$	15.19	17.162	33.61	23.123	46.98
simulation Monte Carlo n=10000	β	0.9924	1.052	0.757	0.9272	0.6332
	$pf = \Phi(-\beta)$	16.05	14.64	22.43	17.69	26.33
SORM	β	0.861	0.79	0.313	0.5988	-0.0058
	$pf = \Phi(-\beta)$	19.46	21.47	37.71	27.46	50.23

Tableau 5. 11 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS (SC02), variables non corrélées

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	-0.3534	0.5649	0.5	0.1417	0.044
	$pf = \Phi(-\beta)$	63.81	28.6	30.838	44.36	48.24
simulation Monte Carlo n=10000	β	-0.2915	0.7813	0.784	0.53	0.6316
	$pf = \Phi(-\beta)$	61.47	21.73	21.65	29.76	26.38
SORM	β	-0.2943	0.407	0.391	0.0073	-0.03764
	$pf = \Phi(-\beta)$	61.57	34.2	34.79	49.7	51.5

Les figures(5.19) et (5.20) montrent la variation de la probabilité de liquéfaction en fonction de la profondeur pour les sondages SC01 et SC02 pour les trois méthodes FORM, SORM, MCS présenté dans le tableau (5.10) et (5.11).

On constate un rapprochement des résultats entre les deux méthodes FORM et SORM pour les petite profondeur, alors que la MCS donne des faible probabilité de liquéfaction.

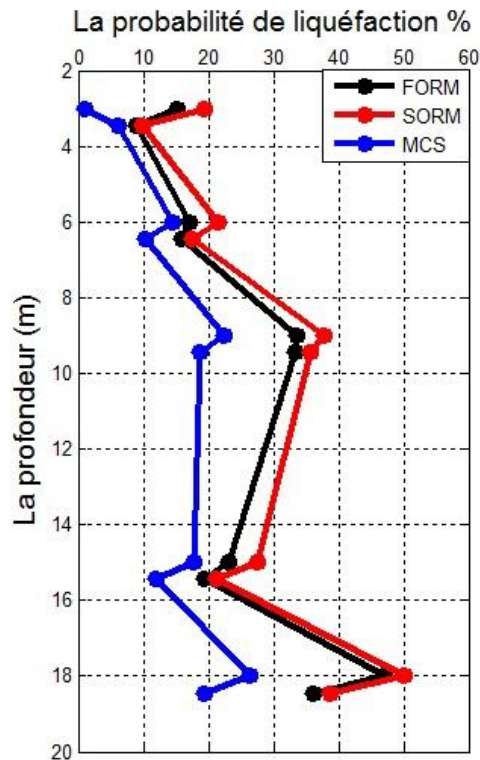


Figure 5. 19: Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC02

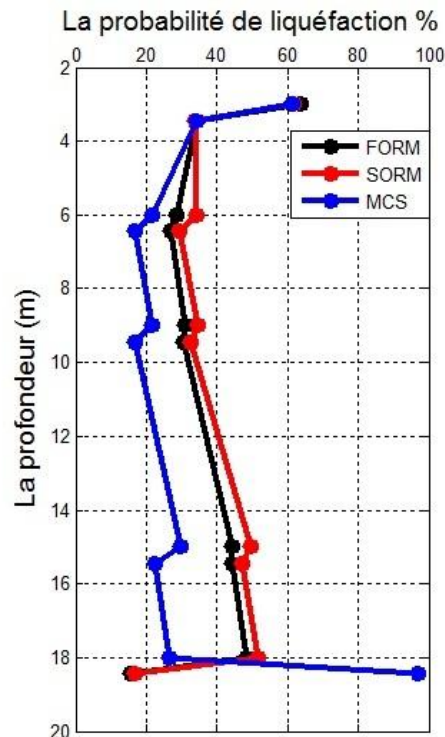


Figure 5.20 : Variation de la probabilité de liquéfaction pour le sondage SC01

Pour le calcul de la probabilité de liquéfaction, la méthode de FORM a été utilisée. A cette fin il faut choisir un nombre des simulations nécessaire pour la convergence. Les Figure (5.21) et la Figure (5.22), représentent l'estimation de la probabilité de liquéfaction et son

coefficient de variation respectivement en fonction du nombre de simulations et cela à la profondeur de 3m, 9m, et 15m. On note que la convergence est observée pour un nombre de simulation de 4000, ou la probabilité de liquéfaction et le coefficient de variation devient constant.

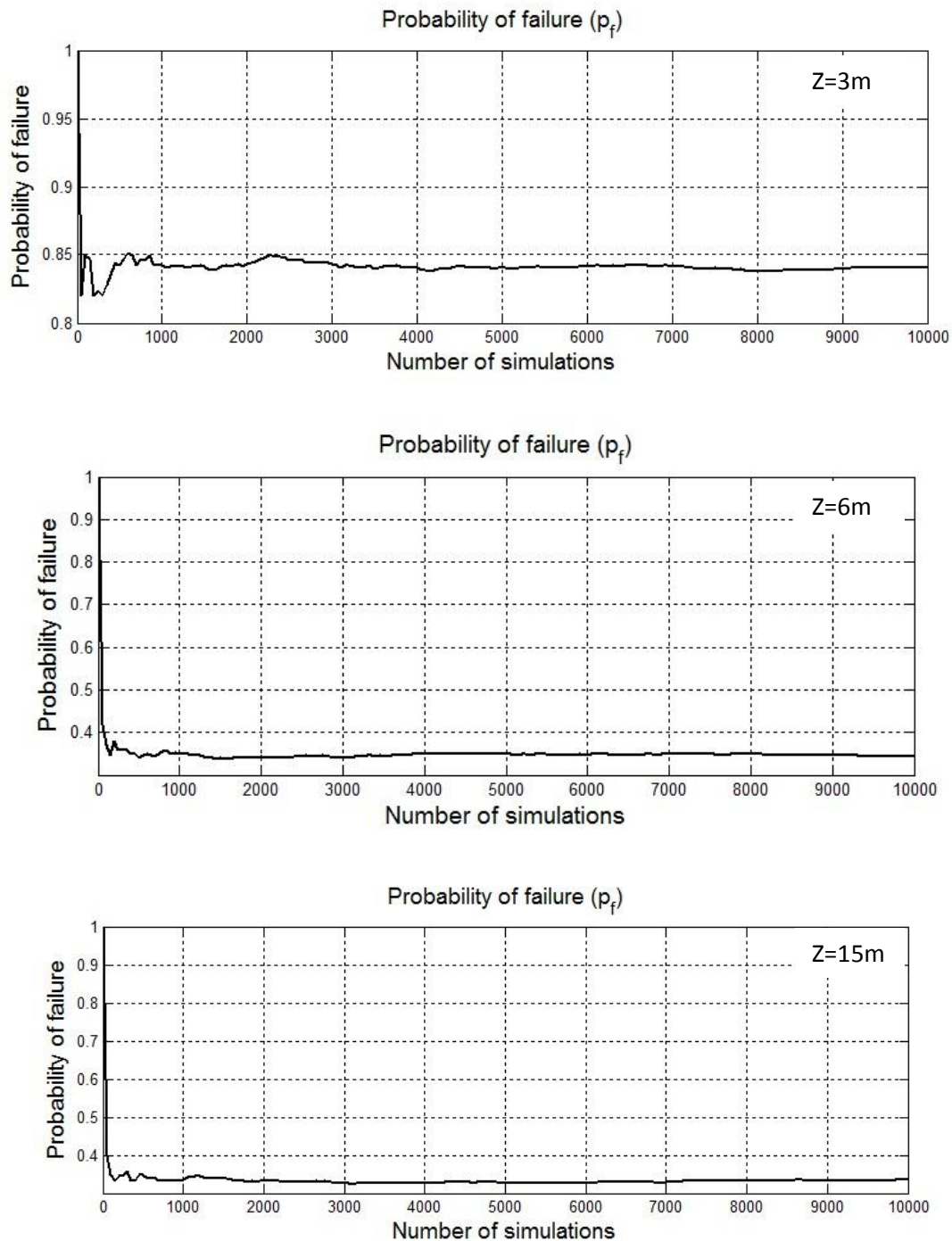


Figure 5. 21: Variation de la probabilité de liquéfaction en fonction du nombre de simulation



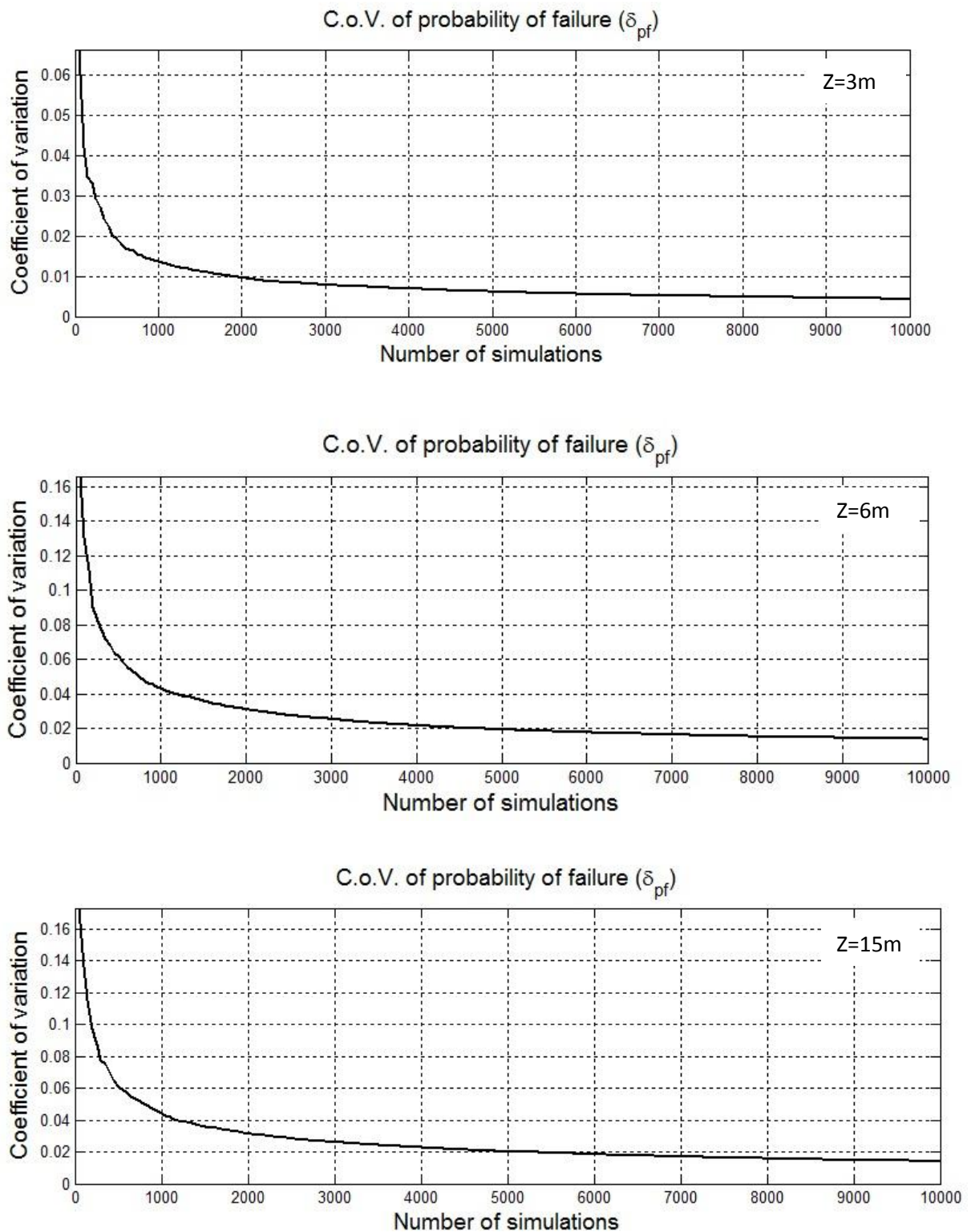


Figure 5. 22: l'estimation de la probabilité de liquéfaction et son coefficient de variation

5.7.6. Calcul fiabiliste avec la prise en compte de l'incertitude du modèle

Comme indiqué précédemment, l'effet de l'incertitude associée au modèle CSR est réalisé dans le modèle CRR, et donc, quand l'incertitude du modèle est explicitement prise en compte, la fonction d'état limite peut être exprimée comme suit:

$$g(X) = c_1 \cdot CRR - CSR = g(c_1, N_{1.60}, \sigma_v, \sigma'_v, a_{\max}, M_w) \quad (6.12)$$

Avec ' c_1 ' est une variable aléatoire représentant l'incertitude du modèle. Dans la présente étude, c_1 est supposé suivre une distribution log-normale. Avec l'hypothèse d'une distribution log-normale, l'incertitude du modèle doit être caractérisée par une moyenne et une COV.

L'étude sera réalisée sur le même sondage et les mêmes coefficients de corrélation pour une éventuelle comparaison entre les différents résultats.

Le tableau (5.12) et (5.13) montre les résultats des trois méthodes fiabilistes pour les sondages SC01 et SC02.

Tableau 5. 12 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM,

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	0.9711	0.9197	0.4009	0.7094	0.0577
	pf $= \Phi(-\beta)$	16.57	17.88	34.42	23.9	47.69
simulation Monte Carlo n=10000	β	0.8919	1.0386	0.0174	0.8705	0.6185
	pf $= \Phi(-\beta)$	18.62	14.95	24.69	19.2	26.81
SORM	β	0.8186	0.7378	0.275	0.552	-0.0346
	pf $= \Phi(-\beta)$	20.64	23.03	39.15	29.03	51.38

Tableau 5. 13 : Résultats du calcul de l'indice de fiabilité par la méthode FORM, SORM, MCS pour le sondage (SC01)

Profondeur (m)		3	6	9	15	18
FORM	β	-0.423	-0.536	0.44787	0.115	0.0259
	$pf = \Phi(-\beta)$	66.38	29.598	31.607	45.397	48.96
simulation Monte Carlo n=10000	β	-0.3864	0.7358	0.7451	0.4947	0.5926
	$pf = \Phi(-\beta)$	65.04	23.09	22.81	31.04	27.67
SORM	β	-0.36	0.3573	0.3529	-0.0352	-0.0664
	$pf = \Phi(-\beta)$	64.06	36.042	36.205	51.4	52.65

Les figures (5.23) et (5.24) montrent la variation de la probabilité de liquéfaction en fonction de la profondeur pour les sondages SC01 et SC02. La probabilité de liquéfaction pour le sondage SC02 est de 15 à 52% pour le cas de prise en compte de l'incertitude du modèle, et de 15.95 à 51.76% pour le calcul sans incertitude du modèle. Même résultat est constaté pour le sondage SC01, on peut dire que les probabilités de liquéfaction avec incertitude des modèles donnent de grandes probabilités de liquéfaction. D'autre part, la méthode SORM donne toujours des grandes probabilités de liquéfaction pour les deux cas.

La probabilité de liquéfaction (Pl) calculée en prenant en compte les incertitudes des variables aléatoires et la (Pl) en prenant en compte les incertitudes du modèle sont proches, mais reste toujours à constater que Pl en prenant en compte les erreurs du modèle est plus grande que (Pl) sans prendre en compte ces erreurs. (Figure 5.25)

La figure (5.26) et (5.27) montre la variation de la probabilité de la liquéfaction pour les paramètres corrélés et non corrélés. On remarque une similitude de la variation pour les deux probabilités.

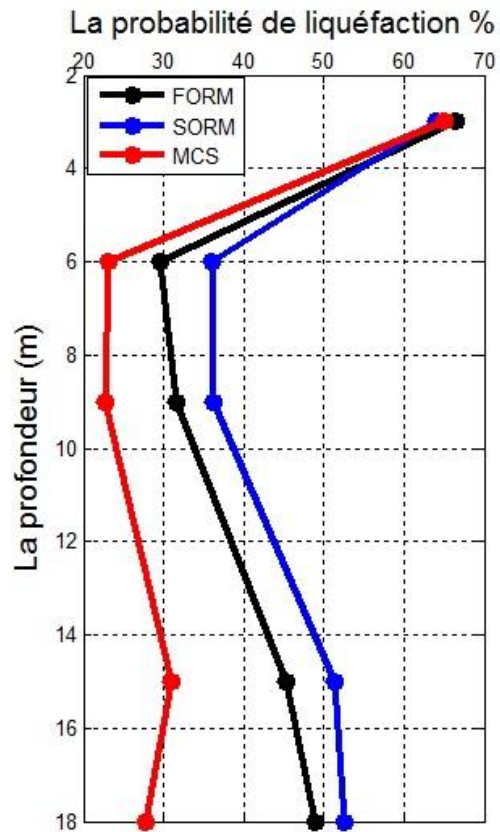


Figure 5. 23: Variation de la probabilité de liquéfaction en profondeur (SC01)

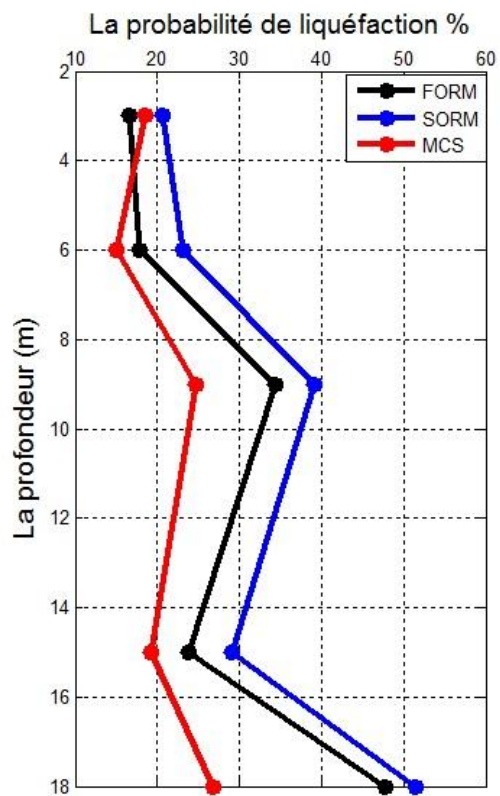


Figure 5. 24: Variation de la probabilité de liquéfaction en profondeur (SC02)

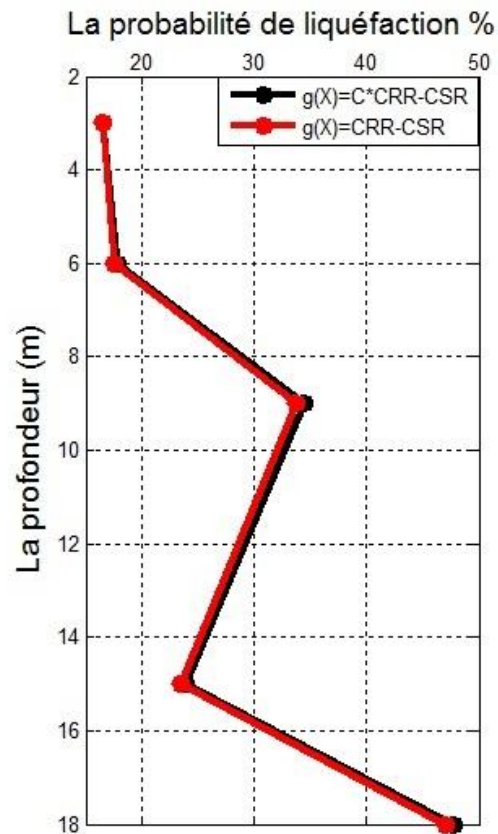


Figure 5. 25: Probabilité de liquéfaction calculée par différents modèles (FORM)

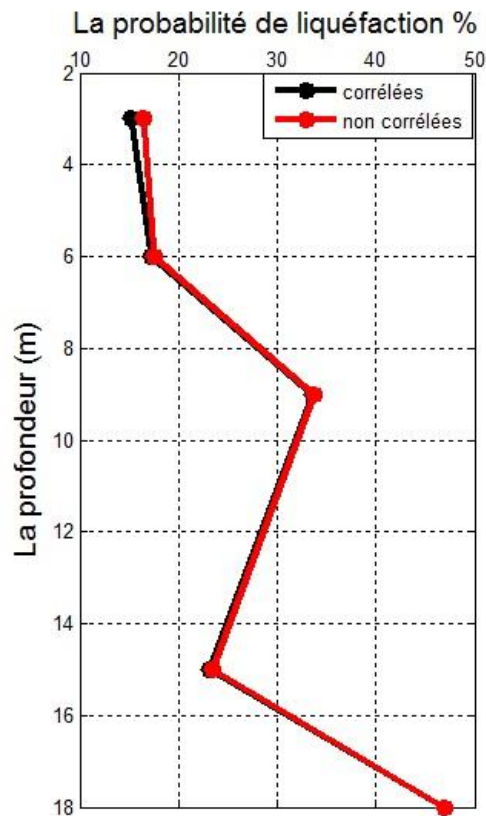


Figure 5. 26: Variation de la probabilité de liquéfaction pour le cas corrélé/non corrélées:

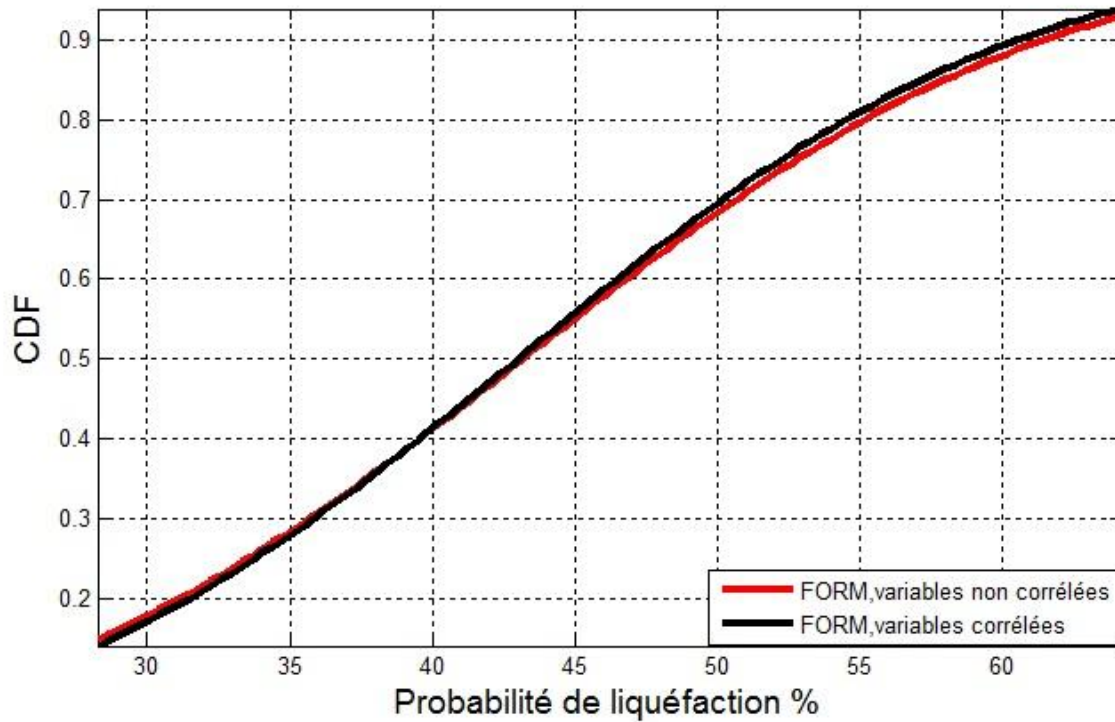


Figure 5. 27: Variation de la CDF de la probabilité de la liquéfaction

5.7.7 ETUDE FIABILISTE AVEC LA PRISE EN COMPTE DE POURCENTAGE DE FINE (FC%)

5.7.1.1 La fonction d'état limite

$$g(X) = CRR - CSR = g(N_{1.60}, FC, \sigma_v, \sigma_v', a_{\max}, M_w)$$

5.7.7.2 Covariance entre les variables aléatoires

	$N_{1.60}$	Fc	σ_v'	σ_v	a_{\max}	M_w
$N_{1.60}$	1	0	0.3	0.3	0	0
Fc	0	1	0	0	0	0
σ_v'	0.3	0	1	0.9	0	0
σ_v	0.3	0	0.9	1	0	0
a_{\max}	0	0	0	0	1	0.9
M_w	0	0	0	0	0.9	1

La figure (5.28) montre la variation de la probabilité de la liquéfaction en profondeur avec les trois méthodes fiabiliste ainsi que la comparaison entre les résultats de la probabilité avec/ et sans la prise en compte de FC%. On remarque l'augmentation de la probabilité de la liquéfaction avec le pourcentage de fine.

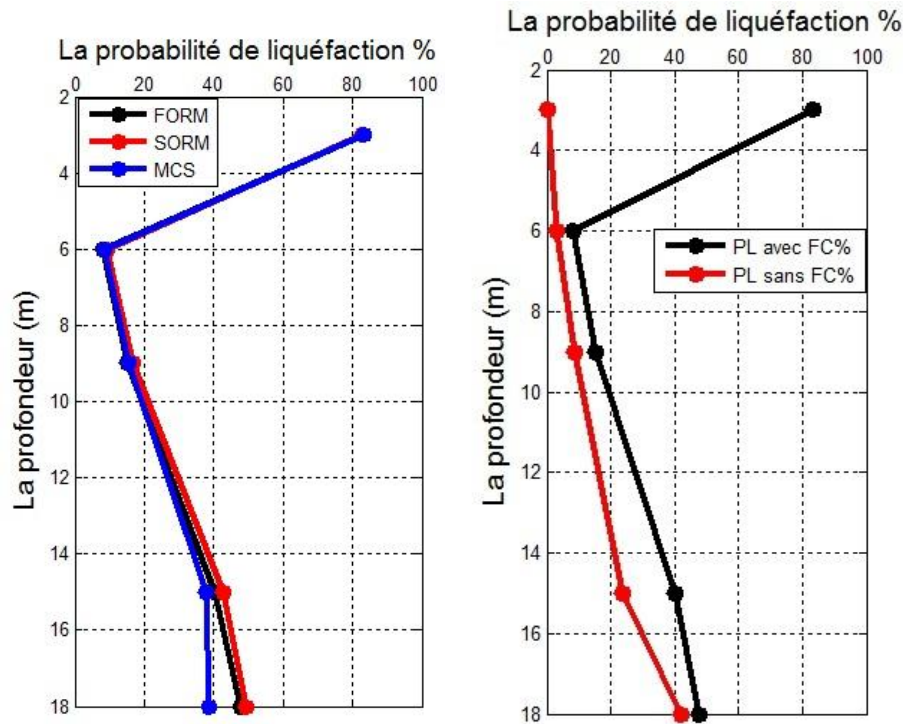


Figure 5.28 : Variation et comparaison de la probabilité de liquéfaction avec /sans FC%

5.7.8 Étude de sensibilité

Cette partie présente une étude de sensibilité basée sur le coefficient de variation pour voir l'effet du COV de chaque variable aléatoire sur la réponse du sol.

A cette fin, le coefficient de variation de chaque paramètre de la fonction de performance a été varié en prenant en compte les COV théoriques cités sur le tableau (3.1).

5.7.8.1 Effet des coefficients de variation des paramètres de la résistance cyclique (CRR)

Cette section présente les influences des coefficients de variation des paramètres de la résistance cyclique sur la probabilité de liquéfaction du sol étudié à chaque profondeur.

a) Effet du $COV(N_{1.60})$

La Figure (5.29), montre l'effet du $COV(N_{1.60})$ sur la probabilité de la liquéfaction pour trois valeurs choisies : ($COV(N_{1.60})=15\%$, $COV(N_{1.60})=25\%$ et $COV(N_{1.60})=38\%$). Elle indique que l'augmentation du $COV(N_{1.60})$ de 15% à 25%, augmente la probabilité de liquéfaction de 5 à 10%, et l'augmentation du $COV(N_{1.60})$ de 25 à 38% augmente la probabilité de liquéfaction de 10 à 15%.

Si on prend la limite de la liquéfaction une probabilité de $PI=35\%$, on trouve que pour le premier cas ($COV(N_{1.60})=15\%$) une seule profondeur seulement est liquéfiable (18m).

Pour le deuxième cas ($COV(N_{1.60})=25\%$) deux couches sont liquéfiables (15, et 18m), et pour le troisième cas ($COV(N_{1.60})=38\%$) deux couches sont liquéfiables.

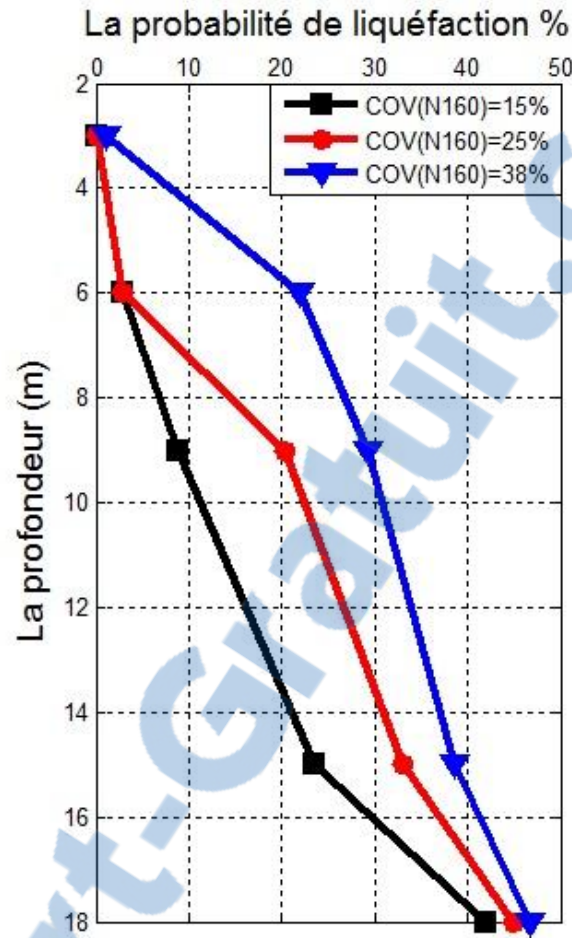


Figure 5.29 : Effet du coefficient de variation du nombre de coup $N_{1.60}$ sur la probabilité de liquéfaction

Cette figure montre aussi que l'effet du $COV(N_{1.60})$ diminue en augmentant la profondeur. Ce résultat est expliqué par la diminution du facteur de sécurité FS en fonction de la profondeur dans l'étude déterministe.

b) Effet du $COV(F_c)$

La Figure (5.30), montre l'influence du coefficient de variation du pourcentage des fines sur la probabilité de liquéfaction pour trois cas étudié ($COV(F_c)=5\%$, $COV(F_c)=25\%$, et $COV(F_c)=35\%$).

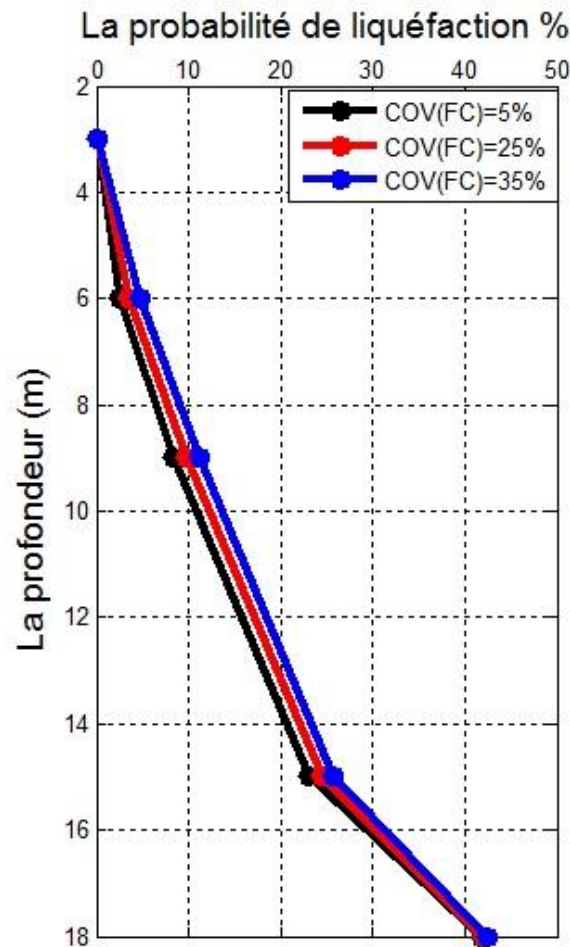


Figure 5. 30 : Effet du coefficient de variation du pourcentage des fines sur la probabilité de liquéfaction

Les résultats obtenus montrent que pour une augmentation du $COV(FC)$ de 5% à 35% la probabilité de liquéfaction reste presque constante

5.7.8.2 Effet des coefficients de variation des paramètres du rapport de la contrainte cyclique

Les paramètres étudiés sont les paramètres sismiques (M_w et a_{max}) et les paramètres du sol

a) Effet du COV (M_w et a_{max})

La Figure (5.31) représente l'effet des coefficients de variation des paramètres sismiques sur la probabilité de liquéfaction de sol pour trois cas étudiés et à chaque profondeur de sol. La figure (5.32) montre que l'effet du coefficient de variation de la magnitude M_w et l'accélération maximale a_{max} est moins important que le coefficient de variation du nombre de coups $N_{1.60}$.

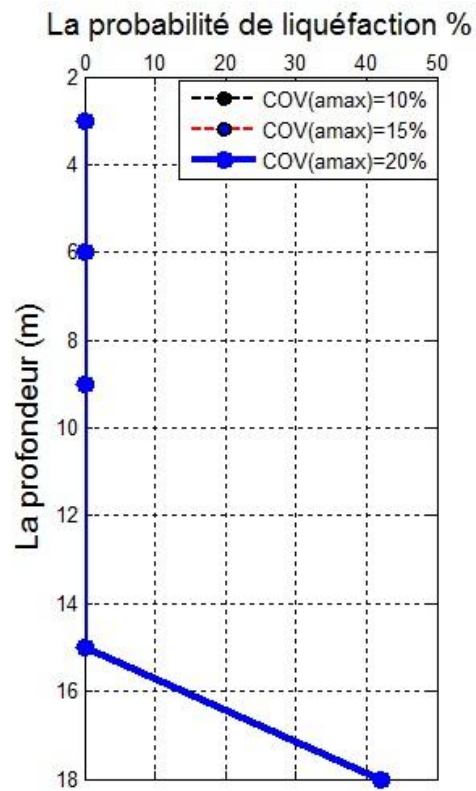


Figure 5. 31 : Effet du coefficient de variation de a_{max} sur la probabilité de liquéfaction

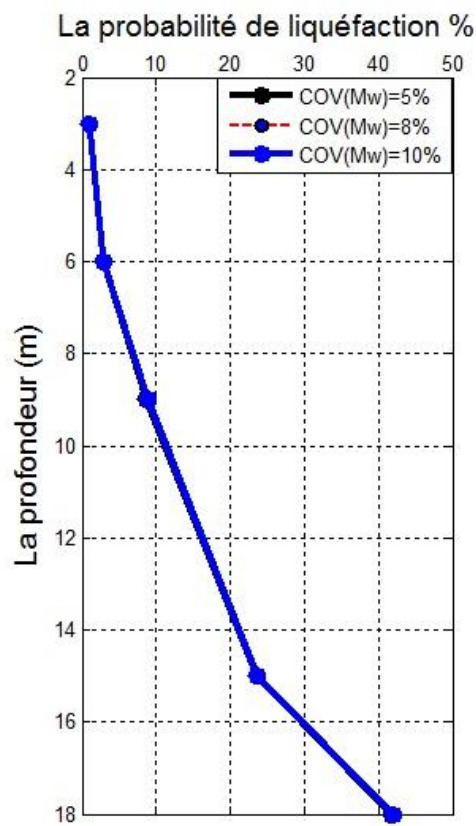


Figure 5. 32 : Effet du coefficient de variation de M_w sur la probabilité de liquéfaction

b) Effet du Coefficient de variation de la contrainte totale et la contrainte effective

La Figure (5. 33) représente l'effet de l'augmentation du coefficient de variation pour trois cas étudiés sur la probabilité de liquéfaction. On remarque très bien, que le coefficient de variation de la contrainte totale et effective a un impact négligeable.

Cependant, pour une étude de la variabilité spatiale du potentiel de la liquéfaction des sols, on peut définir ces deux paramètres par des valeurs moyennes seulement sans prendre en considération ses variations spatiales.

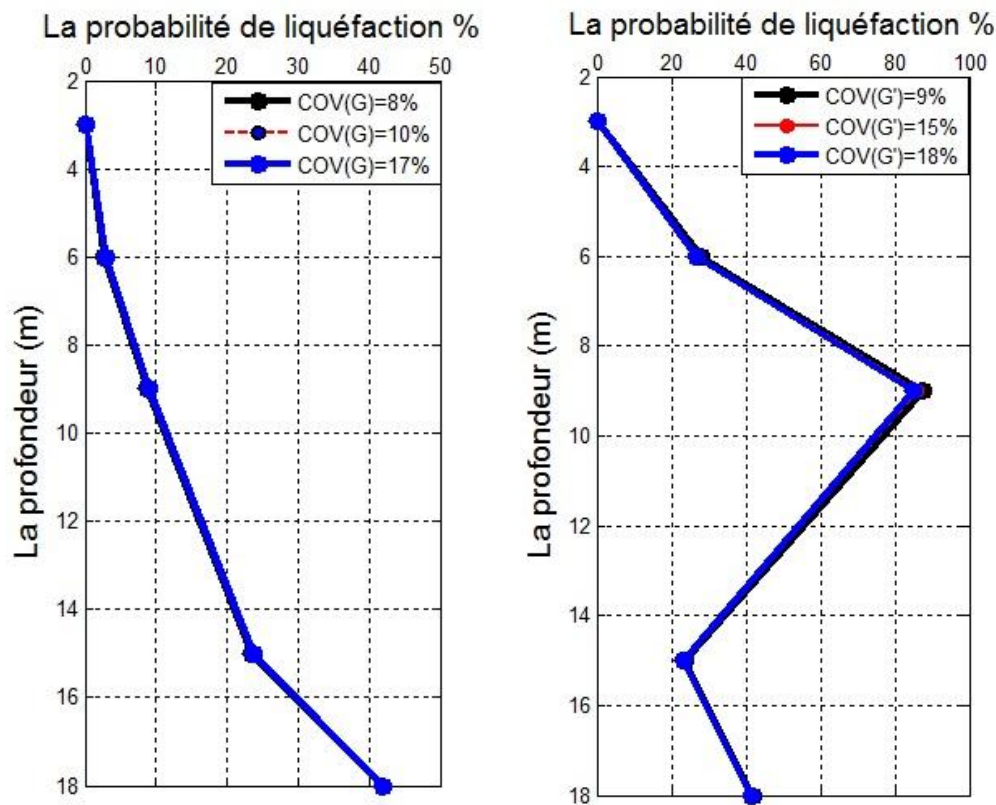


Figure 5. 33 : Influence des coefficients de variation de la contrainte totale et effective sur la probabilité de liquéfaction

La figure (5.34) et (5.35) représente le fonction PDF et CDF du coefficient de sécurité pour les valeur de la COV (N1)60 de 15, 25, et 38 ?.

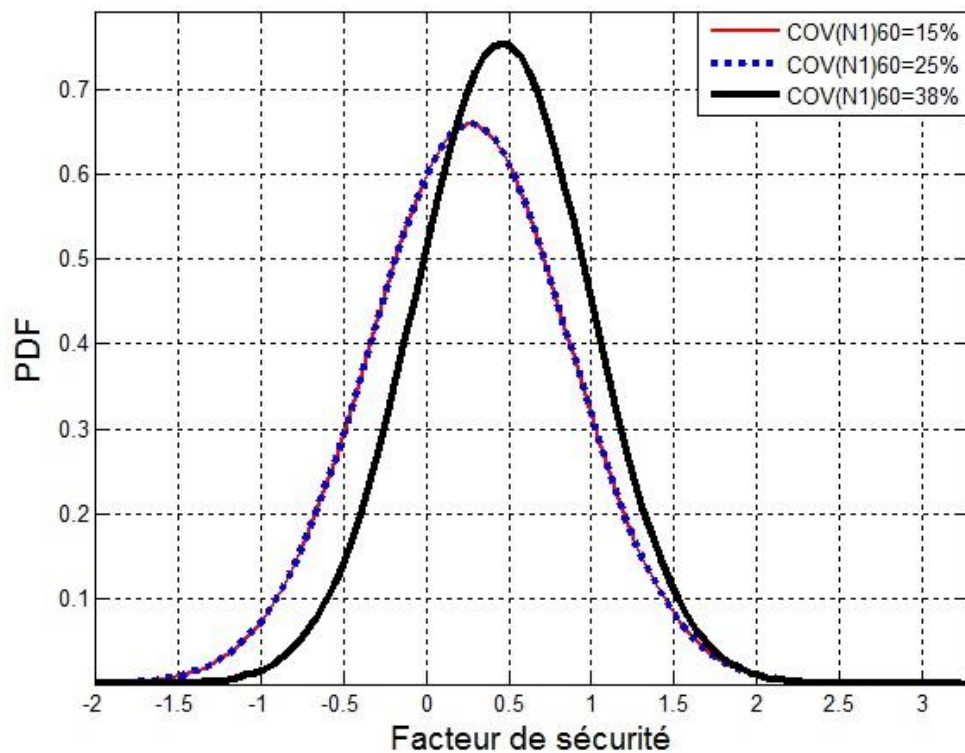


Figure 5. 34: La fonction PDF du coefficient de sécurité

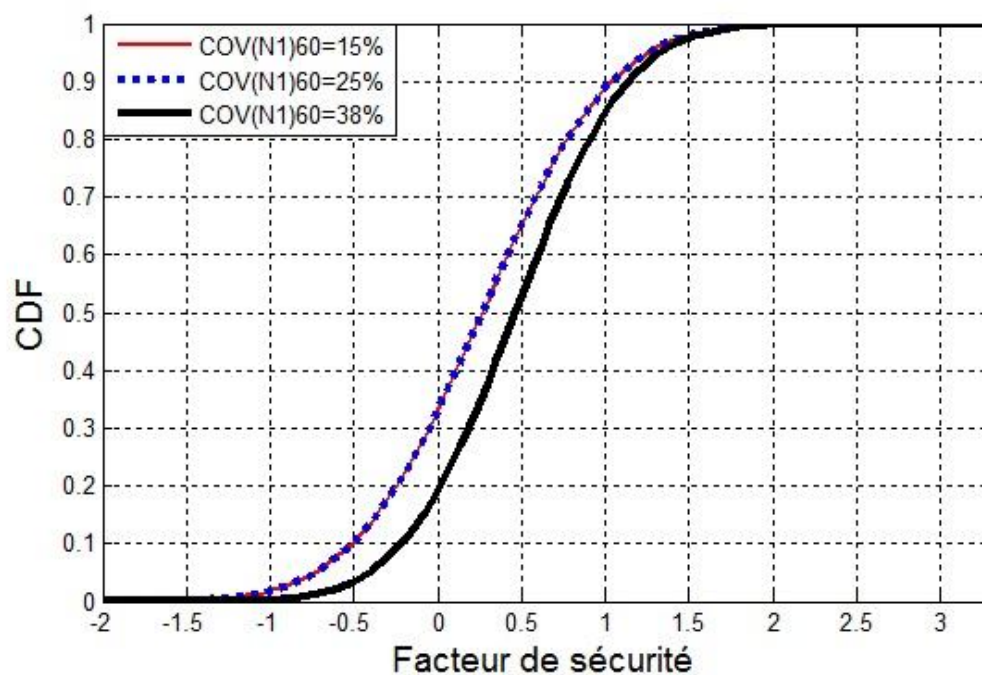


Figure 5. 34 : la fonction CDF du coefficient de sécurité

La figure (5.35), montre la PDF de la contrainte CRR pour le cas des variables corrélées et non corrélées.

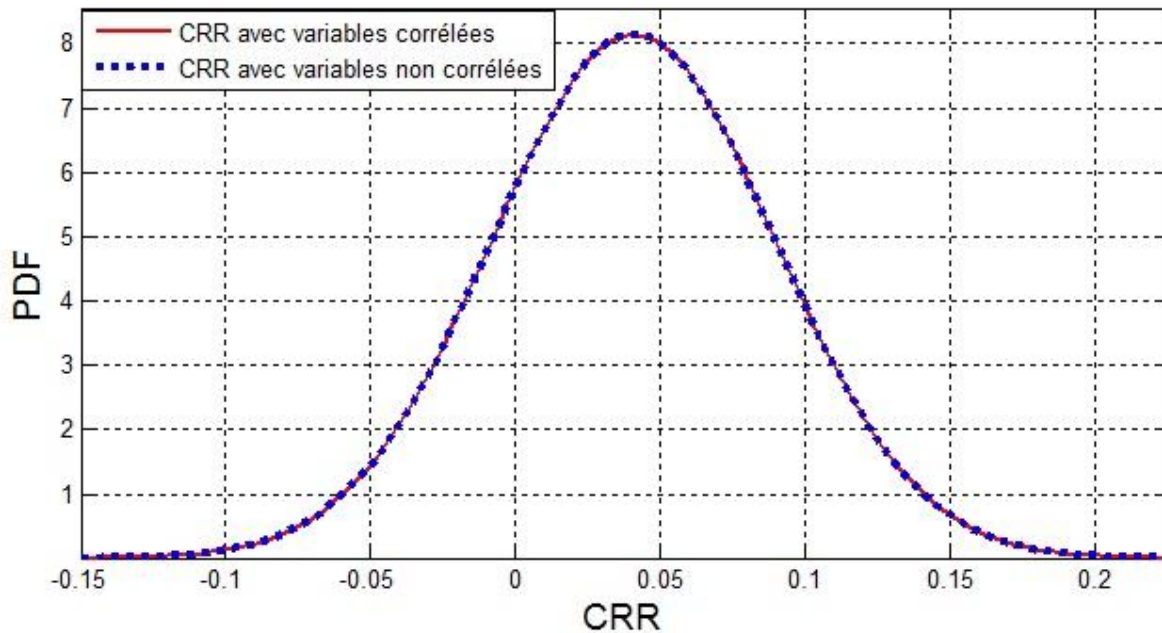


Figure 5. 35: La fonction PDF de la contrainte CRR

5.9 VARIABILITE UNIDIMENTIONNELLE DE LA LIQUEFACTION

Dans cette partie, la variabilité spatiale des propriétés du sol a été prise en compte en modélisant les paramètres incertains par des champs aléatoires caractérisés par des fonctions de densité de probabilité (PDF) et la fonction d'autocorrélation, ces résultats ont été pris en compte dans une analyse fiabiliste en utilisant les méthodes FORM, SORM, et MCS.

5.9.1 PREAMBULE

Dans une couche de sol (ou un massif rocheux) parfaitement homogène, une propriété géotechnique mesurée en différents points pourra être assimilée à un champ aléatoire, et représentée par les composantes suivantes :

- ❖ La dérive qui est une fonction décrivant l'évolution sur le domaine considéré, des moyennes et variances locales estime les paramètres sur un petit sous domaine. Cette fonction comporte une transformation de la variable de base, et prend une forme simple adapté à chaque cas particulier (linéaire, quadratique ou autre).
- ❖ Après déduction de cette fonction, les données expérimentales forment un champ aléatoire homogène ou stationnaire : la moyenne est souvent égale à zéro et la variance est rendue constante sur le domaine.

On va donc s'efforcer, au niveau de l'approche proposé, de ne négliger aucun aspect de cette variabilité. Toutefois, comme le nombre de données reste toujours limité, il ya lieu de reconstruire ces valeurs sur le domaine. La simulation par la méthode des champs aléatoires dans la présente étude, permet de conserver le caractère incertain aléatoire des valeurs possibles de la grandeur en tout point du domaine étudié.

5.9.2 STANDARISATION DE (N1)60 DU SITE

Une condition primordiale pour l'analyse stochastique est la stationnarité, ce qui implique que la moyenne et la variance de la variable aléatoire sont constantes le long du domaine d'analyse. On peut s'y attendre, cependant que les données (N1)60 exposera une tendance verticale due a leur variation en profondeur. L'étude de sensibilité des paramètre présenté dans le chapitre 6.à montré que le (N1)60 et le paramètre qui influence de plus la probabilité de la liquéfaction.

Afin d'utilisé le (N1)60 comme une variable aléatoire et vérifier la condition de stationnarité, on a essayé plusieurs tendance afin d'ajuster la meilleur qui correspond a un coefficient de corrélation élevé. La figure (5.36) montre l'équation de la tendance utilisée.

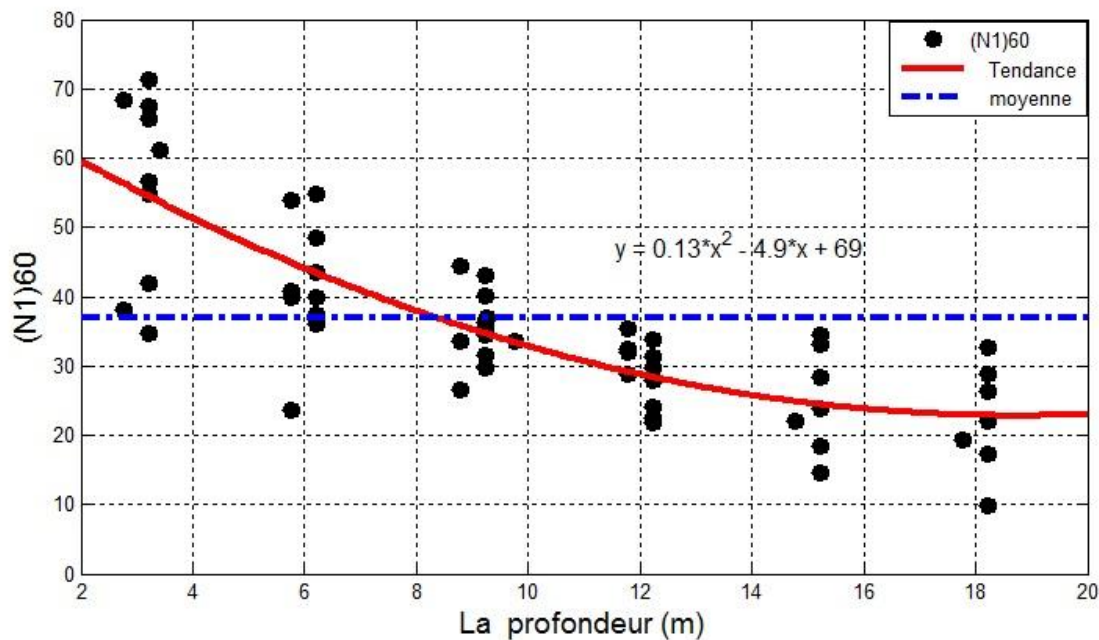


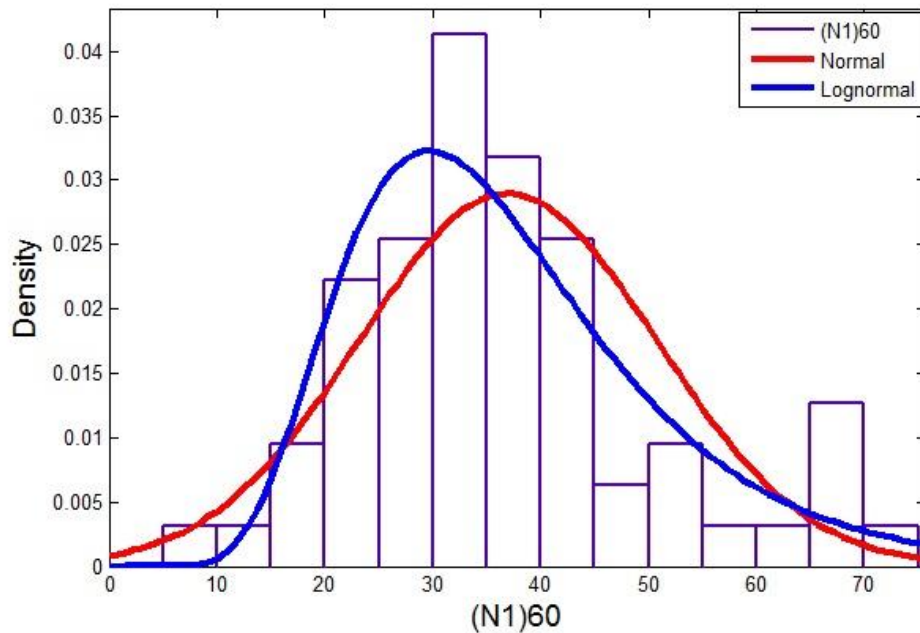
Figure 5. 36: Tendance de (N1)60

5.9.3 STATISTIQUE DE LA TENDANCE :

Le paramètre de calcul présentant une variabilité est le (N1)60, ce résultat prouvé par le calcul de la sensibilité des paramètres de calcul de CRR et CSR. Le tableau (5.14) rappelle les caractéristique du (N1)60. La figure (5.37) montre l'ajustement de la distribution normal et lognormal.

Tableau 5. 14 : Variation de la probabilité en profondeur pour différente valeur de COV(N1)60

Min	Max	Moyenne	Médiane	mode	Std
9.819	71.2	36.96	34.56	34.4	13.79

**Figure 5. 37 :** L'ajustement de la loi normal et lognormal sur les données (N1)60

Une étude paramétrique a été effectuée pour déterminer l'effet de la variabilité de la distance d'autocorrélation (L_z) sur la probabilité de liquéfaction. La Figure (5.38) présente l'effet de la distance d'autocorrélation sur les PDF du coefficient de sécurité. Six distances d'autocorrélation ont été considérées dans cette analyse : ($L_z=1m, 10m, 20m, 50m, 80m$ et $100m$).

La figure (5.38) montre l'augmentation du PDF du coefficient de sécurité avec l'augmentation de la valeur de la distance d'autocorrélation (entre 10 et 100 m). On peut conclure que la distance d'autocorrélation a un effet négligeable sur la probabilité de la liquéfaction pour les faibles distances d'autocorrélation, ces résultats sont conformes avec celles de Popescu 1995 et Lopez-Caballero 1999, 2010.

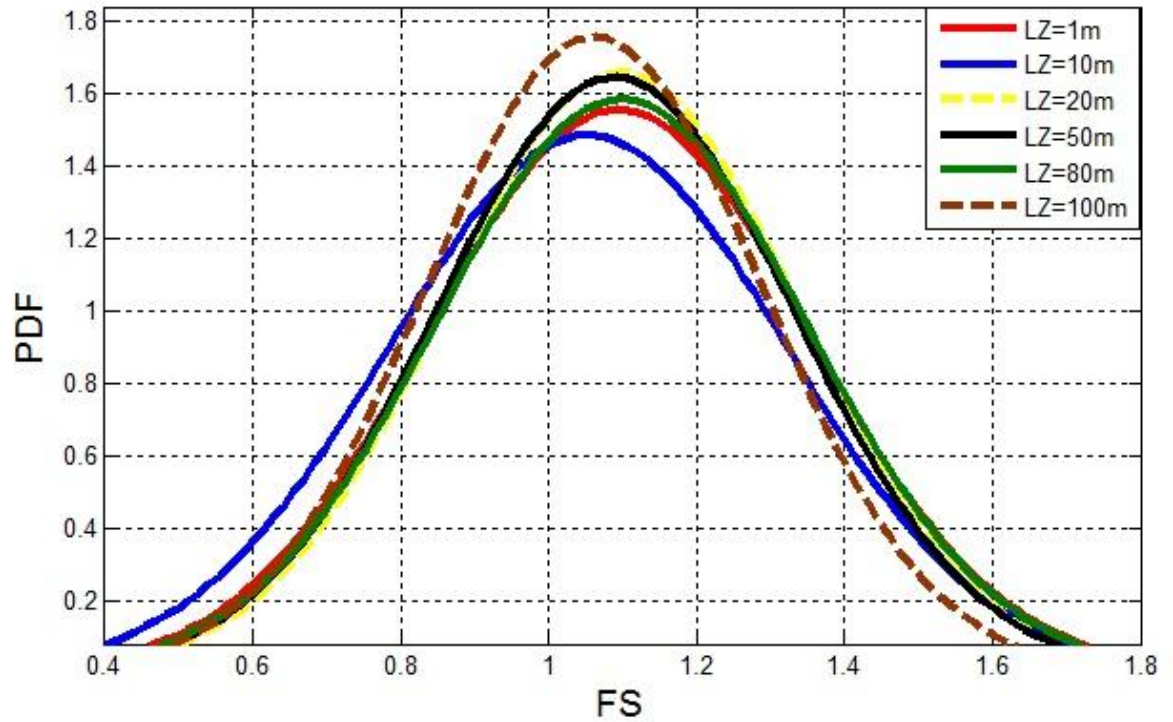


Figure 5. 38 : Effet de la distance d'autocorrélation sur la PDF du coefficient de sécurité

Pour voir l'influence de l'échelle de fluctuation sur la probabilité de la liquéfaction, une étude paramétrique a été réalisée sur plusieurs valeurs de l'échelle de fluctuation ($\Theta=3.7$, $\Theta=2.7$, $\Theta=1.7$, $\Theta=0.7$). La valeur de $\Theta=3.7$ est celle recommandée par les auteurs. Figure (5.39)

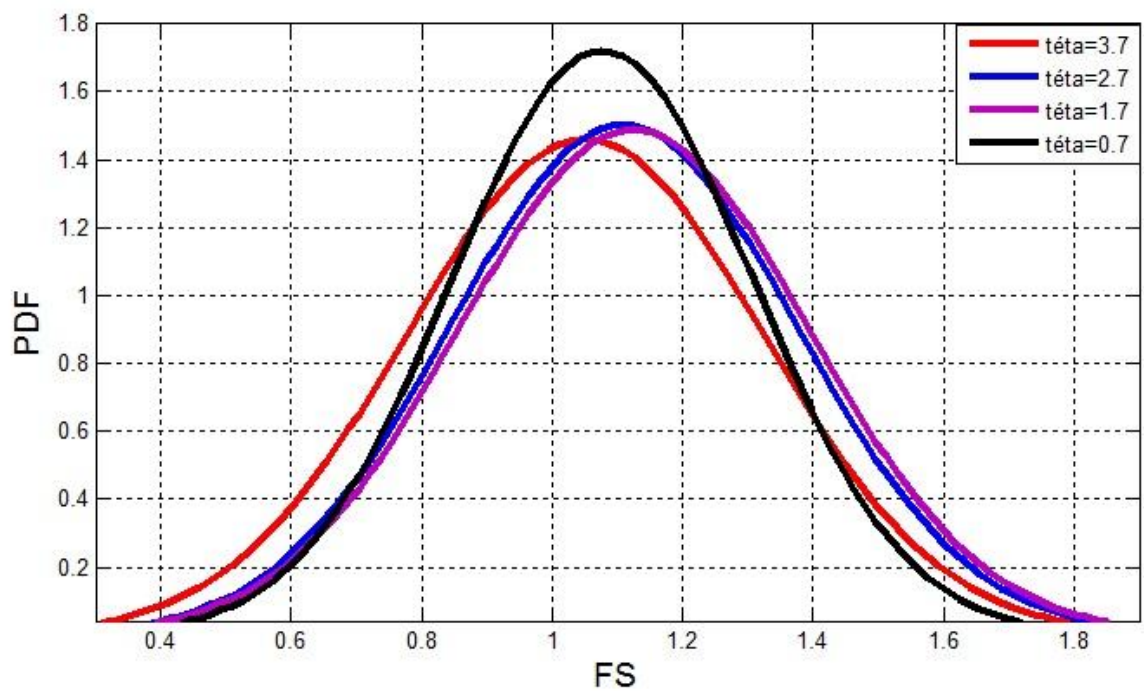


Figure 5. 39 : Effet de l'échelle de fluctuation sur la PDF du coefficient de sécurité

On remarque clairement l'augmentation du PDF du coefficient de sécurité avec les faibles valeurs de l'échelle de fluctuation, on peut que cet effet est négligeable pour les faibles valeurs.

5.9.4 CALCUL FIABILISTE AVEC LA PRISE EN COMPTE DE LA VARIABILITE SPATIALE

Le champ d'une propriété gaussienne noté $Z(X)$, est défini par sa moyenne, par sa variance et par sa fonction d'autocorrélation ou la fonction de covariance.

Une fonction d'autocorrélation exponentielle du premier ordre est utilisée pour décrire les champs du $(N1)_{60}$. Les résultats de l'analyse du paramètre $(N1)_{60}$ par la théorie du champ aléatoire a été utilisé et introduit pour une analyse fiabiliste et voir la probabilité de la liquéfaction avec la prise en compte de la variabilité spatiale, Il faut noter que cette étape d'étude est une première,

La figure (5.40) montrent la probabilité de la liquéfaction en fonction de la profondeur avec la prise en compte de la variabilité spatiale de $(N1)_{60}$ pour les trois méthodes FORM, SORM et MCS.

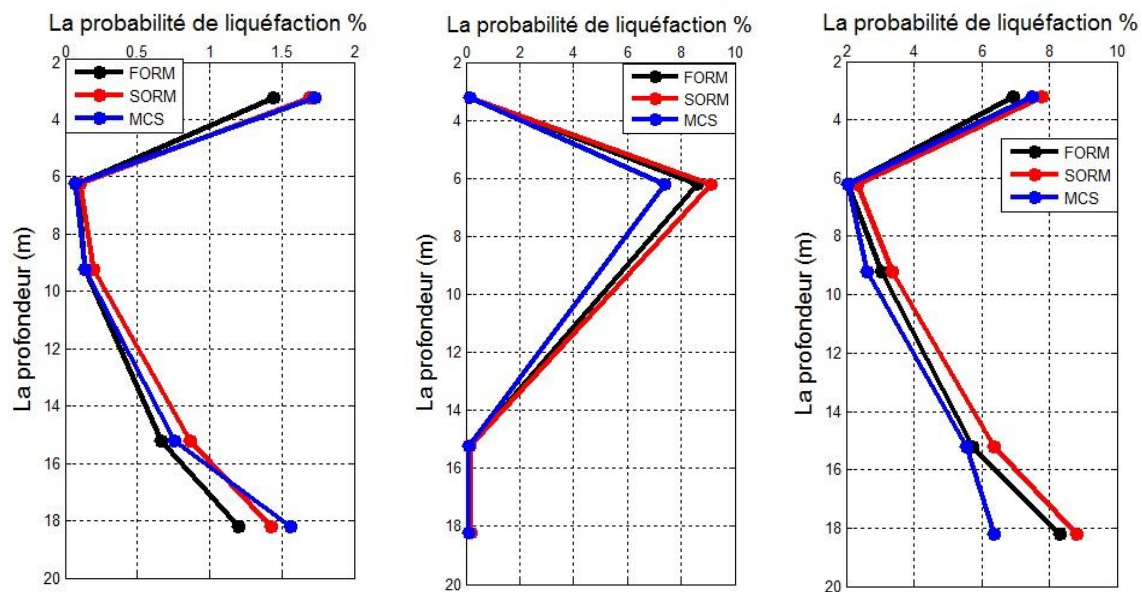


Figure 5. 40: Variation de la probabilité de la liquéfaction en profondeur

Le tableau (5.15) montre un exemple de résultat de calcul de l'indice fiabilité et de la probabilité de liquéfaction pour une échelle de fluctuation $\Theta=3.7$, $L_z=10m$, $COV(N1)_{60}=0.1$.

Tableau 5. 15 : Exemple de résultat fiabiliste

Z	(N1)60	CSR	CRR	FS	β	Pf
3	69.0724	0.2912	0.4782	1.6424	5.7634	4.122e-7
3.45	70.7074	0.3113	0.4916	1.5793	6.2164	2.5442e-10
6	69.8544	0.3865	0.4846	1.7254	5.8672	2.2164e-9
6.45	68.6155	0.3954	0.4745	1.1999	5.9271	1.5418e-9
9	68.7117	0.4328	0.4758	1.0992	5.8017	3.2828e-9
9.45	64.5007	0.4377	0.4401	1.005	5.5221	1.675e-8
15	64.3436	0.4765	0.4388	0.9208	5.3213	5.1504e-8
15.45	59.2681	0.4785	0.3946	0.8246	4.9204	4.3178e-7
18	56.2558	0.4879	0.3669	0.752	3.8215	6.6321e-5
18.45	56.2733	0.4893	0.3671	0.7503	3.8234	6.5809e-5

On remarque clairement une chute importante de la probabilité de la liquéfaction par rapport aux résultats fiabiliste sans la prise en compte de la variabilité spatiale et l'augmentation du l'indice de fiabilité, allant entre 16 à 65 % dans le calcul fiabiliste à même pas 10% dans ce cas. Ce résultat est bien justifiée vu la prise en compte des incertitudes des différents paramètres dans l'étude fiabiliste, alors que dans cette étude l'incertitude a été considéré que pour le paramètre (N1)60, ce qui justifie les faibles probabilités de la liquéfaction.

La figure (5.41) montre la variation de la probabilité de la liquéfaction avec l'indice N1(60) pour le site, on remarque clairement la diminution de la probabilité de liquéfaction avec l'augmentation d'indice (N1)60, cela résultat est conforme avec le règlement qui considère une couche comme non liquéfiable pour des valeurs de (N1)60 supérieur à 30.

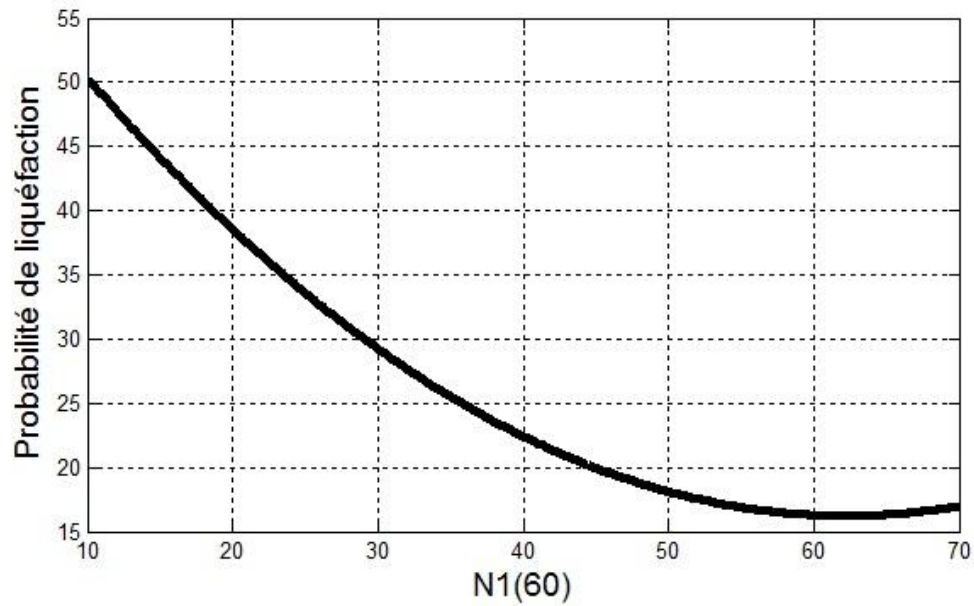


Figure 5.41 : Variation de la probabilité de liquéfaction avec le $N1(60)$

La figure (5.42) montre la variation de la probabilité de liquéfaction et de l'indice de fiabilité en profondeur.

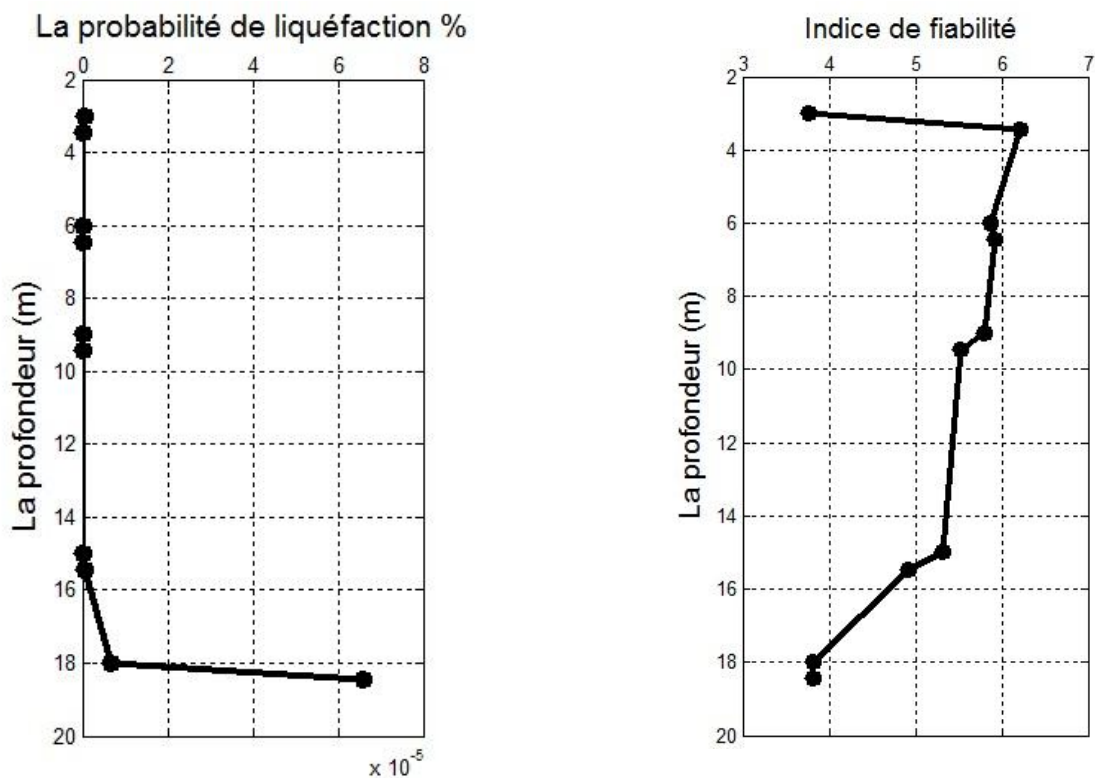


Figure 5.42 : Variation de la probabilité et l'indice de fiabilité en profondeur

Pour voir l'influence de la COV de $(N1)_{60}$ sur la probabilité de la liquéfaction, une étude paramétrique a été effectuée pour différentes valeurs de covariance (COV=15%, COV=25%, et COV=38%) avec la méthode FORM, le tableau (5.16) montre les résultats de cette étude.

La figure (5.43) montre la variation de la probabilité de liquéfaction en fonction de la profondeur. On remarque l'augmentation de la probabilité de la liquéfaction avec l'augmentation de la covariance de $(N1)_{60}$

Tableau 5. 16 : Résultats de la probabilité de la liquéfaction pour différente valeur de COV $(N1)_{60}$

Z (m)	COV(N1)60=15%	COV(N1)60=25%	COV(N1)60=38%
3.225	1.3696e-4	1.4109e-2	7.4124e-2
6.225	1.4406e-5	5.8075e-3	4.8149e-2
9.225	8.5805e-5	1.1738e-2	6.775e-2
15.225	3.5798e-4	2.0645e-2	8.9396e-2
18.225	6.174e-3	6.2655e-2	1.5131e-1

La probabilité de liquéfaction augmente de 14% pour une covariance de $(N1)_{60}$ de 15% à 38%.

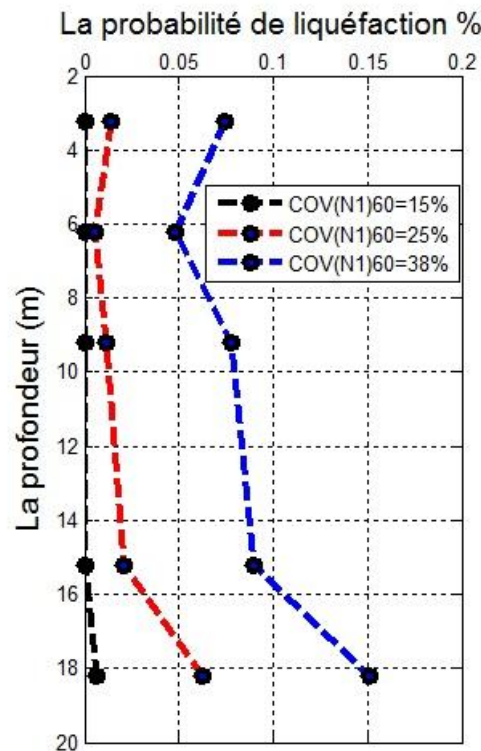


Figure 5. 43 : Variation de la probabilité en profondeur pour différente valeur de COV(N1)60

5.8.CONCLUSION

L'évaluation du potentiel de liquéfaction par les méthodes empirique et semi empirique est devenu de plus en plus populaire est utilisable pour les ingénieurs. Ces méthodes utilisent des relations déterministe pour le développement des courbes limites afin d'observer l'apparition ou non de la liquéfaction.

D'autres méthodes telles que les approches probabilistes pour calculer la probabilité de la liquéfaction ont été développées pour compléter le calcul déterministe. Si on prend en compte le coefficient de sécurité de 1.25 donné par le R.P.A 2003, le site présente un risque de liquéfaction dans des couches pour différents sondages.

La fiabilité doit être familière à la plupart des ingénieurs en géotechnique, et il ne devrait pas être perçu comme nécessitant plus de données, le temps et les efforts que les calculs déterministes traditionnels. Enfin, la poursuite des travaux présentés dans ce chapitre est en cours. Plus de résultats liés au rôle de plusieurs paramètres sont à venir.

La probabilité de liquéfaction avec le coefficient de sécurité correspondant ont été déterminés sur la base de la méthode FORM, SORM, et MCS. L'analyse de la fiabilité montre des valeurs moyennement proches pour tous les cas, sauf pour la méthode MCS où la probabilité est légèrement inférieure.

Il est à noter que cette étude fiabiliste avec la prise en compte de la variabilité spatiale est une démarche pionnière et beaucoup reste à développer.

6.1 INTRODUCTION

Dans ce chapitre, une approche géostatistique simplifiée a été adoptée pour évaluer l'effet de l'hétérogénéité lithologique des propriétés du sol sur la réponse induite par le tremblement de terre sur le site de l'aéroport d'Alger. Les résultats de l'essai de pénétration du cône (CPT), l'application de l'indice du sol de type de comportement (I_c), ont été utilisés pour identifier les différentes lithologies, pour lesquels ont été estimés les propriétés statistiques et les caractéristiques de corrélation spatiale. Il convient de noter que la charge sismique pourrait être traitée comme une variable aléatoire, mais il a été estimé de façon déterministe dans ce chapitre sur le site.

6.2 PRESENTATION DU SITE:

Dans le cadre de la construction d'une nouvelle aérogare et d'une gare de fret dans l'aéroport international d'Alger, une expertise du sous-sol et des fondations a été réalisée en 1983. Le site étudié (Aéroport d'Alger) se situe à environ 20 km au sud-est de la ville d'Alger, soit dans la grande plaine côtière, « Plaine de la Mitidja », qui s'étend entre les montagnes de l'Atlas tellien et la méditerranée. La figure suivante (Figure 6.1) donne un aperçu de la situation de l'aéroport. (Natacha Cadoux, 1996)



Figure 6. 1 : Localisation de l'aéroport d'Alger.

La plaine de la Mitidja est sillonnée par cinq principaux oueds issus de l'Atlas et assurant son drainage vers le Nord avec un sens d'écoulement général Sud Ouest-Sud Est. Le principal cours d'eau intéressant le site est l'Oued Smar qui recevait à l'origine deux affluents : l'Oued Boutrick et l'Oued Saïd. Ses eaux ont été déviées au Sud et à l'Ouest de l'aéroport pour permettre la construction des pistes. La figure (6.2) représente le réseau hydrographique de la région.

Le terrain de l'aéroport est peu dénivelé, soit une cote de +16 m à 23 m, c'est-à-dire seulement quelques mètres au-dessus du niveau de la mer.

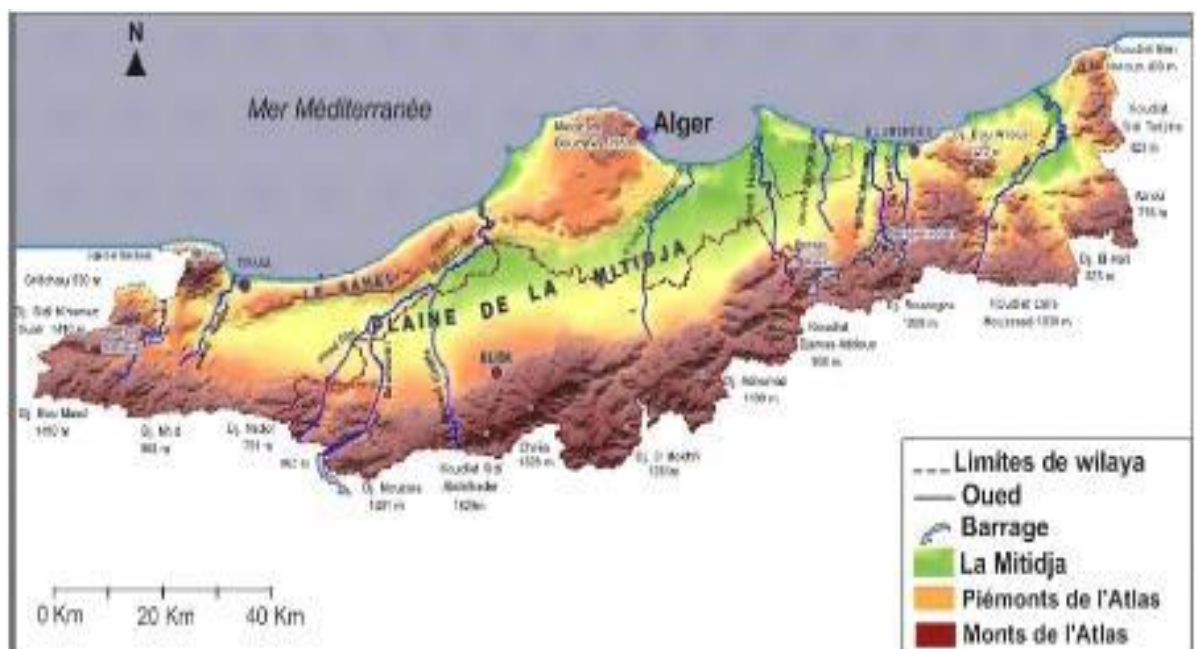


Figure 6. 2 : Réseau hydrographique de la plaine de la Mitidja.

6.3 Caractérisation du sol:

6.3.1 Constitution du sol :

6.3.1.1 Nature du sol :

Sous une couche de terre végétale ou sous une couche de terrain remblayé atteignant une épaisseur de 0,3 m à 1,5 m, se trouve dans la partie sud du terrain, une série de couches d'argile grise jusqu'à 19 m voire même 22 m de profondeur. Ces couches sont en alternance mi-consistante ou consistante jusqu'à très consistantes.

Jusqu'à une profondeur de 16 m à 19 m, parfois même 22 m, ces couches d'argiles sont interrompues par des couches de graviers, de galets et de sable qui sont au moins moyennement denses.

Sous ces couches géologiquement jeunes d'argiles grise, à partir d'une profondeur de 19 m à 22 m et ce jusqu'à une très grande profondeur, se trouve une couche apparemment beaucoup plus anciennes d'argile jaunâtre et tachetée. Cette couche est très consistante ou même très dure.

Au nord du terrain, la couche jaunâtre d'argile monte peu à peu pour atteindre le niveau du terrain. Sa résistance diminue quelque peu.

Les intercalations de sable ou de gravier sont rares jusqu'à une profondeur de 16 m mais elles deviennent plus fréquentes entre 16 m et 20 m. Elles sont toutefois très irrégulières aussi bien horizontalement que verticalement et sont toutefois très irrégulières aussi bien horizontalement que verticalement et sont très fréquemment interrompues par de l'argile mi-consistante si bien que le pouvoir porteur du sol ne semble pas surtout idéal. Par ailleurs, il existe aussi des couches de gravier et de sable de faible résistance dans l'argile jaunâtre et ce jusqu'à une profondeur atteignant entre 20 m et 40 m.

De plus, les couches d'argile grise comportent à plusieurs endroits de fortes couches de boue organique qui peuvent s'étaler sur de très grandes distances. Le mélange des différentes couches donne donc, en général, une image très irrégulière.

6.3.1.2 Nappe phréatique :

En ce qui concerne le comportement de la nappe phréatique sous le terrain de l'aéroport, il est fait mention, dans tous les documents à notre disposition, d'importantes variations du niveau de la nappe allant jusqu'à 5 m en fonction des saisons. Il est conseillé de considérer par conséquent que la nappe phréatique est affleurante.

6.3.1.3 Caractéristiques mécaniques :

Il ressort de la synthèse des différents essais en place et plus particulièrement des pénétrogrammes que les sols en place sont très hétérogènes du point de vue de leur résistance. Ainsi, en général, les couches suivantes apparaissent successivement :

- ❖ En surface, les sols présentent des résistances de pointes élevées témoignant de la présence des sols surconsolidés sujets aux variations de teneurs en eau (fluctuations de la nappe et évaporation). L'épaisseur moyenne est 2,3 m.
- ❖ Au dessous de cette couche de surface, on trouve des sols présentant des faibles résistances de pointe ($q_c < 1$ MPa) reflétant des argiles molles ou des vases.
- ❖ Au-dessous, on rencontre des sols très résistants avec des résistances de pointe élevées à très élevées ($q_c > 3$ MPa à $q_c > 10$ MPa) témoignant de la présence de sols pulvérulents.

On note que les couches de faible résistance sont parfois intercalées de couches résistantes. La reconnaissance géophysique a mis en évidence les mêmes couches au moyen des mesures de résistivité.

Enfin, les essais en laboratoire ont confirmé les résultats déjà obtenus. Les sols rencontrés sur six sondages différents sont, d'une manière générale, des sols : Fins ; De densité très variable (de peu denses à très denses) ; Proches de la saturation à la saturation ; Plastiques ; Sur-consolidés en surface et sous consolidés en profondeur ; Moyennement compressible.

6.4 PRESENTATION DES DONNEES :

6.4.1 Origine des données :

Les données que nous traiterons dans cette étude proviennent de sondages effectués avec un pénétromètre statique de type Gouda (voir annexe). Nous disposons d'un grand nombre de courbes pénétrométriques sur lesquelles sont représentées simultanément la résistance de pointe opposée par le sol à l'enfoncement de la pointe conique du pénétromètre et la force de frottement du sol sur la paroi latérale de la tête de mesure.

Etant donnée l'importance du nombre de sondages, nous nous limiterons aux 67 sondages du parking de l'aéroport et à quelques sondages sur les taxiways TW9 et TW10.

L'implantation des essais au pénétromètre est donnée sur la figure (6.3). Pour chaque courbe pénétrométrique, nous avons relevé les valeurs de la résistance de pointe q_c et de la force de frottement latéral f_s tous les 0,5 m jusqu'à 20 m ou moins suivant le refus. Etant donnée la qualité médiocre de certains pénétrogrammes, des valeurs manquent parfois, à certaines profondeurs.

Les coordonnées d'implantation des sondages, quant à elles, ont été définies par rapport à un repère choisi de manière tout à fait subjective. On a procédé à un positionnement d'après la carte des implantations en adoptant une échelle a priori.

6.5 Présentation du tableau de données :

Le tableau de données (voir annexe) comporte 7 colonnes et 2775 lignes et est construit de la manière suivante :

- ❖ Chaque ligne correspond à une mesure de q_c et f_s à une profondeur précise et pour un sondage donné. Les lignes correspondant à un même sondage sont regroupées.
- ❖ Les colonnes contiennent successivement :
 - i. Le numéro de ligne de mesure ou libellé de l'individu ;
 - ii. La mesure qui correspond au numéro du sondage ;
 - iii. La profondeur z (en mètres) de la mesure ;
 - iv. La valeur de résistance de pointe q_c (en bars) ;
 - v. La valeur du frottement latéral f_s (en bars).

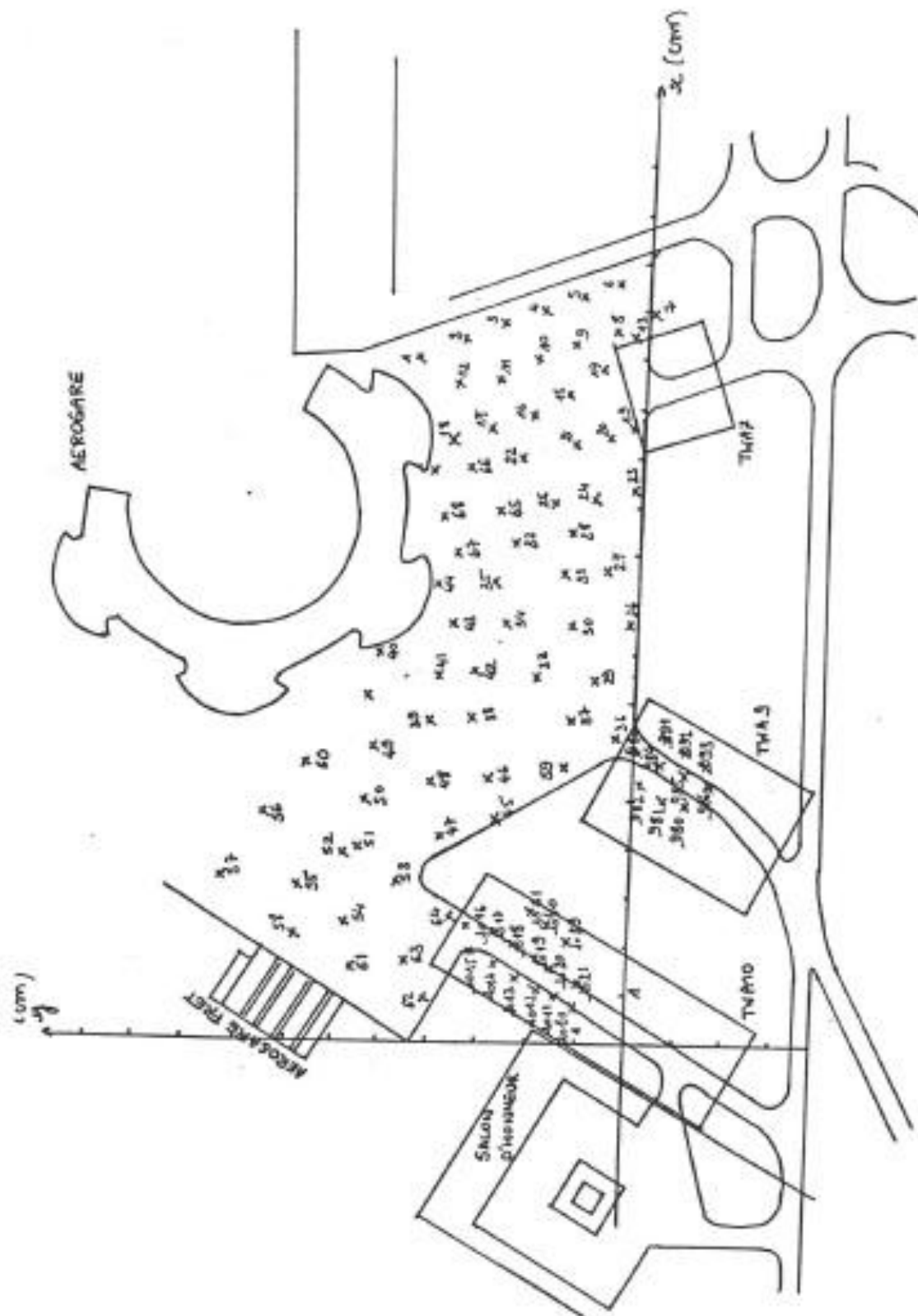


Figure 6. 3 : Plan d'implantation des sondages pénétrométriques

6.6 Caractérisation de l'hétérogénéité du sol

La caractérisation de l'hétérogénéité dans le site a été déterminée suivant trois étapes : (El Kateb, 2003)

1. Stationnarité des données CPT
2. Quantification géostatistique des données stationnaire CPT
3. Simulation stochastique des données stochastique.

Les détails de ces étapes sont discutés dans les prochaines sections.

6.6.1 Stationnarité des données CPT

Les résultats de l'essai de pénétromètre statique disponible sur le site ont été utilisés pour caractériser la lithologie et la variabilité inhérente des paramètres. L'indice de classification du sol I_c (Robertson, 1990) a été calculé à partir de la relation :

$$I_c = \sqrt{(3.47 - \log Q)^2 + (\log F + 1.22)^2} \quad (6.1)$$

Où

Q et F sont les résistances de pointe CPT et du frottement latéral normalisé respectivement, qui peuvent être déterminés par les relations suivantes :

$$Q = \frac{q_c - \sigma_v}{\sigma'_v} \quad (6.2)$$

$$\text{et } F = \frac{f_s}{q_c - \sigma_v} \quad (6.3)$$

q_c : la résistance de pointe.

f_s : frottement latéral.

σ_v et σ'_v sont les contraintes totales et effectives respectivement.

L'indice I_c est utilisé pour classifier les sols selon leur type de comportement comme montré dans le tableau (6.1):

Tableau 6. 1: L'indice I_c

I_c	Type de comportement de sol	Description
<1.31	7	Sable gravier à sable dense
1.31-2.05	6	Sable propre à sable silteux
2.05-2.60	5	Sable mélangé
2.60-2.95	4	Argile et silt
2.95-3.60	3	Argile silteuse à argile pure
>3.60	2	Sol organique

En appliquant ce concept pour différentes données CPT sur le site, quatre type de sol pulvérulent sous la nappe phréatique on été identifié à partir du calcul de l'indice I_c L1, L2, L3, L4 (type 5 et 6), un exemple est présenté dans la figure (6.4) pour deux sondages. Ces couches appelés sol type 5, sont regardé comme potentiellement liquéfiable, chaque couche à été considéré comme un domaine statistiquement homogène, ou la résistance de pointe q_c a été traité comme variable aléatoire. Il faut noter que les zones avec un indice $I_c > 2.6$, nommé d'après la classification de Robertson par type 2-4, sont considéré comme couche non liquéfiable (Robertson et Wride, 1996).

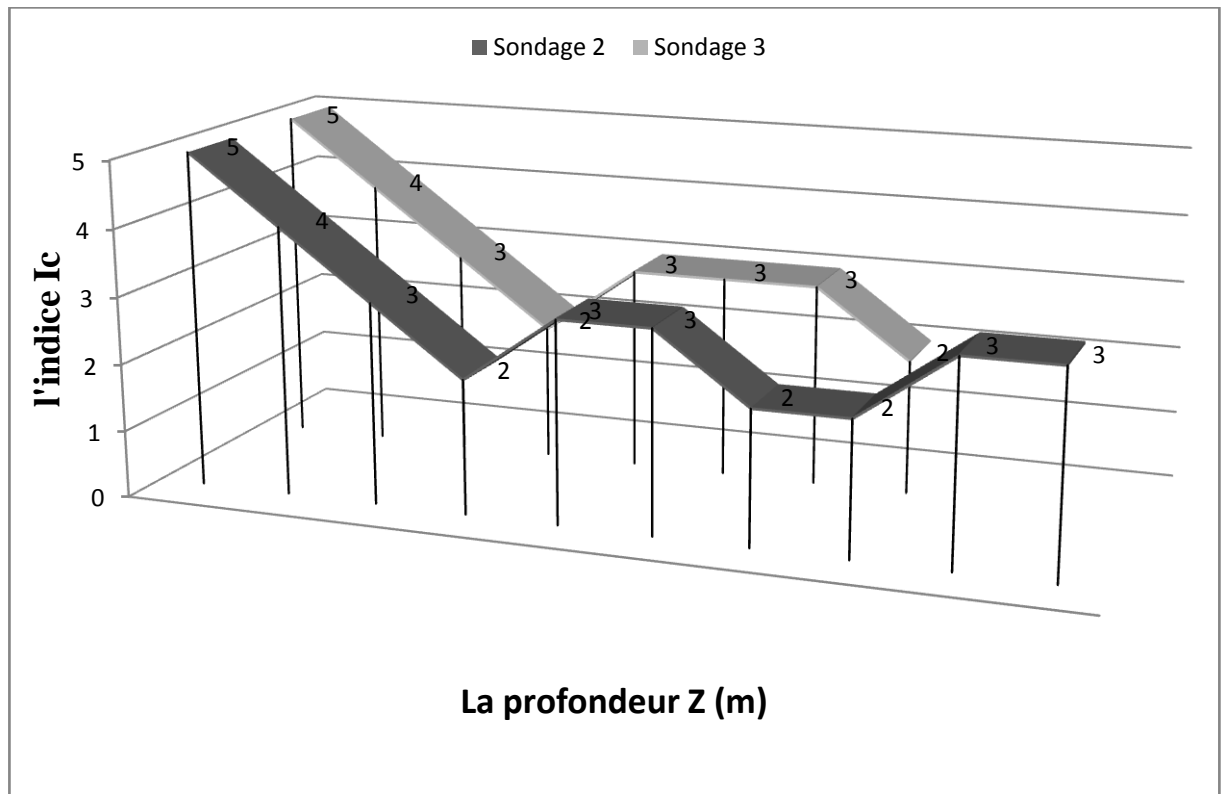


Figure 6. 4 : Exemple du choix des types de sols pour les sondages 2 et 3

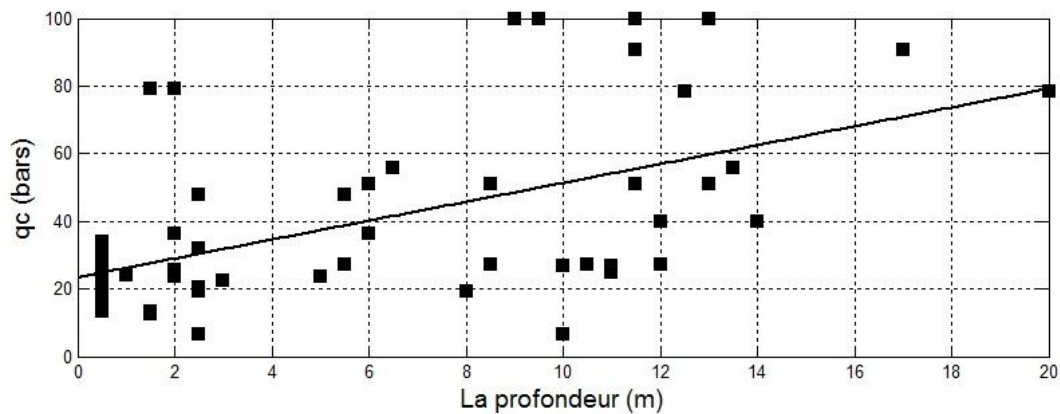
La stationnarité des données est un processus important pour maintenir la cohérence statistique dans les données du CPT comme il est possible que le sol en cours d'analyse comprend des anomalies dans la forme de très fines lentilles d'argile ou de sable, ou des poches de gravier (Idriss ., 1999, 1991) .

Pour la technique de modélisation de variogramme utilisé dans cette étude, comme indiqué dans la section suivante, nous avons recherché la stationnarité, ce qui implique que les propriétés statistiques de variables aléatoires, telles que la moyenne et la variance, ne dépendent pas de position dans l'espace. Il peut être prévu, cependant, que les données du CPT présenteront les tendances verticales en raison de leur sensibilité aux changements de pression de confinement. Pour utiliser la résistance à la pointe du cône, q_c , Comme une variable aléatoire et satisfaire à la condition de stationnarité, toute tendance verticale possible en q_c devrait être supprimée.

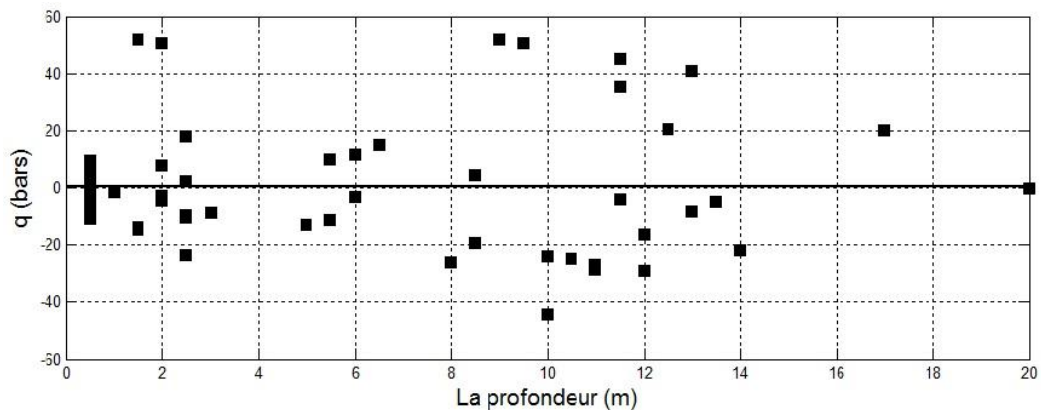
Pour ce faire, les données de tous les sondages du CPT ont été utilisées pour identifier les tendances verticales linéaires déterministes en q . Dans chacune des quatre couches potentiellement liquéfiables en utilisant l'analyse de régression. Ensuite, ces tendances ont été enlevées, comme cela est illustré sur la figure (6.5), (6.6), (6.7), (6.8), produire ainsi la tendance des données pour chaque couches suivant la relation :

$$q = q_c - q_0(z) \quad (6.4)$$

Avec q est le résidu aléatoire de la résistance de pointe et $q_0(z)$ est la tendance déterministe verticale.



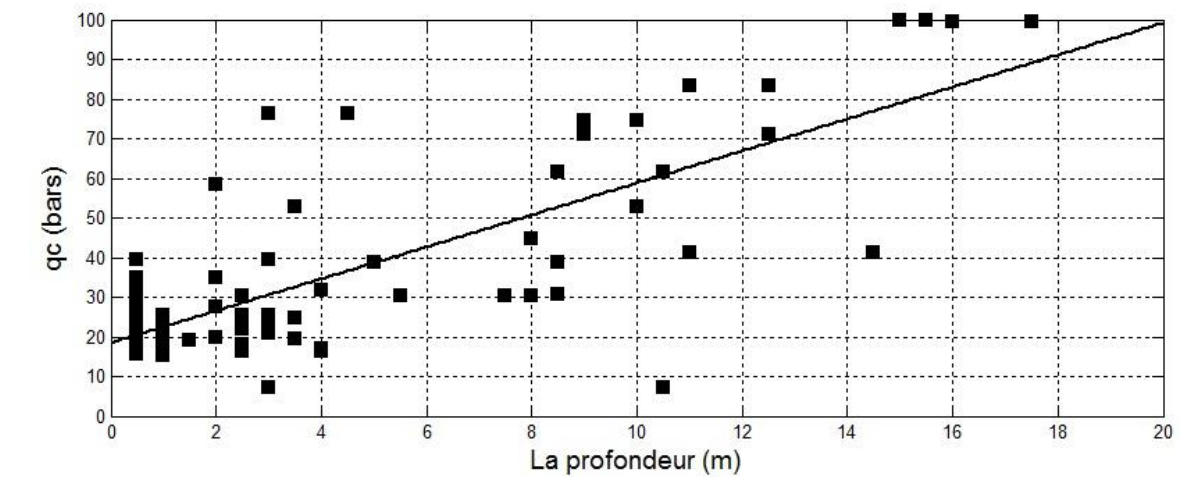
(a)



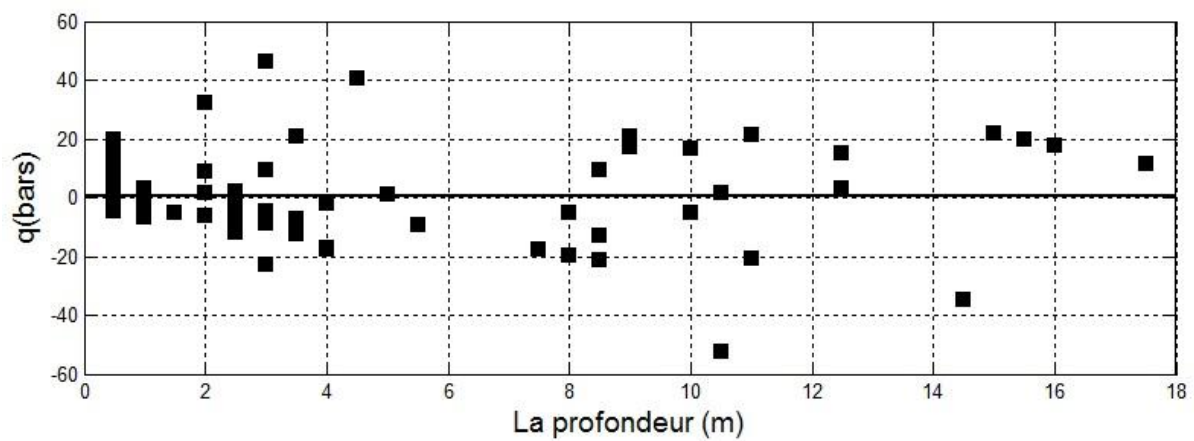
(b)

Figure 6. 5 : Tendance des données CPT, type L1. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.



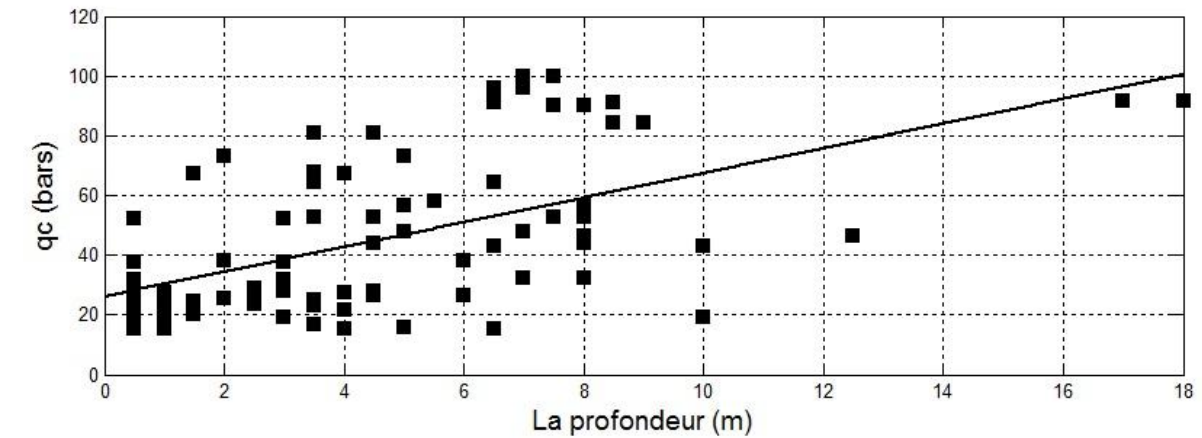


(a)

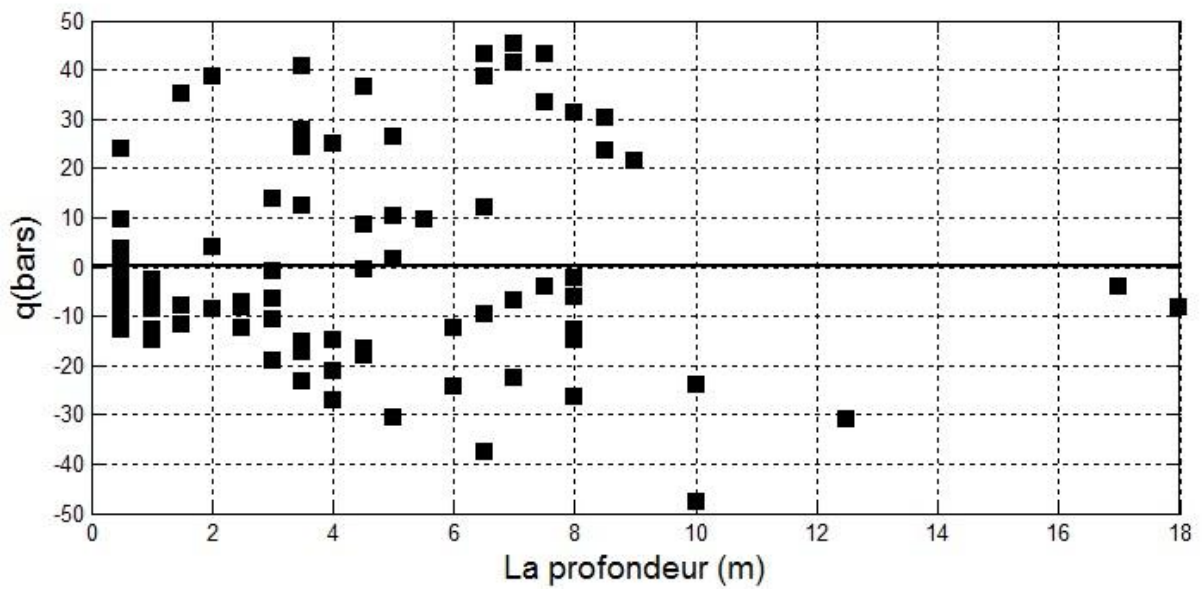


(b)

Figure 6. 6 : Tendence des données CPT, type L2. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.

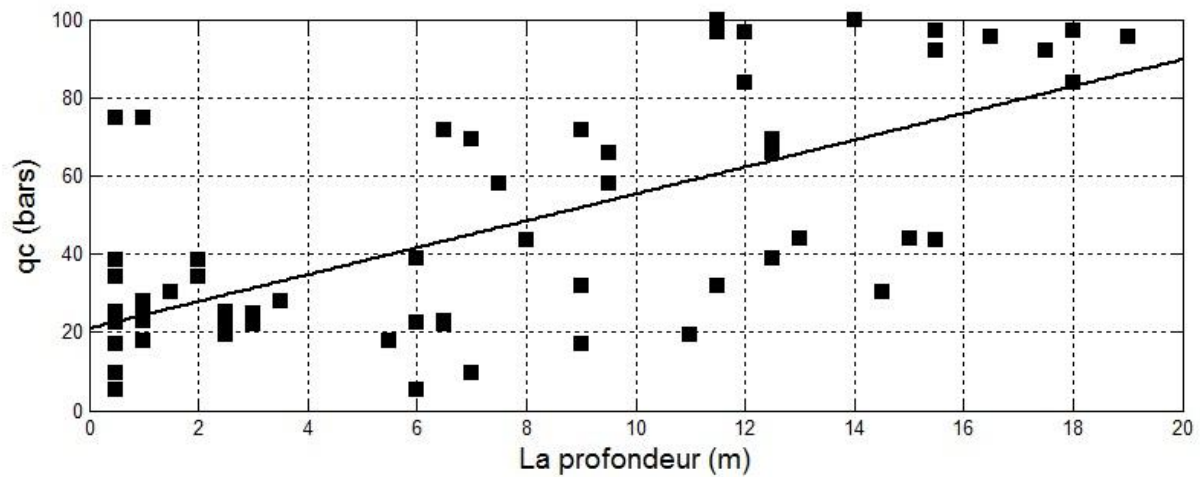


(a)

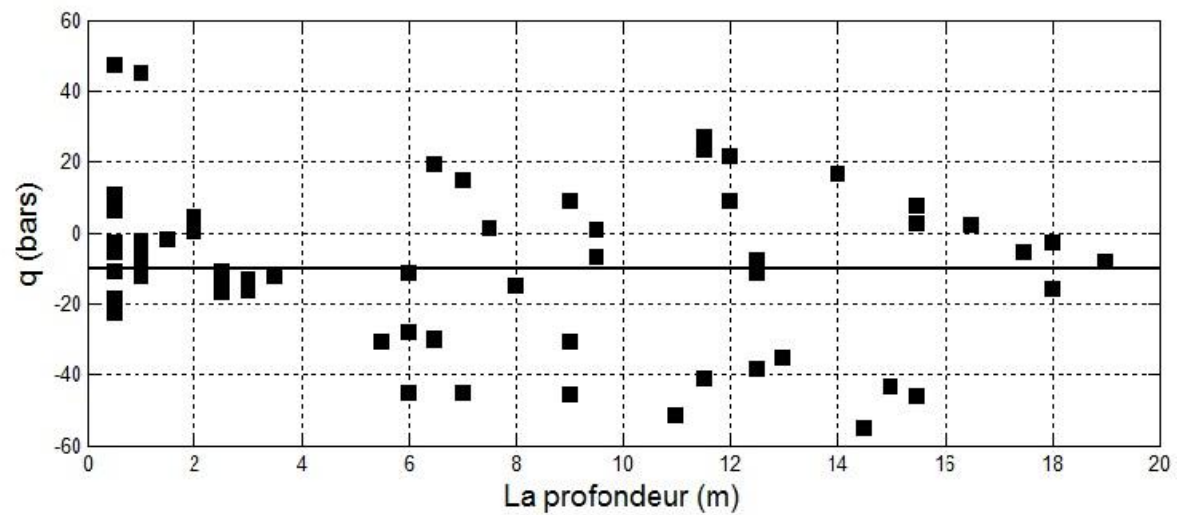


(b)

Figure 6. 7 : Tendence des données CPT, type L3. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.



(a)



(b)

Figure 6. 8 : Tendence des données CPT, type L4. a) identification de la tendance linéaire, et b) stationnarité des données.

Les caractéristiques des tendances des quatre types L1 à L4 sont présentées dans le tableau suivant. (Tableau).

Type	Equation de la tendance	Moyenne	COV
Type L1	$q_c = 2.8z + 23$	0.8962	0.4225
Type L2	$q_c = 4z + 18$	0.8829	0.3731
Type L3	$q_c = 4.1z + 26$	1.1526	0.5859
Type L4	$q_c = 3.4z + 21$	1.027	0.563

Tableau 6.2: Caractéristiques des tendances pour les types L1 à L4

Il faut noter que la variation linéaire de la tendance verticale est une hypothèse simplificatrice pour des applications pratique, elle peut prendre d'autre forme spécialement pour les sols sableux. Cette hypothèse, cependant, a été utilisée dans plusieurs études géostatistiques dans la littérature de la géotechnique, comme Campanella et al. (1967) et Popescu et al. (1998). En outre, l'incertitude associée à l'évaluation de ces tendances verticales peut avoir une influence significative sur la réponse du site sous charge sismique. Toutefois, cette incertitude diminue avec l'augmentation des données de terrain, selon le cas pour les données de CPT.

6.7 Caractérisation géostatistique de la tendance des données CPT

Les propriétés statistiques définis précédemment peuvent être facilement incorporable d'une analyse globale probabiliste par l'établissement de la loi de probabilité. Les distributions de probabilité sont en accord étroit avec les distributions normales, comme le montre la figure 6.9. La distribution de probabilité présente un bon accord avec la distribution normale (figure)

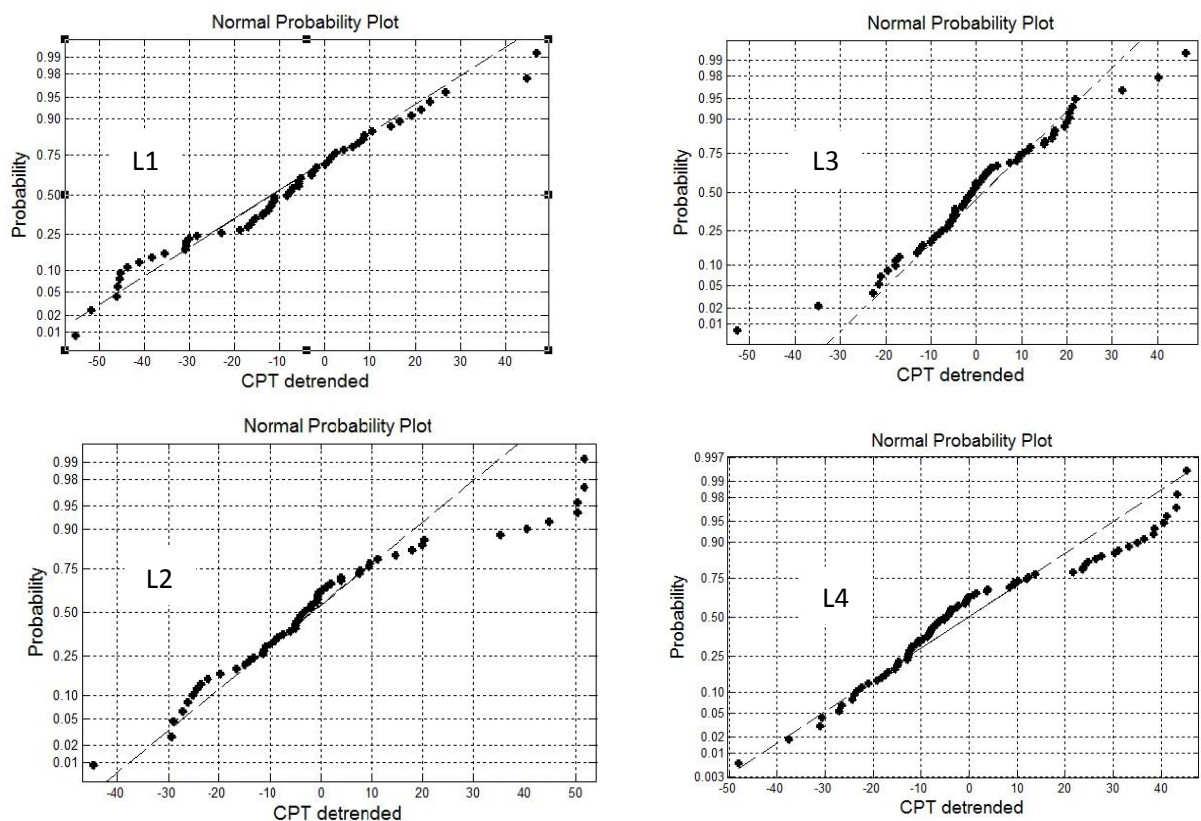


Figure 6. 9 : comparaison de la distribution normale pour les tendances des données de la résistance de pointe

Les propriétés du sol ne varient généralement pas au hasard dans l'espace ; plutôt cette variation est progressive et suit un modèle qui peut être quantifiée en utilisant ce qu'on appelle la structure de corrélation spatiale. Cette structure peut être exprimée en termes du variogramme ou de la fonction de covariance. Le variogramme est une mesure de dissimilitude entre deux points de l'espace séparés par une distance h , tandis que la covariance est une mesure de similarité entre ces points. Dans ce chapitre, les fonctions de variogramme ont été adoptées en tant que mesures pour quantifier la corrélation spatiale entre les tendances des données CPT, et ont été déterminées par la relation, (Bacconnet, 1991).

$$2\gamma(h) = \text{Var} [Z(u+h) - Z(u)] \quad (6.5)$$

où:

$2\gamma(h)$ est la valeur de variogramme à une distance de séparation h .

$Z(u)$ est la valeur de la variable aléatoire, q , à l'emplacement u .

$Z(u+h)$ est la valeur de la variable aléatoire, q , à une distance h de $Z(u)$; et $\text{Var}[\]$ est l'opérateur de la variance

Les variogrammes sont généralement caractérisés par leurs types de modèles et domaine de validité spatial (Deutsch, 2002), (cité par, Bacconnet, 1991).. Le modèle de variogramme est une relation paramétrique. Les variogrammes expérimentaux obtenus à partir de l'analyse des données de terrain. Des exemples de ces modèles de variogramme, tels que les modèles sphériques, exponentielles et gaussiennes, sont présentés dans la figure 2.6 au chapitre 2. Ces modèles permettent de déterminer le variogramme à toute distance de séparation et dans des directions différentes.

En outre, ils peuvent refléter d'autres informations géologiques telles que la direction de continuité maximale et maintenir la stabilité numérique de la simulation stochastique (Deutsch, 2002). La portée du variogramme est une mesure de la limite de la continuité spatiale des propriétés du sol et peut être définie comme étant la distance de séparation à laquelle le variogramme atteint le seuil

Pour procéder à l'analyse des caractéristiques géostatistiques de différentes variables aléatoires, telles que la moyenne, la variance, la distribution de probabilité et la structure de corrélation, doit être déterminée. Un résumé des caractéristiques géostatistiques de données de la tendance du cône pour les couches L1 à L4 est présenté dans le tableau 7.3.

La figure (6.10), montre l'histogramme des différents types, L1 à L4 respectivement pour les données brutes de la résistance de pointe et les résidu stationnaires.

Figure 6. 10 : Histogramme de la tendance de la résistance de pointe, Type L1, L2, L3,
L4

Figure 6. 11: boxpot de la résistance de pointe q_c de FL, CRR

Le logiciel ISATIS a été utilisé pour obtenir les caractéristiques des variogrammes dans la direction verticale et horizontale pour chaque type, L1 à L4 (figure (6.12), (6.13), (6.14), (6.15)), les variogrammes local sont modélisé dans le programme en adaptant automatiquement un modèle de variogramme Plusieurs modèles de variogramme sont disponibles dans le programme, à savoir sphérique, exponentielle, gaussienne et linéaire avec seuil. Il faut noter que les caractéristiques des variogrammes obtenus pour l'analyse des données CPT, sont généralement sensibles aux conditions du dépôt de sol, de l'histoire de la charge et du pourcentage de fine. Cela explique la variation des caractéristiques du variogramme d'un type à l'autre.

Figure 6. 12 : Variogramme expérimentale et théorique du type L1

Figure 6. 13 : Variogramme expérimentale et théorique du type L2

Figure 6. 14 : Variogramme expérimentale et théorique du type L3**Figure 6. 15 :** Variogramme expérimentale et théorique du type L4

Le tableau (6.2) suivants résume quelques caractéristiques estimées des variogrammes expérimentaux obtenus à partir des résultats des essais in situ sur le site. Les variogrammes de surfaces présentent des anisotropies variables sur le plan. Peut être elle liée à la différence entre les nombres de point entre les directions Les variogrammes expérimentaux directionnels ont été calculés et modélisés par des schémas exponentiel montrent un effet de pépité qui varie entre 10 et 510 Kpa pour les quatre type de sol.

Tableau 6. 2 : caractéristiques des variogrammes pour les types L1 à L4

Type	Effet de pépité (Kpa)	Variance (Kpa)	Modèle (Kpa)	Palier (Kpa)	Portée (m)
L1	100	690	Exponentiel	380	0.8
L2	10	610	Exponentiel	270	2
L3	270	670	Exponentiel	240	1
L4	510	870	Exponentiel	10	1

L'analyse a été menée aussi sur l'ensemble des données de la résistance de pointe sur le site, la figure (6.16) montre l'histogramme de q_c avec les caractéristiques statistiques.

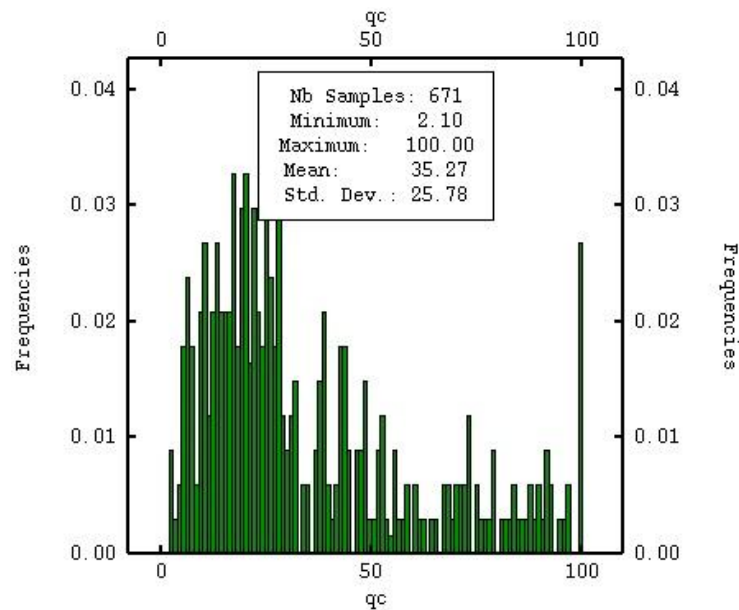


Figure 6. 16 : Histogramme et caractéristiques statistiques de q_c

La figure (6.17) en 3D montre l'ensemble des données de la résistance de pointe q_c sur le site

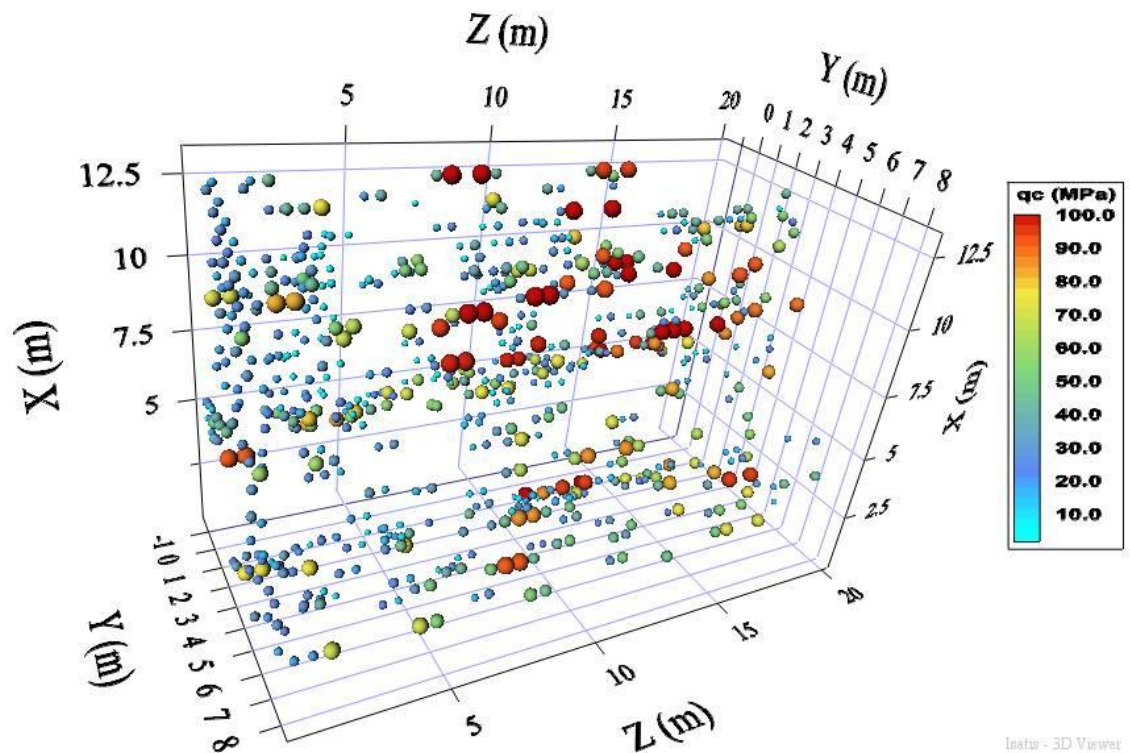


Figure 6. 17 : Dispersion de la résistance de pointe sur le site

Les figures (6.16) et (6.19) montrent respectivement le variogramme expérimental de la résistance de pointe et l'ajustement du modèle théorique dans la direction horizontale.

Figure 6. 18 : Variogramme expérimentale de la résistance de pointe q_c

Figure 6. 19 : Ajustement du variogramme expérimentale de la résistance de pointe q_c

Le tableau (6.3) résume les caractéristiques du variogramme horizontal de la résistance de pointe q_c .

Tableau 6. 3 : caractéristiques de variogramme pour q_c (N0)

Type	Effet de pépite (Kpa)	Variance (Kpa)	Modèle (Kpa)	Palier (Kpa)	Portée horizontale (m)
q_c (N0)	260	670	Exponentiel	230	2

L'existence d'un palier de 270 Kpa pour la résistance de pointe, ce palier correspond à la valeur autour de laquelle se stabilise le variogramme.

L'existence d'une portée de 2m, à partir de cette valeur le palier est atteint. Cette valeur représente la distance d'autocorrélation, c'est-à-dire il ya corrélation spatiale sur les couples de points distants de 2m, au delà de cette distance, il ya indépendance entre deux points distants d'une valeur de h même très proche/

La figure (6.20) montre le variogramme dimensionnel de la résistance de pointe pour quatre directions sur le plan du site. A partir de ce graphe on peut tirer le vraiogramme le plus représentative pour modéliser notre variable.

Le variogramme N0 montre qu'il existe une structure à plus grande échelle car le palier est plus bas que la variance (en pointillés), on peut la voir si le variogramme est calculé sur une distance plus longue (par exemple augmenter le -nb de points de calcul ou l'interdistance).

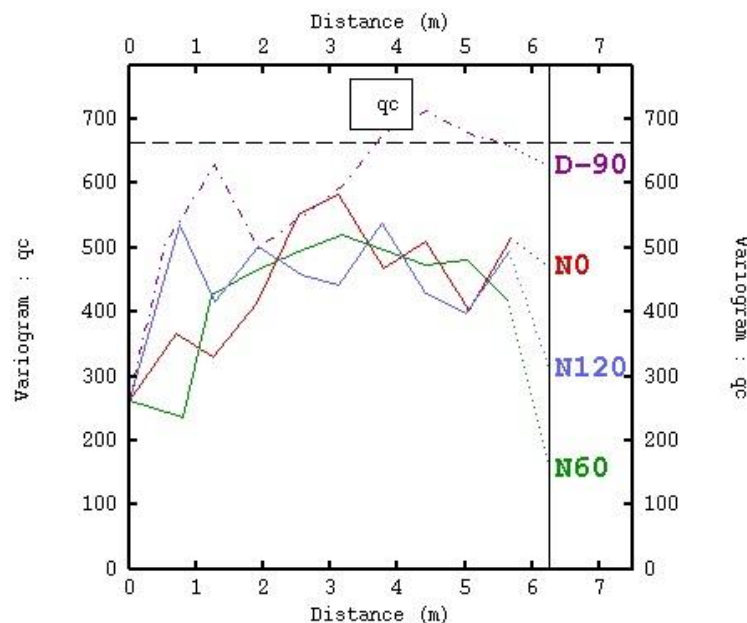


Figure 6. 20 : Variogramme directionnel pour quatre directions

La figure (6.21) représente le variogramme expérimentale pour deux directions.

Figure 6. 21 : Variogramme directionnel de la résistance de pointe

La figure (6.22) montre le modèle théorique et expérimental de la résistance de pointe pour les deux directions

Figure 6. 22 : Variogramme expérimental et théorique pour la résistance de pointe

Le tableau résume (6.4) présente les caractéristiques du variogramme expérimental de q_c pour les deux directions.

Tableau 6. 4 : Caractéristique de la résistance de pointe q_c pour deux direction

Type	Effet de pépite (Kpa)	Variance (Kpa)	Modèle (Kpa)	Palier (Kpa)	Portée U (m)
q_c (D90)	270	670	Exponentiel	390	2
q_c (N0)	270	680	Exponentiel	370	2

L'existence d'un effet de pépite de 270 Kpa correspond à la valeur de $\gamma(h)$ quand h tend vers 0, il représente la discontinuité à l'origine.

Ces différentes caractéristiques montrent la résistance de pointe q_c de la zone d'étude n'est pas répartie de façon aléatoire, les variogrammes sont spatialement bien structuré.

Les variogrammes expérimentaux présentent une discontinuité à l'origine. Cet effet de pépite peut être lié à l'action combiné des hétérogénéités spatiale à plus petite échelle et à des incertitudes de mesure. L'effet de pépite sur les variogrammes indique que la variabilité étudié est très irrégulière. L'existence d'un palier au niveau des variogrammes traduit un phénomène stationnaire.

La figure (6.23) montre le variogramme des données de la résistance de pointe brute et les données de la tend q_c noter « detrended », Le fait que la différence est peu importante entre les variogramme bruts et detrended signifie que la dérive n'enlève qu'une faible part de la variabilité totale. La forme du variogramme à l'origine est peu changée ; en revanche elle doit varier de façon plus significative à longue distance.

Figure 6. 23 : Variogramme des valeurs brutes et detrended de la résistance de pointe q_c

6.8 Simulation stochastique de la tendance des données CPT

Pour quantifier l'effet de la variabilité spatiale du sol sur la susceptibilité de liquéfaction, plusieurs réalisations des données de la tendance CPT ont été obtenues pour chacune des couches potentiellement liquéfiables, L1 à L4. Ceci a été réalisé par l'utilisation de la théorie du champ aléatoire de Vanmarcke pour générer des valeurs aléatoires des données de la tendance CPT, où chaque résultat du processus de simulation a été considéré comme une valeur représentative (moyenne) de la résistance de pointe du cône pour la couche considérée. Le nombre de réalisations, d'environ 1000.

Le calcul de CRR et CSR a été réalisée suivant les étapes montré dans l'organigramme de la figure (6.24), pour ce faire plusieurs programmes ont été effectuée avec le code Matlab, et ceci pour la générations des variables aléatoires unidimensionnelle en se basant sur la théorie de Vanmarcke, et un programme de simulations basé sur l'organigramme proposé par Robertson.

Une analyse stochastique de la liquéfaction du sol sur le site a été réalisée en appliquant différentes réalisations sur la tendance de la résistance de pointe du cône. Ses données ont été obtenues en appliquant aux tendances verticales déterministes différentes réalisations à partir de simulations de Monte Carlo. L'approche empirique basée sur la méthode de Robertson et Wride (1996) a été utilisé dans l'analyse, où le facteur de sécurité contre la liquéfaction pourrait être obtenue par :

$$F = \frac{CRR}{CSR}$$

Où: CRR et CSR sont le rapport cyclique de la résistance et de la contrainte cyclique, respectivement Le rapport de contrainte cyclique (CSR) développée dans le sol pendant le tremblement de terre, a été déterminée en utilisant l'approche simplifiée de seed et Idriss (1971) qui relie la CSR a la magnitude et l'accélération maximale. (Chapitre 3)

Le rapport de la résistance cyclique de sable propre pour un séisme de magnitude 7,5 a été déterminé en utilisant la corrélation empirique proposée par Robertson et Wride (1998).

Les relations ont été utilisés pour évaluer la réponse avec une accélération de surface maximale d'environ 0,3 g .l'évaluation stochastique du facteur de sécurité contre la liquéfaction a été effectuée pour chacune des quatre couches à l'aide de 1000 réalisations de données CPT. Les résultats de cette analyse, montrée dans la figure (6.25), ont indiqué que les facteurs moyens de sécurité pour les couches L1 à L4 sont 2.32, 1,4135, 2,3284, et 1,2196, respectivement. Les coefficients de variation ont été évalués à 10,0985, 3,79, 13,9922, et 4,8421. Considérant que, les probabilités de défaillance (facteur de sécurité inférieur à l'unité) , PF , se sont révélés être de 86,2 , 77,9 , 71,76 et 67,2% , respectivement

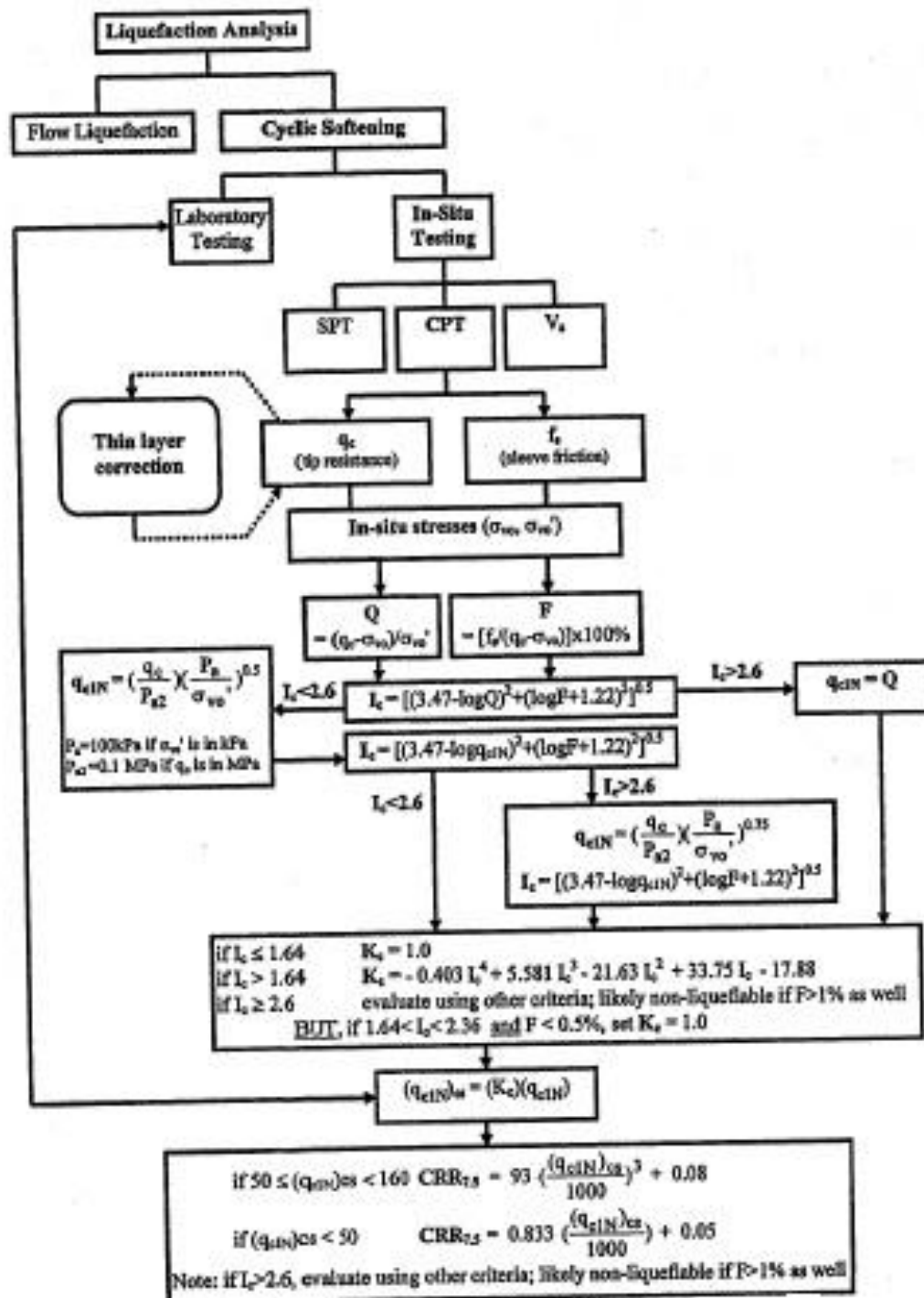


Figure 6. 24 : Organigramme qui illustre l'application de la méthode CPT pour l'évaluation de CRR (Robertson,2013)

Il est intéressant de noter que les facteurs moyens de sécurité contre la liquéfaction cyclique étaient supérieurs à l'unité pour l'ensemble des couches potentiellement liquéfiables réalisé par le calcul déterministe. Cela implique que l'utilisation de valeurs moyennes dans les analyses de liquéfaction peut être sur le côté sécuritaire (non - conservatrice) à la suite d'ignorer la dispersion des données de terrain et leur corrélation spatiale

Les profondeurs et l'épaisseur des couches potentiellement liquéfiables jouent un rôle important dans l'évaluation de leur potentiel de liquéfaction. Par exemple, deux couches avec la même probabilité de défaillance peuvent avoir des effets différents sur le potentiel global de liquéfaction s'il y a une différence considérable dans leurs épaisseurs. De même, l'influence de deux couches potentiellement liquéfiables avec la même probabilité de défaillance sur le potentiel global de liquéfaction serait différente si une couche est à 2 m de profondeur et l'autre est de 8 m de profondeur sous la surface.

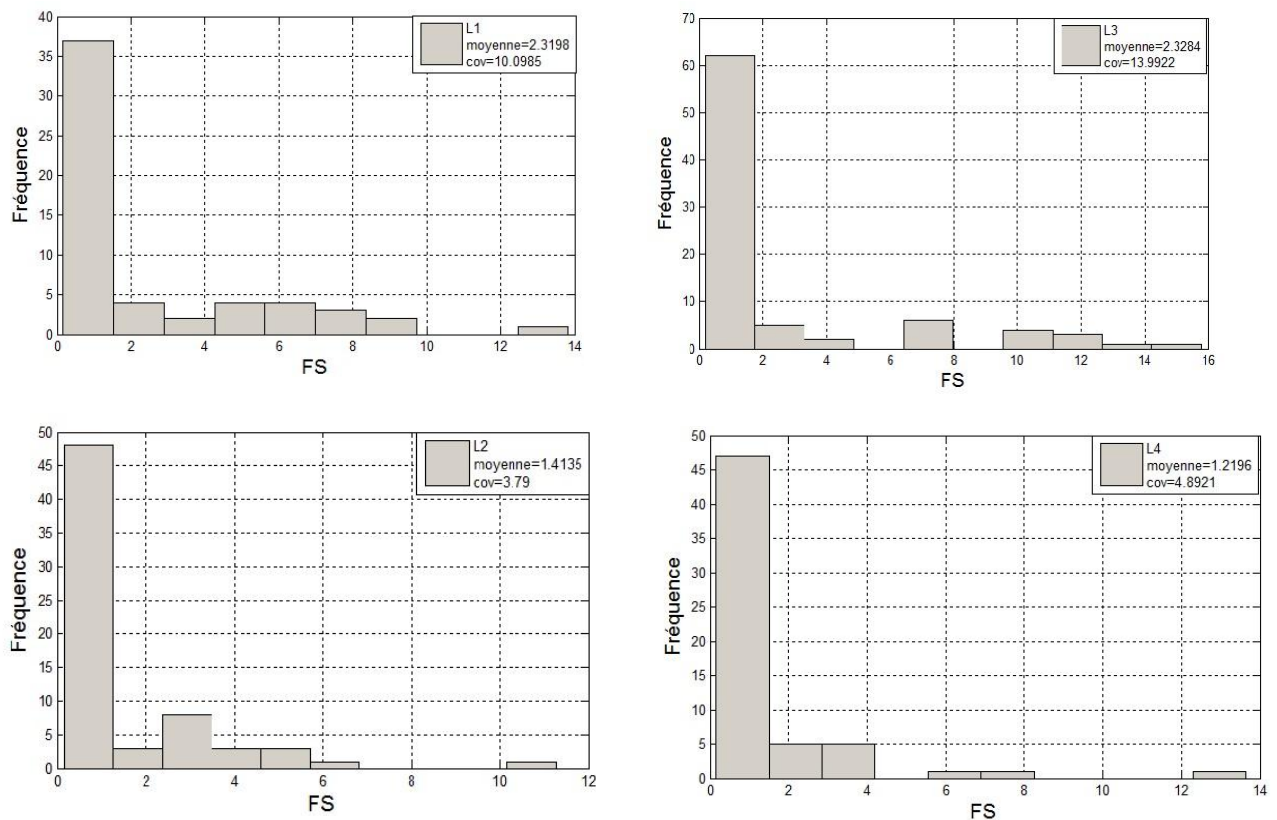


Figure 6. 25 : Facteur de sécurité des différents types L1 à L4

6.9 Conclusion

L'effet de l'hétérogénéité du sol sur la réponse induite par un tremblement de terre sur le site de l'aéroport d'Alger a été étudié. Ceci a été réalisé grâce à l'évaluation des différentes lithologies au sol et l'application des principes géostatistiques pour estimer les éléments de variabilité spatiale du sol en utilisant les résultats des essais de pénétration de cône menées sur le site. Les résultats du CPT ont été utilisés de manière stochastique, en utilisant des techniques de simulation de Monte Carlo, pour estimer le facteur de sécurité contre la liquéfaction.

L'analyse géostatistique montre que les variogrammes caractérisés par un palier, une portée, et un effet de pépite sont spatialement bien structurés.

L'utilisation de valeurs moyennes dans l'évaluation de liquéfaction ne peut pas capturer la présence de poches plus souples dans la masse du sol, qui sont susceptibles d'affecter la réponse du site lors de la charge sismique. En outre, il a été constaté dans plusieurs cas que la prise en compte du facteur de sécurité uniquement pourrait ne pas être une mesure précise de la liquéfaction susceptible, car il ne saisit pas nécessairement l'effet de profondeur des couches potentiellement liquéfiables.

Conclusion générale

Les modèles déterministes disponibles dans la littérature géotechnique pour l'estimation de la résistance cyclique des sols à la liquéfaction sont généralement des corrélations semi-empiriques, telles qu'elles dérivent des observations du comportement des propriétés géotechniques in-situ ou au laboratoire, et les corrélations théoriques entre les valeurs mesurées et les paramètres numériques représentatifs de la charge sismique et la force cyclique. La question de la précision et l'exactitude de la mesure in situ et au laboratoire des propriétés des sols a été abordée. Le caractère incertain des valeurs numériques des paramètres utilisés dans les méthodes de l'ingénierie et des modèles ont été mis en évidence.

Lorsque les paramètres incertains sont utilisés dans un modèle déterministe, les incertitudes se propagent en raison de leur interaction. Par conséquent, les résultats du modèle seront également affectés par l'incertitude. Les modèles, d'ailleurs, sont toujours une approximation théorique, semi-empirique ou empirique du comportement réel. L'incertitude dans les quantités de sortie du modèle dépendent donc de: (a) les incertitudes des paramètres d'entrée, (b) le degré auquel le modèle représente effectivement le phénomène qu'il vise à décrire, et (c) la corrélation entre les variables.

L'application de l'analyse fiabiliste de liquéfaction n'est pas encore une pratique courante dans la communauté de l'ingénierie géotechnique. Pourtant, des calculs de fiabilité offrent un moyen d'évaluer les effets combinés d'incertitudes, et un moyen de distinguer entre les conditions où les incertitudes sont élevés ou faibles.

La fiabilité doit être familière à la plupart des ingénieurs en géotechnique, et il ne devrait pas être perçu comme nécessitant plus de données, le temps et les efforts que les calculs déterministes traditionnels. Enfin, la poursuite des travaux présentés dans ce chapitre est en cours. Plus de résultats liés au rôle de plusieurs paramètres sont à venir.

La caractérisation de l'hétérogénéité du sol a été réalisée à travers trois étapes principales. Dans la première étape, les procédures de normalisation et de filtration ont été mises en œuvre pour les données du CPT. Dans la deuxième étape, les caractéristiques géostatistiques des données normalisées ont été obtenues. Enfin, la simulation stochastique des données normalisées ont été exécutées pendant la troisième étape. Les détails de ces étapes sont décrits dans les sections suivantes:

- ❖ Les résultats de plusieurs essais de pénétration de cône, sondages, ont été utilisés pour caractériser à la fois l'hétérogénéité lithologique et la variation spatiale des propriétés du sol. Ces CPT. Les données ont été utilisées pour identifier les différentes lithologies au sol en utilisant l'indice de type de comportement du sol, ce qui peut être utilisé pour classer les sols selon leur type de comportement (Robertson, 1990). En conséquence,

un profil, où quatre couches de sol pulvérulent, LI, L2, L3 et L4, ont été considérées comme des zones potentiellement liquéfiables.. Chacune de ces couches a été traitée comme un domaine statistiquement homogène, où la résistance à la pointe du cône, q_c , a été traitée comme une variable aléatoire. D'autre part, les sols cohérents associés à $I_c > 2.6$, désigné par types de comportement du sol 2, 3, et 4, ont été supposés être des couches non-liquéfiables (Robertson et Wride 1998)

- ❖ stationnarité des données est un processus important où les valeurs aberrantes sont identifiées et exclues des données sur le terrain pour maintenir la cohérence statistique (Campanella et al ., 1987) . Ces points ne doivent pas être considérés comme représentatives des caractéristiques du sol en dessous de la résistance de pointe
- ❖ Une condition nécessaire pour l'analyse stochastique est la stationnarité, ce qui implique que la moyenne et la variance des variables aléatoires sont des constantes le long du domaine d'analyse. Il peut être prévu, cependant, que les données du CPT présenteront les tendances verticales en raison de leur sensibilité aux changements de pression de confinement. Afin d'utiliser la résistance de pointe, q_c , comme une variable aléatoire et satisfaire à la condition de stationnarité, toute tendance verticale possible dans q_c doit être retirée. Pour ce faire, les données résidu de tous les sondages du CPT ont été utilisés pour identifier les tendances verticales linéaires déterministes en q_c dans chacune des couches potentiellement liquéfiables en utilisant une analyse de régression linéaire.
- ❖ Pour procéder à l'analyse stochastique, les caractéristiques statistiques des variables aléatoires, telles que la moyenne, la variance, la distribution de probabilité et la structure de corrélation, doivent être déterminées. Un résumé des caractéristiques statistiques de la résistance de pointe du tendance CPT pour différentes couches potentiellement liquéfiables ont été présenté.. Les distributions de probabilité ont été en accord étroit avec des distributions normales pour toutes les couches potentiellement liquéfiables.
- ❖ Les propriétés du sol ne varient pas de façon aléatoire dans l'espace; plutôt une telle variation est progressive et suit un modèle qui peut être quantifiée en utilisant ce qu'on appelle la structure de corrélation spatiale. Dans cette étude, les fonctions de variogramme ont été adoptées en tant que mesures de quantifier la corrélation spatiale entre les données de la tendance CPT et de la résistance de pointe brute sur le site. Le logiciel ISATIS 2016 a été utilisé pour obtenir les caractéristiques de variogramme, dans direction verticale pour chacune des couches potentiellement liquéfiables.

Des techniques d'analyse différentes, décrites dans les chapitres, ont été appliquées dans cette étude résultant dans plusieurs conclusions détaillées, Un résumé général de ces conclusions est fourni ci-dessous :

En général, l'influence des différents types d'hétérogénéité du sol sur le comportement mécanique du sol a été trouvée être un problème dépendant. L'évaluation quantitative de cette influence peut être obtenue par des analyses complètes distinctes de

chaque problème de domaine de la géotechnique. En outre, en utilisant des valeurs moyennes des propriétés du sol dans les analyses géotechniques déterministes peuvent être considéré comme (non - conservatrice) et dangereux car ils ne peuvent pas tenir compte de la dispersion des données de terrain et leur corrélation spatiale

L'effet de l'hétérogénéité du sol sur la réponse induite par un tremblement de terre sur le site de l'aéroport d'Alger a été étudié. Ceci a été réalisé grâce à l'évaluation des différentes lithologies au sol et l'application des principes géostatistiques pour estimer les éléments de variabilité spatiale du sol en utilisant les résultats des essais de pénétration de cône menées sur le site. Les résultats du CPT ont été utilisés de manière stochastique, en utilisant des techniques de simulation de Monte Carlo, pour estimer le facteur de sécurité contre la liquéfaction

L'utilisation de valeurs moyennes dans l'évaluation de liquéfaction ne peut pas capturer la présence de poches plus souples dans la masse du sol, qui sont susceptibles d'affecter la réponse du site lors de la charge sismique. En outre, il a été constaté dans plusieurs cas que la prise en compte du facteur de sécurité uniquement pourrait ne pas être une mesure précise de la liquéfaction susceptible, car il ne saisit pas nécessairement l'effet de profondeur des couches potentiellement liquéfiables.

L'analyse géostatistique montre que les variogrammes caractérisés par un palier, une portée, et un effet de pépité sont spatialement bien structurés. Ces différentes caractéristiques montrent la résistance de pointe q_c de la zone d'étude n'est pas répartie de façon aléatoire, les variogrammes sont spatialement bien structurés.

Les variogrammes expérimentaux présentent une discontinuité à l'origine. Cet effet de pépité peut être lié à l'action combinée des hétérogénéités spatiales à plus petite échelle et à des incertitudes de mesure. L'effet de pépité sur les variogrammes indique que la variabilité étudiée est très irrégulière. L'existence d'un palier au niveau des variogrammes traduit un phénomène stationnaire.

En perspectives, le présent travail peut être suivi par :

- ❖ l'utilisation d'autre méthode géostatistique tel que le krigeage.
- ❖ Le traitement probabiliste des paramètres du signal sismique.

Références bibliographiques

1. Abrahamson, N., and Silva, W. (2008). "Summary of the Abrahamson & Silva NGA ground-motion relations." *Earthquake Spectra*, 24(1), 67-97.
2. Ahmadi, M.A. and Paydar, N.A. (2014). "Requirements for soil-specific correlation between shear wave velocity and liquefaction resistance of sands". *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 57: 152–163.
3. Ahmed, A. (2012). "Simplified and Advanced Approaches for the Probabilistic Analysis of Shallow Foundations." PhD. Thesis, University of Nantes, France.
4. AL Bawwab, W.E.KH. (2005). "Probabilistic assessment of liquefaction-induced lateral ground deformations". Middle East Technical University. Turkey.
5. Al-Bittar, T. (2012). " Probabilistic analysis of shallow foundations resting on spatially varying soils", PhD. Thesis, University of Nantes, France.
6. Ambraseys, N. N. (1988), "Engineering Seismology", *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, Vol. 17: 1-105.
7. Andrews, D. C. A. and Martin, G. R. (2000). "Criteria for Liquefaction of Silty Soils."12th World Conference on Earthquake Engineering, Proceedings, Auckland, New Zealand.
8. Andrus, R. D., and Stokoe, K. H. (2000). "Liquefaction Resistance of Soils from Shear-Wave Velocity." *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, vol. 126, no. 11, pp.1015–1025.
9. Andrus, R., and Stokoe, K. H. (1997), "Liquefaction resistance based on shear wave velocity", *Proceedings of NCEER Workshop on Evaluation of Liquefaction Resistance of Soils*.
10. Arango, I. (1996), "Magnitude Scaling Factors for Soil Liquefaction Evaluations". *Journal of Geotechnical Engineering*, ASCE, Vol. 122, No. 11: 929-936.
11. Asaoka, A. and A-Grivas, D. (1982). Spatial Variability of the Undrained Strength of Clays. *J. Geotech. Engrg. Div., ASCE*, Vol. 108, No. GT5: 743-756.
12. Assimaki, D., Pecker, A., Popescu, R, and Prevost, J. (2002). "Effects of spatial variability of soil properties on surface ground motion." *Journal of Earthquake Engineering*.
13. Ayad F, 2014, "Analyse fiabiliste du potentiel de liquefaction des sol",these de doctorat, Université Abou bakr Belkaid, Tlemcen

14. Azadi, M. and Mir Mohammed Hosseini, S.M. (2010). "The uplifting behavior of shallow tunnels within the liquefiable soils under cyclic loadings". *Tunnelling and Underground Space Technology* 25: 158–167
15. Bacconnet, c, (1991) "Géostatistique et géotechnique, application a la reconnaissance des sols". These Université Blaise pascal, Clermont ferrand II.
16. Baecher, G.B., and Christian, J.T. (2003). "Reliability and Statistics in Geotechnical Engineering". John Wiley and Sons, 605p. London and New York.
17. Bagheripour, M.H, Shooshpasha, I. and M Afzalirad, M. (2012). "A genetic algorithm approach for assessing soil liquefaction potential based on reliability method". *J. Earth Syst. Sci.* 121, No. 1: 45–62liquefaction"
18. Benahchilif, s, (2004)"Analyse stochastique du potentiel de la liquefaction" these de Magister, Université Abou Bakr belkaid, Tlemcen.
19. Benahchilif et Zendagui, (2016)"Assessing of liquefaction in Boumerde (Algeria) using reliability analysis", <http://geomatejournal.com/articles/2016/10/22>.
20. Bauer, J., and Pula W. (2000). "Reliability with respect to settlement limit-states of shallow foundations on linearly-deformable subsoil." *Computers and Geotechnics*, 26, 281-308.
21. Benjamin, J.R, and Cornell C.A., (1970) "Probability, statistics and decision for civil engineers" Université de Standford, McGraw-Hill (Eds), USA.
22. Bjerager, P., and Krenk, S. (1989)." Parametric sensitivity in first order reliability analysis". *Journal of Engineering Mechanics*, ASCE 115 : 1577-1582.
23. Blake, T. F. (1999). "Guidelines for Analyzing and Mitigating Landslide Hazards in California". Recommended Procedures for Implementation of DMG Special Publication 117. Southern California Earthquake Center University.
24. Bolton, M.D., (1986). "The Strength and Dilatancy of Sands Geotechnique", vol. 36(1), pp. 65–78.
25. Booker, J. R., Rahman, M. S., and Seed, H. B. (1976). "GADFLEA—a computer program for the analysis of pore pressure generation and dissipation during cyclic or earthquake loading." Rep. No. EERC 76– 24, Univ. of California at Berkeley, Berkeley, Calif.
26. Bourrinet J, 2015 "Méthode fiabiliste", note de cours, Université Blaise Pascal, Clermont ferrant II.
27. Brzakala, W., and Pula, W. (1996). "A probabilistic analysis of foundation settlements." *Computer and Geotechnics*, 18(4), 291-309.

28. Cetin, K. O. (2004). "Reliability-based assessment of seismic soil liquefaction initiation hazard". PhD thesis, University Of California, Berkeley.
29. Cetin, K. O., Der Kiureghian, A., and Seed, R. B. (2002). "Probabilistic models for the initiation of seismic soil liquefaction." *Structural Safety*, 24: 67-82.
30. Cetin, K.O. et al. (2002). "Liquefaction-induced ground deformations at Hotel Sapanca during Izmit-Turkey Earthquake." *Soil Dyn. Earthquake Eng.*, 22(9–12), 1083–1092.
31. Cetin, K.O., and Seed, R.B. (2004). "Nonlinear shear mass participation factor (r_d) for cyclic shear stress ratio evaluation." *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, Elsevier, 24: 103-113.
32. Cetin, K.O., Bilge, H.T, Wu, J., Kammerer, A.M., and Seed, R.B. (2009). "Probabilistic model for the assessment of cyclically induced reconsolidation (volumetric) settlements. *J. Geotech. Geoenviron. Eng.*...135:387-398.
33. Cetin, K.O., Seed, R. B., Der Kiureghian, A., Tokimatsu, K., Harder, L. F., Kayen, R. E., and Moss, R. E. S. (2004). "Standard penetration test-based probabilistic and deterministic assessment of seismic soil liquefaction potential". *J. Geotechnical and Geoenvironmental Eng.*, ASCE 130(12), 1314–340.
34. Chen, C.J., Juang, C.H. (2000). "Calibration of SPT- and CPT-based liquefaction evaluation methods." *Innovations and applications in geotechnical site characterization*, ASCE Geotechnical Special Publication No. 97: 49-64.
35. Cherubini, C., Giasi, I., and Rethati, L. (1993). "The coefficient of variation of some geotechnical parameters." *Probabilistic Methods in Geotechnical Engineering*. Edited by Li, K.S., and Lo, S-C.R., A.A. Balkema, Rotterdam, 179-183.
36. Chiasson, P., Lafleur, J., Soulie, M., and Law, K.T. (1995). "Characterizing spatial variability of a clay by geostatistics". *Canadian Geotechnical Journal*, 32(1): 1- 10.
37. Christian, J. T., and Swiger, W.F. (1975). "Statistics of liquefaction and SPT results." *Journal of Geotechnical Engineering Div.*, ASCE, 101(GT11), 1135-1150.
38. Comartin, C.D., Greene, M., and Tubbesing, S.K. (1995). "The Hyogoken-Nambu earthquake preliminary reconnaissance report." EERI Report No. 95-40, Earthquake engineering research institute, Palo Alto, CA.
39. Cukier, H., R. Levine, and K. Shuler (1978). Nonlinear sensitivity analysis of multiparameter model systems. *J. Comp. Phys.* 26, 1–42.
40. Davis, R.O. and Berrill, J.B. (1982). "Energy dissipation and seismic liquefaction in sands". *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, Vol. 10, No. 1, pp. 59-68.
41. Davoodi, M., Jafari, M. K., and Sadroldini, S. M. A. (2013) "Effect of multi-support excitation on seismic response of embankment dams", *International Journal*

of Civil Engineering, Transaction B: Geotechnical Engineering Vol. 11, No. 1 : 19-28

42. DeGroot, D., and Beacher, G. (1993). "Estimating autocovariance of in-situ soil properties." *Journal of Geotechnical Engineering, ASCE*, 119(1), 147-166.
43. Dobry, R., Ladd, R., Yokel, F., and Chung, R. (1982). "Prediction of Pore Water Pressure Buildup and Liquefaction of Sands during Earthquakes by the Cyclic Strain Method". National Bureau of Standards, Publication No. NBS- 138, Gaithersburg.
44. Duncan, J.M. (2000). "Factors of Safety and Reliability in Geotechnical Engineering." *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE*, 126(4), 307-316.
45. Ejezie, S., and Harrop-Williams, K. (1984). "Probabilistic characterization of Nigerian soils." In *Probabilistic Characterization of Soil Properties, Bridge Between Theory and Practice*, ASCE, 140-156.
46. Eliadorani, A., and Vaid, Y.P. (2005). "Liquefaction of Dilating Sand", *Earthquake Engineering and Soil Dynamics ASCE*
47. Elkateb, T.M. (2003). "Quantification of soil heterogeneity". PhD thesis. Department of civil and environmental engineering, university of Alberta.
48. Espinosa, A.F. (1982). "ML and M0 Determination from strong-motion accelerograms, and expected intensity distribution." *Geological Survey Professional Paper 1254 "The Imperial Valley, California, Earthquake of October 15, 1979"*, The United States Government Printing Office, Washington, DC.
49. Esposito, T., Assis, A., and Giovannini, M. (2002). "Influence of the Variability of Geotechnical Parameters on the Liquefaction Potential of Tailing Dams", *International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment*, 16:4, 304-313
50. Fardis, M.N. and Veneziano, D. (1981) "Statistical Analysis of Sand Liquefaction" *J. Geotech. Geoenviron. Engrg. ASCE*, 1361-1377.
51. Fardis, M.N. and Veneziano, D. (1981). " Probabilistic Analysis of Deposit Liquefaction" *J. Geotech. Geoenviron. Engrg. ASCE*, 395-417
52. Fenton, G.A. (1990). "Simulation and Analysis of Random Fields". PhD thesis , Department of Civil Engineering and Operations Research Faculty of Princeton University
53. Fenton, G.A. (1999). "Random field modeling of CPT data." *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE*, 125(6), 486-498.

54. Fenton, G.A. and Griffiths D.V. (2002). "Probabilistic foundation settlement on spatially random soil." *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, ASCE, 128(5), 381-390.
55. Fernandes, A., Lopez-Caballero, F., and Costa d'Aguiar, S. (2014). "Probabilistic analysis of numerical simulated railway track global stiffness". *Computers and Geotechnics* 55: 267–276
56. Finn, W. D. L., Lee, K. W., and Martin, G. R. (1977). "An effective stress model for liquefaction." *J. Geotech. Engrg. Div.*, 103(6): 517–533.
57. Fredlund, D.G., and Dahlman, A.E. (1972). "Statistical geotechnical properties of glacial lake Edmonton sediments." In *Statistics and Probability in Civil Engineering*, Hong Kong University Press.
58. Ghanem, R., and Spanos, P. (1991). "Stochastic finite elements – A spectral approach." Springer, New York.
59. Griffiths, D.V. and Fenton, G.A (1993). "Seepage beneath water retaining structures founded on spatially random soil." *Geotechnique*, 43(4): 577-587.
60. Griffiths, D.V., and Fenton, G.A. (2000). "Influence of soil strength spatial variability on the stability of an undrained clay slope by finite elements." *Geotechnical Special Publications*, 101, Slope Stability 2000. The GeoInstitute of the American Society of Civil Engineers.
61. Gutierrez, M., Duncan, J. M., Woods, C., and Eddy, E. (2003). "Development of a simplified reliability-based method for liquefaction evaluation". Final Technical Report, USGS Grant No. 02HQGR0058, Virginia Polytechnic Institute and State University,
62. Harr, M. E. (1987). "Reliability-based design in civil engineering". McGraw-Hill Book Company, New York, 290p.
63. Hilldale, C. (1971). "Probabilistic approach to estimating differential settlement, MS Thesis, Department of civil engineering, Massachusetts Institute of technology.
64. Holtz, R.D., and Kovacs, W.D. (1991). *Introduction à la géotechnique* (édition en français traduite par Jean Lafleur). Montréal: Éditions de l'École Polytechnique de Montréal.
65. Honjo, Y. (2008). "Monte Carlo Simulation in reliability analysis." In: Phoon, K.K., ed. *Reliability-based design in Geotechnical Engineering: Computations and applications*. Taylor & Francis: 169-171.
66. Houmadi, Y., (2011). "Prise en compte de la variabilité spatiale des paramètres géotechniques", Thèse de doctorat, Département de génie civil, Université ABB Tlemcen.

67. Houmadi, Y., Ahmed, A., and Soubra, A.-H. (2012). "Probabilistic analysis of a one dimensional soil consolidation problem." *Georisk: Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 6 (1): 36-49.
68. Huang, S., Liang, B., and Phoon, K.K. (2009). "Geotechnical probabilistic analysis by collocation-based stochastic response surface method: An EXCEL add-in implementation." *Assessment and Management of Risk for Engineered Systems and Geohazards*, 3(2): 75-86.
69. Huang, S., Mahadervan, S., and Rebba, R. (2007). "Collocation-based stochastic finite element analysis for random field problems." *Probabilistic Engineering mechanics*, 22: 194-205
70. Huber, M. (2013). "Soil variability and its consequences in geotechnical engineering". PhD. Thesis, University of Stuttgart, Germany.
71. Hwang, J.H., Yang, C.W. and Juang, D.S. (2004). "A practical reliability-based method for assessing soil liquefaction potential". *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 24: 761–770.
72. Hwang, H;H. and Lee, C.S. (1991), "Probabilistic Evaluation of Liquefaction Potentiel ". Center for Earthquake Research, Technical Report NCEER-91-0025, Memphis State University.
73. Hynes, M.E., and Olsen, R. (1998). "Influence of confining stress on liquefaction resistance". *Proceedings in International Symposium on the Physics and Mechanics of Liquefaction*, Balkema, Rotterdam: 145–52.
74. Iai, S., Tsuchida, H., and Koizumi, K. (1989). "A liquefaction criterion based on field performances around seismograph stations." *Soils and Foundations*, 29(2), 52-68.
75. Idriss, I. M., and Boulanger, R. W. (2004). Semi-empirical procedures for evaluating liquefaction potential during earthquakes, in *Proceedings, 11th International Conference on Soil Dynamics and Earthquake Engineering, and 3rd International Conference on Earthquake Geotechnical Engineering*, D. Doolin et al., eds., Stallion Press, Vol. 1, pp. 32–56.
76. Idriss, I.M. (1991), "Earthquake Ground Motions at Soft Soil Sites", *Proceedings of the 2nd International Conference on Recent Advances in Geotechnical Earthquake Engineering and Soil Dynamics*, St. Louis, MO, Vol. 3.
77. Idriss, I.M. (1999). "An update to the Seed-Idriss simplified procedure for evaluating liquefaction potential". *Proceedings in, TRB Workshop on New Approaches to Liquefaction*, Publication No. FHWARD- 99-165, Federal Highway Administration, January.

78. Idriss, I.M., and Boulanger, R.W. (2006). "Semi-empirical procedures for evaluating liquefaction potential during earthquakes". *J. Soil Dynamics and Earthquake Eng.* 26, 115–30.
79. Idriss, I.M., and Boulanger, R.W. (2008). "Soil liquefaction during earthquakes". Monograph MNO-12, Earthquake Engineering Research Institute, Oakland, CA, 261 pp.
80. Idriss, I.M., and Boulanger, R.W. (2010). "SPT-based liquefaction triggering procedures". Report No. UCD/CGM-10-02. Center for Geotechnical Modeling Department of Civil and Environmental Engineering University of California Davis, California.
81. Isukapalli, S.S. (1999). "Uncertainty analysis of transport-transformation models." Ph.D thesis, the state university of New Jersey.
82. Isukapalli, S.S., Roy, A., and Georgopoulos, P.G. (1998). "Stochastic response surface methods (SRSMs) for uncertainty propagation: Application to environmental and biological systems." *Risk Analysis*, 18(3): 357-363.
83. Jafariana, Y., Vakili, R., and Abdollahi, A.S. (2013). "Prediction of cyclic resistance ratio for silty sands and its applications in the simplified liquefaction analysis". *Computers and Geotechnics* 52: 54–62.
84. Jaksa M.B., (1995) "The influence of spatial variability on the geotechnical design properties of a stiff, overconsolidated clay" Ph.D thesis, University of Adelaide, Australia.
85. Jha, S.K., and Suzuki, K. (2009). "Liquefaction potential index considering parameter uncertainties". *Engineering Geology* 107: 55–60.
86. Jin- Hung and Chin-Wen Yang "A practical Reliability Based Method for Assessing Soil Liquefaction Potential" Department of Civil Engineering National Central University Chung-li; 32054, Taiwan.
87. Johari, A. et Khodaparast, A.R. (2013). "Modelling of probability liquefaction based on standard penetration tests using the jointly distributed random variables method". *Engineering Geology* 158 : 1–14
88. Jones, L. Kramer, S., and Arduine, P. (2002). "Estimation of uncertainty in geotechnical properties for performance-based earthquake engineering".
89. Juang, C.H., Ching, J., Luo, Z., and Ku, C.K. (2012). "New models for probability of liquefaction using standard penetration tests based on an updated database of case histories", *Engineering Geology* 133–134 85–93.
90. Juang, C.H., Ching, J., Wang, L., Khoshnevisan, S. and Ku, C.S. (2013). "Simplified procedure for estimation of liquefaction-induced settlement and site-specific

probabilistic settlement exceedance curve using CPT". Canadian Geotechnical Journal, 50(10): 1055-1066.

91. Juang, C.H., Fang, S. Y., and Li, D.L. (2008). "Reliability analysis of liquefaction potential of soils using standard penetration test", edited by Phoon KK In Reliability-Based Design in Geotechnical Engineering.
92. Juang, C.H., Jiang, T. and Andrus, R.D. (2002). "Assessing probability-based methods for liquefaction evaluation". Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE, 128(7), 580–9.
93. Juang, C.H., Chen C.J. and Jiang T?(2001) "Probabilistic Framework for Liquefaction Potential by Shear Wave Velocity" J.Geotech.geoenvir.Engrg, ASCE, 127(8), 670-678.
94. Juang, C.H., Rosowsky, D.V., and Tang, W.H. (1999). "A reliability-based method for assessing liquefaction potential of sandy soils." Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE, Vol. 125, No. 8, 684-689.
95. Kulhawy, F.H. (1992). On evaluation of static soil properties. In stability and performance of slopes and embankments II (GSP31). Edited by Seed, R.B. and Boulanger, R.W., American Society of Civil Engineers, New York, pp. 95-115.
96. Lacasse, S., and Nadim, F. (1996). "Uncertainties in characterizing soil properties." Uncertainty in the Geologic Environment, ASCE, Madison, 49-75.
97. Law, K.T., Cao, Y.L., and He, G.N. (1990). "An energy approach for assessing seismic liquefaction potential." Canadian Geotechnical Journal, Vol 27N.3. pp. 320-329.
98. Lee, I.K., White, W., and Ingles, O.G. (1983). "Geotechnical Engineering". Pitman, London, England.
99. Lee, K.L., and Albaisa, A. (1974). "Earthquake induced settlements in saturated sands." J. Geotech. Engrg. Div., 100(GT4): 387–406.
100. Lenz, J.A., and Baise, L.G. (2007). "Spatial variability of liquefaction potential in regional mapping using CPT and SPT data". Soil Dynamics and Earthquake Engineering 27: 690–702.
101. Lew. M. (2001). "Guidelines for Analyzing and Mitigating Soil Liquefaction" Proc. The Ohio River vally Soils seminar XXXII, KY, October 24.
102. Liao, S. S. C., Veneziano, D., and Whitman, R. V. (1988). "Regression models for evaluating liquefaction probability." J. Geotech. Eng. Div., ASCE, 114(4), 389–411.
103. Liao, S.S.C., and Whitman, R.V. (1986). "Overburden Correction Factor for SPT in Sand", Journal of Geotechnical Engineering, ASCE, Vol. 112, No. 3: 373-377.

104. Liyanathirana, D. S., and Poulos, H. G. (2002). "A numerical model for dynamic soil liquefaction analysis." *Soil Dyn. Earthquake Eng.*, 22(9–12): 1007–1015.
105. Look, B.G. (2007). "Handbook of Geotechnical Investigation and Design Tables", Taylor & Francis Group, London, UK
106. Lopez-Caballero, F., and Modaressi-Farahmand-Razavi, A. (1999). "Influence de la variabilité des données géotechniques sur la réponse sismique des sols – Cas de la liquéfaction". 7ème Colloque National AFPS 2 – Ecole Centrale Paris.
107. Lopez-Caballero, F., and Modaressi-Farahmand-Razavi, A. (2010)." Assessment of variability and uncertainties effects on the seismic response of a liquefiable soil profile". *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 30: 600–613
108. Lumb, P. (1966). "The variability of natural soils". *Canadian Geotechnical Journal*, 3:74-97.
109. Lumb, P. (1972). "Precision and accuracy of soil tests." In *Statistics and Probability in Civil Engineering*, Hong Kong University Press.
110. Martin, G. R., Finn, W. D. L., and Seed, H. B. (1975) "Fundamentals of Liquefaction under Cyclic Loading," *J. Geotech., Div. ASCE*, 101(GT5), 423-438.
111. Moradi, G., Khatibi, B.R., and Sutubadi, M. H. (2011)." Determination of Liquefaction Potential of Soil Using (N1)60 by Numerical Modeling Method". *Electronic Journal of Geotechnical Engineering*, Vol. 16.
112. Moss, R. E. S., Seed, R. B., Kayen, R. E., Stewart, J. P., Der Kiureghian, A., and Cetin, K. O. (2006). "CPT-based probabilistic and deterministic assessment of in situ seismic soil liquefaction potential". *J. Geotechnical and Geoenvironmental Eng.*, ASCE 132(8), 1032–051.
113. Moss, R.E.S. (2003). "CPT-Based probabilistic assessment of seismic soil liquefaction initiation". PhD dissertation, University of California, Berkeley, May 2003.
114. Na, U.J., Chaudhuri, S.R., and Shinozuka, M. (2008)." Probabilistic assessment for seismic performance of port structures". *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 28 : 147–158
115. Na, U.J., Chaudhuri, S.R., and Shinozuka, M. (2009). "Effects of spatial variation of soil properties on seismic performance". *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 29: 537–545 of port structures
116. Nadim, F. (2007) "Tools and Strategies for Dealing with Uncertainty in Geotechnics", edited by: D. V. Griffiths, Gordon A. Fenton In *Probabilistic Methods in Geotechnical Engineering*, vol. 491, pp 71-95.



117. Natacha Kadoux "Analyse des données en mécanique des sol" Thèse, Université Blaise Pascal, Clermont ferrant.
118. Naesgaard, E., and Byrne, P. M. (2007). "Flow liquefaction simulation using a combined effective stress – total stress model".
119. Nobahar, A, Popescu, R, and Konuk, L. (2000). "Estimating progressive mobilization of soil strength." Proceedings of 53rd Canadian Geotechnical Conference, pp. 1311-1317.
120. Nobahar, A. (2003). Effect of soil spatial variability on soil-structure interaction. PhD thesis, University of Newfoundland, Canada.
121. Phoon, K. K. (2008). "Reliability-Based Design in Geotechnical Engineering". Ed Taylor & Francis, 530p.
122. Phoon, K.K., and Kulhawy, F.H. (1996). "On quantifying inherent soil variability". Geotechnical Earthquake Engineering and Soil Dynamics, Geotechnical Special Publication No. 75, ASCE, pp. 326-340.
123. Phoon, K.K. and Kulhawy, F.H. (1999). "Characterization of geotechnical variability". Canadian Geotechnical Journal, 36; pp 612–24.
124. Phoon, K.K., and Kulhawy, F.H. (1999). "Evaluation of geotechnical property variability." Canadian Geotechnical Journal, 36(5), 625-639.
125. Phoon, K.K. and Kulhawy, F.H. (2005). "Characterization of model uncertainties for laterally loaded rigid drilled shafts". Géotechnique, 55(1), 45-54.
126. Phoon, K.K., Quek, S.T., Chow, Y.K., and Lee, S.L. (1990). "Reliability analysis of pile settlement." Journal of Geotechnical Engineering, 116(11), 1717-1735.
127. Popescu, R, Prevost, J.H., and Deodatis, G. (1997). "Effects of spatial variability on soil liquefaction: some design recommendations." Geotechnique, 47(5), 1019-1036.
128. Popescu, R. (1995). Stochastic variability of soil properties: data analysis, digital simulation, effects on system behaviour. PhD thesis, Princeton University, Princeton, NJ.
129. Popescu, R., Prevost, J.H., and Deodatis, G. (1998). "Spatial variability of soil properties: two cases studies." Geotechnical Earthquake Engineering and Soil Dynamics, ASCE, Geotechnical Special Publication, 75, 568-579.
130. Prevost, J.H., Popescu R., and Deodatis, G. (1997). "Spatial variability of soil properties- Analyses and effects of soil liquefaction". Proc. Int. Conf. Int. Assoc. for Computer Meth. And advances in Geomech, (invited lecture), Wuhan, China, pp. 225-233.

131. Rahman; M.S. and El Zahaby, K.M. (1997), "Probabilistic Liquefaction Risk Analysis Including Fuzzy Variables" *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*. 16(1), 63-79.
132. Salloum, T. (2008). "Probabilistic assessments of soil liquefaction hazard", Ph.D. thesis, Carleton University Ottawa, Ontario, Canada.
133. Sanjay K. Jha, Kiichi Suzuki (2008)" Reliability analysis of soil liquefaction based on standard penetration test", department of Civil Environnmetal, Saitama University, Saitama 338 8570, Japan.
134. Schultze, E. (1972). "Frequency Distributions and Correlations of Soil Properties". In *Statistics and Probability in Civil Engineering*. Hong Kong University Press (Hong Kong International Conference), ed. P. Lumb, distributed by Oxford University Press, London.
135. Seed, H.B., and Idriss, I. M. (1967). "Analysis of liquefaction: Niigata earthquake." *Proc., ASCE*, 93(SM3), 83-108
136. Seed H. B., and Idriss I. M. (1971). "Simplified procedure for evaluating soil liquefaction potential." *J. Soil Mech. and Found. Div.*, 97(9), 1249–1273.
137. Seed, H. B., and Idriss, I. M. (1982), "Ground motions and soil liquefaction during earthquakes", *Earthquake Engineering Research Institute Monograph Series*.
138. Seed, H. B., Martin, G. R., and Lysmer, J. (1976). "Pore-water pressure changes during soil liquefaction." *J. Geotech. Engrg. Div.*, 102(GT4), 323–346.
139. Seed, H. B., Tokimatsu, K., Harder, L. F. Jr., and Chung, R. (1985). Influence of SPT procedures in soil liquefaction resistance evaluations, *J. Geotechnical Eng.*, ASCE 111(12), 1425–445.
140. Shibata, T. (1981). "Relations between N-value and liquefaction potential of sand deposits." *Proc. 16th Annual Convention of Japanese Society of Soil Mechanics and Foundation Engineering*, pp. 621-4 (in Japanese)
141. Shinozuka, M., and Deodatis, G. (1988). "Stochastic process models for earthquake ground motion." *Probabilistic Engineering Mechanics*, 3: 114-123.
142. Sitenikechukwu Onyejekwe, (2012), "Characterisation of soil variability for reliability based design" these Department of civil engineering, Missouri university of science and Technology.
143. Smith, L. (1981). "Spatial Variability of Flow Parameters in a Stratified Sand". *Mathematical Geology*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-21.
144. Sobol', I. (1993). "Sensitivity estimates for nonlinear mathematical models". *Math. Modeling & Comp. Exp.* 1, 407– 414.

145. Soulie, M., Montes, P., and Silvestri, V. (1990). "Modelling spatial variability of soil parameters." *Canadian Geotechnical Journal*, 27: 617-630.
146. Spanos, P.D., and Ghanem, R. (1989). Stochastic finite element expansion for random media." *Journal of Engineering Mechanics*, 115(5), 1035-1053.
147. Spry, M. J., Kulhawy, F. H. and Grigoriu, M. D. (1988). "A Probability-Based Geotechnical Site Characterization Strategy for Transmission Line Structures". Report EL-5507, Vol. 1, Electric Power Research Institute, Palo Alto.
148. Sudret, B. (2008). "Global sensitivity analysis using polynomial chaos expansion." *Reliability Engineering and System Safety*, 93: 964-979.
149. Sudret, B., Berveiller, M., and Lemaire, M. (2006). "A stochastic finite element procedure for moment and reliability analysis." *Eur. J. Comput. Mech.*, 15 (7-8): 825–866.
150. Tokimatsu, K., and Yoshimi, Y. (1983). "Empirical correlation of soil liquefaction based on SPT N-value and fines content." *Soils Found.*, 23(4), 56–74.
151. Toprak, S., Holzer, T. L., Bennett, M. J., Tinsley, J. C. (1999). "CPT- and SPT-based probabilistic assessment of liquefaction potential." *Proceedings of Seventh US Japan Workshop on Earthquake Resistant Design of Lifeline Facilities and Countermeasures Against Liquefaction*, T. D. O'Rourke, J. P. Bardet, and M. Hamada, eds., Report MCEER-99-0019, MCEER, NY.
152. Uyanık, O., Ekinici, B. and Uyanık, N.A. (2013). "Liquefaction analysis from seismic velocities and determination of lagoon limits Kumluca/Antalya example". *Journal of Applied Geophysics* 95: 90–103
153. Vaid, Y. P., Byrne, P. M., Hughes, J.M.O. (1981). "Dilation angle and liquefaction potential", *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, p. 1003-08; Volume: 107 ;Issue Number: GT7
154. Vaid, Y. P., Fisher, J.M., Kuerbis, R.H. and Negussey, D. (1990). "Particle Gradation and Liquefaction". *Journal of Geotechnical Engineering*, 116(4), pp. 698-703.
155. Vaid, Y.P., Chen, J. C. et Tumi, H. (1985). "Confining Pressure, Grain Angularity and Liquefaction". *Journal of Geotechnical Engineering*, 111(10), pp. 1229-1235.
156. Vanmarcke, E., et Grigoriu, M. (1983). "Stochastic finite element analysis of simple beams." *Journal of Engineering Mechanics*, 109(5), 1203-1214.
157. Vanmarcke, E.H. (1977). "Probabilistic modeling of soil profiles." *Journal of Geotechnical Engineering Division, ASCE*, 109(5), 1203-1214.
158. Vanmarcke, E.H. (1983). "Random fields: analysis and synthesis." MIT Press, Cambridge, 382 pages.

159. Wei, P., Zhenzhou, L., and Hao, W. (2012). "Efficient sampling methods for global reliability sensitivity analysis", *Computer Physics Communications*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpc.2012.03.014>.
160. Whitman, R.V. (200), "Organizing and Evaluating Uncertainty in Geotechnical Engineering" *J. Geotech. Geoenviron. Engng*, ASCE, 126(7), 583-593.
161. Wu, Z.Y. Li, Y.L. Chen, J.K. Zhang, H., Pei, L. (2013). "A reliability based approach to evaluating the stability of high rock-fill dams using a nonlinear shear strength criterion", *Computers and Geotechnics* 51 : 42–49.
162. Xia, H., and Hu, T. (1991). "Effects of Saturation and back Pressure on Sand Liquefaction". *Journal of Geotechnical Engineering*, 117, pp. 1347-1362.
163. Xiu, D., and Karniadakis, G.E. (2002). "The Wiener-Askey polynomial chaos for stochastic differential equations". *J Sci Comput* 24(2):619–644.
164. Yazdi, J.S., Kalantarya, F. and Yazdi, H.S. (2012). "Prediction of liquefaction potential based on CPT up-sampling". *Computers & Geosciences* 44: 10–23.
165. Youd, T. L., Idriss, I. M., Andrus, R. D., Arango, I., Castro, G., Christian, J. T., Dobry, R., Finn, W. D. L., Harder, L. F., Hynes, M. E., Ishihara, K., Koester, J. P., Liao, S. S. C., Marcuson, W. F., Martin, G. R., Mitchell, J. K., Moriwaki, Y., Power, M. S., Robertson, P. K., Seed, R. B., and Stokoe, K. H. (2001). "Liquefaction resistance of soils: summary report from the 1996 NCEER and 1998 NCEER/NSF workshops on evaluation of liquefaction resistance of soils". *J. Geotechnical and Geoenvironmental Eng.*, ASCE 127(10), 817–33.
166. Youd, T. L., Noble, S. K. (1997), "Liquefaction criteria based on statistical and probabilistic analyses", *Proceedings of the NCEER Workshop on Evaluation of Liquefaction Resistance of Soils*, December 31, 1997, pp. 201-205.
167. Youssef Abdel Massih, D. (2007). "Analyse du comportement des fondations superficielles filantes par des approches fiabilistes." Ph.D thesis, university of Nantes, France.
168. Zhang, J. and Ellingwood, B. (1994). "Orthogonal series expansion of random fields in reliability analysis." *Journal of Engineering Mechanics*, ASCE, 120(12): 2660-2677.
169. Zhang, J., Zhang, W.H., L.M., and Huang, H.W. (2012) "Characterising geotechnical model uncertainty by hybrid Markov Chain Monte Carlo simulation". *Computers and Geotechnics* 43: 26–36.

م ا خ ص

تميع التربة هو ظاهرة عدم التوازن أو فقدان القوة، التي قد تحدث في وسط حبيبي مشبع أو مشبع جزئيا ، و يتجلى ذلك في زيادة الضغط بسبب سلوك التربة المقاوم عند الخضوع إلى تحميل سريع (زلزال ، صدمة تسونامي ، و ما إلى ذلك).

ظاهرة التميع يسبب عدم الاستقرار المفاجئ من التربة التي تتدفق تحت تأثير الجاذبية، ثم يمكن أن تخلق ضررا كبيرا بهياكل المباني.

. الطريقة المبسطة المقترحة من طرف "سيد و إدريس" (1971) هي الأكثر استخداما لتقييم كمون التميع في التربة باستخدام الطريقة الحتمية، يحدث تميع التربة إذا كان عامل الأمان أقل من 1، و لا يوجد تميع من أجل عامل الأمان أكبر من 1. غالبا ما يطلق على هذا العامل بمعامل الجهل لأنه يمثل جهلنا الكامل للشكوك في بيانات مختلفة.

. نظرية الاحتمال هي الآن الأكثر استعمالا و هذا صار ممكنا مع تقدم تقدير الارتياح في الوسائط.

. في هذه الدراسة تحديد كمون التميع تستند إلى تحليل الاحتمال بواسطة الأساليب : MCS, FORM, SORM و . بواسطة نتائج التجارب في الموقع (موقع مطار الجزائر العاصمة ، موقع مستغانم) أردنا أن ننظر تميز التباين المكاني ، طورنا بعد ذلك بعض التطبيقات من الجيولوجيا ، و نحن نحاول أن نفهم بوضوح الآثار المترتبة على تصميم تحانس التربة و دراسة السبل الكفيلة بإدماجها كجزء من التصميم الهندسي الجيوتقنية ثم تطبيق هذه لمشاكل التميع.

وقد تبين في العديد من القضايا التي ننظر فيها عامل الأمان وحدها قد لا تكون على قياس دقيق لقابلية التسييل ، لأنه لا يجسد بالضرورة تأثير عمق طبقات.، ويظهر التحليل الجيواحصائية أن فاروقلرام مهيكله بشكل جيد مكانيا . هذه الخصائص المختلفة تظهر مقاومة لمنطقة الدراسة ليست موزعة بشكل عشوائي،

الكلمات المفتاحية

التميع، الاحتمال، MCS, FORM, SORM, CPT SPT، المحاكات الفرعية، المتغير العشوائي، الحقل العشوائي،

Résumé

La liquéfaction des sols est un phénomène d'instabilité ou de perte de résistance qui peut avoir lieu sur un milieu généralement granulaire saturé ou partiellement saturé.

La méthode simplifiée proposée par Seed et Idriss (1971) est la plus utilisée pour évaluer le potentiel de liquéfaction dans un dépôt de sol. En utilisant la méthode déterministe, le sol est liquéfiable si le coefficient de sécurité est inférieure à 1, pas de liquéfaction si $FS > 1$. Ce facteur est souvent appelé facteur d'ignorance car il représente notre ignorance des incertitudes inhérents aux différents paramètres.

Dans cette étude, la probabilité de liquéfaction est déterminée en se basant sur l'analyse fiabiliste en utilisant les méthodes FORM, SORM, et MCS. L'incertitude dans cette étude est due à la variabilité des paramètres de la fonction de performance.

A partir de campagnes pénétrométriques très fournies (site aéroport d'Alger, et Mostaganem), nous avons cherché à caractériser la variabilité spatiale. Nous développons par la suite quelques applications de la géostatistique, ainsi on essaye de comprendre clairement les conséquences de la conception de l'hétérogénéité du sol et d'étudier différentes façons d'intégrer dans le cadre de la conception d'ingénierie géotechnique. Cela a été appliqué à des problèmes pour l'évaluation de liquéfaction.

Il a été constaté dans plusieurs cas que la prise en compte du facteur de sécurité uniquement pourrait ne pas être une mesure précise de la liquéfaction susceptible, car il ne saisit pas nécessairement l'effet de profondeur des couches potentiellement liquéfiables. L'analyse géostatistique montre que les variogrammes caractérisés par un palier, une portée, et un effet de pépite sont spatialement bien structurés. Ces différentes caractéristiques montrent la résistance de pointe qc de la zone d'étude n'est pas répartie de façon aléatoire, les variogrammes sont spatialement bien structurés.

Mots de passe

Liquéfaction, probabilité, SPT, CPT, FORM, SORM, variable aléatoire, champ aléatoire, géostatistique.