



HAL
open science

Variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses de barrages

Djibril Sow

► **To cite this version:**

Djibril Sow. Variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses de barrages. Autre. Université Blaise Pascal - Clermont-Ferrand II, 2015. Français. NNT : 2015CLF22544 . tel-01163426

HAL Id: tel-01163426

<https://theses.hal.science/tel-01163426>

Submitted on 12 Jun 2015

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

Faculté de génie

Département de Génie Civil

VARIABILITÉ SPATIALE DE LA RÉSISTANCE AU CISAILLEMENT DES DISCONTINUITÉS DES FONDACTIONS ROCHEUSES DE BARRAGES

Thèse de Doctorat en Cotutelle

Spécialité : Génie Civil

Djibril SOW

Patrice RIVARD	Co-Directeur
Laurent PEYRAS	Co-Directeur
Pierre BREUL	Co-Directeur
Gérard BALLIVY	Co-Directeur
Mathieu NUTH	
Tikou BELEM	
Richard SIMON	
Claude BACCONNET	
Dominique LEVEBVRE	

N° d'ordre : D.U 2544
EDSPIC : 660

UNIVERSITE BLAISE PASCAL - CLERMONT II
ECOLE DOCTORALE
SCIENCES POUR L'INGENIEUR DE CLERMONT-FERRAND

THESE (COTUTELLE)

Présentée par

Djibril SOW

Ingénieur en Génie Civil

pour obtenir le grade de:

DOCTEUR D'UNIVERSITE

SPECIALITE : GENIE CIVIL

**VARIABILITÉ SPATIALE DE LA RÉSISTANCE AU
CISAILLEMENT DES DISCONTINUITÉS DES
FONDATIONS ROCHEUSES DE BARRAGES**

Soutenue publiquement le 19 janvier 2015 devant le jury composé de :

Patrice RIVARD	Co-Directeur/Examineur
Laurent PEYRAS	Co-Directeur/Examineur
Pierre BREUL	Co-Directeur/Examineur
Gérard BALLIVY	Co-Directeur/Examineur
Mathieu NUTH	Rapporteur
Tikou BELEM	Rapporteur
Richard SIMON	Rapporteur
Claude BACCONNET	Examineur
Dominique LEVEBVRE	Président du jury

Al Hamdoulil Lah Rabil Aala min

A mes Parents, mes Grands Parents,

Et

A mon Epouse, Melika Ziaei

Pour votre Soutien et Amour

Résumé

Les barrages induisent un impact potentiellement important sur l'environnement et la société par la modification des écosystèmes, le déplacement des populations en amont et surtout par la présence d'un risque imposé aux populations situées à l'aval. Même si les ruptures de ces ouvrages ont une probabilité d'occurrence faible, la cause principale des accidents, à côté des submersions par des crues imprévues, a toujours été la rupture des fondations (ICOLD 1993) suite à des problèmes d'érosion, ou d'insuffisance de résistance au cisaillement le long des discontinuités rocheuses, des joints de levées ou de l'interface barrage-fondation. La fréquence de ruptures par défaut de résistance au cisaillement des discontinuités des fondations des barrages en béton est estimée à 21 % (ICOLD 1995).

Les fondations rocheuses présentent souvent une variabilité verticale et horizontale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités. Une variabilité verticale peut être matérialisée par une moyenne de la propriété de résistance qui varie en profondeur et dont la prise en compte réduit la variance de cette propriété de résistance. Aussi, la rupture des fondations rocheuses par défaut de résistance au cisaillement des discontinuités est un mécanisme qui mobilise les propriétés ponctuelles de résistance au cisaillement présentes sur cette discontinuité. La résistance au cisaillement mobilisée le long de cette discontinuité présente parfois une variance moins élevée que celle de la résistance ponctuelle au cisaillement (échelle de laboratoire). Ces phénomènes de variabilité spatiale ne sont pas pris en compte dans la justification du comportement en cisaillement des fondations ni dans les travaux de recherches publiées dans la littérature.

L'objectif de la thèse est d'élaborer une démarche d'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement qui prend en compte cette réduction de la dispersion. Cette démarche a été élaborée dans le contexte de l'état de l'art actuel, avec la combinaison des impératifs suivants :

- La démarche est basée sur une méthodologie expérimentale i)-alternative à l'essai de cisaillement direct (coûteux en temps et en argent) pouvant être relativement simple à mettre en œuvre ii)- qui permet de générer des données quantitatives de cisaillement suffisamment abondantes pour analyser la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement.
- Cette démarche a été mise en œuvre au contexte des outils numériques et des méthodes de justification de la résistance à l'effort tranchant d'une fondation rocheuse de barrage-poids.

La méthodologie expérimentale définie dans la thèse a fait l'objet d'une validation par étude comparative avec 35 essais de cisaillement direct sur des joints à différents degrés de rugosité et d'altération, prélevés d'une fondation de barrage-poids en béton.

Il a été développé une démarche d'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints. Cette démarche repose sur l'utilisation des données géo référencées de paramètres de cisaillement caractérisant la même famille de discontinuité le long d'un forage vertical. Afin de valider la pertinence et l'applicabilité de cette démarche, nous l'avons implémentée dans un cas d'étude de fondation rocheuse de barrage.

A l'aide d'un code de calcul numérique basé sur la méthode des éléments finis, une étude a permis d'illustrer la pertinence de l'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints dans une étude de stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrage. Les résultats montrent que la prise en compte de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement permet d'augmenter la marge de sécurité mesurée à travers une hausse du coefficient de sécurité et une baisse significative de la probabilité de défaillance.

MOTS-CLES : barrage, fondation rocheuse, discontinuités, résistance au cisaillement, variabilité spatiale

Abstract

Dams induce a potentially significant impact on the environment and society by changing ecosystems, by populations' relocation upstream and especially by the presence of an imposed risk on populations located downstream. Although dam failures have a low probability, the main cause of accidents, near submersions by unexpected flood has been foundations failures (ICOLD 1993) due to problems of erosion, or insufficient shear strength along the rock discontinuities or the interface between dam and foundation. Among dam failures, 21% are related to lack of shear strength along the discontinuities of the foundations (ICOLD 1995).

It is well known that rock, as soil, is a complex engineering material formed by natural process, which induces vertical and horizontal variability. Plus, the sliding process of a rock foundation discontinuity is a mechanism that mobilizes points shear properties of this discontinuity. The variability of shear properties averaged over the sheared discontinuities is less than that of their point shear properties. This is known as the average effect in spatial variability. These phenomena of spatial variability are not taken into account in the standards of stability analysis of dam foundations sliding or research work published in the literature.

The aim of the thesis is to develop an analysis of the spatial variability of shear strength that takes into account the reduction of the variability by scaling up effect. This approach was developed in the context of the current state of the art.

An experimental method, which aimed to investigate in a simple way the shear strength of joints, was suggested in the thesis and has been validated by comparative study with more than thirty direct shear tests on joints taken from a foundation of concrete gravity dam.

It was developed a process to analyze the spatial variability of the shear strength of the joints using the input parameters of the model of Barton and Choubey (1977). This approach is based on the use of geo-referenced data on these parameters characterizing the family of discontinuity along a vertical borehole. To validate the relevance and applicability of this approach, we have implemented it in a case study of a rock dam foundation.

Using finite element software, a study illustrates the relevance of the analysis of the spatial variability of the shear strength of the joints in the assessment of stability against rock dam foundations sliding. The results show that taking into account the spatial variability of shear parameters can increase the margin of safety measured through an increase in the safety factor and a significant decrease in the probability of failure.

KEYWORDS: Dam, joint, foundations, shear strength, spatial variability, variogram, geostatistics

Sommaire

Partie I : État de l'art et contexte de la justification de la stabilité au glissement des fondations rocheuses des barrages-poids

Chapitre 1 : Modélisation des massifs rocheux.....	6
1.1 Modèle géologique du massif.....	6
1.1.1 Définition des paramètres géométriques des discontinuités	6
1.1.2 Analyse structurale du massif	8
1.2 Modèle mécanique du massif	8
1.2.1 Modèle de comportement mécanique du massif rocheux en fonction des discontinuités et de l'échelle de l'ouvrage	8
1.3 Résistance au cisaillement des discontinuités.....	14
1.3.1 Étude du comportement des joints en cisaillement.....	14
1.3.2 Les modèles pour évaluer la résistance au cisaillement des joints non liés....	21
1.3.3 Synthèse	30
2 Chapitre 2 : Analyse de la variabilité des propriétés géomécaniques et leur prise en compte dans la justification des fondations de barrage-poids.....	31
2.1 Les démarches pour modéliser la variabilité des propriétés géomécaniques de résistance de la roche	31
2.1.1 Sources d'incertitude sur les paramètres géomécaniques de la roche	31
2.1.2 Prise en compte de la variabilité naturelle, des erreurs de mesure et de modèle sur les propriétés de résistance.....	33
2.2 Justification des fondations de barrage-poids vis-à-vis de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant	43
2.2.1 Justification déterministe de la stabilité.....	45
2.2.2 Justification semi-probabiliste de la stabilité.....	45
2.2.3 Justification probabiliste des fondations rocheuses des barrages-poids	47
2.2.4 Synthèse	51
2.3 Illustrations de l'étude de fondations rocheuses de barrage-poids	51
2.3.1 Barrage Rizzanèse (Corse, France).....	52
2.3.2 Barrage La Tuque (Québec, Canada).....	53
2.3.3 Discussions et synthèse.....	55
3 Chapitre 3: Questions scientifiques et proposition de thèse.....	56

Partie II : Étude de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses de barrages-poids

4 Chapitre 4 : Étude expérimentale de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses d'un barrage par le critère de Barton et Choubey (1977).....	61
4.1 Introduction	61
4.2 Méthodologie.....	62
4.2.1 Démarche générale.....	62
4.2.2 Description du massif d'étude et origine des données expérimentales.....	63
4.2.3 Détermination des paramètres du critère de Barton et Choubey (1977).....	65
4.2.4 Détermination de la résistance au cisaillement par essai de cisaillement direct	83
4.3 Discussion.....	86

4.3.1	Echantillonnages regroupant des joints de rugosité similaire.....	86
4.3.2	Échantillonnage des joints en fonction de l'altération.....	87
4.3.3	Echantillonnage regroupant des joints cisailés à la même contrainte normale	89
4.3.4	Échantillonnage total	90
4.3.5	Synthèse	91
5	Chapitre 5: Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement des discontinuités.....	93
5.1	Contexte de modélisation de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement	94
5.1.1	Formulation théorique de la problématique et hypothèses	94
5.1.2	Présentation du cas d'étude	98
5.1.3	Protocole de collecte des données quantitatives de cisaillement	99
5.2	Démarche générale proposée pour l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de résistance au cisaillement.....	101
5.3	Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres mesurés : valeurs au rebond, angle de frottement de base et paramètre statistique de rugosité	103
5.3.1	Caractérisation des tendances	103
5.3.2	Caractérisation des erreurs de mesures	104
5.3.3	Caractérisation des fluctuations aléatoires.....	105
5.3.4	Application.....	105
5.4	Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977).....	116
5.4.1	Modélisation de la variabilité spatiale du JCS.....	116
5.4.2	Modélisation de la variabilité spatiale de l'angle de frottement résiduel noté ϕ_r	121
5.4.3	Modélisation probabiliste de la variabilité spatiale du JRC.....	126
5.4.4	Synthèse de l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977).....	129
5.5	Synthèse.....	130

Partie III : Application

6	Chapitre 6 : Évaluation de la stabilité des barrages en intégrant la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités.....	132
6.1	Introduction	132
6.2	Modélisation probabiliste de la structure interne du massif rocheux et construction d'un modèle géologique numérique.....	133
6.2.1	Données de l'étude	133
6.2.2	Détermination des familles de discontinuités par analyse stéréographique et analyse statistique des orientations	134
6.2.3	Etude statistique des paramètres d'espacement.....	136
6.2.4	Etude statistique de la persistance des discontinuités.....	137
6.2.5	Construction d'un modèle géologique à l'aide d'un géomodeleur.....	138
6.3	Adaptation du modèle de variabilité spatiale proposé au contexte de l'outils de géomodélisation.....	140
6.3.1	Rappels des notations.....	140
6.3.2	Estimation d'une hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement L_v	141

6.3.3	Caractérisation des variables aléatoires à variance réduite JRCLv; JCSLv; ØrLv	141
6.3.4	Linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) par regression.....	141
6.3.5	Modélisation de la distribution de l'angle de frottement au pic linéarisé par simulations de Monte-Carlo.....	142
6.4	Application au cas d'étude du modèle de variabilité spatiale.....	143
6.4.1	Détermination des moyennes, variances et des types de fonction de densité de probabilité des variables aléatoires JRC; JCS; Ør	144
6.4.2	Estimation de la hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement à l'état-limite à l'effort tranchant	150
6.4.3	Détermination des variables aléatoires à variance réduite JRCLv; JCSLv; ØrLv.	153
6.4.4	Détermination de l'angle de frottement au pic intégrant la variabilité spatiale ØpicLv	156
6.5	Analyse de la stabilité des fondations d'un barrage.....	159
6.5.1	Présentation du modèle numérique.....	159
6.5.2	Méthode de calcul de la stabilité.....	165
6.5.3	Résultats et Discussions	168
6.6	Synthèse.....	169
7	Conclusion générale	171
7.1	Objectifs visés par cette étude	171
7.2	Résultats expérimentaux et acquis scientifiques.....	171
7.2.1	Methodologie expérimentale de caractérisation des propriétés de cisaillement des joints de forages.....	171
7.2.2	Variabilité spatiale de la résistance au cisaillement.....	172
7.3	Perspectives	173
8	LISTE DES REFERENCES	175

Annexe A : Démarche d'analyse structurale du massif

Annexe B : Résultats de calibrage des vérins du bâti de cisaillement portatif

Annexe C : Essais de cisaillement sur joints sciés

Annexe E : Essais de cisaillement sur joints rugueux

Annexe F : Détails de calcul des incertitudes

Annexe G : Logs de forage et diagraphie

Liste des figures

Figure 2 : Illustration des choix de modèle du massif en fonction de l'ouvrage	9
Figure 3: Courbe de cisaillement et de dilataance τ : contrainte tangentielle σ_n : contrainte normale; τ_p : contrainte tangentielle au pic; τ_r : contrainte tangentielle résiduelle ; U : déplacement tangentiel ; V : déplacement normal, i_p : dilataance au pic d'après Panet (1976).....	16
Figure 4: Influence de la taille sur le comportement en cisaillement d'après Bandis et al. (1981).....	20
Figure 5: Modèle bilinéaire d'après Patton (1966).....	22
Figure 6: Détermination de l'angle d'inclinaison par un essai de basculement d'après Barton et Choubey (1977)	24
Figure 7: Les profils standards de rugosité proposés par Barton et Choubey (1977)	26
Figure 8: Essai de basculement (Tilt test) pour mesurer Φ_b sur des surfaces de génératrices de trois échantillons de carottes cylindriques d'après Ruiz et al. (2014).....	28
Figure 10: Exemple d'un variogramme classique	38
Figure 11: Résistance au cisaillement à l'interface barrage-fondation mesurée avec des joints de 100mm (champ ponctuel Z_x) et puis avec des joints de 1000 mm de (champ de moyenne locale Z_{Lx}).....	41
Figure 12: Composants principaux d'une analyse de stabilité des fondations rocheuses des barrages-poids.	44
Figure 13: Représentation d'une fonction de performance à deux variables aléatoires	48
Figure 14: Organigramme illustrant la démarche et structuration du programme expérimental	62
Figure 15: Analyse stéréographique du massif de fondation	64
Figure 16: Illustration d'une carotte de forage de diamètre 145 mm prélevée à la rive ouest du barrage.....	64
Figure 17: Altération de surface d'un joint naturel (hydrothermale) avec apparition de chlorite.....	65
Figure 19: Modes opératoires de l'essai au marteau de Schmidt de type N/D sur les échantillons.	66
Figure 20: Appareil portatif de cisaillement (Roctest) : illustration des vérins horizontaux (à gauche) et du vérin vertical (à droite).....	73
Figure 21: à gauche : vérification de l'horizontalité de la surface de glissement et du parallélisme avec les rebords du moule. À droite : vérification de la superposition parfaite des épontes à l'œil	75
Figure 22: Illustration des trois types de minéralogie des épontes des joints sciés : a) surface extraite d'une bande pâle; b) surface extraite d'une bande foncée; c) surface extraite des zones de transition entre les bandes pâles et foncées.....	76
Figure 23: profilomètre laser de l'Université de Sherbrooke: modèle Kréon Zéphyr 25 (Rousseau 2010) : ensemble du dispositif de mesure (à droite) et camera de mesure (à gauche).....	79
Figure 24: a) Numérisation de l'éponte; b) reconstitution numérique de la surface; c) extraction des profils 2D selon la direction de cisaillement	79
Figure 25: Illustration d'échantillons numérisés	80
Figure 27: Angle de frottement total en fonction de l'angle de dilataance maximal.	85
Figure 28: Résistance au cisaillement en fonction de la contrainte normale	85
Figure 29 : Comparaison des angles moyens de frottement total obtenus à partir du modèle de Barton et Choubey 1977) et à partir d'essais de cisaillement direct sur trois groupes de rugosité.....	87
Figure 30: Comparaison des angles de frottement totaux obtenus à partir du modèle de Barton et Choubey 1977) et des essais de cisaillement direct des joints non altérés et altérés.....	88
Figure 33: Différentes formes de variabilité spatiale du paramètre géotechnique en fonction de la profondeur	94
Figure 34 : Illustration de la réduction de variance entre un champ aléatoire et le champ de moyenne local associé par la prise en compte de la corrélation spatiale.....	96
Figure 35: Equivalence entre le champ de moyenne locale défini sur la longueur L_v du forage et celui défini le long d'une discontinuité de longueur L	97
Figure 36: Vue générale du barrage (Carrara 2010)	98
Figure 37: Vue en plan du barrage et localisation des forages	99
Figure 38: Illustration des différents niveaux d'incertitude dans les relations entre les paramètres mesurés et les paramètres de Barton et Choubey (JRC , JCS et Φ_r)	102
Figure 39: Visualisation des valeurs de $r(x)$ et $R(x)$ en fonction de la profondeur et déduction de la tendance ..	107
Figure 40: Analyse de la corrélation entre $R(x)-tR(x)$ et $r(x)-tr(x)$	108
Figure 41: Variogramme expérimental de R_x et calage d'un modèle gaussien	109
Figure 42: Fonction de réduction de variance des variables régionalisées w_{rx} et w_{R_x}	109
Figure 43: Visualisation des paramètres mesurés dans l'espace et analyse de la tendance	110

Figure 44: Variogramme expérimental de Φ_{bx}	111
Figure 45: Visualisation des données de Z_2x et recherche de la tendance $tZ_2(x)$	112
Figure 46: Modèles de variogramme théoriques ajustés sur le variogramme expérimental de $Z_2(x)$	113
Figure 47: Coefficient de réduction de variance en fonction de la longueur de forage L_v	114
Figure 48: Illustration des bandes pâles et foncées le long d'un forage	115
Figure 49: a) Comparaison des moyennes de JCS , $JCS(x)$ et JCS_{LvLv} en diagramme colonne ; b) Comparaison des coefficients de variation de JCS , $JCS(x)$ et JCS_{LvLv} et de la contribution de l'erreur de mesure et la part aléatoire de la variabilité naturelle.....	120
Figure 50: a) Comparaison des moyennes de Φ_r ; Φ_{rx} et Φ_{rLvLv} ; b) Comparaison des coefficients de variation de Φ_r ; Φ_{rx} et Φ_{rLvLv} et de la contribution de l'erreur de mesure et de la part aléatoire de la variabilité naturelle	126
Figure 51: Comparaison de la répartition de l'incertitude de r , R et Φ_b sur les coefficients de variation de Φ_r ; Φ_{rx} et Φ_{rLvLv}	126
Figure 52: Comparaison de la dispersion de JRC , JRC_x et JRC_{LvLv} en diagramme colonne.....	129
Figure 53: Observation d'une carotte de forage (FVD1) montrant la lithologie gneissique et la présence de foliation (alternance de bande sombre et pâle)	133
Figure 54: Diagramme stéréographique : a) diagramme des contours (concentration des pôles); b) représentation des plans moyens des 3 familles de discontinuités	135
Figure 55: Histogrammes des espacements entre discontinuités de même famille.....	137
Figure 56: a) Discontinuités subhorizontales suivant les plans de foliation (Quirion 2009) ; b) diaclases subverticales sur un affleurement horizontal (Quirion 2009).....	138
Figure 57: Stéréogramme représentant les plans moyens des trois familles et l'axe longitudinale du barrage .	139
Figure 58: Simulation du modèle géologique en 2D suivant le plan transversal du barrage (logiciel Phase ²)	140
Figure 59: Exemple de linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) sur une plage de contrainte normale entre 0 et 0,6 MPa.....	142
Figure 60: a) Détermination d'une densité de probabilité sur l'histogramme des $JCS(R)$ des échantillons de diamètre 83 mm ; b) densité probabilité de Weibull ajustée sur le $JCS(R)$ des échantillons non altérés de diamètre 145 mm.....	145
Figure 61: Densité de probabilité de Weibull calée sur le $JCS(r)$	146
Figure 62: Ajustement des lois de Weibull sur les histogrammes de R , r et Φ_b	148
Figure 63: Histogrammes et fonctions de densité de probabilité de Φ_r déduite à partir de 100000 simulations Monte-Carlo de R , r et Φ_b	149
Figure 64: Ajustement de lois normale et lognormale sur les histogrammes de JRC	150
Figure 65: Distribution de la contrainte normale à l'interface du barrage : a) retenue vide ; b) retenue remplie	151
Figure 66: Détermination de Φ_{picpar} linéarisation.....	151
Figure 67a : Champ des déplacements totaux du modèle : a) déformée du modèle; b) surface potentielle de rupture choisi.....	152
Figure 68: Comparaison des coefficients de variation des variables aléatoires JRC ; JCS ; Φ_r et des variables aléatoires à variance réduites JRC_{Lv} ; JCS_{Lv} ; Φ_{rLv}	155
Figure 69: Ajustement d'une loi de probabilité sur les données brutes de w_{rL}	157
Figure 70: Histogrammes et ajustement de la loi de probabilité sur les résultats des simulations des Φ_{picL} ...	158
Figure 71: Modèle géométrique du barrage considéré	160
Figure 72 : Modèle numérique étudié	165

Liste des tableaux

Tableau 1 : Estimation qualitative de la persistance à partir des traces sur l’affleurement (ISRM, 1978).....	7
Tableau 2: Exemples de variogrammes théoriques, leurs fonctions d'autocorrélation,.....	39
Tableau 3: Fonctions de réduction de variance et échelles de fluctuation de quelques variogrammes théoriques	40
Tableau 4 : Résultats des essais géomécaniques sur la roche intacte et des essais de cisaillement direct sur des joints.....	54
Tableau 5: Paramètres de résistance et de déformation du massif de fondations (Quirion 2009)	55
Tableau 6: Résultats des essais géomécaniques sur la roche intacte (UCS : résistance à la compression simple; T_0 = résistance à la traction par fendage; E : module de Young; ν = coefficient de Poisson; ρ : masse volumique) ..	63
Tableau 7: Caractéristiques des échantillons testés au marteau de Schmidt.....	68
Tableau 9: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population SD-LL	71
Tableau 10: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population LD-LL.....	71
Tableau 12: Résultats des valeurs au rebond moyennes et leurs coefficients de variation pour les populations SD-SL, SD-LL, LD-LL, LL-LD	72
Tableau 13: Résultats des JCS des joints non altérés et altérés déduits des essais au marteau de Schmidt de type N/D	72
Tableau 14 : Résultats de ϕ_b déduits des essais de cisaillement sur joints sciés.....	77
Tableau 15: Résultats de ϕ_r déduits des essais de cisaillement sur joints sciés et des essais au marteau de Schmidt.....	77
Tableau 16 : Synthèse des résultats de ϕ_b et ϕ_r	78
Tableau 17: Résultats de calcul du JRC déduit de la numérisation et du calcul de Z_2	81
Tableau 18 : Synthèse des résultats des JRC déduits par numérisation.....	82
Tableau 19: Synthèse des données disponibles pour l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977)	101
Tableau 20: Caractéristiques des modèles de variabilité spatiale des paramètres de $r(x)$, $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$	116
Tableau 21: Description des 6 forages prélevés sous le barrage	134
Tableau 22: Résultats de l'étude statistique des paramètres d'orientation avec la loi de Langevin-Fisher	136
Tableau 23: Résultats de la statistique des espacements entre discontinuités de même famille	136
Tableau 24: Synthèse des données disponibles	144
Tableau 25: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire du JCS des joints non altérés.....	146
Tableau 26: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire du JCS des joints altérés.....	146
Tableau 27: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire de r , R et ϕ_b	147
Tableau 28 Résultats de la caractérisation en variable de JRC.....	149
Tableau 29: Caractéristiques des modèles de variabilité spatiale des paramètres de $r(x)$, $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$	154
Tableau 30: Moyenne et variance des variables aléatoires à variances réduites.....	155
Tableau 31 : Moyenne, variance et loi de probabilité des variables aléatoires à simuler	156
Tableau 32: Résultats de la caractérisation statistique de ϕ_{picLv}	158
Tableau 33: Moments statistiques et loi de probabilité de l'angle de frottement au pic sans prise en compte de la variabilité spatiale ϕ_{pic}	159
Tableau 34: Propriétés mécaniques de la matrice rocheuse (Quirion, 2009)	161
Tableau 35: Caractérisation RMR du massif de fondations.....	162
Tableau 36: moments statistiques et loi de probabilité des angles de frottement au pic des joints du massif... ..	163
Tableau 37: Paramètre d'entrée des matériaux du modèle numérique	163
Tableau 38: Valeurs prudentes d'angle de frottement au pic selon la méthode déterministe.....	166
Tableau 39: Valeurs caractéristiques de ϕ_{pic} et valeurs équivalentes considérées dans le géomodeleur $\phi_{picCFBR}$	167
Tableau 40: paramètres statistiques des angles de frottement au pic	167
Tableau 41 : Résultats d'analyse de stabilité avec la méthode déterministe (CDA) et semi-probabiliste (CFBR) (facteurs de sécurité).....	168
Tableau 42: Résultats de l'analyse probabiliste de la stabilité (probabilité de défaillance).....	169

INTRODUCTION

Contexte

En 2003, l'inventaire des grands barrages à travers le monde permettait de recenser environ 50000 ouvrages. La France détient un parc de 597 grands barrages. Le Québec est un des plus grands producteurs d'hydroélectricité au monde et dispose d'un parc de plus de 600 grands barrages (ICOLD 2003, Carvajal 2009, Rousseau 2010).

Les barrages induisent un impact potentiellement important sur l'environnement et la société par la modification des écosystèmes, le déplacement des populations en amont et surtout par la présence d'un risque imposé aux populations situées en l'aval (Le Delliou 2003). Même si les ruptures de ces ouvrages ont une probabilité d'occurrence faible, la cause essentielle des accidents, à côté des submersions par des crues imprévues, a toujours été la rupture des fondations (ICOLD 1993) suite à des problèmes d'érosion, ou d'insuffisance de résistance au cisaillement le long des discontinuités rocheuses, des joints de levées ou de l'interface barrage-fondation. La fréquence de ruptures par défaut de résistance au cisaillement des discontinuités des fondations est estimée à 21 % (ICOLD 1995). Les données statistiques relatives aux ruptures de barrages indiquent que 75% des ruptures de barrage en béton résultent d'une rupture de la fondation rocheuse à travers le cisaillement des discontinuités (ICOLD 1993). Un exemple de catastrophes est la rupture du barrage Malpasset en France en 1959 où il s'est produit une rupture par glissement d'un bloc en coin dans la fondation due à des forces de sous pressions élevées. Cet accident a entraîné plus de 400 morts (ICOLD 1999, M.D.D. 2009). L'intérêt du travail de recherche est porté ainsi sur la caractérisation de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses de barrage

Par ailleurs, la société exige un haut niveau de sécurité de ces ouvrages et reste de plus en plus demandeuse de transparence dans l'affichage des risques technologiques que les barrages peuvent induire. Cela aboutit à l'amélioration des barrages existants et à la réévaluation de leur sécurité (ICOLD 2005).

A ce titre, la réglementation en France relative à la sûreté des ouvrages hydrauliques a récemment évolué (décret du 11 décembre 2007), avec l'obligation faite pour les propriétaires des grands ouvrages de produire des études de dangers, des revues périodiques de sûreté, requérant d'évaluer régulièrement les barrages par des démarches d'analyse de risques et d'introduire autant que possible des démarches probabilistes (Peyras et al. 2010).

Parallèlement, dans un souci de production d'énergie hydro-électrique de façon écologique et sécuritaire, Hydro Québec réévalue ses barrages anciens. Il est alors nécessaire de les étudier afin de voir si leur structure et leurs matériaux sont toujours aptes à la production d'hydro-électricité, et cela, de façon sécuritaire (Rousseau 2010). De plus, les barrages-poids en béton anciens (ceux de plus de cinquante ans) sont systématiquement étudiés depuis le séisme du Saguenay en 1988 (6,2 sur l'échelle de Richter) car ils n'avaient pas été dimensionnés pour de tels aléas. Dans les codes de calculs de fiabilité, différents paramètres relatifs à la morphologie de l'ouvrage ainsi que des paramètres physiques et mécaniques sont nécessaires.

Cette thèse de doctorat s'inscrit dans ces deux contextes, à savoir la réglementation en France qui aspire à une meilleure évaluation des risques ; et Hydro Québec qui s'efforce d'évaluer son parc de barrages poids en béton. Cette thèse s'est réalisée en cotutelle internationale entre l'Université de Sherbrooke (Canada), l'Irstea et l'Université de Blaise Pascal (France)

Problématique et objectif général

La résistance au cisaillement des discontinuités rocheuses joue un rôle essentiel dans l'analyse de stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrages-poids (ICOLD 1993). Sa caractérisation est entachée de plusieurs incertitudes, telles que l'insuffisance des observations et la connaissance limitée de cette propriété géotechnique. La résistance au cisaillement des discontinuités, comme la plupart des propriétés géo mécaniques, varie dans l'espace. Sachant que les données exploratoires et les essais de caractérisation sont toujours d'un nombre limité, les estimations des propriétés géo mécaniques sont plus ou moins entachées d'incertitudes.

Dans l'analyse de la stabilité des fondations de barrages-poids, les incertitudes liées aux propriétés de résistance au cisaillement sont souvent prises en compte à l'aide d'analyse statistique par variables aléatoires. Elles sont considérées : i) indirectement dans une démarche déterministe, à travers une « prudence » dans la prise en compte des valeurs de calcul (moyenne des valeurs moins un écart type par exemple) ; ii) indirectement dans une démarche semi-probabiliste par la prise en compte de valeurs caractéristiques (fractile 5% de la loi de distribution) ; iii) directement dans une démarche probabiliste à travers la prise en compte des variables aléatoires ou des champs aléatoires.

Cependant, l'analyse statistique par variable aléatoire n'est pas toujours appropriée pour caractériser l'ensemble des incertitudes des propriétés de résistance au cisaillement. En effet les fondations rocheuses sont constituées de matériaux complexes qui résultent de la combinaison de plusieurs facteurs géologiques, environnementaux et physicochimiques. Ainsi, les fondations rocheuses présentent souvent une variabilité verticale et horizontale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités. Une variabilité verticale peut être matérialisée par une moyenne de la propriété de résistance qui varie en profondeur et dont la prise en compte réduit la variance de cette propriété de résistance. De plus, lors d'un cisaillement le long d'une discontinuité, la dispersion ponctuelle à l'échelle locale des résistances au cisaillement se trouve lissée lorsque la propriété de résistance présente une corrélation spatiale. Ce phénomène réduit d'avantage la variance à l'échelle de la discontinuité et mène à des conceptions moins conservatives. L'analyse de la variabilité spatiale, souvent réalisée à l'aide de la théorie des champs aléatoires, permet d'évaluer ces phénomènes de réduction de la variance, dont il est ensuite possible de tenir compte dans l'analyse de stabilité, notamment dans une démarche déterministe, semi-probabiliste ou probabiliste.

Faute de données quantitatives abondantes des propriétés de résistance au cisaillement des joints, la question de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités n'est le plus souvent pas traitée en ingénierie ou dans les travaux de recherche. Par conséquent, il n'existe pas de démarche de modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints d'une fondation de barrage. Le rapport de Ruggeri (2004) sur la sécurité contre le glissement des barrages-poids existants présente un résumé des réglementations ou directives que plusieurs pays se sont dotés. Concernant la détermination des paramètres de cisaillement, aucun pays n'est doté d'une procédure explicite qui favorise une abondance des données de cisaillement des discontinuités, nécessaire pour déployer des démarches statistiques.

Par ailleurs, bien que la résistance au cisaillement des joints puisse être obtenue en laboratoire par essai de cisaillement direct, nous sommes dans l'impossibilité de tester plusieurs échantillons afin de garantir une certaine représentativité. Ces essais prennent du temps, exigent des coûts conséquents et sont complexes. De plus, les résultats des essais ne seront pas fiables si les échantillons sélectionnés ne sont pas représentatifs des conditions in situ. La pratique

actuelle consiste à caractériser la fondation des barrages à partir d'une étude géologique qualitative, d'une campagne de carottage, puis à réaliser des essais de cisaillement en laboratoire sur des joints provenant des carottes de forage et/ou des essais de cisaillement direct in situ. On doit ensuite convertir les résistances de ces essais de cisaillement en laboratoire en résistances représentatives des propriétés à l'échelle du barrage grâce à des méthodes de classification de terrain (RMR, GSI, Q).

L'évaluation de la sécurité d'un barrage-poids vis-à-vis du mécanisme de cisaillement dans les fondations nécessite la prise en compte des incertitudes des propriétés de résistance au cisaillement, notamment la modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement le long des surfaces potentielles de ruptures. Pour cela, il existe actuellement deux principaux verrous : d'une part le manque de données relatives aux propriétés de résistance au cisaillement ; d'autre part l'absence de méthodologie destinée à la prise en compte de la variabilité spatiale des propriétés de résistance sur les discontinuités.

L'objectif de ce projet de thèse est de lever ces verrous en proposant :

- une méthodologie expérimentale alternative à l'essai de cisaillement direct (coûteux en temps et en argent) pouvant être relativement simple à mettre en œuvre, et qui permet de générer des données quantitatives abondantes de cisaillement pour analyser la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement. Cette méthodologie devra être couplée à un modèle empirique d'évaluation de la résistance au cisaillement.
- une méthodologie d'analyse de variabilité spatiale le long d'une discontinuité, permettant de prendre en compte les effets de réduction de variance.

Au contexte actuel des outils et des méthodes de justification de la résistance à l'effort tranchant d'une fondation rocheuse de barrage-poids, cette démarche doit aussi pouvoir être mise en œuvre.

Le résultat attendu de cette thèse est ainsi une procédure théorisant les différentes étapes qui mènent à l'évaluation de la sécurité du barrage face au risque de glissement. Cette procédure se construira sur l'étude d'un barrage se trouvant au Québec, qui est bien documenté et offre des possibilités d'acquérir d'autres données selon les besoins de la thèse.

Structuration du mémoire de thèse

Ce manuscrit s'organise en 3 parties.

La partie I est composée de trois chapitres et constitue une synthèse bibliographique. Le Chapitre 1 traite les questions relatives à la modélisation des massifs rocheux de fondations et la caractérisation du comportement en cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses. Le Chapitre 2 expose les méthodes classiques de prise en compte de l'incertitude des propriétés de résistance du rocher et d'intégration de ces incertitudes dans la justification des fondations de barrages-poids. Ces deux chapitres permettent d'élaborer la proposition de thèse (chapitre 3) qui spécifie les questions scientifiques traitées dans ce travail de recherche.

La partie 2 regroupe deux chapitres et constitue le cœur du développement de connaissances nouvelles du travail de recherche. Le chapitre 4 est consacré à la définition de la méthodologie expérimentale et à sa validation. Cette méthodologie expérimentale a pour but de récolter des données quantitatives de caractérisation du cisaillement des discontinuités. Le chapitre 5

propose une démarche de modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement de discontinuités. Cette démarche fait l'objet d'une application dans un cas d'étude de barrage.

La partie 3 est un chapitre (Chapitre 6) consacré à la mise en œuvre de la démarche de modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement dans plusieurs méthodes de justification à l'effort tranchant d'une fondation rocheuse de barrage-poids. L'accent est mis sur la marge de sécurité apportée par la prise en compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités.

Partie I :

Etat de l'art et contexte de la justification de la stabilité au glissement des fondations rocheuses des barrages-poids

Chapitre 1 : Modélisation des massifs rocheux

« Le massif rocheux se présente le plus souvent comme un milieu hétérogène discontinu, comprenant deux types d'éléments : les blocs rocheux et les discontinuités. Les blocs rocheux représentent la majeure partie du volume du massif rocheux. Leurs propriétés mécaniques sont celles de la roche (matrice rocheuse) qui les constitue et peuvent être déterminées à partir d'essais sur échantillons et à grande échelle à partir d'essais géophysiques. Le terme "discontinuité" est utilisé pour désigner toute surface qui interrompt physiquement la continuité de la matrice rocheuse et ses propriétés mécaniques, hydrauliques et thermiques. Cette surface est en général assimilable sur une certaine étendue à un plan. Les discontinuités ne représentent qu'un faible volume. Du fait de leur déformabilité, de leur faible résistance vis-à-vis de certaines sollicitations (cisaillement) et de leur conductivité hydraulique, elles jouent un rôle prépondérant dans le comportement du massif rocheux » (Panet 1976).

La détermination des propriétés mécaniques d'un massif rocheux nécessite un phasage des reconnaissances (CFMR 2003). La première étape est l'établissement d'un modèle géologique qui définit les lois de l'assemblage des blocs rocheux et des discontinuités. La deuxième étape consiste à définir le modèle mécanique qui permet d'évaluer les propriétés de résistance. Ces deux étapes sont décrites dans ce chapitre afin de mettre en lumière le rôle des discontinuités dans le comportement en cisaillement d'un massif de fondation de barrage-poids. Enfin, nous examinons le comportement en cisaillement des discontinuités des fondations dans le but de répondre à la question de la caractérisation de cette propriété.

1.1 Modèle géologique du massif

Dans cette partie, nous définissons premièrement les paramètres permettant de décrire la géométrie des discontinuités. Puis, nous décrivons comment réaliser une analyse structurale du massif afin de déterminer la distribution spatiale des discontinuités.

1.1.1 Définition des paramètres géométriques des discontinuités

Il existe plusieurs types de discontinuités dont les plus fréquentes sont les diaclases, les failles et les stratifications. Les paramètres géométriques des discontinuités sont l'orientation, l'espacement et la persistance (Blès 1981).

1.1.1.1 L'orientation

Elle définit la position du plan de la discontinuité dans l'espace par rapport au Nord, et peut être donnée de deux manières :

- La première, qui utilise l'azimut du vecteur pendage $\alpha_p [0 - 360^\circ]$ et l'angle de pendage $\beta [0 - 90^\circ]$, est celle qui est actuellement recommandée par l'AFTES (2003) pour la restitution des résultats de l'orientation;
- La seconde, qui repose sur la direction de l'horizontale du plan $\alpha [0 - 180^\circ]$, l'angle de pendage $\beta [0 - 90^\circ]$, était habituellement employée pour effectuer des mesures sur le terrain (Panet 1976).

1.1.1.2 L'espacement

C'est la distance e_i entre deux discontinuités d'une même famille directionnelle mesurée perpendiculairement à celles-ci.

On mesure en fait sur le terrain la distance entre deux intersections successives des traces des discontinuités avec la ligne de levé (*measuring line*). Cette mesure est en général biaisée, car elle dépend de l'extension des discontinuités (à nombre de traces égales sur une surface, les traces longues ont plus de chance d'être intersectées par la ligne de mesure et apparaissent donc plus rapprochées) et de la direction de la ligne d'échantillonnage (Hoek et Brown 1980).

1.1.1.3 L'extension ou la persistance

L'extension des discontinuités correspond à la surface totale de la discontinuité dans l'espace. C'est un paramètre important puisqu'il contrôle, avec l'espacement, la connectivité du réseau, et donc la perméabilité du massif et le volume des blocs intacts (CFMR 2003). L'extension des systèmes de joints contrôle aussi les glissements de grande échelle. Ce paramètre est important pour l'étude de la stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrages-poids, par exemple.

La persistance n'est pas directement mesurable. Il existe des méthodes qualitatives et quantitatives pour caractériser ce paramètre géométrique (Panet 1976, Hoek et Brown 1980, Blès 1981, Ozkaya 2003).

Une caractérisation géologique descriptive permet d'évaluer qualitativement la persistance des discontinuités. Cette approche se base sur l'histoire géologique qui retrace les mécanismes de formation des discontinuités et leur typologie. Elle s'appuie aussi sur les données d'observation des traces sur les affleurements. Le Tableau 1 montre la description de la persistance en fonction des classes de longueur de traces selon l'ISRM (*International Society of Rock Mechanics*).

Tableau 1 : Estimation qualitative de la persistance à partir des traces sur l'affleurement (ISRM, 1978)

Description suggérée par l'ISRM	Longueur de la trace (m)
Persistance très faible	<1
Persistance faible	1 - 3
Persistance moyenne	3 - 10
Persistance élevée	10 - 20
Persistance très élevée	> 20

Par ailleurs, il existe des approches quantitatives qui permettent d'estimer la persistance à partir des longueurs observables des intersections avec le plan d'affleurement (traces des discontinuités). Cependant ces données doivent toujours être confrontées à l'approche qualitative qui consiste à identifier les fractures par leur typologie et leur mécanisme de formation. Cela permet d'évaluer la représentativité de ces méthodes (Hoek et Brown 1980, Ozkaya 2003).

1.1.2 Analyse structurale du massif

Les discontinuités d'un massif rocheux n'ont pas une orientation arbitraire, mais sont souvent organisées en familles directionnelles dont le nombre est lié aux phénomènes géologiques et mécaniques intervenant lors de la formation et à l'histoire tectonique du massif (AFTES 2003). L'étude de la répartition des discontinuités en familles directionnelles est faite sur la base du traitement des paramètres d'orientation (azimut et pendage). Une famille de discontinuités est un ensemble de discontinuités qui présentent des orientations avoisinantes. La méthode d'analyse la plus couramment utilisée est la projection stéréographique (annexe A).

Lorsque les différentes familles sont identifiées, l'étude est complétée par l'analyse statistique de chaque famille à partir de la réalisation d'histogrammes de distribution des paramètres géométriques tels que l'orientation, l'espacement et la persistance (Hoek et Brown 1980, AFTES 2003).

1.2 Modèle mécanique du massif

Nous présentons d'abord dans cette section, la définition du modèle mécanique en fonction des discontinuités et de l'échelle de l'ouvrage. Ensuite, les méthodes de caractérisation des propriétés mécaniques du massif sont présentées. Enfin, quelques méthodes de géomodélisation qui permettent d'analyser numériquement la stabilité du massif sont discutées afin de choisir le géomodeleur qui pourra être utilisé dans ce travail de thèse.

1.2.1 Modèle de comportement mécanique du massif rocheux en fonction des discontinuités et de l'échelle de l'ouvrage

Pour effectuer une analyse de stabilité des fondations, il est nécessaire d'identifier au préalable par hypothèse, le modèle de comportement mécanique du massif le plus envisageable. La résistance de la matrice rocheuse est souvent plus élevée que celle des discontinuités et par conséquent la résistance du massif rocheux est très influencée par ses discontinuités. Trois critères peuvent être utilisés pour prédire le mécanisme de rupture du massif rocheux (Hoek et Brown 1980) :

- l'effet d'échelle pris en compte en comparant l'échelle d'espacement des discontinuités et la taille de l'ouvrage ;
- le degré d'ouverture des discontinuités étant donnée qu'une discontinuité ouverte et sans résistance au cisaillement rend le massif anisotrope ;
- la possibilité de grands déplacements avec la recherche de la cinématique de rupture la plus plausible et qui est contrôlée par la persistance et l'orientation pouvant être défavorable.

Les modes de ruptures du massif dépendent principalement du nombre de discontinuités, mais aussi de l'échelle de l'ouvrage (Hoek et Brown 1980). Si les distances entre discontinuités sont grandes par rapport à l'échelle de l'ouvrage, le massif rocheux peut être considéré comme un matériau continu. De plus, pour un massif très fracturé avec des distances entre discontinuités courtes par rapport à l'échelle de l'ouvrage, l'hypothèse d'un corps continu est envisageable. Selon Hoek et Brown (1980), l'exception est faite pour des configurations comportant des discontinuités prononcées: par exemple un massif rocheux fracturé par plus de trois familles parmi lesquelles figure une discontinuité persistante, remplie d'argile. Dans ces cas, la

discontinuité prononcée est modélisée séparément pendant que le massif rocheux fracturé est considéré comme un corps continu.

Lorsque les distances entre discontinuités sont intermédiaires par rapport à l'échelle de l'ouvrage, le massif est considéré comme un matériau discontinu (Figure 1 et Figure 2). Le massif est considéré comme un milieu avec des éléments discrets qui peuvent présenter des grands déplacements, des rotations et des détachements (Barton 1973, Hoek et Brown 1980).

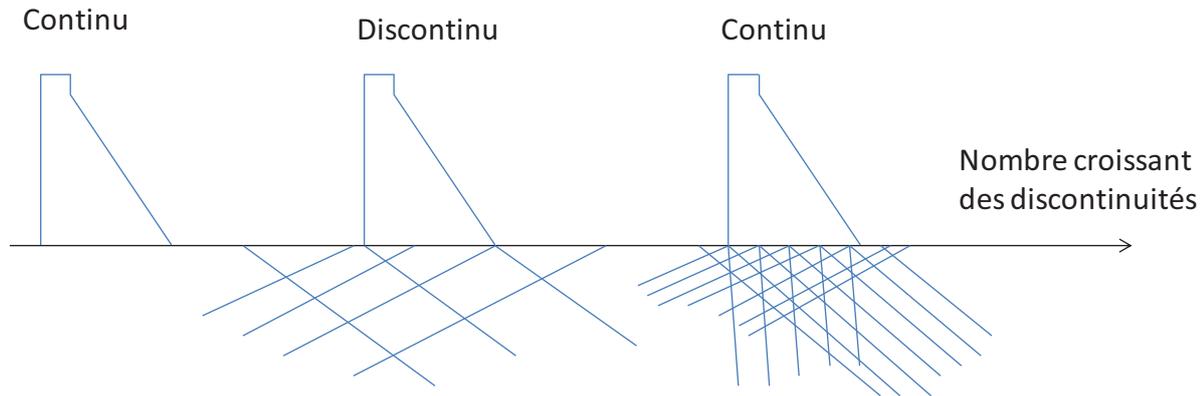


Figure 1: Illustration des choix de modèle du massif avec un nombre croissant de discontinuités (échelle constante)

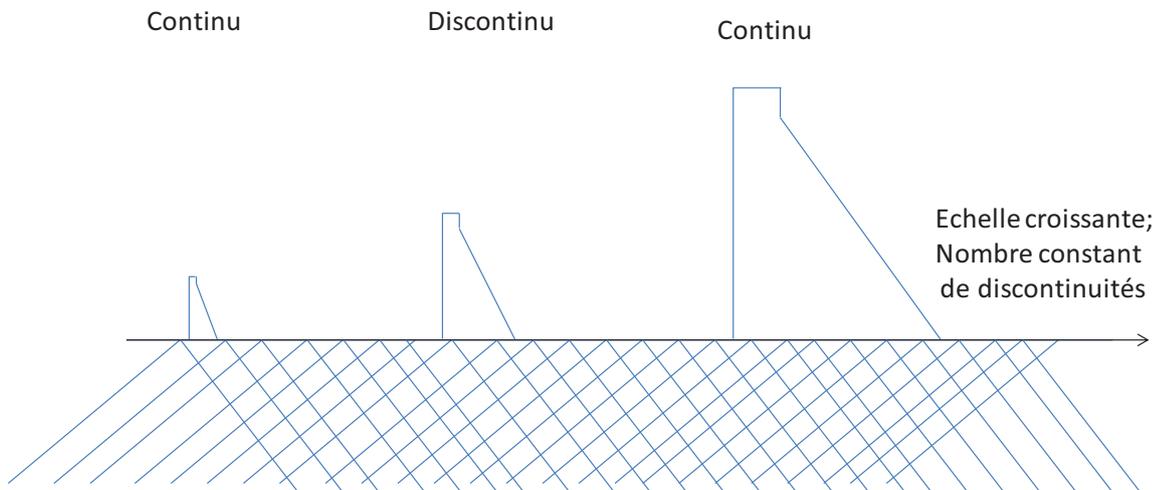


Figure 2 : Illustration des choix de modèle du massif en fonction de l'ouvrage

1.2.1.1 Propriétés d'un massif homogénéisé

Le massif rocheux peut être considéré comme homogène et assimilable à un milieu continu isotrope au regard des charges transmises par le barrage et de la faible influence des discontinuités (Johansson 2005, Sétra 2009). Les reconnaissances géologiques et géotechniques permettent de déterminer l'ensemble des caractéristiques descriptives principales du massif rocheux et d'utiliser différentes classifications disponibles en mécanique des roches. Nous présenterons celles qui sont plus adaptées aux fondations des barrages.

A) L'indice RMR (*Rock Mass Rating*) de Bieniawski

Cette classification (Singh et Goel 1999, AFTES 2003, CFMR 2003) a été développée par Bieniawski en 1973. Elle se base sur l'évaluation de différents paramètres à l'aide d'un coefficient numérique. Ainsi, la valeur de RMR peut varier de 0 à 100 (de qualité très pauvre à qualité très bonne).

Six paramètres sont nécessaires pour obtenir ce coefficient de classification : 1) la résistance à la compression uniaxiale de la roche saine ; 2) la valeur de l'indice RQD (*Rock Quality Designation*) pour le massif rocheux ; 3) l'espacement des discontinuités ; 4) l'état des discontinuités ; 5) les conditions hydrauliques ; 6) l'orientation des discontinuités.

Le RQD permet de déterminer le degré de fracturation de la roche pour en déduire la qualité globale du massif rocheux. Il est défini par Deere (1963) comme étant le pourcentage de fracturation des carottes de roche qui ont une longueur égale ou supérieure à 10 cm sur la longueur totale du forage.

La classification RMR prend en compte un certain nombre de caractéristiques principales géologiques et géotechniques pour déterminer un indice global attribué au massif (indice RMR). Cet indice permet ainsi de caractériser la résistance au cisaillement du massif homogénéisé par corrélation avec son angle de frottement et sa cohésion.

B) L'indice Q de Barton et al. (1974)

En s'appuyant sur plus de 1000 cas d'excavations souterraines (tunnels et cavernes), Barton et al. ont proposé l'indice Q (Singh et Goel 1999, AFTES 2003). Ils ont défini le *Rock Mass Quality* Q tel que :

$$Q = \frac{RQD}{J_n} * \frac{J_r}{J_a} * \frac{J_w}{SRF} \quad 1.1$$

Avec, J_n : un nombre caractérisant l'ensemble formé par les familles de joints, J_r : la rugosité des joints, J_a : l'altération des joints, J_w : le facteur de réduction hydraulique des joints. SRF est le facteur de réduction des contraintes (*Stress Reduction Factor*). Le RQD (*Rock Quality Designation index*) caractérise la fracturation.

C) L'indice GSI de Hoek et Brown (1980)

Le GSI (*Geological Strength Index*) n'est pas directement un système de classification, mais constitue une étape intermédiaire pour la détermination des propriétés mécaniques du massif rocheux, utilisant les formules empiriques proposées par Hoek et Brown (1980). Le GSI est dérivé des variantes du RMR et de l'indice Q notées RMR' et Q'. On peut aussi déterminer le GSI à partir de la description géologique du massif.

Les travaux de Hoek et Brown (1980) proposent d'étendre au massif le critère de rupture de forme parabolique proposé pour la matrice, en l'adaptant sous la forme généralisée suivante :

$$\sigma'_1 = \sigma'_3 + \sigma_{ci} \cdot \left[\frac{m_b \cdot \sigma'_3}{\sigma_{ci}} + s \right]^a \quad 1.2$$

σ'_1 et σ'_3 sont respectivement les contraintes principales maximale et minimale à la rupture. a, s et m_b sont des constantes caractéristiques du massif rocheux et s'exprime en fonction de GSI. σ_{ci} est la résistance à la compression simple de la matrice rocheuse. À partir de la formulation de Hoek et Brown (1980), des valeurs d'angle de frottement et de cohésion du massif homogénéisé peuvent être déduites par linéarisation de la courbe intrinsèque donnée par l'équation 1.2 dans la gamme de contraintes concernées par l'ouvrage (Hoek et Brown 1997).

D) Limites de l'homogénéisation du massif rocheux

Bien que pratique, les méthodes basées sur l'homogénéisation du massif ne sont pas capables de représenter correctement les mécanismes de déformation impliquant des mouvements tels que : le détachement, le glissement ou la rotation des blocs (Vargas 1985). L'influence des discontinuités sur la réponse mécanique d'un massif soumis à un chargement a longtemps été reconnue dans la littérature (Goodman et Taylor 1968, Cundall 1971, Bandis et al. 1983). Dans les situations de faibles contraintes telles que les fondations rocheuses de barrage, les discontinuités exercent une influence plus importante sur le comportement du massif que les propriétés de la roche intacte (Hammah et al. 2008). Une prise en compte explicite des joints est un pré requis pour une modélisation réussie du massif rocheux, en l'occurrence dans les fondations de barrage.

1.2.1.2 Propriétés mécaniques d'un massif considéré comme un milieu discontinu

La représentation du massif par un milieu discontinu doit être appliquée lorsque les données structurales du massif rocheux sont prédominantes et induisent des mécanismes de rupture polarisés liés à l'orientation et à la position des plans de discontinuités du massif. Dans ce cas, une approche homogénéisée n'est pas applicable et il est nécessaire de prendre en compte la structure du massif, car les plans de discontinuités (stratification, foliation, schistosité, failles) constituent des plans de faiblesses par lesquels sont induits et se développent les mécanismes de rupture simples ou complexes. Dans la mesure où les discontinuités sont des zones de faiblesse marquées du massif, la prise en compte explicite des caractéristiques matricielles dans la modélisation en milieu discontinu est peu fréquente et correspond à des cas particuliers (Hoek et Brown 1980, Sétra 2009, Merrien-Soukatchoff et Korini 2011).

Même si le massif est considéré comme un milieu discontinu, cela ne permet pas d'identifier le mode de rupture. La raison est la complexité de ce mode de rupture qui dépend des propriétés de résistance et de déformation de la matrice rocheuse et des joints, ainsi que de la distribution des joints. Il sera difficile d'anticiper ou de prédire la manière avec laquelle apparaît la rupture du massif (Manfredini et al. 1975, Stimpson 1978). Cela nous renvoie à l'utilisation de méthodes numériques ou à la géomodélisation.

1.2.1.3 La géomodélisation du massif rocheux

Les lois caractérisant le processus de répartition des fractures dans l'espace ainsi que les paramètres géométriques des fractures sont estimés à partir du traitement statistique des discontinuités. Ces lois sont introduites dans des modèles géométriques de simulation appelés géomodeleurs qui génèrent les fractures dans un espace bi ou tridimensionnel. Ces géomodeleurs permettent ensuite de mener des analyses de stabilité du massif rocheux. Dans la littérature, on recense deux méthodes principales pour modéliser un massif : les méthodes des blocs clés et les méthodes de calcul en déformation qui regroupent les éléments finis et les éléments distincts (Tahiri 1992).

Ces familles de géomodeleurs donnent la possibilité d'intégrer la variabilité des données d'entrées de résistance du massif par des variables aléatoires, puis de mener des analyses probabilistes de stabilité.

A) La méthode des blocs clés

La méthode des blocs clés a été développée par (Goodman et Shi 1985) pour permettre de détecter les blocs qui mettent en danger la stabilité du massif. Selon la méthode, le réseau de discontinuité divise le massif en un ensemble de blocs. La création d'une excavation dans le massif expose sur la surface libre un nombre de blocs dont certains par leur géométrie sont susceptibles de se déplacer vers le vide et peuvent entraîner la chute d'une partie ou de la totalité des blocs du massif. Si ces blocs sont fixés, le massif sera stable. Ces blocs sont alors les clés de la stabilité et sont appelés blocs clés. L'analyse de la stabilité par blocs clés est basée sur l'analyse de l'équilibre limite des forces entrant en jeu. On suppose que la rupture se réalise sur toute la surface de glissement concernée. RESOBLOK est un logiciel de recherche basé sur ce principe et développé par l'INERIS au sein du LAEGO (Laboratoire Environnement Géomécanique et Ouvrage) (Merrien-Soukatchoff et Korini 2011). Quand bien même cette méthode permettrait d'identifier les blocs amovibles qui menacent la stabilité, le calcul de stabilité d'un bloc ne prend pas en compte l'effet de l'action des autres blocs (Tahiri 1992). Aussi cette méthode ne permet pas d'identifier les mécanismes de déformation et de rupture complexe sur un plan géométrique ni les phénomènes importants de déformation et de rupture progressive sur un plan mécanique (Tahiri 1992).

B) Les méthodes de calcul en déformation

B.1) la méthode des éléments finis

La méthode des éléments finis (MEF) trouve son application principale dans l'analyse du comportement mécanique des milieux continus, déformables comme les massifs rocheux homogénéisés. Cette méthode consiste à substituer au domaine réel étudié une géométrie approchée formée par un ensemble d'éléments de géométries simples et de dimensions finies qui restent liés entre eux. L'état de déformation d'un élément est déterminé à partir de l'état de contrainte de l'élément et des lois de déformation du milieu (Chateaufort 2010). Cette méthode a été étendue pour les massifs discontinus (non homogénéisés) grâce à l'introduction d'éléments spéciaux pour modéliser les diverses surfaces des discontinuités. Ces éléments spéciaux sont appelés éléments-joints, caractérisés par des rigidités normales et tangentielles (Goodman et Taylor 1968, Zienkiewicz et al. 1970). *Phase²* est un logiciel de Rocscience basé sur ce principe (Hammah et al. 2009). L'avantage de la méthode des éléments finis est la possibilité de modéliser le comportement des massifs homogénéisés et des massifs discontinus. Cependant la méthode des éléments finis présente certaines limites. Due à la condition fondamentale d'analyse continue de la compatibilité du déplacement aux nœuds, la MEF ne permet pas les mouvements relatifs importants au niveau des joints tels que le détachement de blocs individuels (Tahiri 1992, Bargui 1997, Hammah et al. 2008). Néanmoins, elle est très utile pour déterminer le début des instabilités.

B.2) La méthode des éléments distincts

La méthode des éléments discrets a été mise au point par Cundall (Cundall 1971, Cundall et Hart 1985, Starfield et Cundall 1988) afin de prendre en compte le comportement discontinu des massifs, c'est-à-dire, à la fois les mouvements des blocs les uns par rapport aux autres (grands déplacements relatifs des joints), le détachement des blocs et les nouveaux contacts qui

s'établissent au fur et à mesure que les blocs évoluent dans l'espace. Les interfaces entre blocs sont modélisées par des lois liant forces et déplacement au niveau des contacts entre blocs. UDEC (développé par Itasca Consulting Group, Inc.) conçu avec ce principe est le logiciel le plus répandu en ingénierie. Cependant l'un des problèmes majeurs de la modélisation par la méthode des blocs est de localiser les nouveaux contacts qui se créent au cours des itérations successives. Il faut chercher systématiquement pour tous les couples de blocs, l'apparition des nouveaux contacts et ceci coûte très cher en temps de calcul (Tahiri 1992, Alfonsi et al. 1998). Les calculs numériques consistent en partie à résoudre des équations différentielles. Cela occasionne parfois des problèmes de convergence qui sont dus généralement aux oscillations propres du système et au mauvais choix des coefficients d'amortissement (Tahiri 1992).

D) Discussion sur les géomodeleurs

L'intérêt de la thèse est porté sur l'analyse de la stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrage. Les méthodes de blocs clés ou de blocs distincts sont les outils numériquement "naturels" pour modéliser les corps discontinus (Hammah et al. 2008). Par contre, la méthode des blocs clés convient moins pour notre contexte d'étude, car elle ne tient pas compte de l'interaction des blocs suivant un plan de glissement. La méthode des éléments distincts simule bien le comportement des massifs rocheux discontinus de fondations. Cependant, elle suscite des temps de calcul très longs et présente parfois des problèmes de convergence. La méthode des éléments finis trouve son application principale dans les milieux continus déformables. Néanmoins depuis l'introduction des éléments joint, elle offre aussi la possibilité de modéliser des milieux rocheux discontinus. Lorsque l'analyse de stabilité n'implique pas des grands déplacements relatifs des joints (détachement, séparation de blocs), elle reste une méthode applicable à notre contexte d'étude des fondations rocheuses de barrage.

La méthode des blocs distincts traduirait plus fidèlement le comportement des massifs avec différents types de déformations entraînées par ces discontinuités (glissement, détachement, rotation). Cependant pour des raisons opérationnelles (temps de calculs très longs, choix de certains paramètres d'entrée difficiles à calibrer tels que le facteur d'amortissement pour la méthode des blocs distincts), le choix se portera dans ce travail de thèse sur les géomodeleurs en éléments finis qui modélisent aussi les joints et déterminent le début des instabilités des différents types de déformation. Seuls les éléments finis permettent de modéliser des joints non persistants, limités dans la roche intacte et n'interceptant pas forcément d'autres joints (Hammah et al. 2008)

Synthèse

Le massif rocheux tel qu'une fondation de barrage-poids est un assemblage de blocs. Sa caractérisation nécessite un phasage des reconnaissances. Premièrement à travers un modèle géologique, on détermine le découpage du massif en blocs par l'évaluation de la distribution spatiale de ses discontinuités. Deuxièmement, un modèle mécanique du massif est choisi principalement en fonction du rapport entre l'espacement des discontinuités et la taille du barrage. Pour un rapport négligeable, le massif discontinu est simplifié en un corps continu équivalent. Lorsque les discontinuités polarisent le mécanisme de rupture, les propriétés de cisaillement sont caractérisées à partir de ces discontinuités.

L'homogénéisation du massif rocheux est une simplification de la réalité qui est un corps discontinu. L'utilisation des géomodeleurs qui permettent de simuler la distribution spatiale des discontinuités et de déterminer des mécanismes de ruptures est de nature à remettre en cause la

nécessité de faire une hypothèse d'un milieu continu. De ce fait, nous proposons dans ce travail de thèse de toujours considérer un modèle de massif discontinu que l'on simulera avec un géomodeleur. L'avantage est d'obtenir un mécanisme de rupture déduit d'un comportement qui s'approche davantage de la réalité.

Il existe plusieurs familles de géomodeleurs qui permettent d'intégrer les modèles géologique et mécanique afin de simuler la géométrie du massif et de mener des analyses de stabilité au glissement. Les géomodeleurs en éléments finis sont bien adaptés pour les massifs de fondations de barrage.

1.3 Résistance au cisaillement des discontinuités

La résistance au cisaillement développée le long des discontinuités peut être évaluée par deux démarches différentes. La première démarche est l'essai de cisaillement direct et la seconde est l'utilisation d'un critère empirique de rupture correspondant à une enveloppe de la résistance au cisaillement (ISRM 1978).

La résistance au cisaillement évaluée par des essais directs sur des épontes de discontinuités rocheuses constitue la démarche expérimentale de référence (Panet 1976, ASTM D5607-08 2008). Toutefois, ces essais mettent en œuvre des procédures expérimentales longues et coûteuses. Ceci conduit à la difficulté de tester plusieurs échantillons et souvent la représentativité des résultats peut être remise en question, car le massif rocheux est par nature un milieu spatialement hétérogène.

La deuxième démarche utilise des critères de rupture empiriques au moyen de protocoles expérimentaux, souvent rapides, peu coûteux et simples d'utilisation. L'utilisation des critères empiriques de rupture pourrait permettre d'accroître l'acquisition des données de cisaillement et de lever ainsi le verrou lié à la représentativité de l'échantillonnage (Grasselli et Egger 2003).

Dans cette optique, nous allons premièrement, à travers un essai de cisaillement direct, décrire le comportement en cisaillement d'un joint. Deuxièmement, nous discuterons des facteurs ou paramètres principaux influençant le comportement. Il s'agit de la rugosité de la surface du joint, de la contrainte normale, de l'emboîtement du joint et de l'effet d'échelle. Finalement, nous discuterons quelques critères empiriques déduits de ces études de comportement afin d'identifier ceux qui permettent une bonne estimation de la résistance au cisaillement des joints à travers des protocoles expérimentaux moins onéreux que l'essai de cisaillement direct.

1.3.1 Étude du comportement des joints en cisaillement

Cette section décrit premièrement le comportement en cisaillement d'un joint à travers un essai de cisaillement direct. On distinguera les joints liés et les joints non liés, non remplis.

1.3.1.1 Évaluation de la résistance au cisaillement des joints par l'essai de cisaillement direct à force normale constante

Dans ce qui suit, nous présentons d'abord le principe de l'essai de cisaillement direct, puis le comportement en cisaillement des joints non liés, non remplis et celui d'un joint lié avec la présence de cohésion.

A) Essai de cisaillement direct

L'essai de cisaillement direct est couramment utilisé pour étudier le comportement au cisaillement des discontinuités. Le principe et le matériel de ce type d'essai ont été décrits dans la norme française XF 94-424 et la norme américaine ASTM D 5607-02. Les appareils de cisaillement couramment utilisés autorisent un cisaillement dans une direction donnée. Ils disposent de trois degrés de liberté et peuvent facilement être asservis. Lorsqu'ils le sont, il existe quatre essais possibles (Belem 1997):

- Force normale constante (FNC) ;
- Contrainte normale constante (CNC) ;
- Rigidité (K) normale constante (KNC) ;
- Volume constant (VC).

En réalité, les observations in situ montrent que les états de chargements sont des intermédiaires bornés par le chargement sous contrainte normale constante et celui sous rigidité normale constante.

Pour étudier le comportement des joints sous les fondations de barrage, il est raisonnable d'admettre que les poussées hydrostatiques agissant sur le barrage ne sollicitent qu'en cisaillement les fractures de la fondation (Grasselli et Egger 2003). Cependant les pressions d'eau agissant au niveau des discontinuités réduisent la contrainte normale. Fort de ce constat, il a été considéré que les joints sont libres d'effectuer des mouvements dans le sens orthogonal (dilatance) pour des contraintes normales comprises dans une plage variant de 0,2 à 5 MPa (Grasselli et Egger 2003). Par conséquent, on juge que le test expérimental le plus approprié est la FNC. C'est pourquoi, pour la suite et dans le cadre de notre travail, nous utiliserons l'essai de cisaillement direct à force normale constante.

Le principe de l'essai de cisaillement direct à FNC consiste à appliquer une force normale constante puis à imposer un déplacement relatif des épontes dans le plan de la discontinuité. La dilatance de l'échantillon n'est pas empêchée, mais la contrainte normale ne reste pas constante. On enregistre la contrainte tangentielle τ et le déplacement relatif normal V entre l'éponte supérieure et l'éponte inférieure en fonction du déplacement relatif tangentiel U (Figure 3). Nous remarquerons que l'allure de la courbe de cisaillement est fonction de la rugosité des épontes et du degré d'imbrication.

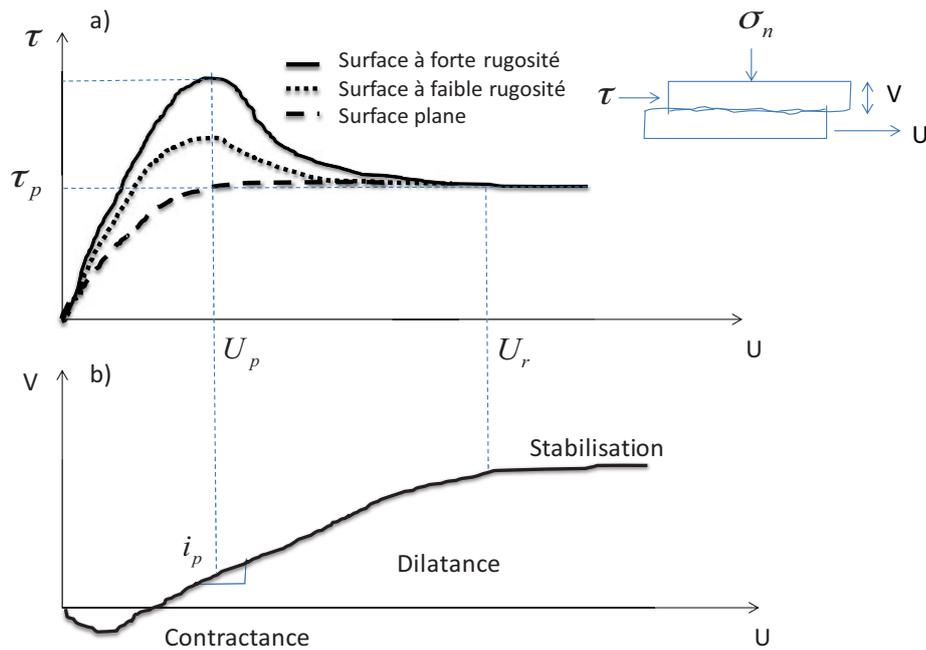


Figure 3: Courbe de cisaillement et de dilatance τ : contrainte tangentielle σ_n : contrainte normale ; τ_p : contrainte tangentielle au pic ; τ_r : contrainte tangentielle résiduelle ; U : déplacement tangentiel ; V : déplacement normal ; i_p : dilatance au pic d'après Panet (1976)

B) Comportement en cisaillement d'un joint non lié

Les courbes du comportement en cisaillement des joints soumis à une force normale constante ont été analysées par plusieurs auteurs (Patton 1966, Barton 1973, Leichnetz 1985).

Nous pouvons noter que la contrainte tangentielle ainsi que le déplacement normal évoluent avec le déplacement tangentiel. En ce qui concerne la contrainte tangentielle en fonction du déplacement tangentiel (Figure 3 A), elle évolue jusqu'à atteindre un pic d'une valeur τ_p à une abscisse U_p , puis elle diminue progressivement jusqu'à atteindre une valeur résiduelle τ_r .

Ceci est le cas pour une discontinuité qui présente une rugosité marquée. A contrario, une discontinuité ayant une faible rugosité (surface quasi plane) ne présentera pas de pic de contrainte tangentielle, mais elle atteindra directement la valeur de contrainte tangentielle résiduelle τ_r .

Cependant, comme le pic de résistance se produit suite à un très petit déplacement, il peut être absent dans plusieurs cas. Donc le pic de contrainte n'est pas une caractéristique intrinsèque du mécanisme de cisaillement des discontinuités (Schneider 1976).

Les courbes de dilatance (Figure 3 B) présentent typiquement trois phases :

- Une phase initiale de **contractance**, c'est-à-dire que la variation de déplacement normal est négative et donc l'échantillon présente une hauteur qui diminue (les épontes se resserrent). Cette phase est couramment observée dans les essais de cisaillement et elle correspond à l'emboîtement initial des épontes ;
- Une phase de **dilatance** avec une pente moyenne élevée dont le maximum correspond généralement au pic de contrainte tangentielle. La dilatance représente la variation de la

déformation normale qui accompagne la déformation tangentielle. Elle est due aux glissements des aspérités du joint les unes sur les autres. Durant cette phase, et une fois le pic de contrainte tangentiel atteint, la dégradation des aspérités peut être observée (Gentier 2000) ;

- Enfin, une phase de **stabilisation** intervenant pour des déplacements tangentiels identiques à la phase de contrainte résiduelle. On observe alors un « polissage » des épontes, la dégradation des aspérités se poursuit.

La pente de la courbe de dilatance donne le taux de dilatance, notée \dot{V} , dont l'arctangente donne l'angle de dilatance i (Patton 1966).

C) Comportement en cisaillement d'un joint lié : existence de cohésion

Le cisaillement des joints liés peut se produire au sein des fondations rocheuses ou à l'interface barrage-fondation. Au sein des fondations, on observe fréquemment dans les roches l'existence de fissures discontinues constituées par un ensemble de fissures de persistance limitée, se relayant et situées sensiblement dans le même plan (Panet 1976). Lorsque la base du barrage est collée au fond de fouilles de fondations, l'interface barrage-fondation se présente sous la configuration d'un joint lié. Dans ces deux cas, la cohésion doit être caractérisée.

Pour déterminer la cohésion des joints liés béton-roche, (Lo et al. 1991) ont proposé pour le compte d'*Ontario Power Generation* (OPG), une méthodologie expérimentale basée sur la détermination de la courbe intrinsèque (τ vs. σ) en réalisant des essais triaxiaux. Brady et al. (2006) proposent la détermination de la cohésion à partir d'essais de traction directe et de la théorie de Griffith (1924), où la cohésion est prise égale à deux fois la résistance à la traction du joint lié (Brady et Brown 2006).

Bernaix (1974) a étudié le développement de la rupture dans une discontinuité comportant des ponts de matières par essai de cisaillement direct. Lorsqu'on augmente progressivement l'effort de cisaillement, la résistance au cisaillement est tout d'abord dépassée dans les zones fissurées. Cela entraîne un report d'effort sur les ponts de matières dont la résistance au cisaillement est plus élevée puis l'apparition de contraintes de traction vers l'extrémité des zones fissurées en arrière des ponts de matière. Ainsi des fissures secondaires de traction se développent sur les ponts de matière sans entraîner l'affaiblissement du matériau dans la direction de cisaillement. L'accroissement de l'effort de cisaillement entraîne la rupture des ponts de matière les plus sollicités. Cette fissuration est instable et induit un affaiblissement progressif de la roche dans la direction du cisaillement. Parallèlement au développement des ruptures apparaît une forte dilatance; l'effort de cisaillement passe par un maximum puis décroît jusqu'à la résistance résiduelle du matériau des épontes (Bernaix 1974).

L'analyse du comportement en cisaillement suscite la question de connaître la contribution de la cohésion c et de la friction ϕ_p sur la résistance au pic τ_p . La pratique actuelle (Ruggeri 2004) considère une contribution simultanée de ces deux composants $[c + \sigma_n \tan(\phi_p)]$; ce qui n'est pas réaliste selon (Barton 2012) qui suggère une contribution successive de la cohésion et de la friction $[c$ puis $\sigma_n \tan(\phi_p)]$. En effet Barton (2012) rappelle que la cohésion disparaît à de petites déformations tandis que la friction est mobilisée à des déformations plus grandes et est maintenue jusqu'à la fin du cisaillement.

Dans la suite de notre analyse bibliographique, nous allons nous focaliser sur les joints non liés et non remplis, car la caractérisation de la cohésion est une question scientifique à part entière

qui ne relève pas de ce travail de thèse. Ce dernier se concentrera sur l'étude de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints non liés et non remplis.

1.3.1.2 Facteurs influant sur la résistance au cisaillement

Parmi les facteurs qui influent sur le comportement en cisaillement des discontinuités, on peut citer selon Panet (1976): les caractéristiques géométriques des surfaces en contact (rugosité, irrégularité), la nature des épontes et leur degré d'altération, l'épaisseur et la nature du matériau de remplissage, le niveau des contraintes normales au moment du cisaillement, le niveau des contraintes normales préexistantes, la présence d'eau dans la discontinuité ou la teneur en eau du matériau de remplissage, la vitesse de cisaillement, l'amplitude du déplacement tangentiel et l'existence éventuelle de mouvements antérieurs suivant la même discontinuité (degré d'imbrication), l'orientation du cisaillement, la taille de l'échantillon (effet d'échelle).

Dans le contexte des fondations de barrage (ouvrage de surface), de joints non remplis, d'essais de cisaillement direct normalisé, les facteurs peuvent être réduits à quatre: la rugosité, le degré d'imbrication, la contrainte normale et l'effet d'échelle (Patton 1966, Barton 1973, Bandis et al. 1981). Rappelons que l'étude de la morphologie des épontes des discontinuités peut être caractérisée par deux éléments clés : la rugosité et le degré d'imbrication des épontes. La rugosité concerne uniquement une des épontes de la fracture tandis que le degré d'imbrication tient compte de l'ouverture entre les deux épontes qui la composent (Lopez 2000).

A) La rugosité des surfaces

La rugosité est matérialisée par la présence des aspérités de différentes échelles. Ces aspérités permettent une mobilisation de la dilatance qui accroît la résistance de cisaillement. Tout déplacement tangentiel à une contrainte normale donnée, va entraîner une augmentation du déplacement normal par le chevauchement des aspérités, ainsi qu'une augmentation de la contrainte tangentielle pour permettre ce chevauchement (Lopez 2000).

Patton (1966) utilise la notion d'aspérités et appréhende la rugosité à plusieurs échelles :

- à l'échelle de la structure de la roche, les aspérités sont de faibles tailles et reliées à la composition minéralogique : c'est la texture ;
- à l'échelle centimétrique, les aspérités sont de plus grande amplitude et constituent la rugosité de second ordre : c'est le cas du joint à l'échelle du laboratoire ;
- à l'échelle décimétrique, les surfaces présentent des ondulations d'amplitude centimétrique qui constituent la rugosité de premier ordre : c'est le cas d'une surface d'affleurement in situ ou de l'interface barrage-fondation.

La rugosité des surfaces peut être évaluée quantitativement à partir de mesures de la topographie des surfaces. Pour l'étude de la topographie des surfaces, il est nécessaire de déterminer l'élévation des aspérités par rapport à un plan de référence. Il existe deux approches pour mesurer la rugosité des surfaces de discontinuités (en général des profils en 2D) : par mesure avec contact ou sans contact. Elles peuvent utiliser des méthodes manuelles simples, des méthodes mécanoélectriques (techniques en contact) et de photogrammétrie ainsi que des méthodes optiques et acoustiques (techniques sans contact). De nombreux auteurs ont utilisé et développé ces techniques pour caractériser quantitativement les surfaces des fractures : (ISRM 1978, Maerz et al. 1990, Belem 1997, Belem et al. 2000, Homand et al. 2001, Feng et al. 2003).

L'approche de mesure par contact se base sur l'utilisation d'un instrument se déplaçant physiquement au contact de la surface rugueuse pour enregistrer des mesures selon des profils choisis ou sur une surface définie. Il y a plusieurs méthodes de mesure de la rugosité basées sur cette technique, par exemple :

- compas et disc-clinomètre ;
- règle plate graduée ;
- profilomètre mécanique ;

Les méthodes "sans contact" utilisent une technique de mesure qui permet de ne pas toucher physiquement la surface de fracture, et ainsi d'éviter des endommagements de la surface et d'augmenter la vitesse de mesure. On reconnaît :

- La photogrammétrie ;
- L'interférométrie ;
- La profilométrie laser.

La photogrammétrie est utilisée pour obtenir les coordonnées des points numérisés sur la surface des discontinuités. À partir de ces données, il est possible de tracer une carte en courbes de niveau ou des profils de la surface rugueuse (Riss et al. 1998).

L'interférométrie se base sur l'observation des franges d'interférences résultant de la réflexion d'un faisceau monochromatique et d'un faisceau laser entre la surface rugueuse mesurée et une surface étalon plane. Des franges apparaissent autour des points rugueux. Cette méthode d'observation optique est facile à utiliser pour les surfaces quasiment planes et relativement moins coûteuse que les autres techniques ; par contre, elle ne donne pas directement de valeurs chiffrées. Il faut comparer les contrastes avec ceux obtenus avec des étalons de rugosité (Montgomery 2006).

Le principe des profilomètres laser est d'émettre un faisceau laser sur la surface à mesurer et puis de détecter la réflexion grâce à un capteur laser. La tension de sortie du capteur est directement liée à la distance mesurée et enregistrée en fonction de la position du faisceau laser. Les données mesurées sont présentées sous la forme de coordonnées des points en 3D. Une source d'erreur importante de cette méthode est liée à la réfraction de surface qui dépend de la présence des cristaux de quartz ou de toute autre matière très réfléchissante (Belem 1997, Hoang 2010, Rousseau 2010).

B) Le degré d'imbrication (ouverture)

L'influence du degré d'imbrication des aspérités sur la résistance au cisaillement a été présentée par (Panet 1976). Quand le degré d'imbrication est faible, le nombre d'aspérités en contact, qui peut potentiellement glisser l'une sur l'autre est petit et la contrainte tangentielle nécessaire pour vaincre la résistance des aspérités est moins élevée. Donc la résistance au pic diminue avec la diminution du degré d'imbrication. Le déplacement relatif nécessaire pour atteindre la contrainte maximale est plus important pour des joints de faible imbrication. A l'état actuel des travaux de recherche, il n'existe pas de procédure objectivement rationnelle pour quantifier le degré d'imbrication des joints (Zhao 1997). Les travaux de thèse de Fathi (2015), menés au laboratoire de mécanique des roches de l'Université de Sherbrooke abordent cette problématique.

C) La contrainte normale

Des études (Patton 1966, Engelder et Scholz 1976) démontrent que les valeurs de contrainte tangentielle, que ce soit au pic ou dans la partie résiduelle, augmentent avec la contrainte normale, mais l'angle de frottement diminue. Ceci s'explique par le fait que l'augmentation de contrainte normale rend plus difficile le glissement des aspérités les unes sur les autres et le cisaillement s'effectue à la base des aspérités ; d'où une dilatance moins prononcée surtout pour des surfaces plus rugueuses (Flamand 2000).

D) l'effet d'échelle sur les propriétés de résistance au cisaillement

La résistance au cisaillement au pic est fortement liée à l'échelle d'évaluation. Les travaux de (Bandis et al. 1981), ont montré que la résistance au cisaillement diminue de manière non linéaire avec l'augmentation de la taille de l'échantillon avant de tendre vers une asymptote. Selon ces auteurs, les aspérités petites et raides contrôlent le cisaillement au pic des joints de petite surface tandis que les aspérités grandes et aplaties contribuent de plus en plus au détriment des petites aspérités dès que la taille des surfaces s'accroît. Leurs études montrent que l'accroissement de l'échelle change de manière significative les propriétés de cisaillement : l'augmentation du déplacement tangentiel au pic; la diminution de l'angle de dilatance au pic; la diminution de la rigidité tangentielle; la disparition progressive du pic de contrainte (Figure 4).

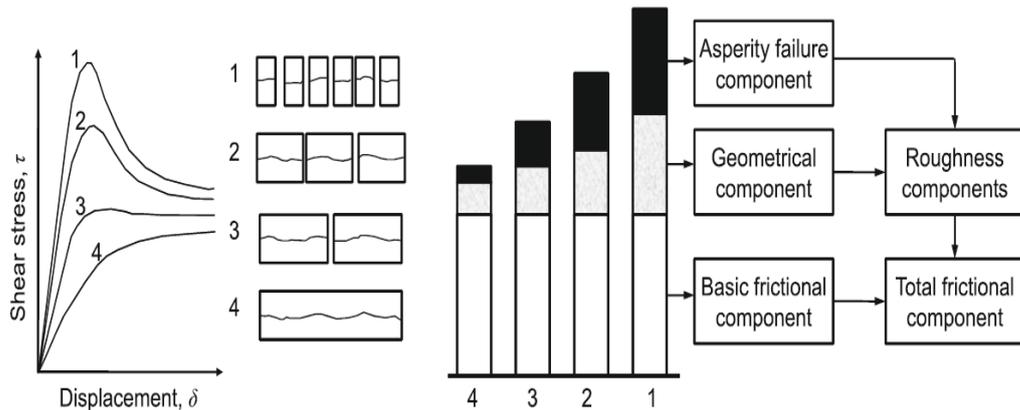


Figure 4: Influence de la taille sur le comportement en cisaillement d'après Bandis et al. (1981)

À partir d'essais de cisaillement direct sur des échantillons carrés de joints de 5 cm à 40 cm, Bandis et al. (1981) proposèrent alors une relation permettant de déterminer la valeur de JRC_n (paramètre quantitatif de rugosité des joints de grande taille L_n) à partir de JRC_0 (paramètre quantitatif de rugosité des joints de taille $L_0 = 10$ cm). Une formulation équivalente a aussi été proposée pour évaluer l'effet d'échelle sur la résistance en compression des joints de JCS:

$$JRC_n = JRC_0 \left[\frac{L_n}{L_0} \right]^{-0,02 JRC_0} \quad JCS_n = JCS_0 \left[\frac{L_n}{L_0} \right]^{-0,03 * JCS_0} \quad 1.3$$

Avec l'indice « n » qui correspond aux données obtenues à l'échelle du terrain et l'indice « 0 » à celles obtenues en laboratoire. L est la taille de l'échantillon de joint.

Ces formules empiriques sont applicables sur des discontinuités de taille inférieure à 5 m (Bandis et al. 1981, Tatone et Grasselli 2012).

Cependant, l'influence de la taille de l'échantillon sur la résistance au cisaillement reste toujours une interrogation. Plusieurs auteurs ont trouvé expérimentalement, une résistance qui augmente en fonction de la taille de l'échantillon (Krsmanovic et Popovic 1966, Pratt et Black 1974, Kutter et Otto 1990, Giani et al. 1995, Leal-Gomes 2003, Johansson 2009). En effet, une surface lisse présentant de grandes ondulations aura un effet d'échelle qui sera positif (résistance croissante en fonction de la taille de l'échantillon). Quand bien même l'effet positif ou négatif de la taille de l'échantillon sur la résistance au cisaillement ne serait pas à priori défini, la contribution de la morphologie reste l'élément clé de l'effet d'échelle.

Lorsqu'on veut étudier l'effet d'échelle sur des surfaces plus grandes, l'essai de cisaillement présente ses limites. Ainsi, certains auteurs ont numérisé des surfaces d'affleurement et ont étudié l'effet d'échelle de la rugosité à travers des paramètres de rugosité (fractales, Z_2 etc.)

Fardin et al. (2001) ont étudié la relation entre la taille de l'échantillon et les paramètres fractals de rugosité sur une surface rocheuse plane de 1000*1000 mm présentant une rugosité faible. Les résultats montrent une rugosité qui diminue lorsque la taille de l'échantillon augmente jusqu'à une taille minimale appelée point de stationnarité au-delà de laquelle la rugosité se stabilise. Feng et al. (2003) ont repris la même méthodologie sur une surface plane de granite à granulométrie moyenne, plus rugueuse de 4000*4000 mm et les résultats confirment l'existence d'un point de stationnarité. (Fardin et al. 2001, Feng et al. 2003)

D'autres auteurs ont numérisé des grandes surfaces d'affleurements et ont obtenu des résultats menant à une conclusion d'un effet positif de l'échelle sur la rugosité (Swan et Zongqi 1985, Cravero et al. 1995, Leal-Gomes 2003, Fardin 2008, Ueng et al. 2010, Tatone et Grasselli 2012).

Synthèse

L'essai de cisaillement direct permet d'avoir une bonne estimation de la résistance au cisaillement des joints non liés. Quand les épontes sont rugueuses et bien imbriquées, nous observons une résistance au pic puis un radoucissement vers la valeur résiduelle qui résulte du phénomène de dilatance et de la dégradation des aspérités. Lorsque les surfaces de cisaillement sont moins rugueuses ou mal imbriquées, la résistance croît pour tendre vers la valeur résiduelle.

La contribution de la rugosité est d'autant plus importante que la contrainte normale appliquée est faible. Pour des configurations de contrainte normale faible telles que le cas des barrages-poids, la rugosité deviendrait un paramètre clé pour estimer la résistance au cisaillement.

À partir de la synthèse des travaux sur l'effet d'échelle du cisaillement, nous constatons que cette question n'est pas tranchée. A l'état actuel des connaissances et dans une optique d'aller dans le sens de la sécurité, la question de l'effet d'échelle nécessiterait plutôt une caractérisation spécifique au lieu d'une extrapolation au moyen de formules empiriques.

1.3.2 Les modèles pour évaluer la résistance au cisaillement des joints non liés

Le dénominateur commun des modèles empiriques d'estimation de la résistance au cisaillement, est la tentative de modéliser la contribution de la rugosité des joints dans la résistance au cisaillement. En effet, il est généralement connu que la résistance au cisaillement le long des joints rocheux est la somme de deux composants : le premier étant la résistance à la friction qui résulte de deux surfaces planes glissant l'une sur l'autre et le second vient de la résistance au

glissement et à la rupture des aspérités engendrées par la rugosité (Patton 1966, Barton 1972, Barton 1973, Tse et Cruden 1979).

1.3.2.1 Modèle de Patton (1966)

Patton a réalisé des essais sur des échantillons faits d'un mélange de kaolin et de plâtre avec des discontinuités en forme des dents de scie de différents angles d'inclinaison $i = 25^\circ, 35^\circ, 45^\circ$ (Figure 5). Il a observé que chaque courbe enveloppe (courbe de résistance au cisaillement au pic) définie par ces essais de cisaillement, peut être représentée par un modèle bilinéaire. Ce modèle empirique implique deux modes de rupture différents, dépendant du niveau de la contrainte normale.

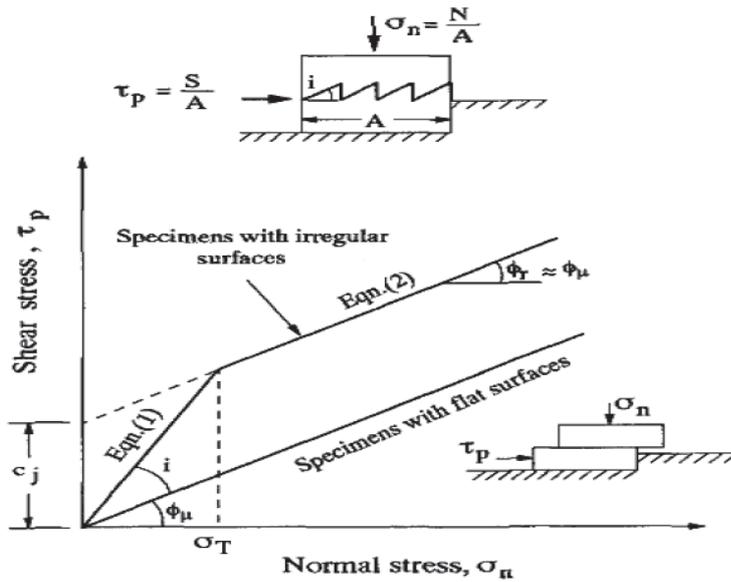


Figure 5: Modèle bilinéaire d'après Patton (1966)

Pour les valeurs faibles de σ_n , le mouvement relatif des épontes se traduit par un glissement suivant la direction des aspérités (pente i). Dans cette partie le rôle de la rugosité de la surface est accentué et s'exprime par la pente régulière des aspérités (i). Le premier segment de la courbe enveloppe bilinéaire a ainsi une inclinaison ($\varphi_\mu + i$) (où φ_μ est l'angle de frottement d'une surface plane non polie) et l'équation de la résistance au cisaillement correspondant à cette portion de la courbe s'écrit ($\sigma_n < \sigma_T$):

$$\tau_{pic} = \sigma_n \tan(\varphi_\mu + i) \quad 1.4$$

Où σ_T est la contrainte de transition entre le mode de glissement sur les aspérités et la rupture à travers la matrice de ces aspérités ; τ_{pic} est la contrainte de cisaillement au pic; A un niveau plus élevé de σ_n , le glissement de l'une sur l'autre des aspérités n'est plus possible. Ces aspérités sont cisailées. Le deuxième segment de la courbe bilinéaire correspondant aux contraintes normales élevées, a une inclinaison très proche de l'angle de frottement d'une surface plane non polie, φ_μ . La résistance de cette portion est donnée par l'équation de Mohr-Coulomb ($\sigma_n \geq \sigma_T$):

$$\tau_{pic} = c_j + \sigma_n \tan(\varphi_\mu) + \quad 1.5$$

Où

1.3.2.2 Modèle de Ladanyi et Archambault (1969)

Ladanyi et Archambault (1969) ont proposé une extension du modèle de Patton en combinant le frottement, la dilatance et la résistance des aspérités. Ce modèle avait pour but de tenir compte des joints avec une indentation irrégulière (joint naturel). Il met en relation la résistance au cisaillement au pic en fonction de celle des aspérités, de l'angle de dilatance à la rupture et de la proportion d'aire des aspérités détruites durant le cisaillement. La contrainte au pic est donnée par la relation suivante :

$$\tau_{pic} = \frac{\sigma_n(1 - a_s)(\dot{v} + \tan\varphi_r) + a_s S_r}{1 - (1 - a_s)\dot{v}\tan\varphi_r} \quad 1.6$$

avec :

a_s : proportion d'aire des aspérités cisillées ;

φ_r : l'angle de frottement entre deux surfaces de roche planes et polies ;

\dot{v} : le taux de dilatance à la rupture ;

S_r : résistance au cisaillement de la matrice rocheuse des aspérités ;

\dot{v} et a_s sont des paramètres qui dépendent de la contrainte normale appliquée sur l'échantillon .

La difficulté à déterminer ces paramètres a conduit les auteurs du modèle à déterminer deux relations empiriques :

$$\begin{aligned} a_s &\approx 1 - \left(1 - \frac{\sigma_n}{\sigma_T}\right)^L \\ \dot{v} &\approx \left(1 - \frac{\sigma_n}{\sigma_T}\right)^K \tan i_o \end{aligned} \quad 1.7$$

Pour des raisons pratiques, σ_T est prise égale à la résistance en compression de la roche, i_o est l'angle des aspérités. L et K sont des paramètres empiriques qui dépendent de la roche testée. Toutefois, des valeurs respectivement de 1,5 et de 4 apparaissent dans la littérature (Belem 1997, Fardin 2003). Ces deux paramètres sont calibrés avec un nombre limité d'essais de cisaillement et ne tiennent pas compte de l'effet d'échelle.

1.3.2.3 Modèle de Barton et Choubey (1977)

Ce modèle est recommandé par l'ISRM et reste largement utilisé en ingénierie (Tatone et Grasselli 2012). La présentation de ce modèle sera ainsi plus détaillée. On examinera la formulation du modèle, la détermination de ses paramètres d'entrée. Enfin, nous passons en revue quelques études comparatives de la résistance au cisaillement estimée par le modèle et obtenue par essais de cisaillement direct.

A) Formulation du modèle

Barton et Choubey (1977) proposent un critère de résistance au cisaillement en introduisant un paramètre qui tient compte de la rugosité appelé le JRC (*Joint Roughness Coefficient*), un paramètre de résistance mécanique JCS qui tient compte de l'altération des épontes (*joint compressive strength*) et φ_r l'angle de frottement résiduel (l'angle de frottement d'une surface plane et lisse altérée).

$$\tau_{pic} = \sigma_n \tan \left(\phi_r + JRC \log_{10} \left(\frac{JCS}{\sigma_n} \right) \right) \quad 1.8$$

Ce critère (équation 1.8) a été initialement élaboré avec des essais de cisaillement qui présentent des niveaux de contrainte (σ_n/JCS) relativement faibles, entre 10^{-2} et 10^{-5} (Barton et Choubey 1977). Barton et Choubey (1977) ont suggéré que la résistance au cisaillement au pic devrait être tronquée à une valeur maximale de résistance au cisaillement donnée par $\arctan \left(\frac{\tau_{pic}}{\sigma_n} \right) = 70^\circ$ pour les contraintes normales faibles.

Nous allons présenter dans ce qui suit les procédures expérimentales pour déterminer les paramètres d'entrée du modèle.

B) Détermination du JRC

Le JRC est une mesure quantitative de la rugosité, variant de 0 pour une surface plane et lisse à 20 pour une surface très rugueuse. Au laboratoire, il est déterminé par différentes procédures expérimentales : la méthode visuelle, le tilt test, le push test, le pull test et la numérisation de surface. Nous les présentons puis les discutons.

Pour déterminer le JRC, Barton et Choubey (1977) ont proposé comme méthode de référence, un essai nommé "essai de basculement" (*tilt test*). Il consiste à placer la fracture sur une surface inclinée, le glissement de la fracture pour un angle α d'inclinaison donné est directement relié à la rugosité du joint et à l'angle de frottement de base ou résiduel et le JCS (Figure 6). Selon Barton et Choubey (1977), une tendance à développer de la traction en haut du plan du joint, suivie par une rotation lorsque le joint est très incliné, remet en cause une distribution uniforme de la contrainte normale. Un grand ratio entre la longueur et l'épaisseur de l'éponte supérieure réduit ce risque (ratio de 4). Lorsque le joint présente une grande rugosité, le tilt devient difficile à réaliser, car les épontes restent adhérentes jusqu'à même une inclinaison de 90° . C'est le Push ou pull test qui est utilisé dans ce cas.

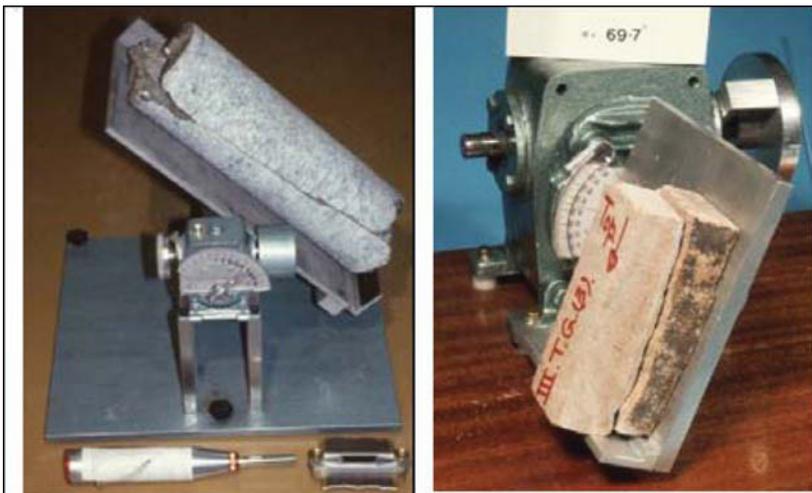


Figure 6: Détermination de l'angle d'inclinaison par un essai de basculement d'après Barton et Choubey (1977)

Les joints plus rugueux peuvent être testés au moyen du Push ou Pull test Barton et Choubey (1977), avec le joint dans un plan horizontal ou incliné et l'éponte supérieure respectivement poussée ou tirée parallèlement sur le plan du joint. Cependant, les joints avec des aspérités

verticales ou très raides affichent une cohésion réelle et leurs JRC ne peuvent pas généralement être déterminés par ces méthodes.

Barton et Choubey (1977) ont aussi proposé une méthode préliminaire pour caractériser la rugosité basée sur l'inspection visuelle ou tactile de l'apparence de la discontinuité. Des profils 2D relevés sur la surface du joint par un peigne sont comparés visuellement à 10 profils types et la valeur descriptive du profil qui correspond mieux à la surface observée est choisie (Figure 7). Beer et al. 2002 ont montré la subjectivité de cette méthode.

Plusieurs auteurs ont utilisé la numérisation de surface pour estimer le JRC. Le principe consiste à numériser les 10 profils types de Barton et Choubey (1977) puis les caractériser quantitativement avec d'autres paramètres de rugosité connus en tribologie. Par analyse de régression, on définit des fonctions de corrélation qui permettent d'estimer le JRC à travers ces paramètres de rugosité. Les paramètres de rugosité les plus utilisés dans la littérature sont le paramètre statistique directionnel d'angularité Z_2 (Tse et Cruden 1979, Belem 1997, Belem et al. 2000, Homand et al. 2001), les paramètres fractaux (Kulatilake, Shou et al. 1995, Kulatilake et Um 1999, Kulatilake, Balasingam et al. 2006) et récemment le paramètre de Grasselli (Grasselli et Egger 2003). L'avantage de la numérisation de surface de joint est la possibilité de pouvoir quantifier, quel que soit le degré, la rugosité de la surface. Elle permet aussi d'éliminer le caractère subjectif de la méthode visuelle lorsqu'on utilise les 10 profils types présentés par Barton et Choubey (1977) (Figure 7). Cependant, l'utilisation des 10 profils types a été suggérée par Barton et Choubey (1977) pour une caractérisation préliminaire et non définitive. Même si on garantit la précision entre les paramètres de rugosité et les profils types, l'association d'un profil type à une surface de joint donné reste discutable. Par ailleurs, les fonctions de corrélation établies entre le paramètre de rugosité et le JRC sont tributaires à la résolution utilisée pour numériser les surfaces (Fardin et al. 2001, Tatone et Grasselli 2012).

Lorsque les restrictions sur les dimensions des épontes sont respectées (ratio de 4 entre largeur et épaisseur), le tilt test et le push test sont en principe plus précis pour déterminer le JRC. Sur des échantillons de joints prélevés des carottes de forages, il sera difficile de respecter les conditions sur les dimensions des épontes et cela peut invalider les résultats issus de ces essais. De plus, il faudrait au préalable caractériser les propriétés mécaniques de la surface (ϕ_r et JCS) pour pouvoir ensuite déduire le JRC. Quant à la méthode de numérisation de surface, elle permet d'éliminer le caractère subjectif de l'inspection visuelle. La limite reste cependant le caractère préliminaire (imprécis) de la méthode basée sur les 10 profils types.

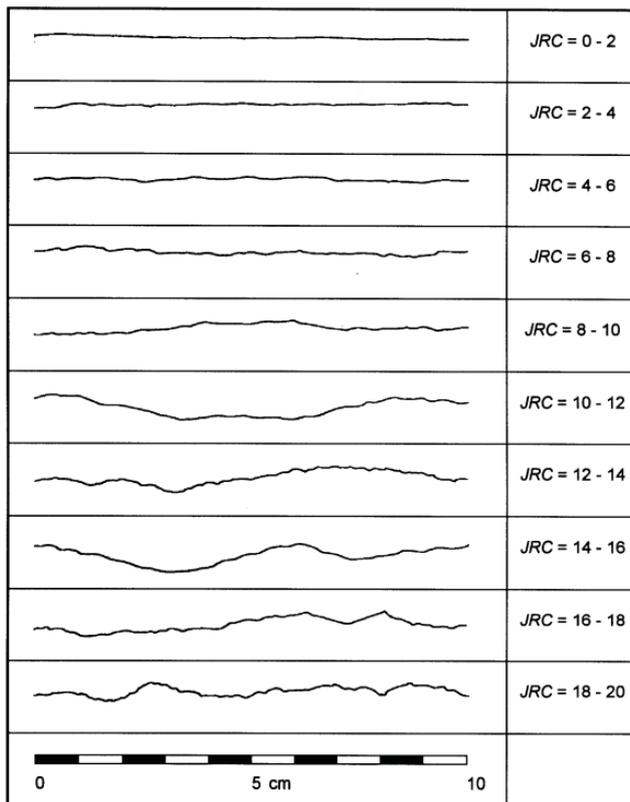


Figure 7: Les profils standards de rugosité proposés par Barton et Choubey (1977)

C) Détermination du JCS

Le JCS est la résistance à la compression des aspérités mobilisées du joint lors du cisaillement. Si le joint ne présente pas d'altération à sa surface ou son degré d'altération est similaire à celui de la matrice rocheuse, la valeur du JCS est équivalente à la résistance à la compression de la matrice rocheuse. Lorsque le joint présente une altération de surface, Barton et Choubey (1977) ont utilisé le marteau de Schmidt de type L qui a une énergie d'impact de 0,735 Nm pour estimer le JCS. Cet équipement peut être aussi utilisé selon ces auteurs dans le cas d'un joint sain et d'un joint qui présente un degré d'altération similaire à sa matrice rocheuse. Toutefois l'utilisation du marteau de Schmidt soulève deux questionnements.

Le premier concerne la fonction de corrélation liant le paramètre mesuré par le marteau et la résistance. Le marteau de Schmidt, aussi appelé scléromètre, est un équipement simple qui enregistre le nombre de rebonds R d'un piston à ressort après impact avec une surface (du joint en l'occurrence). Le nombre de rebond R , corrélé avec la dureté de la roche, est relié à la résistance de la surface. Cependant, il existe dans la littérature plusieurs formules de corrélation pour relier la valeur au rebond à la résistance à la compression. Selon la famille de la roche (sédimentaire, ignée) et le type de roche, ces formules peuvent être linéaires ou non linéaires (fonction exponentielle ou puissance). L'article d'Aydin et Basu (2005) a recensé plus d'une vingtaine de fonctions de corrélation disponibles dans la littérature. Ces auteurs ont mené une étude exhaustive sur l'utilisation du marteau de Schmidt et ont proposé dans la norme ISRM (2008) une formulation générale exponentielle qui relie la résistance à la compression simple (UCS) et la valeur au rebond issue des roches ignées (roche métamorphique et magmatique).

Le second concerne la capacité du marteau de Schmidt à estimer la résistance en compression d'un joint seulement altéré en surface. Bien que l'essai soit réalisé sur une surface de la roche, la valeur au rebond est définie comme un paramètre qui renseigne sur la dureté de la roche (ISRM 1978) et non de la surface. En effet l'énergie d'impact du marteau permet d'explorer en profondeur et en surface un certain volume de matériau. Plus l'énergie d'impact est élevée et plus l'investigation se fait en profondeur (Aydin et Basu 2005). Actuellement, l'application faite avec la valeur au rebond et reconnue par les normes reste l'approximation de la résistance à la compression simple de la roche saine ou altérée dans sa masse (en profondeur) (Atkinson et al. 1978, Aydin 2008).

D) Détermination de l'angle de frottement de base ϕ_b et l'angle de frottement résiduel ϕ_r

L'angle de frottement de base ϕ_b est l'angle de friction d'un joint à surface lisse plane et non altéré (Barton 1973). L'angle de frottement résiduel ϕ_r est l'angle de frottement entre les facettes des aspérités d'un joint altéré.

Des essais de basculement (tilt test) de surfaces lisses, plus simples et plus rapides, sont utilisés par Barton et Choubey (1977) pour estimer l'angle de frottement de base. Ces surfaces lisses peuvent être des joints sciés selon Barton et Choubey (1977), ou les surfaces de génératrice de deux ou 3 échantillons de carottes cylindriques selon (Stimpson 1981). L'essai sur les surfaces de génératrices de carottes peut mener à une surestimation lorsque celles-ci présentent des irrégularités de surfaces (Wines et Lilly 2003, Ruiz et Li 2014). Par ailleurs, l'essai tilt n'est pas normalisé et l'essai de cisaillement direct normalisé sur des joints lisses sciés reste la procédure expérimentale de référence pour déduire des valeurs plus exactes d'angle de frottement de base (Hoek et Bray 1981).

Lorsque le joint est altéré sur une épaisseur inférieure à 1mm et se trouve sous une contrainte normale faible (configuration des ouvrages de surface comme les barrages), les travaux de certains auteurs ont montré que cette partie altérée peut contrôler la résistance au cisaillement au pic et résiduelle (Richards 1975, Hencher et Richards 1982;1989). Dans le cas des joints altérés, on fait alors appel à l'angle de frottement résiduel ϕ_r qui peut être estimé en fonction de l'angle de frottement basic et des résultats de rebond du marteau de Schmidt par la formule suivante (Barton et Choubey 1977) :

$$\phi_r = (\phi_b - 20) + 20 * \frac{r}{R} \quad 1.9$$

r = rebond sur une surface altérée humide ; et R = rebond sur une surface sèche, lisse et non altérée.



Figure 8: Essai de basculement (tilt test) pour mesurer ϕ_b sur des surfaces de génératrices de trois échantillons de carottes cylindriques d'après Ruiz et al. (2014)

E) Synthèse d'études comparatives entre le modèle de Barton et Choubey (1977) et des essais de cisaillement direct

Avec des essais tilts, push et de cisaillement direct, le modèle de Barton et Choubey (1977) a été élaboré sur des joints naturels qui présentent des surfaces de différentes rugosités, un emboîtement satisfaisant et avec des niveaux de contraintes très faibles (Barton et Choubey 1977). En effet, les résultats du tilt test et push test avec un niveau de contrainte (σ_n/JCS) entre 10^{-5} et 10^{-7} ont montré une bonne correspondance avec les résultats d'essai de cisaillement direct de ratio (σ_n/JCS) entre 10^{-2} et 10^{-5} .

Plusieurs auteurs ont étudié, sur des plages de contraintes normales similaires ou plus grandes, la capacité de ce modèle à estimer la résistance au cisaillement des joints naturels ou des répliques, par une comparaison avec des valeurs estimées et les valeurs expérimentales.

A des niveaux de contraintes normales faibles, le rapport (JCS/σ_n) tend vers l'infini et la contribution de la rugosité à travers $JRC \log_{10} \left(\frac{JCS}{\sigma_n} \right)$ devient très élevée. Pour des valeurs réalistes de ce composant de la rugosité, l'angle de frottement au pic ne devrait excéder 50° et la plage utile du ratio $\frac{\sigma_n}{JCS}$ est $0.01 < \frac{\sigma_n}{JCS} < 0.3$ selon Hoek et Bray (1981).

Zhao (1977) a réalisé des essais de cisaillement direct sur des fractures obtenues par traction, et sur des joints naturels de rugosités et d'emboîtements variés, sous condition non saturée. Avec la méthode visuelle pour évaluer le JRC, les résultats indiquent que le modèle de Barton et Choubey (1977) estime de manière raisonnable les valeurs expérimentales des fractures obtenues par traction et bien emboîtées. Pour les joints naturels et mal emboîtés, le modèle surestime la résistance au cisaillement. Pour y remédier, Zhao (1977) a introduit un facteur de réduction JMC. Ce facteur est égal à 1 pour un emboîtement parfait et 0,3 pour des joints mal imbriqués. Cependant, il n'y a pas de démarche bien définie pour évaluer ce facteur sur un joint.

Avec un ratio $\frac{\sigma_n}{JCS}$ de 10^{-2} et la méthode visuelle pour évaluer le JRC (Geertsema 2002) a réalisé des essais de cisaillement sur des joints de marne et la comparaison montre que le modèle prédit bien les valeurs expérimentales.

(Wines et Lilly 2003) ont réalisé le même travail sous condition sèche sur du basalte et de la dolérite avec $\frac{\sigma_n}{JCS} < 10^{-2}$ le modèle donne une enveloppe inférieure aux données expérimentales à partir d'une valeur de contrainte normale. Au-delà de cette valeur, le modèle surestime la résistance au cisaillement. Le JRC a été évalué à l'aide de la méthode visuelle.

Selon les résultats de leurs essais de cisaillement (Jiang, Li et al. 2006) ont trouvé que les valeurs expérimentales correspondent avec les valeurs prédites par le modèle pour des niveaux de contraintes normales faibles. Cependant le modèle de Barton et Choubey (1977) surestime la résistance lorsque la contrainte normale augmente. Les valeurs du ratio $\frac{\sigma_n}{JCS}$ sont entre 10^{-2} et 10^{-1} . La numérisation et les paramètres fractals ont été utilisés pour évaluer le JRC.

Sur des roches métamorphiques (Andrade et Saraiva 2008) ont évalué le JRC des joints à l'aide du tilt test et la méthode visuelle. La comparaison des valeurs de JRC avec celles déduite d'un essai de cisaillement direct a montré l'importance de toujours préciser la procédure expérimentale pour déterminer le JRC.

Du et al. (2009) ont réalisé des essais sur des joints naturels de différentes rugosités, lithologies et tailles (15*15 et 20*20 cm) sous condition sèche et saturée. Le modèle de Barton et Choubey (1977) prédit les valeurs expérimentales des joints d'emboîtement satisfaisant avec une erreur de 10 %. Le niveau de contrainte effective par rapport à la résistance en compression des épontes coïncide avec la plage de contraintes suggérée par Hoek et Bray (1981) : $0.01 < (0.034 < \frac{\sigma_n}{JCS} < 0.17) < 0.3$. Les JRC sont déterminés par la méthode visuelle (Du et al. 2009, Du et al. 2011).

Dans cette analyse, nous pouvons retenir trois points essentiels :

- Un défaut d'emboîtement des joints conduit à des estimations du modèle éloignées de la mesure directe par essais de cisaillement.
- Le modèle de Barton et Choubey (1977) est initialement développé sur des contraintes normales faibles et a été aussi validé par d'autres auteurs sur des contraintes normales plus grandes.
- L'utilisation des 10 profils types pour estimer le JRC est la méthode la plus répandue dans les applications de la littérature (méthode visuelle ou numérisation). Elle peut cependant jouer sur la précision d'estimation de la résistance au cisaillement par le modèle.

1.3.2.4 Discussion sur les modèles pour estimer la résistance au cisaillement d'un joint non lié

L'avantage du modèle de Patton (1966) est qu'il prend en compte de façon simple la contribution de la rugosité du joint. Cependant, il ne s'adapte pas aux discontinuités naturelles pour lesquelles on observe une irrégularité des aspérités qui ont des bases de longueur différentes (Rengers 1970). De plus des essais expérimentaux montrent que sur ces discontinuités naturelles, le comportement en cisaillement se traduit par un critère de rupture curviligne, car les deux modes (glissement et rupture) coexistent (Jaeger 1959, Krsmanovic 1967).

Selon le critère de Ladanyi et Archambault (1969), la résistance au cisaillement augmente avec la contrainte normale, en raison d'un accroissement de l'aire de contact. Cependant, l'aire de

contact réelle d'un joint rugueux n'augmente pas de manière cohérente avec l'accroissement de la contrainte normale (Xie et al. 1997).

En plus d'être le critère de rupture recommandé par l'ISRM, le modèle de Barton et Choubey (1977), comparativement aux autres formulations présente l'avantage d'intégrer des paramètres d'entrée pouvant être directement quantifiés avec des essais simples (numérisation de surface, tilt test ou push test et marteau de Schmidt). Cependant, la pertinence du modèle est étroitement liée à l'emboîtement des épontes et au protocole expérimental utilisé pour déterminer le JRC.

Lorsqu'on compare les avantages et les inconvénients de ces modèles, il en ressort que le modèle de Barton et Choubey (1977) serait plus approprié pour estimer la résistance au cisaillement des joints naturels non liés d'un massif rocheux.

1.3.3 Synthèse

La caractérisation du cisaillement des discontinuités est effectuée soit par essai de cisaillement direct qui est la procédure de référence, soit par un modèle empirique.

Parmi les modèles présentés dans ce manuscrit, celui de Barton et Choubey (1977) semble le plus approprié pour estimer la résistance au cisaillement des joints de fondations rocheuses de barrages. Ceci étant pour les raisons suivantes :

Ce modèle a été développé initialement avec des rapports de contrainte normale relativement faibles, puis validé avec des rapports de contraintes plus élevés. Il serait donc applicable dans un contexte de fondation rocheuse de barrage qui présente les mêmes niveaux de contraintes.

Pour chacun des paramètres d'entrée du modèle, il existe une caractérisation expérimentale simple et spécifique au joint dont on veut estimer la résistance. Il offre ainsi la possibilité de disposer des données spatialement distribuées à partir desquelles on mènerait une analyse de la variabilité spatiale.

Cependant, la précision d'estimation de la résistance au cisaillement est liée au protocole expérimental fixé pour déterminer les paramètres d'entrée. Si toutefois nous voulons l'utiliser comme moyen de caractérisation des joints et construire une population de données, il incombera de prévoir une étude expérimentale de validation du protocole expérimental retenu pour déterminer les paramètres d'entrée.

À partir de la synthèse des travaux sur l'effet d'échelle de la résistance au cisaillement, nous constatons que cette question n'est pas tranchée. A l'état actuel des connaissances, la question de l'effet d'échelle nécessite plutôt une caractérisation spécifique "au cas par cas", au lieu d'une extrapolation des formules empiriques. Dans ce travail de thèse, nous n'aborderons pas cet aspect de la résistance au cisaillement.

Chapitre 2 : Analyse de la variabilité des propriétés géomécaniques et leur prise en compte dans la justification des fondations de barrage-poids

2.1 Les démarches pour modéliser la variabilité des propriétés géomécaniques de résistance de la roche

La conception des ouvrages en mécanique des roches implique de nombreuses incertitudes résultant de l'information incomplète et d'une connaissance inadéquate des propriétés du massif rocheux. Aussi, le massif rocheux est un milieu naturellement hétérogène et ses propriétés varient généralement dans l'espace. Sachant que, les moyens d'exploration et de caractérisation sont limités, les estimations de ces propriétés seront toujours entachées d'un certain degré d'incertitude. Cela se traduit en général par la présence d'incertitudes plus ou moins importantes sur l'estimation des propriétés du massif rocheux. Ainsi, les estimations des propriétés doivent prendre en compte ces incertitudes (Kulhawy 1992, Duzgun, Yucemen et al. 2002, Favre 2004).

Cette section définit d'abord les différentes sources et type d'incertitudes rencontrées en géotechnique et en mécanique des roches. Elle introduit ensuite les différents concepts utilisés dans la littérature pour prendre en compte les incertitudes des propriétés géotechniques. Le but est de présenter l'état de l'art pour quantifier la variabilité sur les propriétés géomécaniques.

2.1.1 Sources d'incertitude sur les paramètres géomécaniques de la roche

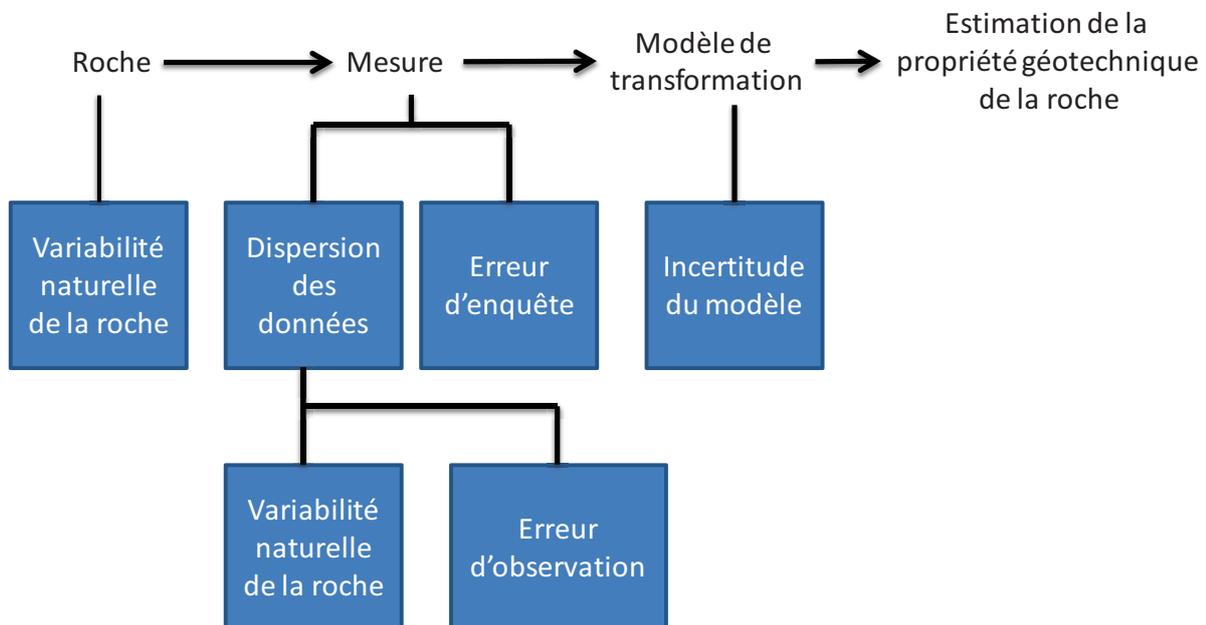


Figure 9: Incertitudes liées à la caractérisation des propriétés de la roche (Kulhawy 1992, Favre 2004)

Selon Kulhawy (1992) et Favre (2004) (Figure 9), les incertitudes présentes dans le contexte de la géotechnique, en l'occurrence de la mécanique des roches, sont de trois types ayant des sources primaires différentes :

- l'incertitude active qui est engendrée par la variabilité naturelle spatiale des propriétés de la roche ;
- l'incertitude passive qui provient des erreurs de mesures (observation et enquête) des propriétés de la roche ;
- l'incertitude du modèle qui résulte de l'imperfection des modèles rhéologiques analytiques ou empiriques.

Ces trois types d'incertitudes introduisent une variabilité sur les propriétés géotechniques. Cette variabilité peut être subdivisée en une variabilité naturelle, une erreur de mesure et en une erreur de modèle. Nous allons décrire les composantes principales de ces différentes sources de variabilité.

2.1.1.1 Incertitudes liées à la variabilité naturelle de la roche

Cette incertitude liée à la variabilité naturelle selon (Favre 2004) est liée à une connaissance imparfaite d'un désordre naturel. En effet, ce désordre qui affecte les propriétés de la roche est déterministe. Il est lié à la nature de la matière et à un processus de formation défini (tectonique, érosion, sédimentation, cristallisation) dont on ne maîtrise pas de manière certaine la complexité. Ainsi la première étape de réduction de l'incertitude sur ces réalisations physiques est inéluctablement une bonne reconnaissance géologique et géotechnique qui permet une meilleure compréhension de ces phénomènes.

Dans ce travail de thèse, on s'intéresse aux propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités du massif rocheux de fondations. Cette variabilité naturelle se traduit par des variations de la résistance le long d'une discontinuité et d'une discontinuité à une autre.

2.1.1.2 Incertitudes liées aux erreurs de mesure

La mesure d'une propriété de la roche est entachée par deux erreurs principales : les erreurs d'observation et les erreurs d'enquête. Ces deux types d'erreurs engendrent une incertitude passive selon Favre (2004).

Dans les erreurs d'observations, nous pouvons énumérer:

- i) les erreurs sans biais (i.e. moyenne nulle) de mesures liées à l'appareil de mesure et l'opérateur. La réalisation d'un essai au marteau au Schmidt pour mesurer la valeur au rebond d'une surface de roche permet d'illustrer ces deux erreurs. Nous avons l'erreur de l'appareil sur la lecture affichée. L'opérateur doit appliquer le marteau orthogonalement sur une surface de roche horizontale et une erreur est produite par défaut d'orthogonalité ;
- ii) les erreurs sans biais de représentativité liées à la transformation de la mesure physique. Les équipements utilisés ne mesurent en réalité que des longueurs, des masses et des températures. La valeur au rebond qui traduit la dureté de la surface de roche est obtenue par transformation de la longueur d'élongation d'un ressort et d'une masse logés dans le marteau de Schmidt (Aydin 2008) ;
- iii) les erreurs de l'instant liées à la variation temporelle de la propriété. La dureté de la roche mesurée par la valeur au rebond peut évoluer dans le temps à cause d'un processus d'altération qui réduit les propriétés mécaniques.

Dans les erreurs d'enquêtes, nous pouvons citer:

- i) les erreurs d'enquête proprement dite (liées à la mauvaise conduite des reconnaissances). Cela peut arriver dans le cas des fondations en sites karstiques pour lesquels les campagnes de reconnaissance utilisent des forages au lieu des techniques géophysiques telles que la gravimétrie ;
- ii) les erreurs d'échantillonnage ne sont à proprement parler des erreurs. "Imaginons que chaque mesure soit parfaite, mais que la propriété varie d'un point à un autre de l'espace. Cette variabilité naturelle peut être modélisée comme une variable aléatoire dont on va estimer les caractéristiques avec les mesures. On a ainsi un échantillon de taille n pour estimer les caractéristiques d'une population infinie" (Favre 2004).

2.1.1.3 Incertitudes liées aux erreurs de modèles

L'imperfection des lois de comportement à décrire de manière parfaite la roche introduit des erreurs sur les résultats de calculs basés sur ces modèles. Lorsque la résistance au cisaillement des joints non liés est estimée par le biais d'un modèle, tel que celui de Barton et Choubey (1977), on commet une erreur de modèle liée notamment à leur caractère empirique.

2.1.1.4 Hiérarchisation des incertitudes et quantification

L'évaluation des paramètres géotechniques est entachée d'incertitudes qui proviennent de plusieurs sources. La littérature présente des démarches pour quantifier la plupart de ces incertitudes. Cependant, il est difficile de quantifier toutes les incertitudes mentionnées précédemment. En pratique, on considère trois sources primaires d'incertitudes dont i) la variabilité naturelle de la roche, ii) l'erreur de mesure liée à l'équipement et l'opérateur et iii) l'erreur de modèle qui permet de transformer les paramètres mesurés en paramètres de conception utilisés dans les analyses de stabilité (Phoon et Kulhawy 1999). Il est recommandé de caractériser ces trois sources d'incertitude.

2.1.2 Prise en compte de la variabilité naturelle, des erreurs de mesure et de modèle sur les propriétés de résistance

Pour un jeu de données d'un paramètre géotechnique de résistance, il existe principalement trois démarches pour prendre en compte des incertitudes liées à la variabilité naturelle, aux erreurs de mesure et de modèle : les démarches déterministe, semi-probabiliste et probabiliste.

La démarche déterministe consiste à définir pour le paramètre géotechnique, une valeur prudente unique du paramètre ou des valeurs représentatives par zone. Lorsqu'on désire savoir quelle est l'étendue de comportements possibles en cas d'erreur d'appréciation des données, on fera des calculs avec les valeurs extrêmes que l'on peut déduire des mesures (Magnan 1982). Cette démarche reste subjective et prend en compte de manière implicite les incertitudes sur le paramètre géométrique.

Dans la démarche semi-probabiliste, les incertitudes sont prises en compte de manière implicite, en utilisant le concept des fractiles et en définissant un coefficient pondérateur partiel associé au paramètre géotechnique de résistance (Calgaro 1996, Favre 2004).

La démarche probabiliste prend en compte de manière explicite les incertitudes en utilisant soit les variables aléatoires et/ou les champs aléatoires. Cette démarche reste la plus complète par

rapport aux deux démarches précédentes pour la prise en compte explicite des incertitudes (Magnan 1982).

Dans la suite, nous nous concentrons sur la caractérisation explicite des trois incertitudes lorsque le paramètre géotechnique de résistance est modélisé comme une variable aléatoire, puis comme un champ aléatoire.

2.1.2.1 Modélisation en variable aléatoire du paramètre géotechnique de résistance

Nous allons présenter comment les incertitudes liées à la variabilité naturelle, aux erreurs de mesures et de modèle, sont prises en compte lorsque le paramètre géotechnique de résistance est modélisé comme une variable aléatoire.

A) Définitions et généralités

Une variable aléatoire est une famille de valeurs numériques possibles à chacune desquelles correspond une probabilité. Les variables aléatoires sont définies sur des espaces probabilisés qui sont des triplets (Ω, u, P) . Ω est l'espace d'évènements élémentaires, u est une tribu des parties de Ω et P est une mesure de probabilité (Magnan 1982).

Modéliser une variable aléatoire consiste principalement à trouver ses deux premiers moments (moyenne et variance) et sa distribution de probabilité. Si le paramètre est absolument continu, la modélisation en variable aléatoire consiste à trouver sa fonction de densité de probabilité (Favre 2004). Cette fonction est déterminée à partir d'une analyse statistique par ajustement sur l'histogramme construit à partir de n réalisations de la variable aléatoire; n étant un nombre fini de données.

B) Analyse des différentes sources d'incertitudes sur le paramètre géotechnique de résistance

La présence d'incertitude sur le paramètre géotechnique se manifeste par une dispersion. Lorsque le paramètre géotechnique est modélisé comme une variable aléatoire, cette dispersion est quantifiée par sa variance ou son coefficient de variation.

L'analyse de la variance du paramètre géotechnique peut être menée de manière à pouvoir expliquer l'origine des trois sources primaires d'incertitudes : la variabilité naturelle, l'erreur de mesure et l'erreur de modèle. Cette démarche de discrétisation de la dispersion est basée sur les travaux de Kulhawy (1992), Phoon et al. (1999) et Favre (2004). Elle s'énonce comme suit :

Le paramètre à mesurer sur la roche, Z , n'est pas directement utilisé dans la conception des ouvrages géotechniques. Un modèle de transformation T est nécessaire pour relier le paramètre aléatoire à mesurer Z et l'erreur aléatoire commise sur la mesure e_Z au paramètre aléatoire de conception Z_d , utilisé dans les calculs. La variable aléatoire ε_Z qui est l'erreur de modèle, est présente du fait de l'idéalisation et la simplification dans la théorie (Kulhawy 1992, Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004). L'équation (2.1) exprime Z_d en fonction Z , e_Z et ε_Z

$$Z_d = T [(Z + e_Z) ; \varepsilon_Z] \quad 2.1$$

La variable aléatoire Z modélise l'incertitude liée à la variabilité naturelle. Sa variance est la dispersion engendrée par la variabilité naturelle.

L'erreur de mesure e_Z est modélisée comme une variable aléatoire de moyenne nulle (sans biais).

L'erreur de modèle ε_Z peut provenir de l'inadéquation de la loi de comportement vis-à-vis du comportement réel du matériau. Le comportement réel est mal connu, mais c'est une réalité certaine et le modèle est une équation mathématique certaine. L'erreur de modèle est un biais sans variance (Favre 2004). Par ailleurs l'erreur de modèle engendrée par l'utilisation d'un modèle empirique est théoriquement une variable aléatoire sans biais et de variance non nulle. En effet, les modèles empiriques en géotechnique dérivent la plupart d'une analyse de régression. L'écart des données par rapport à la courbe de régression est modélisé comme une variable aléatoire de moyenne nulle. Son écart type est un indicateur de l'incertitude du modèle empirique (Phoon et Kulhawy 1999).

La variance de la variable aléatoire Z_d (paramètre de conception) est donc en fonction des variances de Z , e_Z , et ε_Z . Lorsqu'on veut expliciter les poids des dispersions engendrées par la variabilité naturelle, les erreurs de mesure et de modèle sur le paramètre de conception Z_d , on peut utiliser un développement en série de Taylor au premier ordre (Benjamin et Cornwell 1970, Favre 2004). Cela permet de linéariser l'expression de la fonction $T [(Z - e_Z) ; \varepsilon_Z]$. On développera l'équation au voisinage du point moyen afin d'obtenir des variables centrées.

C) Exemple illustratif

Comme exemple illustratif, nous allons analyser la dispersion de JCS qui est la résistance en compression des aspérités des joints rocheux selon le modèle de Barton et Choubey (1977).

JCS est un paramètre de conception et il est calculé à partir d'un modèle empirique de transformation T et d'un paramètre à mesurer R , qui est la valeur au rebond déduite d'un essai au marteau de Schmidt. Cela implique une erreur de mesure e_R (associée à R) et une erreur de modèle ε (associée à la transformation T). Le modèle de transformation T qui relie le paramètre mesuré R et le paramètre de conception JCS est la suivante :

$$\text{JCS}(R + e_R; \varepsilon) = T(R + e_R; \varepsilon) \quad (\text{a})$$

$$\text{JCS}(R + e_R; \varepsilon) = 9.97 * e^{(0,02*(R+e_R)*\rho)} + \varepsilon \quad (\text{b}) \quad 2.2$$

La masse volumique ρ est considérée comme déterministe dans cet exemple et vaut 2.71g/cm^3 .

R , e_R et ε sont des variables aléatoires et les moyennes et les variances sont consignées dans le tableau ci-dessous :

Variable X	moyenne \bar{X}	variance $Var[X]$
R	56	32
e_R	0	5
ε (MPa)	0	20

L'équation 2.2b est linéarisée par développement limité autour du point moyen $(\bar{R} + \bar{e}_R; \bar{\varepsilon})$ et on obtient l'expression suivante :

$$\begin{aligned}
& \text{JCS}(R + e_R; \varepsilon) \\
&= \text{JCS}(\bar{R}) + \frac{\partial \text{JCS}}{\partial R} * [R - \bar{R}] + \frac{\partial \text{JCS}}{\partial e_R} * [e_R - \bar{e}_R] + \frac{\partial \text{JCS}}{\partial \varepsilon} \\
& * [\varepsilon - \bar{\varepsilon}]
\end{aligned} \tag{2.3}$$

À partir de l'équation 2.3, nous pouvons évaluer $E[\text{JCS}]$ et $\text{Var}[\text{JCS}]$, respectivement la moyenne, la variance de JCS. Sur la dispersion de JCS (sa variance), nous pouvons expliciter les poids des dispersions liées à la variabilité naturelle, aux erreurs de mesure et de modèle.

$$E[\text{JCS}] = \text{JCS}(E[R]) \tag{2.4}$$

$$\begin{aligned}
\text{Var}[\text{JCS}] = & \left(\frac{\partial \text{JCS}}{\partial R} \right)^2 * \text{Var}[R] + \left(\frac{\partial \text{JCS}}{\partial e_R} \right)^2 * \text{Var}[e_R] + \left(\frac{\partial \text{JCS}}{\partial \varepsilon} \right)^2 \\
& * \text{Var}[\varepsilon]
\end{aligned} \tag{2.5}$$

L'équation 2.4 est la moyenne de JCS et l'équation 2.5 permet de calculer la variance en fonction des variances des trois sources de dispersions. Les trois termes qui s'additionnent dans l'équation 2.5 sont respectivement les parts de la variabilité naturelle, de l'erreur de mesure et de l'erreur de modèle.

En application numérique, nous aurons un JCS de moyenne 207 MPa et de coefficient de variation égal à 31%. Pour rappel, le coefficient de variation est le rapport entre la racine carrée de la variance appelée aussi l'écart type et la moyenne. Dans la dispersion de JCS, 98% sont imputées à la variabilité naturelle et 2% sont induites par l'erreur de mesure sur la valeur au rebond et l'erreur du modèle empirique. Cette discrimination montre dans cet exemple que le paramètre de conception JCS est associé à une forte variabilité naturelle. Ceci est souvent le cas pour les paramètres géotechniques de résistance selon les études de Kulhawy (1992) et Favre (2004).

2.1.2.2 Modélisation en champs aléatoire : analyse de la variabilité spatiale

Les incertitudes liées aux erreurs de mesure et de modèle sont par définition invariantes à l'espace (Favre 2004). Des variables aléatoires suffisent ainsi à les caractériser. Quant à la variabilité naturelle, elle est par essence reliée à l'espace. Dans cette section, il est question de l'analyse de la variabilité spatiale d'une propriété de la roche. Un intérêt de réaliser une analyse de la variabilité spatiale est de réduire les dispersions liées à la variabilité naturelle sur le paramètre de conception mobilisé dans l'espace (Vanmarcke 1977). Cette analyse peut aussi optimiser les campagnes de reconnaissance géotechnique à travers le nombre et la position des sondages, ou de simuler un phénomène dans l'espace à partir d'échantillon fragmentaire (Phoon et Kulhawy 1999, Onyejekwe et Ge 2013).

L'analyse de la variabilité spatiale des paramètres géotechniques implique l'utilisation de la théorie des champs aléatoires (Vanmarcke 1977), d'analyses des séries temporelles ou de la géostatistique développée par Matheron en 1965. La géostatistique est la méthode qui est utilisée ici pour analyser et modéliser la variabilité spatiale des propriétés de résistance, en l'occurrence celles de cisaillement des joints d'une fondation de barrage.

D'abord, nous définissons quelques concepts liés aux champs aléatoires. Puis, nous présentons l'utilisation du variogramme comme outil géostatistique d'analyse de la corrélation spatiale.

Ensuite, nous décrivons le phénomène de réduction de variance liée à la variabilité naturelle. Nous terminons avec l'analyse des incertitudes lorsque le paramètre de résistance est modélisé comme un champ aléatoire.

A) Fonction aléatoire et variable régionalisée

Selon (Vanmarcke 1983), la fonction aléatoire $Z(x, u)$ dépend de deux paramètres qui sont :

- x : le point où l'on réalise l'expérience aléatoire. Si l'on se place à x fixé, la fonction aléatoire devient une variable aléatoire ;
- u : l'évènement que l'on étudie. Pour un tirage donné, on aura des valeurs fixes en chaque point x et on l'appelle une réalisation de la fonction aléatoire.

En géostatistique, on travaille avec des réalisations de fonctions aléatoires. Cependant l'espace des aléas étant fixé (une seule campagne de mesures des paramètres géotechniques), on a une seule réalisation de la fonction aléatoire étudiée. L'écriture de la fonction aléatoire peut être simplifiée par $Z(x)$ puisque u est fixé.

Une variable régionalisée est une fonction aléatoire $Z(x)$ ayant une structure spatiale. Cette structure spatiale est composée par deux aspects (Matheron 1970, Journel 1977, Journel 1978) :

- Un aspect aléatoire qui résulte de la complexité de l'évolution spatiale des mesures observées ;
- Un aspect structuré ou régionalisé qui considère que les valeurs prises par deux sondages proches seront voisines, par contre la différence entre les mesures sera aléatoire si les sondages sont éloignés.

Les phénomènes naturels qui régissent les paramètres géotechniques peuvent être modélisés comme des phénomènes régionalisés.

B) Variogramme et fonction d'autocorrélation : hypothèse d'une fonction intrinsèque (stationnarité d'ordre deux)

Définitions et généralités

La variable régionalisée vérifie l'hypothèse intrinsèque si pour tout vecteur h , l'accroissement $Z(x + h) - Z(x)$ admet une espérance nulle et une variance qui dépend seulement du vecteur h . Cela se traduit par les expressions mathématiques suivantes :

$$E[Z(x + h) - Z(x)] = 0 \quad 2.6$$

$$\text{Var}[Z(x + h) - Z(x)] = 2\gamma(h) \quad 2.7$$

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \quad 2.8$$

$$\rho(h) = 1 - \frac{\gamma(h)}{C(0)} \quad 2.9$$

$\gamma(h)$ est le semi-variogramme (ou variogramme par abus de langage). $C(h)$ est la fonction de covariance définie par $\text{Cov}[Z(x + h); Z(x)]$; d'où $C(0)$ est égale à la variance de la variable régionalisée $\text{Var}[Z(x)]$. $\rho(h)$ est la fonction d'autocorrélation.

L'hypothèse intrinsèque d'une variable régionalisée considère implicitement une moyenne et une variance invariante par translation.

$\gamma(h)$ caractérise le degré de régularité de la variable régionalisée. La Figure 10 est l'illustration d'un type de variogramme directionnel qui peut se décomposer en deux parties : une partie inférieure qui est croissante et une partie supérieure qui est constante au-delà d'une distance $h = a$ appelée la portée ou la zone d'influence d'une donnée. Lorsque la distance h est inférieure à la portée, il existe une corrélation spatiale entre les mesures $Z(x + h)$ et $Z(x)$. Cette corrélation est décrite par la fonction d'auto corrélation $\rho(h)$. Lorsque h est supérieur à la portée, il n'y a plus de corrélation spatiale entre les mesures $Z(x + h)$ et $Z(x)$.

Si le matériau est isotrope $\gamma(h)$ ne dépendra que de la distance h , sinon le variogramme pourra changer suivant la direction considérée.

La valeur constante de $\gamma(h) = C$ au-delà de la portée est le palier. La valeur de $\gamma(0) = C_0$ est appelé l'effet de pépité lorsqu'elle est non nulle. L'effet de pépité est dû soit à une micro régionalisation d'échelle très inférieure à l'espacement des données, soit à des erreurs de mesures plus élevées que la variance de la variable régionalisée. Le palier traduit un comportement asymptotique qui montre la régularité du phénomène.

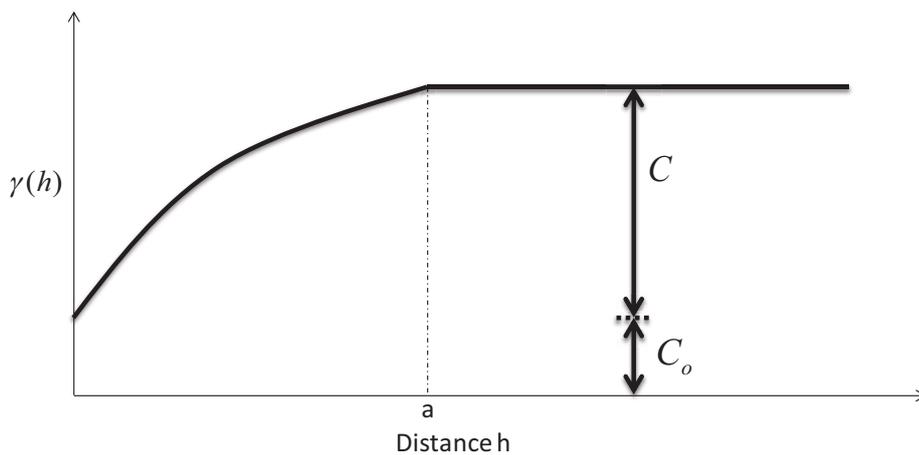


Figure 10: Exemple d'un variogramme classique

Variogramme expérimental et modèles théoriques de variogrammes

Construction du variogramme expérimental

$\gamma(h)$ est une fonction continue qui peut être écrite avec la variance, la moyenne et finalement sous une forme d'intégrale (équation 2.10).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} * \text{Var}[Z(x + h) - Z(x)]$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} * E\{[Z(x + h) - Z(x)]^2\} \quad 2.10$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} * \int [Z(x + h) - Z(x)]^2. dx$$

Dans la pratique, cette fonction est inaccessible, à la fois parce que le domaine où est connue la variable régionalisée est toujours borné et parce qu'on ne dispose que de quelques points de mesures qui ne permettent pas de calculer une intégrale sur un domaine continu (Favre 2004). Sur la base de l'information disponible, on peut utiliser les intégrations numériques pour construire effectivement un variogramme expérimental $\gamma^*(h)$ sous la forme :

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} * \sum_{i=0}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2 \quad 2.11$$

Où la somme porte sur les $N(h)$ paires de points de données séparées d'un vecteur h donné. Étant rare de trouver plusieurs paires de données séparées exactement d'un vecteur h , on sera amené à définir des tolérances. Plus la tolérance est grande et plus on aura de chance d'avoir des effectifs importants. Cependant, cela peut conduire à mélanger des couples dissemblables et à un risque de fausser les résultats.

Calage d'un variogramme théorique

Les variogrammes expérimentaux sont tracés à partir de mesures caractérisant un comportement naturel et on va devoir chercher à les approcher par des fonctions mathématiques qui deviendront les modèles théoriques adoptés pour la suite. Nous allons énumérer quelques fonctions usuelles qui pourront être calées sur le variogramme expérimental et leurs fonctions d'autocorrélation (Tableau 2).

Tableau 2: Exemples de variogrammes théoriques, leurs fonctions d'autocorrélation,

Modèle théorique de variogramme	Expression mathématique	Fonction d'autocorrélation
Exponentiel	$C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) + C_o$	$e^{-\frac{h}{a}}$
Sphérique	$C \left(\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) + C_o$	$1 - \frac{3h}{2a} + \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3$
Gaussien	$C \left(1 - e^{-\left(\frac{h}{a} \right)^2} \right) + C_o$	$e^{-\left(\frac{h}{a} \right)^2}$
Effet de trou	$C + (C_o - C) \cos \left(h \frac{\pi}{a} \right)$	$1 - \frac{(C - C_o) \left(1 - \cos \left(h \frac{\pi}{a} \right) \right)}{C}$

Lorsqu'on observe l'évolution d'un paramètre géotechnique en fonction d'une dimension (exemple masse volumique de la roche en fonction de la profondeur), certaines caractéristiques peuvent suggérer le modèle de variogramme approprié. Lorsque les variations du paramètre sont continues et progressives, **le modèle gaussien** peut être utilisé. Des variations brusques à des espacements réguliers sont décrites par **un modèle linéaire** avec un palier. **Le modèle sphérique** décrit des variables régionalisées similaires lorsque les distances de variations brusques ne sont pas clairement définies. Des variations brusques à différentes échelles peuvent

être décrites par le **modèle exponentiel**. Le **modèle à effet de trou** traduit une répétition des données liée à une périodicité. Cela indique aussi une tendance à avoir une régionalisation des valeurs élevées (Journel 1978). Cependant, la présence d'effet de trou peut être parfois due à un faible échantillonnage.

C) Fonction de réduction de variance et échelle de fluctuation

Dans ce travail de thèse, l'analyse de la variabilité spatiale a pour but de réduire les incertitudes liées à la variabilité naturelle. Nous montrerons comment la présence de corrélation spatiale entre les valeurs de la variable régionalisée conduit à une réduction de variance.

Fonction de réduction de variance

Tableau 3 : Fonctions de réduction de variance et échelles de fluctuation de quelques variogrammes théoriques

Modèle théorique de variogramme	Fonction de réduction de variance	Échelle de fluctuation
Exponentiel	$2 \left(\frac{a}{L}\right)^2 \left(\frac{L}{a} - 1 + e^{-\frac{L}{a}}\right)$	$2a$
Sphérique	$\left[\frac{3a}{4L} \left(1 - \frac{3a}{16L}\right)\right]^{\frac{1}{2}}$	$\frac{3a}{4}$
Gaussien	$\left(\frac{a}{L}\right)^2 \left(\sqrt{\pi} \frac{L}{a} E\left(\frac{L}{a}\right) - 1 + e^{-\left(\frac{L}{a}\right)^2}\right)$	$a\sqrt{\pi}$
Effet de trou	$\frac{4a^2 \sin\left(\frac{\pi L}{2a}\right)^2 (C - C_o) + L^2 \pi^2 C_o}{L^2 \pi^2 C}$	$2a$

On travaille dans un champ à paramètre continu (variable régionalisée continue) et stationnaire d'ordre deux (voir 2.1.2.2.B). Néanmoins les résultats s'étendent facilement aux champs à paramètres discrets (Vanmarcke 1983).

Soit $Z(x)$ une variable régionalisée continue et homogène (pas de dérive) de moyenne m et de variance σ^2_Z ; soit $Z_L(x)$, le champ de moyenne mobile ou local suivant :

$$Z_L(x) = \frac{1}{L} \cdot \int_{x-\frac{L}{2}}^{x+\frac{L}{2}} Z(h) \cdot dh \quad 2.12$$

L est la fenêtre d'intégration. On définit la fonction de réduction de variance $\Gamma^2(L)$ par :

$$\text{Var}[Z_L] = \Gamma^2(L) * \sigma^2_Z \quad 2.13$$

La fonction de réduction de variance a les propriétés suivantes

$$\Gamma^2(L) \geq 0 \quad \Gamma^2(L) \leq 1 \quad \Gamma^2(0) = 1 \quad \Gamma^2(-L) = \Gamma^2(|L|) = \Gamma^2(L)$$

Cette fonction dépend de la fonction d'autocorrélation $\rho(h)$ et est déterminée avec l'expression suivante :

$$\Gamma^2(L) = \frac{2}{L} \cdot \int_0^L \left(1 - \frac{h}{L}\right) \cdot \rho(h) \cdot dh \quad 2.14$$

Les fonctions de réduction de variance de quelques variogrammes théoriques usuels sont présentées au tableau 3.

Exemple illustratif

Considérons l'interface d'un barrage-poids avec sa fondation rocheuse. On subdivise cette interface de 20 m en des échantillons de joints de 100 mm sur lesquels on réalise des essais de cisaillement direct avec la même valeur de contrainte normale. Nous reconsidérons cette même interface que nous subdivisons en une série d'échantillons de joints de taille 1000 mm sur lesquels on réalise des essais de cisaillement direct avec la valeur précédente de contrainte normale. Nous supposons qu'il n'y a pas d'erreur de mesure lors des essais.

La première série d'essais peut être considérée comme les valeurs de mesures ponctuelles de la résistance au cisaillement $Z(x)$ de moyenne m et de variance σ^2_Z . En négligeant l'effet d'échelle sur la valeur moyenne de la résistance au cisaillement, la deuxième série d'essais devient les mesures de la variable régionalisée $Z_L(x)$ d'une moyenne mobile de la résistance au cisaillement intégrée sur des fenêtres de longueur $L = 1000$ mm. Lorsque $Z(x)$ présente une corrélation spatiale, $\sigma^2_{Z_{1000}}$ est la variance de $Z_{1000}(x)$ et elle est égale à $\Gamma^2(1000) * \sigma^2_Z$. La dispersion des essais de cisaillement sur les grands échantillons est moins élevée que celle sur les petits échantillons (Figure 11). Ce phénomène est appelé l'effet moyen ("*spatial averaging effect*") sur la variance.

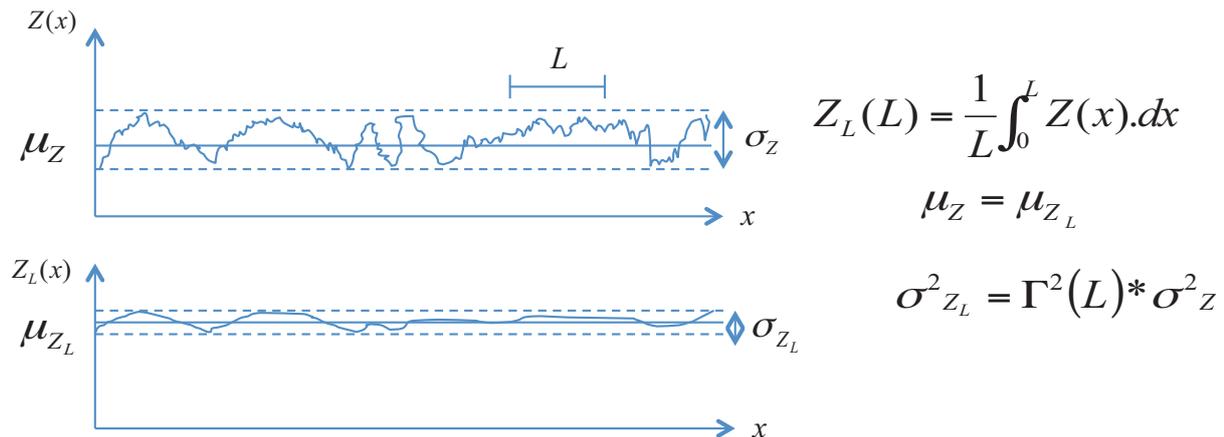


Figure 11: Résistance au cisaillement à l'interface barrage-fondation mesurée avec des joints de 100mm (champ ponctuel $Z(x)$) et puis avec des joints de 1000 mm de (champ de moyenne locale $Z_L(x)$)

À partir de cet exemple, nous constatons que l'application de la dispersion des propriétés de résistance au cisaillement des essais de laboratoire sur celles mobilisées à l'échelle de l'ouvrage peut être conservatrice.

Échelle de fluctuation ou distance d'autocorrélation

La distance d'autocorrélation est la grandeur θ telle que :

$$\theta = \lim_{L \rightarrow \infty} L * \Gamma^2(L) = 2 * \int_0^{\infty} \rho(h) \cdot dh \quad 2.15$$

Elle correspond à la distance sur laquelle les valeurs de la variable régionalisée présentent une corrélation spatiale. Elle a deux intérêts.

Le premier intérêt est la simplification de l'expression de la fonction de réduction de variance $\Gamma^2(L)$ qui peut être approchée par la formulation suivante (Vanmarcke 1983) :

$$\Gamma^2(L) \approx \frac{\theta}{L} \text{ pour } \theta \leq L \quad 2.16$$

Le second intérêt est qu'il permet d'apprécier le degré de corrélation d'un paramètre géotechnique et l'optimisation des sondages in situ en termes de nombres et d'espacement. Plus elle est grande et plus nous avons une forte corrélation entre les valeurs ponctuelles d'une distance inférieure à la distance d'auto corrélation. La littérature propose des distances de corrélation pour plusieurs paramètres géotechniques des sols. Généralement la variabilité spatiale des paramètres des sols suit un modèle orthotrope. C'est-à-dire une isotropie sur le plan horizontal et une distance de corrélation horizontale généralement plus grande que celle de la direction verticale (Phoon et Kulhawy 1999, Klammler, Hatfield et al. 2011).

Les échelles de fluctuations de quelques variogrammes théoriques usuels sont présentées au Tableau 3.

D) Analyse des incertitudes sur un paramètre de résistance modélisé comme une variable régionalisée

La variable régionalisée $Z(x)$ à mesurer aux points x sur la roche, n'est pas directement utilisée dans la conception des ouvrages en géotechnique. Un modèle de transformation T est nécessaire pour relier la variable régionalisée à mesurer, $Z(x)$ et la variable aléatoire de l'erreur commise sur la mesure e_z à la variable régionalisée du paramètre de conception à l'échelle ponctuelle $Z_d(x)$. La variable aléatoire ε_z qui est l'erreur de modèle est présente du fait de l'idéalisation et la simplification dans la théorie (Kulhawy 1992, Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004). L'équation 2.17 exprime $Z_d(x)$ en fonction $Z(x)$; e_z et ε_z

$$Z_d(x) = T [(Z(x) + e_z) ; \varepsilon_z] \quad 2.17$$

Les moyennes et les variances de e_z et ε_z , sont déjà présentées à la section 2.1.2.1.B du manuscrit. La variabilité naturelle des propriétés des roches est souvent modélisée avec une structuration spatiale particulière qui est composée d'une part déterministe et d'une part aléatoire (Davis 1986, Phoon et Kulhawy 1999). $Z(x)$ s'écrit avec l'équation suivante :

$$Z(x) = t_z(x) + w_z(x) \quad 2.18$$

$t_z(x)$ est la tendance et elle est d'essence déterministe. $w_z(x)$ est le résidu ou la fluctuation, a une moyenne nulle et une variance non nulle. $w_z(x)$ est une variable régionalisée qui décrit l'évolution aléatoire autour de la tendance $t_z(x)$. Lorsque $t_z(x)$ est constante dans l'espace, $Z(x)$ est une variable régionalisée stationnaire. Lorsqu'elle varie dans l'espace, $Z(x)$ est une

variable régionalisée non stationnaire. Avec ces définitions, on s'aperçoit que l'incertitude liée à la variabilité naturelle n'est pas expliquée par la tendance déterministe et est quantifiée par la variance de la variable régionalisée $w_Z(x)$. L'identification d'une tendance qui varie dans l'espace constitue une première étape de réduction de la variance à l'échelle ponctuelle.

La variance de la variable régionalisée $Z_d(x)$ (paramètre de conception) est donc en fonction des variances de $w_Z(x)$, e_Z et ε_Z . Lorsqu'on veut expliciter les poids des dispersions engendrées par la variabilité naturelle, les erreurs de mesure et de modèle sur le paramètre de conception $Z_d(x)$, on peut utiliser un développement en série de Taylor au premier ordre (Benjamin et Cornwell 1970, Favre 2004). Cela permet de linéariser l'expression de la fonction $T [(Z(x) + e_Z) ; \varepsilon_Z]$. On développera l'équation au voisinage du point moyen afin d'obtenir des variables centrées.

Par ailleurs, nous avons vu dans la section précédente (2.1.2.2 C) que si $Z_d(x)$ à travers l'analyse variographique de $w_Z(x)$, présente une corrélation spatiale, sa variable régionalisée de moyenne locale $Z_L(L)$ aura une variance réduite.

2.1.2.3 Synthèse

D'après l'analyse bibliographique, nous considérons trois sources primaires d'incertitude : la variabilité naturelle, les erreurs de mesures et les erreurs de modèle. Les variables aléatoires peuvent être utilisées pour expliquer la dispersion engendrée par chaque source d'incertitude. Cependant la dispersion des propriétés de résistance des roches peut être surestimée lorsqu'on omet l'analyse de la variabilité spatiale. Cette analyse concerne l'incertitude liée à la variabilité naturelle et se fait au moyen de variable régionalisée. En synthèse, nous remarquons que la réduction de la variance peut se faire en deux étapes. La première est à l'échelle ponctuelle avec l'identification d'une tendance déterministe $t_Z(x)$ variant dans l'espace et la deuxième est à l'échelle de l'ouvrage avec la prise en compte de la corrélation spatiale de $w_Z(x)$.

A la lumière de cette analyse, nous pouvons retenir qu'une façon optimale de prendre en compte la variabilité des propriétés de résistance de la roche est de :

- Modéliser la variabilité naturelle comme une variable régionalisée (champs aléatoires) ;
- Modéliser les erreurs de mesures et de modèle comme des variables aléatoires.

2.2 Justification des fondations de barrage-poids vis-à-vis de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant

Cette partie du mémoire décrit les connaissances et l'état de l'art de l'analyse de la stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrage-poids. L'analyse de stabilité est associée à un certain nombre d'incertitudes. L'objectif est de montrer la propagation des incertitudes associées aux propriétés de résistance au cisaillement dans la mesure la sécurité issue d'une analyse de stabilité.

La mesure de la sécurité est déterminée à partir de la connaissance des variables de chargement et de résistance.

Selon le bulletin (ICOLD 1993) dédié aux fondations rocheuses de barrage, la procédure pour estimer les paramètres de résistance du massif rocheux commence par une investigation géologique et géotechnique du massif rocheux à partir de laquelle un modèle du massif est déduit. Puis, la géométrie du barrage et le modèle géologique du massif avec le mode de rupture

choisi sont combinés pour créer un modèle simplifié du problème. Les variables de chargement et de résistances sont en suite intégrés dans le modèle simplifié (barrage et fondation) afin d'évaluer une mesure de la sécurité. On peut utiliser soit des méthodes analytiques soit des méthodes numériques pour effectuer ces calculs. La mesure de la sécurité est une réponse de l'analyse de stabilité et il est comparé à des critères d'acceptation fixés par des réglementations ou reconnus dans l'état de l'art. La Figure 12 montre les enchaînements des composants principaux d'une analyse de stabilité des fondations rocheuses.

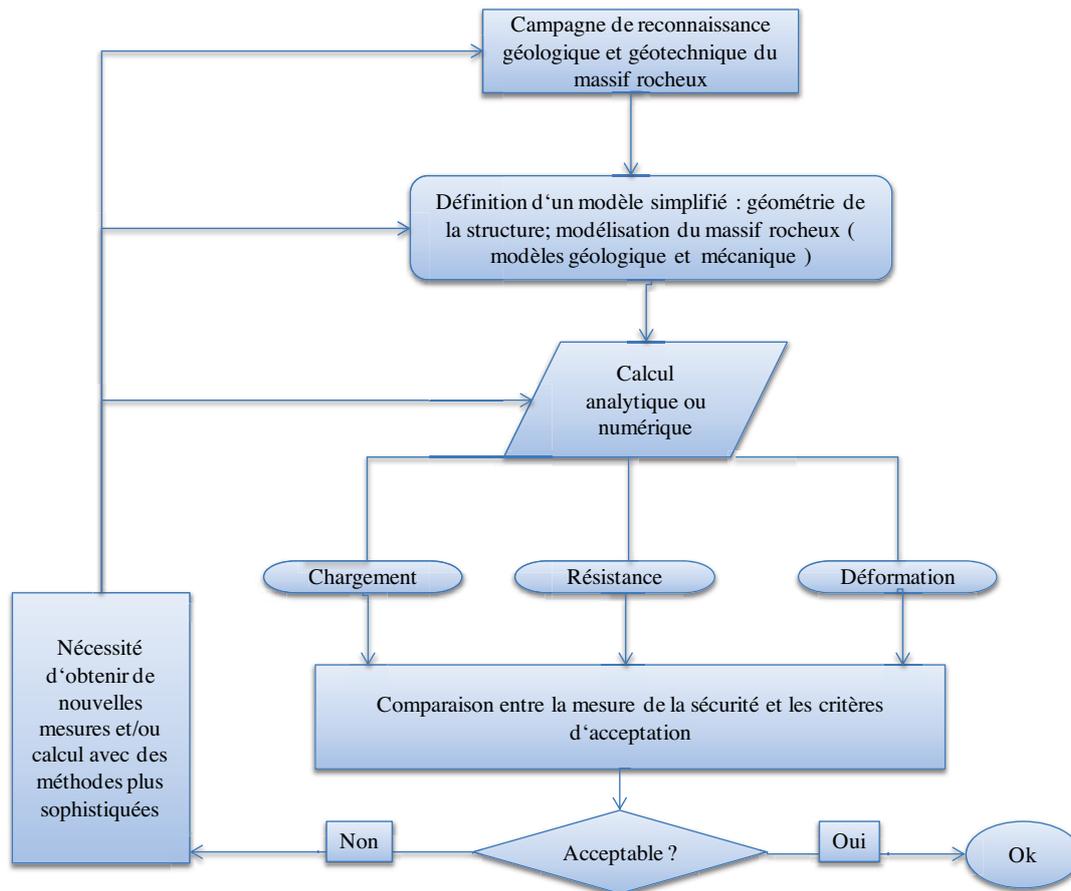


Figure 12: Composants principaux d'une analyse de stabilité des fondations rocheuses des barrages-poids.

La mesure de la sécurité dépend des démarches de justification de la stabilité parmi lesquelles nous pouvons citer :

- la démarche déterministe où le coefficient de sécurité total est la mesure de la sécurité ;
- la démarche semi-probabiliste qui utilise des coefficients partiels associés aux paramètres d'entrée d'une fonction d'état-limite ;
- la démarche probabiliste où la probabilité de rupture est la mesure de la sécurité.

Dans cette partie, nous présentons ces différentes démarches pour la justification des fondations rocheuses de barrage vis-à-vis de l'effort tranchant. Pour chaque démarche, nous précisons sa position par rapport aux réglementations ou recommandations en vigueur dans certains pays, l'état de l'art, et sa capacité à intégrer la dispersion des paramètres de résistance au cisaillement.

2.2.1 Justification déterministe de la stabilité

La démarche de justification déterministe est toujours en vigueur au Canada (CDA 2007), aux USA [(FERC 2002) et '*Bureau of reclamation*'], en Suède (Svensk Energi Guidelines), en Norvège (NVE 2002), en Angleterre et en Suisse (Ruggeri 2004).

L'étude traditionnelle de la sécurité des ouvrages en génie civil s'appuie sur une démarche déterministe et la mécanique des roches n'échappe pas à cet usage. Le principe de justification déterministe de la résistance à l'effort tranchant se base sur le facteur de sécurité total au moyen duquel les incertitudes, le nombre limité des données, ainsi que le caractère approximatif des modèles sont pris en compte (ICOLD 1993).

Il existe différentes formulations du coefficient de sécurité total et nous présentons seulement celle de la méthode de l'équilibre limite qui est la plus recommandée (Nicholson 1983, Ruggeri 2004, Underwood et Dixon 1976). Suivant une surface de rupture, le facteur de sécurité total selon la méthode de l'équilibre limite, est le rapport entre les forces tangentielles résistantes R et celles tangentielles motrices (sollicitations) H :

$$FS = \frac{R}{H} \quad 2.19$$

Pour tenir compte de la dispersion des propriétés de résistance, le concepteur choisit des valeurs prudentes des paramètres de résistance au cisaillement, à savoir la cohésion et l'angle de frottement pour le critère de Mohr-Coulomb ou le JRC, JCS et l'angle de frottement résiduel pour le critère de Barton et Choubey (1977). Dans le guide de recommandation du Canada (CDA 2007), le facteur de sécurité pour l'analyse de l'état-limite à l'effort tranchant est défini comme suite avec le critère de Mohr-Coulomb :

$$FS = \frac{V \cdot \tan\phi + A_c C}{H} \quad 2.20$$

V étant la force effective normale au plan de glissement; H étant la force horizontale tangentielle au plan de glissement; A_c est la surface comprimée déduite de la surface de glissement; C est la cohésion apparente ou réelle; ϕ est l'angle de frottement au pic ou résiduel.

Une des limites du facteur de sécurité est qu'il varie selon sa formulation. Toute référence à la valeur d'un facteur de sécurité doit donc préciser la méthode de calcul utilisée (ICOLD 1993). Aussi, un facteur de sécurité total donné peut représenter en fait des niveaux de risques différents selon les incertitudes des données de base (dispersion, nombre d'essais, qualité des reconnaissances et mesures, etc.) (ICOLD 1993)

2.2.2 Justification semi-probabiliste de la stabilité

La démarche dans un format semi-probabiliste est recommandée par les guides français (CFBR 2012) et chinois (Design Code DL 5108-1999) de justification des fondations des barrages-poids.

Sur la base d'une méthodologie probabiliste, la démarche semi-probabiliste introduit une part déterministe, prise en compte par des coefficients partiels qui couvrent l'incertitude sur la connaissance des paramètres aléatoires, et une part probabiliste prise en compte par la définition statistique des valeurs représentatives des principaux paramètres auxquels s'appliquent les

coefficients partiels (Calgaro 1996). La démarche semi-probabiliste utilise aussi le principe des états-limites. Les états-limites correspondent à des états au-delà desquels l'ouvrage ne satisfait plus aux critères de dimensionnement ou de justification. On distingue deux catégories d'états-limites :

- les états-limites de service (ELS), correspondant à des conditions au-delà desquelles les exigences d'aptitude au service de l'ouvrage ne sont plus satisfaites ;
- les états-limites ultimes (ELU), associés à des pertes d'équilibres statiques ou des modes de défaillance ; ils correspondent aux états-limites qui concernent la sécurité des personnes et/ou la sécurité de la structure.

La condition de résistance à l'effort tranchant consiste à vérifier que les efforts résistants restent supérieurs aux sollicitations. On peut l'illustrer avec le critère de Mohr-Coulomb en considérant un modèle à deux dimensions du barrage. On aura l'expression suivante (CFBR 2012):

$$\frac{C_k}{\gamma_{mC}} * L + (N - U) * \frac{(\tan\phi)_k}{\gamma_{m\tan\phi}} > \gamma_{d1} \cdot T \quad 2.21$$

Où C_k et $(\tan\phi)_k$ sont les valeurs caractéristiques de cohésion et de tangente d'angle de frottement sur le plan de glissement ; L est la longueur de la section étudiée en compression ; N et T sont les composantes normale et tangentielle des actions agissant sur la section étudiée ; U est la résultante des pressions interstitielles régnant au niveau de la section étudiée ; γ_{mC} et $\gamma_{m\tan\phi}$ sont les coefficients partiels venant affecter les valeurs caractéristiques des résistances au cisaillement du matériau et dépendant de la combinaison d'actions considérée ; γ_{d1} est le coefficient de modèle de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant, dépendant de la combinaison d'actions considérée.

Pour prendre en compte la dispersion des propriétés de résistance, les valeurs caractéristiques des résistances sont déterminées par les fractiles 5 % lorsque leurs fonctions de densité de probabilité sont connues. A défaut, on choisira des valeurs prudentes pour prendre en compte la dispersion. Les jeux de coefficients de sécurité ont été déterminés pour garantir certaines probabilités cibles. Les vérifications d'état-limite permettent de garantir des probabilités cibles annuelles de l'ordre de 10^{-3} pour l'état-limite de service et 10^{-6} pour l'état-limite ultime (Baguelin et Kovarick 2000).

L'avantage important avec les coefficients partiels est qu'ils reflètent les incertitudes qu'ils représentent en les répartissant sur les différents paramètres. En effet, les paramètres les plus incertains sont associés à des coefficients partiels plus élevés. Cependant, même si l'analyse des états-limites avec des coefficients partiels tient compte des différentes sources d'incertitude, le respect de la condition limite ne signifie pas systématiquement que la conception est acceptable (ICOLD 1993). En effet, la démarche semi-probabiliste ne tient pas compte de manière objective des approximations liées au modèle mécanique et du facteur de perte humaine. Ces limites peuvent expliquer le fait que le facteur de sécurité est toujours en vogue (ICOLD 1993). Mortensen (1983) souligne qu'une attention particulière devrait être portée sur l'effet des coefficients partiels dans chaque cas d'étude et que l'établissement des coefficients partiels plus ou moins fixes apparaîtrait comme une atteinte au jugement de l'expert (Mortensen 1983).

2.2.3 Justification probabiliste des fondations rocheuses des barrages-poids

Dans cette partie, nous allons aborder les différentes notions et méthodes probabilistes d'analyse de la stabilité. Une synthèse de l'application des méthodes fiabilistes dans l'analyse de l'état-limite à l'effort tranchant des fondations de barrage, est présentée et discutée afin de mettre en exergue les pratiques de la prise en compte de la dispersion des propriétés de résistance au cisaillement.

2.2.3.1 Formulation de la fiabilité

A) Formulation de la fiabilité et de la probabilité de défaillance

La fiabilité est formulée en termes de fonction de performance ou d'état-limite $g(X)$. Un exemple de fonction de performance est $g(X) = R(X) - S(X)$, avec $R(X)$ et $S(X)$ respectivement, les fonctions de résistance et de sollicitation (Favre 2004, Lemaire 2005). X désigne le vecteur des n variables aléatoires à valeurs dans \mathbb{R}^n , contrôlant les performances du système mécanique :

$$X = (X_1, \dots, X_n) = \{\text{paramètres aléatoires d'action, de résistance et de géométrie}\}$$

Dans cet exemple, $g(X) = 0$ définit la fonction d'état-limite qui marque la frontière entre le domaine de sûreté et le domaine de défaillance. $g(X) > 0$ définit le domaine de sûreté et $g(X) < 0$ définit le domaine de défaillance associé à la ruine (Figure 13).

Sous l'hypothèse que les variables X sont absolument continues, $f_X(x)$ est la fonction de densité conjointe et définie comme la dérivée de la fonction de répartition conjointe $F_X(x)$ telle que:

$$f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) \geq 0 \text{ et} \\ \int \dots \int f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) \cdot dx_1 \cdot dx_2 \dots dx_n = 1 \quad 2.22$$

Alors la probabilité de défaillance P_f s'écrit :

$$P_f = Prob\{g(X) \leq 0\} = \int_{-\infty}^0 f_{g(x)} d(g(x)) \quad 2.23$$

Où $g(X)$, comme fonction des variables aléatoires X_1, \dots, X_n , est une variable aléatoire.

Le calcul de cette intégrale tout comme le calcul de la densité conjointe de probabilité peuvent présenter des difficultés opératoires considérables (Favre 2004, Lemaire 2005, Melchers 1999). Les principales méthodes pour estimer P_f sont (Lemaire 2005) :

- L'intégration directe ou numérique ;
- Les méthodes de simulations Monte-Carlo ;
- Les méthodes d'approximation de la fonction d'état-limite par indice de fiabilité.

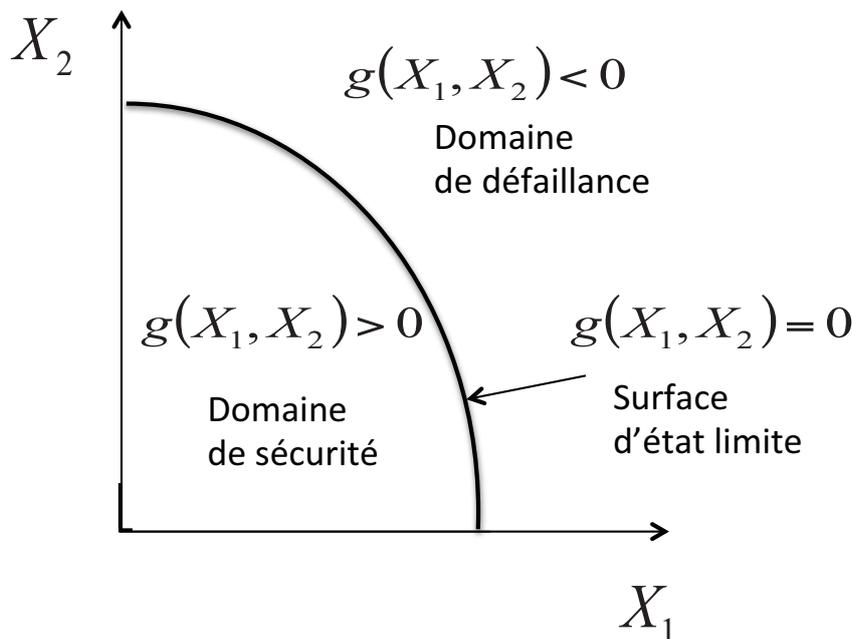


Figure 13: Représentation d'une fonction de performance à deux variables aléatoires

B) Méthodes d'estimation de la probabilité de défaillance

Les méthodes de l'intégration directe ne sont utilisables que dans quelques cas spéciaux très simples (ou académiques). L'intégration numérique peut induire des erreurs du même ordre de grandeur que la probabilité de défaillance. Les méthodes de simulation Monte-Carlo permettent d'aborder la plupart des cas, cependant avec un coût élevé en termes de temps de calcul pour estimer P_f . Les méthodes d'approximation de la fonction d'état-limite sont basées sur une simplification de la géométrie de la surface d'état-limite et peuvent donner des approximations satisfaisantes de P_f . Dans la suite, nous présentons de manière succincte les méthodes d'approximations et les méthodes de simulation Monte-Carlo, qui sont les méthodes les plus usuelles.

B.1) Calcul de la probabilité de défaillance par indice de fiabilité β

La première notion d'indice de fiabilité a été proposée par Cornell (Lemaire 2005). Diverses propositions sont disponibles dans la littérature, cependant la forme la plus complète est due à Hasofer et Lind (1971) qui s'appuient sur une définition rigoureuse (Lemaire 2005). L'indice de fiabilité de Cornell s'appuie sur la méthode FOSM (*first order second moment*). L'indice de fiabilité défini par Hasofer et Lind (1971) s'appuie principalement sur les méthodes FORM (*first order reliability method*) et SORM (*second order reliability method*) (Lemaire 2005).

La méthode FOSM est basée sur l'approximation par linéarisation de la fonction de performance autour des moyennes des variables d'entrées. La méthode FORM linéarise la fonction de performance autour d'un point appelé point de conception. La méthode SORM tient compte d'une courbure locale de la fonction de performance afin d'obtenir une meilleure approximation de la probabilité de défaillance P_f .

La probabilité de défaillance est approximée par l'indice de fiabilité à l'aide de l'équation suivante :

$$P_f \approx 1 - \Phi(\beta) \quad 2.24$$

Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Plus l'indice de fiabilité est élevé et plus la probabilité de défaillance estimée est faible.

Dans la suite, nous présentons l'indice de fiabilité selon Cornell par la méthode FOSM et selon Hasofer et Lind (1971) premièrement par la méthode FORM et deuxièmement par la méthode SORM.

Méthode FOSM (First Order Second Moment): Indice de fiabilité de Cornell

Pour le calcul de cet indice de fiabilité, on émet une hypothèse de linéarisation de la fonction de performance. Cornell (1967) mesure l'indice de fiabilité β_c avec les deux premiers moments de la fonction de performance $g(X)$ par la relation suivante:

$$\beta_c = \frac{E[g(X)]}{\sqrt{Var[g(X)]}} \quad 2.25$$

L'indice β_c apparaît donc comme l'inverse du coefficient de variation de la variable aléatoire $g(X)$. Ce paramètre adimensionnel symbolise le nombre des écarts types entre le point moyen $E[g(X)]$ et l'état-limite $g(X) = 0$. Il traduit l'usage fréquent en ingénierie de se décaler de quelques écarts-types par rapport à la moyenne pour se placer en sécurité (Lemaire 2005, Melchers 1999). Le cas des variables aléatoires X gaussiennes et d'une fonction de performance $g(X)$ linéaire est l'unique situation pour laquelle la démarche de Cornell (1967) est rigoureuse. En effet, l'indice de fiabilité β_c est non invariant à la formulation de la fonction de performance $g(X)$.

Méthode FORM (First Order Reliability Method)

Hasofer et Lind (1971) proposent une définition de l'indice de fiabilité qui, contrairement à l'indice de Cornell (1967), est invariant vis-à-vis de la formulation de la fonction de performance $g(X)$. Hasofer et Lind (1971) suggèrent de ne pas se placer dans l'espace physique des variables physiques X mais plutôt d'effectuer un changement de variables vers un nouvel espace normé de variables gaussiennes centrées réduites et indépendantes U . La transformation de l'espace physique vers l'espace normé nécessite l'utilisation d'une transformation isoprobabiliste. Dans l'espace normé, l'indice de fiabilité de Hasofer-Lind β_{HL} est la plus courte distance euclidienne de l'origine à la fonction d'état-limite. Le point appartenant à la fonction d'état-limite qui est le plus proche de l'origine est défini comme le point de conception ou le point de défaillance le plus vraisemblable p^* . L'indice de Hasofer-Lind β_{HL} est déduite de la linéarisation de la fonction de performance au point de conception p^* . La procédure de recherche de p^* est bien détaillée dans l'ouvrage de (Melchers 1999) ou de (Lemaire 2005).

Méthode SORM (Second Order Reliability Method)

Avec cette méthode, la probabilité de défaillance est approximée en tenant compte de la courbure de la fonction de performance $g(X)$ autour du point p^* afin d'obtenir une meilleure approximation. La fonction d'état-limite est approchée par une hyper surface d'ordre deux, définie à partir des calculs des courbures de la surface d'état-limite au point de conception p^* . La procédure de calcul de la probabilité de défaillance avec cette méthode est bien détaillée dans l'ouvrage de Melchers (1999) et Lemaire (2005).

B.2) Calcul de la probabilité de défaillance par simulation

Il n'est pas toujours possible de maintenir l'hypothèse d'une faible non-linéarité de la fonction de performance de l'espace gaussien réduit. Les techniques de simulations peuvent être utilisées pour estimer la probabilité de rupture.

Le principe général des simulations est de générer un échantillonnage aléatoire des variables de base X avec lequel la fonction de performance est évaluée pour chacun des tirages. La valeur de P_f est estimée à partir du comptage des défaillances. La méthode de simulation la plus simple est la simulation Monte-Carlo classique. Toutefois, elle peut s'avérer très coûteuse en temps, du au nombre important de tirages des variables X et des calculs de réalisations de la fonction de performance. Les méthodes de simulations de Monte-Carlo conditionnées permettent de réduire le nombre de calculs nécessaires (Lemaire 2005, Peyras et al. 2010).

2.2.3.2 Travaux de recherche relatifs à la justification probabiliste des fondations rocheuses vis-à-vis de l'effort tranchant

Les méthodes probabilistes ne sont pas encore présentes dans les réglementations ni dans les guides de conception ou de justification des fondations rocheuses de barrage-poids. Nous sommes amenés à donc consulter les travaux de recherches disponibles dans la littérature afin de pouvoir situer l'état de l'art de ces méthodes.

En synthèse, les méthodes de calculs de stabilité sont la méthode d'équilibre limite pour la plupart des applications et les méthodes d'éléments finis pour des analyses plus avancées. L'ensemble des études présentées ci-dessus, porte sur les analyses fiabilistes de l'interface barrage-fondation à l'état-limite d'effort tranchant. La fonction de performance $g(X)$ est souvent le critère de rupture de Mohr-Coulomb et les paramètres d'entrées d'actions, de résistances et de géométries sont en principe des variables aléatoires X (Bury et Kreuzer 1985, Baylous et Bennett 1989, De Araújo et Awruch 1998, Ellingwood et Tekie 2001, Saouma 2006, Carvajal 2009, Westberg 2010, Altarejos-García et al. 2012, Lupoi et Callari 2012).

Dans ces références bibliographiques, une attention particulière est portée sur les outils de calcul et les méthodes fiabilistes. Cependant, on met moins l'accent sur une caractérisation directe et spécifique des propriétés de résistance au cisaillement de l'interface barrage-fondation ou des discontinuités des fondations. Les propriétés de résistance au cisaillement sont déduites soit partiellement avec des essais, soit entièrement avec des données publiées dans la littérature, les guides et réglementations ou des corrélations, sauf Carvajal (2009) et Westberg (2010) qui ont produit une modélisation de la variabilité spatiale de certaines propriétés de résistances. (Bury et Kreuzer 1985) ont souligné que les incertitudes des paramètres d'entrées ont une importance capitale sur la probabilité de défaillance résultante et que pour un résultat fiable, le modèle et les variables d'entrées doivent être de qualité. (Altarejos-García et al. 2012) prolongent cette réflexion en démontrant que l'angle de frottement et la cohésion sont les variables de base les plus importantes lorsqu'on utilise le modèle de Mohr-Coulomb comme fonction de performance.

Aussi, les propriétés de résistance des roches présentent souvent une forte variabilité naturelle et les états critiques (états-limites) concernent de grands volumes ou de grandes surfaces. Le glissement plan des fondations rocheuses de barrage-poids en est une illustration. Par conséquent, les propriétés de résistance doivent être intégrées dans l'espace et leurs définitions comme des variables régionalisées sont indispensables selon Favre et al. (1987). Dans une

optique de simplification, on peut au moins utiliser les variables aléatoires à variance réduite, lorsqu'on a appliqué au préalable la réduction de variance suivant l'espace où elles ont été intégrées (Magnan 1996, Favre 2004). Toutefois la pertinence de ce type d'analyse dépendra de la qualité des données d'entrées de résistance.

2.2.4 Synthèse

Les méthodes de justification de la résistance à l'effort tranchant sont classées en trois catégories :

- les méthodes déterministes: la mesure de la sécurité est réalisée à travers un facteur de sécurité unique qui intègre implicitement la variabilité des propriétés de cisaillement considérée dans le choix de valeurs prudentes ;
- Les méthodes semi-probabilistes: la mesure de la sécurité est associée à l'utilisation de jeux de coefficients partiels et d'un coefficient de modèle. La variabilité des paramètres de cisaillement est prise en compte par un coefficient partiel et une valeur caractéristique fixée au fractile 5% de la distribution de densité de probabilité ;
- Les méthodes probabilistes : la mesure de la sécurité est la probabilité de défaillance associée à une fonction de performance. La variabilité des paramètres de cisaillement est prise en compte par une modélisation i) en variable aléatoire, ii) en variable régionalisée ou iii) en variable aléatoire à variance réduite, car intégrée dans l'espace avec le mécanisme de l'état-limite.

La méthode probabiliste offre en théorie une meilleure quantification de la sécurité. Cependant, tel qu'elle est appliquée dans le domaine de la justification des fondations rocheuse des barrages-poids à travers des projets de R&D, nous pouvons faire deux constats :

- Un premier constat général est le manque de données expérimentales de cisaillement pour caractériser spécifiquement les joints d'une fondation ou l'interface barrage-fondation. Dans les cas où il existe peu d'essais, les deux moments, à savoir la moyenne et la variance, peuvent être estimés et des hypothèses seront émises pour les fonctions de densité de probabilité. Lorsque des essais de cisaillement ne sont pas disponibles, les bases de données peuvent être interrogées pour lever ce verrou ;
- Un second constat est la non-prise en compte de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement le long des surfaces définies de glissement (joints rocheux et interface). Les probabilités de ruine obtenues pourraient être surestimées au cas échéant.

2.3 Illustrations de l'étude de fondations rocheuses de barrage-poids

L'analyse bibliographique de la stabilité à l'effort tranchant a montré que les variables d'entrées de résistance au cisaillement de l'interface ou des joints rocheux sont le plus souvent caractérisées en partie par des essais spécifiques au cas d'étude ou entièrement à partir de données publiées dans la littérature. Cette section présente la synthèse de deux études de caractérisation des fondations de barrage-poids. La première étude présente une fondation rocheuse de barrage en phase de conception en France (Barrage Rizzanèse en Corse). La deuxième étude est une caractérisation de la fondation rocheuse d'un barrage-poids existant au Québec dans un contexte de réhabilitation (Barrage La Tuque). L'objectif de cette section est d'illustrer l'état de l'art en matière de construction des modèles géologiques et géotechniques

pour lesquels nous précisons les données disponibles et la démarche de prise en compte des propriétés de résistance.

2.3.1 Barrage Rizzanèse (Corse, France).

Le barrage hydroélectrique du Rizzanèse est un barrage-poids légèrement arqué en béton compacté au rouleau (BCR) d'une hauteur de 40 m et avec un fonctionnement par écluses. Fondé sur du granite, il est muni d'un évacuateur à seuil libre en 3 passes et possède une capacité totale de 1.3 hm^3 sur une surface de plan d'eau de 11 ha. En plus d'un rôle d'appoint énergétique, ce barrage est aussi dévolu à l'irrigation.

Les éléments présentés dans ce manuscrit sont issus du rapport soumis au CTPB de 1991 (comité technique permanent des barrages). Ce rapport livre une étude préliminaire de plusieurs aspects du barrage (hydrogéologie, corps du barrage, fondation). Nous présentons seulement les éléments relatifs à l'obtention des modèles géologique et mécanique de la fondation.

2.3.1.1 Modèle géologique

Le modèle géologique du massif rocheux est obtenu à partir :

- de la géologie de surface qui permet d'identifier les formations et les fracturations globales du site. Les moyens utilisés sont les cartes géologiques régionales à grandes échelles (1:25000 et 1:500) et les visites de sites ;
- des tranchées et des forages permettent de caractériser finement la fracturation de la fondation rocheuse (orientation, espacement et ouverture des discontinuités) ;
- les essais Lugeon qui permettent d'évaluer la perméabilité à travers laquelle on peut apprécier le réseau de fracturation, l'ouverture et la persistance des discontinuités.

Le barrage est fondé sur du granite altéré avec une maille de fracturation PC (peu compact intervalle entre discontinuités de 12 à 25 cm soit un RQD de 100%). On observe très peu de failles sur le site du barrage. Une faille sub-verticale est le seul accident d'importance visible dans l'emprise de l'ouvrage. Cette faille est fermée ou peu ouverte en surface avec une épaisseur d'altération réduite. Elle ne montre pas de remplissage argileux. On a d'une part de grosses diaclases subhorizontales, souvent ouvertes à proximité de la surface, avec des épontes saines ou peu altérées et espacées de 5 à 10 m. D'autre part des diaclases plus petites souvent fermées. Des filons à zéolites sont en général organisés en faisceaux comportant plusieurs accidents unitaires, constituant ainsi des faisceaux de filons ou zones filoniennes. Néanmoins, à l'affleurement et en sondage, il s'agit de joints fermés, remplis de minéraux cristallisés (zéolite et rarement de remplissage argileux). La perméabilité de la matrice rocheuse est estimée à 10^{-6} m/s et celle du massif est estimée à 40 unités Lugeon soit une perméabilité de 4.10^{-6} m/s. On a ainsi un réseau de fracture globalement fermé.

2.3.1.2 Modèle mécanique

Le modèle mécanique est évalué à deux échelles :

- au laboratoire où les propriétés géotechniques de la matrice rocheuse sont évaluées, à savoir les propriétés mécaniques (résistance et déformation) ;
- in situ où les propriétés du massif rocheux sont caractérisées. L'investigation géophysique par sismique réfraction permet d'obtenir un zonage des vitesses de

transmission des ondes sismiques. On peut généralement les relier au degré de fracturation et d'altération du rocher, ce qui permet parfois de localiser des accidents (failles) grâce aux anomalies de vitesse qu'ils engendrent.

Le barrage est fondé sur un granite dont la résistance à la compression de la matrice rocheuse varie de 3 à 10 MPa. L'interprétation des vitesses de sismique réfraction (800 à 1500 m/s) traduit une forte altération affectant les propriétés mécaniques de la matrice rocheuse. Le modèle géologique montre un réseau dense de fractures fermées. L'hypothèse d'un massif homogénéisé comme un corps continu a été considérée. L'analyse de stabilité au glissement a été réalisée à l'interface du barrage et du massif avec des hypothèses conservatrices pour cette interface béton/rocher: une cohésion nulle et un angle de frottement de 30°. Les propriétés de cisaillement de l'interface n'ont pas fait l'objet d'une étude expérimentale spécifique (essais de cisaillement direct)

2.3.2 Barrage La Tuque (Québec, Canada)

La centrale de La Tuque est une centrale hydroélectrique au Québec qui a été construite en 1940. Le barrage en béton de gravité a une hauteur de 40 m et une hauteur de retenue de 39,1 m. La centrale est la sixième centrale hydroélectrique sur les 11 de la rivière Saint-Maurice à partir de l'amont. Sa capacité de retenue est de 82 hm³ pour une superficie de réservoir de 8 km². La puissance de la centrale varie selon le débit du cours d'eau et donc de la période de l'année. Ces informations sont tirées du site du Centre d'expertise d'hydrique du Québec¹.

Les éléments présentés ci-dessus sont extraits du rapport interne du maître d'ouvrage. Ce rapport a été rédigé en 2009 dans le cadre de la réhabilitation de l'évacuateur des crues et des barrages-poids. Dans ce rapport, on y traite les aspects géologiques (modèle géologique) et géomécaniques (modèle mécanique) de la fondation du barrage.

2.3.2.1 *Modèle géologique*

Le modèle géologique du massif rocheux est obtenu à partir :

- de la géologie de surface qui permet d'identifier les formations et les fracturations globales du site à l'échelle régionale (1:250000 et 1:1000) ;
- des sondages dont le log des carottes permettra de caractériser plus finement la fracturation de la fondation rocheuse (orientation, espacement et ouverture des discontinuités) et l'altération de surface des joints ;
- des diagraphies acoustiques et optiques qui permettent de détecter les fractures le long des forages et leurs ouvertures ;
- les essais Lugeon qui permettent d'évaluer la perméabilité à travers laquelle on peut apprécier le réseau de fracturation, l'ouverture et la persistance des discontinuités.

La présence d'une faille subdivise la fondation en une zone hors faille et une zone de la faille. Le barrage prend appui sur environ 90% de la zone hors faille.

Le massif rencontré au droit de la zone de faille est constitué d'un gneiss granitique très facturé présentant des zones de cisaillement. La roche y est très friable et se désagrège à sa sortie du tubage. Le pourcentage de récupération et le RQD sont très faibles (inférieur à 20% jusqu'à 29 m de profondeur). Le massif devient de qualité moyenne à partir de 29 m avec un RQD de

¹http://www.cehq.gouv.qc.ca/barrages/detail.asp?no_mef_lieu=X0002322

l'ordre de 50%. Toutes les fractures observées présentent de l'altération. Les structures rencontrées sont principalement des fissures, des veinules, des contacts et des fractures ouvertes. Étant donné le degré de fracturation, les structures ne présentent pas d'orientation préférentielle et les fractures se propagent dans toutes les directions. Cette zone est considérée comme un milieu continu.

Dans la zone hors faille, le massif de fondations est essentiellement constitué de paragneiss considéré comme étant de haute résistance (résistance en compression égale 187 MPa). La foliation est bien développée et deux familles de joints sub-verticaux découpent le massif rocheux; à l'aide de l'analyse stéréographique, l'étude montre que les orientations des structures géologiques (foliation + joints) ne sont pas dans des directions défavorables à la stabilité au glissement de la fondation. Les essais d'eau montrent typiquement un écoulement laminaire avec des valeurs Lugeon modifié élevées que très localement. La conductivité hydraulique du massif rocheux a une valeur moyenne entre 10^{-4} et 10^{-7} m/s. Dans cette zone, on pourra envisager un modèle continu ou un modèle discontinu avec les systèmes de discontinuités établis ci-dessus.

2.3.2.2 Modèle mécanique

Tableau 4 : Résultats des essais géomécaniques sur la roche intacte et des essais de cisaillement direct sur des joints

Propriétés	Moyenne	Écart type	Nombre d'essais
UCS (MPa)	187	10	4
T_o (MPa)	13	2	10
E (GPa)	65	2	4
ν	0,28	0,01	3
Essais de cisaillement direct sur joints rocheux			
Cohésion (MPa)	0		15
ϕ_{pic} (°)	46		
ϕ_{res} (°)	42		

L'ensemble des données utilisées pour caractériser le modèle mécanique est déduit à l'échelle du laboratoire. Nous pouvons citer :

- Les essais géomécaniques classiques réalisés sur des échantillons de la matrice rocheuse : 4 essais de compression simples (UCS) ; 10 essais de traction indirecte (T_o), 4 essais de détermination du module d'élasticité (E) et 3 essais pour évaluer le coefficient de poisson (ν) ;
- 15 essais de cisaillement directs sur des échantillons de joints rocheux et 2 sur des contacts roc-béton (interface barrage-fondation) sur lesquels ont été déduits des angles de frottement au pic et résiduel (ϕ_{pic} et ϕ_{res}).

Les résultats des essais sont présentés au Tableau 4.

Le modèle mécanique proposé est une zone hors faille considérée comme un milieu discontinu et la zone faillée comme un milieu continu.

Étant donné qu'il a été observé que certaines propriétés du massif sont plus faibles dans les deux à trois premiers mètres, la zone hors faille est subdivisée en une sous-zone A et une sous-zone B. La sous-zone B correspond aux trois premiers mètres de la fondation et la sous-zone A correspond au massif plus sain en profondeur. Pour les sous-zones B et A, nous avons trouvé des RMR de 46 et 69, soit respectivement une qualité acceptable pour les premiers mètres et un bon rocher en profondeur.

À partir des essais géomécaniques réalisés au laboratoire sur la roche intacte, des essais de cisaillement direct sur les joints et les données publiées dans la littérature, les paramètres de résistance retenus sont fournis dans le Tableau 5.

Tableau 5: Paramètres de résistance et de déformation du massif de fondations (Quirion 2009)

Zone ou Sous zone	Cohésion (MPa)	Angle de frottement interne ϕ (°)	Module d'élasticité E_m (GPa)
Zone de faille	0 - 0,4	29 - 38	1 - 3,5
Sous zone B	0,4 - 2,2	38 - 45	2,8 - 12,6
Sous zone A	4,1 - 11,1	45 - 49	12,6 - 44,7
Système de joints	0	42 - 46	

2.3.3 Discussions et synthèse

Ces deux exemples de caractérisation du modèle géotechnique des fondations rocheuses de barrage mettent en exergue le nombre insuffisant d'essais conduits pour caractériser la résistance au cisaillement des discontinuités.

Ces deux exemples de projet peuvent être considérés comme représentatifs des pratiques actuelles dans un contexte de justification des résistances au cisaillement. Parfois, le choix des paramètres de cisaillement des discontinuités n'a pas fait l'objet d'une étude expérimentale spécifique et se base sur des valeurs conservatives issues de la littérature. Dans certains cas, il existe peu d'essais de cisaillement et ces derniers ne constituent pas un échantillonnage satisfaisant pour caractériser les propriétés de résistance au cisaillement par une analyse statistique pertinente (variables aléatoires ou variables régionalisées).

Chapitre 3: Questions scientifiques et proposition de thèse

Les fondations rocheuses présentent souvent une variabilité verticale et horizontale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités (Phoon et Kulhawy 1999). Une variabilité verticale peut être matérialisée par une moyenne de la propriété de résistance qui varie en profondeur et dont la prise en compte réduit la variance de cette propriété de résistance (Phoon et Kulhawy 1999). La rupture des fondations par glissement à travers une discontinuité persistante est un mécanisme qui mobilise les propriétés ponctuelles de résistance au cisaillement présentes sur cette discontinuité. La résistance au cisaillement mobilisée le long de cette discontinuité présente des incertitudes moins élevées que la résistance au cisaillement ponctuelle (échelle de laboratoire). Cette réduction des incertitudes par changement d'échelle se matérialise par une réduction de la variance et se quantifie par la prise en compte de la corrélation spatiale des propriétés ponctuelles de résistance au cisaillement. L'analyse de la variabilité spatiale à travers les champs aléatoires, permet d'évaluer ces deux phénomènes.

A la lumière de la revue de littérature, nous constatons que :

- Les pratiques en ingénierie ne favorisent pas une abondance d'essais de cisaillement direct et on a souvent recours à des avis d'experts ou à la littérature pour compléter la caractérisation statistique des propriétés de résistance au cisaillement. La réalisation d'essais de cisaillement direct constitue l'investigation de référence pour quantifier la résistance au cisaillement des discontinuités, mais elle s'avère très onéreuse pour pouvoir reconstituer systématiquement un échantillonnage statistique représentatif de la dispersion des propriétés de résistance au cisaillement.
- Nous constatons également qu'il existe des démarches expérimentales alternatives à l'essai de cisaillement direct mettant en œuvre des critères de rupture permettant de valoriser des données indirectes d'essais et sensiblement moins coûteuses à obtenir. Même si ces critères de rupture sont connus et utilisés dans les justifications par la profession, ces démarches expérimentales alternatives apparaissent peu mises en œuvre dans un cadre opérationnel de l'ingénierie.
- La question de la caractérisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints rocheux apparaît cruciale pour une évaluation plus satisfaisante de la sécurité de l'ouvrage, car elle est de nature à permettre la réduction de la variance des propriétés de résistance et donc d'optimiser l'évaluation de la sécurité. Ne pas prendre en compte la réduction de la variance des propriétés de résistance mène à des conceptions plus conservatrices, à savoir i) une sous-estimation de la valeur prudente en justification déterministe, ii) une sous-estimation de la valeur fractile en justification semi-probabiliste, iii) une surestimation de la variance des variables aléatoires de résistances en justification probabiliste.
- La justification des barrage-poids et de leur fondation rocheuse apparaît être réalisée essentiellement dans un cadre déterministe, à l'instar des pratiques au Canada. En France, une démarche dans un format semi-probabiliste aux états-limites constitue la pratique. Les méthodes probabilistes qui apparaissent pertinentes pour évaluer de manière plus rationnelle la sécurité d'un barrage relèvent actuellement de la recherche et développement. Le manque de données de propriétés de résistance au cisaillement pour une évaluation correcte de la variabilité est un verrou très présent dans l'implémentation de ces méthodes.

Ces verrous soulevés peuvent être formulés selon les questions scientifiques suivantes relatives à la modélisation de la variabilité spatiale des propriétés de la résistance au cisaillement des joints d'une fondation de barrage-poids :

- Comment générer par une investigation expérimentale une population statistique à partir de laquelle on pourra analyser la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement ?
- Comment peut-on modéliser la variabilité spatiale des propriétés de résistance au cisaillement d'une discontinuité ?
- Quelle est la contribution de l'intégration de la variabilité spatiale dans une justification de la résistance à l'effort tranchant d'une fondation rocheuse de barrage-poids ?

Concernant la génération d'une population statistique représentative de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints, on peut considérer un critère de rupture qui intègre des paramètres d'entrées requérant des procédures expérimentales moins onéreuses que l'essai de cisaillement direct. Le critère de Barton et Choubey (1977) semble satisfaire cette condition. Il intègre trois paramètres d'entrée JRC, JCS et l'angle de frottement de base et ils sont relativement faciles à estimer sur les joints recoupés par les forages. Cependant, la précision d'estimation de la résistance au cisaillement est liée au protocole expérimental fixé pour déterminer les paramètres d'entrée. Le protocole expérimental est choisi suivant les critères d'opérationnalité dans un contexte d'investigation des fondations de barrage et de disponibilité de l'appareillage expérimental dans le cadre de cette thèse. Il incombera ainsi de prévoir une étude expérimentale de validation du protocole expérimental retenu pour déterminer les paramètres d'entrée.

En ce qui concerne la modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints, nous proposons une démarche basée sur les joints interceptés le long des forages. En effet, les forages constituent un moyen de sondage très usuel et toujours disponible dans les campagnes d'investigation géotechnique. La construction de cette démarche d'analyse de la variabilité spatiale se base aussi sur :

- les techniques de géologie de l'ingénieur telles que les analyses stéréographiques, la description de la lithologie de la fondation. Cela permet une meilleure connaissance du massif rocheux et de sa fracturation ;
- la géostatistique qui permet de décrire la structuration spatiale d'un paramètre modélisé comme une variable régionalisée.

La prise en compte de la variabilité spatiale dans la justification de la résistance à l'effort tranchant peut mener à la réduction de la variance des propriétés de cisaillement. Avec le développement des outils numériques, on n'est plus contraint à homogénéiser la fondation comme un corps continu. L'influence de la prise en compte de la variabilité spatiale peut être étudiée sur un modèle numérique barrage et fondation. Un code de calcul numérique par élément fini *Phase²* est utilisé pour simuler la fracturation du massif et mener l'analyse de stabilité suivant les méthodes de justification différentes.

Cette thèse a pour objectif principal de proposer une démarche générale d'étude de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités d'une fondation de barrage-poids. Elle suggère :

1. une procédure expérimentale de génération de données de propriétés de cisaillement avec le critère de Barton et Choubey (1977). Cette procédure s'adapte au contexte d'investigation des fondations de barrage et offre la possibilité d'obtenir de manière simple des propriétés pertinentes de résistance au cisaillement,
2. une démarche de modélisation probabiliste de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints. La démarche proposée dans cette thèse peut être implémentée dans d'autres projets de génie civil où les ruptures par glissement sont considérées, en l'occurrence dans le cas de la stabilité des pentes rocheuses. Les incertitudes associées aux paramètres de cisaillement utilisés en conception peuvent être mieux maîtrisées,
3. une démarche d'intégration de la variabilité spatiale dans la justification de la résistance à l'effort tranchant. L'originalité est de montrer qu'on peut tenir compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement avec des outils d'analyse de stabilité utilisés en ingénierie.

L'atteinte de ces objectifs spécifiques vise à concourir à une meilleure mesure de la sécurité des fondations de barrage-poids.

Partie II :
**Étude de la variabilité spatiale de
la résistance au cisaillement des
discontinuités des fondations
rocheuses de barrages-poids**

La résistance au cisaillement des discontinuités joue un rôle crucial dans plusieurs problèmes rencontrés en mécanique des roches, notamment dans le cas de glissement des fondations rocheuses de barrage-poids. Dans l'analyse de la stabilité au glissement des fondations de barrages-poids, les incertitudes liées aux propriétés de résistance au cisaillement sont souvent prises en compte : i) indirectement dans une démarche déterministe, à travers une « prudence » dans la prise en compte des valeurs de calcul (moyenne des valeurs moins un écart type par exemple) ; ii) indirectement dans une démarche semi-probabiliste par la prise en compte de valeurs caractéristiques (fractile 5% de la loi de distribution) ; iii) directement dans une démarche probabiliste à travers l'utilisation de lois de distribution et/ou de moments (moyenne et variance).

Cependant, l'analyse statistique par variable aléatoire n'est pas toujours appropriée pour analyser les propriétés de résistance au cisaillement. En effet les fondations rocheuses sont constituées de matériaux complexes qui résultent de la combinaison de plusieurs facteurs géologiques, environnementaux et physicochimiques. Dues à ces facteurs naturels, les fondations rocheuses présentent souvent une variabilité verticale et horizontale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités (Phoon et Kulhawy 1999). Une variabilité verticale peut être matérialisée par une moyenne de la propriété de résistance qui varie en profondeur et dont la prise en compte réduit la variance de cette propriété de résistance (Phoon et Kulhawy 1999). De plus, lors d'un cisaillement le long d'une discontinuité, la dispersion ponctuelle à l'échelle locale des résistances au cisaillement se trouve lissée lorsque la propriété de résistance présente une corrélation spatiale. Ce phénomène réduit d'avantage la variance à l'échelle de la discontinuité et mène à des conceptions moins conservatives (Vanmarcke 1977). L'analyse de la variabilité spatiale, souvent réalisée à l'aide de la théorie des champs aléatoires (Favre et Genevois 1987, Phoon et Kulhawy 1999), permet d'évaluer ces phénomènes de réduction de la variance, dont il est ensuite possible de tenir compte dans l'analyse de stabilité, notamment dans une démarche déterministe, semi-probabiliste ou probabiliste. Nous avons vu dans l'analyse bibliographique (chapitre 2) que la question de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités de fondations rocheuses n'est actuellement pas traitée. En général, les campagnes de reconnaissance classiques ne génèrent pas des données quantitatives suffisamment abondantes pour permettre une analyse statistique pour évaluer la variabilité spatiale des propriétés de résistance au cisaillement. La conséquence est l'absence de démarche spécifique d'analyse de la variabilité spatiale de ces propriétés. Dans cette partie qui constitue le cœur de la méthodologie de notre thèse, nous proposons :

- au Chapitre 4, une méthodologie expérimentale destinée à lever le verrou du manque de données des propriétés de résistance au cisaillement. Cette méthodologie repose sur l'utilisation du modèle de Barton et Choubey (1977) et sur la mise en place d'un protocole expérimental destiné à caractériser les paramètres du modèle,
- au Chapitre 5, une démarche probabiliste d'analyse de la variabilité spatiale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités d'une fondation rocheuse de barrage-poids.

Chapitre 4 : Étude expérimentale de la résistance au cisaillement des discontinuités des fondations rocheuses d'un barrage par le critère de Barton et Choubey (1977)

4.1 Introduction

Pour générer une population statistique représentative de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement, l'analyse bibliographique nous a amenés à proposer l'utilisation du critère de Barton et Choubey (1977) dont les paramètres d'entrée requièrent des procédures expérimentales moins onéreuses, plus simples, et plus rapides que l'essai de cisaillement direct sur joints rugueux. Barton et Choubey (1977) proposent de déterminer i) Le JRC par essais de basculement ou essais de poussée, ii) l'angle de frottement résiduel ϕ_r par essais de basculement et par essais au marteau de Schmidt et iii) le JCS par essais au marteau de Schmidt de type L avec une énergie d'impact de 0,735 Nm.

Lorsque les restrictions sur les dimensions des épontes sont respectées (ratio de 4 entre largeur et épaisseur), les essais tilt et push sont en principe précis pour déterminer le JRC. Cependant, sur des échantillons de joints transversaux à l'axe des carottes de forages, il est difficile de respecter les conditions sur les dimensions des épontes et cela peut invalider les résultats issus de ces essais (Barton et Choubey 1977). De plus, il faudrait au préalable caractériser les propriétés mécaniques de la surface (ϕ_r et JCS) pour pouvoir déduire le JRC. Les essais de basculement et de poussée ne sont plus applicables pour des joints avec un JRC supérieur à 12 selon Barton et Choubey (1977).

Dans ce contexte, notre recherche étudie le modèle de Barton et Choubey (1977) au moyen d'une méthodologie expérimentale alternative pour la détermination des paramètres du modèle basée sur :

- la numérisation de surface qui permet d'évaluer le JRC à partir des caractéristiques morphologiques de la surface tant pour les joints à faible et forte rugosité ;
- Un essai rapide de cisaillement direct à partir d'un bâti de cisaillement portatif et à chargement manuel pour déterminer le ϕ_r ;
- L'utilisation du marteau de Schmidt de type N (scléromètre à béton) avec une énergie d'impact de 2,2 Nm pour évaluer le paramètre JCS.

Pour montrer la pertinence de cette méthodologie expérimentale, on a mené une étude de validation au moyen d'essais de cisaillement direct réalisés sur des échantillons de joints prélevés des fondations rocheuses d'un barrage-poids. Cela a consisté à comparer la résistance au cisaillement obtenue par des essais de cisaillement direct sur des joints naturels et celle estimée par le modèle de Barton et Choubey (1977) à l'aide de la méthodologie expérimentale proposée dans le cadre de cette thèse. Les échantillons de joints présentent différents degrés de rugosité et d'altération.

Au final, l'objectif est de proposer une méthodologie expérimentale simple, efficace et peu coûteuse, permettant de générer au moyen du modèle de Barton et Choubey (1977) des données abondantes de propriétés de résistance au cisaillement, permettant ensuite d'envisager l'étude de la variabilité spatiale de ces mêmes propriétés de résistance au cisaillement.

4.2 Méthodologie

4.2.1 Démarche générale

Barton et Choubey (1977) ont proposé la formulation suivante pour estimer la résistance au cisaillement au pic τ_p d'un joint rocheux :

$$\tau_p = \sigma_n \tan \left(\phi_r + \text{JRC} * \log \left(\frac{\text{JCS}}{\sigma_n} \right) \right) \quad 4.1$$

Au laboratoire, l'estimation de la résistance au cisaillement d'un joint par le modèle de Barton et Choubey (1977) nécessite la détermination préalable de trois paramètres d'entrée :

- la résistance à la compression des aspérités des joints JCS (*joint compressive strength*) ;
- l'angle de frottement résiduel ϕ_r ;
- le paramètre de rugosité JRC (*joint roughness coefficient*).

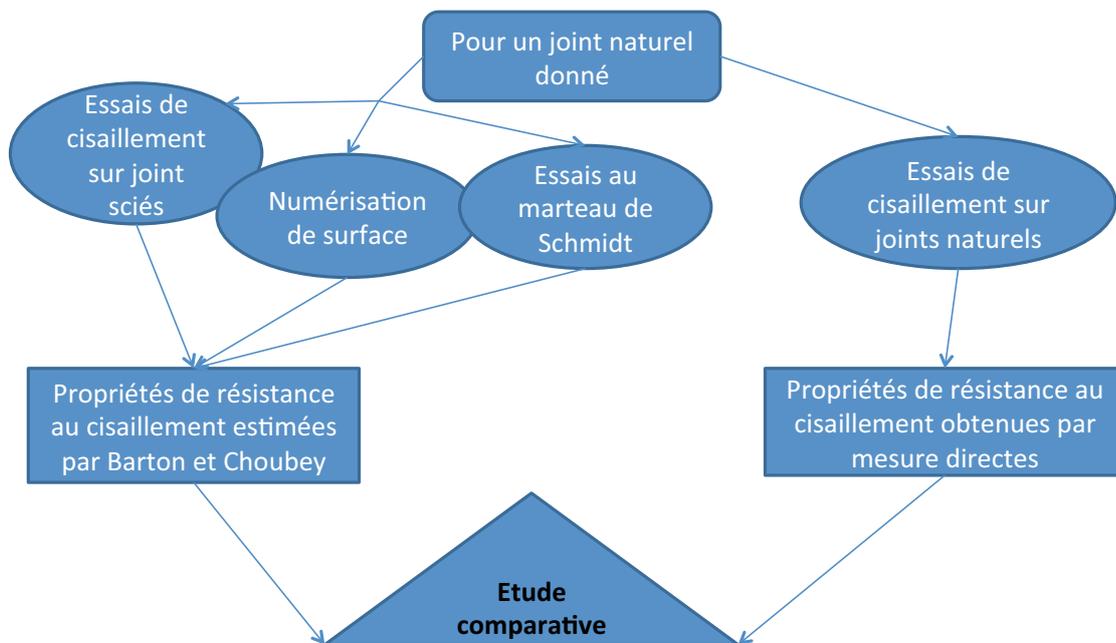


Figure 14: Organigramme illustrant la démarche et structuration du programme expérimental

La démarche générale de la méthodologie expérimentale est résumée à la Figure 14. Un essai de cisaillement direct sur un joint permet d'obtenir une mesure directe de la résistance au cisaillement au pic. Pour plusieurs joints naturels d'altérations, de rugosités et de contraintes normales différentes, les estimations de la résistance au cisaillement au pic par le modèle de Barton et Choubey (1977) sont ainsi comparées aux mesures issues d'un essai de cisaillement direct.

4.2.2 Description du massif d'étude et origine des données expérimentales

L'étude expérimentale est faite dans le contexte d'investigation d'une fondation rocheuse d'un barrage-poids existant en béton. La matrice rocheuse de la fondation est composée de gneiss et de migmatite avec une foliation marquée (Quirion 2009). Les résultats de la caractérisation géomécanique de la matrice rocheuse de la fondation montrent une roche dure avec une résistance à la compression élevée (Tableau 6).

Tableau 6: Résultats des essais géomécaniques sur la roche intacte (UCS : résistance à la compression simple; T_0 = résistance à la traction par fendage; E : module de Young; ν = coefficient de Poisson; ρ : masse volumique)

	UCS (MPa)	T_0 (MPa)	E (GPa)	ν	ρ (g. cm ⁻³)
Moyenne	187	13	65	0,28	2,71
CV (%)	5%	15%	3%	4%	3%
Nombre d'essais	4	10	4	3	8

L'analyse stéréographique des discontinuités relevées à partir de la carte de géologie régionale fait état de trois familles de discontinuités (Figure 15) : deux familles de diaclases sub-verticales de directions orthogonales et une famille de discontinuités développées le long de la foliation (Quirion 2009). Les deux familles de diaclases ne provoquent aucune conséquence défavorable sur la stabilité globale du barrage, car leur pendage est près de la verticale et leur direction n'est pas parallèle à l'axe longitudinal du barrage.

L'étude de la résistance au cisaillement est donc concentrée sur les échantillons de joints issus de la famille de discontinuités parallèles à la foliation. Ces joints ont été prélevés des carottes de six forages verticaux de diamètre 83 mm et 145 mm, réalisés dans la fondation rocheuse à l'aide d'un carottier à triple paroi (Figure 16). Le carottier à triple paroi a permis de prélever des échantillons de joints intacts sans rotations parasites.

Certains joints sont des fractures saines et d'autres présentent une altération hydrothermale, c'est-à-dire de surface. L'épaisseur altérée est d'ordre millimétrique (inférieure à 5 mm). Les fractures saines sont des fractures mécaniques survenues le long des foliations pendant le carottage. L'observation des logs de forages montre parfois l'apparition de chlorite sur les surfaces de joints altérés (Figure 17).

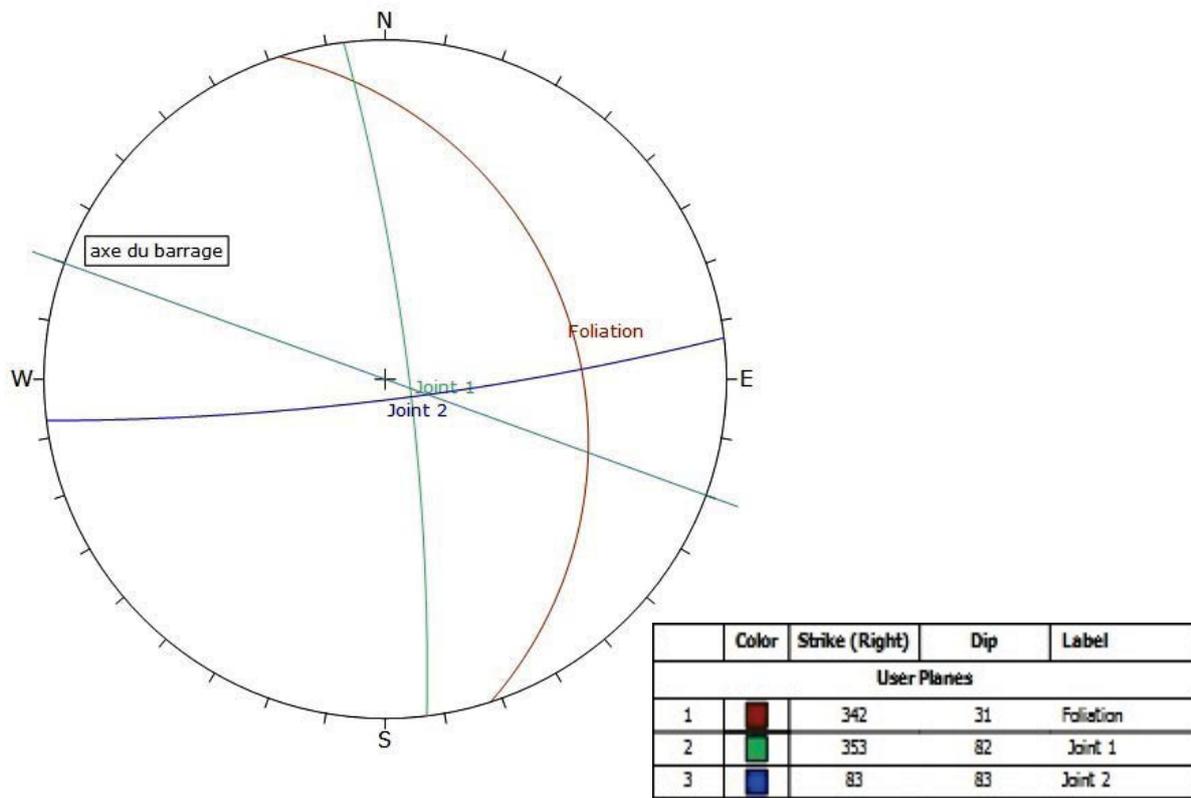


Figure 15: Analyse stéréographique du massif de fondation

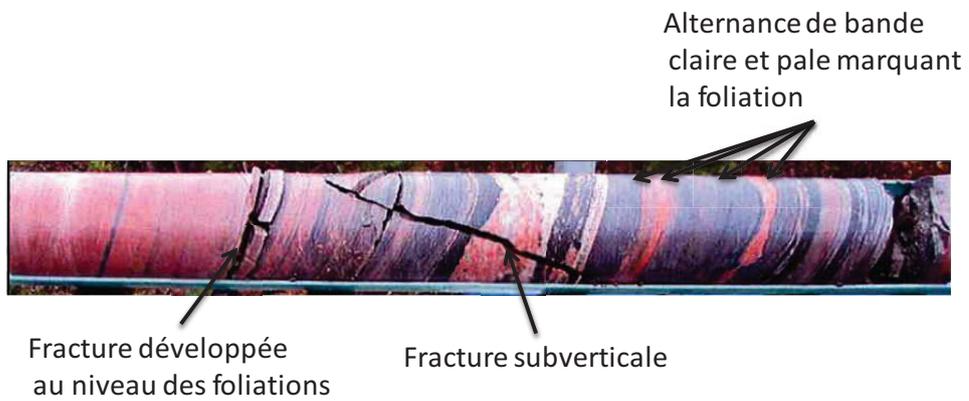


Figure 16: Illustration d'une carotte de forage de diamètre 145 mm prélevée à la rive ouest du barrage

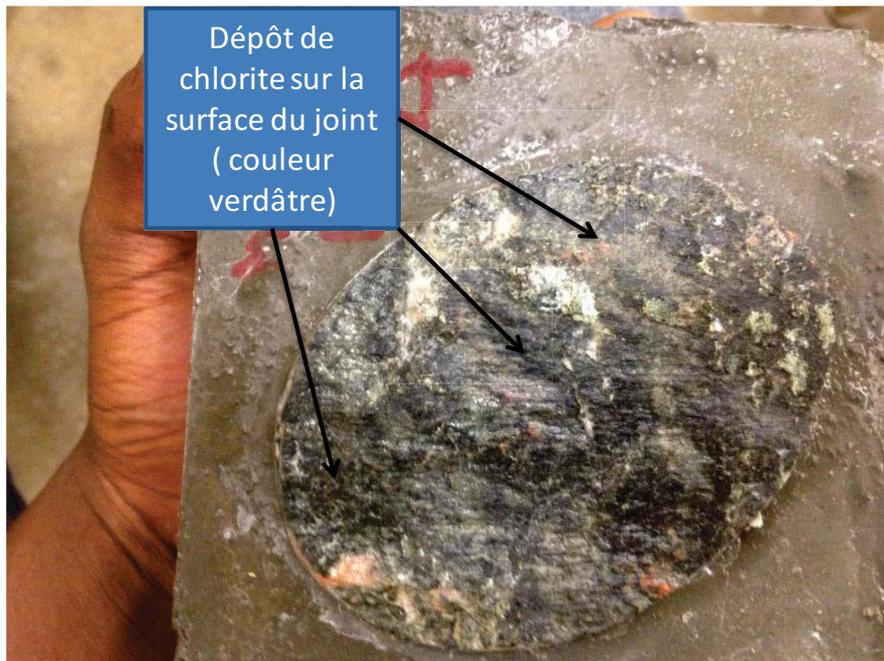


Figure 17: Altération de surface d'un joint naturel (hydrothermale) avec apparition de chlorite

4.2.3 Détermination des paramètres du critère de Barton et Choubey (1977)

Pour chaque paramètre intervenant dans le critère de Barton et Choubey (1977), on examine successivement : i) l'équipement expérimental proposé, ii) la procédure expérimentale, iii) les échantillons utilisés, et iv) les résultats obtenus.

4.2.3.1 Paramètre JCS

Le JCS (*joint compressive strength*) est la résistance à la compression des aspérités qui composent le joint. Pour un joint non altéré, le JCS est considéré équivalent à la résistance à la compression uniaxiale de la matrice rocheuse. Dans ce cas, on peut la déterminer soit par un essai de compression uniaxiale, soit au moyen du marteau de Schmidt. Lorsque l'altération est présente en surface du joint, l'essai de compression simple n'est plus une solution opérationnelle et Barton et Choubey (1977) ont proposé le marteau de Schmidt pour déterminer le JCS.

Equipement expérimental

Dans ce travail expérimental, nous utilisons le marteau de Schmidt de type N/D dans le cas des joints altérés et non altérés pour déterminer le JCS.

Le marteau de Schmidt est un piston à ressort qui est relâché lorsque la tige est appuyée contre une surface. L'impact du piston sur la tige transfère l'énergie sur le matériau utilisé (Figure 18). La mesure de l'énergie récupérée par le marteau dépend de la dureté du matériau. Cette dureté s'exprime par le pourcentage de la longueur maximale du ressort étiré avant la libération du piston et après le rebond.

Pour la caractérisation des roches, il existe deux marteaux de Schmidt standards différenciés par l'énergie d'impact. Il y a le marteau de Schmidt de type L/D d'énergie de percussion égale à 0,735 Nm et le marteau de Schmidt de type N/D avec une énergie de percussion de 2,207 Nm.

Les deux marteaux sont recommandés par les normes ISRM suivant le cas d'étude (Aydin 2008) et devraient être utilisés dans les gammes de résistance comprise entre 20 et 150 MPa. Comparativement au marteau N/D, le marteau de type L/D est plus sensible aux irrégularités de surfaces, et donne de meilleurs résultats lorsque la roche a une faible résistance, poreuse et altérée. Inversement, le marteau de type N/D est moins sensible aux irrégularités de surface, explore plus en profondeur et en surface un certain volume de matériau et par conséquent réduit davantage la dispersion des valeurs au rebond (Aydin et Basu 2005).

L'équipement utilisé dans les travaux de Barton et Choubey (1977) était le modèle L/D. L'équipement à notre disposition est un scléromètre à béton (DIGI-SCHMIDT 2000 commercialisé par Protest) de type N/D.

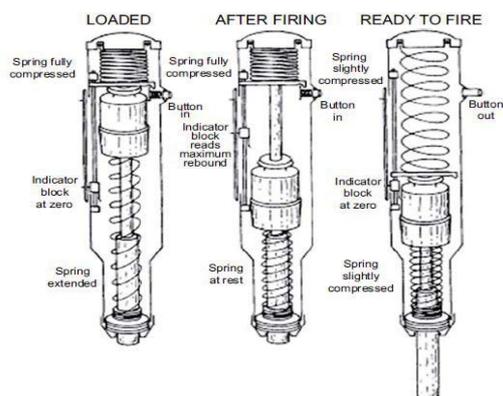


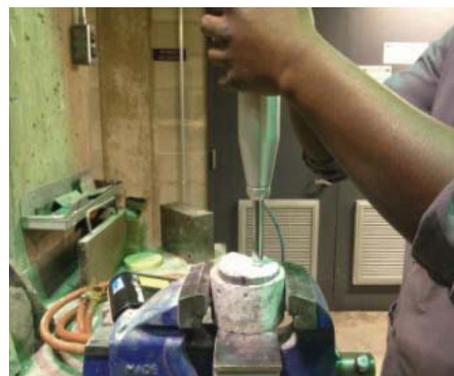
Figure 18 : à gauche: principe de fonctionnement d'un marteau de Schmidt (Aydin 2009);

À droite: marteau de Schmidt de type N/D avec son appareil d'acquisition (DIGI-SCHMIDT 2000 commercialisé par Protest)

Procédure expérimentale



Essai réalisé sur la génératrice pour déterminer le JCS des joints non altérés



Essai réalisé sur la surface du joint pour déterminer le JCS des joints altérés

Figure 19: Modes opératoires de l'essai au marteau de Schmidt de type N/D sur les échantillons.

Notre procédure expérimentale est définie selon la norme ISRM (Aydin 2008). Les coups de marteau sont portés verticalement, du haut vers le bas sur la surface de l'éponte disposée à l'horizontale. Pour déterminer la valeur au rebond des joints non altérés, l'essai est réalisé sur la génératrice des échantillons. Dans le cas des joints altérés, les impacts du marteau sont portés directement sur la surface de l'éponte (Figure 19). Pendant l'essai, l'échantillon est fixé sur un étau en acier qui fait office de base rigide et cela permet d'éviter la dissipation de l'énergie de percussion du marteau par vibration ou par mouvement de l'échantillon.

Pour caractériser une surface d'éponte, 20 valeurs au rebond sont enregistrées. Les 20 points d'impact correspondant à ces valeurs de rebond sont différents et séparés successivement par une distance au moins supérieure au diamètre de la tige du marteau de Schmidt (1,5 cm). La valeur au rebond $R_{N/D}$ de la surface est la moyenne des 10 valeurs supérieures. L'indice N/D fait référence au type de marteau utilisé.

Le JCS est ensuite calculé à partir de la valeur au rebond grâce à une fonction de corrélation. Il existe dans la littérature plusieurs formules empiriques de corrélation. Barton et Choubey (1977) avaient utilisé une formulation exponentielle déduite des travaux de Miller (1965). La norme ISRM mise à jour en 2009 (Aydin 2008), recommande une relation exponentielle ae^{bR} ou de puissance aR^b dont les paramètres a et b sont des constantes qui dépendent du type de roche. Pour déterminer les paramètres a et b, la démarche classique consiste à considérer des échantillons, provenant d'un ou de plusieurs types de roches, uniformément altérés à des degrés différents et sur lesquels on réalise des essais au marteau de Schmidt puis des essais de compression simple. Par régression, la courbe JCS en fonction de la valeur au rebond est déduite, d'où la relation de corrélation avec les paramètres a et b.

Cependant, notre contexte d'étude ne permet pas d'appliquer cette démarche. On choisit d'utiliser la formule de Deere et Miller (1966) [équation 4.2]. Cette relation de corrélation a été déduite des échantillons provenant de 27 lithologies couvrant 13 types de roches avec une gamme de résistance comprise entre 22 et 358 MPa. Cette relation de corrélation est en fonction de $R_{L/D}$ et ρ , la valeur au rebond du marteau de type L/D et la masse volumique de la roche (g.cm^{-3}).

$$\text{JCS} = 9.97 * e^{(0.02 * R_{L/D} * \rho)} \quad 4.2$$

Notre équipement est le marteau de type N/D. Par conséquent nous utilisons la relation de l'ISRM (Aydin 2008) qui permet de relier les valeurs au rebond issues des marteaux de type N/D et L/D:

$$R_{N/D} = 1.0646 R_{L/D} + 6.3673 \quad (r = 0.99) \quad 4.3$$

$R_{N/D}$ et $R_{L/D}$ sont les valeurs au rebond obtenues respectivement avec des marteaux de type N/D et L/D.

Pour la suite, le symbole R sera utilisé pour représenter le résultat d'un essai au marteau de Schmidt sur une surface de joint non altérée. Le symbole r représentera le résultat d'un essai au marteau de Schmidt sur une surface de joint altéré.

Échantillons

Lorsque l'essai est réalisé sur la génératrice d'un échantillon cylindrique, la norme ISRM recommande un diamètre et une longueur au moins égale à 84 mm. Lorsque l'essai est réalisé

sur une base d'un échantillon cylindrique, la norme préconise un diamètre et une longueur au moins égale à 100 mm (Aydin 2008). Par ailleurs, les normes de l'ASTM [D5873-05, 2005] préconisent des échantillons de dimensions au moins supérieures à 150 mm dans les trois directions principales (X, Y et Z). Barton et Choubey (1977) recommandent des échantillons de dimensions au moins égales à 200 mm dans les trois directions principales (X, Y et Z). Nous retenons la norme ISRM pour caractériser les dimensions de nos échantillons.

Les échantillons ont été prélevés à partir des carottes de 4 forages réalisés au droit de la fondation. Avec une scie automatique, nous avons découpé des échantillons de forme cylindrique le long des carottes de forage. Pour réaliser nos essais, nous avons constitué 4 populations d'échantillons cylindriques de diamètres et de hauteurs différents.

Deux forages verticaux, FVG2 et FVG3, situés sur la rive gauche (côté ouest) du barrage ont un diamètre de 83 mm. Des échantillons de petit diamètre (SD = *small diameter*) sont prélevés dans ces forages. En fonction de la hauteur des échantillons, nous les avons séparés en deux populations i) une population SD-SL de 26 échantillons de petit diamètre et de petite hauteur (SL = *small length*) comprise entre 43 et 81 mm ; ii) une population SD-LL de 12 échantillons de petit diamètre et de grande hauteur (LL = *large length*) comprise entre 91 et 181 mm. Ces deux populations sont dédiées à la détermination de la valeur au rebond des joints non altérés R en réalisant les essais sur la génératrice. La population SD-SL présente des hauteurs d'échantillons qui ne respectent pas les recommandations de la norme (minimum 84 mm). La population SD-LL est constituée d'échantillons dont les dimensions sont considérées conformes à la norme ISRM.

Les deux autres forages FVD1 et FVD2, situés sur la rive droite (coté est) du barrage ont un diamètre de 145 mm. 25 échantillons de grand diamètre (LD = *large diameter*) et de grande hauteur (LL) comprise entre 100 et 180 mm, sont prélevés à partir des carottes de ces forages. Les dimensions de ces échantillons sont conformes à la norme ISRM. En fonction du type d'essai réalisé, nous avons discriminé les échantillons en deux populations : i) une population LD-LL de 15 échantillons sur lesquels, les essais sont réalisés sur la génératrice pour déterminer R ; ii) une population LL-LD de 10 échantillons sur lesquels, les essais sont réalisés au droit des surfaces des épontes de joints altérés pour déterminer r, la valeur au rebond des joints altérés.

Tableau 7: Caractéristiques des échantillons testés au marteau de Schmidt

	Population SD-SL	Population SD-LL	Population LD-LL	Population LL-LD
Diamètres échantillons (mm)	83	83	145	145
Hauteur échantillon (mm)	entre 43 et 81	entre 91 et 182	entre 100 et 180	entre 100 et 180
Nombre d'échantillons	26	12	15	10
Surface testée	génératrice	génératrice	génératrice	base
Paramètre à déterminer	R	R	R	r

Les trois populations i) SD-SL (petit diamètre et petite hauteur), ii) SD-LL (petit diamètre et grande hauteur) et iii) LD-LL (grand diamètre et grande hauteur) ; permettent de déterminer le JCS des joints non altérés en réalisant des essais sur la génératrice. La population LL-LD de

grande hauteur et de grand diamètre permet de déterminer le JCS des joints altérés en réalisant les essais au droit des surfaces altérées. Le Tableau 7 résume l'échantillonnage concernant la détermination du JCS des joints.

Résultats

Les résultats des essais au marteau de Schmidt de type N/D sont présentés et analysés à trois niveaux. Nous présentons d'abord les résultats détaillés des valeurs au rebond déduites des essais de chaque échantillon (Tableau 8 à Tableau 11) ; puis les résultats synthétisés des valeurs moyennes au rebond et des coefficients de variation déduits des 4 populations d'échantillons (Tableau 12) ; enfin les résultats de JCS des joints altérés et non altérés (Tableau 13).

Pour chaque échantillon, nous avons déduit une valeur au rebond qui est la moyenne des 10 valeurs supérieures au rebond et son coefficient de variation (Tableau 8 à Tableau 11). Les coefficients de variation des essais réalisés sur la génératrice sont généralement plus faibles que ceux des essais réalisés sur la surface des joints altérés. En effet les essais réalisés sur la génératrice donnent des coefficients de variation (CV) variant de 0 à 4% tandis que les essais réalisés sur les surfaces des joints ont des CV bornés entre 2 et 9%. Ce léger accroissement de la dispersion semble normal et s'explique par la présence de la rugosité et de l'altération sur la surface des joints. Dans l'ensemble, les résultats des valeurs au rebond semblent cohérents et permettent de valider la bonne tenue de nos essais.

A partir des résultats des essais au marteau de Schmidt consignés dans les Tableau 8 à 11, nous avons déduit pour chacune des 4 populations, la valeur moyenne au rebond et le CV caractérisant les échantillons au sein de la population (Tableau 12). Lorsque nous comparons les valeurs moyennes et les CV caractérisant les populations SD-SL et SD-LL au Tableau 12, nous remarquons des résultats équivalents. La valeur moyenne au rebond de la population SD-SL (échantillons de petit diamètre et petite hauteur) est égale à 59 avec un CV de 4% et celle de la population SD-LL (échantillons de petit diamètre et de grande hauteur) est égale à 57 avec un CV de 4%. Ce résultat montre que l'influence de la hauteur de nos échantillons cylindriques sur la valeur au rebond est négligeable lorsque l'essai est réalisé sur la génératrice.

Par ailleurs lorsque les résultats des deux populations d'échantillons de petit diamètre sont confrontés à ceux de la population LD-LL (échantillons de grand diamètre et grande hauteur), nous remarquons un écart de 13%. Les valeurs moyennes au rebond des populations SD-SL et SD-LL sont 59 et 57 tandis que la population LD-LL est caractérisée par une valeur moyenne de 66. Cette différence est imputée au facteur d'effet d'échelle dans la direction d'impact du marteau de Schmidt. Ce résultat est confirmé dans les travaux de Demirdag et al. (2009) qui ont montré sur des échantillons cubiques, l'existence d'un effet d'échelle pour des échantillons d'arrête inférieure à 110 mm.

La population LL-LD regroupe les échantillons dont les essais au marteau de Schmidt sont réalisés sur la surface de l'éponte altérée. La valeur moyenne au rebond déduite de cette population de 10 échantillons est de 50 avec un CV de 15%. Une baisse de 25% de la valeur au rebond est observée par rapport à la valeur au rebond des joints non altérés déduite de la population LD-LL. Cette baisse est due à la présence de l'altération qui induit aussi une plus grande dispersion des valeurs au rebond au sein de la population LL-LD. En effet, les valeurs au rebond R issues de la population LD-LL ont un CV de 2% contre 15% observé au sein de la population LL-LD. Cette plus grande dispersion traduit différents degrés d'altération des surfaces des épontes testées.

L'analyse des résultats du Tableau 12 soulève la présence d'un effet d'échelle dans la direction d'impact du marteau. Les essais au marteau de Schmidt réalisés sur les génératrices des échantillons de grand diamètre (145 mm) sont les plus pertinents pour déduire des valeurs au rebond fiables des joints non altérés. Seule la population LD-LL est considérée pour évaluer le JCS des joints non altérés, soit au nombre de 15 échantillons.

En synthèse, les résultats des JCS sont consignés au Tableau 13. Après conversion des valeurs au rebond du marteau de type N/D en valeurs de marteau de type L/D, nous avons un JCS moyen de joints non altérés égal à 205 MPa avec un CV de 6% et un JCS moyen des joints altérés de 107 MPa avec un CV de 37%. La comparaison du JCS moyen des joints non altérés et de la résistance à la compression simple de la matrice rocheuse (UCS = 187 MPa) donnée au Tableau 6 montre que le marteau de Schmidt peut estimer la résistance à la compression simple avec une surestimation de 10% seulement. L'altération a induit une chute de 47% de la résistance initiale des aspérités et entraîne une dispersion significative du JCS des joints altérés (CV égal à 37%). La dispersion du JCS des joints altérés montre la présence de différents degrés d'altération des joints.

Tableau 8: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population SD-SL

Forage	Echantillons	Diamètre (mm)	R	
			Moyenne des 10 valeurs supérieures	CV%
FVG2	SD-SL1	83	59	1%
	SD-SL2	83	58	1%
	SD-SL3	83	55	2%
	SD-SL4	83	54	2%
	SD-SL5	83	55	1%
FVG3	SD-SL6	83	53	3%
	SD-SL7	83	56	2%
	SD-SL8	83	59	1%
	SD-SL9	83	61	2%
	SD-SL10	83	58	2%
	SD-SL11	83	58	2%
	SD-SL12	83	60	1%
	SD-SL13	83	60	2%
	SD-SL14	83	60	1%
	SD-SL15	83	59	2%
	SD-SL16	83	59	2%
	SD-SL17	83	61	1%
	SD-SL18	83	60	1%
	SD-SL19	83	60	1%
	SD-SL20	83	60	1%
	SD-SL21	83	60	2%
	SD-SL22	83	61	2%
	SD-SL23	83	60	1%
	SD-SL24	83	60	1%
	SD-SL25	83	59	2%
	SD-SL26	83	60	1%

Tableau 9: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population SD-LL

Forage	Echantillons	Diamètre (mm)	R	
			Moyenne des 10 valeurs supérieures	CV%
FVG2	SD-LL1	83	60	3%
	SD-LL2	83	58	4%
	SD-LL3	83	57	3%
	SD-LL4	83	54	3%
	SD-LL5	83	56	4%
	SD-LL6	83	58	2%
FVG3	SD-LL7	83	59	4%
	SD-LL8	83	57	3%
	SD-LL9	83	56	4%
	SD-LL10	83	58	4%
	SD-LL11	83	57	4%
	SD-LL12	83	59	3%

Tableau 10: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population LD-LL

Forage	Echantillons	Diamètre (mm)	R	
			Moyenne des 10 valeurs supérieures	CV%
FVD1	LD-LL1	145	68	1%
	LD-LL2	145	68	1%
	LD-LL3	145	67	0%
	LD-LL4	145	67	0%
	LD-LL5	145	68	1%
	LD-LL6	145	68	1%
	LD-LL7	145	63	3%
	LD-LL8	145	66	1%
	LD-LL9	145	65	2%
	LD-LL10	145	67	2%
	LD-LL11	145	66	1%
	LD-LL12	145	64	1%
	LD-LL13	145	66	1%
	LD-LL14	145	68	1%
FVD2	LD-LL15	145	66	2%

Tableau 11: Résultats des essais au marteau de Schmidt réalisés sur la population LL-LD (joints altérés)

Forage	échantillons	Diamètre (mm)	r	
			Moyenne	CV%
FVD1	LL-LD1	145	49	5%
	LL-LD2	145	49	8%
	LL-LD3	145	54	5%
	LL-LD4	145	47	5%
	LL-LD5	145	45	2%
	LL-LD6	145	62	3%
	LL-LD7	145	59	9%
FVD2	LL-LD8	145	55	8%
	LL-LD9	145	51	6%
	LL-LD10	145	34	8%

Tableau 12: Résultats des valeurs au rebond moyennes et leurs coefficients de variation pour les populations SD-SL, SD-LL, LD-LL, LL-LD

	Population SD-SL	Population SD-LL	Population LD-LL	Population LL-LD
Nombre d'échantillons	26	12	15	10
Moyenne de la valeur au rebond	59	57	66	50
CV% de la valeur au rebond	4%	4%	2%	15%

Tableau 13: Résultats des JCS des joints non altérés et altérés déduits des essais au marteau de Schmidt de type N/D

	Nombre d'échantillons	JCS _{moy} (MPa)	JCS _{min} (MPa)	JCS _{max} (MPa)	CV (%)
Joints non altérés	15	205	174	216	6
Joints altérés	10	107	43	180	37

4.2.3.2 L'angle de frottement de base ou résiduel

Lors du cisaillement d'un joint à faible contrainte normale, les aspérités des épontes frottent les unes sur les autres. Cette résistance à la friction des aspérités est définie comme l'angle de frottement de base ϕ_b dans le cas d'un joint non altéré ou l'angle de frottement résiduel ϕ_r dans le cas d'un joint altéré. Barton et Choubey (1977) proposèrent une manière simple de déterminer ϕ_b et ϕ_r . L'essai de basculement sur des joints sciés et polis a été utilisé dans les travaux de ces auteurs pour quantifier ϕ_b . Lorsque le joint rugueux est altéré, la formulation 4.4 permet de déduire ϕ_r . Pour calculer le ϕ_r d'un joint altéré, il faut au préalable déterminer R la valeur moyenne au rebond des joints non altérés, r la valeur au rebond déduite de la surface du joint altéré et ϕ_b l'angle moyen de frottement de base des surfaces sciées de la roche saine.

$$\phi_r = (\phi_b - 20) + 20 * \frac{r}{R} \quad 4.4$$

Appareil expérimental

Dans ce travail de thèse, l'essai de basculement proposé par Barton et Choubey (1977) est substitué par un essai de cisaillement direct avec une boîte de cisaillement portable. L'essai de basculement est la procédure la plus simple pour déterminer ϕ_b . Cependant il n'est pas un essai normalisé et sa mise en œuvre requiert de concevoir au préalable l'appareil expérimental associé à l'essai. En revanche, l'essai de cisaillement direct normalisé sur des joints lisses sciés reste la procédure expérimentale de référence pour déduire des valeurs plus exactes de ϕ_b (Hoek et Bray 1981).

Le marteau de Schmidt de type L/D est l'équipement utilisé par Barton et Choubey (1977) pour évaluer les valeurs au rebond. Nous utilisons toujours un marteau de Schmidt, excepté qu'il a une plus grande énergie de percussion : c'est le modèle N/D. On se réfère à la section précédente pour la description du marteau de Schmidt (section 4.2.3.1) La boîte de cisaillement portable est décrite ci-dessous.

L'appareil portable de cisaillement, commercialisé par Roctest (Modèle PHI-10), peut aussi bien être utilisé en chantier et en laboratoire (Figure 20). Cet appareil portable de cisaillement est une boîte constituée de deux moules en acier rigidifiés. Le moule inférieur est fixe et le moule supérieur est mobile permettant ainsi un déplacement sur le plan horizontal. L'appareil est muni de vérins qui permettent d'appliquer une charge normale et des charges tangentielles suivant les deux sens du plan horizontal de glissement. Le déplacement horizontal est suivi par un comparateur d'une précision 0.02 mm.



Figure 20: Appareil portable de cisaillement (Roctest) : illustration des vérins horizontaux (à gauche) et du vérin vertical (à droite)

Le chargement se fait manuellement à l'aide de deux vérins (Enerpac). De ce fait, nous ne pouvons garantir la constance du taux de chargement ou de déplacement. Pour connaître les valeurs de contraintes réellement transmises aux échantillons à cisailer, nous avons calibré les vérins horizontal et vertical à l'aide d'une presse MTS. Les résultats sont présentés à l'annexe B et montrent la nécessité d'avoir effectué au préalable ce travail. En effet, la lecture des cadrans de chargement reliés aux vérins ne correspond pas à la charge transmise sur les échantillons. Le calibrage a permis d'apporter des corrections sur les pressions lues sur les cadrans des vérins.

Procédure

On présente le protocole expérimental des essais de cisaillement sur joint lisse.

Selon la procédure de CANMET (Gyenge et Herget 1977), l'essai de cisaillement devrait être réalisé avec une vitesse de cisaillement comprise entre 2,5 et 7,5 mm/min jusqu'au déplacement maximal qui équivaut au tiers du diamètre de l'échantillon. L'utilisation du bâti portatif ne permet pas de suivre scrupuleusement la procédure. En effet,

- d'une part, les essais ont été conduits jusqu'à des déplacements maximums de 2 à 3 mm, car la contrainte tangentielle maximale reste constante avant d'atteindre ces valeurs de déplacements ;
- d'autre part, les chargements des efforts normal et tangentiel ont été manuellement appliqués à l'aide de deux vérins hydrauliques (Enerpac).

Les mesures (contrainte normale, contrainte tangentielle, déplacement tangentiel) sont prises manuellement à chaque pas de 0,2 mm conformément à la procédure de CANMET qui recommande des lectures à chaque dixième du déplacement maximal.

Un essai de cisaillement consiste à imposer un déplacement aller-retour de 2 à 5 mm suivant une contrainte normale constante. Cette procédure est répétée suivant 8 paliers croissants de contraintes normales de 0.5 à 4 MPa avec un pas de 0.5 MPa. À chaque palier de contrainte normale, on détermine la contrainte tangentielle maximale qui est la moyenne des maxima mesurés au cours du déplacement aller et retour.

L'angle de frottement de base d'un échantillon est déterminé avec la pente de la droite de régression passant à l'origine des axes des contraintes tangentielles maximales et des contraintes normales.

Échantillons

Selon la procédure de CANMET (Gyenge et Herget 1977), la surface cisailée doit être au minimum égale à 39 cm². Nous avons utilisé des échantillons cylindriques de 83 mm de diamètre soit une surface cisailée de 54 cm².

Pour réaliser un essai de cisaillement, un échantillon cylindrique de 100 mm de longueur est prélevé des forages de 83 mm de diamètre au niveau des zones exemptes de toutes fissures apparentes. Cet échantillon est découpé perpendiculairement à l'axe de l'échantillon avec une scie automatique puis un polissage des plans de glissement des deux épontes est réalisé afin de rectifier les irrégularités et l'horizontalité. Une meule est utilisée pour le surfacage (polissage). Le plan de cisaillement fait un angle de 30° par rapport à la foliation.

Avec du coulis de ciment (SIKA 212), les épontes à cisailer sont coulées séparément dans une paire de moules en acier. Avant le coulage du coulis (Figure 21), il faut s'assurer que :

- la superposition des deux épontes est parfaite avant le coulage du coulis (vérification à l'œil) ;
- nous avons une conservation de l'horizontalité des surfaces de glissement puis leur parallélisme avec les rebords des moules. La vérification se fait avec des niveaux à bulles.

Après une prise de 24 h, la paire de moules peut être humidifiée pendant 24 h avant d'être placée dans le bâti de cisaillement pour opérer un essai. Nous signalons qu'un coulis de ciment à prise rapide a dès fois été utilisé pour disposer des échantillons prêts à l'essai 15 min après coulage.

Dix neuf essais de cisaillement sur joints lisses ont été réalisés pour quantifier l'angle de frottement de base. L'ensemble des échantillons provient des forages FVG2 et FVG3 de diamètre 83 mm. Le massif rocheux de La Tuque est un gneiss principalement constitué d'une alternance de bandes pâles (quartz, feldspath potassique, plagiocases) et de bandes foncées (micas, hornblende, pyroxènes). Les surfaces cisillées se répartissent entre les bandes foncées, pâles et les zones de transition (Figure 22).

Pour constituer une population de ϕ_r à l'aide la formulation empirique proposée par Barton et Choubey (équation 4.4), nous avons déterminé :

- une valeur moyenne de ϕ_b à partir des 19 essais réalisés,
- une valeur moyenne de R à partir de 15 essais au marteau de Schmidt réalisés sur des génératrices d'échantillons cylindriques de 145 mm de diamètre (population LD-LL au Tableau 12),
- 10 valeurs de r obtenues par essais au marteau de Schmidt sur des surfaces de joints altérés (population LL-LD au Tableau 12). Le nombre d'essais pour déterminer r fixe l'effectif de la population de ϕ_r .

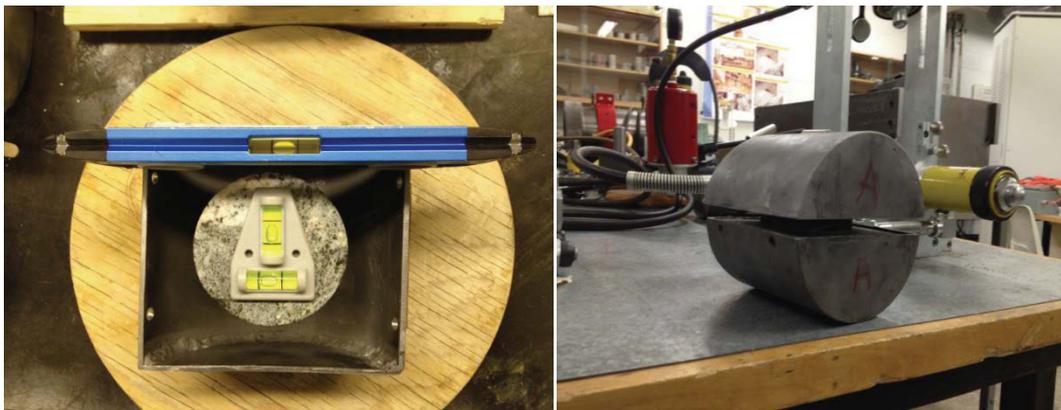


Figure 21: à gauche : vérification de l'horizontalité de la surface de glissement et du parallélisme avec les rebords du moule. À droite : vérification de la superposition parfaite des épontes à l'œil

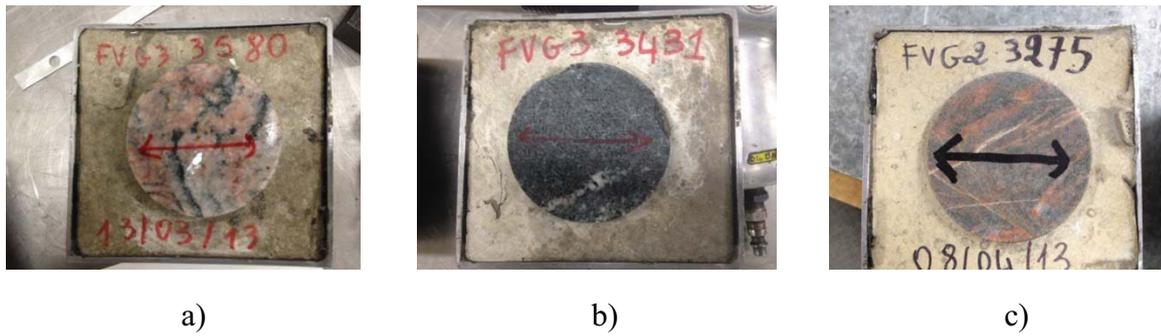


Figure 22: Illustration des trois types de minéralogie des épontes des joints sciés : a) surface extraite d'une bande pâle ; b) surface extraite d'une bande foncée ; c) surface extraite des zones de transition entre les bandes pâles et foncées.

Résultats

Dans cette section nous présentons les résultats relatifs à la détermination des valeurs moyennes de ϕ_b , de ϕ_r et à l'analyse de leur dispersion.

Si un essai de cisaillement d'un joint lisse est défini comme étant l'enregistrement de la contrainte au cisaillement en fonction du déplacement tangentiel sous une contrainte normale fixée, nous avons réalisé ainsi 152 essais de cisaillement sur 19 échantillons de joints lisses. Les 152 courbes de la contrainte tangentielle en fonction du déplacement tangentiel sont présentées en annexes (annexe C). L'analyse de ces courbes par extraction des contraintes tangentielles maximales a permis de construire 19 graphiques de la résistance au cisaillement maximale en fonction de la contrainte normale). Sur ces 19 graphiques, on a affiché les droites de régression passant par l'origine et dont les pentes sont les mesures de ϕ_b (annexe C). Les valeurs de ϕ_b déduites sont consignées au Tableau 14 et sont comprises entre 28 et 35°. Les coefficients de régression linéaire sont compris entre 0.79 et 0.98 et permettent aussi de valider la procédure expérimentale pour déterminer ϕ_b . A partir des essais de cisaillement sur joints lisses, on peut déduire une moyenne de ϕ_b de 33° et un CV de 6% (Tableau 16). ϕ_b est un paramètre qui ne varie pas beaucoup au sein du massif rocheux quand bien même il aurait été déduit de surfaces lisses présentant différentes minéralogies liées à la foliation.

Tableau 14 : Résultats de ϕ_b déduits des essais de cisaillement sur joints sciés

Forage	Profondeur sous le barrage (m)	ϕ_b obtenu par régression ($^\circ$)	Coefficient de corrélation
FVG2	2	33	0,93
	2,03	35	0,98
	2,85	32	0,90
	3,65	32	0,90
	4,45	29	0,81
	4,55	34	0,95
	4,7	35	0,98
	4,9	34	0,95
	7,65	33	0,93
	7,81	32	0,90
FVG3	8,7	33	0,93
	2,1	35	0,99
	2,38	34	0,96
	3,18	31	0,88
	3,91	33	0,93
	4,32	28	0,79
	4,47	33	0,93
	4,67	30	0,85
4,85	31	0,88	

Les résultats de ϕ_r sont présentés au Tableau 15. Dix valeurs de ϕ_r ont été calculés à partir d'une valeur moyenne de $\phi_b = 33^\circ$, une valeur moyenne au rebond $R = 56$ et des valeurs au rebond de joints altérés r qui ont un CV de 15%. R et ϕ_b sont considérés comme des constantes car leurs coefficients de variation sont très faibles (6%), par conséquent ils évoluent très peu d'un joint à un autre.

Les joints altérés sont caractérisés par un ϕ_r de moyenne 27° et un CV de 12%. Les propriétés de friction des joints altérés (ϕ_r) sont en moyenne 18 % moins élevées que celles des joints non altérés (ϕ_b).

Tableau 15: Résultats de ϕ_r déduits des essais de cisaillement sur joints sciés et des essais au marteau de Schmidt

Forage	profondeur sous le barrage	r	ϕ_r ($^\circ$)
FVD1	2,2	42	28
	2,86	25	22
	3,7	39	27
	3,7	44	29
	6,99	51	31
	6,99	48	30
	7,3	39	27
FVD2	0,39	37	26
	0,39	36	26
	4,21	45	29

Tableau 16 : Synthèse des résultats de ϕ_b et ϕ_r

	Nombre d'essais	Moyenne (°)	Min (°)	Max (°)	CV (%)
ϕ_b	19	33	28	35	6
ϕ_r	10	28	22	31	12

4.2.3.3 Paramètre JRC

Le JRC est un paramètre de rugosité et dans cette étude expérimentale, il est quantifié directement à partir de la morphologie de surface. Pour éliminer le caractère subjectif de l'observation visuelle de la rugosité, la numérisation de surface constitue un moyen objectif de quantification.

Appareil expérimental

L'équipement de numérisation est un profilomètre laser de modèle Kréon© Zéphyr 25. La résolution maximale de ce profilomètre est de 72 μm pour les axes x et y, et de 16 μm pour l'axe z. Ceci offre une grande précision de mesure (Rousseau 2010). Ce profilomètre du laboratoire de mécanique des roches de l'Université de Sherbrooke est composé (Figure 23) : i) d'un dispositif de mesure composé d'une caméra et d'un laser ; ii) d'un bras articulé repérant les positions x et y du dispositif de mesure. Le profilomètre est relié à un ordinateur d'acquisition avec lequel un logiciel fourni par le concepteur du profilomètre (Polygonia) permet de visualiser en 3D, d'enregistrer les coordonnées des points de la surface scannée et assure le traitement des données.

Procédure

La procédure de numérisation de surface n'est pas normée. Celle que l'on présente dans ce mémoire est basée sur la documentation fournie par le concepteur et l'expérience développée au sein du laboratoire de mécanique des roches de l'Université de Sherbrooke.

Le balayage de la surface d'une éponte s'effectue manuellement et un système de repère lumineux assure le positionnement adéquat par rapport à l'échantillon (Figure 24). La digitalisation prend environ une quinzaine de minutes et permet la récolte de 500 à 900 points par mm^2 . La densité de points de mesure n'est pas homogène et elle dépend de l'habitude de l'opérateur ainsi que de la vitesse de déplacement, car le logiciel enregistre 30 000 points par seconde. Après traitement, les relevés au profilomètre laser permettent de reconstituer numériquement la morphologie de la surface de l'éponte.

Plusieurs auteurs ont utilisé la numérisation de surface pour estimer le JRC. Le principe consiste à numériser les 10 profils types de Barton et Choubey (1977) puis de les caractériser quantitativement avec d'autres paramètres de rugosité connus en tribologie. Par des régressions, on définit des relations empiriques qui permettent d'estimer le JRC à travers ces paramètres de rugosité. Les paramètres de rugosité les plus utilisés dans la littérature sont le paramètre statistique directionnel d'angularité Z_2 (Tse et Cruden 1979) et les paramètres fractals (Kulatilake et al. 1995, Kulatilake et Um 1999, Kulatilake et al. 2006). Dans ce travail de thèse, le paramètre statistique d'angularité Z_2 est utilisé pour caractériser les surfaces numérisées et quantifier le JRC (Tse et Cruden 1979). Lors du cisaillement d'un joint à faible contrainte

normale, la rugosité est majoritairement mobilisée par le chevauchement des aspérités les unes sur les autres (Hencher 1995). Nous pouvons donc considérer que le choix du paramètre Z_2 est pertinent pour le calcul du JRC.

Sur un profil 2D, Z_2 est calculé avec l'équation 4.5 et représente la racine carrée de la moyenne quadratique de la dérivée première des hauteurs Y_i . Ce paramètre statistique est assimilable à la notion de pente moyenne d'un profil de longueur projetée L (Myers 1962).

$$Z_2 = \sqrt{\frac{1}{L} \int_0^L \left(\frac{\partial Y}{\partial x} \right)^2 dx} \approx \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{Y_{i+1} - Y_i}{\Delta x} \right)^2} \quad 4.5$$

La formule (équation 4.6) entre Z_2 et JRC a été établie par (Tse et Cruden 1979) avec un pas d'échantillonnage de 0,5 mm. Pour le calcul du JRC de la surface d'une éponte, une moyenne géométrique de Z_2 est dérivée des profils 2D parallèles à la direction de cisaillement qui sont extraits d'une grille de maille 0.5mm déduite de la surface numérisée. Le JRC du joint est déduit de la moyenne des deux valeurs de Z_2 issues des surfaces des épontes du joint.

$$\text{JRC} = 32,2 + 32,47 \cdot \log(Z_2) \quad 4.6$$



Figure 23: Profilmètre laser de l'Université de Sherbrooke: modèle Kréon Zéphyr 25 : ensemble du dispositif de mesure (à droite) et camera de mesure (à gauche) (Rousseau 2010)

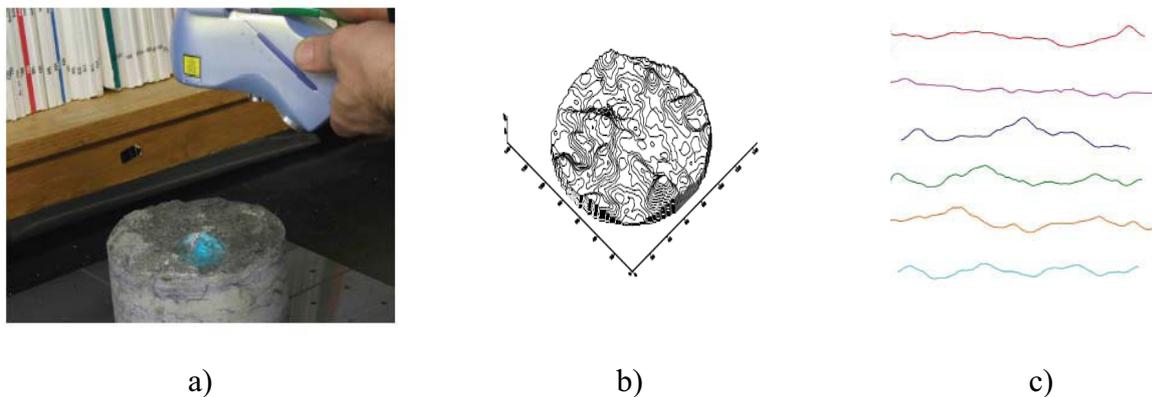


Figure 24: a) Numérisation de l'éponte; b) reconstitution numérique de la surface; c) extraction des profils 2D selon la direction de cisaillement

Échantillons

Vingt et un joints altérés et non altérés ont été prélevés à partir des forages, dont 16 de diamètre 83 mm soit environ 4 pouces de diamètre et 5 de diamètre 145 mm soit environ 6 pouces de diamètres. Les échantillons de petit diamètre (4 pouces) sont référencés LT4-RR (LT = La Tuque et RR = joint roc-roc) et les échantillons de grands diamètres (6 pouces) sont référencés LT6-RR.

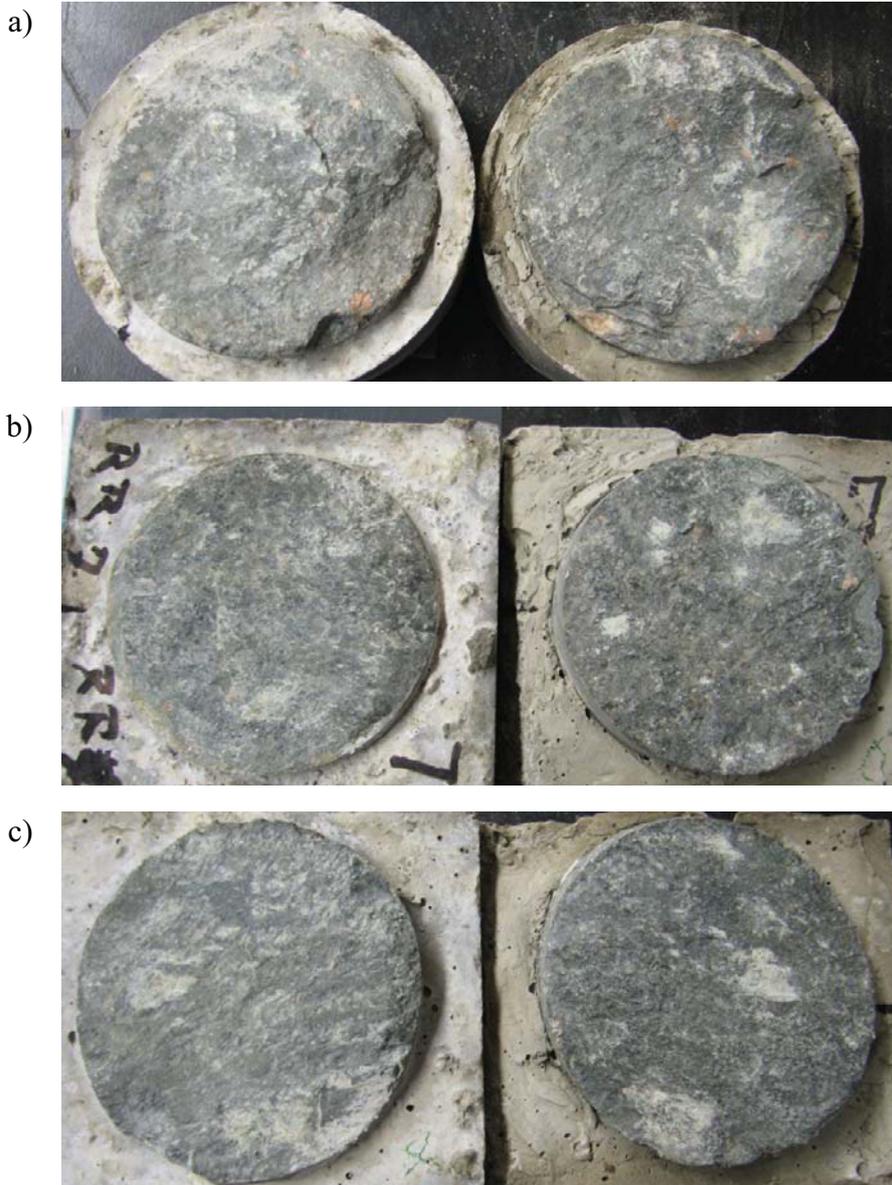


Figure 25: Illustration d'échantillons numérisés : LT4-RR2 (a) ; LT4-RR4 (b) ; LT4-RR6 (c)

Quatre échantillons ont été cisailés trois fois et six autres échantillons ont été cisailés deux fois avec des contraintes normales croissantes. Ces échantillons cisailés à plusieurs reprises ont été renumérisés avant le deuxième et/ou le troisième cisaillement. Au total, nous avons réalisé 35 essais de cisaillement et nous considérons ainsi une population de 35 valeurs de JRC déduites de la numérisation. La Figure 25 illustre les morphologies de quelques surfaces qui ont été numérisées.

Résultats

Les résultats de la numérisation sont présentés au Tableau 17. Trente-cinq valeurs de JRC sont déduites à partir de 21 échantillons de joints dont certains ont été cisailés deux à trois fois. Pour valider la cohérence des résultats, nous avons comparé les JRC issus du même échantillon. Dix échantillons ont été cisailés à plusieurs reprises. Six échantillons ont gardé la même valeur de JRC; 3 échantillons ont un JRC qui décroît et un seul échantillon a un JRC qui augmente de manière négligeable. Dans un contexte de faible contrainte normale, les surfaces cisailées ne sont pas tant endommagées, d'où la tendance soit à conserver une valeur de JRC constante, soit à réduire légèrement la valeur de JRC. Le cas d'une augmentation légère du JRC après cisaillement peut être imputé à une erreur de mesure.

Lorsque nous considérons l'ensemble des résultats, nous avons un JRC d'une moyenne de 8 et de CV égal à 40% (Tableau 17). La dispersion du JRC montre la présence de plusieurs degrés de rugosité. À l'aide des profils types de Barton et Choubey (1977), l'ensemble des joints numérisés peut être classé en trois différents groupes ayant des rugosités homogènes. La synthèse des valeurs du JRC est consignée dans le Tableau 18.

Tableau 17: Résultats de calcul du JRC déduit de la numérisation et du calcul de Z_2

Échantillon	Forage	Diamètre (mm)	Nature et état d'altération du joint	Contrainte normale (MPa)	Z_2	JRC
LT4-RR1	FVG-3	83	non altéré	0.17	0.19	9
				0.75	0.15	5
				2.11	0.15	5
LT4-RR2	FVG-3	83	altéré	0.16	0.14	5
LT4-RR3	FVG-3	83	altéré	0.36	0.21	10
LT4-RR4	FVG-3	83	altéré	0.175	0.22	11
LT4-RR5	FVG-3	83	altéré	0.356	0.22	11
				1.07	0.19	9
				2	0.19	9
LT4-RR6	FVG-2	83	altéré	0.16	0.25	12
LT4-RR7	FVG-2	83	altéré	0.36	0.16	6
LT4-RR8	FVG-2	83	altéré	0.353	0.16	6
				0.75	0.12	2
				2.06	0.12	2
LT4-RR9	FVG-2	83	altéré	0.17	0.21	10
LT4-RR10	FVG-3	83	altéré	0.357	0.15	5
				0.75	0.16	6
				2.09	0.16	6
LT4-RR11	FVG3	83	non altéré	1.06	0.22	11
				2.08	0.22	11
LT4-RR12	FVG3	83	non altéré	1.09	0.21	11
				2.14	0.21	11
LT4-RR13	FVG2	83	altéré	1.04	0.15	5
				2.01	0.15	5

Tableau 17bis: Résultats de calcul du JRC déduit de la numérisation et du calcul de Z_2

Echantillon	Forage	Diamètre (mm)	Nature et état d'altération du joint	Contrainte normale (Mpa)	Z_2	JRC
LT4-RR14	FVG2	83	altéré	1.02	0.13	4
				2.04	0.13	4
LT4-RR15	FVG2	83	altéré	1.04	0.25	13
				2.06	0.25	13
LT4-RR16	FVG2	83	altéré	0.74	0.20	10
				2.07	0.20	10
LT6-RR1	FVD-1	145	altéré	0.152	0.30	15
LT6-RR2	FVD-2	145	altéré	0.166	0.22	11
LT6-RR3-4	FVD-1	145	altéré	0.35	0.19	9
LT6-RR5	FVD-1	145	altéré	0.175	0.18	8
LT6-RR6	FVD-1	145	altéré	0.3	0.19	8

Tableau 18 : Synthèse des résultats des JRC déduits par numérisation

	Nombre de joints	JRC	
		Moyenne	CV (%)
Groupe 1	13	11	12%
Groupe 2	12	8	18%
Groupe 3	10	4	29%

4.2.3.4 Synthèse des résultats

L'objectif de cette étude était de comparer les propriétés de cisaillement estimées par l'intermédiaire du modèle de Barton et Choubey (1977) selon un protocole expérimental proposé et l'essai de cisaillement direct. Pour estimer les propriétés de cisaillement d'un joint par le modèle de Barton et Choubey (1977), il faut évaluer les paramètres JRC, le JCS et le ϕ_b ou ϕ_r selon respectivement le cas d'un joint non altéré ou altéré. Les données de cette étude ne permettaient pas de réaliser une caractérisation spécifique des trois paramètres de Barton et Choubey (1977) sur chaque joint. Par conséquent, pour un joint donné, nous avons défini les trois paramètres d'entrée dans le critère de Barton et Choubey (1977) comme suite:

1. le JCS du joint est une valeur moyenne égale à 205 MPa dans le cas des joints non altérés et 107 MPa dans le cas des joints altérés ;
2. les joints non altérés sont caractérisés par une valeur moyenne d'angle de frottement de base de 33° et les joints altérés sont définis avec un angle moyen de frottement résiduel de 27° ;
3. la valeur de JRC est déduite du joint qui est cisailé par numérisation.

4.2.4 Détermination de la résistance au cisaillement par essai de cisaillement direct

Sur plusieurs joints, nous réalisons des essais de cisaillement. L'analyse des résultats de l'essai permet de déduire la résistance au cisaillement du joint.

Nous présentons premièrement le protocole expérimental de l'essai de cisaillement direct des joints. Cela regroupe l'appareil expérimental, la procédure expérimentale et les échantillons. Ensuite les résultats extraits des essais sont analysés et discutés.

4.2.4.1 Appareil expérimental

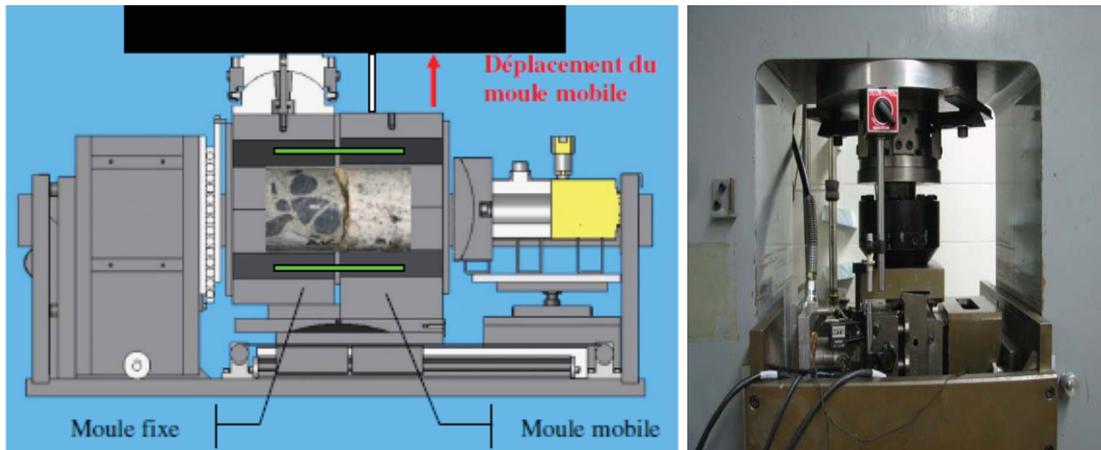


Figure 26: Boîte de cisaillement MTS du Laboratoire de mécanique des roches de l'Université de Sherbrooke

La boîte de cisaillement utilisée a été conçue à l'Université de Sherbrooke et réalisée au Département de génie civil. Une spécificité de la boîte est que le cisaillement des joints se fait dans le sens de la verticale. La boîte est installée dans le bâti d'une presse MTS d'une capacité de 3500 kN. Des moules de 100 mm et 200 mm ont été utilisés pour réaliser les essais. La Figure 26 montre la boîte de cisaillement avec le moule de 100 mm qui est utilisé pour les échantillons de 83 mm de diamètre. Les déplacements transversaux et normaux ont été mesurés par des LVDT (MTS modèle 632.11C-20). Les charges normales et longitudinales ont été mesurées par des cellules de charge indépendantes des mesures de la presse hydraulique ou des vérins de chargement. Le chargement et la lecture des déplacements sont automatisés. Le taux de cisaillement a été fixé à une valeur de 0,15 mm/min pour un déplacement total de 5 à 10 mm (ASTM D 5607-02).

4.2.4.2 Procédure

Les essais de cisaillement ont été réalisés avec 5 contraintes normales différentes : 0.15 MPa ; 0.35 MPa ; 0.75 MPa ; 1 MPa ; 2 MPa. Les joints sont cisailés dans des directions quelconques avec un déplacement tangentiel de 6 à 10 mm.

On rappelle que les joints altérés ont une moyenne de $JCS = 107$ MPa et les joints sains ont un JCS moyen de 205 MPa. Ainsi, le ratio (σ_n / JCS) de ces essais de cisaillement est compris entre $2 \cdot 10^{-2}$ et $8 \cdot 10^{-4}$. Ces ratios s'inscrivent dans l'intervalle de contraintes normales pour lequel le modèle de Barton et Choubey (1977) a été développé.

4.2.4.3 Échantillons

Les échantillons cisailés sont ceux qui ont été numérisés. Leur nomenclature, leur diamètre, leur état d'altération ont été présentés au Tableau 17.

Parmi les joints cisailés, 18 sont des fractures naturelles altérées et 3 sont issues de fractures mécaniques (joints non altérés). L'ensemble des joints a un emboîtement satisfaisant et ne présente aucun remplissage. La préparation des joints consiste d'abord à immerger dans l'eau les épontes pendant 48 h. Les échantillons sont découpés et fixés aux moules en acier par un coulis de ciment. Après la prise, le moule est installé dans le bâti et l'essai dure une à deux heures.

Pour multiplier le nombre d'essais de cisaillement sur les joints altérés et non altérés, certaines épontes ont été cisailées deux ou trois fois avec des contraintes normales différentes. Lors de ces essais sur les mêmes échantillons, les surfaces des joints ont été numérisées à nouveau avant le cisaillement. Nous avons réalisé au total 35 essais de cisaillement direct sur 21 échantillons de joints.

4.2.4.4 Résultats des essais de cisaillement

Les courbes expérimentales de contrainte de cisaillement en fonction du déplacement tangentiel sont présentées en annexe D. L'observation de ces courbes montre deux types de comportements. D'une part, on a les courbes de cisaillement des surfaces comportant de nombreuses aspérités, qui font apparaître une montée de la contrainte de cisaillement jusqu'à un pic puis un écrouissage vers une valeur résiduelle qui traduit le frottement des surfaces en contact. D'autre part, on a des courbes de cisaillement des surfaces moins rugueuses (courbe de l'échantillon LT6-RR5) où nous observons une montée de la contrainte de cisaillement jusqu'à une valeur maximale plus ou moins constante en fonction du déplacement

Sur ces courbes expérimentales, le paramètre à retenir est la résistance au cisaillement. Elle correspond à la contrainte de cisaillement au pic pour les surfaces rugueuses et à la contrainte de cisaillement asymptotique dans le cas des surfaces à faible rugosité dont les courbes de cisaillement ne présentent pas de pic de contrainte de cisaillement.

Un paramètre équivalent à la résistance au cisaillement est l'angle maximal de frottement total Φ_{total} obtenu avec $\arctan(\tau_{max}/\sigma_n)$. Ce paramètre est le plus souvent utilisé pour analyser les résultats des essais de cisaillement.

Les courbes de dilataance qui montrent l'évolution des incréments de déplacements normaux en fonction des déplacements tangentiels sont présentées en annexe D. La zone de contractance précède la zone de dilataance et les angles de dilataance maximum d_n sont extraits de ces courbes. Ils sont calculés avec les incréments de déplacement verticaux dv et horizontaux dh . d_n est calculé au droit du déplacement tangentiel qui donne la contrainte de cisaillement maximale.

Sur les 35 essais réalisés, on a déterminé, les contraintes maximales de cisaillement τ_{max} , les angles max de frottement totaux Φ_{total} et les angles de dilataance maximaux d_n . Ces résultats sont présentés aux Figures 27 et 28.

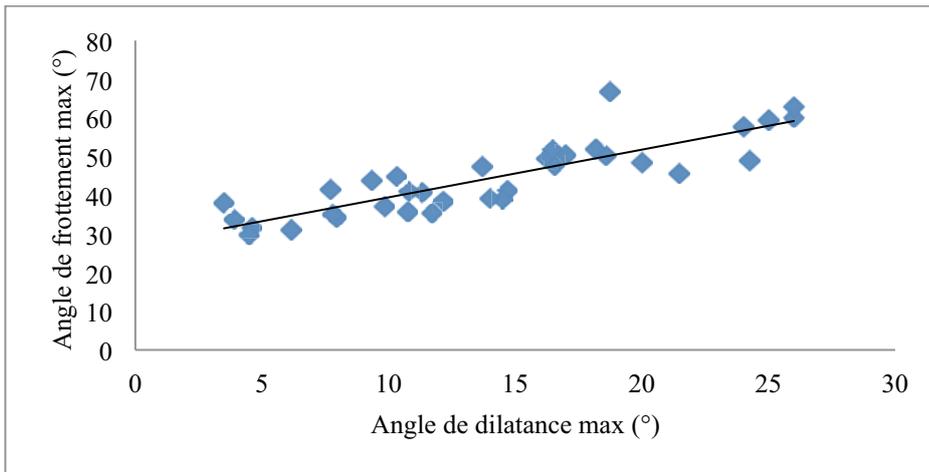


Figure 27: Angle de frottement total en fonction de l'angle de dilatance maximal.

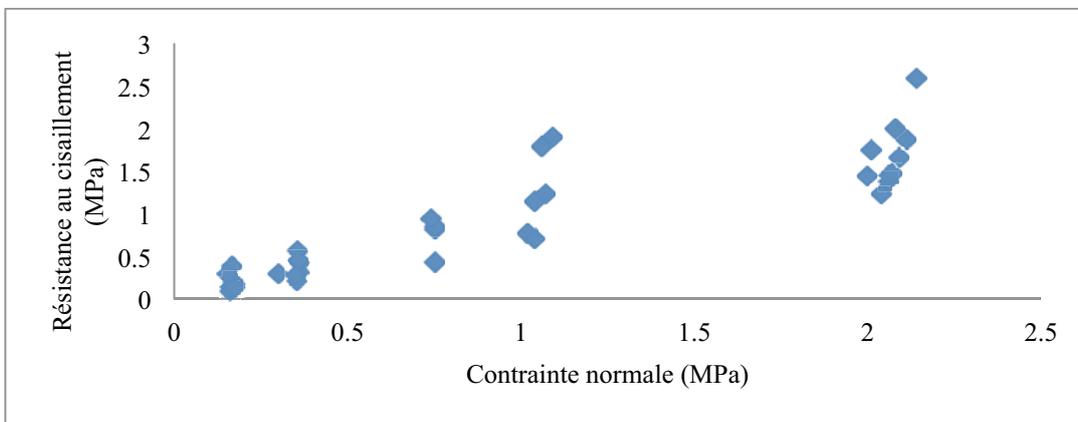


Figure 28: Résistance au cisaillement en fonction de la contrainte normale

La Figure 27 présente les angles de frottement total ϕ_{total} en fonction de l'angle de dilatance maximal d_n . Les valeurs de ϕ_{total} varient entre 30 et 67° avec une moyenne de 44° et un CV de 22%. Les résultats des angles d_n sont compris entre 4 et 26° avec respectivement une moyenne et un CV de 14° et 44%. La Figure 27 montre que la variation de ϕ_{total} est expliquée par la contribution de la rugosité des joints à travers d_n . Nous remarquons que ϕ_{total} varie linéairement en fonction de d_n . Par régression linéaire, nous pouvons déterminer la relation reliant ces deux paramètres (équation 4.7).

$$\phi_{total} = 27 + 1,23d_n \quad 4.7$$

Nous avons montré dans notre analyse bibliographique que la contribution de la rugosité du joint dépend de la contrainte normale appliquée, de la morphologie de la surface et de la résistance mécanique de la surface. L'angle de frottement total exprimé par le modèle de Barton et Choubey (1977) est la somme d'un angle de frottement résiduel ϕ_r et d'un terme $JRC * \log\left(\frac{JCS}{\sigma_n}\right)$ qui dépend de la contrainte normale (σ_n), de la morphologie de la surface (JRC) et la résistance mécanique de la surface du joint (JCS). Le terme variable $1,23d_n$ dans l'équation (4.7) est équivalent à $JRC * \log\left(\frac{JCS}{\sigma_n}\right)$ et sur ce principe, nous pouvons déduire que ϕ_r peut être

estimé par un angle de 27°. Cette analyse montre en résumé la cohérence des résultats et du comportement en cisaillement des joints.

4.3 Discussion

Dans cette section, il est question de mener une analyse comparative entre les propriétés de résistance au cisaillement des joints rugueux, d'une part mesurées par essais de cisaillement direct et d'autre part estimées par le modèle de Barton et Choubey (1977) selon le protocole expérimental proposé dans cette thèse. L'objectif est de valider le protocole expérimental utilisé pour déterminer les paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977). Concrètement, nous voulons étudier avec les résultats de l'ensemble des essais, les écarts entre les valeurs estimées et mesurées, ainsi que la corrélation de ces écarts avec :

- la rugosité des joints obtenue par numérisation ;
- l'altération de surface du joint caractérisé par le marteau de Schmidt à forte énergie de percussion (type N/D) ;
- la contrainte normale appliquée lors du cisaillement.

La propriété du comportement au cisaillement considérée dans cette analyse comparative est l'angle de frottement total $\left[\arctan \left(\frac{\tau_{\max}}{\sigma_n} \right) \right]$.

L'ensemble des essais de cisaillement est réalisé avec différents niveaux de contraintes normales sur des joints qui présentent différents degrés d'altération et de rugosité. Nous menons l'analyse comparative en plusieurs étapes sur différentes populations statistiques des essais, à savoir sur :

- trois échantillonnages discriminés par la rugosité des joints ;
- deux échantillonnages d'essais discriminés par la présence d'altération des joints ;
- cinq échantillonnages d'essais discriminés par la contrainte normale appliquée ;
- un échantillonnage total des essais de cisaillement direct regroupant l'effet combiné de la contrainte normale, de la rugosité et de la présence d'altération des joints.

4.3.1 Echantillonnages regroupant des joints de rugosité similaire

L'ensemble des 35 essais sont répartis en trois populations : un groupe de 13 essais sur des joints avec un JRC de moyenne = 11 et de CV = 12% ; un groupe de 12 essais sur des joints avec un JRC de moyenne = 8 et de CV = 18% ; et un groupe de 10 essais sur des joints caractérisés par un JRC de moyenne = 4 et de CV = 29%. La comparaison de ces trois populations permet d'analyser l'applicabilité de la numérisation de surface, comme outil de quantification de la rugosité des épontes à travers JRC. La Figure 29 sous forme de diagramme colonne, compare les valeurs moyennes d'angle de frottement total estimées et mesurées pour chacun des trois groupes de rugosité.

Pour le groupe de joints de plus grande rugosité (JRC = 11), les valeurs moyennes d'angle de frottement total obtenues par essais de cisaillement et par le modèle de Barton et Choubey (1977) sont respectivement de 47,8° et 56,6°. La moyenne des écarts en valeur absolue vaut 10,3° avec un minimum de 2,5° et un maximum de 21,6°. Pour le groupe de joints à rugosité intermédiaire (JRC = 8), les moyennes des valeurs des angles de frottement total obtenues par

les mesures expérimentales et celles obtenues au moyen du modèle de Barton et Choubey (1977) sont respectivement de $44,1^\circ$ et 46° . Les écarts en valeur absolue varient entre $0,7^\circ$ et $11,7^\circ$ avec une moyenne de 7° . Les moyennes des valeurs des angles de frottement total obtenus par les mesures expérimentales et celles obtenues au moyen du modèle de Barton et Choubey (1977) sont respectivement de $39,2^\circ$ et $37,7^\circ$ pour le groupe de joints à rugosité faible (JRC = 4). Avec une moyenne de $4,9^\circ$, les écarts en valeur absolue varient entre $1,7^\circ$ et $11,6^\circ$.

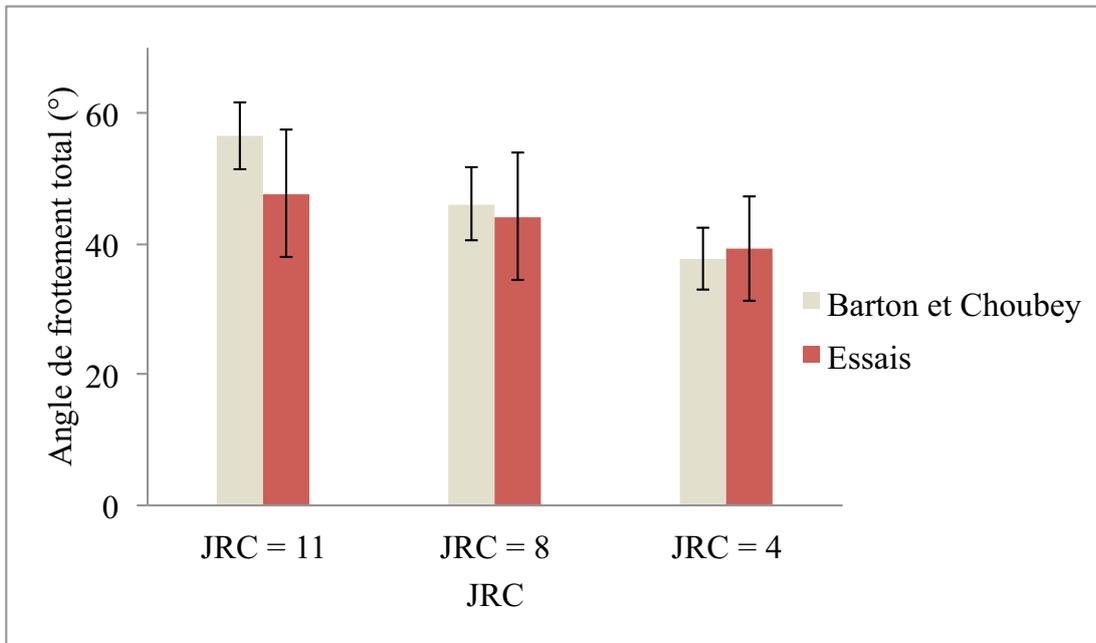


Figure 29 : Comparaison des angles moyens de frottement total obtenus à partir du modèle de Barton et Choubey (1977) et à partir d'essais de cisaillement direct sur trois groupes de rugosité

Lorsqu'on s'intéresse aux valeurs moyennes des angles de frottement totaux obtenus par les mesures de cisaillement direct et par le modèle de Barton et Choubey (1977), du groupe de joints le plus rugueux au moins rugueux, on a respectivement des erreurs moyennes relatives d'angle de frottement total de 15,5%, 13% et 4%. Toutefois, nous ne pouvons pas directement imputer l'augmentation de l'écart entre l'angle de frottement total mesuré et estimé, à un accroissement de la rugosité du joint. En effet, les trois échantillonnages sont constitués de joints altérés et non altérés qui sont cisailés à différentes contraintes normales. L'altération et la contrainte normale sont des paramètres hétérogènes au sein d'un groupe de joints ayant une rugosité homogène.

Malgré l'observation d'inévitables écarts plus ou moins importants entre mesures et estimations de l'angle de frottement total, la mesure moyenne et l'estimation moyenne sont relativement proches. En effet, l'écart relatif moyen entre l'angle moyen de frottement total mesuré et estimé est égal à 11%. Par conséquent la numérisation de surface et l'utilisation des profils types de Barton et Choubey (1977) à travers le paramètre de rugosité Z_2 mènent à une estimation moyenne satisfaisante de la résistance au cisaillement des joints de la fondation.

4.3.2 Échantillonnage des joints en fonction de l'altération

L'ensemble des 35 essais sont divisés en un groupe de 7 essais sur des joints non altérés de JRC moyen égal à 9 (CV = 28%) et un groupe de 28 essais sur des joints altérés de JRC moyen égal à 8 (CV = 42%). L'objectif est d'analyser dans notre cas d'étude, la pertinence de l'utilisation de

la numérisation de surface pour déterminer JRC et du marteau de Schmidt de type N/D pour estimer JCS et ϕ_r affectés par l'altération de surface.

La Figure 30 illustre la comparaison des valeurs moyennes estimées et mesurées d'angle de frottement total pour les groupes des joints altérés et non altérés.

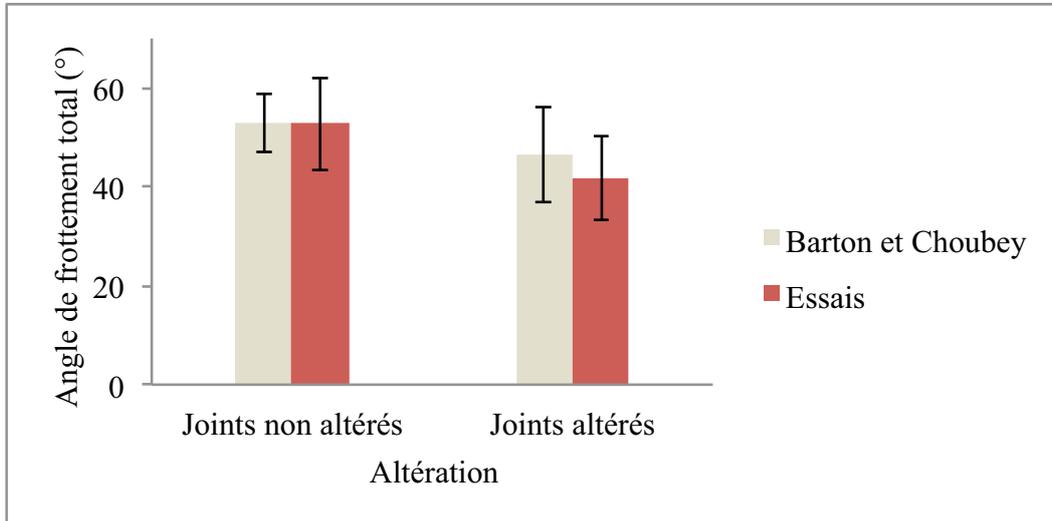


Figure 30 : Comparaison des angles de frottement totaux obtenus à partir du modèle de Barton et Choubey (1977) et des essais de cisaillement direct des joints non altérés et altérés

Pour le groupe des joints non altérés, les valeurs moyennes d'angle de frottement total mesurée et estimée sont respectivement de $52,8^\circ$ et $52,7^\circ$. Les écarts en valeur absolue entre les estimations et les mesures d'angle de frottement total ont une moyenne de $4,3^\circ$ et varient entre $1,7^\circ$ et $9,8^\circ$. Dans cette configuration, nous avons utilisé un JCS moyen peu dispersé ($CV = 6\%$), un ϕ_b moyen peu dispersé ($CV = 6\%$) et un JRC déterminé spécifiquement pour chaque joint à cisailier. La détermination du JCS des joints non altérés avec le marteau de Schmidt a été validée par comparaison avec la résistance à la compression de la matrice rocheuse. La friction des aspérités est prise en compte par l'angle de frottement de base qui a été mesuré par essais de cisaillement direct sur des joints sciés. La correspondance entre les valeurs moyennes d'angle de frottement total mesurée et estimée permet par conséquent de valider de manière directe l'utilisation de la numérisation de surface pour quantifier le JRC des joints (altérés ou non altérés).

Pour le groupe des joints altérés, la valeur moyenne mesurée d'angle de frottement total est égale à $41,9^\circ$ et celle estimée par le modèle est égale à $46,3^\circ$. Les écarts en valeur absolue entre les estimations et les mesures d'angle de frottement total varient entre $0,7^\circ$ et 21° avec une moyenne de $8,4^\circ$. L'étendue plus élevée des écarts en valeur absolue peut être expliquée par les incertitudes sur les valeurs moyennes de JCS et ϕ_r introduites par la présence d'une altération hétérogène et un nombre réduit d'essais au marteau de Schmidt sur des joints altérés. L'hétérogénéité de l'altération est à l'origine d'une dispersion élevée du JCS ($CV = 37\%$). Tous les joints de ce groupe n'ont pas été testés au marteau de Schmidt car peu d'échantillons satisfaisaient les dimensions prescrites par la norme ISRM. Avec ce biais, il est difficile de discuter la capacité du marteau de Schmidt de type N/D à caractériser l'altération de surface des joints. Néanmoins, la valeur moyenne d'angle de frottement total estimée par le modèle de Barton et Choubey (1977) reste satisfaisante lorsqu'elle est comparée à la valeur moyenne mesurée par essais de cisaillement direct. En effet, l'estimation moyenne par le modèle de

Barton et Choubey (1977) est entachée d'une erreur moyenne relative de 10%; ce qui est acceptable en géotechnique (Favre 2004).

4.3.3 Echantillonnage regroupant des joints cisailés à la même contrainte normale

L'intérêt de cet échantillonnage est d'étudier l'accroissement de la contrainte normale sur l'écart entre la mesure et l'estimation de l'angle de frottement total par le modèle de Barton et Choubey (1977). L'ensemble des 35 essais de cisaillement sont subdivisés en 5 populations :

- une population de 8 essais de cisaillement direct réalisés à 0,17 MPa de contrainte normale et sur des joints avec un JRC moyen de 10 ;
- une population de 7 essais de cisaillement direct réalisés à 0,35 MPa de contrainte normale et sur des joints avec un JRC moyen de 8 ;
- une population de 4 essais de cisaillement direct réalisés à 0,75 MPa de contrainte normale et sur des joints avec un JRC moyen de 6 ;
- une population de 6 essais de cisaillement direct réalisés à 1,05 MPa de contrainte normale et sur des joints avec un JRC moyen de 9 ;
- une population de 10 essais de cisaillement direct réalisés à 2,07 MPa de contrainte normale et sur des joints avec un JRC moyen de 7.

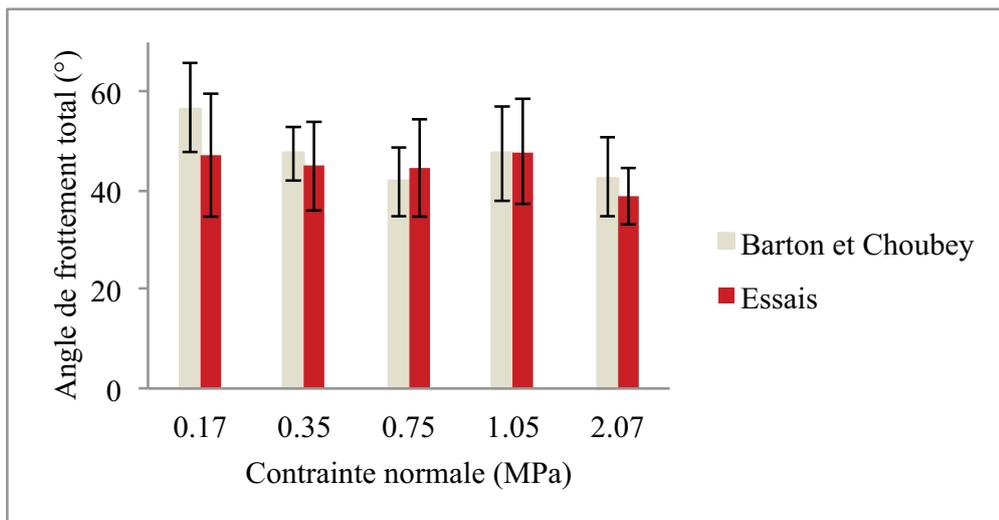


Figure 31: Influence de la contrainte normale sur les écarts entre les valeurs moyennes estimées par le modèle et mesurées par essais de cisaillement direct

Pour chaque population, nous avons comparé les valeurs moyennes mesurées et prédites d'angle de frottement total maximal (Figure 31). Dans le sens croissant de la contrainte normale, les écarts entre la moyenne des mesures et des estimations sont 10°; 3°; -3°; 0°; et 4°; soit 17% ; 6% ; -6% ; -1% et 10% relativement aux estimations moyennes d'angle de frottement total. On n'observe pas une corrélation entre la contrainte normale et la précision du modèle de Barton et Choubey (1977) associé à la méthodologie expérimentale.

Cependant, cette observation ne peut pas être extrapolée, car l'échantillonnage présente des limites qui peuvent être à l'origine de biais. En effet, à chaque contrainte normale correspond un échantillonnage avec des valeurs de JRC et de JCS différentes. La configuration idéale serait

d'utiliser des répliques de joints qui donnent la possibilité d'obtenir des échantillons de joints qui présentent des propriétés morphologiques et mécaniques identiques.

4.3.4 Échantillonnage total

Cet échantillonnage regroupe 35 couples de valeurs mesurées et estimées par le modèle. Les joints ont différentes rugosités, différents degrés d'altération et certains sont cisailés à des contraintes normales différentes. L'analyse globale permet de regarder la qualité des estimations du modèle avec le protocole expérimental proposé, lorsque plusieurs facteurs influençant la résistance au cisaillement sont combinés. La Figure 32 compare l'ensemble des estimations et des mesures de résistance au cisaillement par analyse de la distance des points autour de la bissectrice (droite de pente 1:1). Les points ont tendance à relativement s'aligner autour de la bissectrice et cela traduit une estimation relativement satisfaisante de la résistance au cisaillement des joints.

Par analyse quantitative, cela équivaut à une valeur moyenne d'angle de frottement de $44,1^\circ$ pour les essais de cisaillement direct et de $47,6^\circ$ selon le modèle de Barton et Choubey (1977). La moyenne des écarts entre les valeurs des angles de frottement au pic obtenus par les mesures expérimentales et celles obtenues par le modèle de Barton et Choubey (1977) est égale à $7,6^\circ$. Ces écarts varient cependant entre $0,7^\circ$ et $21,5^\circ$. Malgré les écarts inévitables et plus ou moins grands entre les mesures et les estimations de l'angle de frottement total, les valeurs moyennes sont relativement proches avec une erreur relative de 7%. Le protocole expérimental proposé pour déterminer les paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977) permet d'estimer des valeurs moyennes satisfaisantes d'angle de frottement total.

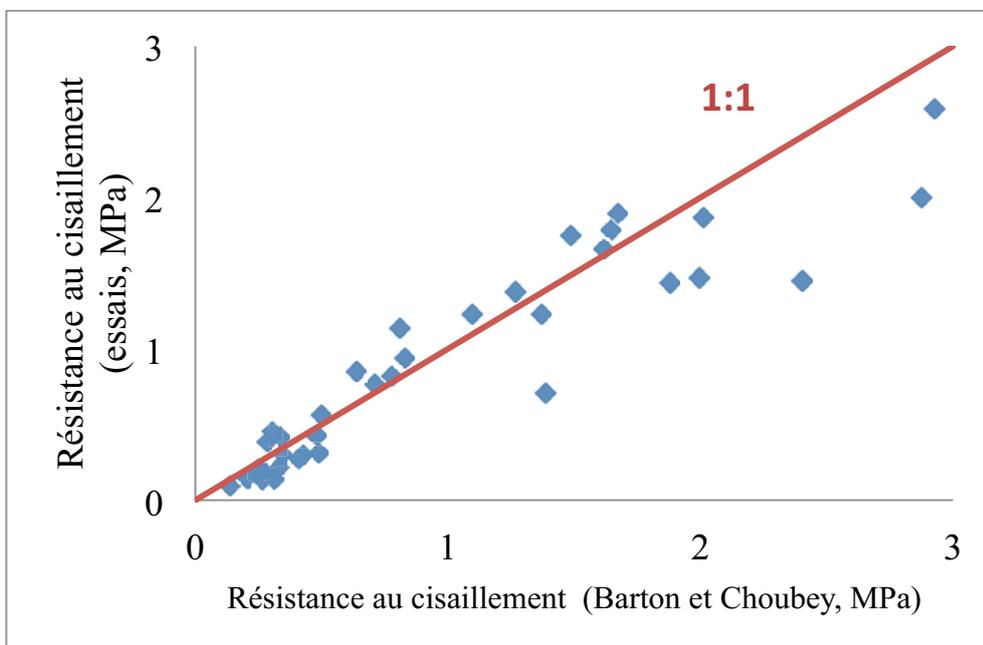


Figure 32: Comparaison des résistances au cisaillement max entre Barton Choubey (1977) et les essais de cisaillement direct

4.3.5 Synthèse

Le travail dans cette partie a visé à mettre en place une méthodologie expérimentale visant à disposer de données quantitatives abondantes relatives aux propriétés de cisaillement des joints de fondations rocheuses de barrage. Cette méthodologie expérimentale vise à déterminer les trois paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977) qui est retenu dans notre étude. La méthodologie expérimentale proposée est basée sur des démarches classiques déjà existantes dans la littérature. L'originalité de notre travail réside sur l'agrégation de ces démarches et la vérification de leur pertinence dans la détermination des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977), à savoir le JRC, le JCS et le ϕ_r . La synthèse suivante peut être faite de cette étude comparative :

- Pour déterminer le JRC, nous nous basons sur la numérisation de surface de joint avec un profilomètre laser, l'utilisation du paramètre statistique de rugosité Z_2 et des 10 profils types de Barton et Choubey (1977) ;
- Pour déterminer le JCS, le marteau de Schmidt de type N/D, plus reconnu dans le domaine du béton est l'équipement utilisé au lieu de celui de type L/D plus connu en mécanique des roches ;
- Pour déterminer ϕ_r , l'essai de cisaillement direct avec un bâti de cisaillement portatif est combiné avec le marteau de Schmidt de type N/D.

Cette méthodologie de caractérisation des paramètres d'entrée du modèle a fait l'objet d'une validation expérimentale par analyse comparative des mesures déduites d'essais de cisaillement direct et des estimations du modèle de Barton et Choubey (1977). Ce travail de validation donne les résultats suivants :

- La méthodologie expérimentale proposée permet d'estimer avec le modèle une résistance moyenne au cisaillement des joints d'une erreur relative de 7%. Cela implique de toujours réaliser la caractérisation des trois paramètres du modèle sur un certain nombre de joints afin de garantir des résultats moyens entachés d'erreur de cet ordre de grandeur ;
- Lorsque la méthodologie proposée permet de bien caractériser les paramètres d'entrée du modèle (nombre d'essais suffisant), l'estimation moyenne de l'angle de frottement total montre une très bonne correspondance avec les résultats expérimentaux. C'est le cas pour les joints non altérés dont la moyenne de l'angle de frottement est estimée à 1% d'erreur ;
- Pour mieux tenir compte de l'altération hétérogène entre les joints et par conséquent réduire les écarts entre les estimations et les mesures par essais de cisaillement, le JCS du joint altéré devrait toujours être déduit d'une caractérisation spécifique au joint ou avec un nombre d'essais suffisant. Sur l'ensemble des joints altérés, une erreur relative de 10% est commise sur la valeur moyenne de l'angle de frottement total estimée par le modèle. Cette erreur est grandement engendrée par la dispersion élevée du JCS ($CV = 37\%$) dont une valeur unique a été utilisée pour effectuer les comparaisons ;
- Les dimensions des échantillons recommandées par la norme ISRM pour un essai au marteau de Schmidt introduisent un effet échelle sur la valeur au rebond déduite.

Au final, nous pouvons conclure que notre méthodologie expérimentale est pertinente et qu'associée au modèle de Barton et Choubey (1977), nous sommes dorénavant en mesure de générer des données abondantes de cisaillement des joints des fondations rocheuses de barrage. Cela nous permet d'engager nos travaux de recherche dans la modélisation de la variabilité spatiale des propriétés de cisaillement dans les fondations, à des fins de détermination des effets de réduction de variance applicables sur les échelles importantes de cisaillement des discontinuités des barrages-poids, dans un cadre déterministe, semi-probabiliste ou probabiliste.

Chapitre 5: Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement des discontinuités

La résistance au cisaillement des discontinuités rocheuses joue un rôle essentiel dans les questions de stabilité rencontrées en mécanique des roches, notamment dans le cas d'une analyse de stabilité à l'effort tranchant des fondations rocheuses de barrages-poids. Dans ce cadre, les incertitudes liées aux paramètres de cisaillement peuvent être prises en compte à travers l'utilisation de lois de distribution et/ou des deux premiers moments (moyenne et variance). Cependant, l'analyse statistique par variable aléatoire n'est pas toujours appropriée pour analyser les propriétés de résistance au cisaillement. En effet les fondations rocheuses sont constituées de matériaux complexes qui résultent de la combinaison de plusieurs facteurs géologiques, environnementaux et physicochimiques. Dues à ces facteurs naturels, les fondations rocheuses présentent souvent une variabilité verticale et horizontale des propriétés de résistance au cisaillement des discontinuités (Phoon et Kulhawy 1999). Une variabilité verticale peut être matérialisée par une moyenne de la propriété de résistance qui varie en profondeur et dont la prise en compte réduit la variance de cette propriété de résistance (Phoon et Kulhawy 1999). De plus, lors d'un cisaillement le long d'une discontinuité, la dispersion ponctuelle à l'échelle locale des résistances au cisaillement se trouve lissée lorsque la propriété de résistance présente une corrélation spatiale. Ce phénomène réduit d'avantage la variance à l'échelle de la discontinuité et mène à des conceptions moins conservatives (Vanmarcke 1977). L'analyse de la variabilité spatiale, souvent réalisée à l'aide de la théorie des champs aléatoires (Favre et Genevois 1987, Phoon et Kulhawy 1999), permet d'évaluer ces phénomènes de réduction de la variance, dont il est ensuite possible de tenir compte dans l'analyse de stabilité, notamment dans une démarche déterministe, semi-probabiliste ou probabiliste. Faute de données quantitatives abondantes des propriétés de résistance au cisaillement des joints, la question de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités n'est le plus souvent pas traitée. Par conséquent, il n'existe pas de démarche de modélisation de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints d'une fondation de barrage. À travers l'étude d'un barrage-poids situé au Québec, ce chapitre propose une démarche d'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement des discontinuités rocheuses. Les paramètres de cisaillement sont obtenus à partir des données d'entrée (JRC, ϕ_r et JCS) du modèle de Barton et Choubey (1977). À l'aide de la méthodologie expérimentale proposée et validée au chapitre 4, des populations statistiques de ces paramètres de cisaillement ont été constituées le long de forages investiguant la fondation du barrage.

Dans ce chapitre, nous fixons d'abord le contexte d'étude en définissant le cadre théorique et les données nécessaires. Puis nous présentons la démarche générale de modélisation de la variabilité spatiale qui sera implémentée pour chaque paramètre du modèle de Barton et Choubey (1977). Une application suivant un cas d'étude sera présentée pour chaque paramètre de Barton et Choubey (1977) afin d'illustrer l'utilisation de la démarche et de montrer son intérêt dans l'évaluation des propriétés de résistance.

5.1 Contexte de modélisation de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement

5.1.1 Formulation théorique de la problématique et hypothèses

5.1.1.1 Phénomène de réduction de la variance par une description déterministe de la variabilité spatiale

Les massifs rocheux, à l'instar des sols, sont souvent dispersés. Au sein d'une même couche homogène, ils peuvent présenter des variations fortes avec la profondeur et d'un point à un autre dans le même plan. Ces variations ne sont prises en compte que par une description déterministe à travers une fonction qui peut être linéaire, quadratique ou de degré plus élevé (Lumb 1966). La distribution dans l'espace des propriétés géotechniques est une donnée très importante dans l'analyse de la variabilité spatiale. La Figure 33 montre les trois cas rencontrés en pratique pour la variation des paramètres géotechniques en fonction de la profondeur (Lumb 1966) :

- Le premier cas correspond à une distribution du paramètre géotechnique autour d'une moyenne constante ;
- Le deuxième cas correspond à un paramètre géotechnique dont la moyenne dépend de la profondeur ;
- Le troisième cas correspond à un paramètre géotechnique dont la variance et la moyenne dépendent de la profondeur.

La considération d'un paramètre géotechnique avec une moyenne qui varie avec la profondeur permet de réduire la variance du paramètre géotechnique comparative à une modélisation par variable aléatoire.

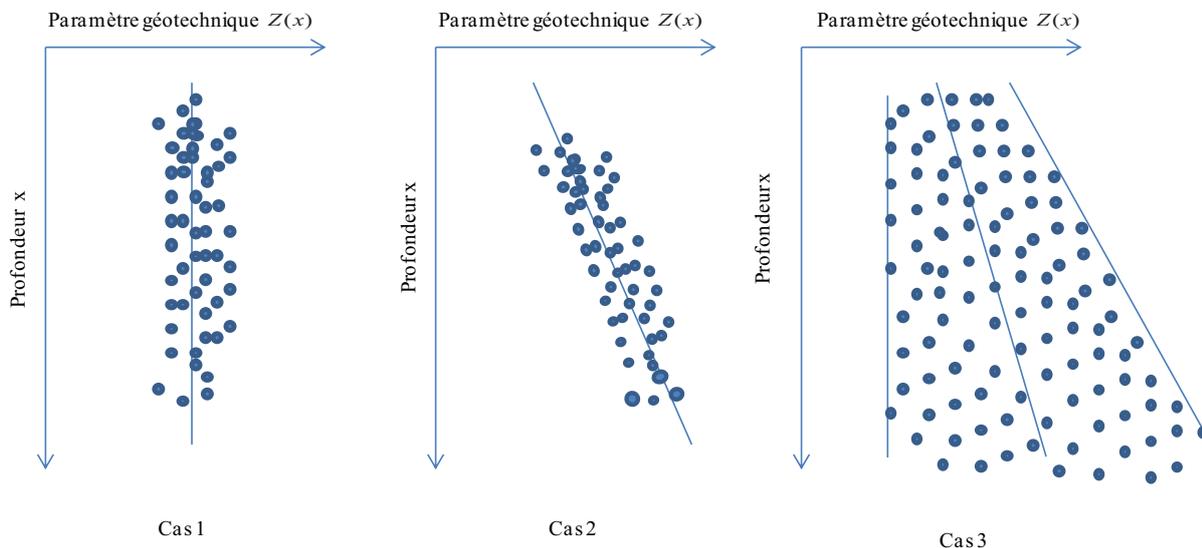


Figure 33: Différentes formes de variabilité spatiale du paramètre géotechnique en fonction de la profondeur

5.1.1.2 Phénomène de réduction de la variance par la prise en compte de la corrélation spatiale

Dans un mécanisme de rupture qui concerne des volumes, des surfaces ou des longueurs, le paramètre géotechnique réellement mobilisé est celui qui est intégré respectivement sur tout le volume, la surface ou la longueur relative à l'état limite de rupture (Favre 2004). Notre cas d'étude s'intéresse au mécanisme de glissement le long d'une discontinuité et les paramètres géotechniques sont les paramètres d'entrée du modèle Barton et Choubey (1977) mobilisés sur la surface de cette discontinuité (JRC, JCS et ϕ_r).

Le passage d'une échelle ponctuelle à une échelle plus grande peut impliquer la variation de la moyenne et de la variance du paramètre de cisaillement. Les approches pour étudier cette variation de la moyenne et de la variance du paramètre de cisaillement sont différentes. L'approche expérimentale est utilisée pour étudier la question de la variation de la moyenne due à l'effet d'échelle (Barton et Choubey 1977, Bandis et al. 1981). L'approche statistique permet d'analyser la variation de la variance relative au changement d'échelle (Vanmarcke 1977, Vanmarcke 1983, Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004).

Ce travail de thèse se concentre sur le développement de connaissance relative à l'analyse de la variabilité des paramètres de cisaillement suite à un changement d'échelle. Par conséquent, le volet expérimental sera traité sur la base de l'analyse bibliographique présentée au chapitre 1 de la Partie I de ce mémoire. Ces deux approches sont présentées dans cette section avec les hypothèses associées et retenues dans le cadre de cette thèse.

A) Approche expérimentale de l'effet d'échelle

L'approche expérimentale de l'effet d'échelle étudie la variation du mécanisme de rupture ou du comportement à la rupture en fonction de la longueur de la discontinuité. Elle est faite au moyen d'essais de cisaillement direct sur différentes séries d'échantillons de joints de tailles différentes ou sur une grande surface d'affleurement numérisée (Fardin 2003). L'analyse du comportement en cisaillement des joints de tailles différentes montre que l'échelle des aspérités impliquées dans le processus de cisaillement dépend de la taille de l'échantillon (Bandis et al. 1981). La conséquence est la variation de la résistance au cisaillement. Néanmoins, la valeur ϕ_r d'un joint rocheux est théoriquement invariable à la taille du joint (Bandis et al. 1981) tandis que la valeur de JCS du joint peut être plus élevée que celle dérivée d'un joint de plus grande taille. Concernant la variation de la rugosité à travers JRC, les résultats disponibles dans la littérature montrent des divergences. Certains auteurs ont montré une baisse de la contribution de la rugosité, donc du JRC en fonction de la taille du joint (Barton et Choubey 1977, Bandis et al. 1981, Fardin et al. 2001). D'autres auteurs ont obtenu des résultats démontrant l'augmentation de la contribution de la rugosité en fonction de la taille de l'échantillon (Krsmanovic et Popovic 1966, Pratt et Black 1974, Kutter et Otto 1990, Giani et al. 1995, Leal-Gomes 2003, Johansson 2009, Tatone et Grasselli 2012).

En conclusion, la question de l'effet d'échelle sur la valeur moyenne de la résistance au cisaillement n'est pas tranchée. De ce fait, on fait ainsi l'hypothèse que les valeurs moyennes des paramètres de cisaillement sont invariables au changement d'échelle.

B) Approche statistique de l'effet d'échelle

Cette approche permet l'analyse de la réduction de variance par la prise en compte de la corrélation spatiale d'une propriété géotechnique. Lorsqu'on effectue une analyse de l'état-

limite avec un modèle 2D, la discontinuité peut être assimilée à une longueur. Le paramètre de cisaillement d'une discontinuité mobilisée à l'échelle de la rupture (grande échelle) est dérivé de l'intégration sur la longueur de cette discontinuité de ce même paramètre de cisaillement caractérisé à l'échelle ponctuelle. Par l'existence d'une corrélation spatiale, cette intégration peut induire une réduction de la variance du paramètre de cisaillement mobilisé à plus grande échelle (Vanmarcke 1983, Favre et Genevois 1987, Phoon et Kulhawy 1999). La géostatistique est l'approche statistique utilisée dans cette thèse pour analyser la réduction de la variance. Après avoir rappelé brièvement quelques concepts présentés dans la synthèse bibliographique, nous formulons les hypothèses qui nous permettront d'étudier la réduction de variance des paramètres de cisaillement du modèle de Barton et Choubey (1977).

Soit $Z(x)$, une variable régionalisée d'un paramètre de cisaillement à l'échelle ponctuelle (exemple au laboratoire) d'une discontinuité et $Z_L(L)$ la variable régionalisée du paramètre de cisaillement intégré sur une longueur L de la discontinuité (Figure 34). $Z_L(L)$ est le champ de moyenne locale à une dimension du champ aléatoire $Z(x)$ (Vanmarcke 1983). $Z_L(L)$ en fonction de $Z(x)$ est donné par l'équation 4.1.

$$Z_L(L) = \frac{1}{L} \int_0^L Z(x) \cdot dx \quad 5.1$$

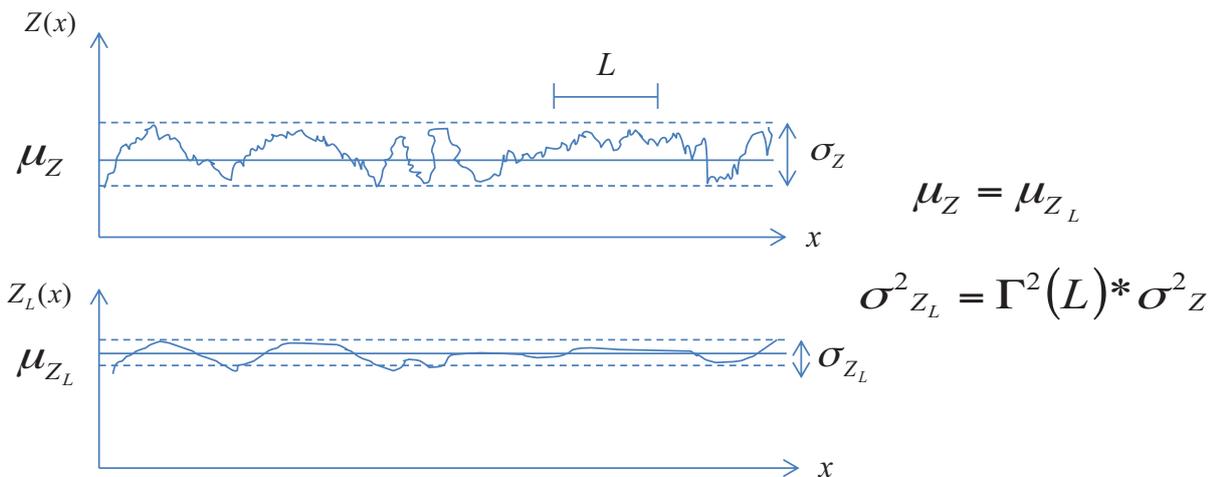


Figure 34 : Illustration de la réduction de variance entre un champ aléatoire et le champ de moyenne local associé par la prise en compte de la corrélation spatiale

5.1.1.3 Hypothèses de modélisation de la variabilité spatiale

A la lumière de notre analyse bibliographique (chapitre 2), nous constatons que les données d'un paramètre de cisaillement sont généralement issues de la caractérisation de plusieurs joints, appartenant à la même famille de discontinuités, et obtenus le long d'un forage vertical. La question qui se pose est comment utiliser ces données pour caractériser une seule discontinuité. Nous adoptons ainsi deux hypothèses :

- Un paramètre de cisaillement est une variable régionalisée sur les discontinuités appartenant à la même famille et qui sont les lieux géométriques des différentes réalisations de cette variable régionalisée. Lorsque les propriétés de cisaillement des

discontinuités de la même famille ne montrent pas une forte hétérogénéité du fait de singularités (telles que des joints ouverts remplis qui polarisent l'instabilité), cette hypothèse est valable. Cette hypothèse correspond aux pratiques de l'ingénierie qui consistent à caractériser le cisaillement d'une famille de discontinuités d'un massif rocheux par les joints intersectés le long des forages ;

- La réduction de variance sur une longueur L_v dans la direction verticale de forage s'applique sur une discontinuité de longueur L ; L_v étant la projection verticale de la longueur L de la discontinuité. Soit une discontinuité de pendage α non nul, de longueur L et de projection verticale $L_v = L * \sin(\alpha)$, nous considérons alors que les champs de moyenne locale suivants sont équivalents (Figure 35) :

$$Z_L(L) = Z_{L_v}(L_v) \quad 5.2$$

$Z_L(L)$ est le champ de moyenne locale du paramètre de cisaillement défini le long de la discontinuité et $Z_{L_v}(L_v)$ est le champ de moyenne locale défini le long du forage vertical. Cette hypothèse suppose une échelle de corrélation horizontale plus grande que celle verticale. Cette configuration est souvent le cas en géotechnique où l'échelle de fluctuation horizontale des paramètres géotechniques est très grande devant celle verticale (Phoon et Kulhawy 1999) .

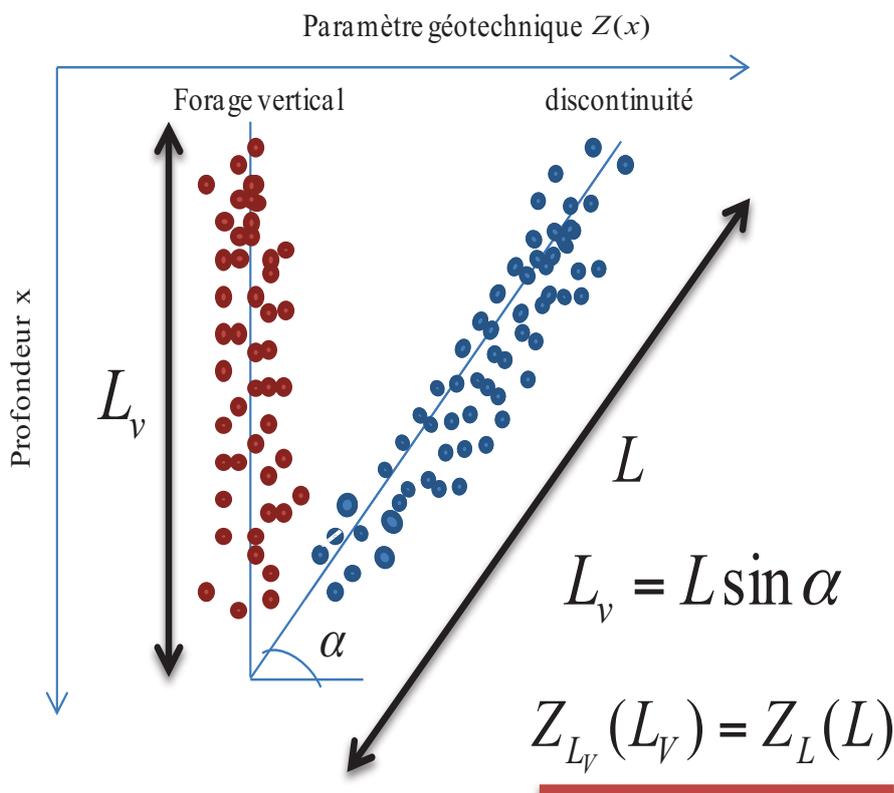


Figure 35: Equivalence entre le champ de moyenne locale défini sur la longueur L_v du forage et celui défini le long d'une discontinuité de longueur L .

5.1.2 Présentation du cas d'étude

Le cas d'étude de la thèse est un barrage-poids existant situé au Québec. Les informations relatives aux fondations du barrage sont extraites d'un rapport interne du maître d'ouvrage (Quirion 2009). Ce rapport traite des aspects géologiques et géomécaniques de la fondation de la Centrale La Tuque.

Cet ouvrage est constitué d'un barrage-poids rive gauche (BPRG), d'une prise d'eau et d'une centrale accolées au BPRG et faisant un angle (Figure 36), d'un évacuateur de crue et d'un barrage-poids rive droite (BPRD). Le barrage en rive gauche, du côté Est, se termine sur une falaise rocheuse escarpée d'une hauteur de 30 m, tandis que le barrage en rive droite est en continuité sur les dépôts fluvioglaciers du Saint-Maurice. La longueur totale du barrage est de 424,5 m et sa hauteur varie longitudinalement entre 13 et 30 m. La direction de l'axe du barrage est de 110° , soit près d'une direction Est-Ouest. La Figure 36 montre une vue générale du barrage.

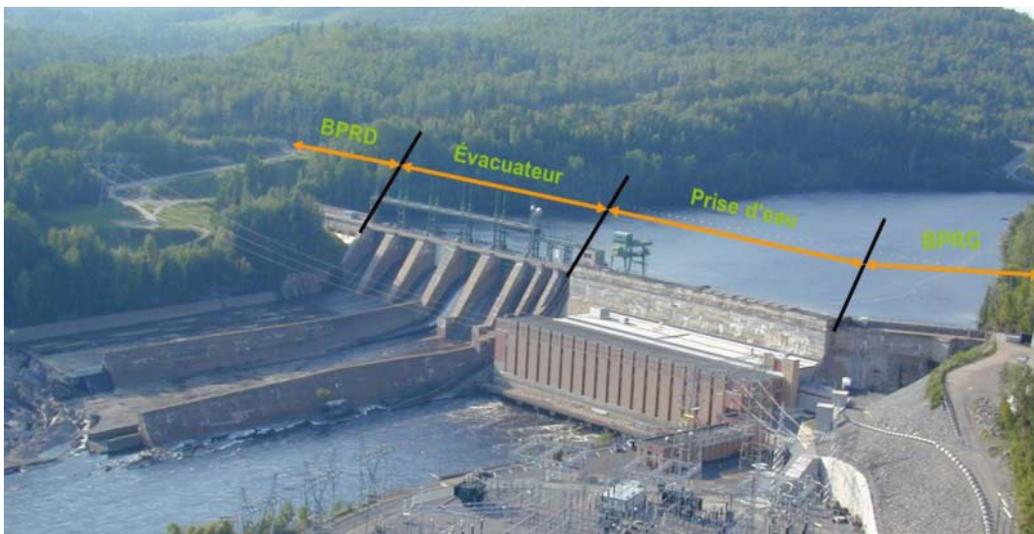


Figure 36: Vue générale du barrage (Carrara 2010)

Le rocher de fondation du site du barrage est une migmatite à biotite de l'unité supérieure M4 du Groupe de Mékinac dans la province géologique de Grenville. L'unité M4 est composée de gneiss et de migmatite. Un gneiss est une roche métamorphique compétente où les conditions de température et de pression ont fractionné la roche en zones claires plus riches en quartz-feldspath et en zones foncées plus riches en minéraux mafiques comme des pyroxènes et de la biotite. La migmatite est une roche comme le gneiss, mais qui a atteint un stade de métamorphisme plus avancé, avec fusion partielle de la roche. Au niveau géomécanique, il n'y a pas de grandes différences entre le gneiss et la migmatite de La Tuque (Quirion 2009).

Le massif de fondation est découpé par trois familles de discontinuités: deux familles subverticales dont les directions et les pendages sont $353^\circ/83^\circ$ et $342^\circ/31^\circ$; une famille de discontinuité développée le long des foliations dont la direction et le pendage sont $342^\circ/31^\circ$. Le rapport géologique indique aussi une faille qui affleure sur une falaise près de la centrale électrique de La Tuque et sur laquelle prend appui le BPRG. Toutefois, il est indiqué qu'il s'agit de la seule faille observée dans la région; le toit de la faille forme une zone de nature bréchique d'environ 60 m d'épaisseur.

Les forages disponibles et qui ont été utilisés dans ce travail de thèse sont des forages verticaux et sont au nombre de quatre. Ils ont été réalisés en 2007 sous mandat du maître d'ouvrage (Hydro-Québec) et ont environ une longueur de 8 m dans la fondation. La Figure 37 montre la localisation des 4 forages sur une vue en plan du barrage. Les coordonnées de localisation indiquent que les forages FVG-2 et FVG-3 sont distants de 10 m. Les forages FVD-1 et FVD-2 sont distants de 15 m. La distance entre les deux groupes de forage est de 262 m. Au niveau élévation, les têtes des deux forages en rive droite FVD-1 et FVD-2 sont à la cote 152,72 m. Par contre, celles de FVG-3 et FVG-2 sont à 154,59 m. Les forages FVD1 et FVD2 ont un diamètre de 145mm et les forages FVG2 et FVG3 ont un diamètre de 83 mm.

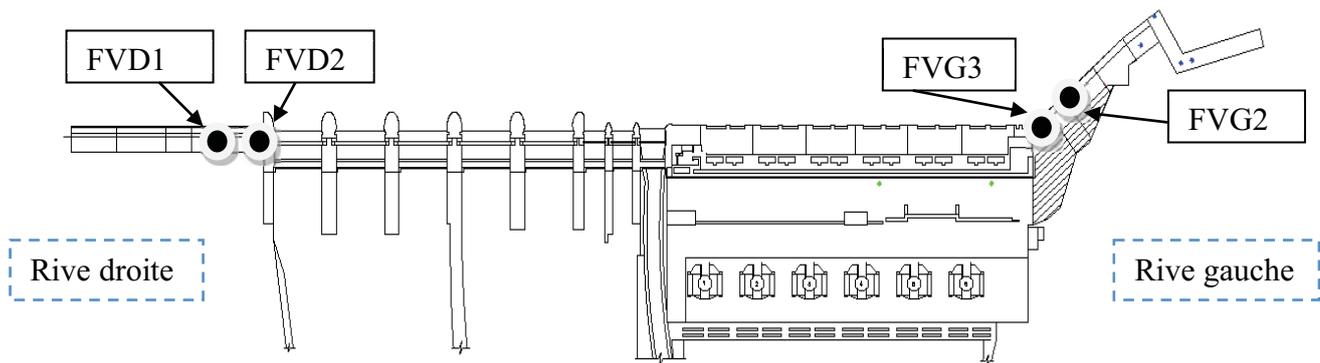


Figure 37: Vue en plan du barrage et localisation des forages

5.1.3 Protocole de collecte des données quantitatives de cisaillement

La caractérisation de la résistance au cisaillement consistera à quantifier les paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977). À partir de trois essais simples, à savoir le marteau de Schmidt, l'essai de cisaillement sur joints lisses avec un bâti de cisaillement portatif et la numérisation de surface, des valeurs géoréférencées de JRC, JCS et ϕ_r sont générées. Les données proviennent de la matrice rocheuse et des discontinuités intersectées le long des carottes de forages orientés et réalisés dans les fondations rocheuses du barrage. Toutes les données issues de ces trois essais sont géoréférencées. Les discontinuités en question appartiennent à la même famille de discontinuités. Lorsqu'il existe plusieurs familles de discontinuités, on constituera des populations statistiques géo-référencées de JRC, JCS et ϕ_r pour chaque famille.

Dans ce travail de thèse, l'étude de la variabilité spatiale se concentre sur la famille de discontinuités développées le long des foliations, car elles constituent les lignes de glissement potentiel du massif de fondation.

De manière synthétique, nous présentons dans cette section les différentes populations de paramètres issues des essais de marteau de Schmidt, de cisaillement des joints lisses et de numérisation de surface. Il s'agit respectivement des mesures de valeurs au rebond, d'angle de frottement de base et du paramètre de rugosité Z_2 . Les détails seront présentés sous forme de tableau en annexe E.

5.1.3.1 Les essais au marteau de Schmidt pour générer une population des valeurs au rebond

Le marteau de Schmidt a été utilisé pour caractériser la matrice rocheuse et l'altération des discontinuités. L'essai permet de mesurer des valeurs au rebond divisées en deux catégories ; celles qui caractérisent la matrice rocheuse **R** et celles qui caractérisent la surface des joints altérés **r**.

Pour caractériser la matrice rocheuse, l'essai est réalisé sur la génératrice des éprouvettes cylindriques. Des valeurs au rebond **R** sont déduites des essais réalisés sur des échantillons cylindriques de 83 et 145 mm de diamètre. Dans le travail expérimental du chapitre précédent, nous avons montré que la valeur au rebond est cependant sujette à un effet d'échelle. Demirdag et al. (2009) ont aussi montré cet effet d'échelle dans leurs travaux et ils recommandent des échantillons de dimensions supérieures à 110 mm suivant les directions de l'espace X, Y et Z. Aussi, pour avoir des populations statistiques plus représentatives, nous avons fait l'hypothèse de fusionner d'une part les données issues de FVG2 et FVG3, distants de 10 m; d'autre part les données de FVD1 et FVD2 distants de 15 m. Cela a permis de générer 37 essais sur des échantillons de 83 mm diamètre et 15 essais sur des échantillons de 145 mm de diamètre. Pour éviter l'effet d'échelle sur les valeurs de **R** et garantir une représentativité des résultats issus de ces données, nous avons fait le choix de calculer la valeur moyenne et l'écart type de **R** avec les échantillons de 145 mm de diamètre puis de déterminer la structuration spatiale de **R** avec la population la plus abondante (37 valeurs géoréférencées). Cela suppose ainsi que l'effet d'échelle ne perturbe pas la structuration spatiale de **R**.

La population de valeurs au rebond issues des joints altérés (**r**) n'est pas abondante, car rares sont les échantillons qui respectent les dimensions imposées par la norme de l'essai. Elle compte 8 essais sur le forage FVD1 et 2 sur le forage FVD2. Nous considérons une population unique de 10 valeurs géo-référencées.

5.1.3.2 Les essais de cisaillement directs sur joints lisses pour générer une population d'angles de frottement de base

Les échantillons ont été prélevés à partir des forages FVG2 et FVG3. 10 et 9 valeurs géo-référencées d'angle de frottement de base ϕ_b ont été générées par les essais de cisaillement sur joints lisses. Ces deux forages verticaux étant proches, nous avons fait l'hypothèse de les fusionner en une population de 19 données géo-référencées.

5.1.3.3 La numérisation de surface pour générer une population de Z_2

Parmi les 4 forages, seul le forage FVG3 a pu être exploité pour constituer une population statistique de Z_2 . En effet, les joints issus des autres forages n'étaient pas orientés par rapport au nord magnétique et une tentative de les réorienter à l'aide des données de diagraphie acoustique n'a pas été concluante. En résumé, nous avons 19 valeurs de Z_2 géo-référencées et calculées à partir des surfaces orientées par rapport au nord magnétique. L'orientation des surfaces numérisées suivant une référence unique permet de se soustraire du biais de l'anisotropie de la rugosité de surface.

5.1.3.4 Synthèse des données disponibles

Les trois paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977) sont obtenus à l'aide de paramètres mesurés et de modèles empiriques. Les paramètres mesurés sont le ϕ_b , la valeur au rebond de la matrice rocheuse R, la valeur au rebond des joints altérés r et le paramètre statistique de rugosité Z_2 .

Sur 4 forages (FVG2, FVG3, FVD1 et FVD2) d'environ 7 m, nous avons prélevé des échantillons de roches ou de joints, repérés par leurs profondeurs, et nous avons réalisé :

- des essais au marteau de Schmidt (valeur au rebond R et r) ;
- des essais de cisaillement sur joints lisses (ϕ_b) ;
- et de la numérisation au profilomètre laser (Z_2).

Le tableau ci-dessous (Tableau 19) résume l'ensemble des données utilisées pour étudier la variabilité des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977).

Tableau 19: Synthèse des données disponibles pour l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977)

Paramètres mesurés	Localisation forage	Nombre d'essais
ϕ_b	FVG2	19
	FVG3	
R	FVG2	11
	FVG3	27
	FVD1	14
r	FVD1	10
	FVD2	
Z_2	FVG3	19

5.2 Démarche générale proposée pour l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de résistance au cisaillement

Dans ce travail de recherche, la démarche d'analyse de la variabilité spatiale consiste à pouvoir estimer la moyenne, la variance et la structuration spatiale des paramètres de cisaillement. Cette démarche permet aussi de prendre en compte la réduction de variance qui est omise dans une démarche d'analyse en variable aléatoire. Notre démarche générale implique trois types de paramètres modélisés en variables régionalisées définies le long du forage vertical :

1. $Z_i(x)$: les paramètres mesurés à l'échelle des joints intersectés par le forage vertical ; à savoir les valeurs au rebond de la matrice rocheuse $R(x)$ et des joints altérés $r(x)$, l'angle de frottement de base $\phi_b(x)$ et le paramètre statistique de rugosité $Z_2(x)$. Ces variables régionalisées $Z_i(x)$ sont formulées avec la somme de variables indépendantes à savoir une tendance déterministe $t_{Z_i}(x)$ (dérive), une variable régionalisée sans biais de

fluctuation autour de la tendance $w_{z_i}(x)$ et d'une variable aléatoire d'erreur de mesure sans biais e_{z_i} (Vanmarcke 1983, Phoon et Kulhawy 1999).

$$Z_i(x) = t_{z_i}(x) + w_{z_i}(x) + e_{z_i} \tag{5.3}$$

- $Z_{di}(x)$: les paramètres déterminés à l'aide d'un modèle empirique $T_i(.)$ à l'échelle des joints intersectés par le forage. Il s'agit des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977) : $\{JRC(x); JCS(x); \phi_r(x)\}$. Ce modèle empirique introduit une erreur supposée sans biais ε_i sur le paramètre $Z_{di}(x)$. Cependant, cette erreur de modèle est difficile à caractériser.

$$Z_{di}(x) = T_i(Z_1(x); \dots; Z_n(x); \varepsilon_i) \tag{5.4}$$

- $Z_{L_v}(L_v)$: les paramètres d'entrées du modèle de Barton et Choubey (1977) intégrés à grande échelle sur une longueur L_v du forage vertical : $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{rL_v}(L_v)\}$.

$$Z_{L_v}(L_v) = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} Z_{di}(x). dx \tag{5.5}$$

La considération d'une variable régionalisée avec une tendance déterministe $t_{z_i}(x)$ qui varie dans l'espace, constitue la première étape pour réduire la variance des paramètres mesurés $Z_i(x)$ et en l'occurrence des paramètres calculés $Z_{di}(x)$ et $Z_{L_v}(L_v)$. $w_{z_i}(x)$ peut présenter une corrélation spatiale qui est prise en compte par analyse variographique. La prise en compte de cette corrélation spatiale permet de réduire d'avantage la variance des paramètres calculés intégrés à l'échelle de l'état-limite $Z_{L_v}(L_v)$.

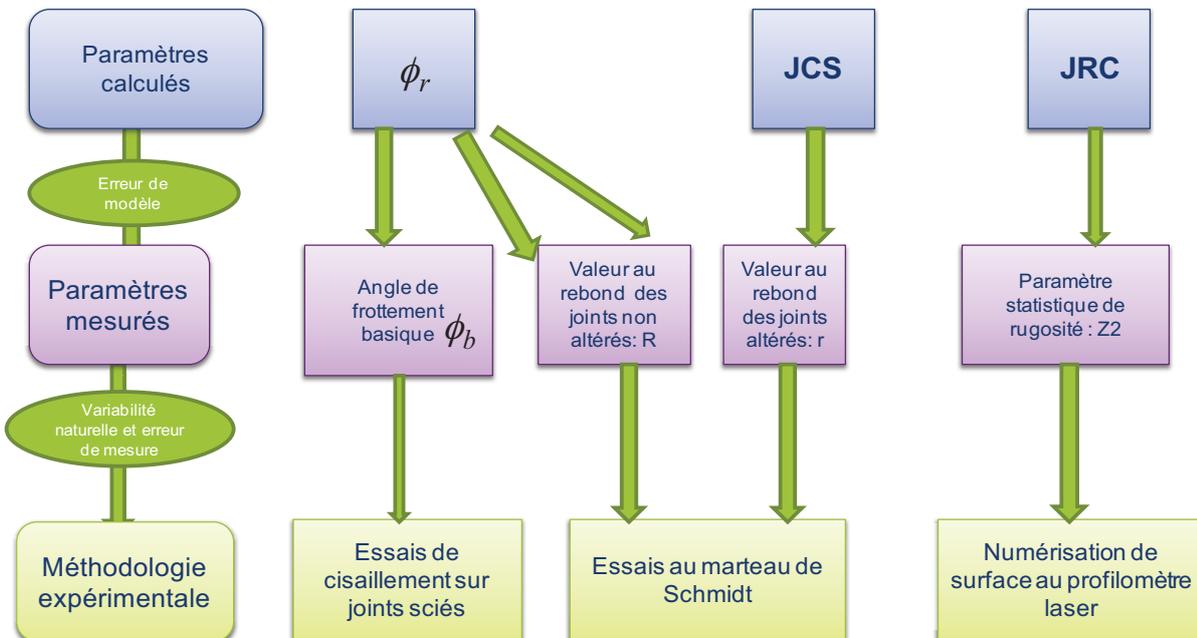


Figure 38: Illustration des différents niveaux d'incertitude dans les relations entre les paramètres mesurés et les paramètres de Barton et Choubey (JRC, JCS et ϕ_r)

Les paramètres mesurés sont entachés de deux incertitudes liées à la variabilité naturelle et à l'erreur de mesure lors des essais. Ces paramètres mesurés sont intégrés dans des modèles empiriques pour déterminer les trois paramètres d'entrées du modèle de Barton et Choubey (1977), d'où l'addition d'une erreur de modèle. La Figure 38 illustre les différents niveaux d'incertitudes entre les paramètres mesurés lors des essais et les paramètres d'entrée du modèle. Par exemple, l'angle de frottement résiduel $\phi_r(x)$ intègre en plus de l'erreur de modèle, les incertitudes de trois paramètres mesurés : l'angle de frottement de base $\phi_b(x)$, les valeurs au rebond issues de la matrice rocheuse saine $R(x)$ et des joints altérés $r(x)$.

Ainsi, les modèles empiriques utilisés pour calculer les paramètres de Barton et Choubey (1977) sont non linéaires. L'estimation des variances des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977) nécessite l'utilisation de méthodes de propagation des incertitudes telles que les simulations Monte-Carlo ou la linéarisation de Taylor (Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004). Notre choix porte sur la méthode d'approximation par linéarisation de Taylor, car elle permet un calcul analytique des variances et de quantifier le poids des différentes incertitudes sur la variance (Benjamin et Cornwell 1970).

Cette démarche générale est appliquée aux différents paramètres d'entrées du modèle de Barton et Choubey (1977). Cependant, le protocole expérimental pour caractériser les paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977) fait intervenir d'autres paramètres intermédiaires directement mesurés et des modèles empiriques non linéaires. Par souci de clarté et de complétude, nous présentons d'abord la modélisation de la variabilité spatiale des paramètres mesurés desquels nous déduisons ensuite la modélisation des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977).

5.3 Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres mesurés : valeurs au rebond, angle de frottement de base et paramètre statistique de rugosité

Dans cette section, une démarche d'analyse des incertitudes est présentée. Elle est axée sur l'estimation des moyennes, des variances et de la structuration spatiale des valeurs au rebond, de l'angle de frottement de base et du paramètre statistique de rugosité, qui sont considérés comme des variables régionalisées. Cette démarche est ensuite appliquée aux données du barrage présenté à la section 5.1.2.

5.3.1 Caractérisation des tendances

Pour les paramètres $Z_i(x)$ mesurés à l'échelle des joints, la tendance $t_{Z_i}(x)$ est déterminée en se basant sur les données quantitatives de $Z_i(x)$ suivant la profondeur du forage et les données qualitatives d'observation des logs de forages qui permettent une interprétation de l'évolution du paramètre dans l'espace. Les données qualitatives des logs de forages sont extraites du rapport du géologue et sont principalement l'altération, la rugosité, l'ouverture et le remplissage. La méthode des moindres carrés est utilisée afin de définir une régression linéaire constante ou non constante.

Une tendance déterministe constante signifie que la variabilité spatiale du paramètre mesuré se fait de manière aléatoire. Une tendance non constante (dérive) signifie que la variabilité spatiale du paramètre mesuré est en partie déterministe et aléatoire, d'où une réduction de l'incertitude associée à la variabilité naturelle, en l'occurrence de la variance du paramètre mesuré.

5.3.2 Caractérisation des erreurs de mesures

Les erreurs de mesures sont modélisées comme des variables aléatoires sans biais (Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004). La quantification de la variance de l'erreur de mesure est étroitement liée au protocole expérimental associé à la mesure du paramètre. Pour la valeur au rebond, l'angle de frottement de base et le paramètre statistique de rugosité, nous présentons respectivement une procédure de quantification de la variance en fonction du protocole expérimental.

5.3.2.1 Erreur de mesure de la valeur au rebond e_r

Pour mesurer la valeur au rebond d'une surface d'un échantillon de joint, 20 coups de marteau de Schmidt sont portés sur cette surface pour mesurer 20 valeurs de rebond R_{20}^i . La moyenne des 10 valeurs supérieures R_{10}^i constitue la mesure de la valeur au rebond de l'échantillon de joint R^i .

L'erreur de mesure intrinsèque à l'essai serait caractérisée par l'écart type des résultats obtenus d'un nombre représentatif de répétitions de ce protocole expérimental sur des échantillons nominalelement identiques. Cependant, cette procédure de mesure de l'erreur peut s'avérer contraignante. Nous proposons dans ce travail de thèse d'assimiler l'erreur de mesure sur la valeur au rebond à l'erreur d'échantillonnage (statistique) sur les 10 valeurs supérieures.

En effet, 20 coups de marteau sont portés à des points d'impact successifs très proches (espacés au moins par le diamètre de la tige du marteau, 1.5 mm) au point de pouvoir considérer que les 10 valeurs au rebond supérieures R_{10}^i sont 10 répétitions de la mesure de la valeur au rebond sur cette surface de l'échantillon R^i . La variance de l'erreur de mesure sur une valeur R^i peut être estimée par l'erreur d'échantillonnage de R_{10}^i qui est égale à la variance de R_{10}^i divisée par 10. Lorsqu'on dispose de n valeurs R^i , on définit ainsi la variance de l'erreur de mesure sur l'ensemble des n essais au marteau de Schmidt comme l'espérance des n erreurs d'échantillonnage de R_{10}^i . Elle est formulée par l'équation suivante :

$$Var[e_R] = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{var[R_{10}^i]}{10}}{n} \quad 5.6$$

5.3.2.2 Erreur de mesure de l'angle de frottement de base e_{ϕ_b}

Selon les procédures de CANMET (Gyenge et Herget 1977), il est recommandé de réaliser 8 essais de cisaillement sur un joint lisse avec des paliers croissants de contraintes normales. Pour chaque essai, la contrainte normale appliquée σ_{n_i} et la contrainte de cisaillement maximale τ_i sont relevées. Le graphique contrainte de cisaillement maximale τ_i vs contrainte normale σ_{n_i} est tracé et l'arc tangente de la pente m_i de la droite de régression qui passe par l'origine est l'angle de frottement de base du joint ϕ_{b_i} .

$$\tau = m_i \cdot \sigma_{n_i} = \tan(\phi_{b_i}) \cdot \sigma_{n_i} \quad 5.7$$

La procédure idéale pour quantifier l'erreur de mesure serait de répéter ce protocole expérimental sur plusieurs échantillons nominalelement identiques. Ces conditions sont très

difficiles à respecter. En revanche, la variance de m_i peut estimer la variance de l'erreur de cet essai.

Plusieurs essais de cisaillement ont été réalisés sur différents joints lisses. L'erreur de mesure sur l'angle de frottement dérivé de n essais de cisaillement sur joint lisse, peut être estimée à partir de la moyenne des variances des erreurs m_i .

5.3.2.3 Erreur de mesure du paramètre statistique de rugosité e_{z_2}

Z_2 est un paramètre de rugosité qui quantifie l'angularité des aspérités. Il est obtenu par numérisation de la surface à l'aide d'un profilomètre laser. Cet équipement a une très grande précision. Il a une résolution de $72 \mu m$ suivant x et y et une résolution de $16 \mu m$ suivant z . Les surfaces des joints ont été scannées avec une résolution de $0,5 \text{ mm}$. L'intervention de l'opérateur étant très minime, l'erreur de mesure de Z_2 serait négligeable.

5.3.3 Caractérisation des fluctuations aléatoires

La fluctuation aléatoire $w_{z_i}(x)$ est une variable régionalisée de moyenne nulle et de variance non nulle. Sa caractérisation consiste à évaluer sa variance et sa corrélation spatiale à travers le coefficient de réduction de variance.

Sa variance est déterminée à partir de la variance du résidu aléatoire $[Z_i(x) - t_{z_i}(x)]$ et de la variance de l'erreur de mesure e_{z_i} . Cela se démontre comme suite :

$$\begin{aligned} Z_i(x) &= t_{z_i}(x) + w_{z_i}(x) + e_{z_i} \\ [Z_i(x) - t_{z_i}(x)] &= [w_{z_i}(x)] + [e_{z_i}] \\ \text{Var}[w_{z_i}(x)] &= \text{Var}[Z_i(x) - t_{z_i}(x)] - \text{Var}[e_{z_i}] \end{aligned} \quad 5.8$$

La corrélation spatiale de $w_{z_i}(x)$ est matérialisée par le coefficient de réduction de variance $\Gamma_{z_i}^2(L_v)$. Il est déterminé idéalement à partir du variogramme expérimental des valeurs de $w_{z_i}(x)$. Cependant, il est impossible de déterminer sur chaque valeur mesurée de $Z_i(x)$, la part revenant à l'erreur de l'essai e_{z_i} . Par conséquent, le calcul du variogramme est effectué sur les données $[w_{z_i}(x) + e_{z_i}]$ lorsque la tendance varie ou directement sur les données brutes de $Z_i(x)$ pour une tendance constante. Nous supposons que cette approximation ne perturberait pas la corrélation spatiale de $w_r(x)$, car l'erreur de mesure est indépendante de sa position x et reste intrinsèque à l'essai. Le coefficient de réduction de variance $\Gamma_{z_i}^2(L_v)$ peut être déterminé suivant la procédure suivante :

- tracer un variogramme expérimental (γ_{exp}) ;
- caler un variogramme théorique (γ_{theo}) ;
- déduire la fonction d'auto-corrélation ;
- et enfin calculer le coefficient de réduction de variance $\Gamma_{z_i}^2(L_v)$.

5.3.4 Application

Avec les données recueillies le long des carottes de forages des fondations rocheuses du barrage (section 5.1.3 page 99), on a appliqué la démarche d'analyse de la variabilité spatiale sur les

paramètres mesurés de valeurs au rebond $R(x)$ et $r(x)$, d'angle de frottement de base $\phi_b(x)$ et de paramètre statistique de rugosité $Z_2(x)$. L'objectif de cette application est de montrer que l'analyse de la variabilité spatiale sur les paramètres mesurés peut permettre de prendre en compte quantitativement des phénomènes géologiques, tels que la foliation du massif rocheux et la variation des degrés d'altération.

5.3.4.1 Analyse de la variabilité spatiale des valeurs au rebond : $R(x)$ et $r(x)$

A) Analyse des données brutes

Les données géo référencées des valeurs au rebond des joints altérés $r(x)$ proviennent de deux forages, FVD1 et FVD2 situés à la rive droite du barrage. Ces deux forages verticaux sont assez proches et les carottes prélevées font état de la même roche. Nous fusionnons les données des deux forages, pour considérer un seul forage qui alignerait toutes ces données. Nous avons 10 mesures de valeurs au rebond des joints altérés. Lorsque nous modélisons la valeur au rebond des joints altérés comme une variable aléatoire r , elle a une moyenne de 41 et un coefficient de variation de 17%.

En ce qui concerne les données de valeur au rebond des joints non altérés $R(x)$, elles proviennent de 3 forages différents, FVG2 et FVG3 de diamètre 83 mm et localisés en rive gauche et FVD1 de diamètre 145 mm provenant de la rive droite (Figure 37). Les forages ont la même direction verticale. Modélisées comme une variable aléatoire, les valeurs de R issues des deux forages de la rive gauche présentent quasiment les mêmes moyennes et les mêmes dispersions (moyenne = 47 et 49 CV% = 4% et 4%). Les 11 mesures de FVG2 et 27 mesures de FVG3 seront combinées en un seul forage de moyenne 48 et de CV = 4%. Les 14 mesures issues de FVD1 ont une moyenne de 56 et un CV de 3%. L'écart de 21% entre les valeurs moyennes de $R(x)$ est expliqué par l'effet d'échelle sur l'échantillon de diamètre 83 mm. Par conséquent, les valeurs issues de FVD1 (14 mesures) sont utilisées pour caractériser les deux premiers moments de $R(x)$ (moyenne et variance) car elles ont été mesurées sur des échantillons conformes à la norme. Néanmoins, les valeurs issues des forages FVG2 et FVG3, étant plus abondantes (38 valeurs), elles sont utilisées pour étudier la variabilité spatiale de la variable régionalisée $R(x)$.

B) Caractérisation des tendances

La prise en compte des logs des forages, la visualisation des données de $r(x)$ et $R(x)$ en fonction de la profondeur et une régression par méthode des moindres carrés ont permis de considérer l'existence de la tendance linéaire non constante pour $r(x)$ et constante pour $R(x)$ (Figure 39) :

$$t_r(x) = 2 * x + 36 \text{ avec } x < 10m$$

$$t_R(x) = 56$$

5.9

La dérive (tendance non constante) de la valeur au rebond des joints altérés peut être expliquée sur le plan géologique. En effet selon l'observation des logs de forage, l'altération est plus accentuée en surface qu'en profondeur (annexe G). La variation de la tendance s'atténue en profondeur et sur une épaisseur de 10 m de la fondation. En effet l'altération disparaîtrait au point x où $t_r(x) = 2 * x + 36 = t_R(x) = 56$.

On n'observe pas une dépendance évidente de la variation déterministe de $R(x)$ en fonction de la profondeur. D'autant plus que le coefficient de variation des valeurs brutes est faible (CV

= 4%). L'observation des logs de forage ne révèle pas une anomalie des carottes le long des forages. La tendance de $R(x)$ est considérée constante et égale à la moyenne des valeurs brutes.

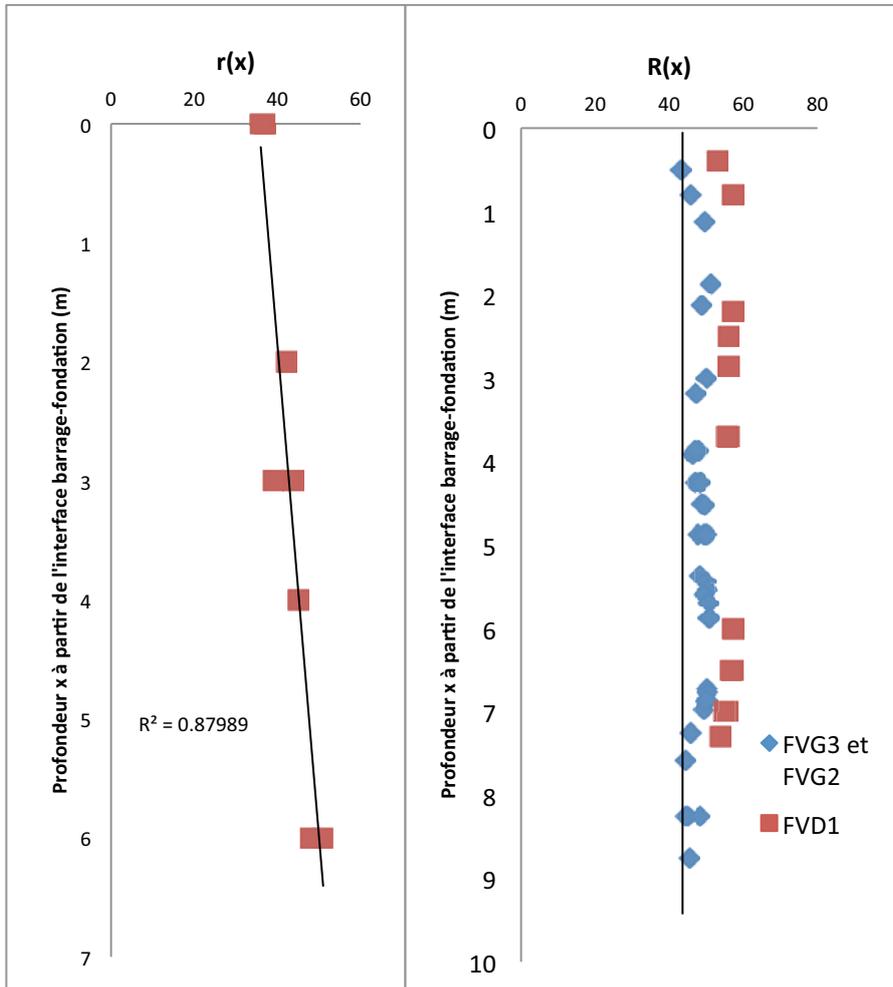


Figure 39: Visualisation des valeurs de $r(x)$ et $R(x)$ en fonction de la profondeur et déduction de la tendance

C) Caractérisation des erreurs de mesure

Quant à la quantification de la variance de l'erreur de mesure, on ne fait pas de distinction entre les essais réalisés sur les joints altérés et non altérés; par conséquent $\text{Var}[e_R] = \text{Var}[e_r]$.

Chaque essai au marteau de Schmidt permet de calculer une variance de l'erreur de l'essai $\frac{\text{var}[R_{10}^i]}{10}$. La moyenne des variances de l'erreur des essais réalisés sur l'ensemble des $n = 62$ échantillons donne la variance de l'erreur de mesure intrinsèque à l'essai. Les étapes de calculs sont présentées sous forme de tableaux en annexe F (tableau F2) et nous trouvons une variance de l'erreur de la valeur au rebond des joints altérés $\text{Var}[e_R] = \text{Var}[e_r] = 0,58$.

D) Caractérisation des fluctuations aléatoires autour de la tendance

Connaissant les formulations des tendances et la variance de l'erreur de mesure, nous pouvons déduire la variance de la fluctuation aléatoire autour de la tendance $\text{Var}[w_r(x)]$. Les étapes de

calcul sont présentées en annexe F. Avec les valeurs au rebond dont la tendance est déduite, nous pouvons évaluer la variance de la part aléatoire de la variabilité naturelle :

$$\text{Var}[w_R(x)] = \text{Var}[R(x) - t_R(x)] - \text{Var}[e_R]$$

$$\text{Var}[w_r(x)] = \text{Var}[r(x) - t_r(x)] - \text{Var}[e_r]$$

Lorsque nous les appliquons avec nos données, nous obtenons (détail en annexe F aux tableaux F4 et F5):

$$\text{Var}[w_R(x)] = 1.56 - 0.58 = 0.98$$

$$\text{Var}[w_r(x)] = 3.98 - 0.58 = 3.4$$

Nous procédons à l'analyse de la corrélation spatiale à travers les coefficients de réduction de variance $\Gamma_r^2(L_v)$ et $\Gamma_R^2(L_v)$. Disposant de peu de données de valeur au rebond des joints altérés $r(x)$ (8 valeurs de $r(x)$), nous avons étudié la corrélation spatiale de $w_r(x)$ sur des données plus abondantes de $w_R(x)$ de la matrice rocheuse (37 valeurs de $R(x)$). Pour justifier ce choix, avec trois points (Figure 40), nous avons essayé d'apprécier la corrélation entre les variables régionalisées $w_R(x)$ et $w_r(x)$. Nous avons comparé en réalité $[w_R(x) - e_R]$ et $[w_r(x) - e_r]$ car $e_R = e_r$ et nous ne pouvons pas déterminer les valeurs prises par les erreurs de mesures. Nous remarquons un coefficient de corrélation linéaire estimé à 0,66. Cela nous permet d'émettre l'hypothèse que l'altération ne change pas la corrélation spatiale de la part aléatoire de la variabilité naturelle de la valeur au rebond. Par conséquent, utiliser la corrélation spatiale de $w_R(x)$ pour déduire $w_r(x)$ semble raisonnable.

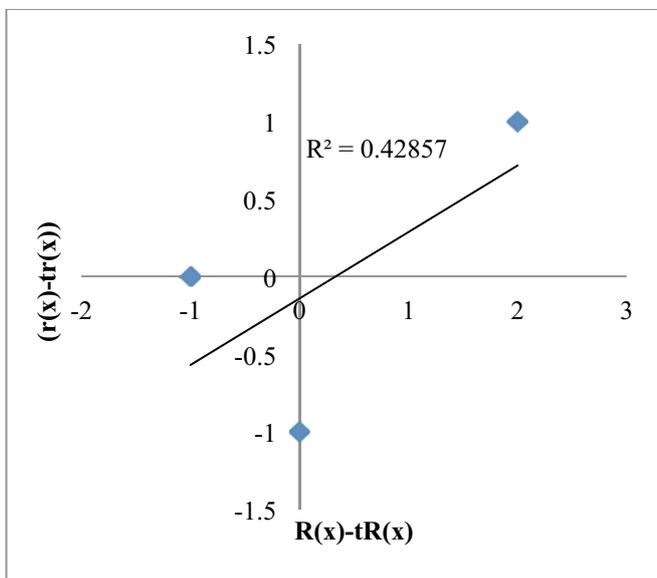


Figure 40: Analyse de la corrélation entre $[R(x) - t_R(x)]$ et $[r(x) - t_r(x)]$

La visualisation des valeurs de $R(x)$ en fonction de la profondeur (Figure 39) montre une tendance constante et invariante à la profondeur ; par conséquent la corrélation spatiale peut être directement étudiée sur les valeurs brutes de $R(x)$ au lieu de $w_R(x)$.

Ainsi, nous avons déterminé le variogramme expérimental sur les données de $R(x)$ avec le logiciel Isatis. Un modèle gaussien avec effet pépité a été calé sur le variogramme expérimental

(Figure 41). Le modèle a une échelle de fluctuation $\theta = 1,63m$. L'échelle de fluctuation est la distance au-delà de laquelle, les valeurs ne sont plus corrélées. Ce résultat peut être considéré pour optimiser le nombre d'essais au marteau de Schmidt à réaliser le long d'un forage afin de maximiser le nombre d'informations sur la variance d'un site.

Nous déduisons du modèle de variogramme gaussien, le coefficient de réduction de variance relative aux variables régionalisées $w_r(x)$ et $w_R(x)$. $\Gamma_r^2(L_v) = \Gamma_R^2(L_v)$ est représenté à la Figure 42.

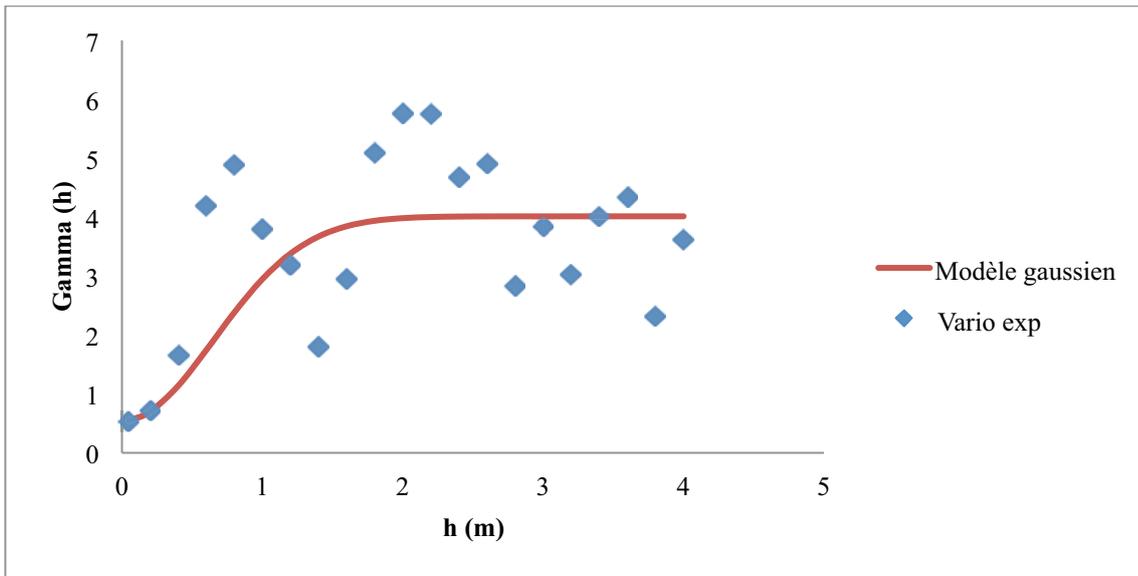


Figure 41: Variogramme expérimental de $R(x)$ et calage d'un modèle gaussien

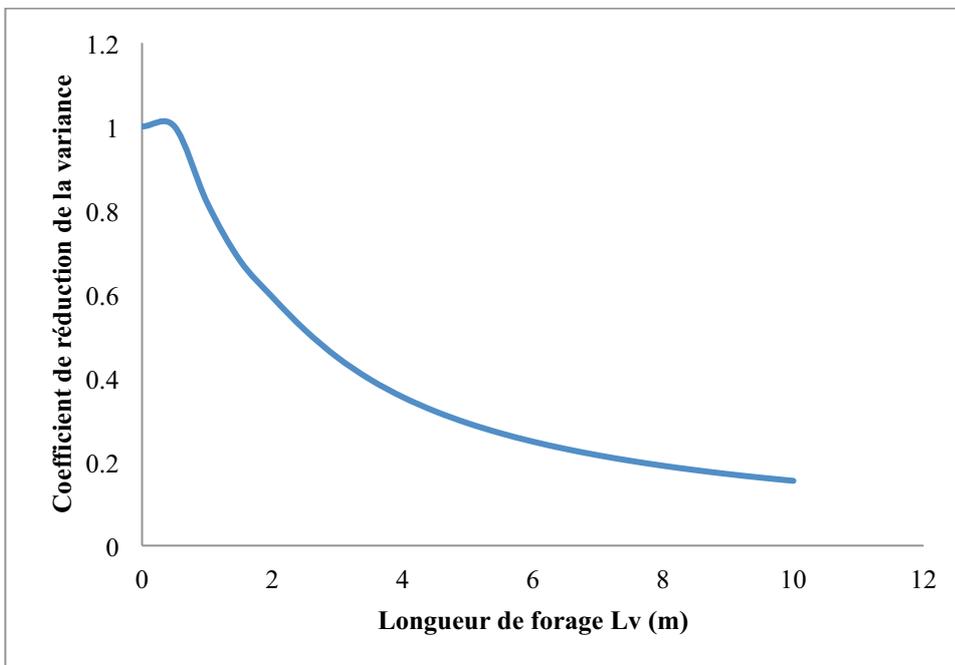


Figure 42: Fonction de réduction de variance des variables régionalisées $w_r(x)$ et $w_R(x)$

5.3.4.2 Analyse de la variabilité spatiale de l'angle de frottement de base

A) Analyse des données brutes

Les données de $\phi_b(x)$ proviennent de deux forages localisés sur la rive gauche du barrage (Figure 37). Il s'agit d'onze mesures sur des échantillons de FVG2 et de huit mesures relevées sur FVG3. Lorsqu'on calcule sur chacun des forages la moyenne et le coefficient de variation (CV%) de la variable aléatoire ϕ_b , nous obtenons d'une part 33° et 32° et d'autre part 5% et 7%. Pour une analyse plus pertinente, on fait le choix de combiner les données et de considérer un forage équivalent d'où sont prélevées 19 valeurs géo référencées de moyenne $32,5^\circ$ et de CV égal à 6%.

B) Caractérisation de la tendance

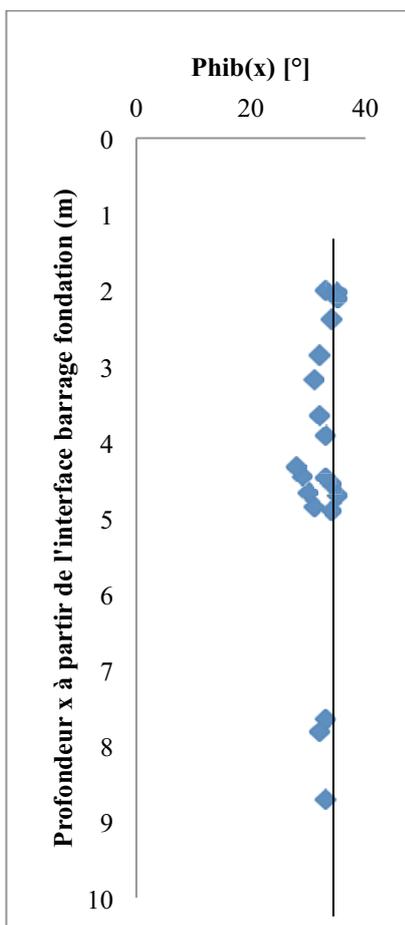


Figure 43: Visualisation des paramètres mesurés dans l'espace et analyse de la tendance

On n'observe pas une dépendance évidente de la variation de $\phi_b(x)$ en fonction de la profondeur. D'autant plus que le coefficient de variation des valeurs brutes est faible (CV = 6%). L'observation des logs de forage ne révèle pas une anomalie des carottes le long des forages. La tendance de $\phi_b(x)$ est considérée constante et égale à la moyenne des valeurs brutes (Figure 43).

$$t_{\phi_b}(x) = 32,5^\circ$$

C) Détermination de l'erreur de mesure

Selon les résultats, la variance de l'erreur de mesure e_{ϕ_b} semble faible par rapport à la moyenne de l'angle de frottement de base. Une variance $\text{Var}[e_{\phi_b}]$ égale 0.005 a été trouvée et cela traduit la bonne qualité de la mesure selon les 8 paliers de contraintes normales. Les détails de ces calculs sont présentés en annexe F (tableau F3).

D) Caractérisation de la fluctuation aléatoire autour de la tendance

La variance de la fluctuation aléatoire autour de la tendance est donnée par la formule ci-dessous. Elle est calculée à partir des variances des résidus et des erreurs de mesure.

$$\text{Var}[w_{\phi_b}(x)] = \text{Var}[\phi_b(x) - t_{\phi_b}(x)] - \text{Var}[e_{\phi_b}]$$

Lorsque nous l'appliquons avec nos données, nous obtenons (détail de calcul en annexe F au tableau F6) :

$$\text{Var}[w_{\phi_b}(x)] = 3.93 - 0.00 = 3.93$$

La corrélation spatiale est matérialisée par le coefficient réduction de variance. Nous avons tracé le variogramme expérimental sur les données de $\phi_b(x)$ (Figure 44).

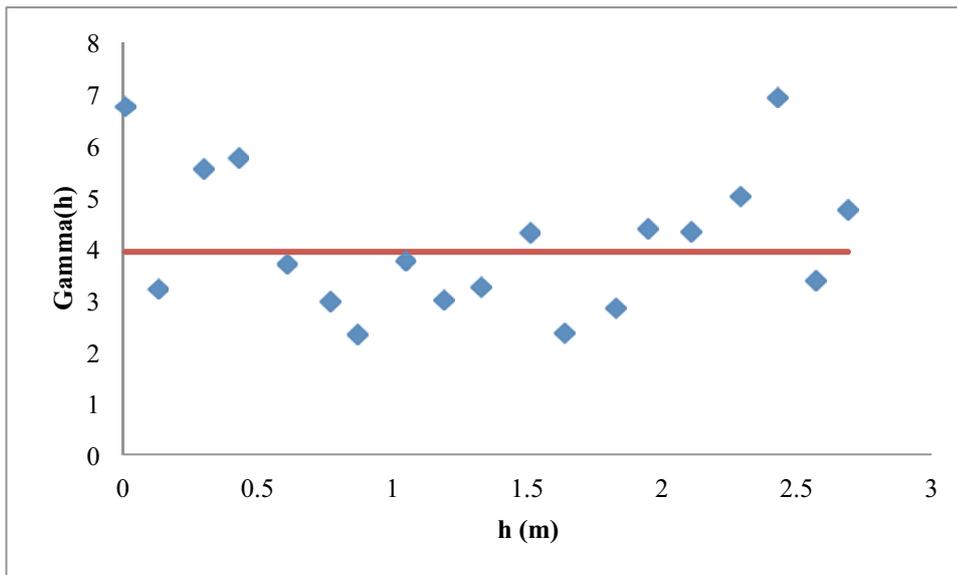


Figure 44: Variogramme expérimental de $\phi_b(x)$

Les erreurs de mesure sur $\phi_b(x)$ étant très faibles ($e_{\phi_b} = 0,005$), le variogramme de $\phi_b(x)$ (Figure 44) montre soit un effet de pépite pur qui signifie une absence de corrélation spatiale, soit la présence d'une micro structure que nos données ne peuvent pas mettre en exergue et auquel cas il existerait une corrélation spatiale à des échelles inférieures. S'il existe une microstructure, il sera à une échelle inférieure à la distance du premier point du variogramme expérimental, soit 10 cm. Par conséquent, aucune corrélation spatiale ne sera considérée pour le paramètre $\phi_b(x)$ et en l'occurrence $w_{\phi_b}(x)$; donc $\Gamma_{\phi_b}^2(L_v) = 1$. Cette hypothèse est acceptable pour deux raisons. Premièrement, ϕ_b modélisé comme une variable aléatoire présente un coefficient de variation faible ($CV = 6\%$). Deuxièmement, cela va dans le sens de la sécurité

d'omettre la corrélation spatiale de $\phi_b(x)$ qui a pour but de réduire la variance à l'échelle de l'état-limite.

5.3.4.3 Analyse de la variabilité spatiale du paramètre statistique de rugosité

A) Analyse des données brutes

Avec le forage FVG3, nous avons scanné 19 joints orientés selon le nord magnétique et géo référencés. Les données de $Z_2(x)$ déduites de cette numérisation ont été calculées suivant la direction de cisaillement du barrage. Le paramètre de rugosité Z_2 modélisé comme une variable aléatoire, a une moyenne de 0,184 et un coefficient de variation de 20%. L'incertitude sur le paramètre Z_2 est liée à la variabilité naturelle.

B) Caractérisation de la tendance

En traçant les données de $Z_2(x)$ en fonction de la profondeur (Figure 45), nous n'observons pas de tendance déterministe qui varie en fonction, de la profondeur. L'analyse visuelle de la rugosité des surfaces à travers les logs de forages permet d'arriver à la même conclusion. On considère alors une tendance constante $t_{Z_2}(x) = 0,184$.

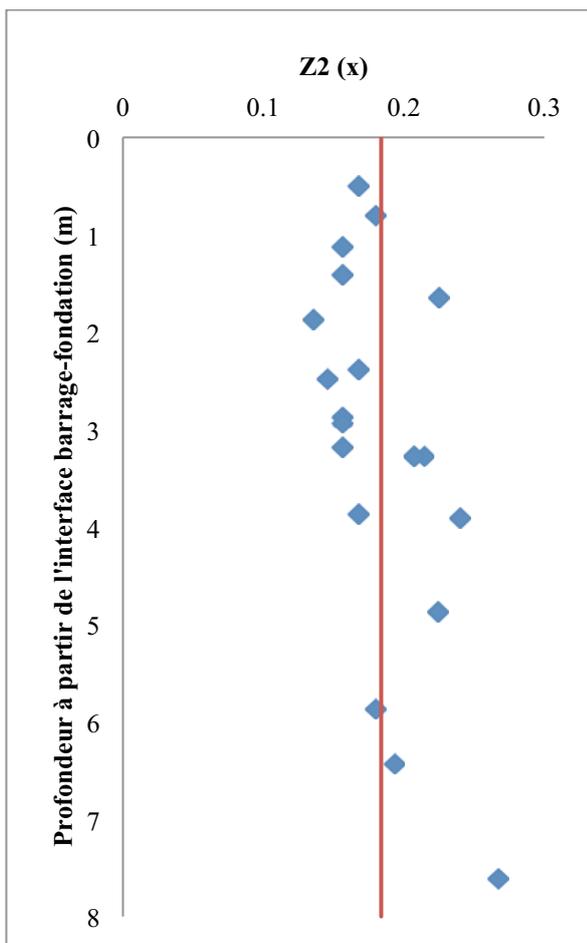


Figure 45: Visualisation des données de $Z_2(x)$ et recherche de la tendance $t_{Z_2}(x)$

C) Caractérisation de la fluctuation aléatoire autour de la tendance

Concernant l'analyse de la corrélation spatiale du $Z_2(x)$, on a tracé le variogramme expérimental et comparé plusieurs modèles théoriques de variogrammes. L'objectif est de souligner l'importance d'analyser la corrélation spatiale en combinant le variogramme expérimental issu des mesures spécifiques à la fondation du barrage et les données qualitatives de la géologie du site.

L'observation de $Z_2(x)$ en fonction de la profondeur montre un comportement irrégulier du phénomène qui peut être modélisé par les modèles classiques robustes tels que le modèle sphérique ou exponentiel. Ces deux modèles de variogramme sont calés sur le variogramme expérimental avec des coefficients d'ajustement similaires (Figure 46). Cependant, ces deux modèles traduisent des réalités physiques différentes. En effet, l'échelle de fluctuation déduite du modèle exponentiel est 4,5 fois supérieure à celle déduite du modèle sphérique. Néanmoins par rapport à un de nos objectifs qui est de réduire la variance à l'échelle d'état-limite, ces deux modèles donneraient des coefficients de réduction de variance avoisinants (Figure 47). Ces deux modèles semblent satisfaisants lorsqu'on prend en compte une considération purement statistique, consistant à caler un modèle théorique de variogramme qui épouse le mieux la forme du variogramme expérimental.

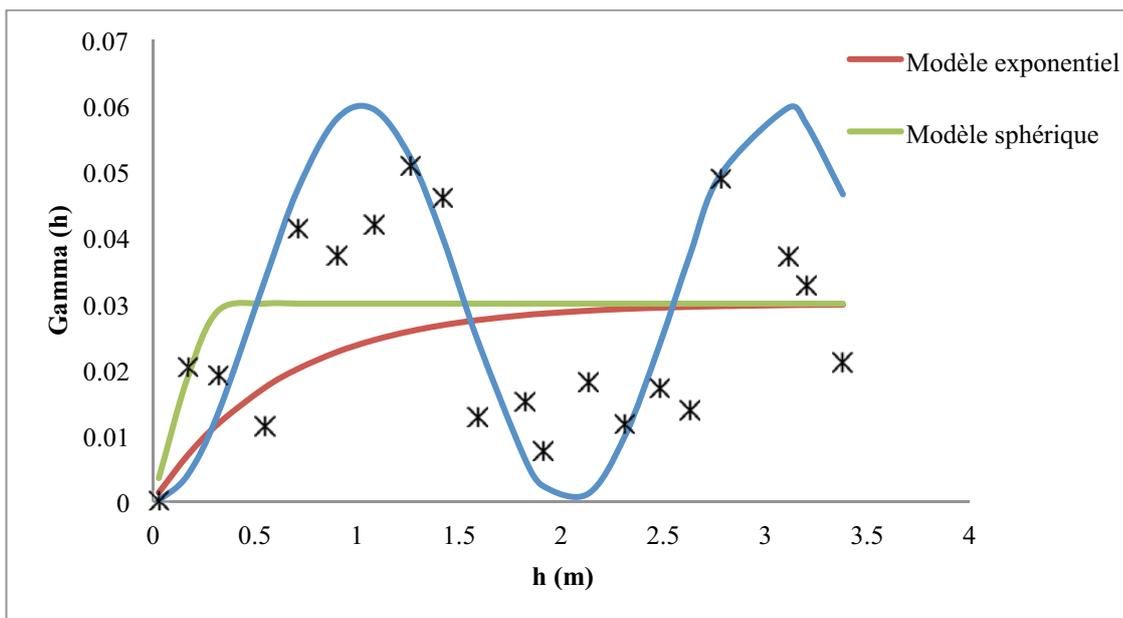


Figure 46: Modèles de variogramme théoriques ajustés sur le variogramme expérimental de $Z_2(x)$

Sur le variogramme expérimental (Figure 46), on observe une ondulation autour de la variance. Un défaut d'abondance des données peut être à l'origine de cette observation. Néanmoins l'amplitude de cette ondulation est non négligeable et ne semble pas s'atténuer lorsque le pas h croît.

En géologie, le modèle de variogramme qui présente des sinusoïdes peut être observé dans le cas d'une stratification. La distance où le premier pic apparaît correspond en général à l'épaisseur d'une couche et le premier creux correspond à deux fois l'épaisseur de la couche. Dans notre cas d'étude, le massif rocheux de fondations est un gneiss. Rappelons qu'un gneiss est une roche métamorphique compétente où les conditions de température et de pression ont

fractionné la roche en zones claires plus riches en quartz-feldspath et en zones foncées plus riches en minéraux mafiques comme des pyroxènes et de la biotite. L'observation d'une carotte de forage (Figure 48) permet de distinguer une bande claire et une bande foncée. Certains joints de la famille de discontinuités étudiée (pendage 31°) sont apparus sur la bande claire et d'autres sur la bande foncée. La comparaison des minéraux des deux lithologies, des essais de cisaillements et l'analyse morphologique visuelle (Carrara 2010) montrent que la rugosité (surtout la micro rugosité) est plus grande sur les joints qui interceptent les bandes claires que les joints qui coupent les bandes foncées. L'effet ondulatoire sur le variogramme expérimental pourrait être interprété par l'influence de l'alternance irrégulière des bandes claires et foncées qui implique une tendance à avoir une régionalisation des valeurs élevées de la rugosité. Fort de ces considérations, un modèle à effet de trou sans atténuation serait plus réaliste pour modéliser la variabilité spatiale du JRC, car il répond aux considérations statistiques (critère d'ajustement) et physiques (réalité géologique). Le modèle de variogramme théorique à effet de trou avec effet de pépite a été ajusté sur le variogramme expérimental. L'échelle de fluctuation est estimée à 2m et cette dernière peut être utilisée pour optimiser le nombre d'essais de cisaillement direct à réaliser le long d'un forage.

Pour comparer les trois modèles de variogrammes théoriques, nous avons tracé les coefficients de réduction de variance issus de chaque modèle (Figure 47). Les modèles sphériques et exponentiels seraient trop optimistes pour modéliser la variabilité spatiale du $Z_2(x)$ lorsque la discontinuité traverse une épaisseur supérieure à 1,3 m. Au-delà de 1,3 m, le coefficient de réduction de variance déduit du modèle à effet de trou est minoré par 0,43. Les modèles sphérique et exponentiel tendent à annuler la variance lorsque la longueur s'étend. Cette étude comparative montre l'importance du choix de modèle théorique qui devrait être basé sur l'analyse du variogramme expérimental et la considération des réalités géologiques qui se présentent souvent sous forme qualitative.

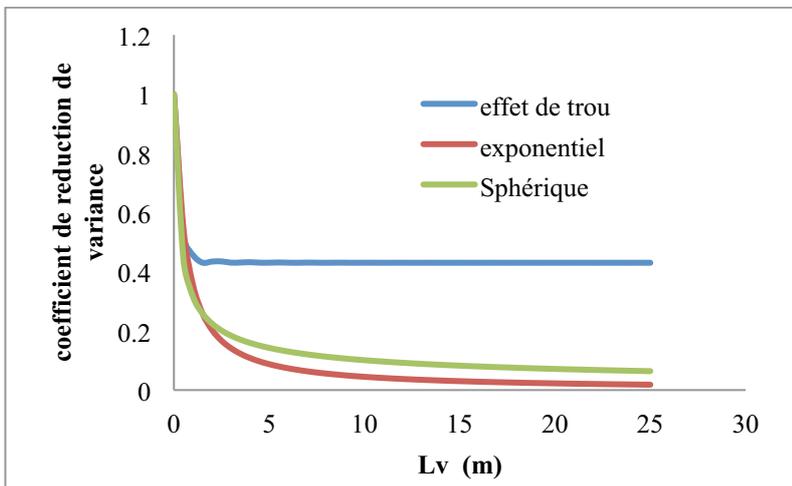


Figure 47: Coefficient de réduction de variance en fonction de la longueur de forage L_v

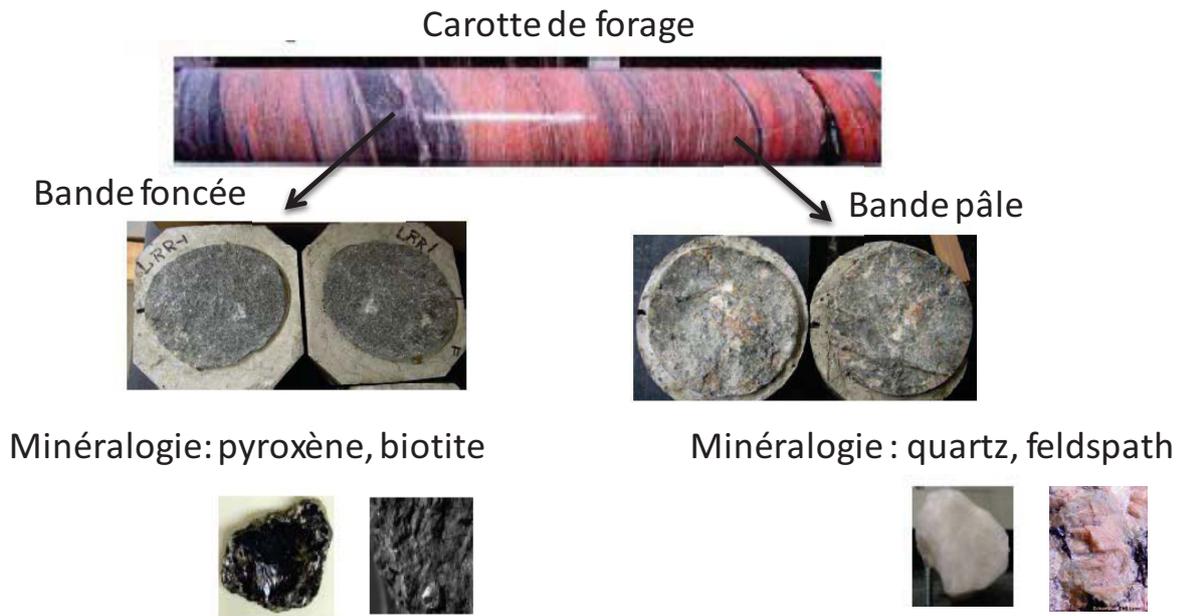


Figure 48: Illustration des bandes pâles et foncées le long d'un forage

5.3.4.4 Synthèse de l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres mesurés

La démarche de modélisation de la variabilité spatiale des paramètres mesurés est basée sur l'identification d'une tendance déterministe et l'analyse de la corrélation spatiale à l'aide d'un variogramme. A partir de l'application réalisée sur les paramètres mesurés de valeurs au rebond $R(x)$ et $r(x)$, d'angle de frottement de base $\phi_b(x)$ et de paramètre statistique de rugosité $Z_2(x)$, on peut retenir les résultats synthétiques suivants (tableau 20) :

- $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$ présentent des tendances constantes tandis que $r(x)$ a une dérive (tendance non constante) ;
- $R(x)$, $r(x)$ et $Z_2(x)$ présentent des corrélations spatiales pouvant être estimées par leurs variogramme théoriques respectifs. Cependant $\phi_b(x)$ est modélisé comme un bruit blanc sans corrélation spatiale.

Ces résultats montrent que la variabilité spatiale de l'altération des joints peut être quantifiée ; par exemple à travers une tendance non constante de la valeur au rebond des joints altérés $r(x)$. Aussi, ils montrent la possibilité de quantifier l'effet de la foliation du massif de fondation sur la rugosité des joints à travers l'analyse de corrélation spatiale du paramètre de rugosité $Z_2(x)$.

Pour garantir la pertinence des résultats, la détermination des tendances et le calage de variogrammes théoriques requièrent une analyse combinée des données quantitatives et des données qualitatives issues du log de forage.

L'intérêt d'identifier une tendance non constante et une corrélation spatiale sur les paramètres mesurés est la justification de la réduction de variance sur les paramètres calculés de Barton et Choubey (1977) à l'échelle ponctuelle et à l'échelle de la rupture des fondations.

Tableau 20: Caractéristiques des modèles de variabilité spatiale des paramètres de $r(x)$, $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$.

Variabiles mesurées $Z(x)$	$t_z(x)$	$\text{Var}[w_z(x)]$	Modèle de corrélation spatiale	Coefficient de réduction de variance $\Gamma_Z^2(L)$
$R(x)$	$2 * x + 36$ $x < 10m$	3,98	gaussien	$\left(\frac{0.92}{L_v}\right)^2 \left(\sqrt{\pi} \frac{L_v}{0.92} E\left(\frac{L_v}{0.92}\right) - 1 + e^{-\left(\frac{L_v}{0.92}\right)^2}\right)$
$R(x)$	56	1,9		
$\phi_b(x)$	32,8	3,7	Effet pépité pur	1
$Z_2(x)$	0,181	$1,2 \cdot 10^{-3}$	Effet de trou	$\frac{4 \sin\left(\frac{\pi L_v}{2}\right)^2}{L_v^2 \pi^2}$

5.4 Modélisation de la variabilité spatiale des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977)

Dans cette section, on met en œuvre la démarche générale proposée pour évaluer la variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977). Les paramètres de Barton et Choubey (1977) sont calculés à l'aide de modèle empirique non linéaire qui intègre un ou plusieurs paramètres mesurés. Pour chaque paramètre de Barton et Choubey (1977), on définit les incertitudes associées et les variables régionalisées qui sont mises en œuvre. Puis, à l'échelle ponctuelle et à grande échelle, on analyse la moyenne, la variance et la structuration spatiale du paramètre calculé. Pour justifier la réduction de variance et évaluer de manière analytique le poids des différentes incertitudes, on linéarise la formulation des paramètres calculés à l'aide d'un développement limité du premier ordre. Une application à un cas d'étude est présentée pour chacun des paramètres de Barton et Choubey (1977).

5.4.1 Modélisation de la variabilité spatiale du JCS

Le JCS est la résistance en compression des aspérités d'un joint. Ce paramètre est calculé à l'aide d'un modèle empirique qui nécessite au préalable les mesures d'une valeur au rebond des joints altérés et d'une masse volumique apparente de la roche ρ (g/cm^3). Les sources d'incertitude sur le paramètre JCS seront donc :

- l'incertitude liée à la mesure et à la variabilité naturelle de la valeur au rebond ;
- l'incertitude liée à la mesure et à la variabilité naturelle de la densité de la roche ;
- l'incertitude du modèle empirique associée à la transformation de la valeur au rebond en JCS.

Les données sur la masse volumique apparente proviennent généralement des échantillons de roches pesées et dont leurs volumes sont ensuite mesurés en les imbibant dans une éprouvette graduée remplie d'eau. Ce paramètre caractérise ainsi la matrice rocheuse. Lorsque le joint est altéré sur une fine couche, il n'existe pas encore d'essai standardisé permettant de déterminer une masse volumique associée à ce matériau altéré. Par conséquent, la masse volumique apparente de la matrice rocheuse est toujours utilisée. Dans le cas des fondations sur les roches

magmatiques ou métamorphiques saines, ce paramètre est quasiment une constante et subit des variations négligeables. En ce sens, nous considérerons la masse volumique comme déterministe dans la formulation du modèle empirique qui donne JCS. L'hypothèse ne serait pas valable dans le cas des roches sédimentaires qui sont formées par succession de couches de natures différentes.

5.4.1.1 Définition des variables régionalisées

Dans ce cas, nous avons des variables régionalisées uniques de $Z_i(x)$, $Z_{di}(x)$ et $Z_{L_v}(L_v)$ et elles correspondent respectivement i) au paramètre mesuré la valeur au rebond des joints altérés $r(x)$; ii) au paramètre calculé avec un modèle empirique de résistance à la compression des joints altérés à l'échelle de la carotte de forage JCS (x) ; iii) à la résistance à la compression des joints altérés à l'échelle de l'état-limite $JCS_{L_v}(L_v)$. Les équations de ces trois paramètres sont les suivantes :

$$r(x) = t_r(x) + w_r(x) + e_r \quad 5.10$$

$$JCS(x) = 9,97 * e^{(0,02*r(x)*\rho)} \quad 5.11$$

$$JCS_{L_v}(L_v) = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} JCS(x). dx \quad 5.12$$

JCS(x) est calculé à partir d'un modèle empirique que nous supposons parfait. Nous avons émis cette hypothèse car il est très rare de pouvoir évaluer l'erreur liée au modèle.

La variable régionalisée $r(x)$ est subdivisée en une part déterministe $t_r(x)$, une variable régionalisée $w_r(x)$ associée à la fluctuation aléatoire autour de la tendance et une variable aléatoire d'erreur de mesure e_r . Les inconnues à déterminer sont e_r , $t_r(x)$ et $w_r(x)$.

5.4.1.2 Discrétisation de la variance de $JCS_{L_v}(L_v)$ et application de la réduction de variance

La discrétisation de la variance permet de réécrire la variance de $JCS_{L_v}(L_v)$ sous la somme d'une variance associée à la part aléatoire de la variabilité naturelle et d'une variance associée à l'erreur aléatoire de mesure. Le développement en série de Taylor du premier ordre est utilisé pour cet effet. Les étapes de calcul sont présentées ci-dessous :

En remplaçant l'équation 5.10 dans l'équation 5.11, JCS (x) est réécrit par l'équation 5.13.

$$JCS(x) = 9,97 * e^{[0,02*(t_r(x)+w_r(x)+e_r(x))*\rho]} \quad 5.13$$

En linéarisant l'équation 5.13 par un développement de la série de Taylor du premier ordre autour de la tendance, on obtient :

$$\begin{aligned} JCS(x) \approx & JCS [t_r(x)] + \frac{\partial JCS}{\partial w_r} [w_r - E(w_r)] \\ & + \frac{\partial JCS}{\partial e_r} [e_r - E(e_r)] \quad (a) \end{aligned} \quad 5.14$$

$$\text{JCS}(x) \approx \text{JCS} [t_r(x)] + \frac{\partial \text{JCS}}{\partial w_r} \Delta w_r + \frac{\partial \text{JCS}}{\partial e_r} \Delta e_r \quad (\text{b})$$

$$\text{JCS}(x) \approx \text{JCS} [t_r(x)] + 0.2 * \rho * e^{[0.02 * t_r(x) * \rho]} (\Delta w_r + \Delta e_r) \quad (\text{c})$$

À partir de l'équation linéarisée de JCS(x) (équation 5.14 c), on peut déduire la moyenne et la variance de JCS(x) :

$$E[\text{JCS}(x)] = 9.97 * e^{(0.02 * t_r(x) * \rho)} \quad 5.15$$

$$\text{Var}[\text{JCS}(x)] = (0.2 * \rho * e^{[0.02 * \rho * t_r(x)]})^2 (\text{Var}[w_r(x)] + \text{Var}[e_r]) \quad 5.16$$

En utilisant l'équation 5.12 et l'équation 5.14c, on peut déduire la moyenne et la variance de $\text{JCS}_{L_v}(L_v)$:

$$E[\text{JCS}_{L_v}(L_v)] = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} 9.97 * e^{(0.02 * \rho * t_r(x))} . dx \quad 5.17$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[\text{JCS}_{L_v}(L_v)] &= \left(\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} 0.2 * \rho * e^{[0.02 * \rho * t_r(x)]} . dx \right)^2 \\ &* (\Gamma_r^2(L_v) * \text{Var}[w_r(x)] + \text{Var}[e_r]) \end{aligned} \quad 5.18$$

L'espérance et la variance de JCS(x) varient en fonction de la position x donnée et elles varient de manière déterministe selon la tendance $t_r(x)$.

$\Gamma_r^2(L_v)$ est le coefficient réducteur de variance de la variable régionalisée $w_r(x)$. Il dépend de la corrélation spatiale de cette variable et de la longueur de forage sur laquelle la variable $w_r(x)$ est intégrée.

Sur l'expression de la variance de $\text{JCS}_{L_v}(L_v)$ (équation 5.18), on peut identifier la part de la variance relative à la part aléatoire de la variabilité naturelle $\text{Var}[w_{\text{JCS}_{L_v}}]$ et celle induite par l'erreur aléatoire de mesure $\text{Var}[e_{\text{JCS}_{L_v}}]$ (équation 5.19 et 5.20)

$$\text{Var}[w_{\text{JCS}_{L_v}}] = \left(\frac{1}{L} \int_0^L 0.2 * \rho * e^{[0.02 * \rho * t_r(x)]} . dz \right)^2 * (\Gamma_r^2(L_v) * \text{Var}[w_r(x)]) \quad 5.19$$

$$\text{Var}[e_{\text{JCS}_{L_v}}] = \left(\frac{1}{L} \int_0^L 0.2 * \rho * e^{[0.02 * \rho * t_r(x)]} . dz \right)^2 * \text{Var}[e_r] \quad 5.20$$

5.4.1.3 Application au cas d'étude

La variable aléatoire JCS déduite a une moyenne de 95 MPa et un CV de 36%. A l'aide de la démarche de modélisation de la variabilité spatiale, on va déterminer dans la suite la moyenne et la variance de JCS(x) et $\text{JCS}_{L_v}(L_v)$. Pour ce faire, il faut déterminer les inconnues suivantes $t_r(x)$, $\text{Var}[e_r]$, $\text{Var}[w_r(x)]$ et $\Gamma_r^2(L_v)$. On se réfère à la section 5.3.4.1 qui montre le détail de la

détermination et de ces inconnues. Les résultats obtenus sont directement utilisés pour évaluer la moyenne et la variance de $JCS(x)$ et $JCS_{L_v}(L_v)$:

$$E[JCS(x)] = 9,97 * e^{(0,112*x+1,95)} \text{ avec } x < 10m \quad 5.21$$

$$\text{Var}[JCS(x)] = 1,154 * e^{(0,224*x+3,9)} \text{ avec } x < 10m \quad 5.22$$

$$E[JCS_{L_v}(L_v)] = \frac{625,68}{L_v} e^{(0,108*L_v-1)} \text{ avec } L_v < 10m \quad 5.23$$

$$\text{Var}[JCS_{L_v}(L_v)] = \frac{1252,4}{L_v^2} [e^{(0,108*L_v-1)}]^2 * (\Gamma_r^2(L_v) * 3,4 + 0,59) \quad 5.24$$

avec $L_v < 10m$

Grâce à l'équation 5.21, nous pouvons déterminer l'épaisseur de la frange supérieure altérée du massif rocheux. Elle est calculée en bornant la fonction $E[JCS(x)]$ par la résistance en compression simple de la matrice rocheuse saine déduite de la valeur au rebond moyenne de la matrice rocheuse $R = 56$. On peut estimer l'épaisseur altérée à 10 m à partir de l'interface barrage-fondation. Au-delà, les discontinuités seraient saines et présentent une résistance à la compression égale à la matrice rocheuse.

À partir de l'interface barrage-fondation, la moyenne et la variance de $JCS(x)$ augmentent en fonction de x jusqu' à 10 m de profondeur. L'altération affecte les dix premiers mètres de la fondation et s'atténue graduellement en profondeur.

Pour mieux discuter nos résultats, nous allons considérer une discontinuité qui traverse les dix premiers mètres de la fondation, soit la frange altérée. Le pendage moyen de la famille de discontinuités que nous étudions est 31° , une discontinuité de cette famille traversant 10 m de profondeur a une longueur d'environ 30 m.

Sur cette discontinuité, on a comparé la moyenne et la variance de JCS (variable aléatoire), de $JCS(x)$ (variable régionalisée à l'échelle de la carotte) et $JCS_{L_v}(L_v)$ (variable régionalisée à l'échelle de la discontinuité traversant une épaisseur de 10 m).

Pour la variable régionalisée à l'échelle de la carotte de forage $JCS(x)$, nous allons considérer une valeur unique de moyenne et de variance en intégrant les équations 5.21 et 5.22 sur 10 m. En effet $JCS(x)$ par rapport à $JCS_{L_v}(L_v)$, est une variable régionalisée qui ne présente pas de corrélation spatiale.

Les Figure 49a et Figure 49b illustrent la comparaison de la moyenne et de la variance de JCS , $JCS(x)$ et $JCS_{L_v}(L_v)$. Nous observons que la modélisation de la variabilité spatiale par une variable régionalisée a présenté un double avantage : une hausse de la moyenne et une baisse de la dispersion par une réduction de l'incertitude liée à la variabilité naturelle.

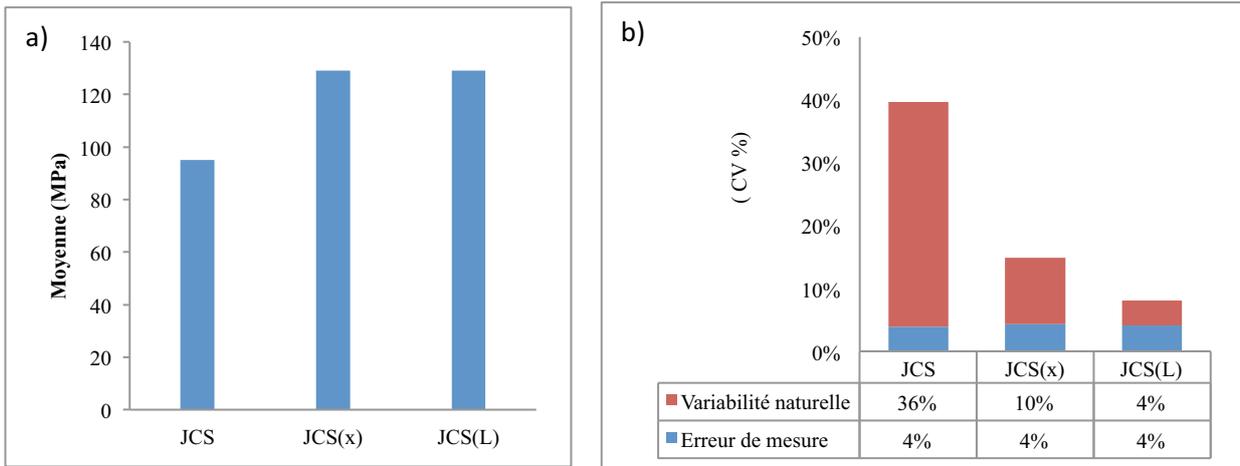


Figure 49: a) Comparaison des moyennes de JCS, JCS(x) et $JCS_{L_v}(L_v)$ en diagramme colonne ; b) Comparaison des coefficients de variation de JCS, JCS(x) et $JCS_{L_v}(L_v)$ et de la contribution de l'erreur de mesure et la part aléatoire de la variabilité naturelle

JCS(x) et $JCS_{L_v}(L_v)$ ont une moyenne égale à 129 MPa tandis que JCS présente une moyenne de 95 MPa; soit une hausse de 35%. Cette hausse est expliquée par l'existence d'une tendance qui croît avec la profondeur, mais aussi par l'échantillonnage de nos données géoréférencées de valeurs au rebond des joints altérés qui s'étendent sur seulement 7 m environ. En effet, lorsqu'on évalue JCS(x) et $JCS_{L_v}(L_v)$ sur une profondeur de 7 m de forage, nous retombons sur la valeur moyenne actuelle de la variable aléatoire JCS. La modélisation en variable régionalisée permet donc de réduire l'effet de l'échantillonnage sur la valeur moyenne.

Lorsque JCS est considéré comme une variable aléatoire, il présente un coefficient de variation de 40%. Lorsqu'il est modélisé comme JCS(x), un champ aléatoire sans corrélation spatiale ($\Gamma_r^2(L_v) = 1$) et mobilisé sur une longueur de la discontinuité, le coefficient de variation est égal à 14%. L'identification d'une tendance déterministe qui varie en fonction de la profondeur diminue la partie aléatoire de la variabilité naturelle du paramètre de cisaillement. Lorsque l'on tient compte de la corrélation spatiale avec $JCS_{L_v}(L_v)$, le coefficient de variation est de 8% pour un ($\Gamma_r^2(L_v) = 0,154$). Rappelons que la réduction du coefficient de variation est liée à celle de la fluctuation ou la part aléatoire de la variabilité naturelle. La propagation de l'erreur de mesure reste constante.

La modélisation de la variabilité spatiale a permis de diviser par 5 le coefficient de variation. La réduction de la variance se fait premièrement avec la prise en compte de la tendance déterministe qui varie en fonction de la profondeur puis avec le coefficient de réduction de la variance qui dépend de la corrélation spatiale des données.

5.4.2 Modélisation de la variabilité spatiale de l'angle de frottement résiduel noté ϕ_r

L'angle de frottement résiduel noté ϕ_r est obtenu à l'aide d'un modèle empirique qui intègre trois paramètres mesurés, à savoir l'angle de frottement de base ϕ_b , la valeur au rebond des joints non altérés (matrice rocheuse) R et celle des joints altérés r .

De ce fait les différentes sources d'incertitude sont liées :

- à la variabilité naturelle de ces valeurs mesurées ;
- aux erreurs de mesures faites sur ces paramètres ;
- à l'erreur du modèle qui intègre ces trois paramètres mesurés.

Nous appliquons notre démarche générale dans l'analyse de la variabilité spatiale de l'angle de frottement résiduel.

5.4.2.1 Définition des variables régionalisées

La démarche de modélisation de la variabilité spatiale de l'angle de frottement résiduel implique la définition de trois catégories de variables régionalisées: i) les paramètres mesurés $Z_i(x)$ correspondant à $R(x)$, $r(x)$ et $\phi_b(x)$; ii) le paramètre calculé $Z_{di}(x)$ correspondant à $\phi_r(x)$; iii) le paramètre $Z_{Lv}(L_v)$ mobilisé à l'échelle de l'état-limite correspondant à $\phi_{rLv}(L_v)$. Les formulations de ces paramètres sont présentées ci-dessous :

$$R(x) = t_R(x) + w_R(x) + e_R(x) \quad 5.25$$

$$r(x) = t_r(x) + w_r(x) + e_r(x) \quad 5.26$$

$$\phi_b(x) = t_{\phi_b}(x) + w_{\phi_b}(x) + e_{\phi_b}(x) \quad 5.27$$

$$\phi_r(x) = [\phi_b(x) - 20] + 20 * \frac{r(x)}{R(x)} \quad 5.28$$

$$\phi_{rLv}(L_v) = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \phi_r(x). dx \quad 5.29$$

Le modèle utilisé pour calculer l'angle de frottement résiduel dérive de résultats d'essais de basculement (tilt test) réalisés par Barton et Choubey (1977). L'erreur du modèle est considérée comme une erreur sans biais avec une variance non nulle. Cependant, les données sources ne sont pas disponibles pour pouvoir évaluer la variance de l'erreur liée à l'utilisation du modèle. Nous faisons par conséquent l'hypothèse d'un modèle parfait.

La définition des variables régionalisées consiste à caractériser les paramètres d'entrée qui sont les paramètres mesurés $R(x)$, $r(x)$ et $\phi_b(x)$. La caractérisation est réalisée par la détermination i) des tendances : $t_R(x)$, $t_r(x)$ et $t_{\phi_b}(x)$; ii) des erreurs de mesures : e_R , e_r et e_{ϕ_b} ; iii) des fluctuations aléatoires autour de leurs tendances : $w_R(x)$, $w_r(x)$ et $w_{\phi_b}(x)$.

5.4.2.2 Discrétisation de la variance de $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ et application de la réduction de variance

La discrétisation de la variance permet de réécrire la variance de $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ en la somme d'une variance associée à la part aléatoire de la variabilité naturelle et d'une variance associée à l'erreur aléatoire de mesure. La discrétisation de la variance de $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ permet aussi d'évaluer le poids de l'angle de frottement de base et des valeurs au rebond. Le développement en série de Taylor du premier ordre est utilisé à cet effet. Les étapes de calcul sont présentées ci-dessous.

En linéarisant l'équation 5.28 par un développement limité du premier ordre autour de la tendance, on obtient l'expression 5.30 :

$$\begin{aligned} \phi_r(x) \approx & (t_{\phi_b}(x) - 20) + 20 * \frac{t_r(x)}{t_R(x)} + (\phi_b(x) - t_{\phi_b}(x)) \\ & - 20 \frac{t_r(x)}{t_R(x)^2} (R(x) - t_R(x)) + \frac{20}{t_R} (r(x) - t_r(x)) \end{aligned} \quad 5.30$$

En utilisant les équations 5.25, 5.26 et 5.27, nous pouvons réécrire :

$$\begin{aligned} \phi_r(x) \approx & (t_{\phi_b}(x) - 20) + 20 * \frac{t_r(x)}{t_R(x)} + (w_{\phi_b}(x) + e_{\phi_b}) \\ & - 20 \frac{t_r(x)}{t_R(x)^2} (w_R(x) + e_R) + \frac{20}{t_R} (w_r(x) + e_r) \end{aligned} \quad 5.31$$

Avant de développer l'expression 5.31, il est nécessaire de discuter des corrélations qui existeraient entre les paramètres $R(x)$, $r(x)$ et $\phi_b(x)$.

Le cisaillement des joints de fondation des barrages se produit sous faible sollicitation de contrainte normale. Lorsque nous reproduisons ces conditions à travers un essai de cisaillement à joint lisse, la rupture par cisaillement d'un joint lisse est plutôt entraînée par un défaut de frottement à l'échelle de la micro structure du matériau et non par un écrasement des micros grains. L'hypothèse que la valeur au rebond soit a priori non corrélée à l'angle de frottement de base semble raisonnable.

La valeur au rebond de la matrice rocheuse et celle du joint altéré sont deux paramètres physiquement liés. Il pourrait exister un coefficient de corrélation entre ces deux paramètres.

De l'expression 5.31, nous pouvons déduire les équations qui donnent la moyenne et la variance de $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$. L'équation de $\text{Var}[\phi_r(x)]$ est longue et nous l'avons écrite comme la somme d'une partie induite par les fluctuations aléatoires autour des tendances des paramètres mesurés $\text{Var}[w_{\phi_r}(x)]$ et d'une partie induite par les erreurs de mesures des paramètres mesurés $\text{Var}[e_{\phi_r}]$ (équation 5.33). L'équation de $\text{Var}[\phi_{r_{L_v}}(L_v)]$ a aussi été présentée sous cette forme (équation 5.35). Les équations de la variance, telles que présentées, permettent d'analyser quantitativement les poids des paramètres mesurés sur la variance (angle de frottement de base et les deux valeurs au rebond). Elles permettent aussi d'analyser quantitativement l'influence de la variabilité naturelle et de l'erreur de mesure des paramètres mesurés.

$$E[\phi_r(x)] = (t_{\phi_b}(x) - 20) + 20 * \frac{t_r(x)}{t_R(x)} \quad 5.32$$

$$\text{Var}[\phi_r(x)] = \text{Var}[w_{\phi_r}(x)] + \text{Var}[e_{\phi_r}]$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[w_{\phi_r}(x)] &= \text{Var}[w_{\phi_b}(x)] + \left(\frac{20t_r(x)}{t_R(x)^2}\right)^2 \cdot \text{Var}[w_R(x)] \\ &+ \left(\frac{20}{t_R(x)}\right)^2 \cdot \text{Var}[w_r(x)] - \frac{800t_r(x)}{t_R(x)^3} \cdot \text{Cov}(w_R(x); w_r(x)) \end{aligned} \quad 5.33$$

$$\text{Var}[e_{\phi_r}] = \text{Var}[e_{\phi_b}] + \left[\left(\frac{20t_r(x)}{t_R(x)^2}\right)^2 + \left(\frac{20}{t_R(x)}\right)^2 - \frac{800t_r}{t_R(x)^3}\right] \text{Var}[e_R]$$

$$E[\phi_{rL_v}(L_v)] = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left[(t_{\phi_b}(x) - 20) + 20 * \frac{t_r(x)}{t_R(x)} \right] \cdot dx \quad 5.34$$

$$\text{Var}[\phi_{rL_v}(L_v)] = \text{Var}[w_{\phi_{rL_v}}(L_v)] + \text{Var}[e_{\phi_{rL_v}}(L_v)]$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[w_{\phi_{rL_v}}(L_v)] &= \Gamma_{\phi_b}^2(L_v) * \text{Var}[w_{\phi_b}(x)] + \Gamma_R^2(L_v) \\ &* \text{Var}[w_R(x)] \cdot \left[\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left(\frac{20t_r(x)}{t_R(x)^2} \right) \cdot dx \right]^2 + \Gamma_r^2(L_v) \\ &* \text{Var}[w_r(x)] \cdot \left[\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left(\frac{20}{t_R(x)} \right) \cdot dx \right]^2 \\ &- \text{Cov}(\Gamma_R^2(L_v) \cdot w_R(x); \Gamma_r^2(L_v) \cdot w_r(x)) \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left[\frac{800t_r(x)}{t_R(x)^3} \right] \cdot dx \end{aligned} \quad 5.35$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[e_{\phi_{rL_v}}] &= \text{Var}[e_{\phi_b}] + \text{Var}[e_R] \cdot \left[\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left(\frac{20t_r(x)}{t_R(x)^2} \right) \cdot dx \right]^2 + \Gamma_r^2 \\ &+ \text{Var}[e_R] \cdot \left[\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left(\frac{20}{t_R(x)} \right) \cdot dx \right]^2 \\ &- \text{Var}[e_R] \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left[\frac{800t_r(x)}{t_R(x)^3} \right] \cdot dx \end{aligned}$$

5.4.2.3 Application au cas d'étude :

Dans cette application, on considère que les inconnues, à savoir les tendances, les fluctuations aléatoires autour des tendances des trois paramètres mesurés, sont déjà déterminées (se référer aux sections 5.3.4.1 et 5.3.4.2). On s'intéresse aux moyennes et aux variances de $\phi_r(x)$ et $\phi_{rL_v}(L_v)$ que l'on compare à celle de la variable aléatoire associée ϕ_r .

Lorsque ϕ_r est modélisé comme une variable aléatoire dépendant des variables aléatoires non corrélées ϕ_b , R et r, nous pouvons déduire à partir du développement en série de Taylor, une moyenne de 27,1° et un coefficient de variation de 12%.

La covariance $Cov(w_R; w_r)$ présente dans les équations 5.33 et 5.35 est calculée par l'équation suivante :

$$Cov(w_R; w_r) = \rho_{w_R; w_r} \cdot \sqrt{Var[w_R(x)] \cdot Var[w_r(x)]}$$

$\rho_{w_R; w_r}$ est le coefficient de corrélation linéaire entre $w_R(x)$ et $w_r(x)$. Avec trois points (Figure 40), nous avons essayé d'apprécier la corrélation entre les variables régionalisées $w_R(x)$ et $w_r(x)$. Nous avons comparé en réalité $[w_R(x) - e_R]$ et $[w_r(x) - e_r]$ car $e_R = e_r$ et nous ne pouvons pas déterminer les valeurs prises par les variables aléatoires d'erreurs de mesures. Nous remarquons ainsi un coefficient de corrélation linéaire jugé significatif et égal à 0,66. Dans cette application, $Cov(w_R; w_r)$ est égal à 0,9.

$$Cov(w_R; w_r) = 0.66 * \sqrt{1.843 * 0.99} = 0.9$$

En remplaçant les résultats des tendances des paramètres mesurés $t_R(x)$, $t_r(x)$ et $t_{\phi_b}(x)$ dans les équations 5.32 et 5.34, nous pouvons calculer les moyennes de $\phi_r(x)$ et $\phi_{rL_v}(L_v)$:

$$E[\phi_r(x)] = 0.7x + 25.7 \quad x < 10m$$

$$E[\phi_{rL_v}(L_v)] = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} [0.7x + 25.7] \cdot dx \quad \text{avec } L_v < 10 \text{ m}$$

Les variances de $\phi_r(x)$ et $\phi_{rL_v}(L_v)$ peuvent aussi être calculées avec les équations 5.33 et 5.35 :

$$Var[\phi_r(x)] = Var[w_{\phi_r}(x)] + Var[e_{\phi_r}] \quad \text{avec } x < 10m$$

$$Var[w_{\phi_r}(x)] = 0.981 * (0.0127x + 0.231)^2 - 0.011x + 4.16$$

$$Var[e_{\phi_r}] = 0.58 * (0.0127x + 0.231)^2 - 0.053x - 0.0163$$

$$Var[\phi_{rL_v}(L_v)] = Var[w_{\phi_{rL_v}}(L_v)] + Var[e_{\phi_{rL_v}}(L_v)] \quad \text{avec } L_v < 10 \text{ m}$$

$$\begin{aligned} Var[w_{\phi_{rL_v}}(L_v)] &= 3,93 \Gamma_{\phi_b}^2(L_v) + 0,433 \Gamma_R^2(L_v) \\ &+ 0,981 \Gamma_r^2(L_v) \cdot (5 \cdot 10^{-5} L_v^2 + 3 \cdot 10^{-3} L_v + 5 \cdot 10^{-2}) \\ &- \Gamma_R^2(L_v) \cdot \Gamma_r^2(L_v) \cdot (5 \cdot 10^{-3} L_v + 0,2) \end{aligned}$$

$$\text{Var} \left[e_{\phi_{r_{L_v}}} \right] = 3.10^{-5} L_v^2 + 9.10^{-4} L_v + 1,4.10^{-2}$$

L'altération entraîne une variation de la moyenne et la variance de $\phi_r(x)$ en fonction de la profondeur x . Cette variation est introduite par la tendance $t_r(x)$ qui varie aussi avec la profondeur (Figure 43). Grâce à l'expression de $t_r(x)$, nous pouvons déterminer l'épaisseur de la frange supérieure altérée du massif rocheux. Elle est calculée en bornant la tendance $t_r(x)$ par celle de valeur moyenne au rebond déduite de la matrice rocheuse $t_R(x) = 56$. On peut estimer l'épaisseur altérée à 10 m à partir de l'interface barrage-fondation.

Pour mieux discuter nos résultats, nous allons considérer une discontinuité qui traverse les dix premiers mètres de la fondation, soit la frange altérée. Le pendage moyen de la famille de discontinuités que nous étudions est 31° ; une discontinuité de cette famille traversant 10 m de profondeur a une longueur d'environ 30 m. Sur cette discontinuité, nous avons comparé la moyenne et la variance de ϕ_r (variable aléatoire), de $\phi_r(x)$ (variable régionalisée à l'échelle de la carotte) et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ (variable régionalisée à l'échelle de la discontinuité traversant une épaisseur de $L_v = 10$ m).

La Figure 50a est un diagramme colonne des moyennes de différentes modélisations de l'angle de frottement résiduel. La moyenne de $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ est égale à $29,2^\circ$ et celle de ϕ_r est estimée à $27,1^\circ$, soit une légère hausse de 7%. Lorsque l'angle de frottement résiduel varie de manière déterministe en profondeur et qu'on le modélise comme une variable aléatoire à partir des données limitées dans l'espace, on risque de sous-estimer sa moyenne. Si nos données étaient disponibles sur une profondeur de forage supérieur à 10 m, nous aurions les mêmes moyennes entre la variable aléatoire et les variables régionalisées.

Par comparaison des coefficients de variation, la Figure 50b illustre la réduction de variance induite par la modélisation en variable régionalisée de l'angle de frottement résiduel. La Figure 50b illustre aussi la répartition de la contribution des incertitudes de l'erreur de mesure et de la variabilité naturelle. La contribution des erreurs des paramètres mesurés sur la dispersion de l'angle de frottement résiduel est négligeable devant la contribution de l'incertitude liée à la variabilité naturelle.

Lorsqu'on effectue une modélisation en variable régionalisée sans prise en compte de la corrélation spatiale ($\phi_r(x)$), le coefficient de variation passe de 12% à 7%. Cette baisse est la conséquence d'une réduction de l'incertitude liée à la variabilité naturelle matérialisée par l'identification de tendance déterministe qui varie avec la profondeur. Lorsqu'on compare les coefficients de variation de $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$, nous remarquons que la prise en compte de la corrélation spatiale de $r(x)$ et $R(x)$ ne modifie pas la dispersion de $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$. La variable $\phi_b(x)$ qui ne présente pas de corrélation spatiale contrôle en réalité la dispersion de l'angle de frottement résiduel mobilisé à grande échelle. Selon la Figure 51, lorsque l'angle de frottement résiduel est mobilisé à grande échelle, 97 à 99% de la variance est expliquée par l'incertitude sur $\phi_b(x)$.

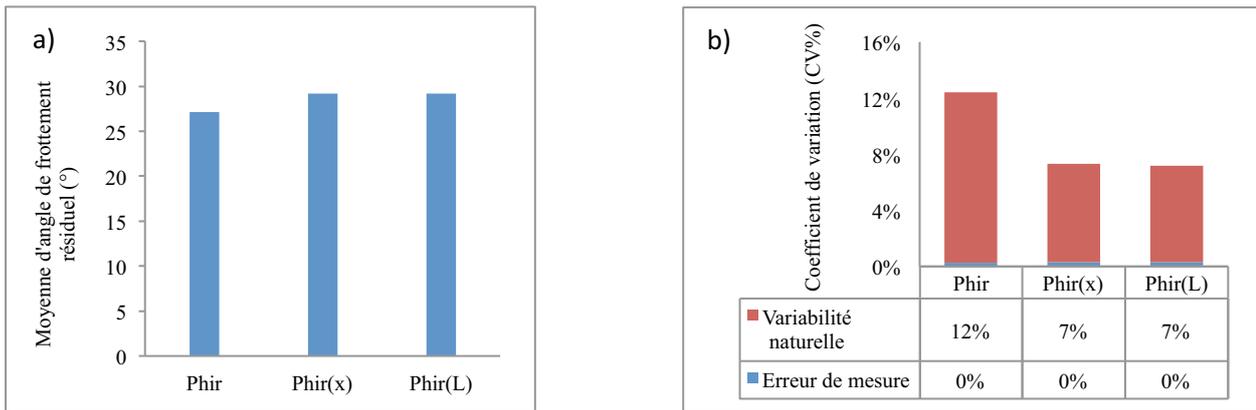


Figure 50: a) Comparaison des moyennes de ϕ_r ; $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$; b) Comparaison des coefficients de variation de ϕ_r ; $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$ et de la contribution de l'erreur de mesure et de la part aléatoire de la variabilité naturelle

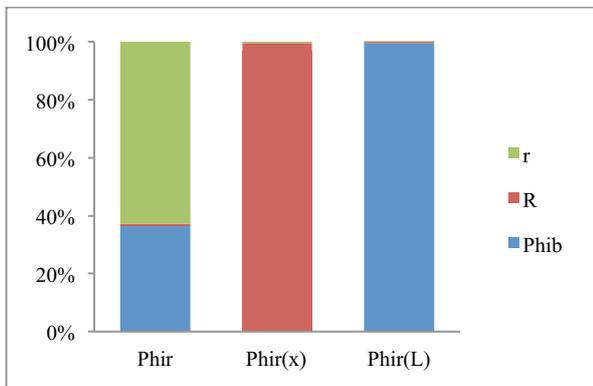


Figure 51: Comparaison de la répartition de l'incertitude de r , R et ϕ_b sur les coefficients de variation de ϕ_r ; $\phi_r(x)$ et $\phi_{r_{L_v}}(L_v)$

5.4.3 Modélisation probabiliste de la variabilité spatiale du JRC

Le JRC est le coefficient de rugosité des joints et sa valeur est comprise entre 0 et 20. Il est calculé à l'aide d'une formule empirique et d'un paramètre mesuré Z_2 qui est un paramètre statistique directionnel de rugosité. Les différentes sources potentielles d'incertitudes sont les erreurs de mesures, la variabilité naturelle du paramètre Z_2 et l'erreur liée à l'utilisation du modèle empirique.

5.4.3.1 Définition des variables régionalisées

Dans ce cas, $Z_2(x)$ est la variable régionalisée issue des mesures. $JRC(x)$ est la variable régionalisée issue d'une loi empirique et des mesures de $Z_2(x)$. $JRC_{L_v}(L_v)$ est la variable régionalisée mobilisée à l'échelle de l'état-limite. Les équations de ces variables régionalisées sont présentées ci-dessous :

$$Z_2(x) = t_{Z_2}(x) + w_{Z_2}(x) \quad 5.36$$

$$JRC(x) = 32.2 + 32.47 \log(Z_2(x)) \quad 5.37$$

$$JRC_{L_v}(L_v) = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} [32.2 + 32.47 \log(Z_2(x))] \cdot dx \quad 5.38$$

La variabilité naturelle du paramètre mesuré Z_2 est la seule source d'incertitude considérée dans ce contexte.

Le modèle empirique pour calculer JRC a été obtenu par régression linéaire avec un coefficient de corrélation $R = 0.98$ (Tse et Cruden 1979). Cela donne une indication sur la fiabilité du modèle à prédire le JRC lorsque des valeurs correctes de Z_2 sont considérées. L'hypothèse d'un modèle parfait serait donc raisonnable.

5.4.3.2 *Discrétisation de la variance de $JRC_{L_v}(L_v)$ et application de la réduction de variance*

Nous considérons que l'erreur de mesure sur le paramètre mesuré $Z_2(x)$ est nulle. La dispersion de $JRC_{L_v}(L_v)$ est engendrée par $w_{Z_2}(x)$ qui représente la partie aléatoire de la variabilité naturelle de $Z_2(x)$. L'utilisation du développement limité au premier ordre permet de déterminer de manière analytique l'expression de la variance de $JRC_{L_v}(L_v)$ en fonction de celle de $w_{Z_2}(x)$.

L'application du développement limité autour de la tendance $t_{Z_2}(x)$ sur l'équation de $JRC(x)$ (équation 5.37) donne l'expression suivante :

$$\begin{aligned} JRC(x) &= 32.2 + 32.47 \log(t_{Z_2}(x)) + \frac{32.47}{\ln 10 * t_{Z_2}} * (Z_2(x) - t_{Z_2}(x)) \\ JRC(x) &= 32.2 + 32.47 \log(t_{Z_2}(x)) + \frac{14.1}{t_{Z_2}} * w_{Z_2}(x) \\ JRC(x) &= t_{JRC}(x) + \frac{14.1}{t_{Z_2}} * w_{Z_2}(x) \end{aligned} \quad 5.39$$

Nous pouvons ainsi déduire la moyenne et la variance de $JRC(x)$ et $JRC_{L_v}(L_v)$:

$$E[JRC(x)] = 32.2 + 32.47 \log(t_{Z_2}(x)) = t_{JRC}(x) \quad 5.40$$

$$\text{Var}[JRC(x)] = \left(\frac{14.1}{t_{Z_2}(x)} \right)^2 \text{Var}[w_{Z_2}(x)] \quad 5.41$$

$$E[JRC_{L_v}(L_v)] = 32.2 + 32.47 \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \log(t_{Z_2}(x)) \cdot dx \quad 5.42$$

$$\text{Var}[JRC_{L_v}(L_v)] = \Gamma_{Z_2}^2(L_v) * \text{Var}[w_{Z_2}(x)] * \left[\frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \left(\frac{14.1}{t_{Z_2}(x)} \right) \cdot dx \right]^2 \quad 5.43$$

Lorsque la tendance $t_{Z_2}(x)$ est constante, la moyenne et la variance de $JRC(x)$ sont aussi constantes et peuvent être évaluées directement à partir des données calculées de $JRC(x)$. L'équation 5.42 et l'équation 5.43 sont simplifiées :

$$E[JRC_{L_v}(L_v)] = E[JRC(x)] = t_{JRC}(x) \quad 5.44$$

$$Var[JRC_{L_v}(L_v)] = \Gamma_{Z_2}^2(L_v) * Var[JRC(x)] \quad 5.45$$

5.4.3.3 Application au cas d'étude

Avec le forage FVG3, nous avons scanné 19 joints géoréférencés et orientés selon le nord magnétique. Les données déduites de cette numérisation ont été calculées selon la direction de cisaillement du barrage. Le JRC modélisé comme une variable aléatoire a une moyenne de 8,1 et un coefficient de variation $CV = 33\%$.

En se basant sur les résultats de la modélisation de $Z_2(x)$ (section 5.3.4.3), on peut ainsi déterminer la moyenne et la variance de $JRC(x)$ et $JRC_{L_v}(L_v)$

$$E[JRC(x)] = E[JRC_{L_v}(L_v)] = t_{JRC}(x) = 8,1$$

$$Var[JRC(x)] = 7,03$$

$$Var[JRC_{L_v}(L_v)] = 7,03 \Gamma_{Z_2}^2(L_v)$$

JRC , $JRC(x)$ et $JRC_{L_v}(L_v)$ ont la même moyenne et JRC , $JRC(x)$ présentent la même variance. Ces résultats sont la conséquence d'une tendance constante de $JRC(x)$.

Pour mieux analyser les résultats des variances entre JRC , $JRC(x)$ et $JRC_{L_v}(L_v)$, nous allons reprendre l'exemple de la discontinuité de pendage 31° qui traverse la frange altérée supérieure de la fondation, soit une épaisseur de 10 m. La Figure 52 illustre le gain en termes de réduction de la variance. La modélisation de la variabilité spatiale avec prise en compte de la corrélation spatiale permet de réduire le coefficient de variation de 33% à 21%.

Dans cette application, nous avons montré l'intérêt d'analyser la variabilité spatiale mais aussi de la réaliser à partir de données qualitatives et quantitatives de rugosité issues des fondations étudiées. Cela mène à un modèle de variabilité spatiale plus réaliste. Toutefois, une meilleure abondance des données de rugosité aurait permis de déduire un variogramme expérimental sur lequel nous calerons plus facilement un variogramme théorique plus représentatif de la structuration spatiale de la rugosité.

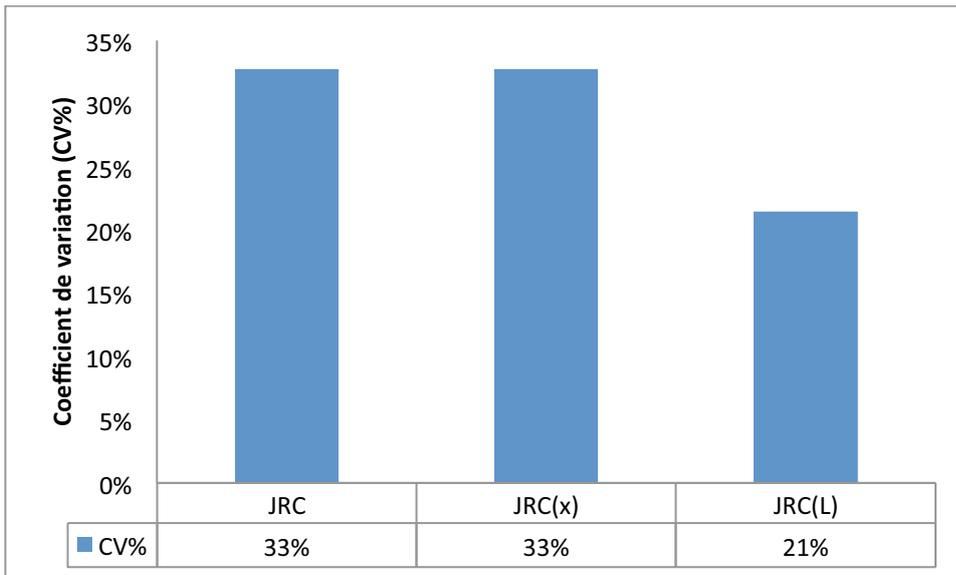


Figure 52: Comparaison de la dispersion de JRC, JRC(x) et JRC_{L_v}(L_v) en diagramme colonne

5.4.4 Synthèse de l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977)

Nous avons développé une démarche d'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints au moyen des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977). Cette démarche repose sur l'utilisation des données géo référencées de ces paramètres caractérisant la même famille de discontinuité le long d'un forage vertical. Cette démarche permet d'identifier la structuration dans l'espace, de justifier la réduction de variance des paramètres mobilisés à grande échelle à l'aide de l'identification de dérive (tendance déterministe variant en profondeur) et d'une corrélation spatiale déduite d'une analyse variographique.

Afin de valider la pertinence et l'applicabilité de cette démarche, nous l'avons implémentée dans un cas d'étude de fondation rocheuse qui a constitué la ligne rouge de notre travail. Dans cette application, nous avons exploité une famille de discontinuité intersectée par un forage vertical et orienté.

Les principaux résultats dans cette application peuvent être résumés en plusieurs points :

- Sur les paramètres de Barton et Choubey (1977), le poids des incertitudes liées aux mesures sur la variance totale est négligeable. L'incertitude prépondérante reste donc celle liée à la variabilité naturelle. Cette conclusion correspond aux hypothèses énoncées par Favre (2004) ;
- La variabilité spatiale de l'altération du massif peut être caractérisée de manière quantitative sur les paramètres JCS et ϕ_r ;
- L'angle de frottement de base ϕ_b est le paramètre qui gouverne principalement la dispersion de ϕ_r à grande échelle ;
- Le JRC est sensible à la présence de la foliation qui lui confère une distribution spatialement sinusoïdale. La distribution spatiale de la minéralogie jouant sur la rugosité des joints d'une même famille de discontinuités peut aussi être quantifiée ;

- Les échelles de fluctuations trouvées dans cette étude pourraient être utiles dans les campagnes postérieures d'investigation géotechnique ou dans les projets similaires dans lesquels il est nécessaire d'intégrer la variabilité spatiale.

Le but principal de cette recherche était de modéliser la variabilité spatiale des propriétés de résistance au cisaillement. L'intérêt est de pouvoir réduire la dispersion de ces paramètres lorsqu'ils sont mobilisés à l'échelle de l'ouvrage. La réduction de la variance des paramètres de cisaillement peut mener à des conceptions moins conservatives et plus optimales en terme de coût, mais surtout à une meilleure appréciation de la marge de sécurité de l'ouvrage.

5.5 Synthèse

Une étude expérimentale a permis de valider le protocole expérimental proposé dans cette thèse et dont le but est la caractérisation des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977). Pour calculer la rugosité du joint, la numérisation de surface a été utilisée. Les propriétés mécaniques du joint ont été déterminées à l'aide d'un scléromètre à béton et d'un essai rapide de cisaillement.

Une démarche d'analyse de la variabilité spatiale des paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977) a été proposée, puis appliquée avec succès dans un cas d'étude de fondation rocheuse de barrage-poids. Notre application à un cas d'étude a montré que l'analyse de la variabilité spatiale reste pertinente pour le JRC et le JCS qui montrent des variabilités élevées à l'échelle ponctuelle. Quant à l'angle de frottement résiduel, il présente une faible variabilité et sa modélisation en champ aléatoire mène à une réduction négligeable de la variance. En effet sa dispersion est principalement expliquée par l'angle de frottement de base qui présente une faible dispersion et une absence de corrélation spatiale.

L'analyse de la variabilité spatiale des paramètres a permis d'apprécier le poids des erreurs de mesures dans la dispersion des paramètres de Barton et Choubey (1977). Les incertitudes liées aux mesures sont négligeables. Cela démontre la qualité du protocole expérimental utilisé.

Cependant, l'hypothèse de modèle parfait a été utilisée dans la démarche de modélisation de la variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977) Le recours à cette hypothèse peut constituer une limite lorsque les erreurs de modèle sont de la même amplitude ou plus élevée que l'incertitude induite par la variabilité naturelle.

Dans la suite de notre travail, nous allons examiner comment la prise en compte de la réduction de variance à l'échelle de la discontinuité permet d'accroître la marge de sécurité face au risque de glissement. En effet, nous allons étudier la prise en compte de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement, sur la justification de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant des fondations d'un barrage-poids.

Partie III : Applications

Chapitre 6 : Évaluation de la stabilité des barrages en intégrant la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités

6.1 Introduction

Pour l'analyse de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant des fondations des barrages-poids, les incertitudes liées aux paramètres de résistance au cisaillement sont prises en compte de différentes manières selon les démarches considérées (déterministe, semi-probabiliste ou probabiliste). Comme l'état-limite de résistance à l'effort tranchant mobilise de grandes surfaces, nous avons proposé dans la partie précédente une démarche d'analyse de la variabilité spatiale des propriétés de cisaillement des joints et cela a permis de réduire la variance des paramètres de cisaillement mobilisés à grande échelle. L'objectif de cette partie III est d'étudier l'influence de la prise en compte de la variabilité spatiale des propriétés de résistance de cisaillement sur l'évaluation de la stabilité d'une fondation de barrage-poids.

Dans la synthèse bibliographique (chapitre 1), nous avons discuté l'applicabilité de la méthode des éléments finis pour modéliser les massifs de fondations de barrage. Pour réaliser une analyse de stabilité des fondations rocheuses de barrages, nous utilisons un code de calcul 2D mettant en œuvre la méthode des éléments finis : le logiciel *Phase²* (logiciel de Rocscience). Ce logiciel utilise la méthode de réduction de la résistance au cisaillement (SRF: *Shear Strength Reduction*) (Griffiths et Lane 1999, CFBR 2012) pour l'analyse de stabilité des massifs rocheux. Cette méthode SRF consiste à réduire de manière systématique les paramètres de résistance au cisaillement du matériau (du joint et de la roche intacte) par un facteur de sécurité et de procéder à des calculs itératifs jusqu'à ce que les déformations soient incompatibles ou que les solutions ne convergent plus.

Deux verrous associés au logiciel sont alors soulevés lorsqu'on veut appliquer une étude de stabilité qui intègre notre démarche d'analyse de la variabilité spatiale. Le premier concerne la limite de la méthode SRF dans *Phase²* qui est restreint au modèle de Mohr-Coulomb (Hammah et al. 2005). En effet, le modèle de Barton et Choubey (1977) ne pourra pas être directement utilisé dans le logiciel pour mener l'analyse de stabilité. La deuxième limite est que la prise en compte de l'incertitude des paramètres de résistance au cisaillement est faite dans *Phase²* par des variables aléatoires, les champs aléatoires ne pouvant pas être directement utilisés dans le logiciel. Au final, la question est de savoir comment intégrer les paramètres de Barton et Choubey (1977), caractérisés par des champs aléatoires, dans un modèle numérique d'élément finis utilisant le modèle de Mohr-Coulomb et les variables aléatoires.

Dans les développements que nous conduisons dans ce chapitre, nous proposons une démarche d'intégration de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités dans un massif de fondations de la façon suivante :

- nous proposons d'appliquer la réduction de variance directement sur les paramètres de résistance au cisaillement sur la surface de glissement étudiée, puis de les traiter comme des variables aléatoires à variance réduite (Phoon et Kulhawy 1999, Favre 2004) ;
- nous linéarisons le modèle de Barton et Choubey (1977) dans une gamme de contraintes normales de manière à pouvoir mettre en œuvre le modèle linéaire de Mohr-Coulomb ;

- nous obtenons les paramètres de résistance au cisaillement du modèle de Mohr-Coulomb (ϕ_{pic}) par transformation des variables du modèle de Barton et Choubey (1977) à l'aide de simulation de Monte-Carlo.

Sur ces bases, nous réalisons des analyses de stabilité avec et sans intégration de la variabilité spatiale du cisaillement des joints, suivant la méthode déterministe CDA (2007), la méthode semi-probabiliste CFBR (2012) et une démarche probabiliste. L'ensemble des données provient du barrage présenté au chapitre 5.

6.2 Modélisation probabiliste de la structure interne du massif rocheux et construction d'un modèle géologique numérique

Cette section est dédiée à l'étude de la structure interne de la fondation du barrage. Elle se concentre sur la caractérisation de la distribution spatiale des discontinuités dans le massif. À partir des images de diagraphies acoustiques réalisées le long des forages, nous avons mené une caractérisation statistique des paramètres géométriques des discontinuités (orientation et espacement). Les résultats sont utilisés pour produire un modèle géologique 2D du massif de fondations rocheuses.

6.2.1 Données de l'étude

Les données utilisées dans cette étude proviennent de carottes de 6 forages verticaux prélevés dans les fondations et d'images optiques et acoustiques réalisées le long des forages à l'aide d'un téléviseur (diagraphie d'imagerie acoustique et optique). La profondeur de la fondation investiguée par les forages varie entre 5 et 12 m (Tableau 21).

L'observation des carottes fait état de gneiss à biotite et hornblende le long des forages et de la présence d'une foliation marquée qui se manifeste par une alternance des bandes claires et sombres (Figure 53).

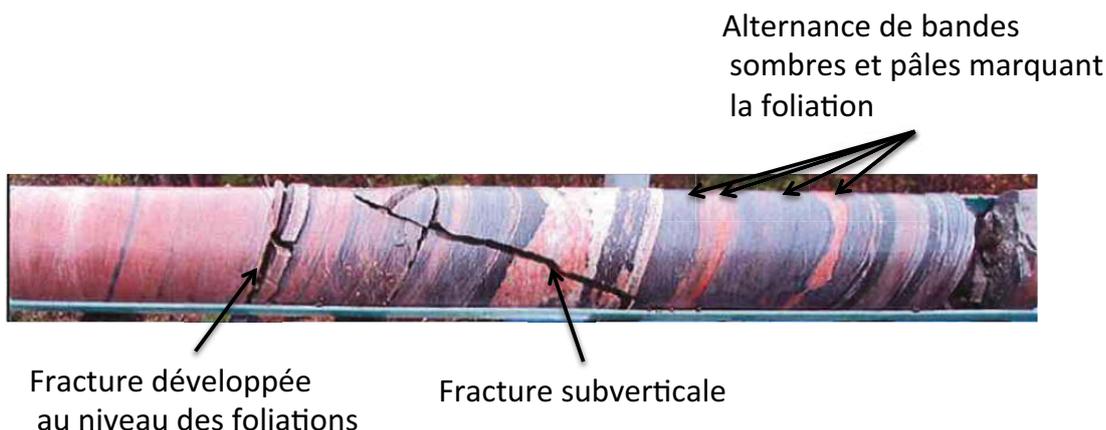


Figure 53: Observation d'une carotte de forage (FVD1) montrant la lithologie gneissique et la présence de foliation (alternance de bande sombre et pâle)

À l'aide des diagraphies, 465 structures géologiques ont été collectées (joints, foliations, fractures, veines). Elles sont caractérisées par leur position sur les forages, leur pendage et leur direction de pendage. Ces données sont présentées en annexe G et sont utilisées pour caractériser la distribution spatiale des discontinuités dans le massif de fondation.

Tableau 21: Description des 6 forages prélevés sous le barrage

Nom	Diamètre de la carotte [mm]	Longueur [m]	Longueur dans le rocher [m]
FVD-1	145	24,12	7,30
FVD-2	145	18,41	5,12
FVG-2	83	39,6	9,03
FVG-3	83	41,03	9,90
TF-25-06	83	13,29	12,63
TF-26-06	83	13,64	12,02

6.2.2 Détermination des familles de discontinuités par analyse stéréographique et analyse statistique des orientations

L'analyse stéréographique, réalisée avec le logiciel *Dips* (Rocsciences), permet de classer les discontinuités en familles. L'ensemble des discontinuités est représenté dans un stéréogramme par leur pôle. Un pôle est la projection stéréographique du vecteur normal au plan sur une demi-sphère. À partir du stéréogramme, les différentes familles sont déterminées par analyse visuelle du diagramme contour puis par analyse statistique des orientations. Un ensemble de pôles est considéré comme appartenant à une même famille lorsqu'une concentration autour d'un pôle moyen est observée (Figure 54a).

L'intégration dans un stéréogramme des discontinuités relevées dans les six forages verticaux, a permis d'identifier trois familles de discontinuités (Figure 54b) :

- La famille 1 qui est la famille principale qui s'est formée à travers les foliations ;
- Les familles 2 et 3 qui sont subverticales et de directions de pendage presque orthogonales.

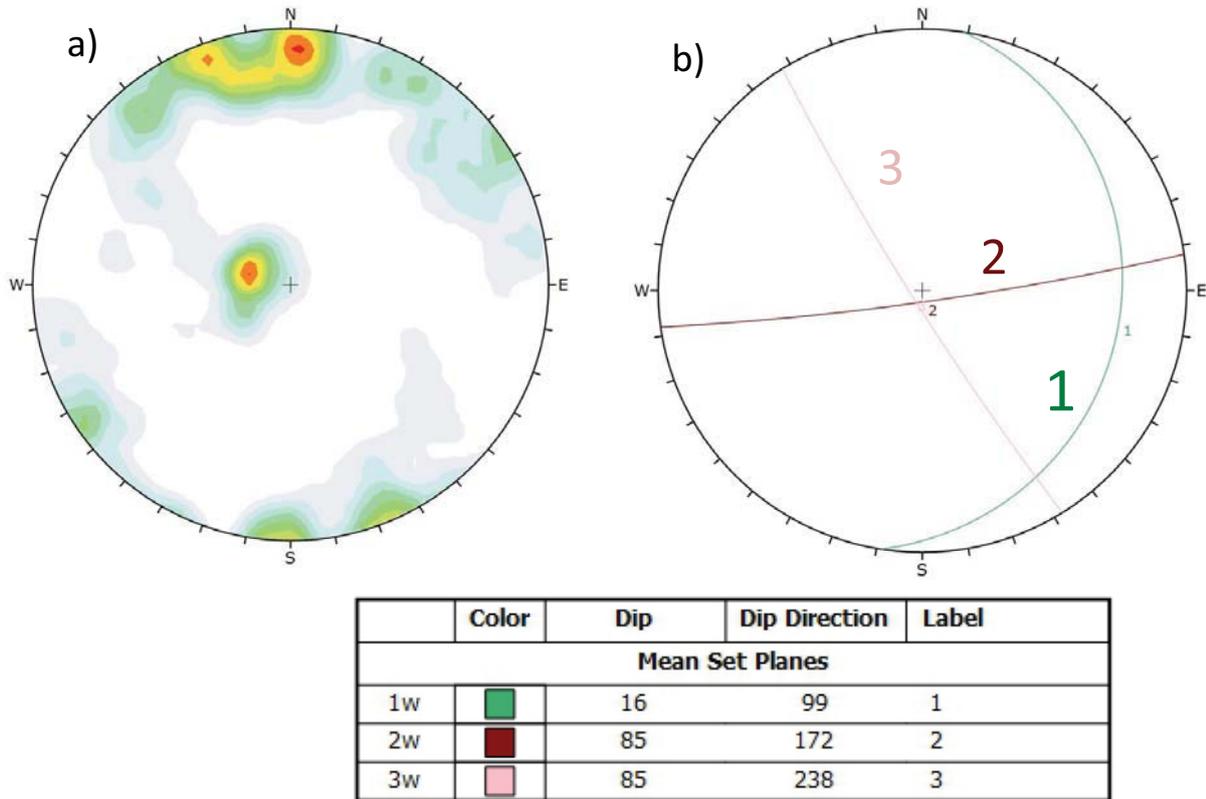


Figure 54: Diagramme stéréographique : a) diagramme des contours (concentration des pôles); b) représentation des plans moyens des 3 familles de discontinuités

Pour chaque famille identifiée sur le stéréogramme, nous procédons à la détermination du pôle moyen et de la dispersion autour du pôle moyen. Le pôle moyen est la projection stéréographique du vecteur unitaire moyen défini à partir des vecteurs normaux unitaires des plans qui constituent la famille.

Soient $V_i(x_i; y_i; z_i)$ les vecteurs unitaires normaux aux plans de la famille. Ces vecteurs normaux sont fonction de leurs pendages α_i et de leurs azimuts β_i respectifs. Le vecteur unitaire moyen est défini par V_m tel que :

$$\begin{aligned}
 x_i &= \sin(\beta_i) * \cos(\alpha_i) \\
 y_i &= \cos(\beta_i) * \cos(\alpha_i) \\
 z_i &= -\sin(\alpha_i)
 \end{aligned}$$

$$x_m = \frac{\sum x_i}{R}; y_m = \frac{\sum y_i}{R}; z_m = \frac{\sum z_i}{R} \tag{6.1}$$

$$avec R^2 = \left(\sum x_i \right)^2 + \left(\sum y_i \right)^2 + \left(\sum z_i \right)^2$$

Le paramètre qui nous intéresse dans la statistique des orientations est l'écart angulaire entre le vecteur moyen et les autres vecteurs. L'étude de la dispersion de cet angle autour du vecteur moyen consiste à déterminer la distribution de cet angle. Des fonctions de densité spécifiques aux variables d'orientation ont été développées. Parmi celles-ci, la loi de Langevin-Fisher est

caractérisée par un paramètre K qui évalue la concentration des pôles autour du pôle moyen. Plus ce paramètre est grand et plus la dispersion autour du pôle moyen est réduite (Hoek et Brown 1980).

Le logiciel Dips de Rocsciences détermine directement le calcul de K ainsi que le pendage et direction de pendage moyen de chaque famille de discontinuité. Les résultats sont consignés dans le Tableau 22. La population statistique des discontinuités de la famille 1 est largement plus grande que celles des deux familles subverticales. Cela est dû au fait que nous disposons uniquement de forage dans la direction verticale, faisant que la ligne d'échantillonnage intercepte préférentiellement les fractures subhorizontales. Ainsi, les joints verticaux ou subverticaux se voient réduire leur fréquence d'intersection (Priest 1993) ; c'est le phénomène des points aveugles.

Tableau 22: Résultats de l'étude statistique des paramètres d'orientation avec la loi de Langevin-Fisher

	Nombre de pôles	Pendage moyen	Direction moyenne de pendage	Paramètre de Fisher K
Famille 1	238	16	99	42
Famille 2	31	85	172	40
Famille 3	15	85	238	55

6.2.3 Etude statistique des paramètres d'espacement

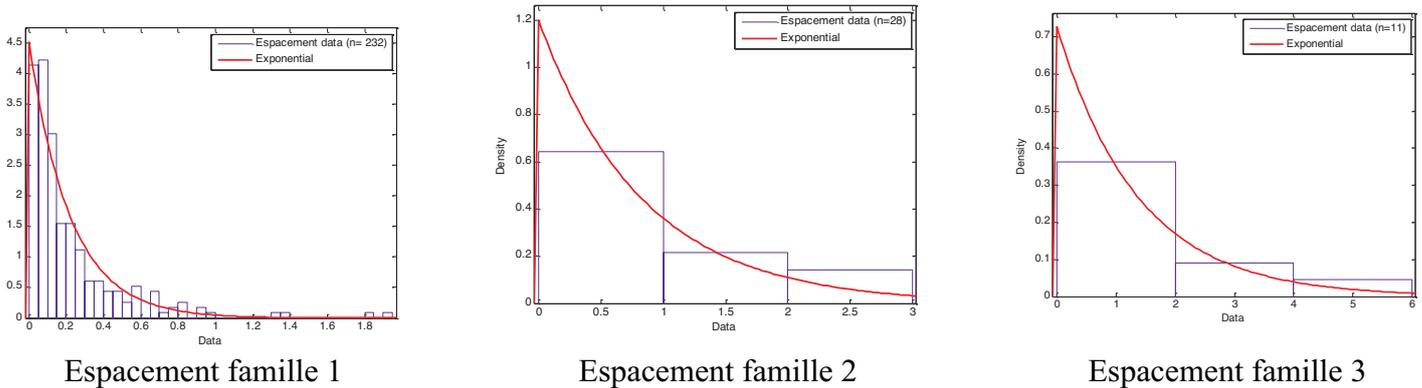
Pour chacune des trois familles de discontinuités, nous avons constitué une population des espacements entre discontinuités consécutives. Une étude statistique est réalisée sur la population des espacements afin de déterminer la moyenne, la variance et une loi de distribution ajustée sur les histogrammes.

Les résultats montrent que le paramètre d'espacement suit une loi exponentielle négative pour les trois familles. Le Tableau 23 présente les paramètres λ retenus pour chaque famille de discontinuités et la Figure 55 illustre l'ajustement des lois de distribution sur les histogrammes.

Les résultats sont obtenus conformément aux indications de la littérature où la loi exponentielle est recommandée pour modéliser l'espacement des discontinuités (Baecher 1983, Jaboyedoff et al. 1996).

Tableau 23: Résultats de la statistique des espacements entre discontinuités de même famille

	Famille 1	Famille 2	Famille 3
Nombre de	232	21	11
Moyenne (m)	0,22	0,84	1,37
Écart type (m)	0,37	0,82	1,77
Loi de distribution	loi exponentielle		
Paramètre λ	4,55	1,20	0,73



Espacement famille 1

Espacement famille 2

Espacement famille 3

Figure 55: Histogrammes des espacements entre discontinuités de même famille

6.2.4 Etude statistique de la persistance des discontinuités

La persistance des discontinuités conditionne, avec l'orientation et l'espacement, la probabilité d'intersection. Par conséquent, elle joue un rôle essentiel dans la connexion des blocs. Cette dimension n'est pas accessible directement. On fait l'hypothèse qu'une fracture est souvent assimilée à une forme géométrique simple dont une dimension particulière définit son extension. Quand on fait l'hypothèse que les discontinuités sont des disques, leurs dimensions particulières sont des diamètres qu'on peut assimiler aux traces observées sur les affleurements (Hudson et Priest 1979, Pahl 1981). L'étude statistique des extensions revient à celle des longueurs des traces observables sur les affleurements (Jaboyedoff et al. 1996).

Dans notre contexte d'étude, nous n'avons pas pu recueillir des données de traces d'affleurement permettant de caractériser quantitativement la persistance. Nous utilisons donc une approche qualitative basée sur les observations de la géologie du site et de la typologie des familles de discontinuité.

La famille 1 semble avoir une typologie précise. En effet la totalité des foliations se retrouve dans cette famille. L'hypothèse d'une rupture des foliations issues principales de cette famille serait vraisemblable. En d'autres termes, la famille serait constituée à la base de foliations subhorizontales parmi lesquelles certaines ont été rompues par décompression de la roche. L'histoire géologique du massif relate un épisode de fonte des glaciers qui serait à l'origine de la décompression (Hocq et Dubé 1994). L'observation du site de fondation (Figure 56a) montre que les discontinuités de la famille 1 peuvent être persistantes et s'étendre à l'échelle décimétrique.

Les familles 2 et 3 sont des diaclases subverticales. Les diaclases se présentent souvent en réseaux de deux, trois ou 4 familles. Il est difficile de connaître le mode de formation des diaclases car, par définition ces discontinuités ne montrent pas de trace de mouvement. Néanmoins, les diaclases paraissent souvent liées à d'autres types de déformations telles les grandes failles (Blès 1981, Ronteix 1986). Lorsqu'on s'intéresse à la géologie du site décrite dans le rapport géologique (Quirion 2009), on y fait état d'une faille qui s'étend sur une distance d'environ 15 km dans la direction sud. Nous pouvons considérer que l'apparition des familles 2 et 3 est liée à la présence de la faille (Figure 56b). L'observation d'un affleurement horizontal montre des traces de l'ordre métrique.

Selon la description de la typologie des trois familles de discontinuités, nous pouvons considérer que le massif est découpé en bloc. Nous prenons l'hypothèse des discontinuités avec

des persistances infinies pour découper le massif de fondation en blocs. Cette hypothèse va dans le sens de la sécurité et reste raisonnable.

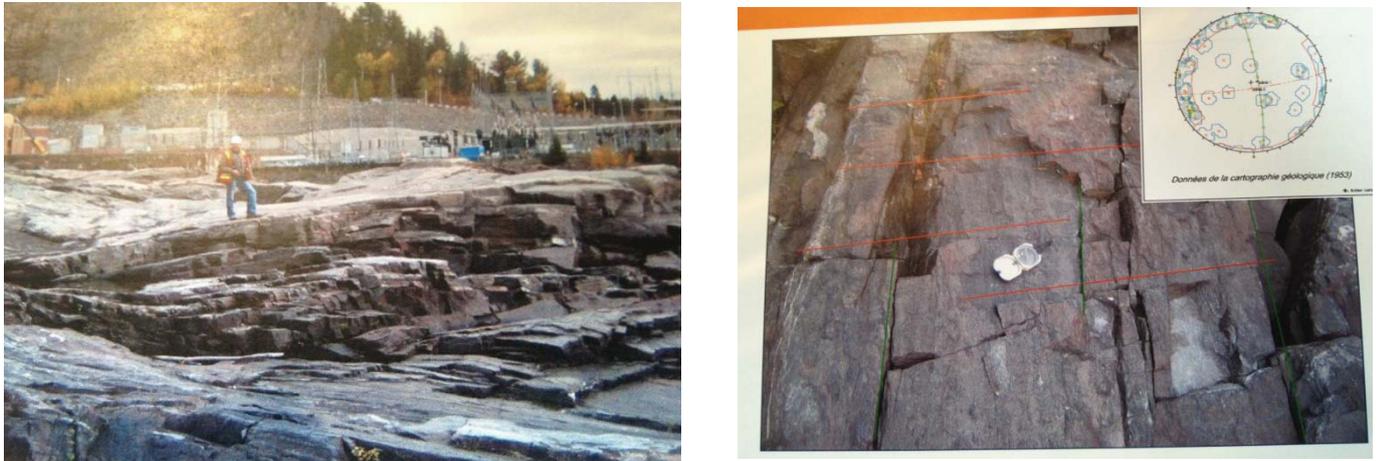


Figure 56: a) Discontinuités subhorizontales suivant les plans de foliation (Quirion 2009) ; b) diaclases subverticales sur un affleurement horizontal (Quirion 2009)

6.2.5 Construction d'un modèle géologique à l'aide d'un géomodeleur

Nous avons les données d'entrées des paramètres géométriques des discontinuités pour construire un modèle géologique 3D du massif de fondation. Le géomodeleur *Phase²* est un outil numérique 2D et ne considère pas la direction de pendage des discontinuités. Cette limite n'est pas gênante étant donné que l'analyse de la stabilité des barrages-poids est généralement réalisée en 2D suivant des sections transversales du barrage (CDA 2007, CFBR 2012). Cependant, cette simplification ne sera plus satisfaisante lorsque le mécanisme de rupture des fondations ne se produit pas suivant le plan transversal.

Dans notre cas d'étude, l'axe longitudinal du barrage-poids a une direction de pendage de 200° . Nous avons mené une analyse cinématique du diagramme stéréographique représentant les plans moyens des 3 familles de joints et l'axe longitudinal du barrage (Figure 57). Cette analyse montre qu'il n'y a pas de plan moyen présentant une orientation défavorable à la stabilité au glissement de la fondation. La direction de la famille 1 est presque perpendiculaire à l'axe longitudinal du barrage quand bien même qu'elle présenterait un pendage défavorable. Les familles 2 et 3 sont sub-verticales et leur direction de pendage bloque toute possibilité cinématique de glissement.

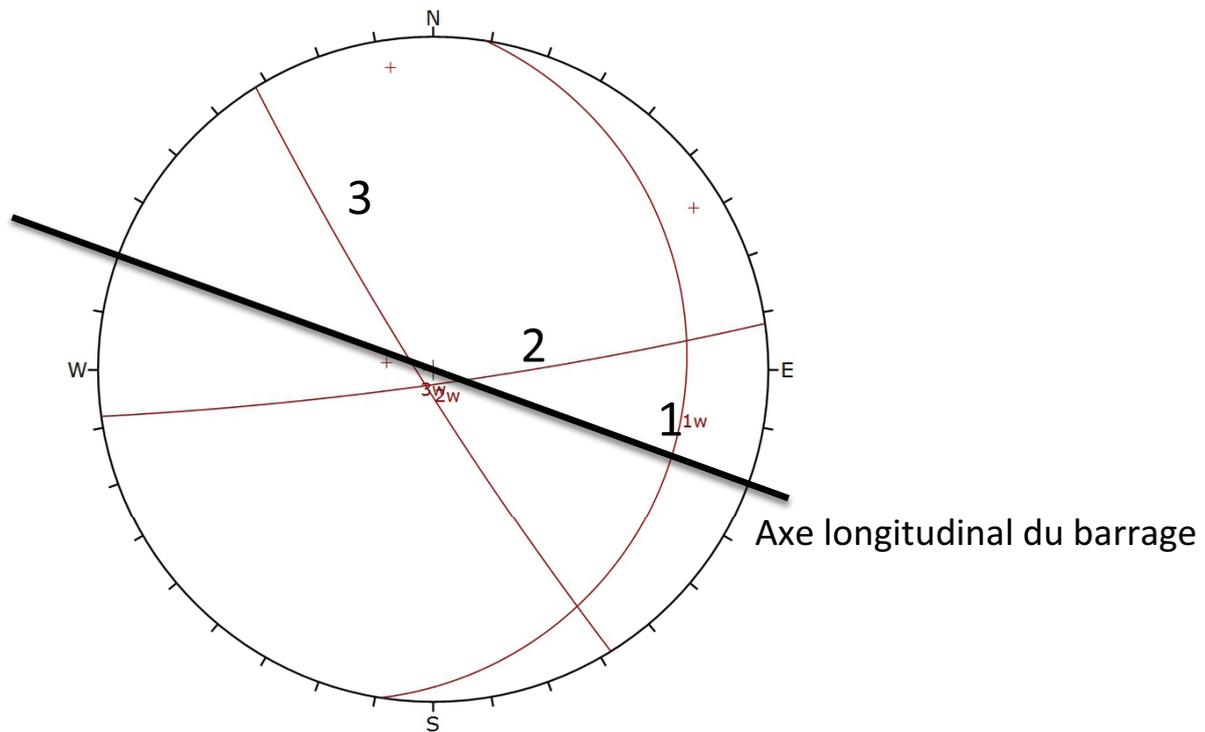


Figure 57: Stéréogramme représentant les plans moyens des trois familles et l'axe longitudinal du barrage

Dans une analyse 3D, la famille 1 de discontinuités ne devrait pas induire des instabilités du fait des blocages latéraux des fractures subverticales. Toutefois dans une analyse 2D, la famille 1 de discontinuité présente des plans de discontinuité dans le sens amont-aval du barrage. Dans la suite de cette partie, on considère une coupe transversale avec des pendages apparents et des glissements purement plans sur la famille 1. Le modèle numérique 2D retenu présente les pendages apparents suivants 16° ; 80° et -82° , respectivement pour les familles 1, 2 et 3. La Figure 58 illustre le modèle 2D.

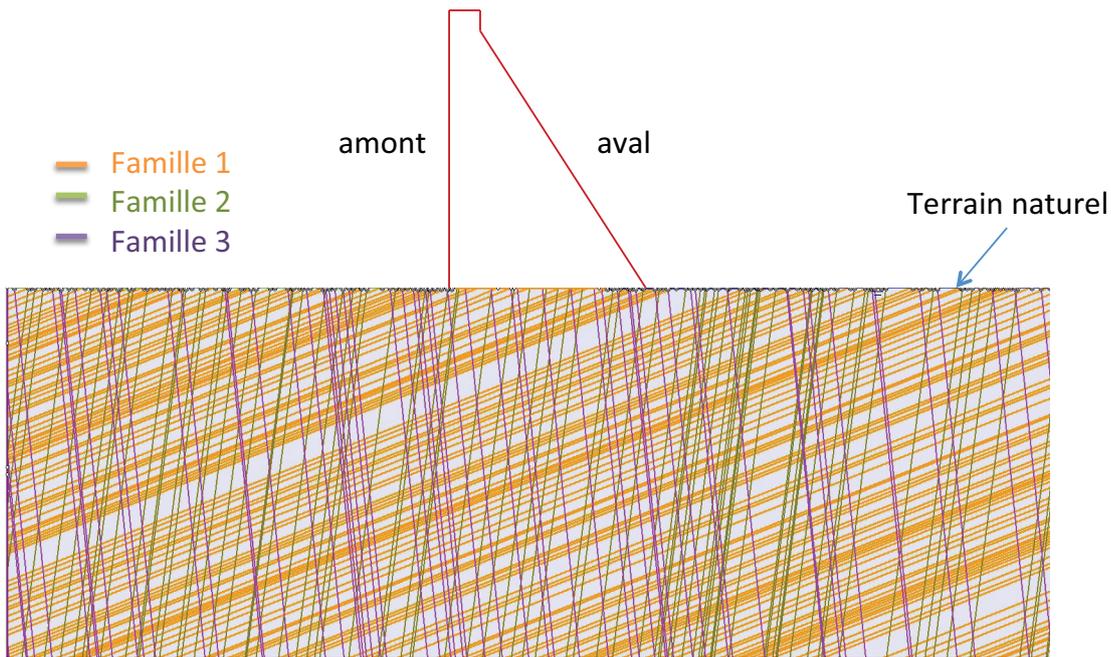


Figure 58: Simulation du modèle géologique en 2D suivant le plan transversal du barrage (logiciel *Phase²*)

6.3 Adaptation du modèle de variabilité spatiale proposé au contexte de l'outils de géomodélisation

6.3.1 Rappels des notations

La démarche implique trois paramètres modélisés en variables régionalisées définies le long du forage vertical rappelé ci-après.

- $Z_i(x)$: les paramètres mesurés à l'échelle des joints intersectés par le forage vertical, $\{R(x); r(x); \phi_b(x); Z_2(x)\}$. Ces variables régionalisées sont formulées avec la somme d'une tendance déterministe $t_{z_i}(x)$, d'une variable régionalisée sans biais de fluctuation autour de la tendance $w_{z_i}(x)$ et d'une variable aléatoire d'erreur de mesure sans biais e_{z_i} (Vanmarcke 1983, Phoon et Kulhawy 1999). $w_{z_i}(x)$ peut présenter une corrélation spatiale dont la prise en compte est faite par l'analyse de son variogramme.

$$Z_i(x) = t_{z_i}(x) + w_{z_i}(x) + e_{z_i} \quad 5.3$$

- $Z_{di}(x)$: les paramètres déterminés à l'aide d'un modèle empirique $T_i(\cdot)$ à l'échelle des joints intersectés par le forage. Il s'agit des paramètres d'entrée du modèle de Barton et Choubey (1977) : $\{JRC(x); JCS(x); \phi_r(x)\}$. Ce modèle empirique introduit une erreur sans biais ε_i sur le paramètre $Z_{di}(x)$.

$$Z_{di}(x) = T_i(Z_1(x); \dots; Z_n(x); \varepsilon_i) \quad 5.4$$

- $Z_{L_v}(L_v)$: les paramètres d'entrées du modèle de Barton et Choubey (1977) intégrés sur une longueur L_v du forage vertical : $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{r_{L_v}}(L_v)\}$. La réduction de variance sur une longueur L_v du forage vertical s'applique sur une discontinuité de

pendage α et de longueur $L = \frac{L_v}{\sin\alpha}$. Nous pouvons ainsi caractériser les variances des paramètres de Barton et Choubey (1977) mobilisés à l'échelle de l'état-limite.

$$Z_{L_v}(L_v) = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} Z_{di}(x) \cdot dx \quad 5.5$$

Sur les base de ces notations et pour intégrer le modèle de variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977) dans un code de calcul basé sur la méthode des éléments finis et le critère de Mohr-Coulomb, nous proposons une procédure composée des étapes développées ci-après.

6.3.2 Estimation d'une hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement L_v

La hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement L_v est estimée à partir de l'analyse de la surface potentielle de rupture du modèle numérique du barrage et de sa fondation.

Pour cela, un modèle numérique du barrage et de sa fondation est construit et une analyse de stabilité est réalisée avec les valeurs moyennes des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$. Ensuite, une analyse de la convergence du modèle numérique permet d'obtenir la hauteur d'intégration L_v .

6.3.3 Caractérisation des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$

Après avoir estimé une hauteur d'intégration, L_v traversée par la discontinuité cisailée, nous pouvons quantifier la moyenne et la variance des variables régionalisées mobilisée à l'échelle de la discontinuité : $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{rL_v}(L_v)\}$.

Avec les moyennes et les variances de ces variables régionalisées, nous définissons les variables aléatoires à variances réduites $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$.

Nous considérons que les fonctions de densité de probabilité de $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ sont valables pour caractériser $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$. La validité de cette hypothèse peut être vérifiée par simulations des variables régionalisées $Z_{di}(x)$ et $Z_{L_v}(L_v)$. Par simplification, nous supposons l'équivalence des fonctions de densité de probabilité entre les variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ et $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$.

6.3.4 Linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) par regression

La plupart des codes de calculs basé sur les éléments finis n'intègre pas les paramètres de Barton et Choubey (1977) dans une analyse de stabilité (Hammah et al. 2005). En revanche, le modèle de Mohr-Coulomb est utilisé pour souvent modéliser le comportement en cisaillement.

Pour contourner ce verrou, nous utilisons le modèle de Mohr-Coulomb avec l'angle de frottement au pic comme paramètre d'entrée et qui est dérivé de la linéarisation du modèle de

Barton et Choubey (1977). Ainsi, le modèle de Barton et Choubey (1977), implémenté avec des paramètres d'entrée modélisés en variables aléatoires à variance réduite, peut être approché, sur une plage restreinte de contraintes normales, par le modèle de Mohr-Coulomb à cohésion apparente nulle. Cette linéarisation implique des simulations de Monte-Carlo pour déterminer la variable aléatoire d'angle de frottement au pic équivalent.

Selon le modèle de Barton et Choubey (1977), l'angle de frottement au pic dépend de la contrainte normale tandis que celui proposé dans le modèle de Mohr-Coulomb est invariant à la contrainte normale. Pour tenir compte de cela, nous proposons de déterminer l'angle de frottement au pic du modèle de Mohr-Coulomb à partir des paramètres de Barton et Choubey (1977) et de la linéarisation de l'équation 6.2 sur une plage de contrainte donnée. La linéarisation est réalisée par une droite de régression passant par l'origine et dont l'arc tangente de la pente est l'angle de frottement au pic équivalent (Figure 59).

$$\phi_{\text{pic}}(\sigma_n) = \phi_r + \text{JRC} * \log\left(\frac{\text{JCS}}{\sigma_n}\right) \quad 6.2$$

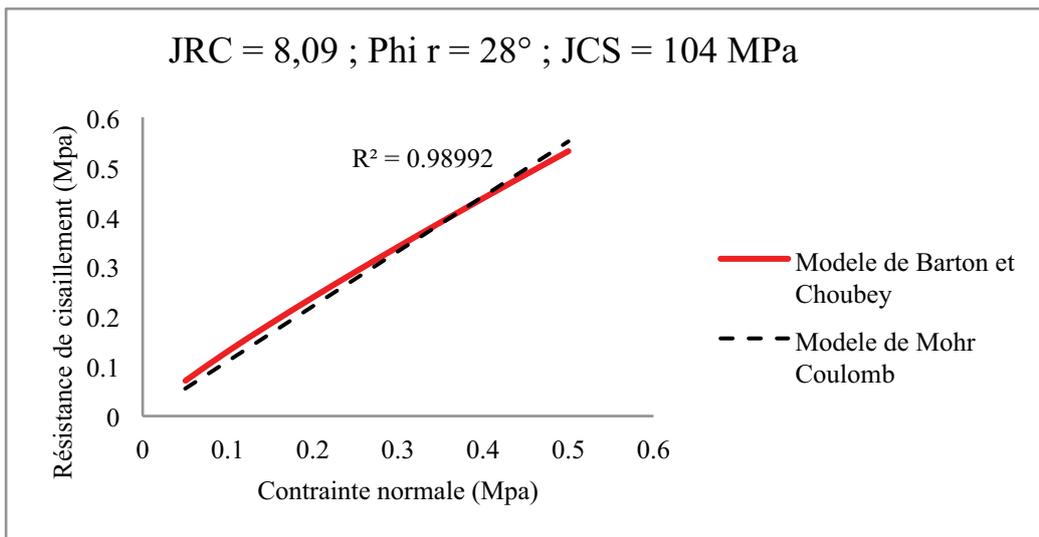


Figure 59: Exemple de linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) sur une plage de contrainte normale entre 0 et 0,6 MPa.

6.3.5 Modélisation de la distribution de l'angle de frottement au pic linéarisé par simulations de Monte-Carlo

La variable aléatoire correspondant à l'angle de frottement au pic obtenu par linéarisation ne peut pas complètement être caractérisée de manière analytique. Pour identifier sa loi de distribution et ses deux premiers moments statistiques (moyenne et variance), nous utilisons alors les simulations de Monte-Carlo.

Soient $\{ \text{JRC}_{L_v}; \text{JCS}_{L_v}; \phi_{r_{L_v}} \}$ les trois variables aléatoires à variances réduites relatives à la discontinuité cisailée et soit $\phi_{\text{pic}_{L_v}}$ l'angle de frottement au pic linéarisé défini comme une fonction de ces trois variables aléatoires et de la contrainte normale déterministe (équation 6.3).

Pour N réalisations des variables $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$, nous associons N valeurs d'angle de frottement au pic linéarisé suivant une plage de contrainte normale. La caractérisation de la loi de probabilité relative de l'angle de frottement au pic (moyenne, variance et loi de distribution) se fera avec les N valeurs d'angles de frottement au pic obtenues par linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977).

$$\phi_{pic_{L_v}} = f[\sigma_n; JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}] \quad 6.3$$

Les simulations doivent respecter les contraintes physiques suivantes :

- JRC est défini par Barton et Choubey (1977) comme un coefficient de rugosité compris entre 0 et 20 ;
- L'angle de frottement au pic tel que défini par le modèle de Barton et Choubey (1977) (équation 6.2), est borné à $\phi_{pic,max}(\sigma_n) = 70^\circ$.

Par ailleurs, les corrélations entre les variables $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$ doivent être prises en compte lors des simulations à travers une matrice de corrélation. JRC_{L_v} est une propriété géométrique de la surface du joint et reste indépendante aux autres variables. En revanche $JCS_{L_v} = f[r_{L_v}]$ et $\phi_{r_{L_v}} = f[R_{L_v}; r_{L_v}; \phi_{b_{L_v}}]$ sont corrélées car leurs calculs impliquent l'utilisation de la valeur au rebond des joints altérés r_{L_v} .

Par conséquent, nous allons simuler $\phi_{pic_{L_v}}$ avec l'expression suivante :

$$\phi_{pic_{L_v}} = f[\sigma_n; JRC_{L_v}; R_{L_v}; r_{L_v}; \phi_{b_{L_v}}] \quad 6.4$$

où $R_{L_v}; r_{L_v}; \phi_{b_{L_v}}$ sont des variables aléatoires à variances réduites et représentent les paramètres mesurés mobilisés à l'échelle de l'état-limite. Leurs moyennes et leurs variances sont déduites de celles des variables régionalisées ci-dessous. Leurs types de lois de probabilité sont déduits des variables aléatoires équivalents R , r et ϕ_b .

$$\begin{aligned} R_{L_v}(L_v) &= \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} R(x) \cdot dx \\ r_{L_v}(L_v) &= \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} r(x) \cdot dx \\ \phi_{b_{L_v}} &= \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} \phi_b(x) \cdot dx \end{aligned}$$

6.4 Application au cas d'étude du modèle de variabilité spatiale

L'objectif de ce cas d'étude est d'illustrer une caractérisation mécanique d'un modèle numérique 2D (barrage et sa fondation) qui intègre la variabilité spatiale des propriétés de résistance des joints de la fondation. Le modèle numérique est présenté de manière exhaustive à la section 6.5.1 de ce chapitre. L'analyse de stabilité est réalisée sur une section transversale du barrage déjà présenté dans la partie 2. Le profil du barrage considéré a une hauteur de 13 m et le massif de fondation est constitué de trois familles de discontinuités identifiées à la section 6.2. Le niveau de la retenue d'eau est à 1 m sous la crête. Nous considérons une pleine sous pression

s'appliquant en pied amont et une sous pression nulle en pied aval. Sur ce profil, les fondations sont modélisées avec une épaisseur de 20 m soit environ 1,5 fois la hauteur du barrage.

Dans cette partie, nous proposons de déterminer la variable aléatoire $\phi_{\text{pic}_{L_v}}$, angle de frottement au pic qui intègre les variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$. Nous procédons de la façon suivante :

- nous caractérisons d'abord les variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ à partir des données brutes en définissant leurs deux premiers moments (moyenne et variance) et leurs types de fonction de densité de probabilité ;
- nous utilisons les moyennes de $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ pour estimer L_v une hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement ;
- nous déterminons les moyennes et les variances des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$. Nous considérons que les types de lois de $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ sont valables respectivement pour $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$;
- l'angle de frottement au pic intégrant la variabilité spatiale $\phi_{\text{pic}_{L_v}}$ est déterminé par linéarisation de Barton et Choubey (1977) et des simulations Monte-Carlo des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$.

Le Tableau 24 résume l'ensemble des mesures utilisées pour évaluer les variables aléatoires $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$. Les paramètres mesurés sont l'angle de frottement de base (ϕ_b), la valeur au rebond des joints altérés et non altérés (r et R) et le paramètre de rugosité directionnel (Z_2) (détail en annexe E).

Tableau 24: Synthèse des données disponibles

Paramètres mesurés	Forage	Nombre d'essais
Φ_b	FVG2	11
	FVG3	8
R	FVG2	11
	FVG3	27
	FVD1	14
r	FVD1	8
Z_2	FVG3	19

6.4.1 Détermination des moyennes, variances et des types de fonction de densité de probabilité des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$

6.4.1.1 Résistance à la compression des joints JCS

JCS est la résistance en compression des aspérités des joints à l'échelle ponctuelle. Elle est calculée à partir d'une loi empirique et de la valeur au rebond des joints mesurée au marteau de Schmidt. Nous faisons la distinction entre le JCS(r) des joints non altérés calculé avec r (valeur au rebond des joints altérés) et JCS(R) des joints altérés calculé avec R (valeur au rebond des joints non altérés)

A) JCS (R) des joints non altérés

Les données de JCS(R) non altérés proviennent de deux groupes d'échantillons de diamètres différents et cela a mis en évidence un effet d'échelle sur la variable JCS(R). Nous avons 35 valeurs issues d'échantillons de 83 mm de diamètre et 15 valeurs issues d'échantillons de 145 mm de diamètre. Les valeurs les plus réalistes du JCS(R) sont données par les échantillons de plus gros diamètre. En effet Demirdag et al. (2009) montrent la nécessité d'avoir un échantillon supérieur à 110 mm pour éliminer l'effet d'échelle sur la valeur au rebond. Pour augmenter la représentativité de la fonction de densité de probabilité du JCS (R), nous avons déterminé le type de loi de probabilité avec la population plus abondante d'échantillons de 83 mm, puis nous avons déduit les paramètres de la fonction de densité de probabilité à partir de la population plus représentative d'échantillons de 145 mm. Cela équivaut à supposer que le diamètre de l'échantillon ne modifie pas le type de fonction de densité de probabilité du JCS(R).

Une loi normale tronquée ou une loi de Weibull pourrait modéliser JCS (R). Nous avons utilisé les tests khi 2 pour valider cette hypothèse (Figure 60a). Lorsqu'on considère les données de JCS(R) issues des échantillons de petits diamètres (35 valeurs), les probabilités pour que l'hypothèse soit vraie à 95% sont respectivement 0,13 et 0,12 pour la loi de Weibull et la loi normale. Sans avoir recours à la troncature, la loi de Weibull donne une distribution de valeurs positives et est souvent utilisée pour modéliser l'usure et la corrosion. Dans notre cas les joints sont sujets à une altération plus ou moins faible et par conséquent la loi de Weibull est choisie pour modéliser JCS (R).

Les paramètres statistiques du JCS (R) des joints non altérés sont consignés dans le Tableau 25. La densité de probabilité du JCS qui sera utilisée pour la suite est illustrée à la Figure 60b.

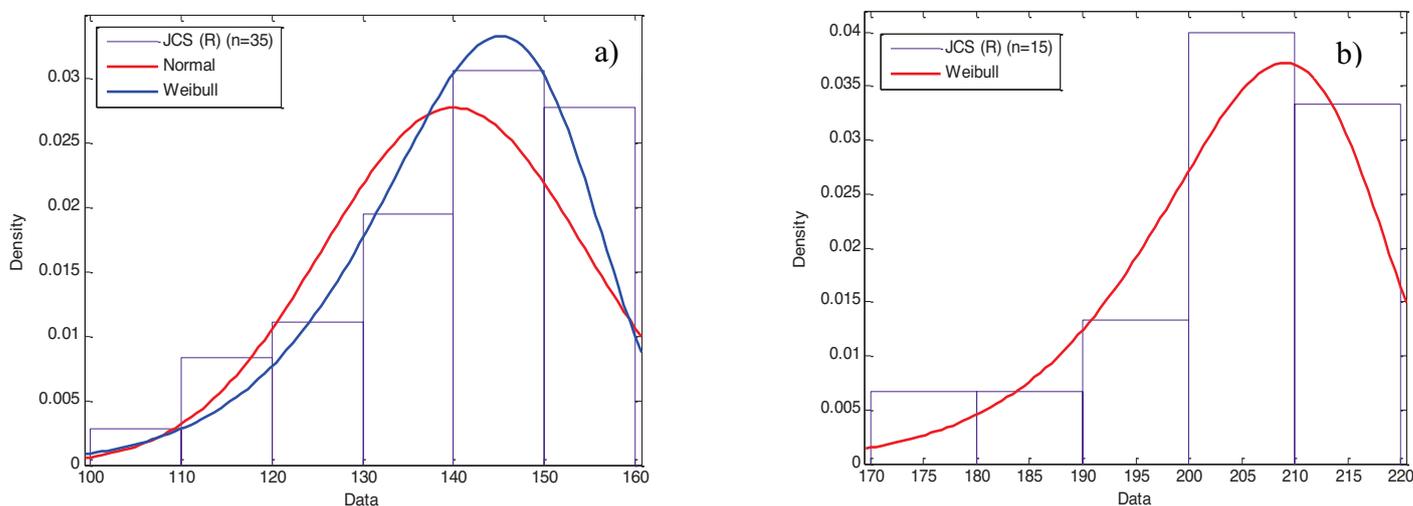


Figure 60: a) Détermination d'une densité de probabilité sur l'histogramme des JCS(R) des 35 échantillons de diamètre 83 mm ; b) densité probabilité de Weibull ajustée sur le JCS(R) des 15 échantillons non altérés de diamètre 145 mm.

Tableau 25: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire du JCS des joints non altérés

moyenne	variance	Paramètres loi de Weibull	
		a	b
204	143,8	209,5	21,15

B) JCS(r) des joints altérés

Disposant de peu de données de JCS(r) des joints altérés, nous avons considéré la loi de Weibull comme loi de distribution. Cette hypothèse peut être justifiée par deux points. Premièrement, la loi de Weibull est pertinente pour la modélisation des propriétés mécaniques sujettes à une évolution dans le temps, à l'usure et à la corrosion (Villemeur 1988) et dans notre cas, la valeur au rebond varie en fonction du degré d'altération. Deuxièmement, la loi de Weibull a été considérée pour modéliser le JCS(R) des joints non altérés et elle a été déduite sur un échantillonnage abondant (35 valeurs).

La moyenne, la variance et les paramètres de la loi de Weibull de la variable JCS(r) sont consignés au Tableau 26.

Tableau 26: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire du JCS des joints altérés

moyenne	variance	Paramètres de la loi de Weibull	
		a	b
104	864	114,9	3,97

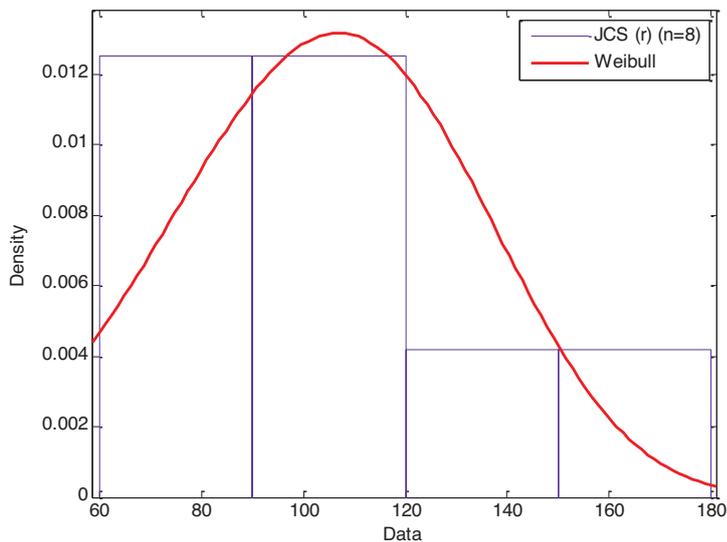


Figure 61: Densité de probabilité de Weibull calée sur les 8 données JCS(r)

6.4.1.2 L'angle de frottement résiduel ϕ_r

$$\phi_r = (\phi_b - 20) + 20 * \frac{r}{R} \quad 6.5$$

La variable aléatoire ϕ_r dépend de trois variables aléatoires ϕ_b (angle de frottement de base), r (valeur au rebond des joints altérés) et R (valeur au rebond des joints non altérés). Nous pouvons approximer de manière analytique la moyenne et la variance de ϕ_r en utilisant le développement en série de Taylor ou les simulations Monte-Carlo. Toutefois, les simulations Monte-Carlo sont la procédure qui permet de déduire une loi de distribution pour ϕ_r . Nous caractérisons ainsi ϕ_r par simulation Monte-Carlo en utilisant les lois des trois paramètres (r , R et ϕ_b) et la formulation empirique (équation 6.5).

Les lois adoptées pour r et R sont la loi de Weibull d'après l'étude statistique de JCS(R) et JCS(r). La loi de Weibull est aussi ajustée sur la variable aléatoire ϕ_b et les tests de Kolomogorov-Smirnov sont positifs (Figure 62). Les moyennes, variances et les paramètres de loi de Weibull sont donnés au Tableau 27.

Nous avons réalisé 100000 tirages aléatoires de chacune des variables aléatoires r , R et ϕ_b , puis nous avons déduit un histogramme à partir des valeurs simulées de ϕ_r (Figure 63). La loi de Weibull a aussi été utilisée pour modéliser la tendance de la variable aléatoire ϕ_r . La moyenne et la variance sont consignées au Tableau 27.

Tableau 27: Résultats de la caractérisation en variable aléatoire de r , R et ϕ_b

Variable aléatoire	moyenne	variance	Paramètres loi de Weibull	
			a	b
r	43,31	31,2	45,7	9,28
R	56,43	1,9	57,0	51,7
ϕ_b	32,78	3,73	33,6	21,1
ϕ_r	28	8,58	29,26	11,59

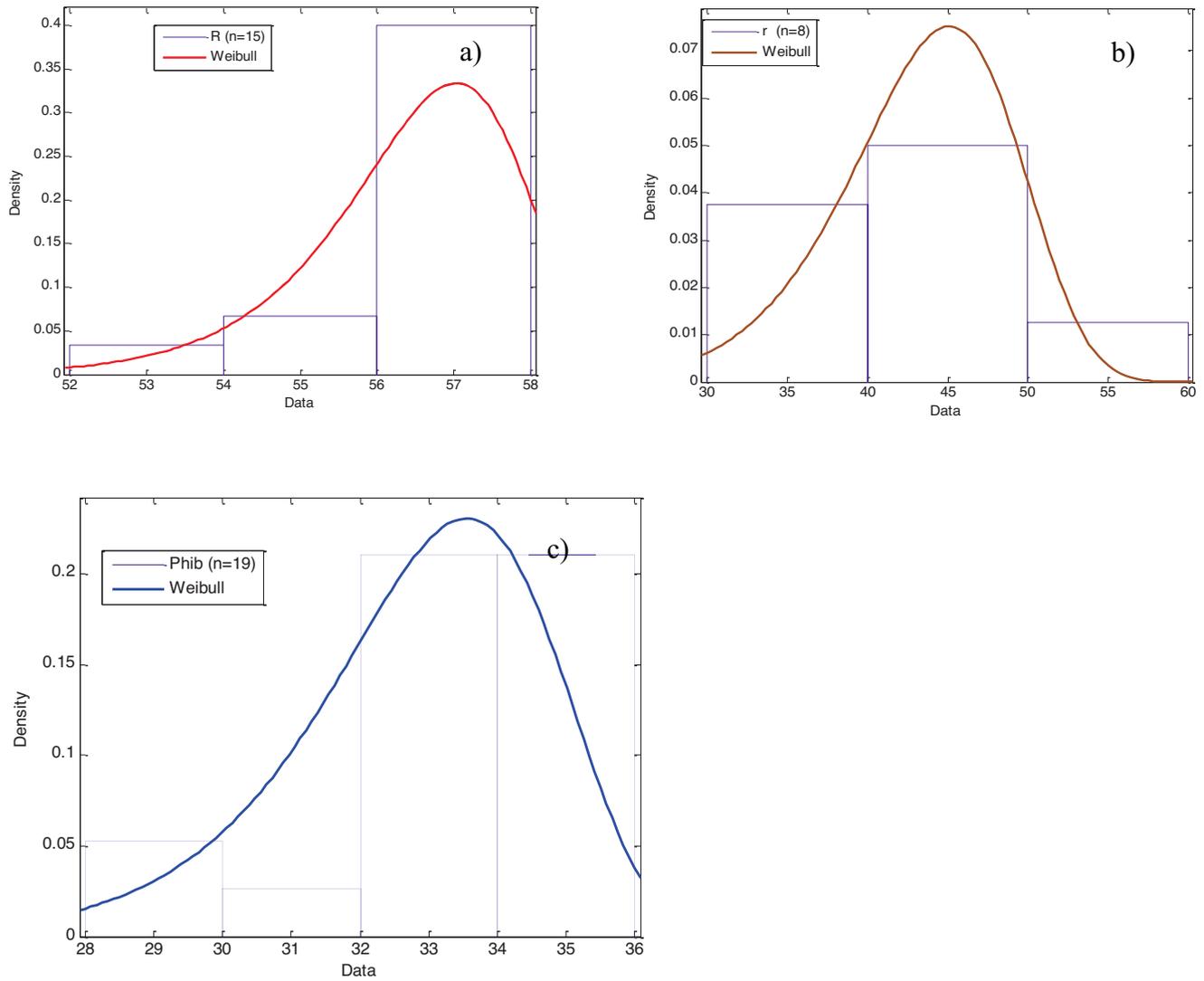


Figure 62: Ajustement des lois de Weibull sur les histogrammes de R , r et ϕ_b

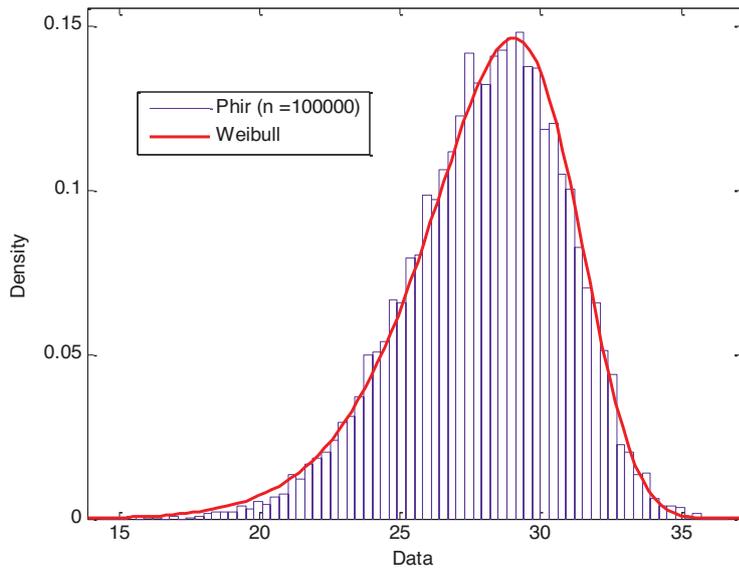


Figure 63: Histogrammes et fonctions de densité de probabilité de ϕ_r déduite à partir de 100000 simulations Monte-Carlo de R , r et ϕ_b

6.4.1.3 JRC

Le JRC est calculé à partir d'une expression empirique qui intègre le paramètre directionnel de rugosité Z_2 . La loi lognormale correspond bien à la tendance de la distribution des données (Figure 64) et le test de Kolomogorov-Smirnov valide ce choix. Le Tableau 28 donne la moyenne, la variance de la variable aléatoire JRC et les paramètres de la loi lognormale associée.

Tableau 28 : Résultats de la caractérisation en variable de JRC

Variable aléatoire	Moyenne	Variance	Paramètres de la loi Lognormale	
			μ	σ
JRC	8,1	7,03	2,03	0,328

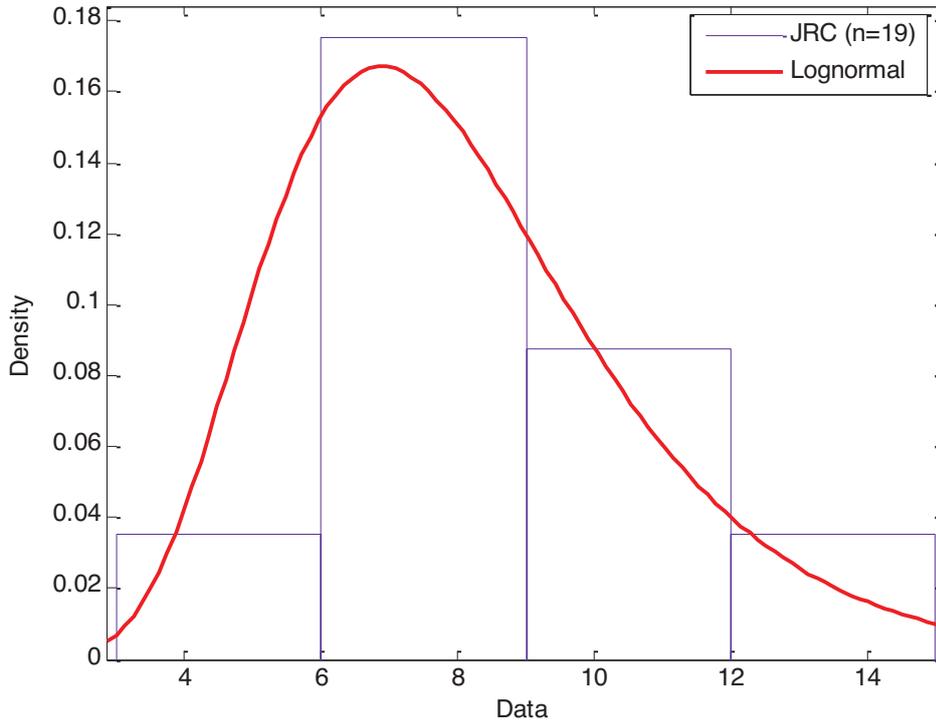


Figure 64: Ajustement de lois normale et lognormale sur les histogrammes de JRC

6.4.1.4 Synthèse

En résumé, les trois variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ ont été caractérisées en déterminant leurs moyennes, leurs variances et leurs lois de probabilité. Les valeurs moyennes seront utilisées pour estimer une hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement à l'état-limite à l'effort tranchant. Les types de loi de probabilité sont considérés applicables aux variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$. Les variances de variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$ sont déduites des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ en prenant en compte l'analyse de la variabilité spatiale.

Variable aléatoire Z	$E[Z]$	$Var[Z]$	Loi de probabilité de Z
JRC	8,1	7,03	Lognormal
JCS	104	864	Weibull
ϕ_r	28	8,58	Weibull

6.4.2 Estimation de la hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement à l'état-limite à l'effort tranchant

La hauteur moyenne d'intégration des paramètres de cisaillement est estimée à partir de l'analyse de la surface potentielle de rupture du modèle numérique de la fondation. Nous utilisons les valeurs moyennes de (JRC, JCS, ϕ_r) pour déduire un angle de frottement au pic à partir duquel nous menons une analyse de stabilité du massif. Nous allons dans un premier

temps définir la plage de contraintes normales sur laquelle le modèle de Barton et Choubey (1977) est linéarisé pour ensuite déduire l'angle de frottement au pic moyen. Enfin nous procédons à une analyse de convergence du modèle numérique (barrage et fondation) afin d'identifier la surface potentielle de rupture à l'état-limite à l'effort tranchant.

À partir du modèle numérique, nous avons extrait au droit de l'interface barrage-fondation, les sollicitations en contrainte normale. Pour favoriser une modélisation de la rupture du modèle numérique au sein des fondations, nous avons rigidifié l'interface barrage-fondation en définissant une adhérence parfaite entre le roc et le béton. La Figure 65a montre la distribution de la contrainte normale pour un réservoir vide et la Figure 65b montre la distribution de la contrainte normale pour un réservoir rempli jusqu'à 12 m (1 m de la crête). Pour tenir compte des deux situations de projet, nous considérons des contraintes normales moyennes comprises entre 0,05 MPa et 0,5 MPa.

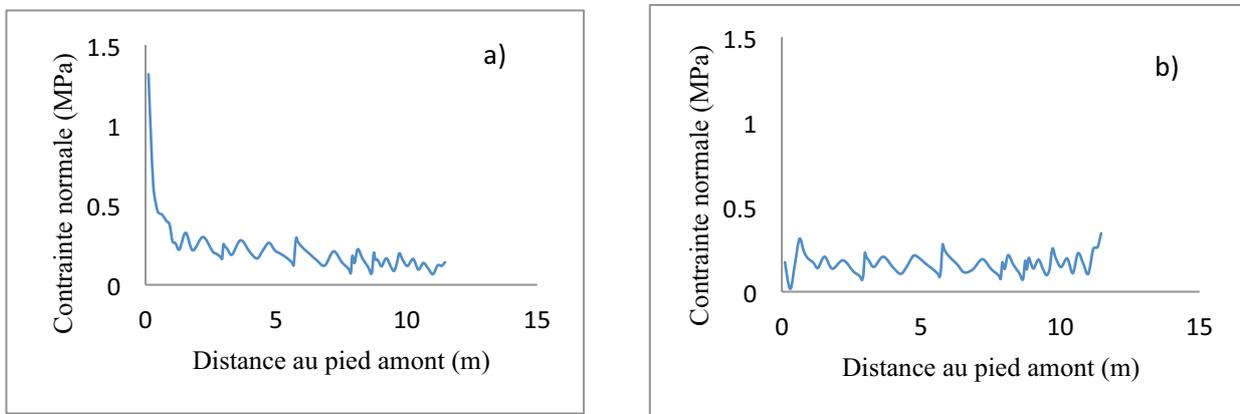


Figure 65: Distribution de la contrainte normale à l'interface du barrage : a) retenue vide ; b) retenue remplie

Le modèle de Barton et Choubey (1977) est linéarisé sur une plage de contrainte normale entre 0,05 MPa et 0,5 MPa. Les paramètres d'entrée sont les valeurs moyennes de (JRC , JCS , Φ_r). L'angle moyen de frottement au pic obtenu par linéarisation est $\phi_{pic} = 48^\circ$ (Figure 66).

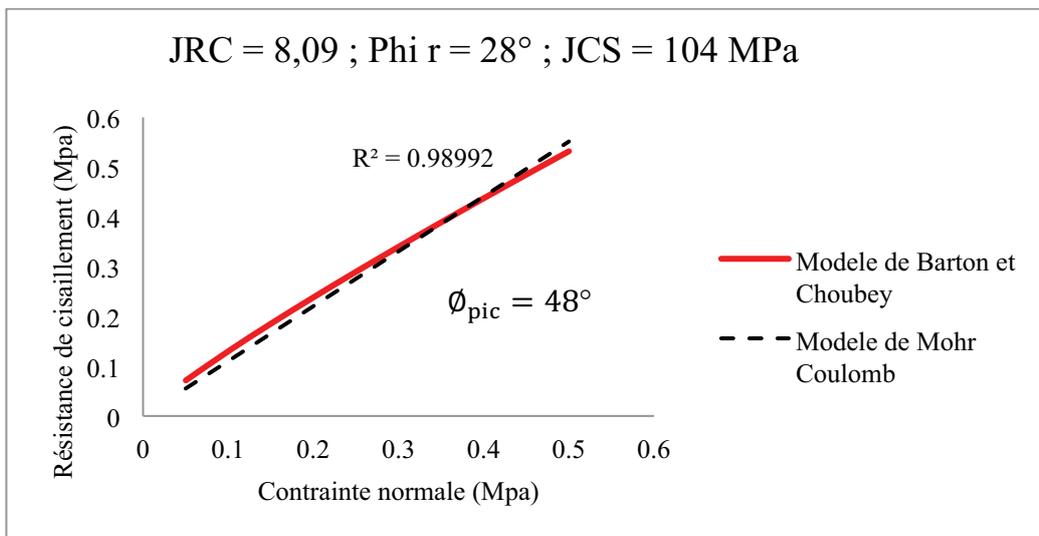


Figure 66: Détermination de ϕ_{pic} par linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977)

Une analyse de stabilité a été effectuée à l'aide du logiciel *Phase²* en tenant compte du barrage et de sa fondation. Nous avons présenté le modèle numérique à la section 6.5 de ce chapitre (géométrie du modèle, conditions aux limites, hypothèses de modélisation du corps du barrage, de la fondation et de l'interface barrage-fondation, critère de convergence du modèle).

Pour évaluer la surface potentielle de rupture, nous avons observé la déformée du modèle numérique et son champ de déplacement total. La Figure 67a illustre la déformée du modèle. Le barrage subit une translation horizontale vers l'aval. Nous observons un enfoncement du barrage accentué plus en amont. Au pied amont du barrage, quelques joints subverticaux du massif semblent s'ouvrir. À l'aval du barrage, nous remarquons un soulèvement du massif de fondation et cela est entraîné par un glissement des joints de la famille 1 (pendage 17°).

La Figure 67b illustre un zoom sur la fondation et les vecteurs de déformation montrent le sens des déplacements. La déformation du massif de fondation sous le barrage est une combinaison de tassement du massif plus accentué à l'amont du barrage (déplacement vertical) et d'un glissement le long des joints de la famille subhorizontale, plus accentué à l'aval. Concernant le glissement, il est difficile d'identifier un joint unique et évident de glissement dans la fondation. Néanmoins, il existe un faisceau de joints de la famille 1 (subhorizontale) qui favorise le glissement. Par simplification, nous considérons une ligne de rupture débutant à l'aval du barrage et interceptant au pied amont du barrage un joint subvertical qui se détache.

La longueur de la discontinuité potentiellement cisailée et de pendage 17° traverse le massif de fondation sur une profondeur de 3,5 m. Par conséquent la hauteur d'intégration des paramètres de cisaillement peut être estimée une valeur moyenne $L_v = 3,5$ m.

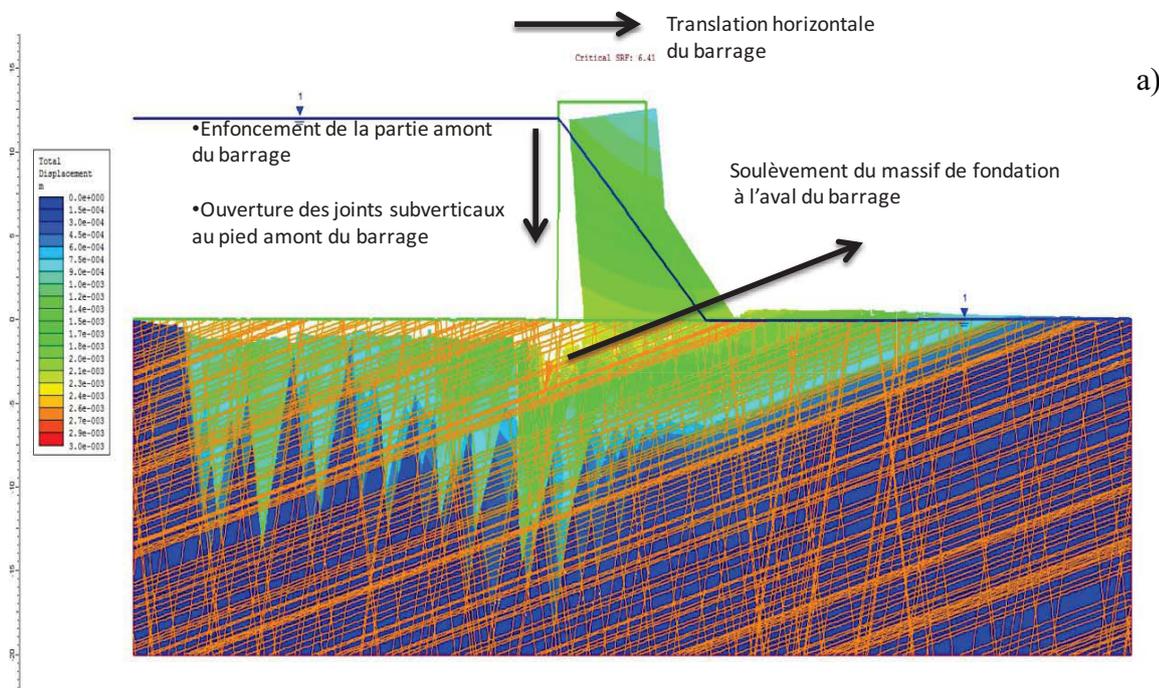


Figure 67a : Champ des déplacements totaux du modèle : déformée du modèle

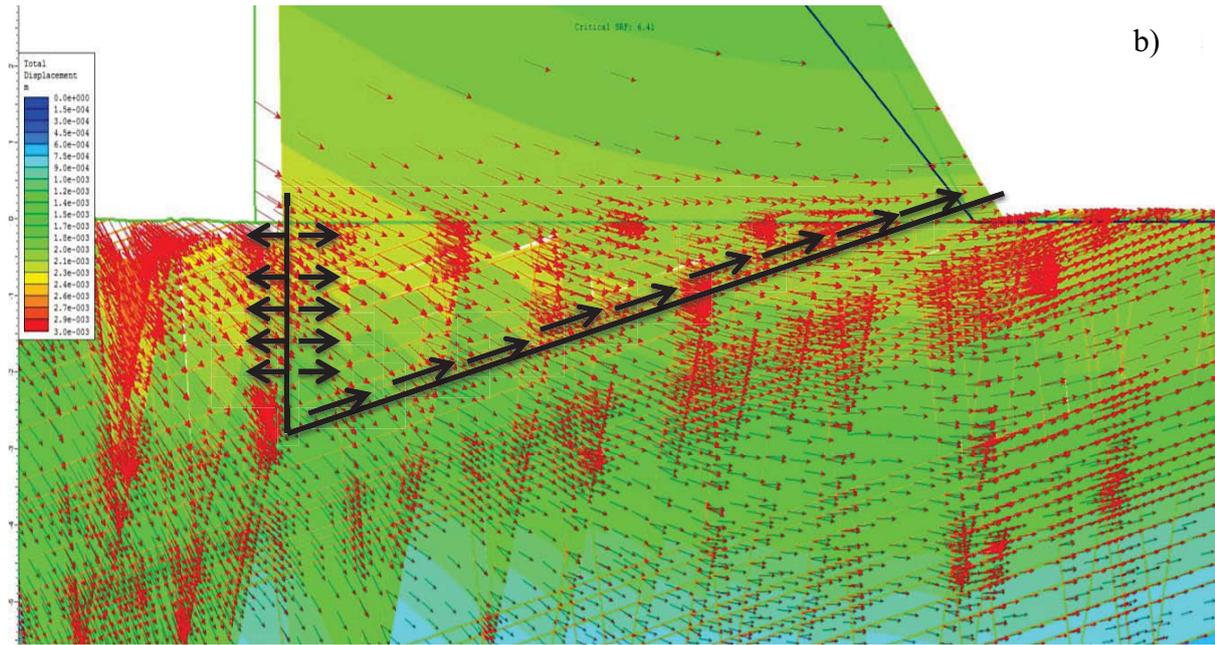


Figure 67b : Champ des déplacements totaux du modèle : surface potentielle de rupture choisie

6.4.3 Détermination des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$.

Pour prendre en compte la réduction de variance des paramètres de cisaillement à l'échelle de l'état-limite, nous avons proposé au chapitre 5 une démarche d'analyse de la variabilité spatiale dont les résultats se présentent sous forme de variables régionalisées des paramètres de Barton et Choubey (1977) : $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{rL_v}(L_v)\}$. Le code de calcul numérique intègre les incertitudes des paramètres par variables aléatoires. Nous pouvons donc approximer la réduction de variance en utilisant des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$ déduites des variables régionalisées à l'échelle de l'état-limite $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{rL_v}(L_v)\}$.

Dans ce qui suit, nous rappelons synthétiquement les résultats des variables régionalisées présentées au chapitre 5 Partie II de ce manuscrit et qui servent à notre application. Puis nous en déduisons les moyennes et les variances des variables aléatoires à variance réduite.

6.4.3.1 Modèles de variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey (1977)

Les variables régionalisées à l'échelle de l'état-limite $\{JRC_{L_v}(L_v); JCS_{L_v}(L_v); \phi_{rL_v}(L_v)\}$ sont déduites des variables régionalisées de paramètres mesurés à l'échelle ponctuelle. Il s'agit de $r(x)$, $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$. Ces paramètres mesurés et modélisés en variables régionalisées s'écrivent en une somme d'une tendance déterministe $t(x)$, d'une variable régionalisée de fluctuation aléatoire autour de la tendance $w(x)$ et d'une variable aléatoire d'erreur de mesure, e . $w(x)$ est de moyenne nulle et peut présenter une corrélation spatiale définie par un coefficient de réduction de variance $\Gamma^2(L_v)$. Selon les résultats, le poids des erreurs de mesures sur les variances des variables régionalisées à l'échelle d'état-limite est négligeable. De ce fait, nous omettons les erreurs de mesure. Les paramètres mesurés sont définis au Tableau 29.

Tableau 29: Caractéristiques des modèles de variabilité spatiale des paramètres de $r(x)$, $R(x)$, $\phi_b(x)$ et $Z_2(x)$

Variables mesurées $Z(x)$	Tendance $t_z(x)$	Var[$w_z(x)$]	Modèle de corrélation spatiale	Coefficient de réduction de variance $\Gamma_z^2(L)$
$R(x)$	$2 * x + 36.23$ $x < 10$ m	3,98	gaussien	$\left(\frac{a}{L}\right)^2 \left(\sqrt{\pi} \frac{L}{a} E\left(\frac{L}{a}\right) - 1 + e^{-\left(\frac{L}{a}\right)^2} \right)$
$R(x)$	56	1,9		
$\phi_b(x)$	32,8	3,7	Effet pépite pur	1
$Z_2(x)$	0,181	$1,2 \cdot 10^{-3}$	Effet de trou	$\frac{4a^2 \sin\left(\frac{\pi L}{2a}\right)^2 (C - C_o) + L^2 \pi^2 C_o}{L^2 \pi^2 C}$

Le massif de fondation présente une altération des discontinuités qui s'atténue sur une épaisseur de 10 m. JCS(x) est la variable régionalisée à l'échelle ponctuelle et calculée à partir de la valeur au rebond des joints altérés $r(x)$. L'altération induit une moyenne et une variance de JCS(x) qui croissent en profondeur sur une épaisseur de 10 m. La moyenne et la variance de $JCS_{L_v}(L_v)$, variable régionalisée à l'échelle d'état-limite sont données par les expressions suivantes :

$$E[JCS_{L_v}(L_v)] = \frac{625,68}{L_v} e^{(0,108 * L_v - 1)} \text{ avec } L_v < 10 \text{ m}$$

$$\text{Var}[JCS_{L_v}(L_v)] = \frac{1252,4}{L_v^2} [e^{(0,108 * L_v - 1)}]^2 * (\Gamma_r^2(L_v) * 3,4 + 0,59) \text{ avec } L_v < 10 \text{ m}$$

$\phi_r(x)$ est la variable régionalisée à l'échelle ponctuelle et qui dépend de $r(x)$, $R(x)$ et $\phi_b(x)$. L'altération induit une moyenne et une variance de $\phi_r(x)$ qui croissent en profondeur sur une épaisseur de 10 m. La moyenne et la variance de $\phi_{rL_v}(L_v)$, variable régionalisée à l'échelle d'état-limite sont données par les expressions ci-dessous.

$$E[\phi_{rL_v}(L_v)] = \frac{1}{L_v} \int_0^{L_v} [0,7x + 25,71] \cdot dx \text{ avec } L_v < 10 \text{ m}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[\phi_{rL_v}(L_v)] &= 3,93 \Gamma_{\phi_b}^2(L_v) + 0,433 \Gamma_R^2(L_v) \\ &+ 0,981 \Gamma_r^2(L_v) \cdot (5 \cdot 10^{-5} L_v^2 + 3 \cdot 10^{-3} L_v + 5 \cdot 10^{-2}) \\ &- \Gamma_R^2(L_v) \cdot \Gamma_r^2(L_v) \cdot (5 \cdot 10^{-3} L_v + 0,2) \end{aligned}$$

Dans le massif, JRC(x) est la variable régionalisée à l'échelle ponctuelle qui est calculée à partir de $Z_2(x)$. La moyenne et la variance de JRC(x) sont constantes dans l'espace. La moyenne et la variance de $JRC_{L_v}(L_v)$ sont :

$$E[JRC_{L_v}(L_v)] = 8,1$$

$$\text{Var}[JRC_{L_v}(L_v)] = 7,03 \Gamma_{Z_2}^2(L_v)$$

6.4.3.2 Détermination des moyennes et variances des variables à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$

Tableau 30: Moyenne et variance des variables aléatoires à variances réduites

Variable aléatoire Z_{L_v}	$E[Z_{L_v}]$	$\Gamma_Z^2(3,5)$	$\text{Var}[Z_{L_v}]$	Loi de probabilité de Z_{L_v}
JRC_{L_v}	8,1	$\Gamma_{JRC}^2(3,5) = 0,43$	3,22	Lognormal
JCS_{L_v}	85,7	$\Gamma_r^2(3,5) = 0,40$	42	Weibull
ϕ_{rL_v}	26,9	$\Gamma_r^2(3,5) = 0,40;$ $\Gamma_{\phi_b}^2(3,5) = 1$	3,95	Weibull

La longueur potentielle de rupture dans le modèle d'état-limite retenu traverse une épaisseur $L_v = 3,5$ m de la fondation. Nous pouvons ainsi calculer les moyennes et les variances des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$. Les résultats sont présentés au Tableau 30. En comparant les coefficients de variation des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ et les variables aléatoires à variance réduites $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$, nous pouvons apprécier la réduction des incertitudes apportée par l'analyse de la variabilité spatiale sur chaque paramètre du modèle de Barton et Choubey (1977) (Figure 68).

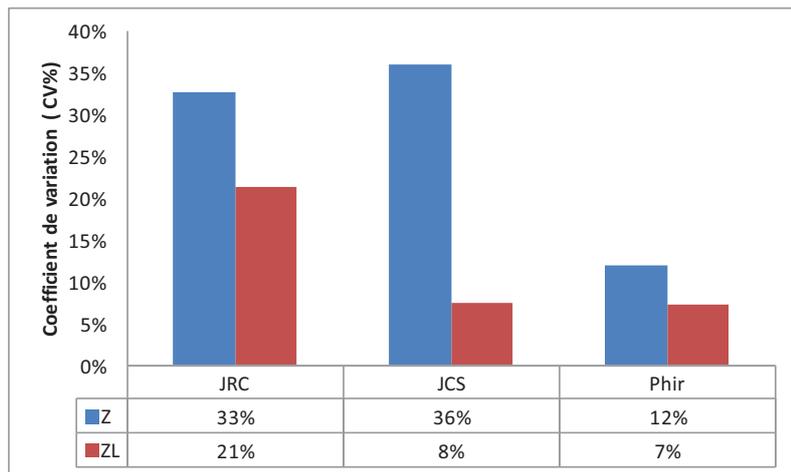


Figure 68: Comparaison des coefficients de variation des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ et des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{rL_v}\}$

6.4.4 Détermination de l'angle de frottement au pic intégrant la variabilité spatiale

$$\phi_{pic_{L_v}}$$

Dans cette section, nous déterminons par linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) et par simulation de Monte-Carlo, la variable aléatoire d'angle de frottement au pic qui intègre la variabilité spatiale des propriétés de cisaillement $\phi_{pic_{L_v}}$. La caractérisation des variables aléatoires à variance réduite $[\phi_{b_{L_v}}; R_{L_v}; r_{L_v}; JRC_{L_v}]$ est présentée au Tableau 31.

Tableau 31 : Moyenne, variance et loi de probabilité des variables aléatoires à simuler

Variable aléatoire Z_{L_v}	$E[Z_{L_v}]$	$\Gamma_{Z_{L_v}}^2(L_v)$	$Var[Z_{L_v}]$	Loi de probabilité de Z_{L_v}
JRC_{L_v}	8,1	0,43	3,22	Lognormal
r_{L_v}	39,7	0,40	1,58	Normal
$\phi_{b_{L_v}}$	32,8	1	3,73	Weibull
R_{L_v}	56,4	0,40	0,75	Weibull

Les moyennes et les variances de $[\phi_{b_{L_v}}; R_{L_v}; r_{L_v}; JRC_{L_v}]$ sont celles des variables régionalisées mobilisées à l'échelle de l'état-limite $[\phi_{b_{L_v}}(L_v); R_{L_v}(L_v); r_{L_v}(L_v); JRC_{L_v}(L_v)]$.

Les lois de probabilité sont obtenues à partir des considérations suivantes :

- Les lois de probabilité de $\phi_{b_{L_v}}$ et R_{L_v} sont déduites des variables aléatoires ϕ_b et R car les tendances de $\phi_b(x)$ et $R(x)$ sont constantes dans l'espace. Les variables de friction $\phi_{b_{L_v}}$ et de compression R_{L_v} concernent la roche saine et présenterait des corrélations. Cependant les données de ces deux paramètres ne nous permettent pas d'évaluer leur corrélation. Nous sommes amenés à faire l'hypothèse d'une indépendance a priori des paramètres. Nous faisons aussi l'hypothèse que l'altération est à l'origine de l'indépendance entre les variables aléatoires R_{L_v} et r_{L_v} ;
- La loi de probabilité de r_{L_v} est déduite des données de résidus aléatoires $[r(x) - t_r(x)]$ car $t_r(x)$ n'est pas constante dans l'espace (Figure 69).

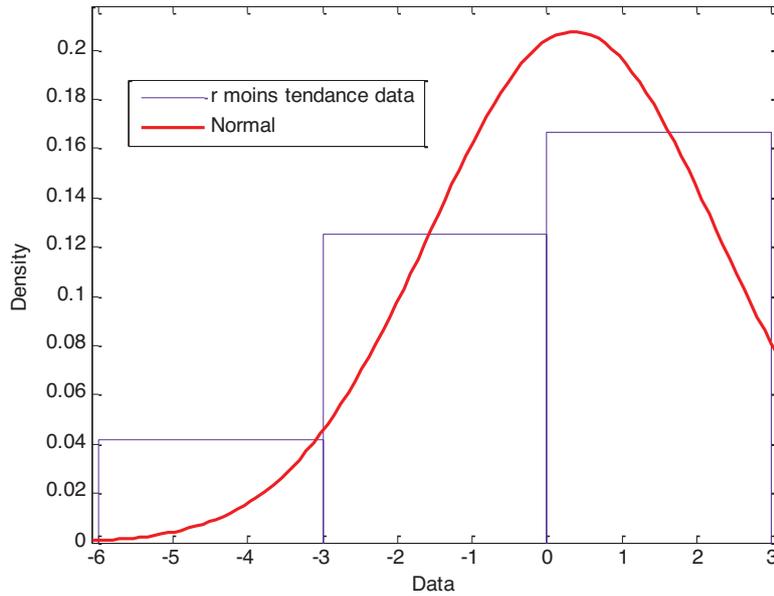


Figure 69: Ajustement d'une loi de probabilité sur les données brutes de w_{r_L}

Nous avons réalisé 100000 simulations de $[\phi_{b_{L_v}}; R_{L_v}; r_{L_v}; JRC_{L_v}]$ afin de déterminer la moyenne, la variance et la loi de probabilité de l'angle de frottement au pic $\phi_{pic_{L_v}}$. Pour qu'un tirage sur les 4 variables $[\phi_{b_{L_v}}; R_{L_v}; r_{L_v}; JRC_{L_v}]$ soit valide, il faut respecter les 3 conditions suivantes :

- JRC est défini par Barton et Choubey (1977) comme un coefficient de rugosité compris entre 0 et 20 ;
- L'angle de frottement au pic est borné par $\phi_{pic,max}(\sigma_n) = 70^\circ$;
- $R_{L_v} > r_{L_v}$.

La caractérisation statistique des $\phi_{pic_{L_v}}$ est faite sur les simulations en respectant ces conditions. Les résultats de caractérisation statistique des variables aléatoires $\phi_{pic_{L_v}}$ sont consignés au Tableau 32. L'ajustement de la loi de probabilité a montré que la loi normale modélise bien l'angle de frottement au pic (Figure 70). $\phi_{pic_{L_v}}$ a une moyenne de $45,8^\circ$ et un coefficient de variation de 10%.

Pour mieux discuter les résultats de $\phi_{pic_{L_v}}$, nous avons déterminé l'angle de frottement au pic ϕ_{pic} sans prise en compte de la variabilité spatiale à l'aide des variables aléatoires JRC, JCS et ϕ_r . Les résultats des simulations de la variable aléatoire ϕ_{pic} sont consignés au Tableau 33. Ils indiquent une moyenne de $47,4^\circ$ et un coefficient de variation de 16%.

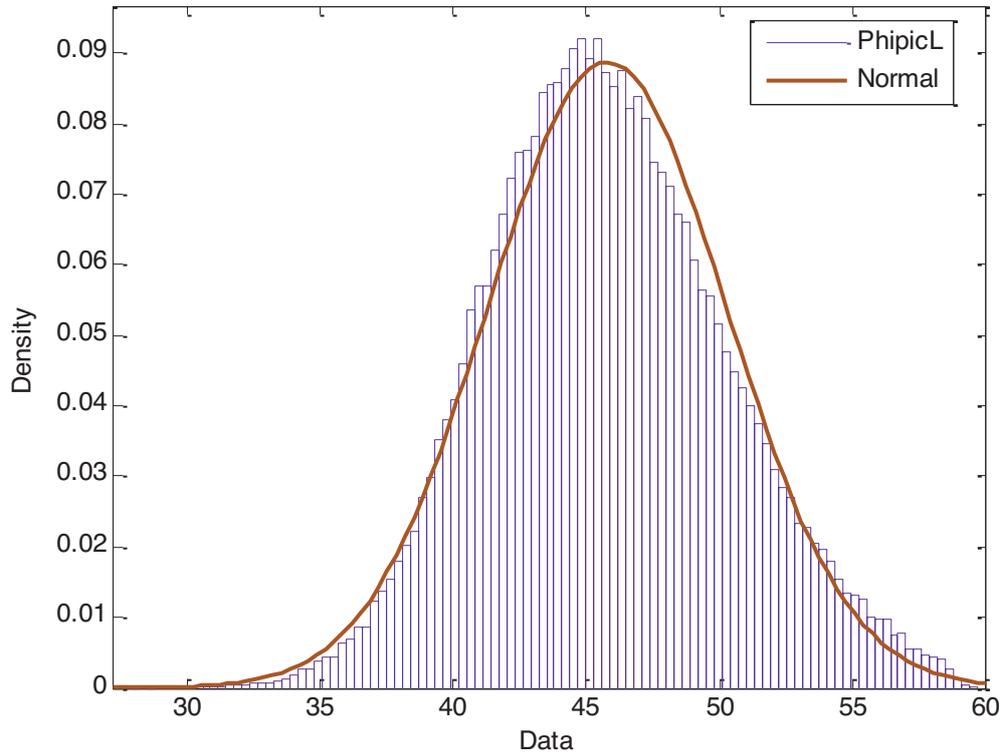


Figure 70: Histogrammes et ajustement de la loi de probabilité sur les résultats des simulations des $\phi_{pic_{L_v}}$

Au final, la prise en compte de la variabilité spatiale mène à un angle de frottement au pic moins dispersé. Ceci est de nature à infléchir sensiblement l'analyse de la stabilité du barrage. La suite de l'application consiste donc à étudier l'impact de la prise en compte de la variabilité spatiale sur l'analyse de stabilité au glissement des fondations.

Tableau 32: Résultats de la caractérisation statistique de $\phi_{pic_{L_v}}$

	JRC_{L_v}	$\phi_{r_{L_v}}$	JCS_{L_v}	$\phi_{pic_{L_v}}$
Nombre de tirages	100000			
Moyenne	8,03	26,80	86,03	45,78
Variance	2,87	4,01	34,59	20,18
Min	3,08	11,15	65,38	27,69
Max	15,43	32,37	113,60	59,50
Fractile 1%	4,73	20,93	73,18	36,02
Fractile 5%	5,51	23,15	76,73	38,79

Tableau 33: Moments statistiques et loi de probabilité de l'angle de frottement au pic sans prise en compte de la variabilité spatiale ϕ_{pic}

Variable aléatoire	Moyenne (°)	Variance (°)	Loi de probabilité
ϕ_{pic}	47,4	59,1	Normal

6.5 Analyse de la stabilité des fondations d'un barrage

L'objectif de cette section est d'étudier l'influence de la prise en compte de la variabilité spatiale du cisaillement sur la mesure de la stabilité à l'effort tranchant d'une fondation de barrage-poids. L'analyse de stabilité est réalisée avec un code de calcul numérique *Phase²* basé sur la méthode des éléments finis. Premièrement, nous présentons le modèle numérique défini avec sa géométrie, les caractéristiques des matériaux, les chargements et les hypothèses de modélisations. Puis, nous menons une analyse de stabilité suivant une méthode déterministe selon le guide canadien (CDA), une méthode semi-probabiliste selon le guide français (CFBR) et une méthode probabiliste par détermination de la probabilité de défaillance. Pour chaque mesure de la sécurité (facteur de sécurité ou probabilité de défaillance), nous analysons la marge de sécurité apportée par la prise en compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints.

6.5.1 Présentation du modèle numérique

Dans cette section, nous décrivons les caractéristiques du modèle numérique : la géométrie, les chargements et les paramètres mécaniques des matériaux. Certaines hypothèses de modélisation sont justifiées dans cette section.

6.5.1.1 Géométrie du modèle numérique

La coupe transversale de ce barrage correspond au plot 3 à partir de la rive droite du barrage (Figure 71). Elle a une hauteur en crête de 13 m au-dessus du terrain naturel et une base large de 11,5 m de longueur. Le parement amont est vertical, le parement aval présente un fruit de 0,78 (base/hauteur) et la crête a une épaisseur de 6,8 m.

Nous avons limité la profondeur du modèle numérique du massif à 20 m, soit environ 1,5 fois la hauteur du barrage.

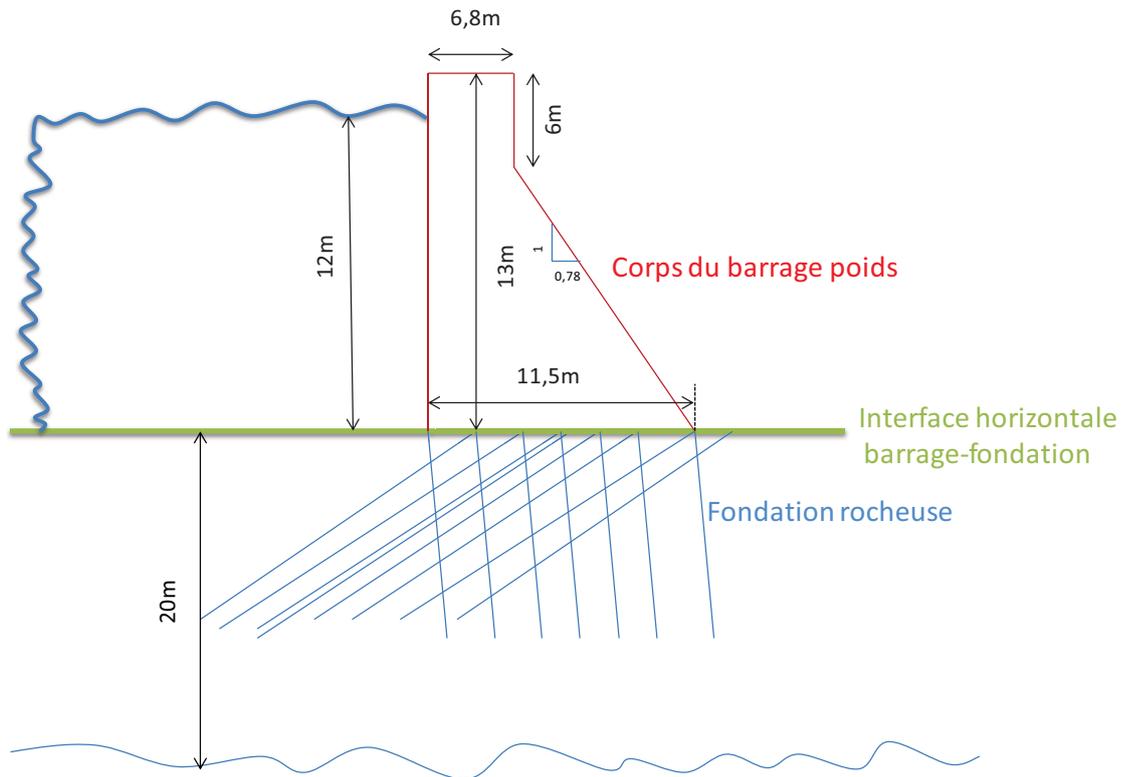


Figure 71: Modèle géométrique du barrage considéré

6.5.1.2 Situation de projet, actions et combinaisons

On se place dans le cas d'une situation normale d'exploitation avec une cote normale d'exploitation considérée à 1 m de la crête du parement amont, soit une hauteur d'eau de 12 m au-dessus de la base du barrage.

Les différentes actions retenues sont la pression hydrostatique, le poids du barrage-poids et les sous pressions dans la fondation. Nous faisons l'hypothèse que la pleine sous pression s'applique à l'interface barrage fondation et aux discontinuités rocheuses de la fondation. La combinaison quasi permanente est considérée.

6.5.1.3 Caractérisation des matériaux du modèle numérique

Les propriétés de résistance au cisaillement des joints sont prises en compte au moyen de variables aléatoires déduites :

- premièrement d'une analyse en variable aléatoire des paramètres de Barton et Choubey (1977) ;
- et deuxièmement d'une analyse en variable aléatoire à variance réduite des paramètres de Barton et Choubey (1977). La réduction de variance des variables aléatoires est la conséquence d'une prise en compte de la variabilité spatiale.

Les autres propriétés des matériaux du corps du barrage, de la fondation et de l'interface barrage-fondation sont pris en compte de façon déterministe : les propriétés de résistance et de déformation du corps du barrage en béton, de la matrice rocheuse de la fondation et les raideurs des joints de la fondation.

A) Matériau du corps du barrage

Le béton du barrage est un béton de masse qui a été fabriqué sur site à partir du concassage de la roche de fondation (gneiss granitique). Les granulats sont anguleux et peuvent atteindre un diamètre de 100 mm. L'enrobage des granulats est bon, sans vides ou porosité excessive de la pâte de ciment. On retrouve la présence de gel de silice, produit par la réaction alcalis-granulats, en bordure des granulats et dans des vides de la pâte de ciment. Le béton apparaît généralement de bonne qualité et n'est pas micro fissuré (Gravel 2007).

Les propriétés mécaniques de résistance et de déformation du béton qui constituent le corps du barrage sont extraites de la littérature (Pfeiffer et al. 1983). Nous allons considérer un module d'élasticité de 24,5 GPa, une résistance à la compression de 22 MPa, une résistance à la traction de 2,7 MPa et un coefficient de Poisson de 0,15.

Dans le géomodeleur, la résistance au cisaillement est modélisée par la loi de Mohr-Coulomb avec un angle de frottement de 55° et une cohésion de 2,5 MPa. Ces valeurs sont suggérées par le CFBR (2012) pour les bétons conventionnés vibrés.

B) Fondation rocheuse

La fondation rocheuse est le milieu discontinu comprenant les blocs rocheux et les joints.

Les propriétés mécaniques (déformabilité et résistance) des blocs rocheux sont déterminées à partir de la matrice rocheuse.

En ce qui concerne les joints, leur déformabilité est caractérisée par les raideurs normales et tangentielles. Leur résistance au cisaillement est caractérisée par le modèle de Mohr-Coulomb avec l'angle de frottement au pic.

Matrice rocheuse

Les paramètres mécaniques intrinsèques à la matrice rocheuse sont consignés dans le Tableau 34. Il s'agit de la résistance à la compression uniaxiale (UCS), de la résistance à la traction (T_o), du module de Young, du coefficient de Poisson (ν) et de la masse volumique (ρ).

Tableau 34: Propriétés mécaniques de la matrice rocheuse (Quirion, 2009)

	UCS (MPa)	T_o (MPa)	E (GPa)	ν	ρ (g/cm ³)
Moyenne	187	13	65	0,28	2,71
CV (%)	5%	15%	3%	4%	3%
Nombre d'essais	4	10	4	3	8

Le modèle de cisaillement de la matrice rocheuse utilisé est celui de Hoek et Brown (1997). Il correspond à l'équation 1.2 présentée au chapitre 1 du manuscrit et rappelée ci-dessous. Les paramètres d'entrée sont des valeurs moyennes de UCS et m_i qui est une constante de la roche. La matrice rocheuse est un gneiss (roche métamorphique) et $m_i = 28$ selon Hoek et Brown (1997). σ_1' et σ_3' sont respectivement les contraintes principales maximales et minimales.

$$\sigma_1' = \sigma_3' + UCS * \sqrt{m_i * \frac{\sigma_3'}{UCS} + 1}$$

Les joints de la fondation

Le massif de fondation est constitué de trois familles de joints : une famille subhorizontale et deux familles subverticales. La caractérisation mécanique a pu être faite sur la famille subhorizontale qui sera à l'origine des instabilités dans notre modèle d'état-limite à l'effort tranchant. Nous prendrons l'hypothèse d'affecter aux trois familles de joints, les mêmes propriétés mécaniques.

Les raideurs tangentielles et normales des joints

Les paramètres de déformabilité des joints sont les raideurs normale k_n et tangentielle k_s (équation 6.6) et ils sont calculées en fonction de l'espacement moyen des discontinuités du massif (e_m) dans la direction de chargement, des paramètres de déformabilité du massif rocheux et de la matrice rocheuse (Barton 1972).

$$k_n = \frac{E_i * E_m}{e_m (E_i - E_m)} \quad k_s = \frac{G_i * G_m}{e_m (G_i - G_m)} \quad 6.6$$

$$E_m = 10^{\frac{(RMR-10)}{40}} \text{ avec } 25 < RMR < 85 \quad 6.7$$

$$G_m = \frac{E_m}{2(1 + \nu)} \quad 6.8$$

Les paramètres de déformabilité de la matrice rocheuse sont E_i et G_i , les modules de Young de cisaillement. Les paramètres de déformabilité du massif sont le module de Young du massif homogénéisé E_m (équation 6.7) et son module de cisaillement G_m (équation 6.8). Ces modules sont déduits d'une relation de corrélation avec le RMR (AFTES 2003, Sétra 2009).

Tableau 35: Caractérisation RMR du massif de fondations

	Description	Notation
Résistance à la compression simple de la matrice	187 MPa	12
RQD	moyenne =70 écart type = 26	13
Espacement des discontinuités	0,21 m	15
Nature des discontinuités	Surface légèrement	25
Eau souterraine	mouillée	7
Ajustement	moyennement favorable	-7
RMR		65

Les résultats de la justification du RMR sont présentés au Tableau 35. Nous avons trouvé un RMR de 65 et le massif peut être considéré comme un bon rocher.

Nous déduisons : $E_m = 13,35 \text{ GPa}$; $G_m = 5.21 \text{ GPa}$

À partir des 6 forages relevant 465 structures géologiques par diagraphie, nous avons déduit un espacement moyen des discontinuités e_m (les trois familles confondues) de 0,22 m. Les propriétés de déformation des joints ont une raideur normale moyenne de $k_n = 76,25 \text{ GPa. m}^{-1}$ et une raideur tangentielle moyenne de $k_s = 28,9 \text{ GPa. m}^{-1}$

Les propriétés de résistance au cisaillement des joints : angle de frottement au pic

Dans cette partie, nous présentons les résultats de la caractérisation de l'angle de frottement avec et sans la prise en compte de la variabilité spatiale.

A partir de la caractérisation des variables aléatoires $\{JRC; JCS; \phi_r\}$, les simulations Monte-Carlo (100000 tirages) ont permis de caractériser la variable aléatoire angle de frottement au pic ϕ_{pic} qui est affectée aux trois familles de joints du massif de fondation. Les paramètres de la variable aléatoire sont consignés au Tableau 36. Par ailleurs, les variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$ ont permis de définir l'angle de frottement au pic $\phi_{pic_{L_v}}$ qui intègre la variabilité spatiale (Tableau 36).

Tableau 36: moments statistiques et loi de probabilité des angles de frottement au pic des joints du massif

Variable aléatoire	Moyenne (°)	Variance (°)	Loi de probabilité
ϕ_{pic}	47,4	59	Normale
$\phi_{pic_{L_v}}$	45,8	20	

6.5.1.4 Synthèse des paramètres d'entrée des matériaux et des modèles de comportement adoptés dans le modèle numérique

L'ensemble des données d'entrée des matériaux du modèle numérique sont résumés dans le Tableau 37. L'angle de frottement au pic des joints est défini par une variable aléatoire et es autres paramètres de façon déterministe.

Tableau 37: Paramètre d'entrée des matériaux du modèle numérique

Paramètres	Corps du barrage	Matrice rocheuse	Joints
Poids volumique ($kN. m^{-3}$)	24,5	27,1	
Module de Young (GPa)	24,5	65	
Coefficient de Poisson	0,15	0,28	
Résistance à la traction (MPa)	2,7		
Angle de frottement au pic (°)	55		voir
Cohésion (MPa)	2,5		

Tableau 37bis: Paramètre d'entrée des matériaux du modèle numérique

Paramètres	Corps du barrage	Matrice rocheuse	Joints
Résistance à la compression simple (MPa)		187	
Constante du matériau intact m_i		28	
Raideur normale ($GPa.m^{-1}$)			76,25
Raideur tangentielle ($GPa.m^{-1}$)			28,9

Le corps du barrage est élastique et isotope. Le comportement en cisaillement est modélisé par le critère de Mohr-Coulomb. La matrice rocheuse est un corps élastique, isotope et son comportement en cisaillement est modélisé par Hoek et Brown. Les joints du massif sont modélisés en cisaillement par le critère de Mohr-Coulomb.

6.5.1.5 Hypothèses de modélisation numérique

Le modèle numérique du barrage et des fondations est construit de sorte à privilégier une rupture par glissement des fondations. En effet, la rupture qui nous intéresse de modéliser est celle se produisant dans les fondations à travers les joints de la famille subhorizontale. Certaines hypothèses ont été émises dans ce sens.

La matrice rocheuse et le corps du barrage sont considérés infiniment élastiques pour favoriser la rupture au sein des fondations. L'hypothèse d'un corps infiniment élastique permet de réduire les instabilités engendrées par les déformations à la base du barrage.

L'interface barrage-fondation est en général la surface potentielle de rupture lorsque les fondations ne présentent pas de discontinuités rocheuses d'orientation défavorable et avec des faibles propriétés de cisaillement (CDA 2007, CFBR 2012). Dans notre cas, nous considérons que le barrage présente une adhésion parfaite avec le fond de fouille de la fondation. Cette hypothèse permet de rigidifier l'interface de telle sorte que la rupture se fasse préférentiellement dans les fondations à travers les discontinuités. Sur le modèle numérique, l'interface est une ligne qui marque le changement des propriétés mécaniques (compression, cisaillement du matériau) tout en assurant la continuité entre le béton et la roche. Cette ligne est considérée horizontale.

Les conditions aux limites du modèle sont des déplacements horizontaux bloqués sur les flancs et les déplacements verticaux sont bloqués à la base du modèle. Les joints ont leurs extrémités ouvertes (déplacement relatif permis) lorsqu'ils interceptent le terrain naturel ou le corps du barrage. Leurs extrémités sont fermées aux interceptions des limites délimitant le modèle.

La non-convergence du modèle est définie par un critère énergétique qui se présente sous forme de ratio. Le critère de l'énergie absolue (*Absolute energy*) est utilisé pour définir la convergence. Plus ce ratio est faible et plus les calculs sont précis, mais plus le temps de calcul est important. Le logiciel *Phase²* recommande de prendre un taux entre 0,001 et 0,1. Pour des temps de calcul raisonnables, nous avons fixé le taux de convergence à 0,005.

Le modèle numérique est présenté à la Figure 72.

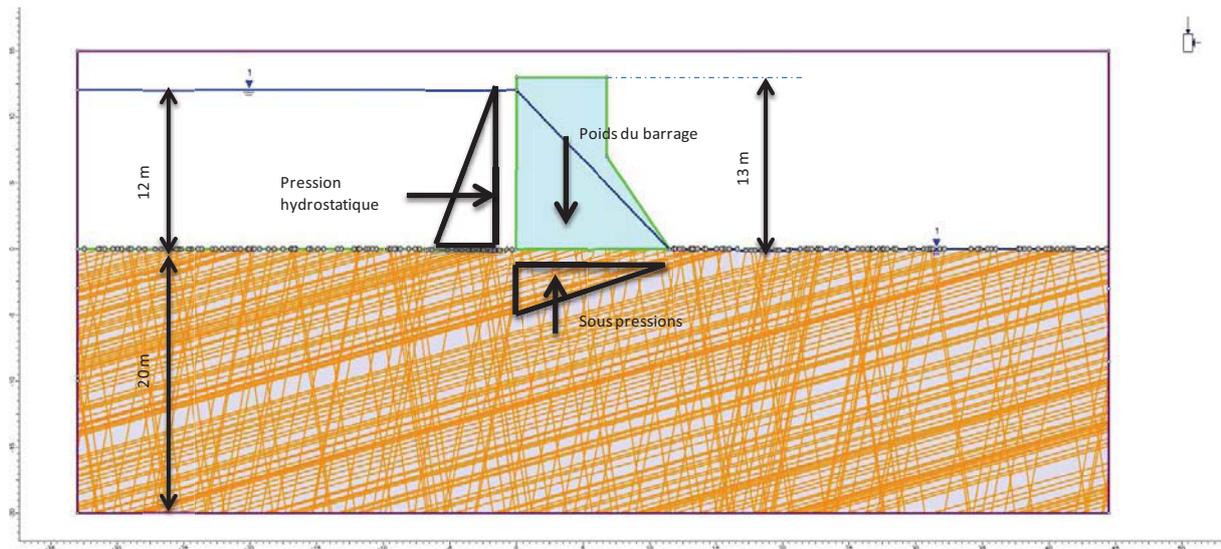


Figure 72 : Modèle numérique étudié

6.5.2 Méthode de calcul de la stabilité

L'étude de stabilité dans le modèle numérique s'intéresse à l'état-limite de résistance à l'effort tranchant sur les joints de la fondation. La condition de résistance à l'effort tranchant des joints consiste à vérifier que les résistances au cisaillement au pic R restent supérieures aux sollicitations tangentielles H à l'aide de critère de Mohr-Coulomb :

$$R > H$$

$$R = (N - U) * \tan \phi_{\text{pic}} \quad 6.9$$

Où ϕ_{pic} est l'angle de frottement sur le plan de glissement, N est la composante normale des actions agissant sur la section étudiée, U est la résultante des pressions interstitielles régnant au niveau de la section étudiée.

En pratique, pour réaliser cette analyse de stabilité dans *Phase²*, nous appliquons uniquement le facteur de réduction de la résistance SRF (*strength reduction factor*) à l'angle de frottement au pic des joints de la fondation. Cela conduit à déterminer la valeur SRF qui conduit à l'instabilité de glissement des fondations à travers les joints (non-convergence du modèle). L'angle de frottement au pic de l'itération de rang n qui mène à l'instabilité est calculé par :

$$\phi_n = \tan^{-1} \left(\frac{\tan(\phi_{\text{pic initial}})}{\text{SRF}_n} \right) \quad 6.10$$

Suivant le principe exposé ci-dessus, nous allons évaluer la stabilité suivant une méthode déterministe, semi-probabiliste et probabiliste avec et sans prise en compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des discontinuités de la fondation.

6.5.2.1 Méthode déterministe selon le guide CDA (2007)

Selon le guide canadien CDA (2007), le principe de justification déterministe de la résistance à l'effort tranchant se base sur le facteur de sécurité total FS (équation 6.11), au moyen duquel les

incertitudes sont prises en compte. Pour une caractérisation du cisaillement des joints par des essais, les fondations sont considérées justifiées par rapport à l'effort tranchant lorsque $FS > 2$.

$$FS = \frac{R}{H} > 2 \quad 6.11$$

Dans notre modèle numérique, le coefficient de sécurité total FS proposé dans le guide (CDA 2007) est équivalent au SRF qui mène à la non-convergence du modèle numérique (instabilité).

Pour des données mesurées relatives à un paramètre géotechnique, les démarches déterministes de prise en compte de l'incertitude consistent à définir une valeur prudente unique pour le paramètre (Magnan 1996). Lorsqu'on désire savoir quelle est l'étendue de comportements possibles en cas d'erreur d'appréciation des données, on procède à des calculs de sensibilité avec les valeurs extrêmes que l'on peut déduire des mesures (Magnan 1982).

Nous considérons ici les valeurs uniques déduites de la caractérisation des matériaux (barrage, matrice rocheuse) du modèle comme des valeurs prudentes. Les valeurs prudentes sont identiques à celles consignées au Tableau 37.

Pour l'angle de frottement des joints, nous définissons la valeur prudente comme étant la moyenne μ soustraite de son écart type σ . L'analyse en variables aléatoire de $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ a permis de déterminer ϕ_{pic} avec une moyenne de $47,4^\circ$; une variance de 59,1 et une loi de probabilité lognormale. La prise en compte de la variabilité spatiale a permis de définir $\phi_{pic_{L_v}}$ avec une valeur moyenne de $45,8^\circ$, une variance de 20,1 et une loi de probabilité lognormale. Avec les données de caractérisation de ϕ_{pic} et $\phi_{pic_{L_v}}$, nous déduisons les valeurs prudentes présentées au Tableau 38.

Tableau 38: Valeurs prudentes d'angle de frottement au pic selon la méthode déterministe

	$\mu_{\phi_{pic}} - \sigma_{\phi_{pic}}$	$\mu_{\phi_{pic_{L_v}}} - \sigma_{\phi_{pic_{L_v}}}$
Angle de frottement au pic ($^\circ$)	39,7	41,3

6.5.2.2 Méthode semi-probabiliste par les recommandations du CFBR (2012)

Selon le guide français (CFBR, 2012), notre modèle numérique de fondation est considéré justifié par rapport à l'effort tranchant lorsque l'expression suivante est respectée.

$$(N - U) * \frac{(\tan\phi_{pic})_k}{\gamma_{\tan\phi_{pic}}} > \gamma_{d1}H \quad 6.12$$

Où $(\tan\phi_{pic})_k$ est la valeur caractéristique de tangente d'angle de frottement sur le plan de glissement, N et H sont les composantes normale et tangentielle des actions agissant sur la section étudiée, U est la résultante des pressions interstitielles régnant au niveau de la section étudiée.

$\gamma_{\tan\phi_{pic}}$ est le coefficient partiel venant affecter la valeur caractéristique de la tangente d'angle de frottement et dépendant de la combinaison d'actions considérée. γ_{d1} est le coefficient de modèle de l'état-limite de résistance à l'effort tranchant, dépendant de la combinaison d'actions

considérée. Dans le cas d'une combinaison d'actions permanente $\gamma_{tan\phi_{pic}}$ est égal à 3 et γ_{d1} vaut 1 selon le CFBR (2012).

Lorsque les statistiques sont utilisées, la valeur caractéristique est définie comme le fractile 5%. Cette définition a été utilisée pour déterminer la valeur caractéristique de l'angle de frottement. Toutefois, le code de calcul numérique ne prend pas en compte les coefficients partiels et nous introduisons une valeur équivalente d'angle de frottement $\phi_{pic_{CFBR}}$ tel que :

$$\frac{(\tan\phi_{pic})_k}{\gamma_{tan\phi_{pic}}} = (\tan\phi_{pic})_{CFBR} \quad 6.13$$

Dans notre modèle numérique, la justification semi-probabiliste consiste à vérifier que le facteur de réduction de résistance SFR qui mène à l'instabilité de glissement est supérieur à 1.

Les valeurs caractéristiques d'angles de frottement au pic et $\phi_{pic_{CFBR}}$ et les valeurs équivalentes introduites dans le code sont consignées au Tableau 39.

Tableau 39: Valeurs caractéristiques de ϕ_{pic} et valeurs équivalentes considérées dans le géomodeleur $\phi_{pic_{CFBR}}$

	ϕ_{pic}	$\phi_{pic_{L_v}}$
Valeur caractéristique d'angle de frottement au pic (°)	36,7	38,8
Valeur d'angle de frottement au pic utilisée dans le code $\phi_{pic_{CFBR}}$	13,9	15,0

6.5.2.3 Démarche probabiliste

L'analyse fiabiliste de la stabilité de notre modèle numérique est faite en prenant compte une seule variable aléatoire qui est l'angle de frottement au pic des joints. Les actions et les autres paramètres d'entrées sont considérés comme déterministes. La probabilité de défaillance de la fondation au glissement est équivalente à celle pour laquelle l'angle de frottement au pic est inférieur ou égal à ϕ_{pic_n} qui engendre la non-convergence du modèle à la n ème itération. Connaissant la loi de distribution de l'angle de frottement au pic, cette probabilité peut être quantifiée.

Les caractéristiques des variables aléatoires ϕ_{pic} et $\phi_{pic_{L_v}}$ sont consignées au Tableau 40.

Tableau 40: paramètres statistiques des angles de frottement au pic

	Angle de frottement au pic		
	Moyenne (°)	Variance (°)	Loi de probabilité
ϕ_{pic}	47,4	59,1	Normal
$\phi_{pic_{L_v}}$	45,8	20,1	

6.5.3 Résultats et Discussions

Nous allons faire l'analyse des résultats en deux temps. Nous allons d'abord discuter les résultats de la méthode semi-probabiliste et déterministe puis de la méthode probabiliste.

Les coefficients de sécurité (SRF) déduits de la méthode déterministe (CDA) et de la méthode semi-probabiliste (CFBR) sont présentés au Tableau 41. En combinaison quasi permanente, la méthode déterministe recommande un coefficient de sécurité supérieur à 2 et la méthode semi-probabiliste suggère un coefficient de sécurité supérieur à 1. En analyse déterministe, le facteur de sécurité est égal à 3,92 pour une analyse sans prise en compte de la variabilité spatiale et 4,15 lorsqu'on mène au préalable une analyse de la variabilité spatiale des propriétés de cisaillement. Des facteurs de sécurité déduits de l'analyse semi-probabiliste de la stabilité sont 1,17 et 1,26, respectivement pour l'analyse sans et avec prise en compte de la variabilité spatiale. Nous pouvons ainsi affirmer que les fondations sont justifiées pour l'état-limite à l'effort tranchant selon la méthode déterministe et semi-probabiliste en combinaison quasi permanente.

Tableau 41: Résultats d'analyse de stabilité avec la méthode déterministe (CDA) et semi-probabiliste (CFBR) (facteurs de sécurité)

		ϕ_{pic}	$\phi_{pic_{L_v}}$
Méthode déterministe (CDA)	Valeur d'angle de frottement au pic utilisée dans le code	39,7	41,3
	SRF	3,92	4,15
Méthode semi-probabiliste (CFBR)	Valeur d'angle de frottement au pic caractéristique $\phi_{pic_{0.05}}$	36,7	38,8
	Valeur d'angle de frottement au pic utilisée dans le code $\phi_{pic_{CFBR}}$	14	15
	SRF	1,17	1,26

Les résultats montrent l'importance de la prise en compte de dispersion des propriétés sur le calcul du coefficient de sécurité. La valeur moyenne de ϕ_{pic} déduite des variables $\{JRC; JCS; \phi_r\}$ est plus élevée que celle de $\phi_{pic_{L_v}}$ déduites des variables aléatoires à variance réduite $\{JRC_{L_v}; JCS_{L_v}; \phi_{r_{L_v}}\}$. Néanmoins, la réduction de la dispersion par l'analyse de la variabilité spatiale conduit à une valeur déterministe prudente plus élevée, d'où une hausse du coefficient de sécurité. Nos résultats montrent que la marge supplémentaire de sécurité obtenue en prenant en compte la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement se traduit par une

hausse de 6% et 8% du coefficient de sécurité (SRF) respectivement pour la méthode déterministe et semi-probabiliste.

Le gain limité de sécurité observé sur les résultats est expliqué par les limites des méthodes déterministe et semi-probabiliste. Même si elles sont privilégiées en ingénierie, ces deux méthodes ne sont pas complètement objectives dans la prise en compte de la variabilité des variables d'entrée.

Concernant la méthode déterministe, même si la variance a été utilisée pour tenir compte de la variabilité des variables d'entrée, le coefficient de sécurité reste une mesure relative de la sécurité car il n'intègre pas explicitement les incertitudes des variables d'entrée (Green 1989).

En analyse de stabilité semi-probabiliste, quand bien même des calibrations sophistiquées seraient utilisées pour définir les coefficients partiels de sécurité, la marge de sécurité obtenue peut correspondre à plusieurs probabilités de ruines (EN 1990). D'où une prise en compte limitée des incertitudes des variables d'entrée.

L'analyse fiabiliste de la sécurité a donné des probabilités de défaillance très faibles (entre 10^{-6} et 10^{-14}). Les valeurs absolues des probabilités de défaillance ne sont pas à retenir, car elles sont très faibles et car le calcul est simplifié, notamment en ne prenant pas en compte la modélisation de la variabilité des sollicitations hydrauliques.

En revanche ce qui nous intéresse est la comparaison des probabilités de ruine lorsqu'on considère la variabilité spatiale, qui se traduit par une forte diminution de la probabilité de défaillance passant de $2 \cdot 10^{-6}$ sans prise en compte de la variabilité spatiale à $2 \cdot 10^{-14}$ en prenant en compte la variabilité spatiale, le coefficient de variation de la variable aléatoire Φ_{pic} étant réduit de 30%.

Tableau 42: Résultats de l'analyse probabiliste de la stabilité (probabilité de défaillance)

	Φ_{pic}	$\Phi_{pic_{L_v}}$
Moyenne	47,4	45,8
Ecart type	7,1	4,5
Loi de probabilité	Normal	
Φ_{pic_n}	11,95	11,95
P_f	$2 \cdot 10^{-6}$	$2 \cdot 10^{-14}$

6.6 Synthèse

À l'aide d'un code de calcul numérique *Phase²*, ce chapitre a permis d'illustrer la pertinence de l'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints dans une étude de stabilité au glissement des fondations rocheuses de barrage. Le verrou était d'adapter nos modèles de variabilité spatiale élaborés avec les paramètres du critère de Barton et Choubey (1977) sur ce code qui présente deux limites : la non prise en compte des champs aléatoires et la non considération du modèle de Barton et Choubey (1977). Par la linéarisation du modèle de Barton et Choubey (1977) et des simulations Monte-Carlo, nous avons proposé une démarche qui intègre la variabilité spatiale à travers des variables aléatoires à variance réduite.

Une étude de stabilité au glissement a été menée sur un modèle numérique basé sur la méthode des éléments finis. Nous avons réalisé une analyse de stabilité suivant la méthode déterministe, semi-probabiliste et probabiliste. La marge de sécurité supplémentaire apportée par la réduction de variance a été étudiée sur le coefficient de sécurité et la probabilité de défaillance en comparant une analyse avec et sans prise en compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints.

Pour la méthode déterministe et semi-probabiliste, une marge supplémentaire des facteurs de sécurité est obtenue du fait de la réduction de la variance. Elle est de 6% pour la méthode déterministe et 8% pour la méthode semi-probabiliste. La prise en compte implicite des incertitudes par les méthodes déterministe et semi-probabiliste pourrait expliquer cette hausse plus ou moins importante de la marge de sécurité.

Dans la prise en compte des incertitudes, la probabilité de défaillance est une mesure plus rationnelle de la sécurité et elle montre une sensibilité très significative de la réduction de variance de la variable de résistance. Cependant, une perspective serait de considérer des cas d'études de stabilité dans lesquels les sollicitations hydrauliques et dynamiques sont prises en compte afin d'obtenir des probabilités de ruine plus réalistes.

Conclusion générale

7.1 Objectifs visés par cette étude

La rupture des fondations rocheuses par glissement à travers une discontinuité est un mécanisme qui mobilise les propriétés ponctuelles de résistance au cisaillement présentes sur cette discontinuité. La résistance au cisaillement mobilisée le long de cette discontinuité présente des variabilités moins élevées que la résistance ponctuelle au cisaillement (échelle de laboratoire). Ce phénomène est étudié par l'analyse de la variabilité spatiale et n'est pas pris en compte dans la justification du comportement en cisaillement des fondations ni dans les travaux de recherche publiés dans la littérature (Chapitre 2). L'originalité de la thèse repose sur la proposition d'une démarche d'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement qui prend en compte cette réduction de la variabilité. Notre démarche a été élaborée dans le contexte de l'état de l'art actuel (chapitre 1 et 2), en prenant en compte les trois questionnements suivants :

- La démarche est basée sur une méthodologie expérimentale i) alternative à l'essai de cisaillement direct (coûteux en temps et en argent) pouvant être relativement simple à mettre en œuvre ii) qui permet de générer des données quantitatives de cisaillement suffisamment abondantes pour analyser la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement ;
- La démarche vise à modéliser la variabilité spatiale des propriétés de résistance au cisaillement d'une discontinuité ;
- La démarche vise à apprécier la contribution de l'intégration de la variabilité spatiale dans une justification de la résistance à l'effort tranchant d'une fondation rocheuse de barrage-poids.

7.2 Résultats expérimentaux et acquis scientifiques

7.2.1 Méthodologie expérimentale de caractérisation des propriétés de cisaillement des joints de forages

Concernant la génération d'une population statistique représentative de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints, nous avons considéré le critère de Barton et Choubey (1977) qui intègre des paramètres d'entrée requérant une méthodologie expérimentale moins onéreuse que l'essai de cisaillement direct (chapitre 3). Ce critère intègre trois paramètres d'entrée: le paramètre de rugosité JRC, la résistance à la compression des aspérités du joint JCS et l'angle de frottement résiduel ϕ_r . La méthodologie expérimentale proposée pour déterminer ces paramètres est choisie selon les méthodes opérationnelles disponibles pour les investigations des fondations de barrage. La méthodologie expérimentale est basée sur :

- la numérisation de surface qui permet d'évaluer le JRC à partir des caractéristiques morphologiques de la surface tant pour les joints à faible ou forte rugosité (paramètre Z_2) ;
- L'utilisation du marteau de Schmidt de type N (scléromètre à béton) avec une énergie d'impact de 2,2 Nm pour évaluer le paramètre JCS ;

- un essai rapide de cisaillement direct à partir d'un bâti de cisaillement portatif et à chargement manuel pour déterminer ϕ_r .

Cependant, la précision d'estimation de la résistance au cisaillement du critère de Barton et Choubey (1977) est liée au protocole expérimental fixé pour déterminer les paramètres d'entrée. Sur ces bases, nous avons mené une étude de validation en comparant les résultats obtenus par le modèle de Barton et Choubey (1977) implémenté à partir de la méthodologie expérimentale proposée, aux résultats obtenus par des essais de cisaillement direct menés sur des échantillons de joints naturels issus d'une fondation rocheuse d'un barrage-poids. Les principaux résultats peuvent être résumés en deux points.

1. La méthodologie expérimentale combinée avec le modèle de Barton et Choubey (1977) permet d'estimer les mesures par essais de cisaillement direct avec une erreur relative de 7% dans le cas d'étude réalisée dans la thèse. Cela implique toutefois de réaliser la caractérisation expérimentale des trois paramètres du modèle de Barton et Choubey (1977) sur plusieurs joints afin de garantir des résultats dont l'erreur sur la moyenne corresponde à cet ordre de grandeur.
2. Afin de mieux tenir compte de l'altération entre les joints et par conséquent réduire les écarts entre les estimations et les mesures par essais de cisaillement, le JCS du joint altéré devrait toujours être déduit d'une caractérisation spécifique au joint. Sur l'ensemble des joints altérés, une erreur relative de 10% est commise sur la valeur moyenne de la propriété de résistance au cisaillement estimée par le modèle dans le cas d'étude réalisée dans la thèse. Cette erreur est grandement engendrée en grande partie par la dispersion élevée du JCS ($CV = 37\%$) dont une valeur unique a été utilisée pour effectuer les comparaisons.

Au final, nous pouvons conclure que la méthodologie expérimentale proposée et associée au modèle de Barton et Choubey (1977) est pertinente et qu'elle permet de générer des données abondantes de cisaillement sur les joints des fondations rocheuses de barrage.

7.2.2 Variabilité spatiale de la résistance au cisaillement

Le chapitre 4 est dédié à l'élaboration de la démarche d'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement JRC, JCS et ϕ_r . Cette démarche repose sur l'utilisation des données géoréférencées de ces paramètres caractérisant la même famille de discontinuité le long d'un forage vertical orienté. La procédure expérimentale proposée au chapitre 3 a permis d'obtenir des données en quantité abondante. Cette démarche permet de justifier la réduction de variance de ces paramètres de cisaillement mobilisés à grande échelle à l'aide d'une recherche de tendance déterministe variant dans l'espace et d'une corrélation spatiale déduite d'une analyse variographique. La mise en œuvre de cette démarche permet aussi d'apprécier les poids des différentes sources d'incertitudes sur les paramètres de cisaillement mobilisés à grande échelle.

Afin de valider la pertinence et l'applicabilité de cette démarche, nous l'avons implémentée dans un cas d'étude de fondation rocheuse gneissique qui a constitué le fil rouge de notre travail. Ce travail a montré que:

- l'analyse de la variabilité spatiale reste pertinente pour le JRC et le JCS qui montrent des dispersions élevées à l'échelle ponctuelle ;

- L'évolution de l'altération en fonction de la profondeur peut être quantifiée par l'application de la démarche sur JCS ;
- l'analyse de la variabilité spatiale du JRC a mis en relief sa dépendance à la foliation du massif rocheux qui entraîne une régionalisation des valeurs de JRC élevées sur les bandes pales (quartz et feldspath) et des valeurs de JRC faibles sur les bandes foncées (pyroxène, mica) ;
- L'angle de frottement résiduel, il présente une faible dispersion et l'application de la démarche d'analyse de la variabilité spatiale mène à une réduction négligeable de la variance. Néanmoins, l'utilisation de la démarche nous indique que sa dispersion est principalement expliquée par l'angle de frottement de base qui présentait une faible dispersion et une absence de corrélation spatiale ;
- Finalement, la démarche d'analyse de la variabilité spatiale a permis d'apprécier le poids des erreurs de mesures dans la dispersion des paramètres de Barton et Choubey (1977) mobilisés à grande échelle. Les incertitudes liées aux mesures sont négligeables. Cela démontre la qualité des protocoles expérimentaux avec lesquels les données ont été récoltées.

À l'aide d'un code 2D basé sur la méthode des éléments finis (*Phase²*) et destiné à l'ingénierie, le chapitre 5 a permis d'illustrer la pertinence de l'analyse de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints dans une étude de l'état-limite à l'effort tranchant des fondations rocheuses du barrage étudié. L'influence de la réduction de variance des paramètres de cisaillement a été étudiée au moyen du facteur de sécurité et de la probabilité de défaillance en comparant un modèle numérique dont les paramètres de cisaillement des joints sont caractérisés par des variables aléatoires et un modèle numérique dont les paramètres de cisaillement intègrent la variabilité spatiale par des variables aléatoires à variances réduites. Les résultats montrent que la prise en compte de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement permet d'augmenter la marge de sécurité mesurée à travers une hausse du facteur de sécurité et une baisse de la probabilité de défaillance.

Au final, la thèse a permis de contribuer à deux contextes. Le premier est le contexte français où la réglementation relative à la sûreté des ouvrages hydrauliques (décret du 11 décembre 2007) recommande les démarches probabilistes dans l'évaluation de la sécurité des grands barrages (Carvajal 2009). Le second est le contexte québécois, en l'occurrence du groupe Hydro Québec qui réévalue son parc de barrage-poids en béton pour garantir une exploitation sécuritaire. Pour ces deux contextes, nous proposons i) une méthodologie expérimentale pratique qui permet de multiplier la caractérisation du cisaillement des joints de forages ; ii) une démarche d'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de cisaillement des joints. Les résultats de cette analyse peuvent être utilisés dans une étude de stabilité des fondations soit sous une forme plus sophistiquée avec des outils numériques qui considèrent les champs aléatoires (exemple UDEC), soit sous une forme simplifiée par variable aléatoire à variance réduite (exemple *Phase²*).

7.3 Perspectives

À ce stade, nous voyons quatre perspectives qui permettraient d'améliorer la prise en compte de la variabilité spatiale de la résistance au cisaillement des joints à partir de la démarche proposée dans la thèse.

Tout d'abord, la démarche telle qu'elle est présentée s'appuie sur des données ponctuelles de cisaillement de plusieurs discontinuités appartenant à la même famille, pour évaluer la

réduction de la dispersion de la résistance au cisaillement d'une seule discontinuité cisillée à l'échelle de l'état-limite. Bien que cette hypothèse corresponde à la pratique actuelle, un moyen de s'assurer de la validité de cette hypothèse est la mise en œuvre de la démarche proposée dans différents forages verticaux interceptant la même famille des discontinuités des fondations. Une analyse comparative des modèles de variabilité spatiale issus des différents forages permettrait de valider cette hypothèse.

Deuxièmement, nous avons fait l'hypothèse de conserver la valeur moyenne de JRC (paramètre de rugosité) lorsqu'il est mobilisé à grande échelle. En réalité, le changement d'échelle fait varier la dispersion et la valeur moyenne de ce paramètre de cisaillement. Notre démarche d'analyse de la variabilité spatiale peut ainsi être améliorée par la prise en compte de la variation de la valeur moyenne du paramètre de rugosité JRC lorsque l'échelle d'étude s'élargit. La question de l'effet d'échelle sur la valeur moyenne de la résistance au cisaillement n'est pas tranchée. Néanmoins, l'effet d'échelle sur la résistance est étroitement lié à la rugosité. Pour une meilleure quantification du JRC mobilisé à grande échelle, notre démarche pourrait être combinée à une collecte de données à grande échelle, telles que la numérisation de grandes surfaces. Cela permettrait de caractériser de manière spécifique la variation de la contribution de la rugosité dans la résistance au cisaillement lorsqu'on change d'échelle. L'étude de l'effet d'échelle sur des grandes surfaces numérisées (par exemple des affleurements) permet de confirmer la notion de point de stationnarité du comportement en cisaillement (Fardin 2003, Tatone et Grasselli 2012). Pour pouvoir étudier des surfaces à l'échelle du barrage, il serait intéressant de combiner la numérisation de surface avec des méthodes géostatistiques de simulation de surfaces (Marache et al. 2002).

Troisièmement, la méthodologie expérimentale utilisée pour récolter des données peut être allégée en substituant l'utilisation du bâti de cisaillement portatif par un appareil d'essai de basculement normalisé. Cet appareil devrait être conçu de sorte à pouvoir tester des échantillons de joints sciés prélevés des carottes de forage. La normalisation demandera des efforts de recherches sur la relation entre les vitesses de basculement et les résultats obtenus. Des essais de cisaillement direct sur joints sciés peuvent servir de données de validation pour une telle conception.

Quatrièmement, dans ce travail de recherche, seuls les joints non liés, non remplis et bien imbriqués ont été considérés. Une problématique reste toujours la question de la prise en compte du matériau de remplissage dans le comportement en cisaillement à l'échelle du barrage. Certains auteurs ont travaillé sur cette problématique et des efforts de recherche sont toujours nécessaires pour aboutir à des modèles de comportement pouvant facilement être implémentés (Papaliangas et al. 1993, Indraratna et al. 2010). Une autre problématique concerne la prise en compte de la cohésion dans le cas des joints liés. Un exemple de cohésion de joint lié est l'adhésion de l'interface entre le barrage et la fondation. Il existe dans la littérature une méthodologie de mesure de la cohésion des joints liés (Lo et al. 1991). Cependant, l'analyse du comportement en cisaillement des joints liés suscite la question de la contribution de la cohésion c et de la friction ϕ sur la résistance au cisaillement τ . La pratique actuelle dans plusieurs pays (Ruggeri 2004) considère une contribution simultanée de ces deux composants $[c + \sigma_n \tan(\phi)]$; ce qui n'est pas réaliste selon Barton (2012) qui suggère une contribution successive de la cohésion et de la friction $[c \text{ puis } \sigma_n \tan(\phi)]$. Les futurs travaux de recherches sur la cohésion des joints liés devraient être axés dans cet aspect.

LISTE DES REFERENCES

- AFTES (2003). "Recommandations relative à la caractérisation des massifs rocheux utile à l'étude et à la réalisation des ouvrages souterrains." *Tunnels et Ouvrages souterrains* N° 177: 30p.
- Alfonsi, P., J. L. Durville, et al. (1998). "Quelques applications de la méthode des éléments distincts en mécanique des roches " *Bulletin des Laboratoires des Ponts et Chaussées- Volume 214*.
- Altarejos-García, L., I. Escuder-Bueno, et al. (2012). "Methodology for estimating the probability of failure by sliding in concrete gravity dams in the context of risk analysis." *Structural Safety* **36-37**: 1-13.
- Andrade, P. S. and A. A. Saraiva (2008). "Estimating the joint roughness coefficient of discontinuities found in metamorphic rocks." *Bulletin of Engineering Geology and the Environment* **67(3)**: 425-434.
- Atkinson, R. H., W. E. Bamford, et al. (1978). "SUGGESTED METHODS FOR DETERMINING HARDNESS AND ABRASIVENESS OF ROCKS." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **15(3)**: 89-97.
- Aydin, A. (2008). "ISRM Suggested method for determination of the Schmidt hammer rebound hardness: Revised version." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **46(3)**: 627-634.
- Aydin, A. (2009). "ISRM Suggested method for determination of the Schmidt hammer rebound hardness: Revised version." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **46(3)**: 627-634.
- Aydin, A. and A. Basu (2005). "The Schmidt hammer in rock material characterization." *Engineering Geology* **81(1)**: 1-14.
- Baecher, G. B. (1983). "Statistical analysis of rock mass fracturing." *Math. Geol* **15**: 329-348.
- Baguelin, F. and B. Kovarick (2000). "Une méthode de détermination des valeurs caractéristiques des paramètres géotechniques." *Revue Française de Géotechnique n° 93*: pp :35-41.
- Baki, A. A., J. P. Magnan, et al. (1993). *Analyse probabiliste de la stabilité de deux remblais sur versant instable: (site expérimental de Sallèdes, Puy-de-Dôme), LCPC*.
- Bandis, S., A. C. Lumsden, et al. (1981). "Experimental studies of scale effects on the shear behaviour of rock joints." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences and* **18(1)**: 1-21.
- Bandis, S. C., A. C. Lumsden, et al. (1983). "Fundamentals of rock joint deformation." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences and* **20(6)**: 249-268.
- Bargui, H. (1997). *Modélisation des comportements mécaniques et hydrauliques demassifs rocheux simulés par des assemblages de blocs rigides. Introduction d'un couplage hydro-mécanique. Géologie de l'ingénieur. Paris, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées. Thèse de Doctorat: 325 pp.*
- Barton, N. (1973). "Review of a new shear-strength criterion for rock joints." *Engineering Geology* **7(4)**: 287-332.
- Barton, N. (2012). "Shear strength criteria for rock, rock joints, rockfill and rock masses: problems and some solutions." *Journal of Rock Mechanics and Geotechnical Engineering* **Vol. 5**: 15 pp.
- Barton, N. R. (1972). "A model study of rock-joint deformation." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences and* **9(5)**: 579-582.
- Barton, N. R. and V. Choubey (1977). "The shear strength of rock joints in theory and practice." *Rock Mech Rock Eng* **Vol 10 (1-2)**: pp 1-54.
- Beer, A. J., D. Stead, et al. (2002). "Estimation of the Joint Roughness Coefficient (JRC) by visual comparison." *Rock Mechanics and Rock Engineering* **35(1)**: 65-74.
- Belem, T. (1997). *Morphologie et comportement mécanique des discontinuités rocheuses. . Spécialité Génie Civil - Hydrosystèmes . Géotechnique, l'Institut National Polytechnique de Lorraine. Thèse de doctorat: 220p + annexes.*
- Benjamin, J. R. and C. A. Cornwell (1970). *Probability, statistics, and decision for civil engineers*. New York.
- Bernaix, J. (1974). *Properties of Rock and Rock Masses*. International Society of Rock Mechanics, Denver, Washington D.C.

- Blès, J.-L. (1981). "BRGM, Manuel et méthodes n°1 : la fracturation des roches."
- Brady, B. and E. T. Brown (2006). *Rock Mechanics : For underground mining*, Netherlands.
- Bury, K. V. and H. Kreuzer (1985). "ASSESSING THE FAILURE PROBABILITY OF GRAVITY DAMS." *International Water Power and Dam Construction* **37**(11): 46-50.
- Calgaro, J. A. (1996). *Introduction aux Eurocodes- sécurité des constructions et bases de la théorie de la fiabilité*. Paris.
- Carrara, A. (2010). "Etude de la faisabilité de l'analyse de la variabilité spatiale des résistances au cisaillement de la fondation et de l'interface Roc/béton du barrage de la Tuque et de Rapide 7." *Mémoire présente en vue de l'obtention du diplôme d'ingénieur Option génie civil*: 135pp.
- Carvajal, C., L. Peyras, et al. (2010). "On the loading/shear strength coupling in the probabilistic formulation of the limit-state in shear for gravity dams." *European Journal of Environmental and Civil Engineering* **14**(1-10): 283-301.
- CDA (2007). "Dam Safety Guidelines."
- CFBR (2012). "Recommandations pour la justification de la stabilité des barrages poids en béton." 82 p.
- CFMR (2003). *Manuel de Mécanique des Roches : Les Applications*. Paris, Les Presses de l'Ecole des Mines de Paris.
- Chateauneuf, A. (2010). *Comprendre les éléments finis :Principes, formulations et exercices corrigés*. Paris, Ellipses Marketing.
- Cravero, M., G. Iabichino, et al. (1995). *Analysis of Large Joint Profiles Related to Rock Slope Instabilities*. 8th ISRM Congress, 25-29 September, . Tokyo, Japan, International Society for Rock Mechanics.
- Cundall, P. A. (1971). A computer model for simulation progressive, large scale movements in blocky rock systems. *Int. Symp. on Rock Fracture*. Nancy (France). **Vol 1**: paper n°II.8.
- Cundall, P. A. and R. Hart (1985). "Development of generalized 2D and 3D distinct element programs for modelling jointed rock." *Itasca Consulting Group. Misc. Paper SL-85-1*, U.S. Army Corps of Engineers.
- Davis, J. C. (1986). *Geostatistics and Data Analysis in Geology*, , John Wiley & Sons.
- De Araújo, J. M. and A. M. Awruch (1998). "Probabilistic finite element analysis of concrete gravity dams." *Advances in Engineering Software* **29**(2): 97-104.
- Deere, D. U. and R. P. Miller (1966). *Engineering Classification and Index Properties of Intact Rock*. New Mexico, Air Force Weapons Laboratory, Kirkland Air Force Base.
- Demirdag, S., H. Yavuz, et al. (2009). "The effect of sample size on Schmidt rebound hardness value of rocks." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **46**(4): 725-730.
- Du, S., Y. Hu, et al. (2009). "Measurement of joint roughness coefficient by using profilograph and roughness ruler." *Journal of Earth Science* **20**(5): 890-896.
- Du, S., Y. Hu, et al. (2011). "Comparison between empirical estimation by JRC-JCS model and direct shear test for joint shear strength." *Journal of Earth Science* **22**(3): 411-420.
- Duzgun, H. S. B., M. S. Yucemen, et al. (2002). "A probabilistic model for the assessment of uncertainties in the shear strength of rock discontinuities." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **39**(6): 743-754.
- Engelder, J. T. and C. H. Scholz (1976). " The role of asperity indentation and ploughing in rock friction—II: Influence of relative hardness and normal load." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences & Geomechanics Abstracts*, **Volume 13, Issue 5**.
- Fardin, N. (2003). *The effect of scale on the morphology, mechanics and transmissivity of a single rock fractures*. Stocholm. **Doctoral Thesis**: 172p.
- Fardin, N. (2008). "Influence of structural non-stationarity of surface roughness on morphological characterization and mechanical deformation of rock joints." *Rock Mechanics and Rock Engineering* **41**(2): 267-297.
- Fardin, N., O. Stephansson, et al. (2001). "The scale dependence of rock joint surface roughness." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **38**(5): 659-669.
- Favre, J.-L. and B. Genevois (1987). *Effect of Spatial Variability of Soil Parameter on the Variance of the Bearing Capacity of Surface Foundations*. EFFET DE LA VARIABILITE

SPATIALE DES PARAMETRES DU SOL SUR LA VARIANCE DE LA CAPACITE PORTANTE DES FONDATIONS SUPERFICIELLES.

- Favre, J. L. (2004). Sécurité des ouvrages / Risques: Modélisation de l'incertain, fiabilité, analyse des risques, Ellipses Marketing.
- Feng, Q., N. Fardin, et al. (2003). "A new method for in-situ non-contact roughness measurement of large rock fracture surfaces." *Rock Mechanics and Rock Engineering* **36**(1): 3-25.
- FERC (2002). Engineering guidelines for the evaluation of hydropower projects, Chapter III, Gravity dams. USA, The Federal Energy Regulatory Commission
- Flamand, R. (2000). Validation d'une loi de comportement mécanique pour les fractures rocheuses en cisaillement. (Canada), Université du Québec à Chicoutimi. **Thèse de doctorat**: 470p.
- Geertsema, A. J. (2002). "The shear strength of planar joints in mudstone." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **39**(8): 1045-1049.
- Gentier, S. R. J. A. R. F. R. H. D. (2000). "Influence of fracture geometry on the shear behavior." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences & Geomechanics Abstracts*, **Volume 37**: pp 161-174.
- Giani, G. P., A. M. Ferrero, et al. (1995). Scale effect evaluation on natural discontinuity shear strength. Proceedings of the conference on fractured and jointed rock masses, Lake Tahoe.
- Goodman, R. E. and G. H. Shi (1985). Block theory and its application to rock engineering New Jersey: Prentice Hall.
- Goodman, R. E. and R. L. Taylor (1968). A model for the mechanics of jointed rock. In Proc. Am. Soc. Civ. Engrs, J. Soils Mech. Fdns Div.
- Grasselli, G. and P. Egger (2003). "Constitutive law for the shear strength of rock joints based on three-dimensional surface parameters." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **40**(1): 25-40.
- Green, R. (1989). Limit states design, some thoughts. Proceedings of the symposium on limit states design in Foundation Engineering - Canadian Geotechnical Society Southern Ontario Section, Toronto.
- Griffiths, D. V. and P. A. Lane (1999). "Slope stability analysis by finite elements." *Geotechnique*, **vol. 49, no. 3**, : pp. 387-403.
- Gyenge, M. and G. Herget (1977). Determination of strength properties of rock discontinuities by direct Shear test. Laboratory tests for design parameters. Canada, Canmet Report. **77-26**.
- Hammah, R. E., T. Yacoub, et al. (2008). The practical modelling of discontinuous rock masses with finite element analysis. 42nd U.S. Rock Mechanics - 2nd U.S.-Canada Rock Mechanics Symposium.
- Hammah, R. E., T. E. Yacoub, et al. (2005). The Shear Strength Reduction Method for the Generalized Hoek-Brown Criterion. The 40th U.S. Symposium on Rock Mechanics (USRMS): Rock Mechanics for Energy, Mineral and Infrastructure Development in the Northern Regions, Alaska.
- Hammah, R. E., T. E. Yacoub, et al. (2009). Probabilistic slope analysis with the finite element method. 43rd U.S. Rock Mechanics Symposium and 4th U.S.-Canada Rock Mechanics Symposium.
- Hencher, S. R. (1995). Interpretation of direct shear tests on rock joints. Balkema, Rotterdam.
- Hencher, S. R. and L. R. Richards (1982;1989). "The basic frictional resistance of sheeting joints in Hong Kong granite/ Laboratory direct shear testing of rock discontinuities." *Hong Kong Engineer/ Ground Engineer*: pp 21-25 /pp 24-31.
- Hocq, P. and C. Dubé (1994). Géologie du Québec, Edition Marquis Montmagny.
- Hoek & Bray, e. (1981). *Rock slope engineering*.
- Hoek & Brown (1980). *Underground excavation in rock*, London, Instn Min. Metall. .
- Hoek & Brown (1997). "Practical estimates of rock mass strength." *Int. J. Mech. Min. Sci & Geomech.* **Vol 34**: pp 1165-1186.
- Hoek, E. and J. W. Bray (1981). *Rock Slope Engineering*. London : Institute of Mining and Metallurgy.
- Homand, F. and P. Duffaut (2000). *Manuel de mécanique des roches*.
- Hudson, J. A. and S. D. Priest (1979). "Discontinuities and rock mass geometry." *Int. J. Mech. Min. Sci & Geomech.* **Vol. 16**: pp 339-362.

- ICOLD (1993). "Rock Foundations For Dams -Fondations rocheuses de barrages." **Bulletin: 88:** 241p.
- ICOLD (1995). "Dam failures statistical analyses." ICOLD/CIGB **Bulletin 99.**
- ICOLD (1999). "Lesson from dam incidents." ICOLD/CIGB: 1131p.
- ICOLD (2003). "World register of dams 2003." ICOLD/CIGB: 340p.
- ICOLD (2005). "Risk assessment in dam safety management- A reconnaissance of benefits, method and currents opportunities." ICOLD/CIGB **Bulletin 130:** 276p.
- ISRM (1978). "Suggested methods for the quantitative description of discontinuities in rock masses." *Int. J. Mech. Min. Sci & Geomech. Abstr* **Vol 15:** pp 319-368.
- Jaboyedoff, M., F. Philippoian, et al. (1996). "distribution spatiale des discontinuités dans une falaise, approche statistique et probabiliste." Short Course- QUANTERRA : International independant center of climate change impact and natural risk analysis in mountainous area: 13 p.
- Jaeger, J. C. (1959). "the frictionnal properties of joints in rock." *geofis. Pura Appl.*, Milano: pp 148-158.
- Jiang, Y., B. Li, et al. (2006). "Estimating the relation between surface roughness and mechanical properties of rock joints." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **43(6):** 837-846.
- Johansson, F. (2005). *Stability Analyses of Large Structures Founded on Rock*. Division of Soil and Rock Mechanics Department of Civil and Architectural Engineering Stockholm, Sweden, Royal Institute of Technology. **Licentiate Thesis:** 264 pp.
- Johansson, F. (2009). *Shear Strength of Unfilled and Rough Rock Joints in Sliding Stability Analyses of Concrete Dams*. Department of Civil and Architectural Engineering : Division of Soil and Rock Mechanics. Stockholm, Royal Institute of Technology. **Ph. D. Thesis:** 200 pp.
- Journel, A. (1977). *Géostatistique minère*, Centre de géostatistique. **tome 2:** 737 pp.
- Journel, A. G. (1978). *Mining geostatistics / [by] A. G. Journel and Ch. J. Huijbregts*. London ; New York, Academic Press.
- Klammler, H., K. Hatfield, et al. (2011). "Approximate up-scaling of geo-spatial variables applied to deep foundation design." *Georisk* **5(3-4):** 163-172.
- Krsmanovic, D. (1967). "Initial and residual shear strength of hard rocks." *Geotechnique* **17:** 145-160.
- Krsmanovic, D. and M. Popovic (1966). large scale field tests of the shear strength. *Proc 1st Int. Soc. for rock Mechanics*, lisbon.
- Kulatilake, P. H. S. W., P. Balasingam, et al. (2006). "Natural rock joint roughness quantification through fractal techniques." *Geotechnical and Geological Engineering* **24(5):** 1181-1202.
- Kulatilake, P. H. S. W., G. Shou, et al. (1995). "New peak shear strength criteria for anisotropic rock joints." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* and **32(7):** 673-697.
- Kulatilake, P. H. S. W. and J. Um (1999). "Requirements for accurate quantification of self-affine roughness using the roughness-length method." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **36(1):** 5-18.
- Kulhawy, F. H. (1992). *On the Evaluation of Static soil properties in Stability and Performance of Slope and Embankments II*. ASCE Geotechnical Special Publication. R. B. S. a. R. W. Boulanger. New York. **pp. 95-115.**
- Kutter, H. K. and F. Otto (1990). Influence of parallel and cross-joints on shear behaviour of rock. *Rock Joints*, Rotterdam.
- Le Delliou, M. (2003). "L.'analyse des risques appliquée aux barrages." *Colloque CFBR*, CD-Rom (8p.), 2.
- Leal-Gomes, M. J. A. (2003). Some New Essential Questions About Scale Effects On the Mechanics of Rock Mass Joints. 10th ISRM Congress, 8-12 September. Sandton, 10th ISRM Congress, 8-12 September South Africa, International Society for Rock Mechanics.
- Leichnitz, W. (1985). "Mechanical properties of rock joints." *Int. J. Rock Mech. Min. Sci. & Geomech. Abstr.*, **Vol 22 (5):** pp. 313-321.
- Lemaire, M. (2005). *Fiabilité des structures : couplage mécano-fiabiliste statique.*
- Lo, K. Y., T. Ogawa, et al. (1991). "Measurements of strength parameters of concrete-rock contact at the dam-foundation interface." *Geotechnical Testing Journal* **14(4):** 383-394.
- Lopez, P. (2000). *Comportement mécanique d'une fracture en cisaillement : analyse par*

- plan d'expériences des données mécaniques et morphologiques connues sur une fracture. France, Université de Bordeaux I. **thèse de doctorat.**
- M.D.D (2010). "Déferlement de 50 millions de metre cube d'eau au barrage vajont." Fiche du Ministère du développement durable - DGPR / SRT / BARPI N° **23607.**
- M.D.D. (2009). "Rupture d'un barrage Le 2 décembre 1959 Malpasset [Var] France " Fiche du Ministère du développement durable - DGPR / SRT / BARPI n°**29490:** 7 pp.
- Maerz, N. H., J. A. Franklin, et al. (1990.). "Joint roughness measurement using shadow profilometry." *Int. J. Rock Mech. Min. Sci. & Geomech. Abstr.*, **Volume 27:** pp. 329-343.
- Magnan, J. P. (1982). *Les méthodes statistiques et probabilistes en mécanique des sols.* Paris, Presses de l'École nationale des ponts et chaussées.
- Magnan, J. P. (1996). "Les applications des statistiques et probabilités en géotechnique au LCPC." *Bulletin des Laboratoires des Ponts et Chaussées-* **Mars-Avril Ref. 4022:** 11 pp.
- Manfredini, G., S. Martinetti, et al. (1975). Inadequacy of limiting equilibrium methods for rock slopes design. In *Design Methods in Rock Mechanics, Proceedings of the 16th Symposium on Rock Mechanics,* , University of Minnesota, Minneapolis, American Society of Civil Engineers.
- Marache, A., J. Riss, et al. (2002). "Characterization and reconstruction of a rock fracture surface by geostatistics." *International Journal for Numerical and Analytical Methods in Geomechanics* **26(9):** 873-896.
- Matheron, G. (1970). "La théorie des variables régionalisées et ses applications." *Lescahiers du centre de morphologie mathématique de fontainebleau, fascicule 5:* 212 pp.
- Melchers, R. E. (1999). *Structural reliability analysis and prediction.* Second edition. Australia.
- Merrien-Soukatchoff, V. and T. Korini (2011). "Use of an integrated discrete fracture network code for stochastic stability analyses of fractured rock masses." *Rock Mech Rock Eng:* 23p.
- Miller, R. P. (1965). *Engineering classification and index properties for intact rock.* PH. d Thesis Univ III pp1-332.
- Montgomery, P. (2006). *les techniques de mesure de rugosité par la métrologie optique.* 7ème Rencontre des mécaniciens. Lamoura, France.
- Mortensen, K. (1983). "IS LIMIT STATE DESIGN A JUDGEMENT KILLER?" *Bulletin - Geoteknisk Institut (Copenhagen)(35).*
- Muralha, J., G. Grasselli, et al. (2014). "ISRM suggested method for laboratory determination of the shear strength of rock joints: Revised version." *Rock Mechanics and Rock Engineering* **47(1):** 291-302.
- Myers, N. O. (1962). "Characterization of surface roughness." *Wear* **Vol 5** 182-189.
- Nicholson, G. A. (1983). *Design of gravity dams on rock foundations: Sliding stability assessment by limit equilibrium analysis and selection of shear strength parameters.* , Geotechnical Laboratory, U.S. Army Corps of Engineers, Waterways Experiment station.
- NVE (2002). *Norwegian Water Resources and Energy Directorate (Retningslinje for betongdammer).* Norway, .
- Onyejekwe, S. and L. Ge (2013). "Scale of fluctuation of geotechnical parameters estimated from CPTu and laboratory test data." *Geotechnical Special Publication(229):* 434-443.
- Ozkaya, S. I. (2003). "Fracture length estimation from borehole Image Logs." *Mathematical Geology* **Volume 35 No. 6:** 15pp.
- Pahl, P. J. (1981). "Estimating the mean length of discontinuity traces." *Int. J. Mech. Min. Sci. & Geomech.* **Vol 18:** pp 221-228.
- Panet, M. (1976). *La Mécanique des roches appliquée aux ouvrages du génie civil,* Presses de l'École Nationale des Ponts et Chaussées.
- Patton, F. D. (1966). Multiple modes of shear failure in rock. 1er Congrès de la société internationale de mécanique des roches. Lisbonne: pp 509-513.
- Peyras, L., D. Boissier, et al. (2010). *Analyse de risques et fiabilité des barrages: Application aux barrages-poids en béton* Edition universitaires européennes 224 pages ISBN- 10: 6131540039.
- Pfeiffer, P. A., Z. P. Bazant, et al. (1983). Blunt-crack band propagation in finite-elements analysis for concrete structures. . Communication présentée à 7th International Conference on Structural Mechanics in Reactor Technology, SMIRT7, . Chicago 227-234.

- Phoon, K. K. and F. H. Kulhawy (1999). "Characterization of geotechnical variability." *Canadian geotechnical journal* **36**(4): 612-624.
- Pratt, H. and A. Black (1974). friction and deformation of jointed quartz diorite. Proc. 3rd Congress Int. Soc. for rock mechanics. Denver: pp. 306-310.
- Priest, S. D. (1993). *Discontinuity analysis for rock engineering*, London : Chapman et hall 473 p.
- Quirion, M. (2009). Centrale La Tuque Avant projet TBB3W, Réhabilitation de l'évacuateur de crues et des barrages-poids/ Aspects géologiques et géomécaniques de la fondation: 36pp.
- Rengers, N. (1970). Influence of surface roughness on the friction properties of rock planes. C.R 2ème congrès de la ISRM. Belgrade.
- Richards, L. R. (1975). the shear strength of joints in weathered rock, Univ. of london, Imperial College. **PH. d Thesis.**
- Ronteix, S. (1986). *Fracturation des roches dures et la prospection hydrogéologique*. Orléans, BRGM.
- Rousseau, B. (2010). Comportement des interfaces fragiles des ouvrages hydroélectriques. Génie Civil. Sherbrooke, Université de Sherbrooke. **Thèse de Doctorat:** 214.
- Ruggeri, G. (2004). Working group on Sliding Safety of Existing Gravity Dams (Final Report). Italy, ICOLD European Club: 111 pp.
- Ruiz, J. and C. Li (2014). Measurement of the basic friction angle of rock by three different tilt test methods. *Rock Engineering and Rock Mechanics: Structures in and on Rock Masses - Proceedings of EUROCK 2014, ISRM European Regional Symposium.*
- Schneider , H. J. (1976). Rock friction - A laboratory investigation. In: Proc. 3rd Congr. Int. Soc. Rock Mechanics, Denver, Colorado.
- Sétra (2009). *Fondations au rocher : reconnaissance des massifs rocheux, conception et dimensionnement des fondations.*
- Singh, B. and R. K. Goel (1999). *Rock Mass Classification, A practical Approach in Civil Engineering.*
- Starfield, A. M. and P. A. Cundall (1988). "Approche d'une méthodologie pour la modélisation en mécanique des roches." Traduction de l'Int. J. of Rock Mech. Min. Sci. & Geomech. Abstr. **25 Vol 3:** pp 99-106.
- Stimpson, B. (1978). Failure of slopes containing discontinuous planar joints. In *Proceedings of the 19th US Symposium on Rock Mechanics*, Stateline, Nevada, 296-302.
- Stimpson, B. (1981). "A suggested technique for determining the basic friction angle of rock surfaces using core." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* and **18**(1): 63-65.
- Swan, G. and S. Zongqi (1985). "Prediction of shear behaviour of joints using profiles." *Rock Mechanics and Rock Engineering* **18**(3): 183-212.
- Tahiri, A. (1992). *Modélisation des massifs rocheux par la méthode des éléments distincts. Géologie de l'ingénieur*. Paris, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées. **Thèse de doctorat:** 221 pp.
- Tatone, B. S. A. and G. Grasselli (2012). "An Investigation of Discontinuity Roughness Scale Dependency Using High-Resolution Surface Measurements." *Rock Mechanics and Rock Engineering:* 1-25.
- Tse, R. and D. M. Cruden (1979). "Estimating joint roughness coefficients." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* and **16**(5): 303-307.
- Ueng, T. S., Y. J. Jou, et al. (2010). "Scale effect on shear strength of computer-aided-manufactured joints." *Journal of GeoEngineering* **5**(2): 29-37.
- Underwood, L. B. and N. A. Dixon (1976). *Dams on rock foundations Proceedings : Speciality conference on rock engineering and slopes,, Boulder, Colorado, USA.*
- Vanmarcke, E. H. (1977). "PROBABILISTIC MODELING OF SOIL PROFILES." *ASCE J Geotech Eng Div* **103**(11): 1227-1246.
- Vanmarcke, E. H. (1983). *Random fields : Analysis and Synthesis (Revised and Expanded New Edition 2010)*. London, World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.
- Vargas, E. (1985). Continuum and discontinuum modelling of some blocky type foundation problems. In *Proceedings of the International Symposium on Fundamentals of Rock Joints*, Bjorkliden, Sweden, .
- Villemeur, A. (1988). *Sureté de fonctionnement des systèmes industriels.*

- Wang, J. G., Y. Ichikawa, et al. (2003). "A constitutive model for rock interfaces and joints." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **40**(1): 41-53.
- Westberg, M. (2010). Reliability-based assessment of concrete dam stability. Sweden, Lund University. **Doctoral Thesis:** 162 pp.
- Wines, D. R. and P. A. Lilly (2003). "Estimates of rock joint shear strength in part of the Fimiston open pit operation in Western Australia." *International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences* **40**(6): 929-937.
- Xie, H., J. A. Wang, et al. (1997). "Fractal effects of surface roughness on the mechanical behavior of rock joints." *Chaos, Solitons and Fractals* **8**(2 SPEC. ISS.): 221-252.
- Zhao, J. (1997). "Joint surface matching and shear strength. Part B: JRC-JMC shear strength criterion." *International journal of rock mechanics and mining sciences & geomechanics abstracts* **34**(2): 179-185.
- Zienkiewicz, O. C., B. Best, et al. (1970). Analysis of non linear problems in rock systems with particular reference to jointed rock systems. In *Proceedings of the 2nd Congress of the International Society for Rock Mechanics*, Belgrade, Yugoslavia.

Annexes

Annexe A: Démarche d'analyse structurale du massif

L'objectif principal d'une étude structurale des discontinuités est de déterminer :

- Si les discontinuités sont classables en familles (orientations voisines) ;
- Si elles structurent le massif rocheux en blocs (tailles des blocs, continuité et connectivité importantes).

Ainsi à l'issue des relevés sur le terrain, deux modes de traitement des données sont mis en œuvre pour obtenir les familles de fractures : le traitement par projection stéréographique puis le traitement statistique : utilisation de lois statistiques pour représenter les distributions des orientations et des espacements et/ou de l'extension.

La projection stéréographique

Le traitement par projection est une méthode de représentation graphique de l'orientation des discontinuités. Le principe consiste à représenter chaque plan de fracture défini en trois dimensions sur un canevas circulaire. Cette représentation de l'orientation des plans est effectuée principalement sous deux variantes

La Figure A.1 montre comment un plan (P) peut être représenté par son intersection (C) avec une sphère dont le centre est situé dans le plan. Le cercle (C) peut à son tour être représenté par le plan équatorial de la sphère par l'intersection de ce plan avec le cône de sommet Ω' (pôle supérieur nord de la sphère) et appuyé sur le cercle (C).

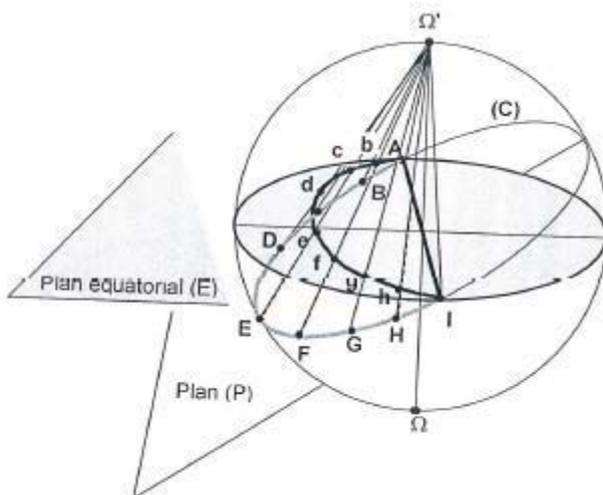


Figure A.1: Projection stéréographique de la demi-sphère inférieure

Dans cette représentation, la position de la courbe projetée donne l'azimut et le pendage du plan de discontinuité. La même information est contenue dans la donnée du pôle du plan qui est l'intersection de la sphère avec la droite représentant la direction au plan

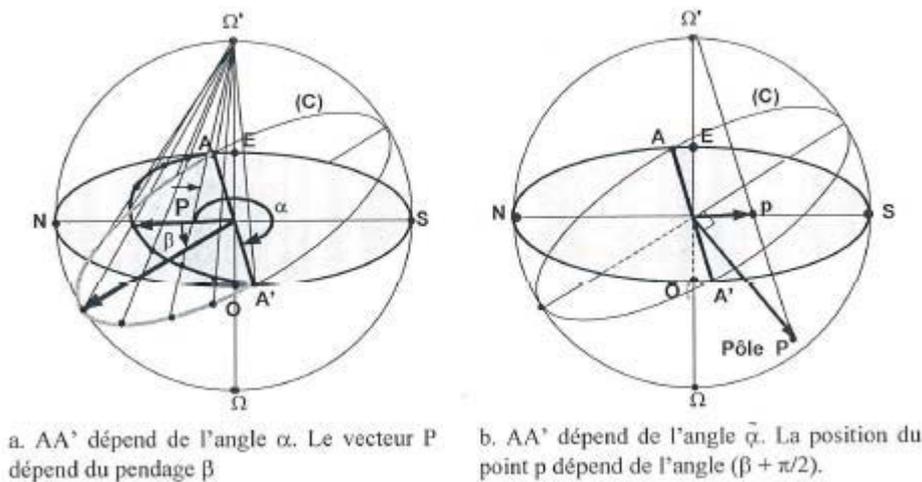


Figure A.2: Signification pratique de la projection stéréographique (AFTES, 2003)

La projection stéréographique permet, d'une part, de synthétiser les résultats et d'autre part, grâce à l'expérience du géologue : de définir les différentes familles principales de discontinuités, de les corrélérer entre elles et de les hiérarchiser en fonction de leur fréquence.

Analyses structurales par méthodes statistiques

A1. Statistique des orientations

Pour le paramètre d'orientation les statistiques des vecteurs orientés seront utilisées. Le pôle moyen est la projection stéréographique du vecteur unitaire moyen défini à partir des vecteurs normaux unitaires des plans qui constituent la famille.

Soient $V_i(x_i; y_i; z_i)$ les vecteurs unitaires normaux aux plans de la famille. Ces vecteurs normaux sont fonction de leurs pendages et de leurs azimuts respectifs. Le vecteur unitaire moyen est défini par V_m tel que :

$$x_m = \frac{\sum x_i}{R}; y_m = \frac{\sum y_i}{R}; z_m = \frac{\sum z_i}{R}$$

$$\text{avec } R^2 = \left(\sum x_i\right)^2 + \left(\sum y_i\right)^2 + \left(\sum z_i\right)^2$$

Le paramètre qui nous intéresse dans la statistique des orientations est l'écart angulaire entre le vecteur moyen et les autres vecteurs. L'étude de la dispersion de cet angle autour du vecteur moyen consiste à déterminer la distribution de cet angle. Les fonctions de densité habituelles (normale,...) ne sont pas bien adaptées à la description de variables d'orientation dont les

valeurs varient entre 0 et 360° pour l'azimut et 0 et 90 pour le pendage. Des fonctions de densité spécifiques aux variables d'orientation ont donc été développées. Parmi celles-ci, nous avons la loi de Langevin-Fisher qui est caractérisée par un paramètre K qui évalue la concentration des pôles autour du pôle moyen. Plus ce paramètre est grand et plus la dispersion autour du pôle moyen est réduite (Merrien-Soukatchoff 2011).

A2. Statistique des espacements

L'histogramme des espacements e_i des discontinuités d'une même famille peut être facilement obtenu à partir des distances d_i entre discontinuités d'une même famille interceptant les lignes de mesure en tenant compte de l'angle θ entre la ligne de mesure et la normale au plan moyen de la famille ($e_i = d_i \cdot \cos\theta$). On peut alors calculer l'espacement moyen, l'écart-type et différentes valeurs modales si elles apparaissent nettement sur l'histogramme. La distribution des espacements suit en générale une loi exponentielle négative (Jaboyedoff et al. 1996).

A3. Statistique des extensions ou persistance

La taille des fractures conditionne, avec leur orientation et leur espacement, leur probabilité d'intersection. Par conséquent, elle joue un rôle essentiel dans la connectivité des blocs.

Cette dimension n'est pas accessible directement. On fait l'hypothèse qu'une fracture est souvent assimilée à une forme géométrique simple dont une dimension particulière définit son extension.

Exemple 1 :

Quand on fait l'hypothèse que les discontinuités sont des disques, leurs dimensions particulières sont des diamètres qu'on peut assimiler aux traces observées sur les affleurements. L'étude statistique des extensions revient à celle des longueurs des traces observables sur les affleurements (Jaboyedoff et al. 1996). À noter que les diamètres obéissent souvent à une loi exponentielle décroissante ou log-normale

Exemple 2 :

Lorsque nous disposons que de traces observées dans des forages, il est aussi possible de quantifier cette persistance. (Ozkaya 2003) a élaboré une méthode basée sur le rapport entre les traces partielles (partie de sinusoïdes) et les traces complètes (sinusoïde complète). Cependant il est recommandé d'avoir un esprit critique sur la représentativité de ces résultats en les confrontant avec une approche qualitative d'estimation de la persistance.

Annexe B : Résultats de calibrage des vérins Enerpac à l'aide d'une presse MTS

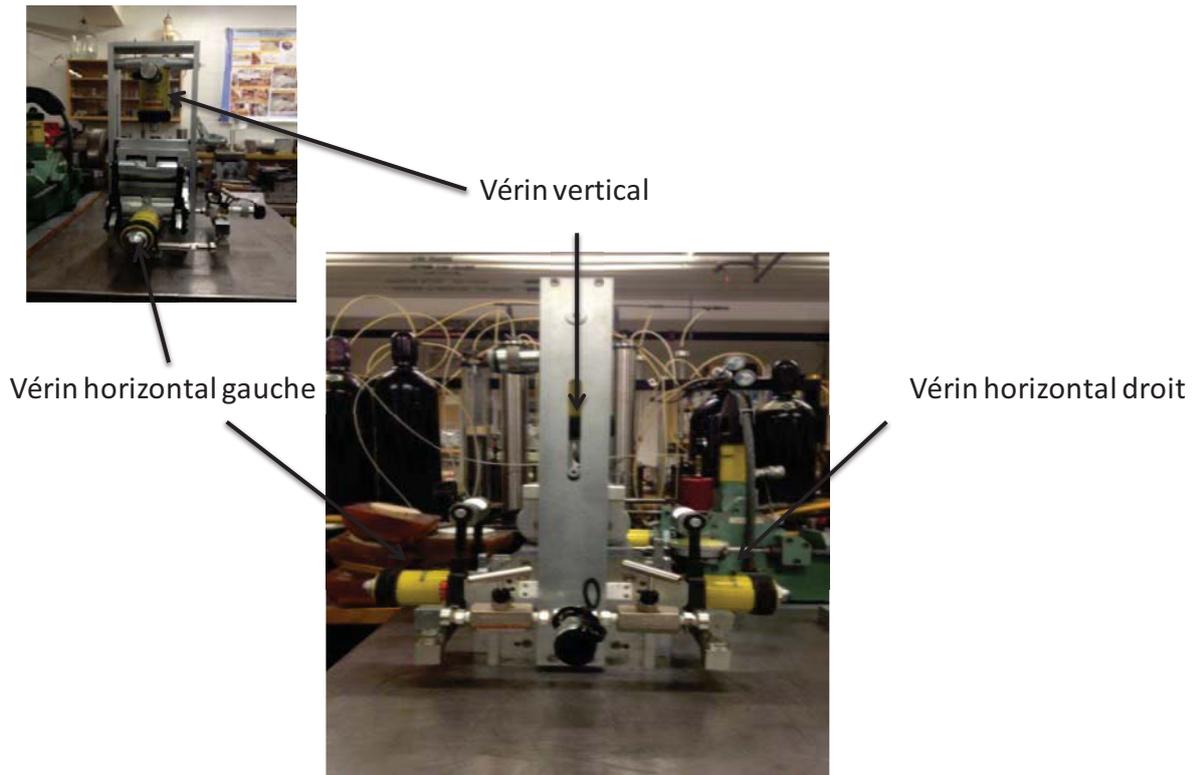


Figure B.1 : Illustration des trois vérins Enerpac couplés à la boîte de cisaillement Roctest

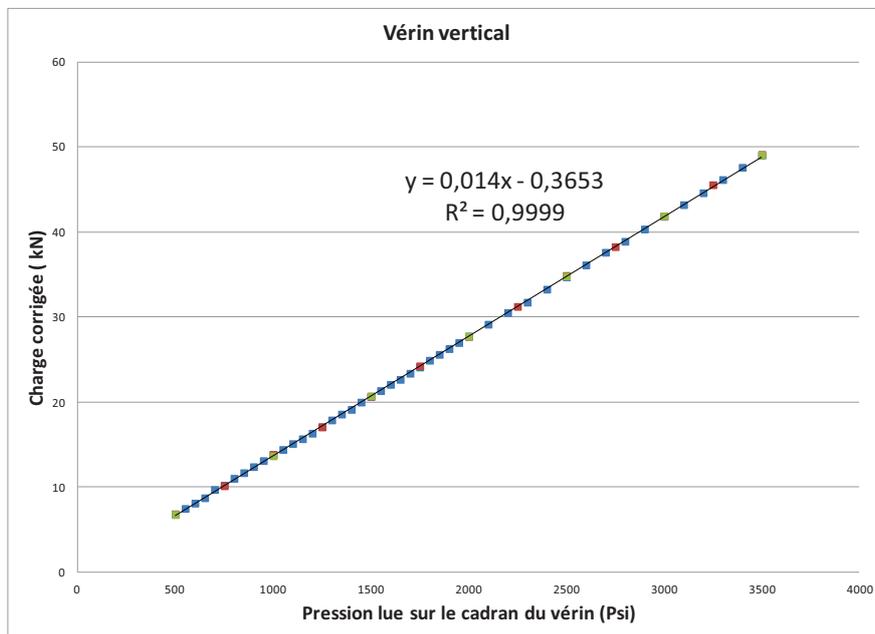


Figure B.2 : Détermination de la fonction de calibrage des pressions lues sur le vérin vertical

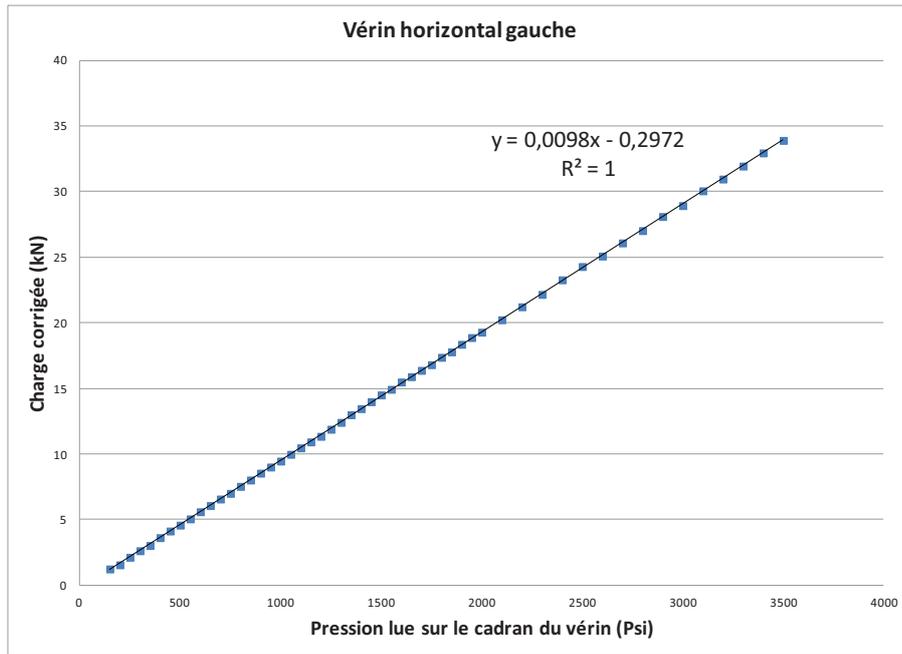


Figure B.3 : Détermination de la fonction de calibration des pressions lues sur le vérin horizontal gauche

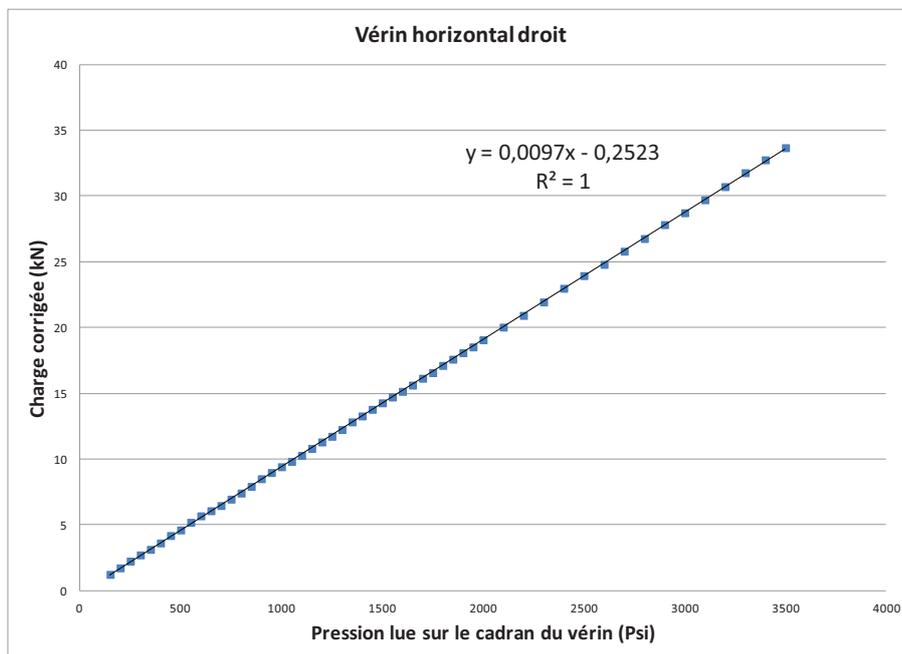
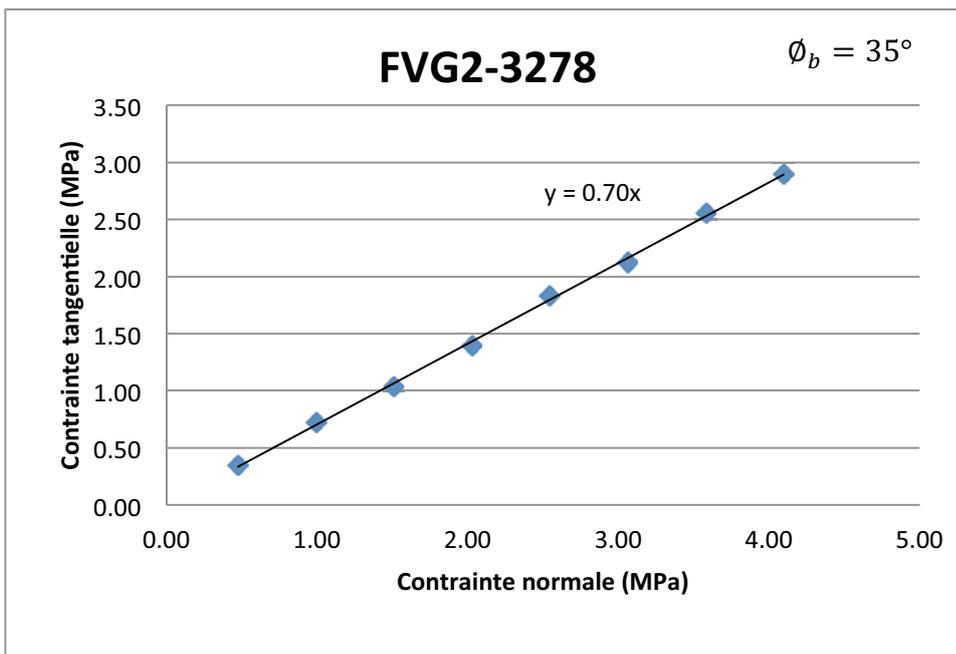
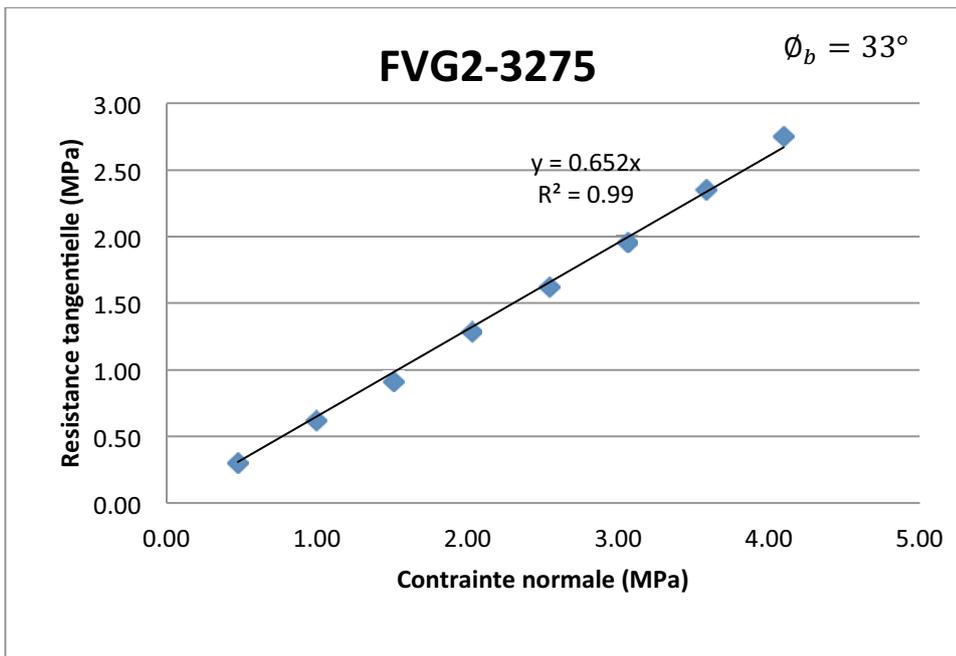
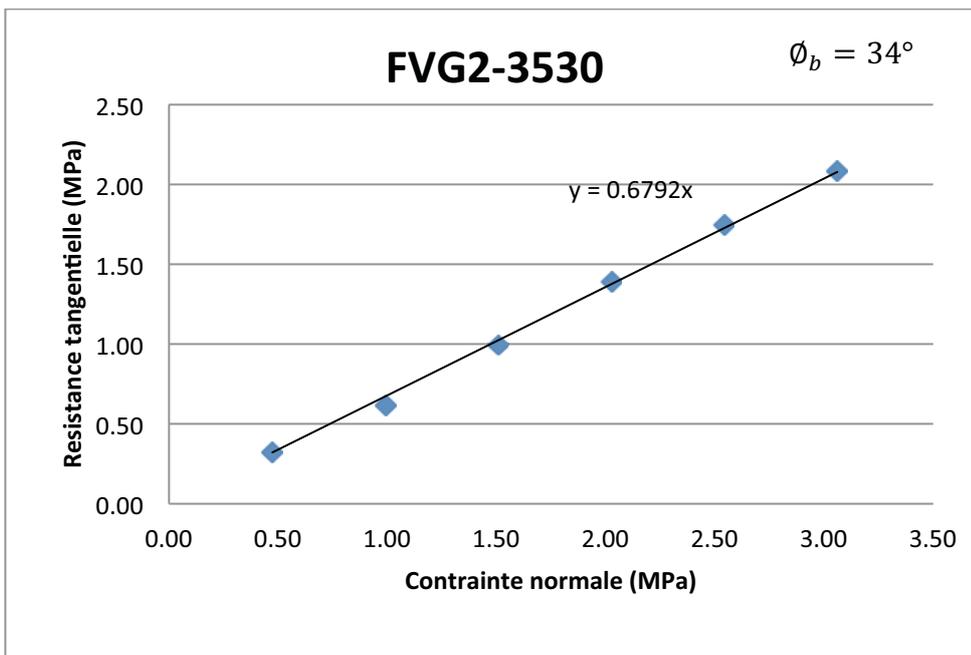
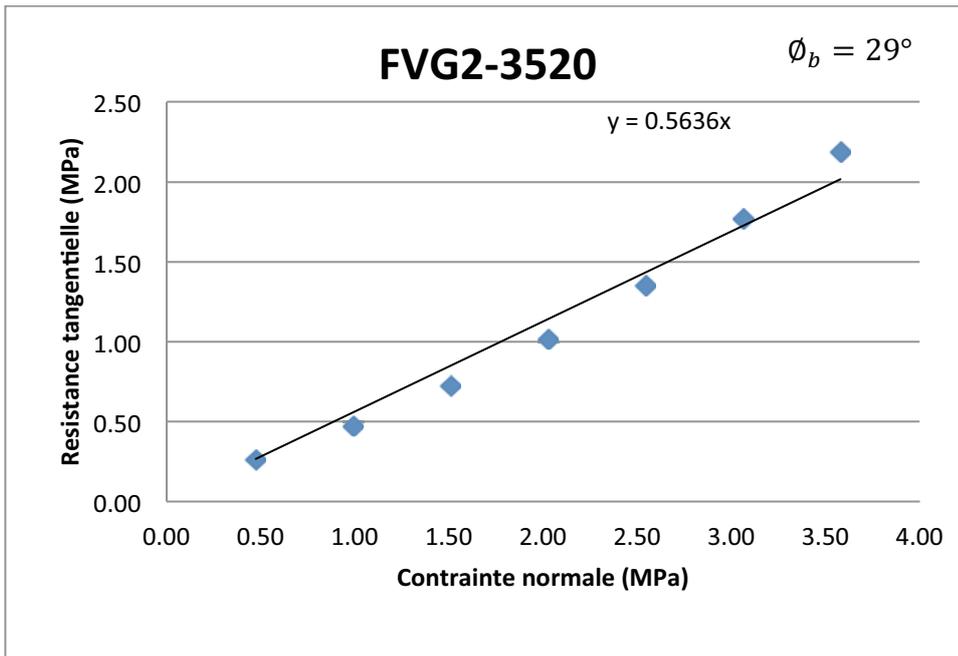


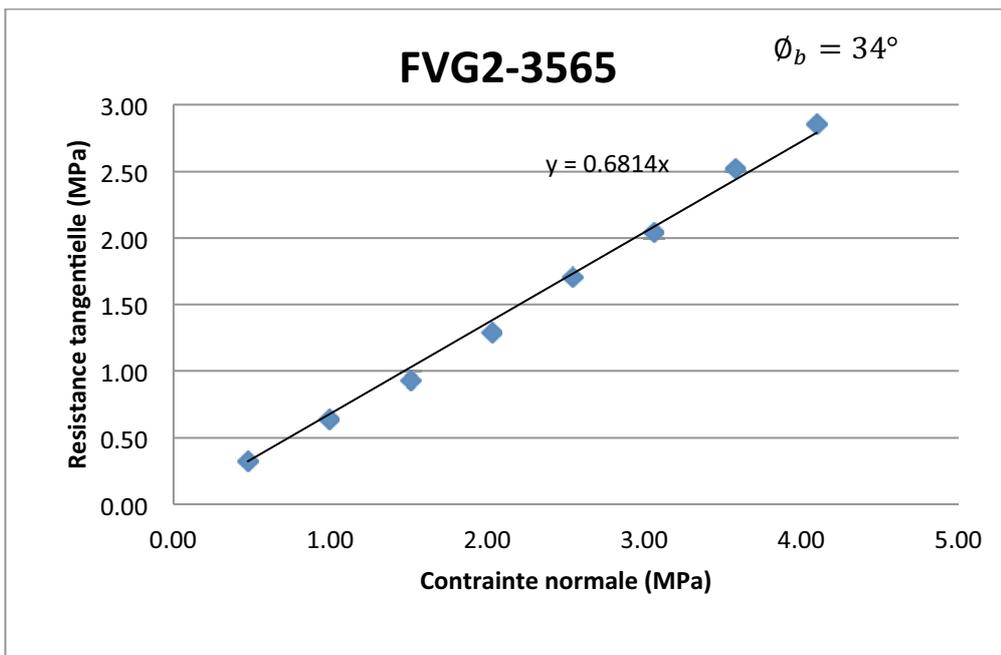
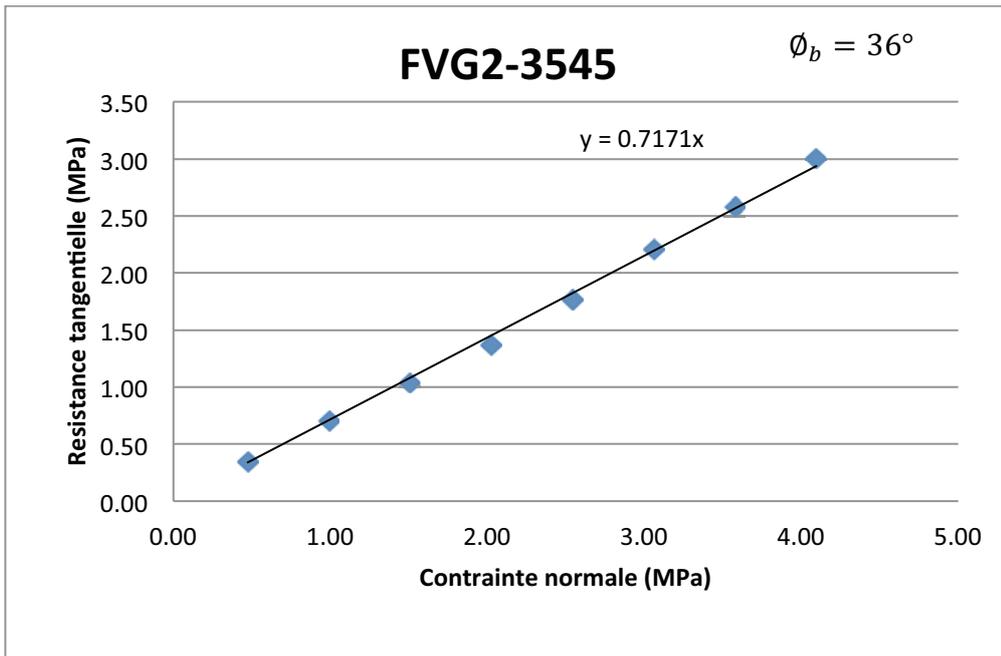
Figure B.4 : Détermination de la fonction de calibration des pressions lues sur le vérin horizontal droit

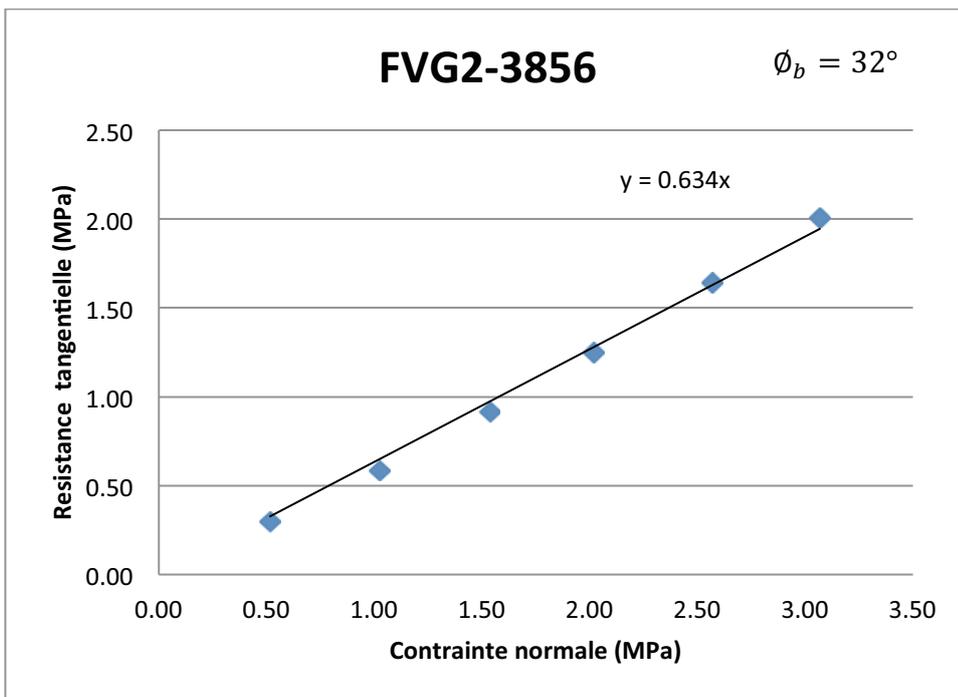
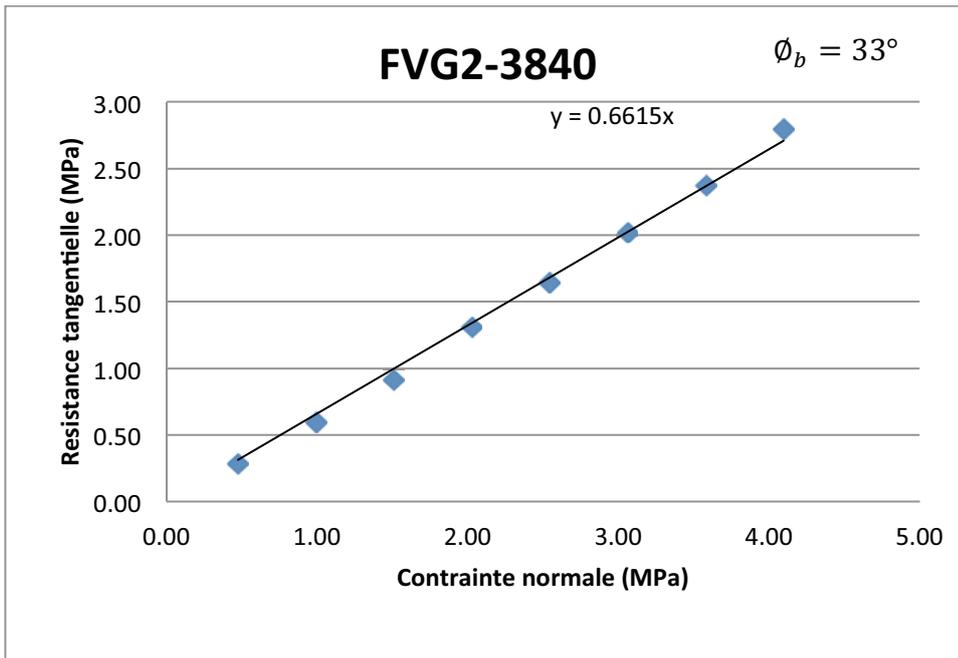
Annexe C: Résultats des essais de cisaillement sur joints lisses

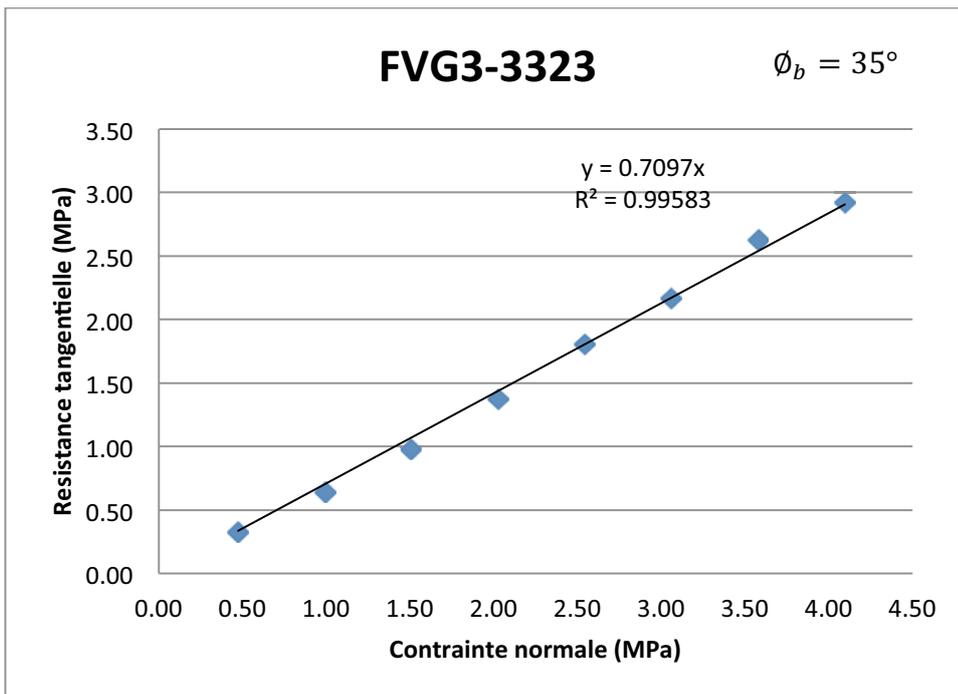
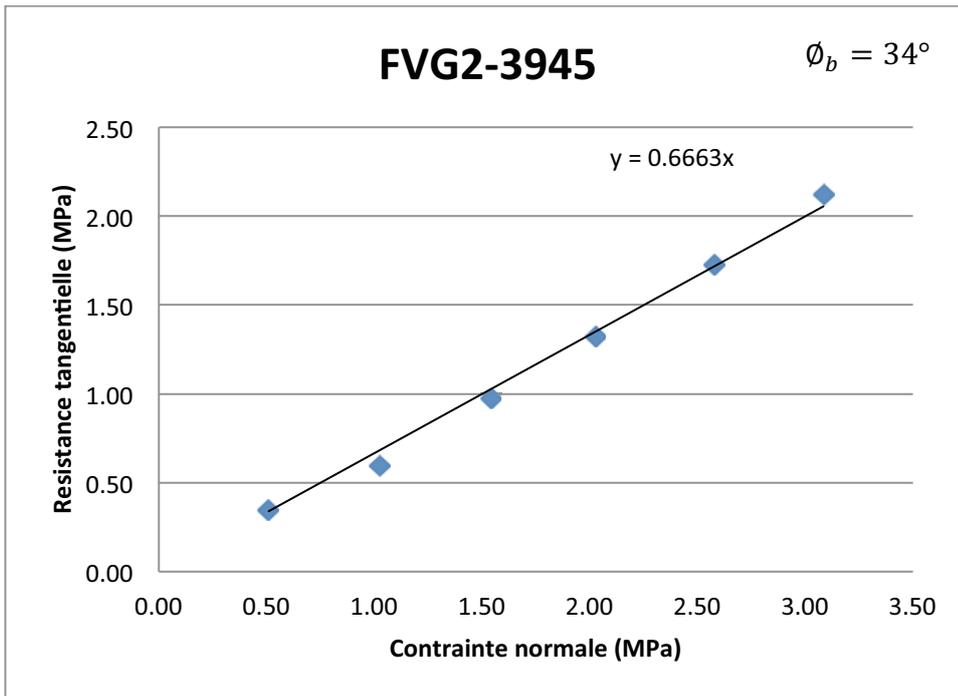
Dix neuf essais de cisaillement ont été réalisés sur des joints lisses. Nous présenterons premièrement les courbes contraintes de cisaillement vs. déplacement de ces essais. Deuxièmement, nous présentons les courbes de régressions résistance au cisaillement vs. contrainte normale à partir desquelles les angles de frottement basique sont déduits.

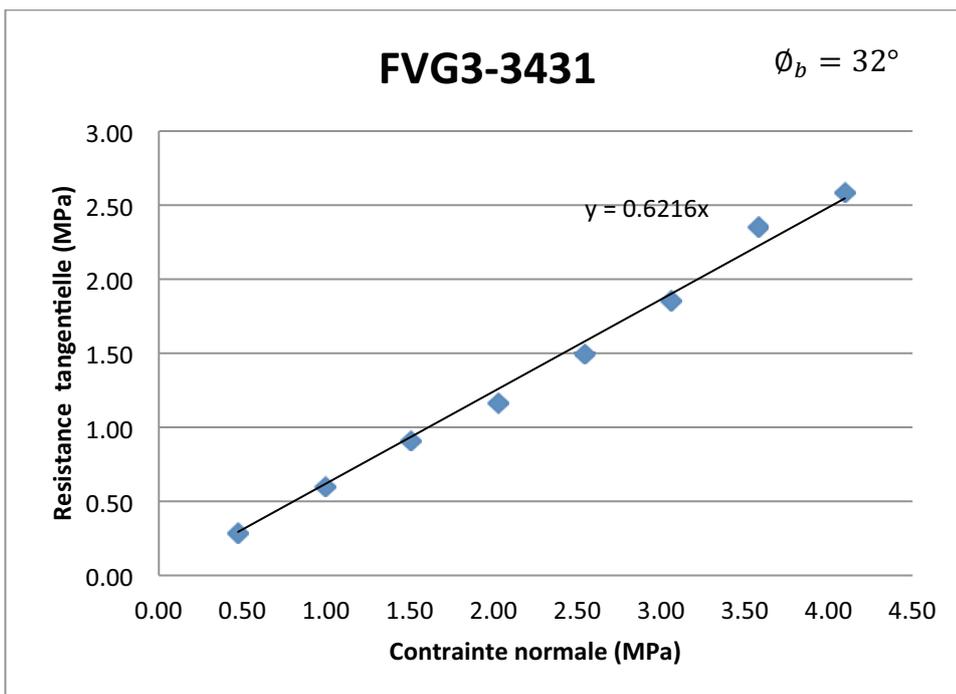
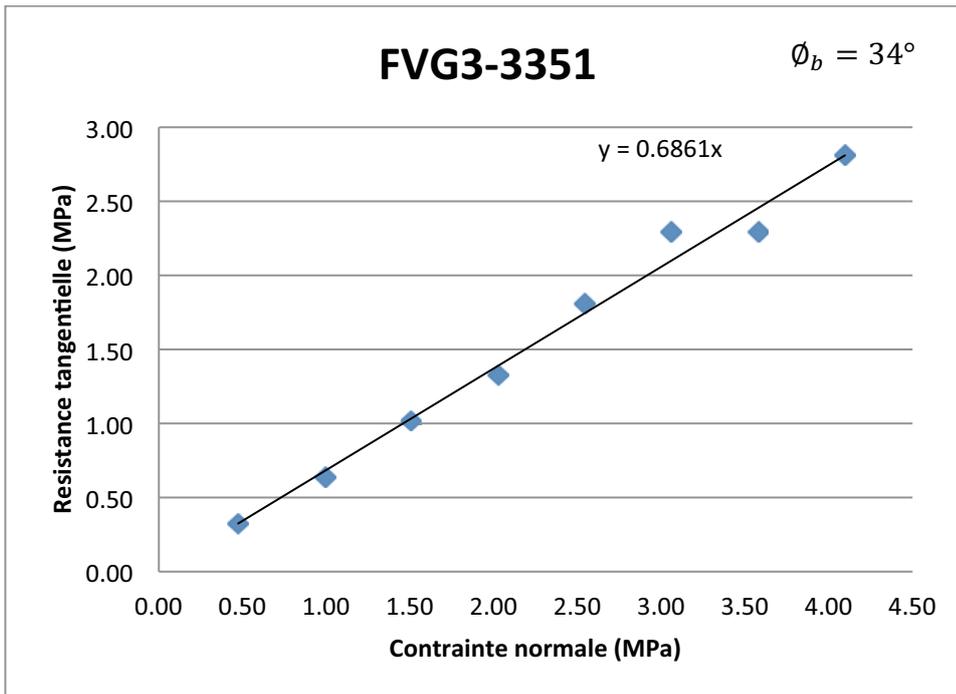


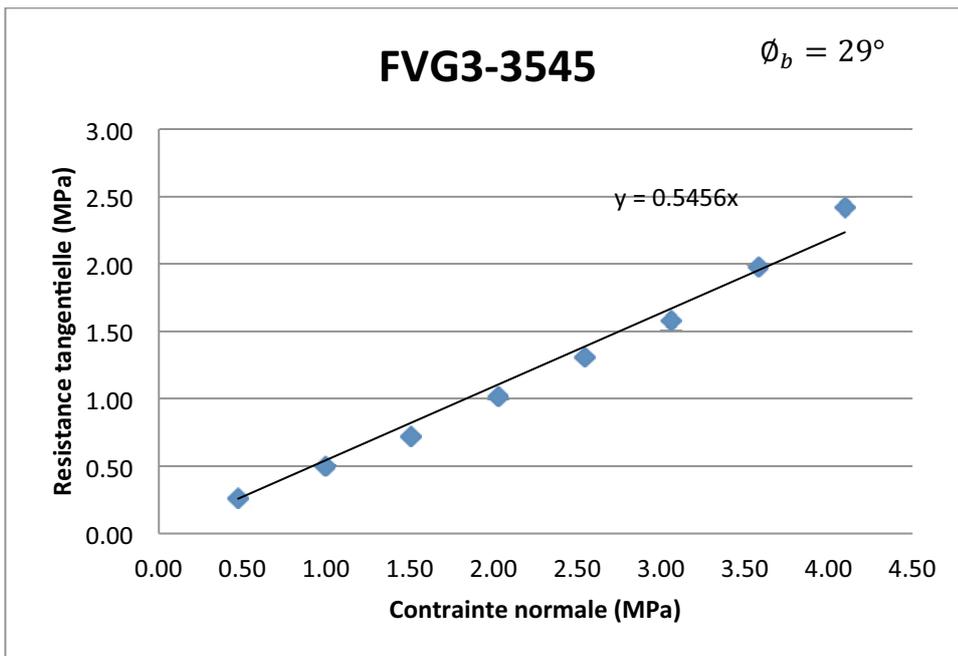
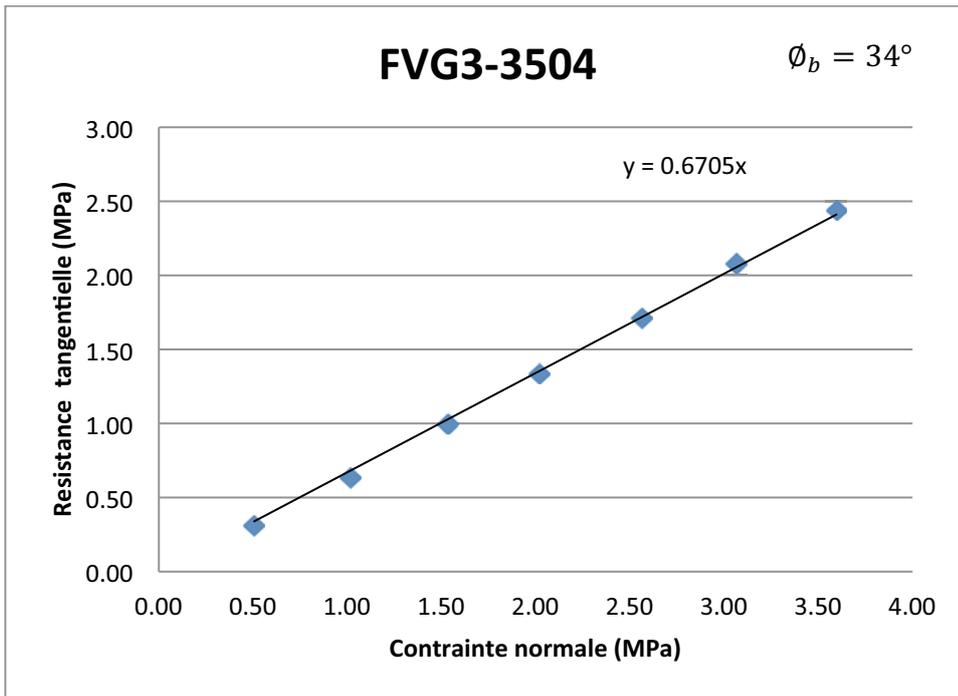


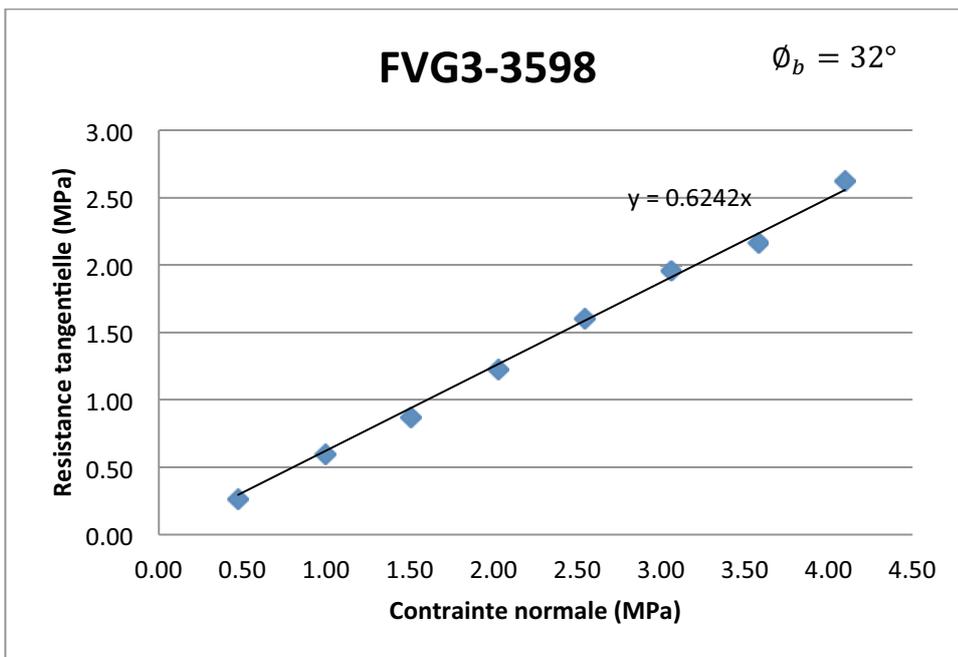
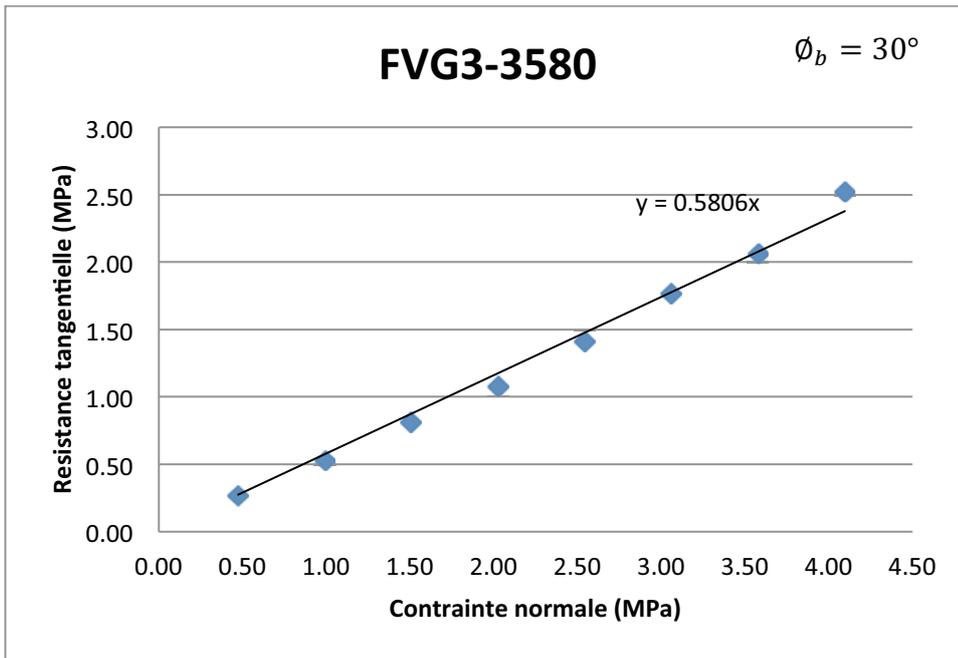




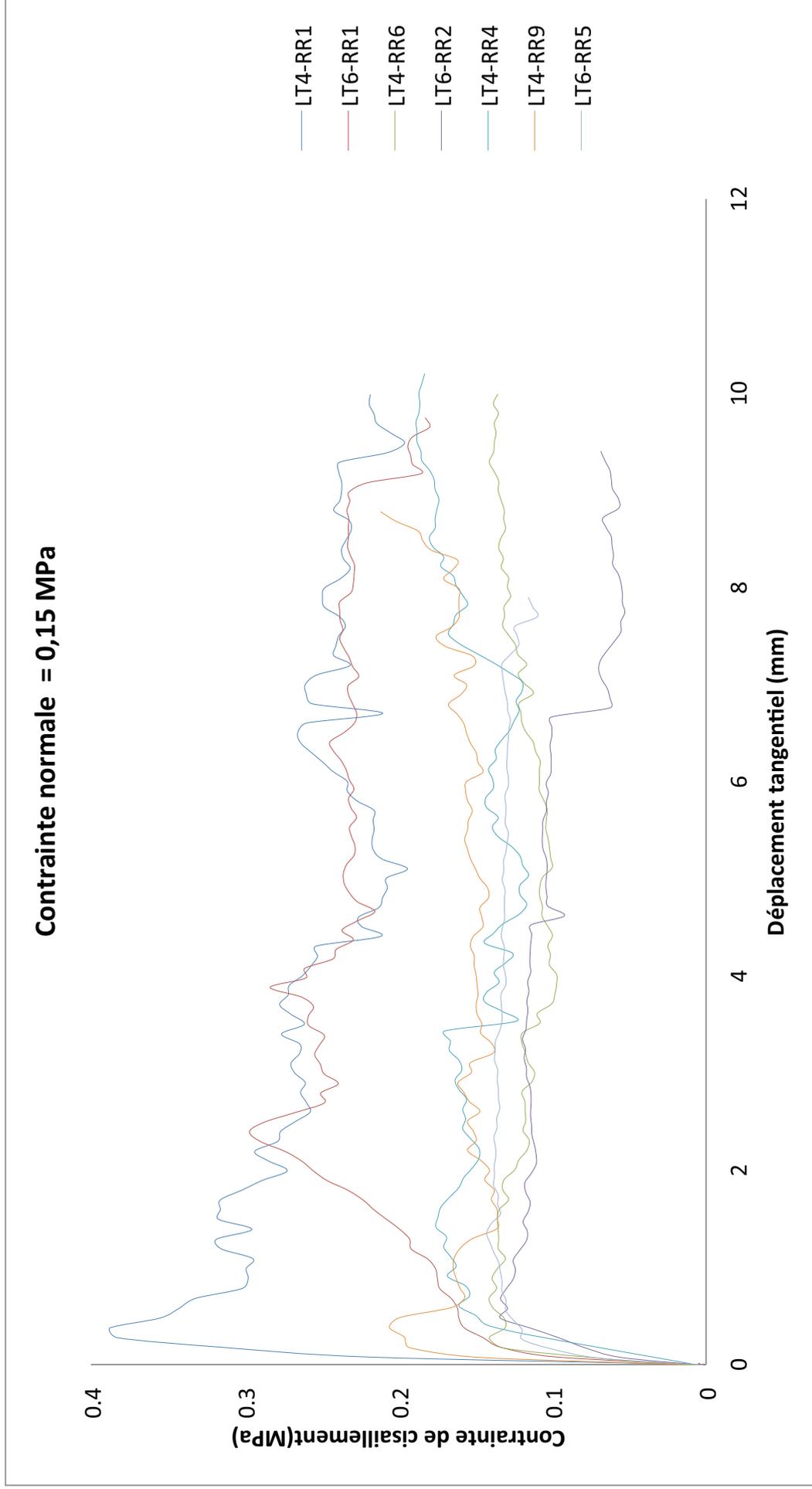


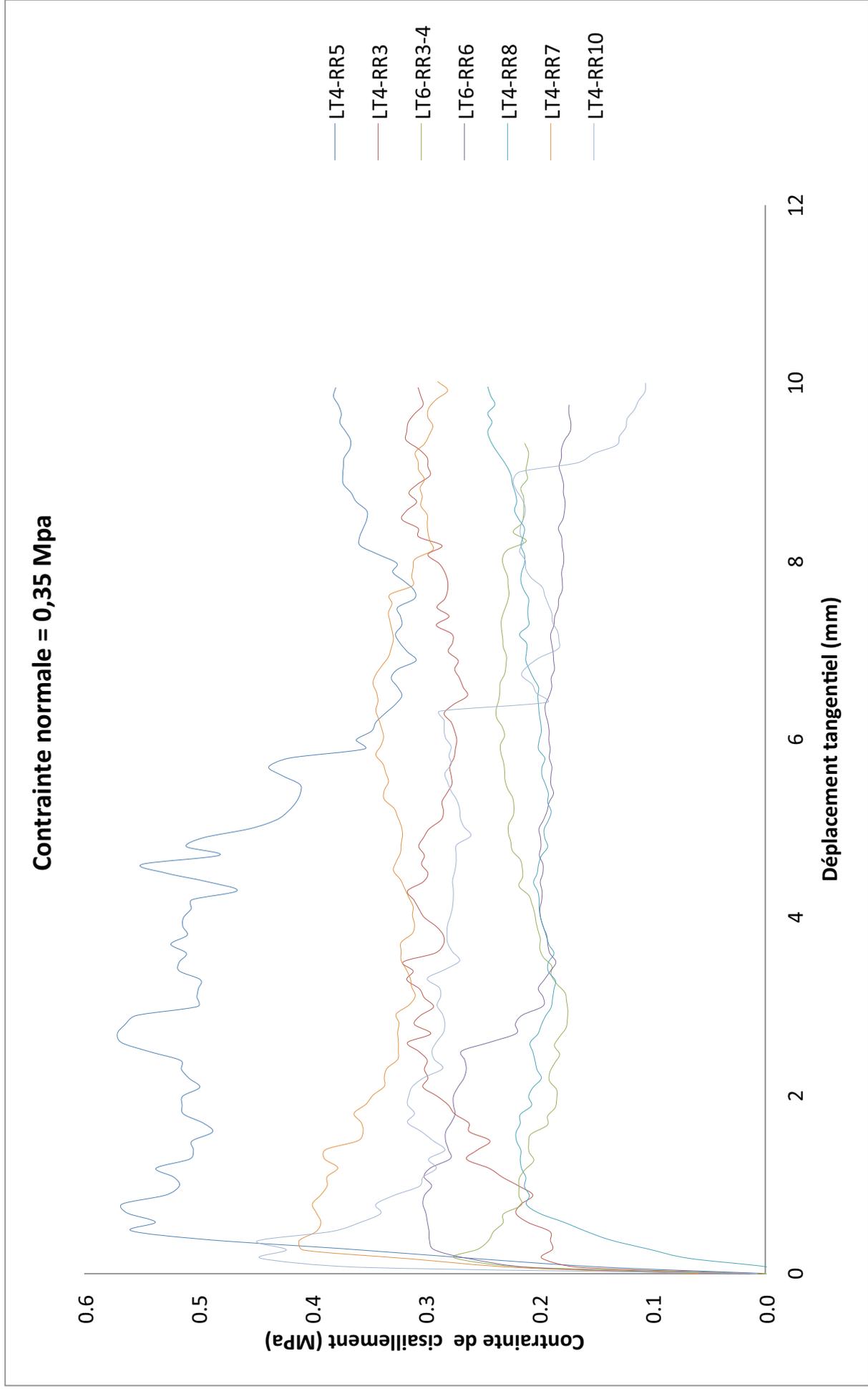


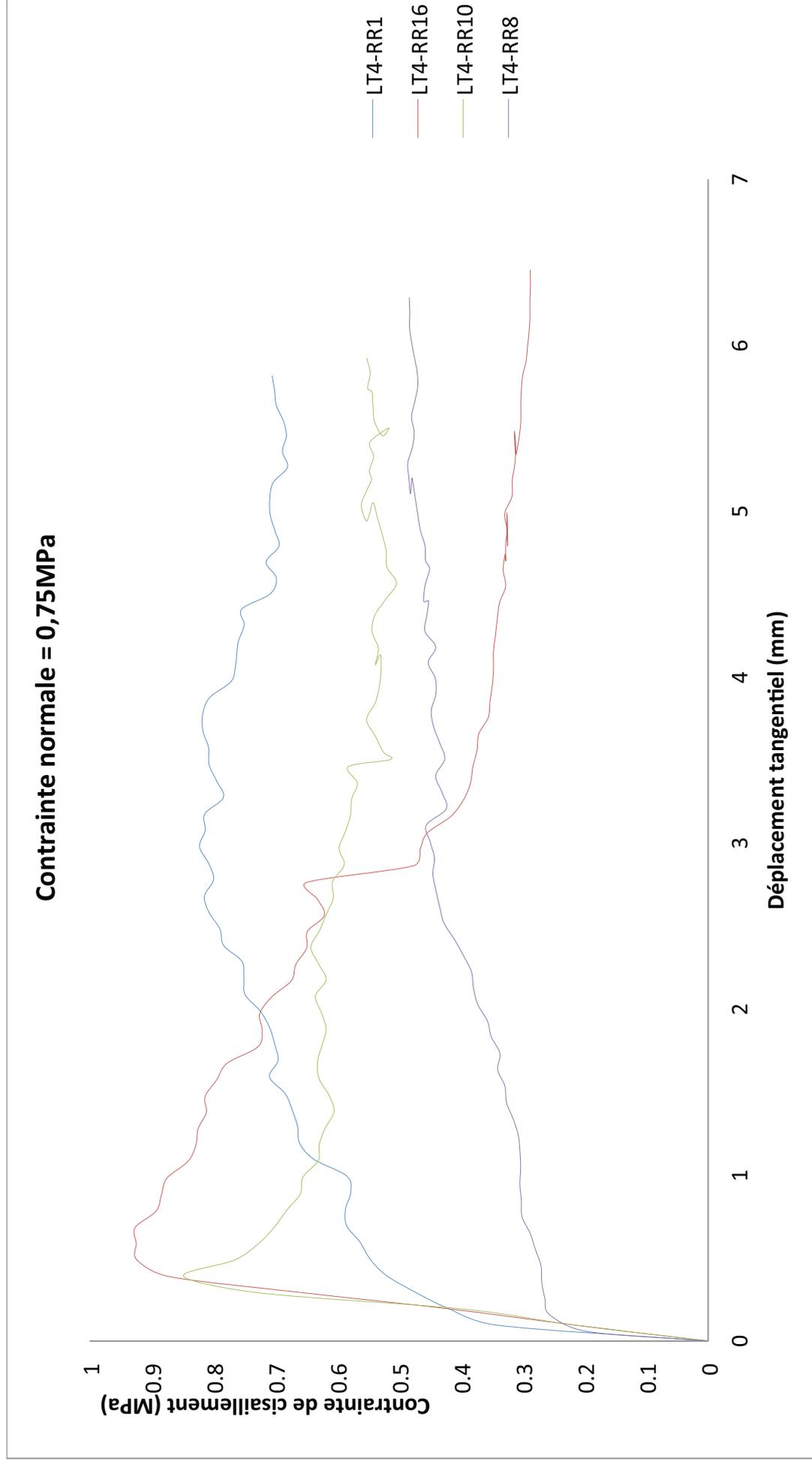


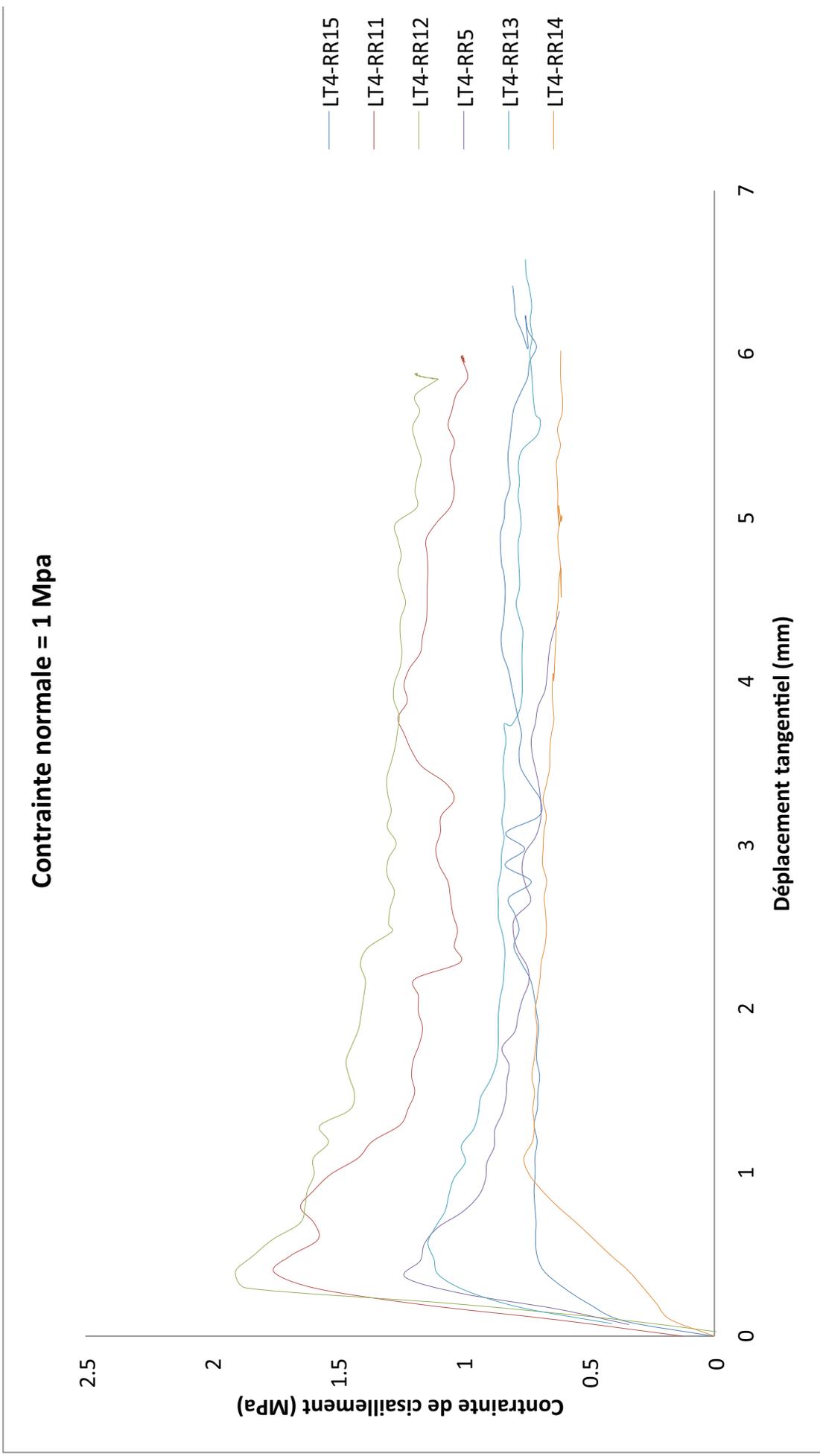


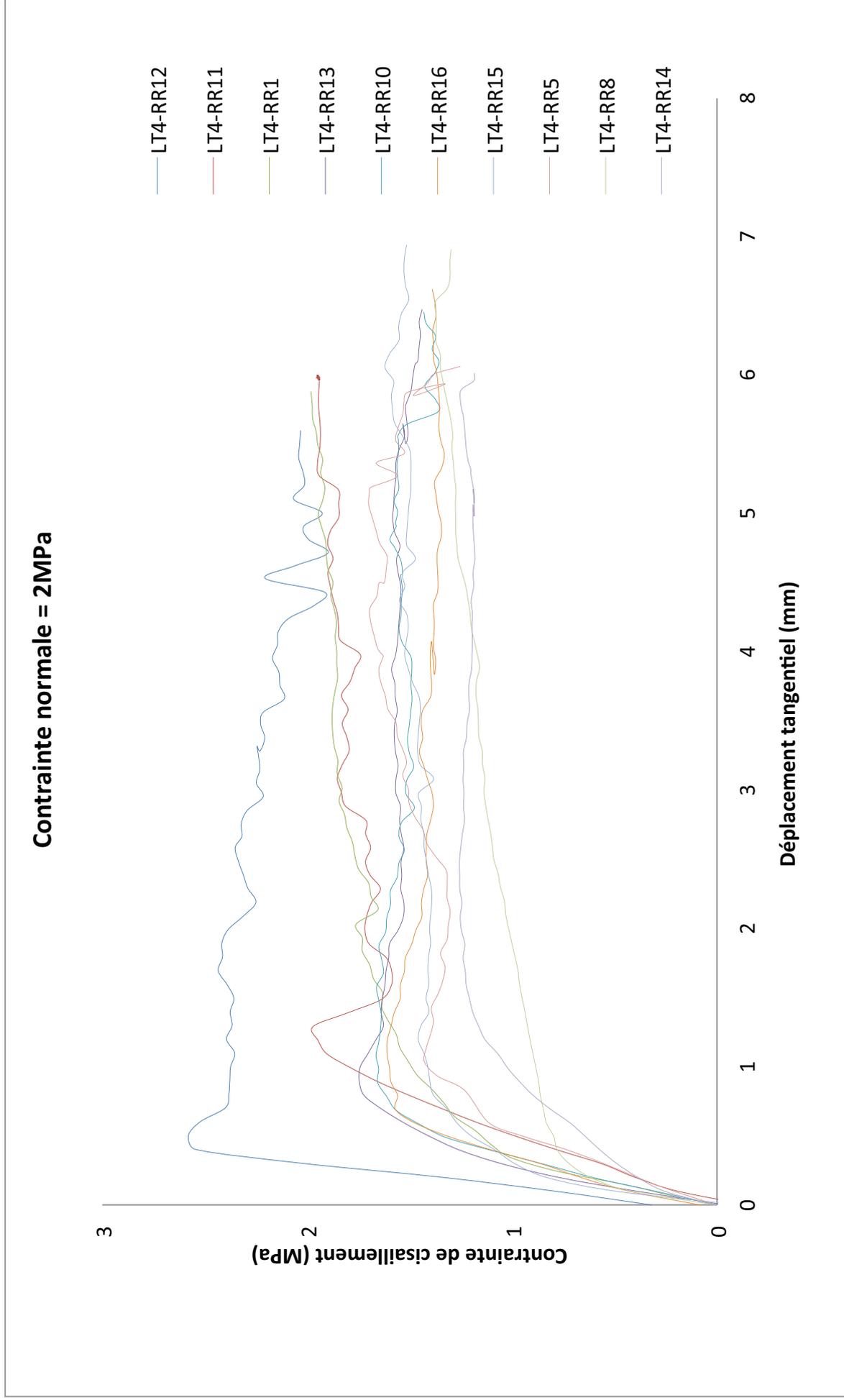
Annexe D : Résultats des essais de cisaillement sur joints rugueux











Annexe E: Données géo référencées collectées le long des forages pour l'analyse de la variabilité spatiale des paramètres de Barton et Choubey

Tableau E1 : Données géo référencées des valeurs au rebond des joints non altérés R_N (ou de la matrice rocheuse saine) le long des forages FVG2, FVG3, FVD1 et FVD2

forage	profondeur sous le barrage (m)	diamètre (mm)	10 lectures supérieures										$R_N =$ Moyenne	CV% des 10 lectures sup.
FVG2	3	83	48	48	48	49	49	50	50	52	52	52	50	3%
	4,5	83	48	48	48	48	48	48	49	49	50	50	49	2%
	4,25	83	45	45	46	47	48	49	49	49	50	52	48	5%
	4,25	83	45	45	46	46	46	47	48	48	48	51	47	4%
	4,25	83	48	48	48	48	48	48	48	49	49	49	48	1%
	7,58	83	42	42	43	45	45	45	45	45	46	46	44	3%
	7,25	83	42	43	45	46	46	47	47	47	47	48	46	4%
	8,25	83	43	43	45	45	45	45	45	46	46	47	45	3%
	8,25	83	42	43	45	45	45	45	45	45	45	45	44	2%
	8,25	83	46	47	47	48	48	48	48	49	50	50	48	3%
8,75	83	45	45	45	45	45	45	46	46	46	46	45	1%	
FVG3	0,5	83	42	42	42	42	43	43	43	45	45	45	43	3%
	0,8	83	45	45	45	45	46	46	46	46	47	47	46	2%
	1,12	83	49	49	49	49	49	49	50	50	50	50	49	1%
	2,12	83	45	47	47	47	49	50	50	50	51	51	49	4%
	1,87	83	49	50	50	50	50	51	52	52	53	53	51	3%
	3,18	83	45	45	45	46	47	48	48	48	49	50	47	4%
	3,91	83	43	45	45	45	46	46	46	47	49	50	46	5%
	3,87	83	45	46	46	46	47	48	48	49	50	52	48	5%
	3,87	83	43	45	46	46	46	48	48	49	49	50	47	5%
	4,52	83	47	47	48	48	49	49	50	51	52	52	49	4%
	4,87	83	47	47	47	47	47	48	48	48	48	50	48	2%
	5,37	83	47	47	47	47	48	48	49	49	50	50	48	3%
	5,44	83	49	49	49	49	50	50	50	50	51	51	50	2%
	4,87	83	48	49	49	50	50	50	50	50	50	52	50	2%
	5,54	83	49	50	50	50	50	50	50	51	51	51	50	1%
5,59	83	48	48	49	49	49	50	50	50	50	51	49	2%	
4,87	83	48	48	48	49	49	49	50	51	51	51	49	3%	

	5,69	83	50	50	50	50	50	50	51	51	51	51	51	51	1%
	4,87	83	49	49	49	50	50	50	50	51	51	51	51	50	2%
	5,87	83	50	50	50	50	50	50	50	51	51	52	50	1%	
	6,72	83	49	49	49	50	50	50	51	51	51	51	50	2%	
	6,77	83	49	49	50	50	50	50	50	51	51	52	50	2%	
	5,87	83	49	50	50	51	51	51	51	51	52	52	51	2%	
	6,87	83	49	49	49	50	50	50	50	50	51	51	50	1%	
	6,87	83	49	50	50	50	50	50	51	51	51	52	50	2%	
	6,97	83	48	48	48	49	49	49	49	50	50	52	49	2%	
	6,87	83	49	49	49	49	50	50	50	50	51	51	50	2%	
FVD1	0,8	145	58	58	57	57	57	57	57	57	57	57	57	57	1%
	2,2	145	58	58	58	58	57	57	57	57	56	56	57	1%	
	2,5	145	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	0%	
	2,86	145	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	0%	
	2,86	145	58	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	1%	
	3,7	145	57	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	1%	
	3,7	145	56	56	56	56	55	55	55	55	55	55	55	55	1%
	6	145	59	59	58	58	57	56	56	56	56	56	56	57	2%
	6,5	145	58	58	58	58	57	57	57	56	56	56	56	57	2%
	6,5	145	57	57	57	57	57	56	56	56	56	56	56	57	1%
	6,99	145	56	56	56	56	56	56	56	56	55	55	55	56	1%
	6,99	145	56	55	55	55	55	55	54	54	54	54	54	55	1%
	7,3	145	55	54	54	54	54	54	53	53	53	53	53	54	1%

Tableau E2 : Données géo référencées des valeurs au rebond des joints altérés r

Forage	Prof. sous le barrage (m)	Diamètre (mm)	10 lectures supérieures										r = moyenne	CV (%)
FVD1	2,2	145	45	45	43	42	42	42	42	40	40	39	42	4
	2,86	145	29	28	26	26	26	25	25	25	23	22	25	8
	3,7	145	42	42	42	40	40	39	38	38	37	37	39	5
	3,7	145	49	45	45	45	43	43	43	42	42	42	44	4
	6,99	145	53	53	52	52	52	52	51	51	50	50	51	1
	6,99	145	51	50	50	49	49	48	47	47	47	47	48	2
	7,3	145	46	42	40	40	40	40	40	39	35	33	39	8
FVD2	0,39	145	42	40	40	38	38	37	36	36	36	31	37	7
	0,39	145	40	39	37	36	36	35	35	34	34	33	36	5
	4,21	145	49	49	48	48	46	45	43	42	40	40	45	7

Tableau E3: Données géo référencées des angles de frottement basique ϕ_b le long des forages FVG2 et FVG3.

Forage	profondeur sous le barrage (m)	Diamètre (mm)	ϕ_b obtenu par régression
FVG2	2	83	33
	2,03	83	35
	2,85	83	32
	3,65	83	32
	4,45	83	29
	4,55	83	34
	4,7	83	35
	4,9	83	34
	7,65	83	33
	7,81	83	32
	8,7	83	33
FVG3	2,1	83	35
	2,38	83	34
	3,18	83	31
	3,91	83	33
	4,32	83	28
	4,47	83	33
	4,67	83	30
	4,85	83	31

Tableau E4: Données géo référencées des paramètres directionnels de rugosité Z_2 calculés selon la direction des pressions hydrostatiques du barrage (110° par rapport au nord)

Forage orienté	Diamètre (mm)	Profondeur sous la barrage (m)	Z_2	JRC
FVG3	83	0,5	0,167	7
	83	0,8	0,180	8
	83	1,12	0,156	6
	83	1,41	0,156	6
	83	1,65	0,225	11
	83	1,87	0,135	4
	83	2,38	0,167	7
	83	2,48	0,145	5
	83	2,87	0,156	6
	83	2,93	0,156	6
	83	3,18	0,156	6
	83	3,27	0,214	10
	83	3,27	0,207	10
	83	3,87	0,167	7
	83	3,91	0,240	12
	83	4,87	0,224	11
	83	5,87	0,180	8
	83	6,43	0,193	9
	83	7,61	0,268	14

Annexe F : Détail de calcul des variances des erreurs de mesures et des fluctuations aléatoires sur les paramètres mesurés de valeurs au rebond et de l'angle de frottement basique

Tableau F1: Détail de calcul de la variance de l'erreur de mesure sur la valeur au rebond des joints altérés

forage	profondeur sous le barrage (m)	r(x)	Variance de l'erreur de mesure pour chaque essai réalisé	$Var[e_r]$
FVD1	2,2	42	0,38	0,59
	2,86	25	0,42	
	3,7	39	0,40	
	3,7	44	0,48	
	6,99	51	0,12	
	6,99	48	0,23	
	7,3	39	1,21	
FVD2	0,39	37	0,91	
	0,39	36	0,49	
	4,21	45	1,27	

Tableau F2 : Détail de calcul de la variance de l'erreur de mesure sur la valeur au rebond des joints non altérés.

Forage	profondeur sous le barrage (m)	R(x)	Variance de l'erreur de mesure pour chaque essai réalisé	$Var[e_R]$
FVD1	0,8	57	0,18	0,56
	2,2	57	0,62	
	2,5	56	0,00	
	2,86	56	0,00	
	2,86	56	0,40	
	3,7	56	0,10	
	3,7	56	2,02	
	3,7	55	0,27	
	6	57	1,66	
	6,5	57	0,77	
	6,5	57	0,28	
	6,99	56	0,18	
	6,99	55	0,38	
	7,3	54	0,51	
FVD2	0,39	53	1,02	

Tableau F3 : Détail de calcul de la variance de l'erreur de mesure sur l'angle de frottement basique.

Forage	Profondeur sous le barrage (m)	$\varnothing_b(x)$	coefficient de corrélation	Variance de l'erreur de mesure pour chaque essai réalisé	$Var[e_{\varnothing_b}]$
FVG2	2	33	0,93	0,00262	0,00546
	2,03	35	0,98	0,00099	
	2,85	32	0,90	0,00330	
	3,65	32	0,90	0,00964	
	4,45	29	0,81	0,02001	
	4,55	34	0,95	0,00224	
	4,7	35	0,98	0,00257	
	4,9	34	0,95	0,00510	
	7,65	33	0,93	0,00331	
	7,81	32	0,90	0,00158	
8,7	33	0,93	0,00750		
FVG3	2,1	35	0,99	0,00396	0,00546
	2,38	34	0,96	0,01134	
	3,18	31	0,88	0,00596	
	3,91	33	0,93	0,00158	
	4,32	28	0,79	0,01047	
	4,47	33	0,93	0,00209	
	4,67	30	0,85	0,00637	
	4,85	31	0,88	0,00309	

Tableau F4 : Détail de calcul de la variance de la fluctuation aléatoire autour de la tendance $Var[w_r(x)]$

Forage	Profondeur sous le barrage (m)	$r(x)$	$t_r(x)$	$r(x) - t_r(x)$	$Var[w_r(x)]$ $+ Var[e_r]$	$Var[w_r(x)]$
FVD1	2,2	42	40,63	2	3,98	3,4
	2,86					
	3,7	39	43,63	-5		
	3,7	44	43,63	0		
	6,99	51	50,2	1		
	6,99	48	50,2	-2		
7,3						
FVD2	0,39	37	37,01	0		
	0,39	36	37,01	-1		
	4,21	45	44,65	0		

Tableau F5 : Détail de calcul de la variance de la fluctuation aléatoire autour de la tendance $Var[w_R(x)]$

forage	Profondeur r sous le barrage	$R(x)$	$t_R(x)$	$R(x) - t_R$	$Var[w_R(x)]$ $+ Var[e_R]$	$Var[w_R(x)]$
FVD1	0,8	57	56	1	1,5561	0,998
	2,2	57		1		
	2,5	56		0		
	2,86	56		0		
	2,86	56		0		
	3,7	56		0		
	3,7	56		0		
	3,7	55		0		
	6	57		1		
	6,5	57		1		
	6,5	57		1		
	6,99	56		0		
	6,99	55		-1		
	7,3	54		-2		
FVD2	0,39	53	-3			

Tableau F6 : Détail de calcul de la variance de la fluctuation aléatoire autour de la tendance $Var[w_{\phi_b}(x)]$

Forage	Profondeur sous le barrage (m)	$\phi_b(x)$	$t_{\phi_b}(x)$	$\phi_b(x) - t_{\phi_b}$	$Var[w_{\phi_b}(x)]$
FVG2	32	33	32,5	0,5	3,93
	32	35		2,5	
	29	32		-0,5	
	34	32		-0,5	
	35	29		-3,5	
	34	34		1,5	
	33	35		2,5	
	32	34		1,5	
	33	33		0,5	
	35	32		-0,5	
	34	33		0,5	
FVG3	31	35	32,5	2,5	3,93
	33	34		1,5	
	28	31		-1,5	
	33	33		0,5	
	30	28		-4,5	
	31	33		0,5	
	0	30		-2,5	
	0	31		-1,5	

Annexe G: Structures géologiques relevées par les diagraphies acoustiques et optiques ; log des forages et résultats des essais d'eau

Légende : ff = fracture fermée; fo = fracture ouverte; fpo = fracture partiellement fermée; fol = foliation; b-r = interface béton roc; fis = fissure;

Forage	diamètre (mm)	profondeur à partir de l'interface barrage-fondation (m)	orientation(°)		observation selon diagraphie	RQD	essais d'eau		Ouverture des joints(mm)		remplissage observé sur carottes de forage	altération		
			pendage	azimut			Unité Lugeon	Débit (l/min/m)	min	max				
FVG2	83	0	19	89,95	b-r	100	3							
FVG2	83	0,1	20,62	99,3	fol									
FVG2	83	0,1	60,36	136,47	ff									
FVG2	83	0,15	64	279	ff									
FVG2	83	0,18	17,89	91,63	ff									
FVG2	83	0,21	15,36	73,53	fol									
FVG2	83	0,35	52,69	286,75	fpo									
FVG2	83	0,39	15,5	99,29	fol									
FVG2	83	0,42	25,8	103,49	fpo									
FVG2	83	0,51	14,39	142,82	fo					1	51		chlorite	oui
FVG2	83	0,58	23,82	137	fo					1	1		chlorite	oui
FVG2	83	0,65	19,46	101,38	fo					1	1		chlorite	oui
FVG2	83	0,74	21,88	95,03	fol									
FVG2	83	0,78	23,04	99,27	fo									

