



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL

Luiz Augusto da Silva Florêncio

**ANÁLISE DE CONFIABILIDADE GEOTÉCNICA DE ESTRUTURAS DE
CONTENÇÃO EM BALANÇO EXECUTADAS EM AREIA**

**Natal/RN
2018**

Luiz Augusto da Silva Florêncio

**ANÁLISE DE CONFIABILIDADE GEOTÉCNICA DE ESTRUTURAS DE
CONTENÇÃO EM BALANÇO EXECUTADAS EM AREIA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Civil, da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

Orientadora: Prof.^a Dra. Carina Maia Lins Costa.

Natal/RN
2018

Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN
Sistema de Bibliotecas - SISBI
Catalogação de Publicação na Fonte. UFRN - Biblioteca Central Zila Mamede

Florêncio, Luiz Augusto da Silva.

Análise de confiabilidade geotécnica de estruturas de contenção em balanço executadas em areia / Luiz Augusto da Silva Florêncio. - 2018.

150 f.: il.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Tecnologia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil. Natal, RN, 2018.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Carina Maia Lins Costa.

1. Modelagem numérica - Dissertação. 2. Python - Dissertação. 3. Solo arenoso - Dissertação. 4. ELU - Dissertação. 5. ELS - Dissertação. I. Costa, Carina Maia Lins. II. Título.

RN/UF/BCZM

CDU 624.137

LUIZ AUGUSTO DA SILVA FLORÊNCIO

**ANÁLISE DE CONFIABILIDADE GEOTÉCNICA DE ESTRUTURAS DE
CONTENÇÃO EM BALANÇO EXECUTADAS EM AREIA**

Dissertação apresentada ao Programa de
Pós-graduação em Engenharia Civil, da
Universidade Federal do Rio Grande do Norte,
como requisito parcial à obtenção do título de
Mestre em Engenharia Civil.

BANCA EXAMINADORA

Prof^a. Dr^a. Carina Maia Lins Costa – Orientadora (UFRN)

Prof. Dr. Yuri Daniel Jatobá Costa – Examinador Interno (UFRN)

Prof. Dr. Jefferson Lins da Silva. – Examinador Externo (USP - São Carlos)

Natal/RN, 26 de Fevereiro de 2018.

ANÁLISE DE CONFIABILIDADE GEOTÉCNICA DE ESTRUTURAS DE CONTENÇÃO EM BALANÇO EXECUTADAS EM AREIA

Luiz Augusto da Silva Florêncio

Orientadora: Prof^a Dr.^a Carina Maia Lins Costa

RESUMO

Estruturas geotécnicas estão sujeitas a incertezas decorrentes da variabilidade natural do solo e do conhecimento limitado dos diversos eventos envolvidos. Nesse sentido, a avaliação de incertezas em projetos geotécnicos pode ser feita mediante aplicação da teoria da confiabilidade. Entretanto, apesar da adoção de análises probabilísticas em normas internacionais e pesquisas científicas, pode-se dizer que, no Brasil, sua aplicação ainda é escassa, especialmente, em estruturas de contenção. Desse modo, nesse trabalho apresenta-se um estudo sobre confiabilidade geotécnica de contenções de estacas em balanço executadas em areia. Rotinas de cálculo computacional para análise de confiabilidade foram inicialmente desenvolvidas utilizando-se a linguagem *Python*. O primeiro grupo de rotinas foi desenvolvido para Estado Limite Último (ELU) através do método FORM (*First Order Reliability Method*) e da simulação de Monte Carlo. O segundo grupo de rotinas refere-se à análise de confiabilidade para Estado Limite de Serviço (ELS) mediante simulação de Monte Carlo. Uma contenção com características tipicamente executadas na cidade de Natal-RN foi analisada utilizando-se as rotinas desenvolvidas e para a realização de um estudo paramétrico. Para o ELS utilizou-se ainda o *software* de elementos finitos *Plaxis* 2D para obter os deslocamentos horizontais da contenção. A contenção analisada apresentou alta confiabilidade para o ELU com probabilidade de falha nula para os dois métodos probabilísticos e alto índice de confiabilidade tanto para o FORM quanto na simulação de Monte Carlo. Para o ELS, o aumento dos deslocamentos horizontais máximos permitidos diminuiu a probabilidade de falha e aumentou o índice de confiabilidade da contenção, em ambos os casos, com tendência linear. As análises de sensibilidade revelaram que o ângulo de atrito do solo foi a variável mais influente no ELU e ELS na grande maioria dos casos. O peso específico seco, por sua vez, teve baixa influência em todas as

análises. Os métodos de sensibilidade aplicados juntos com o *Plaxis* 2D tiveram resultados satisfatórios para as avaliações da função de estado limite realizadas. Em relação à análise paramétrica, o superdimensionamento da ficha da contenção executada diminuiu a influência da variabilidade das propriedades do solo nos resultados. O efeito da variação das características do solo nos resultados só foi expressivo adotando-se valores de ficha menores que o executado. Nesse caso, considerando a profundidade de escavação constante, o aumento da ficha diminuiu a probabilidade de falha usando os dois métodos probabilísticos e os valores dos pontos de projeto fornecidos pelo FORM. A distribuição lognormal diminuiu a probabilidade de falha das análises no ELS.

Palavras-Chave: Modelagem Numérica, Python, Solo arenoso, ELU, ELS.

GEOTECHNICAL RELIABILITY ANALYSIS OF CANTILEVER PILE WALLS IN SAND

Luiz Augusto da Silva Florêncio

Adviser: Prof^a Dr.^a Carina Maia Lins Costa

ABSTRACT

Geotechnical structures are subject to different uncertainties due to the natural variability of the soil and because of the limited knowledge of the several related events. The evaluation of these uncertainties is possible with the application of the reliability theory. Despite the discussion on this topic presented in international standards and scientific researches, the application of the probabilistic theory in Brazil is still unusual, especially for retaining structures. Accordingly, this work presents a study on geotechnical reliability of cantilever pile walls in sand. First, computational routines were developed for reliability analysis using the Python language. The first series of routines was developed to evaluate the reliability for the Ultimate Limit State (ULS) of the structure using FORM (First Order Reliability Method) and Monte Carlo simulation. The second group of routines was devised to evaluate the reliability for the Service Limit State (SLS) using Monte Carlo simulation. A project of a cantilever pile wall embedded in sandy soil, which is typically constructed in the city of Natal/RN, Brazil, was analyzed using the computational routines. A parametric study was conducted based on this specific retaining wall. Particularly for SLS evaluation, the Plaxis 2D finite element software was used to obtain the horizontal displacement values of the cantilever wall. The retaining structure presented high reliability for the ULS with insignificant probability of failure for both probabilistic methods and great reliability index values for the FORM and for the Monte Carlo simulation. For SLS, the increase in maximum allowed horizontal displacements decreased the failure probability and increased the pile wall reliability index, in a linear trend. Sensitivity analysis indicated that the soil friction angle was the most influential variable in ULS and SLS in most cases. On the other hand, soil dry unit weight showed a low influence in all analyzed cases. Sensitivity methods

coupled with Plaxis 2D exhibited satisfactory results for the implemented evaluations. Regarding the parametric study, the oversized embedment depth of the structure led to a reduced influence of soil property variability on reliability analyses. The effect of soil properties variations on the results was significant only for adopted embedment depth smaller than that actually executed. For a constant depth of excavation, increasing embedment depths decreased the failure probability found by the two probabilistic methods and increased the design points provided by the FORM. The use of lognormal distribution reduced the failure probability of the SLS analyzes.

Keywords: Numerical modeling, Python, Sandy Soil, ULS, SLS.

“A renúncia é a libertação. Não querer é poder.”
Bernardo Soares, heterônimo de Fernando Pessoa.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por ter me dando forças durante a realização do mestrado.

Agradeço a meus pais pela confiança e apoio durante toda minha formação.

A minha orientadora, professora Carina Maia Lins Costa, pela disponibilidade, confiança depositada, troca de conhecimento e oportunidades fornecidas desde a graduação.

Aos antigos e novos colegas que fiz no mestrado, pelo companheirismo, resenhas e estudo compartilhado. Especialmente a Daniela Ferreira e Weber Souza pela partilha desse novo mundo que é a confiabilidade e geoestatística.

Aos colegas de laboratório João Paulo, Pedro Henrique e Gracianne Maria, gratidão pela compreensão de vocês quando precisei usar o Plaxis semanas inteiras.

Aos professores do PEC-UFRN Yuri Costa, Fagner França, Olavo Jr. e Osvaldo Neto, pelas experiências e conhecimentos transmitidos.

A CAPES, pelo apoio financeiro durante a pesquisa.

A todos que de alguma forma contribuíram para a conclusão desse trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	XI
LISTA DE TABELAS.....	XVI
LISTA DE EQUAÇÕES	XVIII
LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS.....	XX
CAPÍTULO 1 INTRODUÇÃO	1
1.1 Justificativa.....	2
1.2 Objetivos da pesquisa.....	3
1.3 Organização da dissertação	4
CAPÍTULO 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	5
2.1 Análise de Confiabilidade e Probabilidade de falha.....	5
2.1.1 Variabilidade das propriedades do solo	5
2.1.2 Confiabilidade e risco admissível	7
2.1.3 Métodos probabilísticos	13
2.1.3.1 Simulação de Monte Carlo Simples	13
2.1.3.2 Aproximação de Hasofer-Lind (FORM)	15
2.1.4 Métodos da análise de sensibilidade.....	17
2.2 Estruturas de contenção em balanço	19
2.3 Análise de confiabilidade aplicada a contenções em balanço.....	23
CAPÍTULO 3 MATERIAIS E MÉTODOS.....	49
3.1 Desenvolvimento das rotinas do ELU.....	51
3.1.1 Mecanismos de falha e função de estado limite para o ELU	51
3.1.2 Variáveis aleatórias do ELU	53
3.2 Desenvolvimento das rotinas do ELS	55
3.2.1 Mecanismos de falha e função de estado limite para o ELS	55

3.2.2 Variáveis aleatórias do ELS	59
3.3 Análise da contenção padrão	63
3.4 Estudo paramétrico	66
CAPÍTULO 4 RESULTADOS	68
4.1 Resultados para a contenção padrão	68
4.1.1 Resultados para o ELU	68
4.1.2 Resultados para o ELS	75
4.2 Resultados do estudo paramétrico do ELU	84
4.2.1 Influência do C.V. do ângulo de atrito do solo	84
4.2.2 Influência da profundidade de escavação H	87
4.2.3 Influência da correlação entre as variáveis	91
4.2.4 Influência do valor da ficha	92
4.2.5 Análise entre Distribuição Normal e Lognormal	104
4.3 Resultados do estudo paramétrico do ELS	107
4.3.1 Análise entre Distribuição Normal e Lognormal	107
4.3.2 Influência da correlação entre variáveis	111
CAPÍTULO 5 CONCLUSÕES	113
5.1 Generalidades	113
5.2 Principais conclusões	114
5.3 Sugestões para pesquisas futuras	118
REFERÊNCIAS	119
ANEXO A: COMENTÁRIOS GERAIS SOBRE AS ROTINAS COMPUTACIONAIS PARA ANÁLISE DE CONFIABILIDADE	125

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Curva de densidade de probabilidade de S e R.	8
Figura 2.2 – Densidade de probabilidade marginal de M.	10
Figura 2.3 – Densidade de probabilidade cumulativa de M.	11
Figura 2.4 – Variáveis aleatórias adimensionais (S' e R') mostrando a definição de β segundo o FORM.	16
Figura 2.5 – Modos de ruptura geotécnicos: a) Rotação em torno de um eixo; b) Deslizamento e c) Ruptura global.	20
Figura 2.6 – Perfil de deslocamento de uma contenção em balanço.	21
Figura 2.7 – Representação esquemática de um sistema em série	23
Figura 2.8 – β x Profundidade de escavação.	26
Figura 2.9 – Modelo geométrico da estaca prancha	28
Figura 2.10 – Variação da confiabilidade pelo C.V de ϕ'	29
Figura 2.11 a) Relação β e $ux_{máximo}$ b) Relação pf e $ux_{máximo}$	30
Figura 2.12 – Variação do fator de influência com ux	30
Figura 2.13 – Influência de R_{inter} na confiabilidade.	31
Figura 2.14 – Análise de sensibilidade global.	37
Figura 2.15 – Segunda análise de sensibilidade global.	38
Figura 2.16 – Fatores de importância α_2 para ruptura do solo.	39
Figura 2.17 – Corte esquemático do muro.	40
Figura 2.18 – Superfície de ruptura global. As setas indicam a posição do reforço.	40

Figura 2.19 – Geometria do modelo computacional.....	45
Figura 2.20 – Correlação positiva entre os deslocamentos e momentos fletores para C.V. = 30%.	47
Figura 2.21 - a) e b). – Valores médios e C.V. da probabilidade de falha para os deslocamentos horizontais, C.V. = 30%.....	47
Figura 3.1 – Fluxograma das etapas da análise de confiabilidade dessa dissertação.....	50
Figura 3.2 – Diagrama simplificado dos empuxos resultantes com a indicação das tensões atuantes e braços de alavanca..	51
Figura 3.3 – Configuração do servidor de controle remoto do Plaxis.	57
Figura 3.4 – Ação conjunta entre Plaxis e Python.....	59
Figura 3.5 – Geometria do modelo da contenção em estudo para a segunda fase construtiva.	65
Figura 3.6 – Modelo numérico discretizado com indicação do Ponto A.....	66
Figura 4.1 – Funções Densidade de Probabilidade Normais e truncadas. a) Ângulo de atrito do solo. b) Ângulo de interface. c) Peso específico seco.	68
Figura 4.2 – Análise de sensibilidade do FORM para a contenção padrão.	69
Figura 4.3 – Histograma de resultados do FORM para a contenção padrão.....	70
Figura 4.4 – Teste gráfico Q-Q para a contenção padrão segundo o FORM.	71
Figura 4.5 – Histograma de resultados do MCS para a contenção padrão.	72
Figura 4.6 – Teste gráfico Q-Q para a contenção padrão segundo a MCS.....	73
Figura 4.7 – Análise de sensibilidade para a contenção padrão segundo Taylor.	74
Figura 4.8 – FDP normal para o coeficiente de atrito de interface.....	75
Figura 4.9 – FDP normal para o módulo de deformabilidade secante.....	76

Figura 4.10 – Probabilidade de falha x deslocamento máximo.	77
Figura 4.11 – Índice de confiabilidade x deslocamento máximo.....	77
Figura 4.12 – C.V. de pf x deslocamento máximo.....	79
Figura 4.13 – Convergência de pf para o deslocamento limite de 0,015 m.	79
Figura 4.14 – Histograma de deslocamentos horizontais fornecidos pelo Plaxis.....	80
Figura 4.15 – Gráfico Q-Q para o deslocamento limite de 0,015 m.....	81
Figura 4.16 – Análise de sensibilidade por Taylor x Deslocamento para 500 interações.	82
Figura 4.17 – Análise de sensibilidade por Taylor x Deslocamento para 1000 interações. ..	83
Figura 4.18 – Análise de sensibilidade por FAST x Deslocamento para 500 interações.	83
Figura 4.19 – Variação do β e pf para diferentes C.V. de ϕ' para o FORM.....	85
Figura 4.20 – Variação dos α_2 do FORM para diferentes C.V. de ϕ'	85
Figura 4.21 – Variação de β em função dos C.V. para os dois métodos.	86
Figura 4.22 – Variação de pf em função dos C.V. para os dois métodos.	86
Figura 4.23 – Variação da sensibilidade segundo Taylor para diferentes C.V. de ϕ'	87
Figura 4.24 – Análise de sensibilidade do FORM considerando H.....	88
Figura 4.25 – Análise de sensibilidade do FORM com H com distribuição truncada.	89
Figura 4.26 – Método de Taylor considerando H com distribuição truncada.	90
Figura 4.27 – Análise de sensibilidade para a contenção padrão com correlação.	91
Figura 4.28 – Variação de β x ficha da contenção.	93
Figura 4.29 – Variação de pf x ficha da contenção.	94
Figura 4.30 – Variação dos fatores de influência do FORM segundo a ficha.	94
Figura 4.31 – Variação da sensibilidade das variáveis por Taylor segundo a ficha.	95

Figura 4.32 – Variação do ponto de projeto de ϕ' para diferentes fichas.	96
Figura 4.33 – Variação do ponto de projeto de δ para diferentes fichas.	96
Figura 4.34 – Gráfico da variação de pf pela mudança do C.V. de ϕ para ficha de 2,5m. ...	97
Figura 4.35 – Gráfico de β x C.V. de ϕ para a ficha de 2,50 m.	98
Figura 4.36 – Gráfico de β x C.V. de ϕ para a ficha de 3,65 m e 2,50 m.	99
Figura 4.37 – Variação de α^2 x C.V. de ϕ' para a ficha de 2,50 m.	99
Figura 4.38 – Variação da sensibilidade das variáveis pelo método de Taylor pela variação C.V. de ϕ' para a ficha de 2,50 m.	100
Figura 4.39 – Gráfico de convergência com de pf com 1000 interações.	101
Figura 4.40 – Gráfico de convergência de pf com 10000 interações.	102
Figura 4.41 – Histograma de resultados para a ficha de 1,50 m pela MCS.	102
Figura 4.42 – Histograma de resultados para a ficha de 2,50 m pela MCS.	103
Figura 4.43 – Teste gráfico Q-Q para ficha 2,50 m segundo MCS.	103
Figura 4.44 – a) Ângulo de atrito. b) Ângulo de interface. c) Peso específico seco.	104
Figura 4.45 – Variação de pf x ficha da contenção para as duas distribuições.	106
Figura 4.46 – FDP lognormal para o coeficiente de atrito de interface.	107
Figura 4.47 – FDP lognormal para o módulo de deformabilidade secante.	108
Figura 4.48 – pf x Deslocamento máximo para as distribuições normal e lognormal.	108
Figura 4.49 – β x Deslocamento máximo para as distribuições normal e lognormal.	109
Figura 4.50 – C.V. de pf x Deslocamento máximo para distribuições normal e lognormal.	109
Figura 4.51 – Fator de influência de Taylor para distribuição lognormal.	111
Figura 4.52 – Comparação entre as pf de uma análise com correlação e independente.	111
Figura 4.53 – C.V. x Deslocamento máximo para análise com correlações.	112

Figura A.1 – Janela de entrada da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pelo método FORM.	126
Figura A.2 – Janela de saída com parte dos resultados da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pelo método FORM	127
Figura A.3 – Janela de saída com parte dos resultados da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pela simulação de Monte Carlo	128

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Coeficientes de variação reportados na literatura.....	6
Tabela 2.2 – Coeficientes de correlação linear reportados na literatura.	7
Tabela 2.3 – Escala de β com descrição de ocorrência	12
Tabela 2.4 β admissível para diversas obras.	13
Tabela 2.5 – Deslocamentos Horizontais observados para contenções.	22
Tabela 2.6 –Inputs de Schweiger et al. (2001)	25
Tabela 2.7 – Combinações de valores das variáveis aleatórias.	25
Tabela 2.8 – Variáveis aleatórias.	28
Tabela 2.9 – Valores das variáveis aleatórias	32
Tabela 2.10 – Dados de entrada e resultados do FORM.	34
Tabela 2.11 – Propriedades probabilísticas dos parâmetros do solo.	37
Tabela 2.12 - Variabilidade dos parâmetros do solo	41
Tabela 2.13 – Resultado da confiabilidade para as superfícies de ruptura.....	41
Tabela 2.14 - Parâmetros estatísticos das variáveis do muro de solo grampeado.	43
Tabela 3.1 Características estatísticas dos parâmetros do solo para o ELU.	54
Tabela 3.2 - Parâmetros estatísticos finais do ELU.....	55
Tabela 3.3 - Parâmetros adotados no Plaxis/2D para o modelo elástico linear.	60
Tabela 3.4 - Parâmetros do solo calibrados por Oliveira (2014) e adotados no Plaxis/2D. ..	61
Tabela 3.5 - Parâmetros estatísticos finais do ELS.	62
Tabela 4.1 – Resultados da confiabilidade do ELU da contenção padrão pelo FORM.	69
Tabela 4.2 – Dados estatísticos do histograma do FORM.	70

Tabela 4.3 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do FORM.	71
Tabela 4.4 - Comparação entre os dados estatísticos dos resultados do FORM e da MCS.	72
Tabela 4.5 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.	73
Tabela 4.6 - Resultados do FAST para a contenção padrão.	74
Tabela 4.7 - Resultados da simulação de Monte Carlo.	76
Tabela 4.8 Resumo dos dados estatísticos dos resultados com distribuição normal.	81
Tabela 4.9 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.	84
Tabela 4.10 Porcentagem de influência para cada variação no C.V. de ϕ'	87
Tabela 4.11 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.	104
Tabela 4.12 - Resultados do FORM normal e lognormal para o ELU.	105
Tabela 4.13 - Resultados da MCS normal e lognormal para o ELU.	106
Tabela 4.14 – Resultados com Distribuição lognormal em duas variáveis.	107
Tabela 4.15 - Valores mínimos e máximos fornecidos pelo Plaxis para $u_x = 0,030$ m.	110

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 2.1.....	9
Equação 2.2.....	9
Equação 2.3.....	10
Equação 2.4.....	10
Equação 2.5.....	10
Equação 2.6.....	11
Equação 2.7.....	11
Equação 2.8.....	14
Equação 2.9.....	14
Equação 2.10.....	15
Equação 2.11.....	15
Equação 2.12.....	17
Equação 2.13.....	18
Equação 2.14.....	18
Equação 2.15.....	31
Equação 2.16.....	36
Equação 2.17.....	44
Equação 3.1.....	51
Equação 3.2.....	51
Equação 3.3.....	52
Equação 3.4.....	52
Equação 3.5.....	56

Equação 3.6..... 57

Equação 3.7..... 63

Equação 4.1..... 78

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

LSD – *Limit State Design*

LRFD – *Load and Resistance Factor*

Ω – Espaço amostral

μ – Média

σ – Desvio padrão

σ^2 – Variância

ρ – Coeficiente de correlação linear

C.V. – Coeficiente de Variação

S_e – Sub-evento

Φ – Distribuição normal padrão ou reduzida

n – Número de variáveis aleatórias

S – Solicitação

R – Resistência

$S_{\text{méd}}$ – Solicitação média

$R_{\text{méd}}$ – Resistência média

ELU – Estado Limite Último

ELS – Estado Limite de Serviço

FDP – Função Densidade de Probabilidade

$f(x)$ – Função densidade de probabilidade

β – Índice de Confiabilidade

p_f – Probabilidade de falha

$p_{f\text{global}}$ – Probabilidade global de falha

CV_{p_f} – Coeficiente de variação da probabilidade de falha

MPP – *Most Probable Point* (Ponto de Projeto)

F_s – Fator de segurança

M – Função margem de segurança

MCS – *Monte Carlo Simulation* (Simulação de Monte Carlo)

FORM – *First Order Reliability Method* (Aproximação de Hasofer –Lind)

N – Número total de interações/simulações

MEF – Método dos elementos finitos

θ – Escala de flutuação

$g(x)$ – Função de desempenho/Função de estado limite

FHWA – *Federal Highway Administration*

α^2 – Fator de Influência do FORM/*Importance Factors*

α – Nível de significância/Erro

M_a – Momentos ativos

M_p – Momentos passivos

H – Profundidade de escavação

u_x – Deslocamento Horizontal

u_{limite} – Deslocamento Horizontal máximo

u_{plaxis} – Deslocamento Horizontal fornecido pelo *software* Plaxis 2D

CAPÍTULO 1

Introdução

Em qualquer obra de engenharia haverá incertezas, pois está se trabalhando com um ambiente longe de ser totalmente controlado e conhecido. Engenheiros geotécnicos, em particular, lidam com materiais bastante heterogêneos e anisotrópicos cuja variabilidade e distribuição espacial das suas propriedades são fracamente conhecidas. Isso faz com que o solo seja um universo pobremente definido e pouco conhecido. A dedução de seu comportamento é feita a partir de limitadas observações de campo, conhecimento geológico e julgamento particular.

Essas incertezas podem ser de diferentes naturezas: variabilidade das condições de carregamento; fenômenos físicos e ambientais; simplificação dos modelos utilizados para representar um fenômeno; incertezas de previsão para condições futuras ao longo da vida útil da obra; flutuações da resistência; incertezas de medição; variação (temporal e/ou espacial) das propriedades do solo, entre tantas outras (Aoki, 2008 e Beck, 2015).

De forma geral, decorrente de Aoki (2008) e Beck (2015), pode-se dizer que essas incertezas são oriundas de variabilidade dos parâmetros de projeto e das condições de execução. Elas se originam do nosso próprio conhecimento limitado sobre os eventos e também da aleatoriedade natural dos processos envolvidos. As incertezas citadas nem sempre podem ser eliminadas e muitas vezes são só controladas parcialmente. Isso afasta os resultados reais daqueles estimados em projeto. Logo, se perde parte do controle sobre o projeto geotécnico, adicionando-se sempre um risco às obras.

Métodos determinísticos de projeto não são capazes de considerar de forma adequada tais riscos, não conseguindo levar em conta a variabilidade dos parâmetros e todas suas incertezas em um único valor de fator de segurança. Um dos métodos mais aceitos com o intuito de lidar com as incertezas presentes nos materiais geológicos é o método de observação descrito sucintamente por Casagrande (1965) e Peck (1969).

Entretanto, a maneira mais formal e adequada de tratar as incertezas e seus riscos é aplicando os conceitos da teoria de confiabilidade. Esta trabalha junto com o campo da probabilidade e vem se tornando cada vez mais presente na engenharia geotécnica, principalmente, a partir da última década.

1.1 Justificativa

Considerando a necessidade de avanço na concepção das obras e avaliação de sua segurança, a teoria de confiabilidade vem sendo cada vez mais adotada em diferentes órgãos e normas internacionais. Encontra-se sua inclusão, por exemplo, no *Eurocode* no intuito de limitar os riscos de ruína da obra em análise.

No que diz respeito a normas vigentes no Brasil, tipicamente a existência de incertezas geotécnicas é formalmente reconhecida, todavia conceitos de confiabilidade não são adotados para analisar tal problema. As normas ainda trabalham com a filosofia determinística baseada em equilíbrio limite. Por sua vez, avaliando somente as pesquisas nacionais envolvendo aplicações da teoria de confiabilidade, vê-se que elas restringem, na maioria das vezes, sua aplicabilidade a taludes e projetos de fundações por estacas (Avelino, 2006; Barros, 2012; Mosquera, 2015; Cabral et al, 2016 e Neto e Oliveira, 2016).

No contexto nacional, a análise de confiabilidade aplicada às estruturas de contenção ainda é pouco explorada. Destacam-se os trabalhos de Miranda (2005), que aborda uma avaliação da estabilidade de um muro de arrimo e Ribeiro (2008), que traz uma extensa revisão sobre os métodos de confiabilidade e os aplica na análise de probabilidade de deslizamento de um muro de arrimo. Mais recentemente, Rodrigues et al (2016), apresenta um estudo sobre a probabilidade de falha de um muro de solo envelopado com geogrelha. Os trabalhos citados abordam os chamados muros de gravidade e muro de solo reforçado.

No contexto internacional, percebe-se um maior número de trabalhos aplicados a diferentes tipos de estruturas de contenção, que no Brasil ficam mais restritos a muros de arrimo. Entretanto, mesmo em outros países, ainda se percebe um menor número de trabalhos sobre confiabilidade geotécnica aplicada a contenções em comparação a

outros tipos de estruturas geotécnicas. Avaliando-se, por exemplo, o tema das palestras principais e todos os artigos publicados nos anais da última Conferência Internacional sobre Risco Geotécnico, Geo – Risk (2017), vê-se que 19% tiveram como foco estudos na área de fundações, 15% envolveram taludes e deslizamentos de terra e 11% dos trabalhos foram aplicados a barragens. Estruturas de contenção corresponderam a somente 5% dos trabalhos.

Assim, é importante haver a extensão da aplicação da teoria de confiabilidade também para estruturas de contenção. Estruturas de contenção são obras de recorrente execução que também necessitam do foco probabilístico em projeto. No contexto local, por exemplo, as contenções com estacas são muito utilizadas na cidade do Natal/RN para conter escavações em solo arenoso durante a execução de edifícios. As incertezas associadas à complexidade do comportamento dessas contenções em virtude de fatores como a interação solo – estrutura e dependência entre deslocamentos observados e carga mobilizada demandam indubitavelmente o uso de análises probabilísticas em projetos.

Desta forma, no intuito de contribuir para o desenvolvimento da aplicação de análises de confiabilidade geotécnica em estruturas de contenção, este trabalho apresenta um estudo sobre o tema. Dentre as possíveis obras de aplicação, o reduzido acervo nacional e até mesmo internacional sobre o assunto e a importância desse tipo de estrutura justificam a realização do presente trabalho.

1.2 Objetivos da pesquisa

O presente trabalho tem como objetivo avaliar a confiabilidade geotécnica de estruturas de contenção em balanço executadas em areia, considerando os estados limites, último (ELU) e de serviço (ELS). Os objetivos específicos são:

- Avaliar a confiabilidade para o ELU e o ELS de uma contenção em balanço com dimensões, parâmetros geotécnicos e estatísticos representativos de uma estrutura executada na cidade do Natal-RN;

- Para o ELU, avaliar a influência do valor médio do ângulo de atrito do solo e do correspondente coeficiente de variação na probabilidade de falha e no índice de confiabilidade;
- Investigar o efeito da profundidade de escavação e da ficha da contenção na confiabilidade do ELU;
- Para o ELU e ELS, analisar o efeito da aplicação de correlação entre as variáveis aleatórias e da mudança no tipo de distribuição probabilística na confiabilidade da contenção;
- Analisar a sensibilidade das variáveis aleatórias e comparar o comportamento do índice de confiabilidade obtido pelo FORM e pela simulação de Monte Carlo para o tipo de contenção em estudo.

1.3 Organização da dissertação

Além deste capítulo de introdução, a dissertação está organizada em mais quatro capítulos da seguinte maneira:

O Capítulo 2 traz a revisão da literatura, abordando a variabilidade das propriedades do solo, a teoria de confiabilidade, o dimensionamento de estruturas de contenção em balanço, os métodos probabilísticos utilizados e por fim pesquisas internacionais recentes que tratam de análise de confiabilidade aplicadas a contenções.

O Capítulo 3 descreve a metodologia utilizada nessa pesquisa. Nesse capítulo apresentam-se a definição dos mecanismos de ruptura avaliados, os dados de entrada dos parâmetros geotécnicos, as características geotécnicas e estatísticas das variáveis aleatórias, a caracterização da contenção em balanço e a estruturação do estudo paramétrico.

O Capítulo 4 mostra os resultados da confiabilidade da contenção escolhida e como essa confiabilidade mudou no estudo paramétrico, fazendo-se uma análise crítica dos resultados encontrados e comparando-se com os valores de outras pesquisas.

No Capítulo 5 reúnem-se as conclusões sobre os resultados encontrados e fazendo-se sugestões para pesquisas futuras.

CAPÍTULO 2

Fundamentação Teórica

2.1 Análise de Confiabilidade e Probabilidade de falha

2.1.1 Variabilidade das propriedades do solo

Dentre as fontes de incertezas que afetam uma obra, mencionou-se na introdução a variabilidade das características geológicas e das propriedades do solo. Dessa maneira, as propriedades físicas, mecânicas e hidráulicas do solo também podem ser consideradas como variáveis aleatórias do tipo contínua. Em virtude disso, os conceitos de momentos probabilísticos podem ser aplicados aos parâmetros do solo, com as variáveis do tipo contínua representadas por uma Função Densidade de Probabilidade (FDP).

Existem diversas distribuições probabilísticas possíveis de serem ajustadas às propriedades dos solos, entre elas: Uniforme, Beta, Exponencial, Gumbel, Weibull, e as mais frequentemente utilizadas, distribuição normal e lognormal (Baecher e Christian, 2003). Testes de hipótese como o Kolmogorov – Smirnov e o teste gráfico Q-Q investigam qual distribuição tem melhor ajuste com o conjunto de dados que caracteriza a variável aleatória de interesse. As obras de Benjamin e Cornell (1970); Ang e Tang (1975,1990); Baecher e Christian (2003) e Fenton e Griffiths (2007) trazem maiores detalhes sobre conceitos de probabilidade e estatística no contexto da Engenharia Civil.

O coeficiente de variação (C.V.) definido como a razão entre o desvio padrão (σ) e a média (μ) é a propriedade estatística que melhor expressa a dispersão das propriedades do solo. A Tabela 2.1, compilada de Baecher e Christian (2003) e Ribeiro (2008), traz faixas de valores de C.V. para o peso específico, coesão, ângulo de atrito e módulo de deformabilidade para alguns tipos de solos e com a devida referência da fonte utilizada. Essa tabela serve como sugestão quando não se tem informações ou dados estatísticos suficientes sobre o local de estudo, ajudando a criar uma sensibilidade sobre as faixas de variação particulares de cada propriedade do solo.

Tabela 2.1 – Coeficientes de variação reportados na literatura. Fonte: Baecher e Christian (2003) e Ribeiro (2008).

Parâmetro	Tipo de solo	C.V. (%)	Comentário	Referências
Peso específico	-	3 – 7	-	Harr (1984) e Kulhawy (1992)
Coesão	Areia	25 – 30	-	Lumb (1974)
	Argila	20 – 50	-	Lumb (1974) e Singh (1971)
	Argila	5 – 20	Triaxial Lognormal	Lacasse e Nadim (1996)
	Argila siltosa	10 – 30	Dist. Normal	Lacasse e Nadim (1996)
	Argila	20 – 55	Triaxial CU	Phoon e Kulhawy (1999b)
	Argila	10 – 30	Triaxial UU	Phoon e Kulhawy (1999b)
	Argila	15 – 55	Correlações	Phoon e Kulhawy (1999a)
Ângulo de atrito	Areia	5 – 15	-	Lumb (1974); Hoeg e Murarka (1974); Singh (1971) e Schultze (1975)
	Areia	2 – 5	-	Lacasse e Nadim (1996)
	Argila	12 – 56	-	Lumb (1974); Singh (1971) e Schultze (1975)
	Todos	20 – 40	Ensaio de laboratório	Phoon e Kulhawy (1999b)
	Todos Rejeitos	9 5 – 20	- -	Lumb (1966) Baecher et al. (1983)
Módulo de deforma.	Areia	15 – 65	Pressiométrico	Phoon e Kulhawy (1999b)
	Areia	15 – 65	Dilatométrico	Phoon e Kulhawy (1999b)

Em uma análise de probabilidade, as propriedades do solo podem ser consideradas independentes entre si ou correlacionáveis. A correlação é dada por intermédio do coeficiente de correlação linear ρ_{xy} . Esse coeficiente mede o grau em que uma variável “x” varia linearmente a partir do valor da variável “y”. Ele está entre [-1;+1] podendo indicar uma correlação linear negativa ou positiva. O valor zero implica uma associação não linear entre as variáveis. A Tabela 2.2 traz valores de ρ_{xy} adotados em Low (2005) e Baecher e Christian (2003).

Tabela 2.2 – Coeficientes de correlação linear reportados na literatura.

Parâmetro x	Parâmetro y	ρ_{xy}	Referência
Peso específico seco	Peso específico saturado	+ 0,5	Low (2005); Low e Phoon (2015); Low et al. (2011)
Peso específico Seco/saturado	Ângulo de atrito	+ 0,5	Low (2005); Low e Phoon (2015); Low et al. (2011)
Peso específico Seco/saturado	Ângulo de atrito de interface	+ 0,4	Low (2005)
Ângulo de atrito	Ângulo de atrito de interface	+ 0,8	Low (2005); Low e Phoon (2015); Low et al. (2011)
Ângulo de atrito	Coesão	- 0,5	Baecher e Christian (2003)

Deve-se tomar cuidado ao ampliar a utilização dos valores das Tabelas 2.1 e 2.2 para outros solos e locais diferentes dos estudados nos trabalhos, pois isso já constitui a adição de outra incerteza à análise de confiabilidade. O recomendado é que em cada local onde será realizada a avaliação da confiabilidade seja feita a coleta dos parâmetros do solo em quantidade estatisticamente representativa com o objetivo de avaliar sua distribuição probabilística, momentos estatísticos e possíveis correlações.

2.1.2 Confiabilidade e risco admissível

Confiabilidade pode ser definida como o grau de confiança de que um sistema não falhe dentro de um período de tempo especificado e respeitando suas condições de operação. Desta forma, probabilidade de falha é a probabilidade de que o sistema entre em ruína, não atendendo às especificações de projeto (Beck, 2015). Segundo Leonards (1975), a falha pode ser entendida como qualquer comportamento inaceitável da estrutura em relação ao que foi projetado, tanto no estado limite último (ELU) quanto do estado limite de serviço (ELS).

Deve ser enfatizado, de acordo com Baecher e Christian (2003), que as abordagens da teoria de confiabilidade não removem as incertezas e não alivia a necessidade de julgamento em relação aos projetos. A teoria de confiabilidade apenas fornece um caminho a fim de quantificar essas incertezas e trabalhar com elas de forma consistente, descobrindo a melhor maneira de lidar com as imperfeições.

Em uma análise probabilística, podem ser avaliados forças de percolação, vazão, recalques, cargas, deslocamentos, tensões e qualquer outro parâmetro geotécnico que possa ser considerado como uma variável aleatória de interesse para o projeto. De uma maneira genérica pode-se reunir dois grandes grupos: parâmetros de solicitação (S) e parâmetros de resistência (R).

Os métodos determinísticos abordam dois cenários mutuamente excludentes: um cenário satisfatório e seguro quando o critério de falha definido por S e R tem um valor acima do crítico, observada uma tolerância, e outro cenário não satisfatório e inseguro quando o critério de falha não é atendido. Diferente do que se aplicam nos métodos determinísticos, os valores de S e R são incertos, portanto não podem ser representados por um valor fixo.

Já para o método probabilístico, mesmo dentro de um cenário considerado seguro há diferentes graus de incertezas que vão caracterizar situações “mais seguras” que outras. A confiança de que a obra não apresentará falha é expressa em termos de índice de confiabilidade (β) e probabilidade de falha (p_f). A Figura 2.1 mostra a intercepção das FDP de S e R onde a área hachurada abaixo das curvas, resultado da convolução de duas funções, é numericamente igual a p_f .

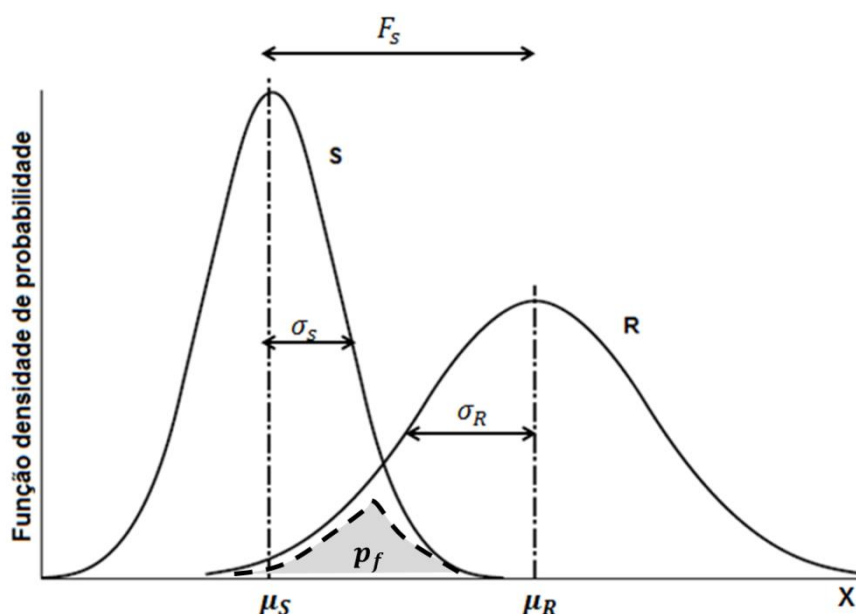


Figura 2.1 – Curva de densidade de probabilidade de S e R.

Fonte: Baecher e Christian (2003). Adaptado.

Filosofias determinísticas utilizam as curvas da Figura 2.1 para determinar que a segurança da obra esteja garantida somente pelo afastamento entre elas dado por um fator de segurança F_s . A Equação 2.1 mostra que o F_s leva em consideração somente a razão entre seus valores médios e que deve atender o critério de falha de $F_s > 1$ ou o valor mínimo estabelecido para o projeto especificado.

$$F_s = \frac{R_{méd}}{S_{méd}} \quad (2.1)$$

Por trabalhar com $S_{méd}$ e $R_{méd}$, o F_s da Equação 2.1 é entendido como fator de segurança global. Entretanto, mesmo a filosofia determinística de fatores de segurança parciais não é suficiente para tratar as incertezas de forma adequada. Como demonstrando por Cintra *et al.* (2011), em confiabilidade elas são filosofias equivalentes, pois o F_s global pode ser obtido pelo produto dos fatores de segurança parciais.

Tem-se que quanto maior o F_s mais afastadas uma da outra são as curvas de S e R, menor a área hachurada da Figura 2.1, portanto menor a probabilidade de falha. Contudo, essa aplicação esbarra na dificuldade de que em função do coeficiente de variação das solicitações (CV_S) e do coeficiente de variação da resistência (CV_R), as curvas se interceptam mesmo com grandes afastamentos, podendo haver pontos em que S supera R, caracterizando a condição de ruína.

Resumindo, a segurança de uma obra não irá depender somente do afastamento dos valores médios das curvas de S e R (fator de segurança global), mas também da forma das curvas, sendo um equívoco substituir as curvas apenas por um valor médio e desconsiderar as outras variáveis estatísticas que caracterizam suas distribuições de probabilidade.

Ao invés de trabalhar com o conceito de fator de segurança, deve-se utilizar o conceito de margem de segurança M que é a diferença entre a resistência e a solicitação, expressa pela Equação 2.2:

$$M = R - S \quad (2.2)$$

Como M é resultante da diferença de valores de duas Funções de Densidade de Probabilidade, ela também é uma distribuição probabilística. A função margem de

segurança também será uma variável aleatória, podendo-se denominá-la de função de desempenho $g(x) = M$. Esse é uma função de desempenho genérica, mas para cada caso específico pode-se expandir especificamente as funções R e S e encontrar uma função $g(x)$ particular.

A probabilidade de falha neste caso é a probabilidade de M ser menor do que 0, como pode ser visto na Figura 2.2. O critério de falha a ser satisfeito é $M > 0$.

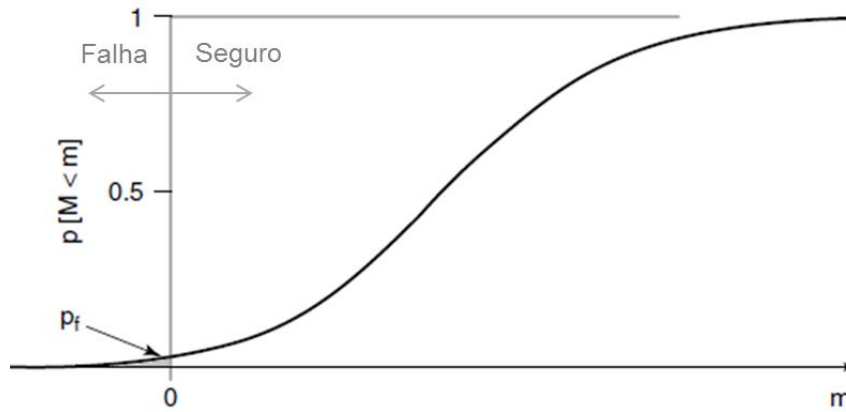


Figura 2.2 – Densidade de probabilidade marginal de M.

Fonte: Baecher e Christian (2003).

Utilizando a Função de Densidade de Probabilidade $f(x)$, sendo x o vetor das n variáveis aleatórias, tem-se que a probabilidade de falha é dada pela por:

$$p_f = \int_{g(x) < 0} f(x) dx \quad (2.3)$$

O índice de confiabilidade (β) pode ser definido como o inverso do coeficiente de variação da função de desempenho, logo tomando μ_M e σ_M , respectivamente, como o valor médio e o desvio padrão de M, β será:

$$\beta = \frac{1}{COV_M} = \frac{\mu_M}{\sigma_M} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2 - 2\rho_{RS}\sigma_R\sigma_S}} \quad (2.4)$$

No caso de R e S serem não correlacionáveis, o coeficiente de correlação ρ_{RS} é zero e a Equação 2.5 fica:

$$\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (2.5)$$

Em cada análise tem-se um valor crítico para o qual $g(x) = 0$. Logo, o índice de confiabilidade (β) expressa a distância, em unidades de desvio padrão, entre o valor médio da função de desempenho e seu valor crítico, como pode ser visto na Figura 2.3.

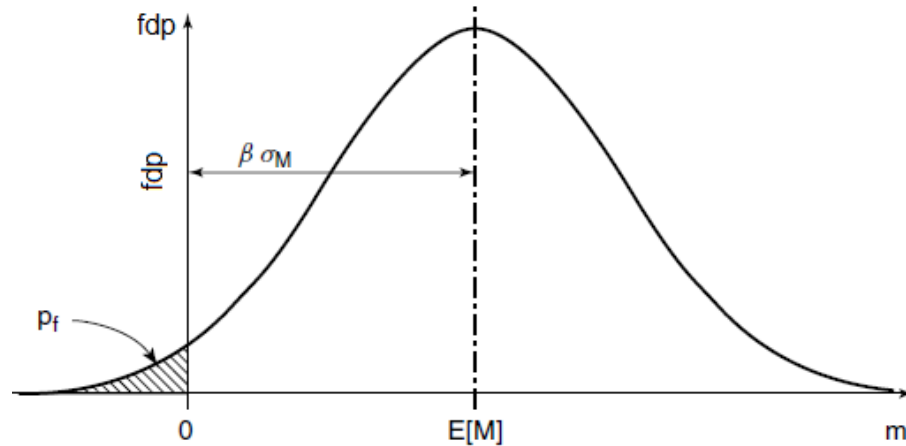


Figura 2.3 – Densidade de probabilidade cumulativa de M.

Fonte: Baecher e Christian (2003).

Com o valor de β e como demonstrando por Ang e Tang (1984) a probabilidade de falha será dada por:

$$p_f = 1 - \Phi(\beta) = \Phi(-\beta) \quad (2.6)$$

Onde Φ é a função de distribuição normal padrão.

Uma aproximação analítica utilizada para calcular a probabilidade de falha é:

$$p_f \approx 1/10^\beta \quad (2.7)$$

Sintetizando, o objetivo essencial de uma análise de confiabilidade é achar o valor de β para o caso em estudo e com isso sua probabilidade de falha e avaliar se a mesma é aceitável ou não, podendo-se adotar medidas a fim de minimizá-la. Esse critério de aceitabilidade da probabilidade de falha abrange relação com as possíveis consequências e prejuízos que a ruína da obra em questão pode apresentar, caso o colapso ocorra e também o risco que o proprietário está disposto a assumir.

O risco é normalmente definido como o produto entre probabilidade de ocorrência de um evento e sua consequência. Geralmente a consequência é expressa

em valores monetários de perda. Em vista disso nem sempre os riscos e incertezas são economicamente viáveis de serem eliminados. Devem-se levar em conta prejuízos financeiros, vidas envolvidas, o porte e a importância da obra e os custos dos procedimentos necessários para diminuir o risco.

Diversos autores, com base em estudos de caso, realizaram pesquisas com objetivo de determinar um valor mínimo de β que seja admissível para cada tipo de obra. Assim, tem-se um valor alvo de índice de confiabilidade, em razão dele estar fortemente relacionado à probabilidade de falha. A seguir são mostradas três proposições da literatura para riscos admissíveis.

O Código Europeu EN 1990 (2002) divide as obras segundo seu porte em três classes de consequências de falha ou mau funcionamento: classe CC3; CC2 e CC1. Nesse código, associa-se a cada classe um valor mínimo de β por meio das respectivas classes de confiabilidade RC3; RC2 e RC1. Para a classe de consequência CC2, por exemplo, que abrange obras residenciais e comerciais com risco mediano, o valor de β é 3,8 em relação à segurança do ELU e 1,5 para segurança do ELS. Ambos considerando um período de retorno de 50 anos.

Clemens (1982) propôs uma escala subjetiva de risco com a descrição de ocorrência da mesma, como pode ser visto na Tabela 2.3.

Tabela 2.3 – Escala de β com descrição de ocorrência. Fonte: Clemens (1982)

β	P_f	Descrição de ocorrência
-7,94	1:1	Certeza
0,52	1:3	Frequente
1,88	1:33	Provável
2,75	1:336	Ocasional
3,43	1:3334	Remoto
4,53	$1:3 \times 10^5$	Improvável
7,27	$1:6 \times 10^{12}$	Nunca

Pela Tabela 2.3 um valor de β de 7,27 traduz uma descrição de ocorrência nula. Portanto, para qualquer valor de $\beta \geq 8$ não há diferença de ocorrência e perde-se o sentido de mais confiável, visto que são valores igualmente altos. A Tabela 2.4 a seguir,

proposta por Dell’avanzi e Sayão (1998), relaciona índices de confiabilidade e probabilidades de falha mínima para diversas obras geotécnicas.

Tabela 2.4 β admissível para diversas obras. Fonte: Dell’avanzi e Sayão(1998).

Tipo de Obra	β	P_f
Fundações	2,3 a 3,0	10^{-2} a 10^{-3}
Taludes de mineração	1,0 a 2,3	10^{-1} a 10^{-2}
Barragens	3,5 a 5,0	10^{-3} a 10^{-5}
Estruturas de contenção	2,0 a 3,0	10^{-2} a 10^{-3}

Pelas referências anteriores, observa-se que para as obras de estruturas de contenção, um valor alvo mínimo de $\beta = 3$ é habitualmente julgado como adequado, visto que se esse valor for atendido, o risco associado é aceitável e a obra pode ser considerada com probabilidade de falha remota.

2.1.3 Métodos probabilísticos

A técnica empregada com intenção de obter o valor aproximado da confiabilidade da estrutura passa pela aplicação dos métodos probabilísticos. Assis *et al.* (2012) definem métodos probabilísticos como as ferramentas que permitem a avaliação de uma variável aleatória dependente a partir de sua função de desempenho e das características estatísticas das suas variáveis aleatórias independentes.

É interessante comparar os resultados entre diferentes métodos tendo assim uma ideia dos erros e aproximações envolvidos em cada um, já que um método por si só não apresenta resultados fixos e indubitáveis. Neste item são descritos dois dos mais empregados métodos para determinar a confiabilidade de obras geotécnicas.

2.1.3.1 Simulação de Monte Carlo Simples

A simulação de Monte Carlo (MCS - *Monte Carlo Simulation*) é um método computacional puramente probabilístico, que atribui um conjunto de valores aleatórios às variáveis de entrada do problema a ser estudado. Esses valores aleatórios são obtidos de acordo com a distribuição probabilística de cada variável aleatória. Com cada amostra de valores de entrada, uma interação (cálculo da função de estado limite)

é realizada e seu resultado (variável de interesse) é armazenado. Com o conjunto de resultados calculam-se seus momentos estatísticos e probabilidade de falha considerando o valor limite (crítico) para a análise.

A MCS pode lidar com funções de desempenho não regulares e não lineares. Por essa razão é um método bastante utilizado na solução de problemas complexos e na verificação de soluções analíticas aproximadas. Uma vez que não oferece limite para o número de variáveis aleatórias ou para a complexidade do modelo, a MCS resolve problemas com muitas ou poucas variáveis com a mesma capacidade (Beck, 2015).

A MCS não aplica nenhuma aproximação e por essa razão a geração de muitas interações torna-se necessária para que haja convergência do resultado e diminuição dos erros. Isso faz com que, apesar de sua simplicidade conceitual, um grande esforço computacional seja necessário para obter resultados com boa acurácia. A Equação 2.8 traz o valor de P_f segundo o cálculo frequentista.

$$p_f = \frac{N_f}{N} \quad (2.8)$$

Em que N é o número de avaliações de $g(x)$ e N_f o número de avaliações em que $g(x) < 0$, ou seja, que estão no domínio de falha.

A simulação de Monte Carlo converge para o valor exato de probabilidade de falha quando $N \rightarrow \infty$. No entanto, como vai se trabalhar com um conjunto N de tamanho finito tem-se um erro estatístico decorrente do número de amostras (Beck, 2015). Esse erro estatístico é matematicamente representado pelo C.V. de P_f dado segundo a Equação 2.9:

$$CV_{p_f} = \sqrt{\frac{1-p_f}{Np_f}} \cong \frac{1}{\sqrt{Np_f}} \quad (2.9)$$

A Equação 2.9 mostra que para um mesmo CV_{p_f} quanto menor a ordem de grandeza da probabilidade de falha o número N de avaliações vai aumentando até se tornar impraticável. Dessa forma, trabalha-se com um número N adequado de avaliações da função de desempenho que conduza a mais pontos no domínio de falha, uma menor variância de P_f e um tempo de avaliação de $g(x)$ praticável.

Esse valor de N para a solução do problema por Monte Carlo pode ser obtido por tentativas, avaliando através de um gráfico a convergência do valor de P_f através do aumento de N , assumindo um determinado nível de confiança. Como observa Beck (2015), pela Equação 2.9, uma P_f da ordem de 10^{-p} com $CV_{P_f} \leq 10\%$ demanda aproximadamente um número de simulações $N = 10^{p+2}$. Assis *et al.* (2012) trazem a Equação 2.10 como uma estimativa das N avaliações necessárias.

$$N = \left(\frac{Z_{\alpha/2}^2}{4 x \alpha^2} \right)^n \quad (2.10)$$

Em que n é o número de variáveis aleatórias independentes, α é o erro (tolerância) admitida na simulação de Monte Carlo e $Z_{\alpha/2}$ é um parâmetro de confiabilidade tabelado que depende do nível de confiança adotado. Por exemplo, para um α igual a 5%, o nível de confiança é de 95% e $Z_{\alpha/2}$ é 1,96 (Assis *et al.* , 2012).

Para verificar a qualidade das simulações de Monte Carlo utiliza-se um gráfico de convergência que mostra a precisão de seu resultado pela variação continua do valor médio de P_f e de seu intervalo de confiança à medida que se aumenta o número de avaliações da função de estado limite.

Conceitualmente a simulação de Monte Carlo não fornece o valor do índice de confiabilidade β . No entanto, supondo que os resultados da simulação podem ser ajustados por uma distribuição normal de média μ' e desvio padrão σ' , juntamente com o valor limite escolhido para o critério de falha da análise, tem-se que o β aproximado será:

$$\beta = \frac{\mu' - \text{valor limite}}{\sigma'} \quad (2.11)$$

2.1.3.2 Aproximação de Hasofer-Lind (FORM)

Conhecido também pela sigla FORM (*First Order Reliability Method*), esse método foi proposto por Hasofer e Lind (1974). Para o FORM foi atribuída uma definição diferente para o β . O β pode ser interpretado de forma geométrica como a

distância “d” entre o pico da distribuição das variáveis aleatórias e a função que define a condição de ruptura em um espaço adimensional. A Figura 2.4 mostra essa definição.

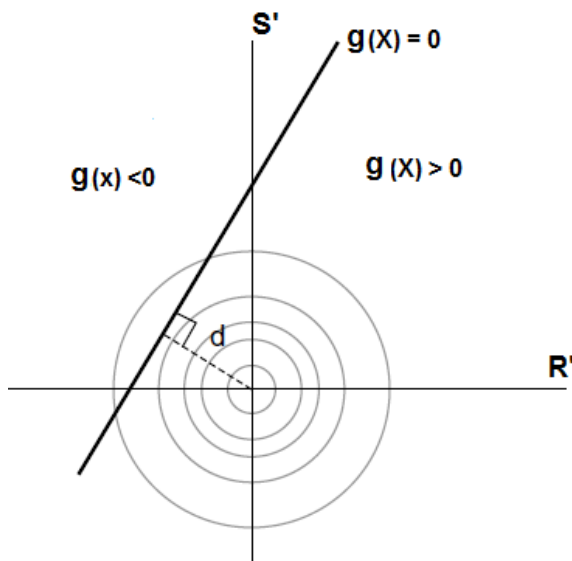


Figura 2.4 – Variáveis aleatórias adimensionais (S' e R') mostrando a definição de β segundo o FORM. Fonte: Baecher e Christian (2003). Adaptado.

No método FORM não é necessário encontrar a distribuição da função de desempenho $g(x)$, podendo a mesma ter qualquer forma, desde que seu critério de ruptura seja linear. A equação de estado limite $g(x)$ é linearizada pela expansão de primeira ordem de Taylor. O método inicia com a amostra das variáveis aleatórias independentes de $g(x)$ com seus valores médios. Os valores dessa amostra são então aproximados, pela transformação Iso-probabilística T , de seu espaço físico original para um espaço normal padrão U .

A análise procede com a procura do ponto de projeto ou ponto de maior probabilidade (MPP, *Most Probable Point*), que representa o ponto com maior densidade de probabilidade. Esse é o ponto da função de estado limite (função de desempenho) mais próximo da origem do espaço padrão. Nesse ponto de projeto os valores das variáveis aleatórias são aqueles que causariam a ruína da obra segundo o critério estabelecido caso fossem alcançados.

O FORM é um método de otimização, em que o resultado de uma interação é utilizado para determinar os novos valores de entrada para as variáveis aleatórias na

interação seguinte. O índice de confiabilidade pode ser negativo ou positivo, baseado no fato de que os valores médios das variáveis no espaço padrão estejam centralizados dentro do domínio de falha ou não.

2.1.4 Métodos da análise de sensibilidade

As análises de sensibilidade estimam a influência de cada variável aleatória no valor final do índice de confiabilidade. Fornecem também uma medida para ranquear a contribuição de cada variável em relação à possibilidade de ultrapassar o limite proposto. Em função dos métodos probabilísticos definidos anteriormente conceitua-se três métodos de sensibilidade: os fatores de importância (*importance factors*) do FORM, o método da expansão da série de Taylor (*Taylor Variance Decomposition Method*) e o método pela expansão da série de Fourier (*Fourier Amplitude Sensitivity Test* - FAST).

O método FORM já apresenta em sua formulação uma análise de sensibilidade “embutida”. Ela é referenciada pelos chamados fatores de importância ou *Importance Factors* α^2 . Se o espaço padrão U é normal, a literatura propõe o cálculo dos *Importance Factors* α_i^2 de cada variável aleatória X_i , do vetor de *input* X , como os cofatores do ponto de projeto no espaço U , como mostra a Equação 2.12:

$$\alpha_i^2 = \frac{(u_i^*)^2}{\beta_{HL}^2} \quad (2.12)$$

Essa definição garante que $\sum_i \alpha_i^2 = 1$. A condição do espaço padrão U ser normal é garantida pelo fato de que sua distribuição pertence aos reais e tem a mesma distribuição para todas as rotações de T . Quando as variáveis são correlacionáveis o significado de α^2 muda. Nesse caso, a transformação iso-probabilística T não associa U_i a um X_i , mas U_i a um conjunto de X_i o que altera o formato da função de estado limite no espaço U e consequentemente a localização do ponto de projeto.

Para o *Taylor Variance Decomposition Method* as sensibilidades das variáveis derivadas de um método de combinação quadrática são definidos para discriminar a influência dos diferentes *inputs* em relação a variável de saída por uma análise de dispersão central. Pode-se ver pela expansão da série de Taylor da variável de interesse z entorno de $\underline{x} = \underline{\mu}_X$, Equação 2.13, que:

$$1 \approx \sum_{i=1}^{n_X} \frac{\partial h(\underline{\mu}_X)}{\partial x^i} x \frac{\sum_{j=1}^{n_X} \frac{\partial h(\underline{\mu}_X)}{\partial x^j} (Cov[X])_{ij}}{Var[Z]} \approx \mathcal{F}_1 + \mathcal{F}_2 + \dots + \mathcal{F}_{n_X} \quad (2.13)$$

Onde, a definição escalar da transformação de Fourier fica sendo:

$$\mathcal{F}_i = \frac{\partial h(\underline{\mu}_X)}{\partial x^i} x \frac{\sum_{j=1}^{n_X} \frac{\partial h(\underline{\mu}_X)}{\partial x^j} (Cov[X])_{ij}}{Var[Z]} \quad (2.14)$$

$\nabla h(\underline{x}) = (\frac{\partial h(\underline{x})}{\partial x^i})_{i=1, \dots, n_X}$ é o gradiente do modelo no ponto $\underline{x}$,

$Cov[\underline{X}]$ é a matriz de covariância,

$\underline{\mu}_X$ é a média do vetor das variáveis de entrada,

$Var[Z]$ é a variância da variável de saída.

Deve ser observado que a interpretação inicial desse método de sensibilidade supõe que as variáveis $(X^i)_i$ são independentes. Os coeficientes $(\mathcal{F}_i)_{i=1, \dots, n_X}$ representam uma estimativa linear da porcentagem de variação na variável $z = h(\underline{x})$ causada por uma porcentagem de mudança na variável x^i . Os fatores de importância são computados “perto” do valor médio dos dados de saída e são independentes das unidades físicas originais do modelo. O método de Taylor pode ser utilizado com variáveis aleatórias correlacionáveis.

O método de sensibilidade FAST é baseado na decomposição da série de Fourier, da variância do modelo $y = f(\underline{X})$, sendo o último termo a representação da expansão de Fourier. $\underline{X} = \{X^1, \dots, X^{n_X}\}$ é um vetor das variáveis aleatórias de n_X componentes independentes. A ideia principal é reformular essa representação como uma função de parâmetros escalares s , definindo $s \rightarrow x_{i(s), i=1, \dots, n_X}$ explorando o suporte do vetor das variáveis aleatórias $\underline{X}$ a fim da obtenção dos índices do FAST que irão dar uma medida quantitativa da sensibilidade.

O índice de sensibilidade de primeira ordem, $\hat{S}_i$, de uma variável de entrada p_i é a medida do efeito direto de p_i na variância dos resultados. $\hat{S}_{ij}$, sendo $i \neq j$, é o índice de sensibilidade de segunda ordem, e mede o efeito da interação de p_i e p_j na variância

dos resultados. Os índices de outras ordens são definidos da mesma maneira. O índice de sensibilidade total, $\hat{T}_i$ é a soma de todos os índices de sensibilidade envolvendo o fator p_i . Os índices de primeira ordem $\hat{S}_i$ e os totais $\hat{T}_i$ podem ser interpretados do seguinte modo (Pandya et al., 2008):

- $\hat{T}_i$ alto: p_i é um parâmetro influente;
- $\hat{S}_i$ e $\hat{T}_i$ baixos: p_i não é um parâmetro influente, nem sozinho nem com interação com outros parâmetros;
- $\hat{S}_i$ e $\hat{T}_i$ praticamente com os mesmos valores: sem interação de p_i com os outros parâmetros;
- $\hat{S}_i$ e $\hat{T}_i$ com valores muito diferentes: grande interação de p_i com os outros parâmetros.

2.2 Estruturas de contenção em balanço

Estruturas flexíveis são aquelas em que o paramento é mais delgado comparada a outras contenções. Logo, seu paramento está sujeito a deformações por flexão. Exemplos comuns são: cortina atirantada; contenção de estacas (justapostas, equiespaçadas ou secantes); estacas-prancha; parede de concreto estroncada; contenção de perfis de prancha de madeira com viga de solidarização. Algumas dessas soluções são recomendadas para estruturas provisórias ou em etapas iniciais de uma escavação profunda e outras adequadas como estruturas definitivas.

Os elementos de suporte para contenções flexíveis podem ser bermas, estroncas, tirantes, a própria estrutura definitiva ou uma combinação deles. A ficha também pode ser entendida como um elemento de suporte para paramentos flexíveis, chamando neste caso de estruturas em balanço. Assim, a ficha deve ser suficientemente profunda para engastar e contribuir com o equilíbrio da contenção restringindo as deformações e rotações da contenção.

Budhu (2013) divide essas contenções em dois tipos distintos: as em balanço e as atirantadas ou escoradas. A estabilidade das contenções em balanço depende da resistência passiva do solo atuando na ficha. É recomendada a execução de

contenções em balanço para conter pequenas alturas, segundo Budhu (2013) até aproximadamente 3m e segundo Das (2011) até 6m de escavação.

Os modos de ruptura que devem ser analisados são modos de ruptura geotécnicos ou externos e modos de ruptura estruturais ou internos. Os modos de ruptura geotécnicos (Budhu, 2013) são: rotação em torno de um eixo; deslizamento e estabilidade global, Figura 2.5. Como modos de ruptura interno consideram-se essencialmente o efeito do momento fletor e força cortante, gerados pelos empuxos do solo, atuando no paramento da contenção.

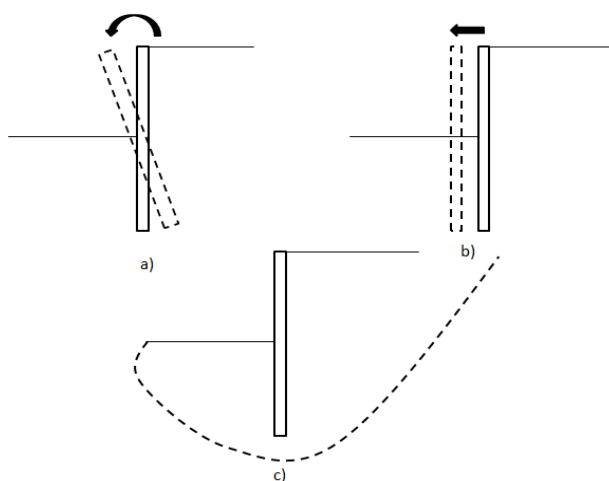


Figura 2.5 – Modos de ruptura geotécnicos: a) Rotação em torno de um eixo; b) Deslizamento e c) Ruptura global.

Outra verificação importante para garantir a segurança das contenções em balanço e a estabilidade de suas escavações é a previsão e monitoramento de seus deslocamentos e dos movimentos do solo associados à contenção. A magnitude dos deslocamentos depende de inúmeros fatores e seu cálculo geralmente não é muito preciso, ficando assim difícil de prever por meios analíticos tais deslocamentos com acurácia. Difícil também é a determinação, para uma situação particular, do limite máximo de deslocamento que deve ser permitido a fim de evitar patologias.

Os deslocamentos de uma estrutura de contenção são inevitáveis visto que a alteração no estado inicial de tensões, provocada pela escavação, induz a movimentações da massa de solo (Milititsky, 2016). Essa movimentação do solo, por sua vez, altera a distribuição do empuxo atuante no paramento da contenção durante

cada fase construtiva gerando novas movimentações em um processo iterativo (Gerscovich et al., 2016).

Os fatores que influenciam nos deslocamentos são: resistência e rigidez do solo; rigidez da contenção e de seus elementos de suporte; sequência construtiva; drenagem do entorno da obra; efeito do tempo; condições geométricas do contorno da escavação, distância da seção analisada para a borda da escavação, entre outros.

O perfil típico da deformação que a contenção vai apresentar em virtude dos movimentos vai depender muito dos escoramentos utilizados. A Figura 2.6 mostra um esquema do perfil de deslocamento para contenções em balanço.

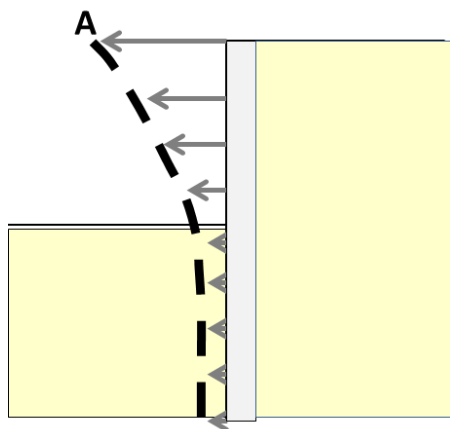


Figura 2.6 – Perfil de deslocamento de uma contenção em balanço.

Ou (2006) apresenta a relação entre deformação e escoramentos de grande e pouca rigidez. Fica claro em seu estudo que para contenções em balanço ou para um primeiro estágio de escavação sem escoramento, o perfil de deformação indica deslocamentos horizontais crescentes a partir da base da contenção, sendo o deslocamento horizontal máximo observado no topo (ponto A da Figura 2.6).

Vários autores trazem valores máximos de deslocamento horizontal em que a segurança do estado limite de serviço da contenção esteja garantida. São valores para diferentes situações construtivas, tipos de contenção, profundidades de escavação H e tipos de solo. Tais valores foram obtidos com base em observação de obras e podem ser encontrados em Santos (2013) e Gerscovich et al. (2016) que relacionam, também, os deslocamentos horizontais da cortina com os recalques por ela induzidos.

A Tabela 2.5 a seguir resume alguns resultados de trabalhos sobre deslocamentos máximos de contenções. São valores realistas medidos em campo, mas que se utilizados em outras pesquisas podem ser muito conservadores. Logo, eles servem apenas como uma estimativa inicial na adoção de deslocamentos máximos em obras que não há o acompanhamento do deslocamento horizontal.

Tabela 2.5 – Deslocamentos Horizontais observados para contenções.

Referência	Tipo de contenção	Tipo de solo	Indicação de valores – limite de deslocamento horizontal
Clough e O'Rourke (1990)	Construções de baixo para cima	Areia	0,5%H*
Ou et al. (1993)	-	-	0,2%H a 0,5%H
Hsieh et al. (2003)	Parede diafragma	Areia e silte	0,3%H a 0,5%H
Oliveira et al. (2009)	Parede diafragma	Areia argilosa	0,33%H
Santos (2013)	Cortina de estacas escavadas atirantada	Areia	0,18%H a 0,66%H

H* - profundidade de escavação

A sequência de dimensionamento de uma contenção em balanço pode ser consultada em diversas fontes da literatura clássica. Na presente dissertação, fez-se uso das recomendações presentes em Das (2011) e Gerscovich et al. (2016). O método de dimensionamento assume que a contenção sofra uma rotação em relação a um ponto O, inicialmente desconhecido, abaixo da linha de escavação sob o efeito do diagrama de empuxos atuantes, resultando assim na formação de zonas ativas e passivas. Esse diagrama pode ser obtido utilizando tanto a teoria de Rankine como a teoria de Coulomb para obter os coeficientes de empuxo do solo.

O dimensionamento deste tipo de contenção busca por intermédio do equilíbrio dos momentos e esforços horizontais atuando na estrutura ($\sum M_Q = 0$ e $\sum F_H = 0$), definir a profundidade mínima $D_{teórico}$ (m) para a ficha. Em virtude das incertezas de projeto e das simplificações adotadas, adota-se usualmente um comprimento de ficha maior entre 20 a 30% do $D_{teórico}$, chamando agora de D_{real} (m). Na sequência, determina-se a altura total da contenção que será o D_{real} mais a profundidade de escavação H.

2.3 Análise de confiabilidade aplicada a contenções em balanço

A segurança de uma estrutura de contenção passa pela segurança de cada modo de ruptura. Isso quer dizer que para a operação de uma contenção ser satisfatória todos seus modos de ruptura devem ter uma baixa probabilidade de falha. Com isso, Zevgolís e Bourdeau (2010) mostram que a estabilidade global de um muro de arrimo deve ser modelada como um sistema em série com grau de redundância igual a zero. Sistemas em série também são conhecidos como sistemas em corrente que falha no elo mais fraco ou *weakest link system*.

A Figura 2.7 traz uma representação do conceito de sistemas em corrente. Vê-se pela figura que a estabilidade está no final da corrente e ligada a contenção pelos anéis. Cada anel representa os modos de ruptura de uma contenção em balanço. Basta que apenas um anel se rompa de modo a contenção perder a estabilidade. Logo, é preciso que apenas um modo de estabilidade não seja atendido para a contenção não ser considerada estável e confiável.

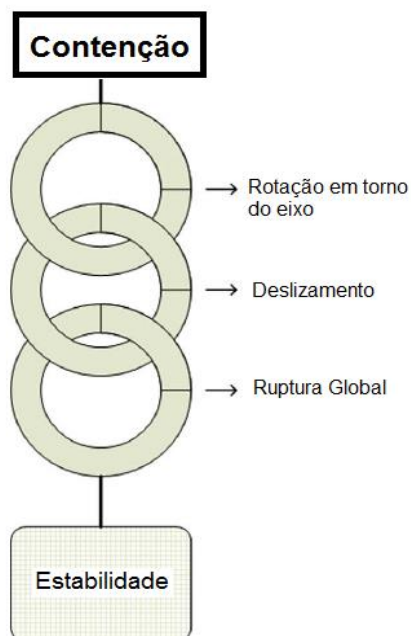


Figura 2.7 – Representação esquemática de um sistema em série. Fonte: Zevgolís e Bourdeau (2010). Adaptado.

A seguir são descritos, em ordem cronológica, trabalhos especificamente sobre estruturas de contenções, a sua maioria em balanço, sendo submetidas e diversas

aplicações probabilísticas e análises de confiabilidade. Tem-se como destaque a dissertação de Rippi (2015) que trabalha de forma conjunta com análise de confiabilidade e o *software* de elementos finitos Plaxis 2D.

Cherubini (2000) traz uma revisão dos métodos determinísticos que utilizam o conceito de estados limites e dos métodos probabilísticos utilizados no projeto de uma estaca prancha atirantada. Ele propôs uma comparação entre o resultado do dimensionamento de uma mesma contenção considerando as duas abordagens.

Como o objetivo é dimensionar uma estaca prancha atirantada, ou seja, encontrar o valor da sua ficha para determinado nível de escavação, a função de desempenho envolveu considerações sobre o equilíbrio dos momentos atuantes no paramento e das forças no tirante necessárias ao projeto.

O trecho escavado da estaca prancha objeto de pesquisa tem profundidade $H = 10$ m e posição do tirante está a $0,2H$ do topo da contenção. A única variável aleatória considerada foi o ângulo de atrito interno (ϕ') com valores médios de 24° , 28° e 32° e coeficiente de variação (C.V.) entre 10% e 20%.

Os resultados focaram na variação da ficha da estaca prancha mantendo as variáveis probabilísticas e geométricas constantes a cada simulação, para atingir um valor alvo de $\beta = 3$. Os resultados mostram que o valor da ficha está intimamente relacionado com o C.V., sendo que quanto maior este valor maior o comprimento de ficha necessário para atingir o β alvo. Esse resultado era esperado dado que maiores C.V. indicam maiores incertezas por conta da maior dispersão dos valores médios.

Adotando-se um fator de segurança igual a 2 para os métodos determinísticos, os comprimentos de ficha foram maiores em todas as simulações, quando comparados com a ficha encontrada pelo método probabilístico. Esse resultado revela o conservadorismo do método de dimensionamento determinístico, pelo fato dele não adotar as incertezas de projeto de maneira racional.

Schweiger *et al.* (2001) realizaram análises probabilísticas com o método de estimativas pontuais combinadas com o método dos elementos finitos, fazendo uso do

software Plaxis 2D, na inspeção de uma escavação em solo arenoso suportada por uma estaca prancha em balanço de 10 m de comprimento.

Para o exemplo em questão, utilizando para o solo o modelo constitutivo Hardening Soil do Plaxis, os valores iniciais dos parâmetros do solo podem ser vistos na Tabela 2.6 que apresenta seus valores médios (μ), simetria (ν), desvio padrão (σ) e o quantil de valores 5% menores na distribuição assumida.

Tabela 2.6 –Inputs de Schweiger et al. (2001). Fonte: Schweiger et al. (2001).

Parâmetro	μ	ν	σ	5% menores
γ (kN/m ³)	17	-	-	-
ϕ (°)	42,1	0,04	1,68	39,4
c (kN/m ²)	0	-	-	0
ν (-)	0,2	-	-	-
$E_{50} = E_{oed}$	60000	0,2	12000	42480
$E_{ur} = 3E_{50}$ (kN/m ²)				

Fez-se uma análise de sensibilidade com as variáveis aleatórias com a intenção de definir aquelas que trazem significativa influência aos resultados e reduzir as combinações do método de estimativas pontuais para $2n^2+1$ mediante a regra de integração de Zhou e Nowak (1988).

As variáveis aleatórias adotadas com base na análise de sensibilidade foram o ângulo de atrito interno (ϕ) e o módulo de deformabilidade secante para 50% da tensão máxima (E_{50}), ambas com distribuição lognormal e momentos definidos anteriormente na Tabela 2.6. Aplicando-se a regra de integração de Zhou e Nowak (1988) obtiveram-se nove combinações entre variáveis aleatórias (Tabela 2.7). Os valores de ϕ e E_{50} para as nove combinações foram sendo inseridos no modelo constitutivo do *software* Plaxis 2D a cada simulação, mantendo-se os outros parâmetros constantes.

Tabela 2.7 – Combinações de valores das variáveis aleatórias.

Fonte: Schweiger et al. (2001).

Combinação	1	2	3	4	5	6	7	8	9
E_{50} (kN/m ²)	58209	95247	35573	58209	58209	83454	82454	41092	41092
Φ (°)	42,07	42,07	42,07	45,57	38,83	44,51	39,75	44,51	39,75

Foram avaliados dois aspectos na estaca prancha: p_f por instabilidade global e os deslocamentos horizontais no topo da cortina, ambos examinados para diferentes profundidades de escavação. Manteve-se a ficha da estaca prancha constante a cada nova profundidade de escavação do estudo paramétrico.

Avaliando-se p_f por instabilidade global, a cada combinação de valores de variáveis aleatórias e profundidades de escavação, o Plaxis fornece um valor de fator de segurança F_s , posteriormente avaliado por intermédio da função de desempenho $G(x) = F_s - 1$. Com os resultados de $G(x)$ ajusta-se a melhor distribuição probabilística a fim de fornecer valores dos dois primeiros momentos de probabilidade e consequentemente β e p_f .

Os resultados revelaram que a variação de β com a profundidade de escavação é linear, Figura 2.8, com maiores p_f à medida que alcançam maiores profundidades executadas, exemplo: $P_f = 9,3 \times 10^{-9}$ para 6,5 m de profundidade de escavação e $P_f = 2,6 \times 10^{-4}$ para 7,0m de profundidade de escavação.

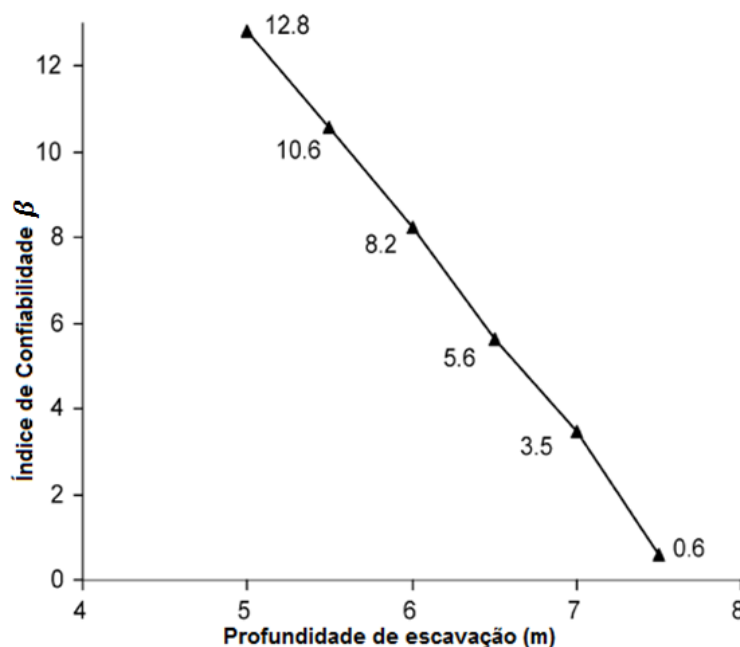


Figura 2.8 – β x Profundidade de escavação. Fonte: Schweiger et al. (2001). Adaptado.

Para os deslocamentos horizontais adotou-se 35 mm como um valor de deslocamento limite e a função de desempenho ficou $G(x) = 0,035 - u_{x,FE}$, onde $u_{x,FE}$ é

o deslocamento no topo da contenção fornecido pelo Plaxis 2D a cada combinação dos valores de ϕ e E_{50} e as crescentes profundidades de escavação.

Os resultados comparam o deslocamento no topo u_x obtido por diversas interpretações. A probabilidade de exceder o deslocamento limite de 35 mm é aproximadamente de 0,25% na profundidade de 5,6 m e aumenta rapidamente para 55% com 6,1 m de profundidade de escavação.

Schweckendiek (2006) aborda em sua pesquisa a ação conjunta de métodos probabilísticos e métodos de modelagem avançado, pelo uso de *softwares* de elementos finitos. A aplicação da metodologia desenvolvida foi realizada para a confiabilidade estrutural de uma escavação profunda. Alguns exemplos e estudos de caso foram feitos para demonstrar a aplicabilidade da proposta. Será dado foco para a abordagem geotécnica aplicada a uma estaca prancha em balanço.

Para a análise de confiabilidade foi utilizado o programa *Probox*, que contém diversas técnicas de cálculos probabilísticos que podem ser aplicados a todos os tipos de modelos. O *software* de elementos finitos utilizado foi o Plaxis 8.2, versão 2D. Foram utilizados métodos probabilísticos com aproximações e métodos puramente probabilísticos como a simulação de Monte Carlo.

A ação conjunta entre *Probox* e Plaxis é basicamente o estabelecimento de uma comunicação de interface entre eles tornando capaz a troca de dados de entrada e de saída. O *Probox* manipula os dados de entrada utilizados no Plaxis de acordo com as características probabilísticas determinados em seu modelo. Após o cálculo do Plaxis ele obtém os *outputs*, faz a avaliação da função de estado limite e se ela não convergiu ou não alcançou o critério de parada novos valores de entrada são definidos e enviados em um cálculo iterativo.

O exemplo analisado por Schweckendiek (2006) consiste em uma escavação em solo arenoso suportada por uma estaca prancha em balanço. Tem-se uma única camada de solo homogêneo seco e sem há presença de cargas externas. Foram definidas duas fases de cálculo para a modelagem no Plaxis. A primeira foi a carga pelo peso próprio do solo, análise das tensões geostáticas, com a estaca prancha. A segunda fase foi a escavação em uma única etapa até a profundidade de -5,00 m.

Avaliou-se a resistência ao escoamento do material da contenção e a confiabilidade em relação aos deslocamentos horizontais no topo da contenção. Adotou-se 0,1 m como um valor admissível que definirá o domínio de falha. O modelo geométrico utilizado na simulação pode ser visto na Figura 2.9. Ele também traz a deformada da contenção e a indicação do deslocamento u_x no topo.

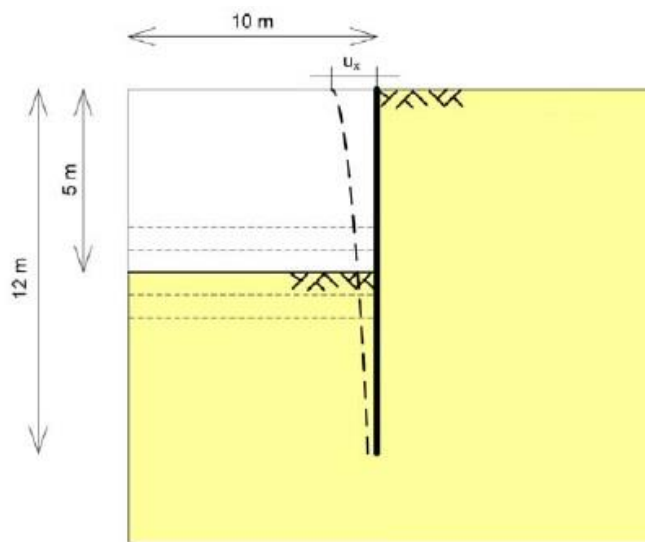


Figura 2.9 – Modelo geométrico da estaca prancha. Fonte: Schweckendiek (2006).

Foi utilizado o modelo constitutivo com critério de ruptura de Mohr-Coulomb para simular o comportamento do solo. Os valores adotados no Plaxis foram os valores médios de suas distribuições probabilísticas, visto que os parâmetros do solo foram considerados como variáveis aleatórias. O C.V. de cada variável foi obtido da literatura. Um resumo das propriedades probabilísticas dos parâmetros geotécnicos pode ser visto na Tabela 2.8. Os parâmetros usados para modelar a estaca foram considerados como determinísticos e suas incertezas foram negligenciadas.

Tabela 2.8 – Variáveis aleatórias. Fonte: Schweckendiek (2006).

Variável	Distribuição	Média	Desvio padrão	C.V.
E_{ref} (kPa)	Normal	75.000	15.000	25%
R_{inter}	Normal	0,5	0,1	20%
ϕ' (°)	Lognormal	32,5	3,25	10%
γ_{unsat} (kN/m ³)	Normal	18,0	0,9	5%
ν	Normal	0,3	0,03	10%
ψ (°)	Normal	3,25	0,16	5%

Utilizando-se o FORM como método probabilístico para esse caso, obteve-se 71 avaliações da função de desempenho e um $\beta = 2.33$. A análise de sensibilidade pelos fatores de influência do FORM (α^2) revelou que o ângulo de atrito da areia é o parâmetro mais influente com $\alpha_{\phi'} = 0,94$. Os outros parâmetros tem só uma contribuição marginal no valor de β , por exemplo, o $\alpha_{R_{inter}} \cong 0,26$.

Refazendo-se a análise só com o ângulo de atrito como variável aleatória tem-se $\beta = 2,47$ o que mostra que ele é realmente a variável dominante por manter o β na mesma ordem de grandeza. A Figura 2.10 mostra que o índice de confiabilidade decresce consideravelmente com o aumento da incerteza, dado pela variação de C.V., do parâmetro dominante ϕ' (°).

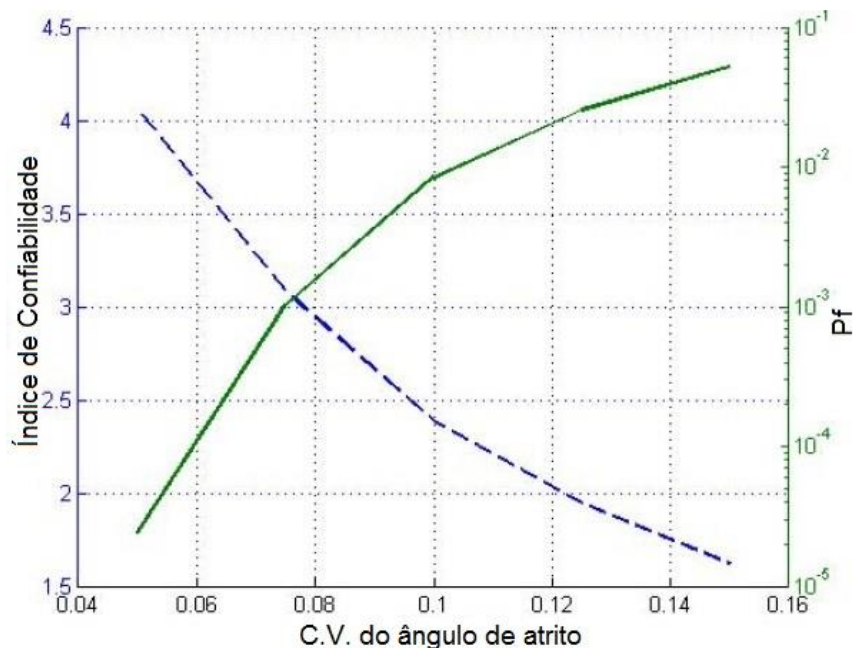


Figura 2.10 – Variação da confiabilidade pelo C.V de ϕ' . Fonte: Schweckendiek (2006).

A variação do valor do deslocamento máximo irá mudar a confiabilidade da contenção. Vê-se pela Figura 2.11 a) e b) que quanto maior o u_x o β cresce com uma tendência aproximadamente linear e a P_f decresce com uma tendência aproximadamente logarítmica, respectivamente. A variação é mais acentuada quanto menor o coeficiente de variação da variável dominante.

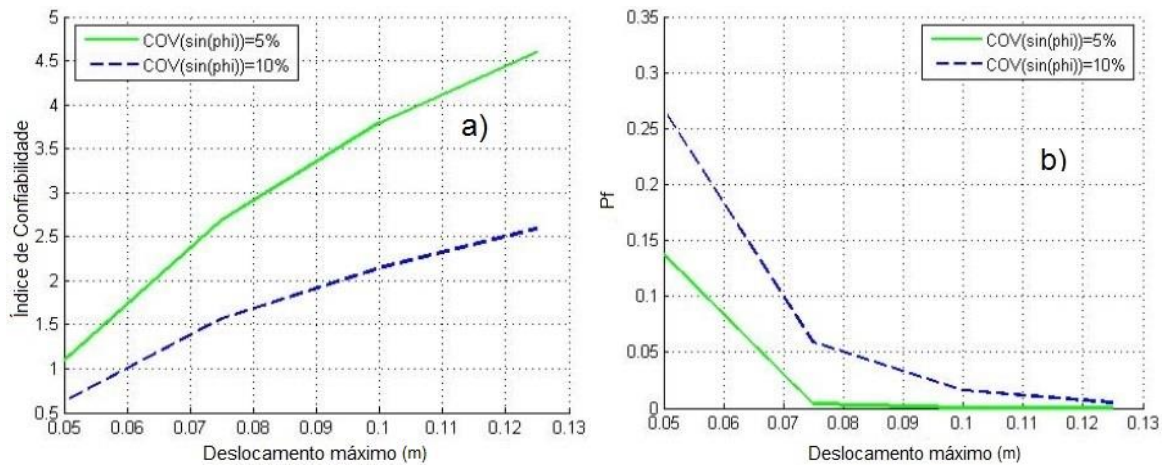


Figura 2.11 a) Relação β e $u_{x\text{máximo}}$ b) Relação p_f e $u_{x\text{máximo}}$.

Fonte: Schweckendiek (2006).

Os fatores de influência α^2 sofreram pouca variação em função da variação dos deslocamentos horizontais (u_x) máximos. A Figura 2.12 mostra que os parâmetros de maior influência foram o ângulo de atrito do solo, o fator de redução de resistência da interface e o peso específico seco.

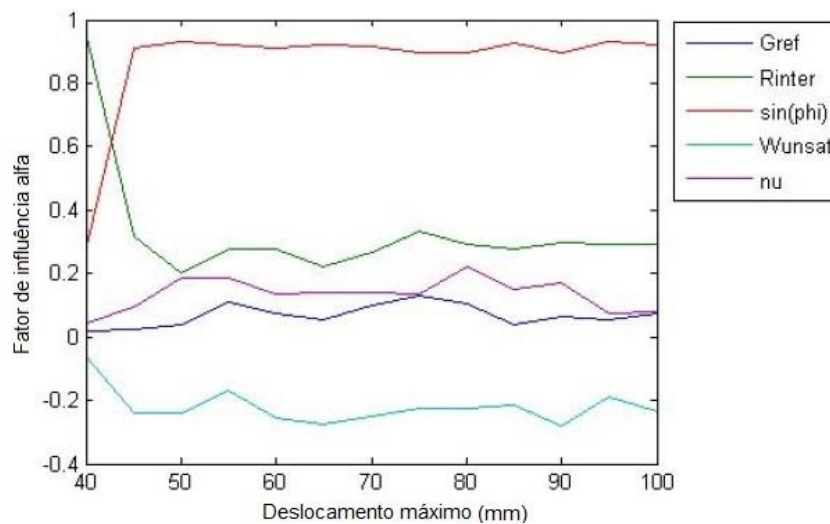


Figura 2.12 – Variação do fator de influência com u_x . Fonte: Schweckendiek (2006).

O último estudo paramétrico de Schweckendiek (2006) para esse exemplo foi a verificação da influência do fator de redução de resistência da interface (R_{inter}) na confiabilidade da estaca prancha. No Plaxis, o R_{inter} atua como um coeficiente de atrito de interface. Através da Figura 2.13 vê-se que quanto maior o valor de R_{inter} maior o valor de β e menor a probabilidade de falha do modelo.

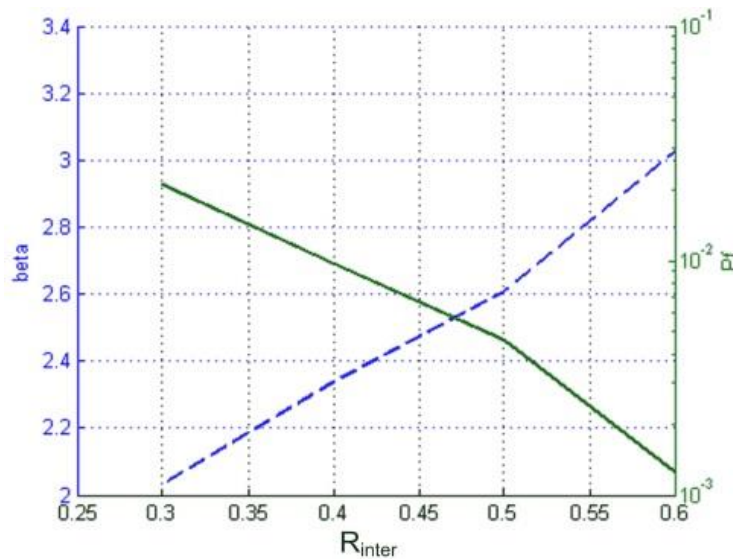


Figura 2.13 – Influência de R_{inter} na confiabilidade. Fonte: Schweckendiek (2006).

Sabendo da dificuldade de se determinar de maneira exata a probabilidade de falha de um sistema geotécnico, Low et al. (2011) trazem o código de um algoritmo em Excel VBA para calcular os limites superior e inferior que determinam a abrangência da probabilidade de falha de um sistema. A aplicação da planilha foi feita para o modo de ruptura por tombamento e deslizamento do muro de gravidade presente em Low (2005).

O código traz as equações do método de limites bimodais sugerido por Ditlevsen (1979), que constitui a técnica escolhida por duas razões: é uma extensão natural do método FORM para o cálculo de P_f e fornece com precisão pequenos limites probabilísticos. Para sua aplicação, o método de Ditlevsen (1979) utiliza a probabilidade de falha do sistema como um todo; a probabilidade de cada modo de ruptura; a probabilidade dos diferentes modos de ruptura ocorrerem simultaneamente e o coeficiente de correlação entre os modos de ruptura.

Em relação ao método FORM, necessário para a obtenção prévia de β e P_f , aplicou-se a planilha de Low e Tang (2007), com a transformação de Rackwitz e Fiessler (1978), comparando seu resultado com simulação de Monte Carlo. A matriz equivalente para o índice de confiabilidade é representada na Equação (2.15):

$$\beta = \min_{x \in F} \sqrt{n^T R^{-1} n} \quad (2.15)$$

Onde $n = (x_i - \mu_i)/\sigma_i$, sendo x o vetor que representa o conjunto das variáveis aleatórias x_i ; μ é o vetor dos valores médios μ_i ; σ_i o desvio padrão; R é a matriz de correlação e F é o domínio de falha, que caracteriza a condição insegura da análise.

Para obter o índice de confiabilidade β , a planilha Excel utiliza algoritmos no VBA e a função Solver com a seguinte rotina: minimizar o valor de β valendo-se de mudanças no vetor n para que a função de desempenho tenha valor menor ou igual à zero. Para que se tenha um valor positivo de β , os valores iniciais das variáveis relacionadas ao muro de gravidade (aleatórias e determinísticas) devem resultar em um valor positivo da função de desempenho. A probabilidade de falha P_f a partir do β é determinada por meio da Equação 2.6 (item 2.1.2) que no Excel corresponde a $p_f = 1 - \text{DIST.NORM}(\beta; 0; 1; \text{VERDADEIRO})$.

As variáveis aleatórias adotadas estão presentes com seus valores médios e desvio padrões na Tabela 2.9. Foi atribuído um coeficiente de correlação positivo de 0,8 entre o ângulo de atrito efetivo do solo e o ângulo de atrito de interface solo – muro.

Tabela 2.9 – Valores das variáveis aleatórias. Fonte: Low et al. (2011).

Variável aleatória	Média (μ)	Desvio Padrão (σ)
ϕ' (°)	35	3,5
δ (°)	20	2
C (kPa)	100	15

Com distribuição normal das variáveis, tem-se $\beta = 2,4912$ contra tombamento e $\beta = 3,1021$ contra o deslizamento. Com distribuição lognormal, $\beta = 2,8019$ contra tombamento e $\beta = 3,6334$ contra o deslizamento.

Como resultado do método de limites bimodais de Ditlevsen (1979) o coeficiente de correlação entre os dois modos de ruptura, para uma distribuição normal de variáveis foi de 0,5364. O limite inferior da probabilidade de falha de 0,705% e o limite superior encontrado de 0,717% estando o valor de P_f por simulação de Monte Carlo (0,715%) dentro dos limites. Esses limites apresentam menor dispersão do que os encontrados ao se utilizar um método unimodal de limites, que fornece como limites 0,637 – 0,732%.

Para a simulação com a distribuição lognormal, pode-se dizer que o valor de P_f encontrado é mais preciso do que os com distribuição normal, visto que seus limites são mais restritos: 0,262 – 0,264 %. Esses limites são bastante próximos dos encontrados pela simulação de Monte Carlo (0,256 – 0,260%). Contudo, o valor de P_f por Monte Carlo, 0,258% não está dentro do domínio definido pelos limites. Uma explicação seria por causa do erro introduzido pela utilização de variáveis normais equivalentes obtidas da transformação de Rackwitz e Fiessler (1978).

Low e Phoon (2015) ilustram a aplicação da planilha de Low e Tang (2007) em uma fundação por sapatas, um talude de rocha, um talude de solo, uma estaca carregada lateralmente e uma cortina atirantada semelhante a Low (2005). Fazem ainda uma discussão entre o FORM e o método de dimensionamento determinado pelo Eurocode 7 (fatores parciais), sugerindo atuação complementar entre eles em situações não cobertas pela norma.

As similaridades e diferenças entre os dois métodos que convém destacar são:

- A coluna x^* do método FORM indica o ponto onde a elipsóide de dispersão equivalente toca a superfície de estado limite, sendo a combinação das variáveis que provavelmente irá causar ruína (ponto de projeto);
- Os valores de projeto x^* são determinados automaticamente e refletem a sensibilidades das variáveis; correlações; desvio padrão e probabilidades de distribuição de uma forma que os fatores parciais do Eurocode 7 não conseguem;
- O valor médio, o desvio padrão e o valor de projeto de um parâmetro pode se relacionar com o valor característico e fator parcial do mesmo parâmetro no Eurocode 7;
- A razão entre os valores médios e os valores finais de x^* para cada variável aleatória tem natureza similar aos fatores de segurança parciais da norma;
- Um projeto que busca um mesmo índice de confiabilidade alvo em diferentes aplicações com diferentes incertezas e considerações não é possível utilizando o Eurocode 7, visto que ele não traz considerações sobre P_f e β ;

- Atualmente o Eurocode 7 ainda não considera a correlação (positiva ou negativa) das variáveis; sua variabilidade espacial e distribuição probabilística.

Destacando a aplicação de Low e Phoon (2015) para a cortina de estaca prancha atirantada, a análise de confiabilidade foi realizada de maneira a encontrar o valor do comprimento L da cortina para obter um valor alvo de β igual a 3,00. Fez-se uso da rotina do Solver similar à rotina de Low *et al.* (2011) e utilizou-se como função de desempenho a equação do método de dimensionamento convencional com o coeficiente de empuxo obtidos por Coulomb e considerando rotação da cortina no ponto de apoio do tirante.

As variáveis aleatórias consideradas foram os pesos específicos γ e γ_{sat} ; a sobrecarga q; ângulo de atrito efetivo ϕ' ; ângulo de atrito de interface entre o solo e a cortina δ e a profundidade de escavação abaixo da linha freática Z (a profundidade de escavação acima da linha freática é constante e igual a 6,4m). Todos com distribuição probabilística normal e com médias e desvios padrões presentes na Tabela 2.10.

Tabela 2.10 – Dados de entrada e resultados do FORM. Fonte: Low e Phoon (2015).

Parâmetro	Média	Desvio Padrão	X^*	n
γ (kN/m ³)	17	0,85	16,204	- 0,936
γ_{sat} (kN/m ³)	20	1	18,443	-1,557
q (kN/m ²)	10	2	10,276	0,138
ϕ' (°)	38	2	33,514	-2,243
δ (°)	19	1	17,293	-1,707
Z (m)	2,4	0,3	2,9632	1,877

Após algumas estimativas, encontrou-se $\beta = 3,00$ para um L = 12,15 m. A ficha correspondente a essa altura é de 2, 79 m. Com essa altura os valores médios resultam em uma cortina segura, todavia ocorrerá ruína se os mesmos atingirem os valores obtidos na coluna x^* (Tabela 2.10). Por exemplo, o valor de z nessa coluna é de 2,9632, ou seja, tem-se uma “folga na escavação” de 0,56 m (2,9632 m – 2,4 m) para que a ruína venha a ocorrer.

As variáveis com maior sensibilidade (coluna n da Tabela 2.10) são respectivamente o ϕ' e a profundidade de escavação Z. Já em relação aos pesos

específicos, seus valores são menores no ponto de ruptura, ao contrário do que se esperava de que eram necessários maiores valores de γ e γ_{sat} para poder aumentar o empuxo ativo atuante e a insegurança da cortina.

Essa aparente contradição é explicada pelo fato de γ e γ_{sat} terem correlação positiva com ϕ' de 0,5 e que a diminuição destas variáveis diminui o empuxo passivo que é responsável pela estabilidade, por equilibrar-se com o empuxo ativo.

Neste ponto, o método FORM pode atuar de forma complementar ao Eurocode 7 para indicar se os valores de projeto de γ e γ_{sat} serão maiores ou menores em relação a seus valores médios. Essa análise deve ser estabelecida para cada situação particular, uma vez que se neste caso os valores foram menores mas em outra situação podem aumentar para atingir o colapso.

A pesquisa de Rippi (2015) apresentou um estudo de confiabilidade em que se utilizou de forma conjunta os métodos probabilísticos e o método dos elementos finitos (MEF) pelo uso do *software* comercial Plaxis 2D 2015. O objetivo desse estudo foi implementar uma análise probabilística a fim de avaliar a confiabilidade do estado limite último de um dique suportado por uma estaca prancha ancorada. Posteriormente, sugeriram-se recomendações para o aperfeiçoamento da sua metodologia de projeto.

A análise probabilística foi feita por um código escrito em Python com o módulo OpenTurns (OT). O código controlou as ações executadas pelo Plaxis 2D 2015. Contudo, o escopo da pesquisa de Rippi (2015) não teve como foco somente testar a robustez de diferentes métodos probabilísticos em conjunto com as simulações do MEF, mas também obter um melhor entendimento do sistema especificado, analisar cada componente do dique separadamente e investigar a resposta do modelo para determinadas condições de carregamento.

Foram investigados o desempenho do solo e dos elementos estruturais da estaca prancha de forma separada. Foram avaliados, principalmente, o modo de ruptura do solo do dique ao atingir sua máxima resistência ao cisalhamento e os modos de ruptura estruturais do paramento da estaca prancha e da sua ancoragem. A metodologia para a análise de ruptura do solo e seus resultados obtidos serão abordados em maiores detalhes.

A análise de ruptura da massa de solo pode ser feita mediante diferentes premissas (Schweckendiek, 2006). São elas: deformações excessivas em relação a um valor limite, redução ϕ - c , resistência ao cisalhamento relativa e definição do Plaxis para o colapso do solo. Rippi (2015) adotou o último tipo de análise por considerar a instabilidade do solo no Plaxis de forma global e não só em uma região. Considerou ainda esse tipo de análise por não necessitar de conhecimento prévio do problema para se escolher de um valor de deslocamento máximo.

Dessa forma, a função estado limite $Z(x)$ para a análise geotécnica da condição de ruptura do solo ficou definida pela Equação 2.16:

$$Z(x) = \begin{cases} -1 \\ 1 \end{cases} \quad (2.16)$$

Se ocorrer falha na fase construtiva por excessiva deformação tem-se a mensagem de alerta “*Soil Collapses*”. Nesse caso de falha a função de estado limite retorna o valor -1. Se não ocorrer falha, $Z(x)$ retorna o valor 1.

No Plaxis 2D, utilizou-se para os cálculos o modelo constitutivo com critério de ruptura de Mohr-Coulomb e um modelo que assume a condição de estados planos de deformação para a simulação. A análise de confiabilidade foi empregada no estudo de caso do dique proposto por Bredeveld (2011). Os parâmetros do diferentes tipos de solos foram utilizados por Rippi (2015) como variáveis aleatórias. No modelo têm-se quatro solos distintos. Da base para o topo os solos são: solo 1, é uma areia do aquífero; solo 2 é uma argila; solo 3 é o material argiloso executado mais recentemente no dique e o solo 4 também é uma argila, só que mais antiga. Para as simulações foram adotados cinco fases construtivas.

Os valores determinísticos foram considerados como valores médios. Os C.V. dos parâmetros bem como suas distribuições foram obtidos da literatura e com eles encontrados seus desvios padrões. Foram utilizadas distribuições truncadas, com valores máximos e mínimos de modo a caracterizar melhor o solo empregado e evitar erros durante a simulação. A Tabela 2.11 traz as características probabilísticas utilizadas.

Tabela 2.11 – Propriedades probabilísticas dos parâmetros do solo. Fonte: Rippi (2015)

Parâmetro	Símbolo	Distribuição	C.V	Unidade
Peso específico seco	γ_{unsat}	Normal (μ, σ)	5%	kN/m ³
Peso específico saturado	γ_{sat}	$\gamma_{sat} = \gamma_{unsat} + \text{Uniforme}(0,2)$	5%	kN/m ³
Coesão	c	Lognormal ($\mu, \sigma, 0$)	20%	kPa
Ângulo de atrito	φ	Normal Truncada ($\mu, \sigma, 0,45$)	10%	°
Módulo de deformabilidade	E	Lognormal ($\mu, \sigma, 0$)	25%	kPa
Coefficiente de Poisson	ν	Normal Truncada ($\mu, \sigma, 0,0.5$)	10%	-
Coef. de atrito de interface	R_{inter}	Normal Truncada ($\mu, \sigma, 0,0.99$)	20%	-

Antes de fazer a análise de confiabilidade propriamente dita realizou-se uma análise de sensibilidade global com as variáveis do solo. Essa análise de sensibilidade foi realizada também com o auxílio do OpenTurns e do Python. O método utilizado foi o FAST (*Fourier Amplitude Sensitivity Test*). O objetivo foi avaliar quais variáveis tem pouca influência no resultado dado pelo Plaxis e consequentemente na probabilidade de falha, eliminando assim as variáveis aleatórias “em excesso”. Os resultados obtidos pelo FAST para os parâmetros de resistência e deformabilidade podem ser vistos na Figura 2.14.

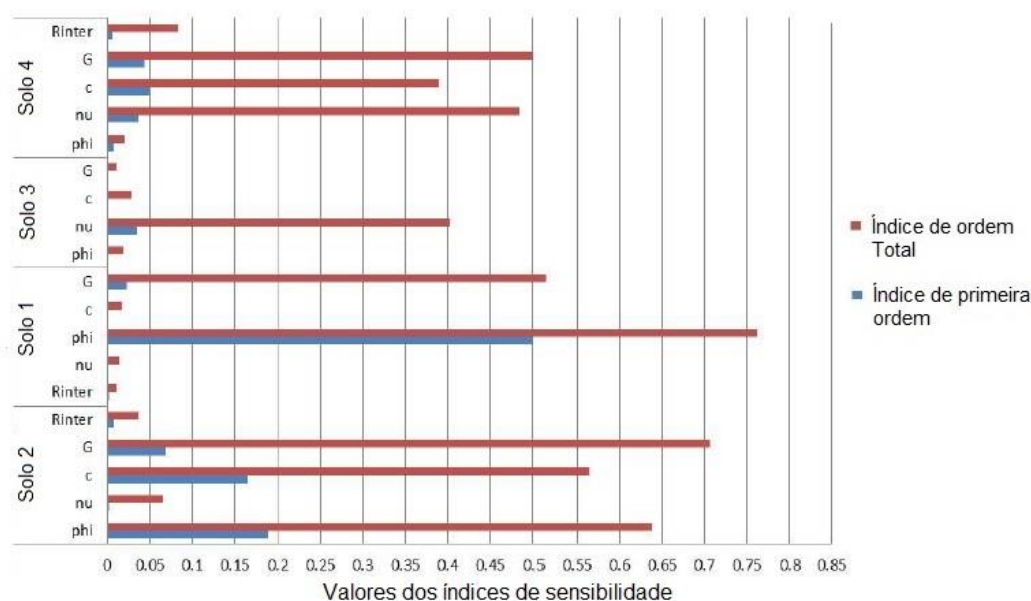


Figura 2.14 – Análise de sensibilidade global. Fonte: Rippi (2015).

Observa-se que a importância dos parâmetros muda dependendo do tipo de solo. Para o Solo 1 do modelo, a análise de sensibilidade mostra que o ângulo de atrito tem

grande influência no resultado final. Já a coesão não provoca influência na confiabilidade. De uma maneira geral o R_{inter} tem uma baixa contribuição.

Utilizando os parâmetros mais relevantes da Figura 2.14, fez-se outra análise de sensibilidade adicionando-se agora os pesos específicos do solo. O resultado pode ser visto na Figura 2.15. Pela figura pode-se afirmar que a massa de solo é majoritariamente influenciada pelos parâmetros de resistência e pelos pesos específicos do solo.

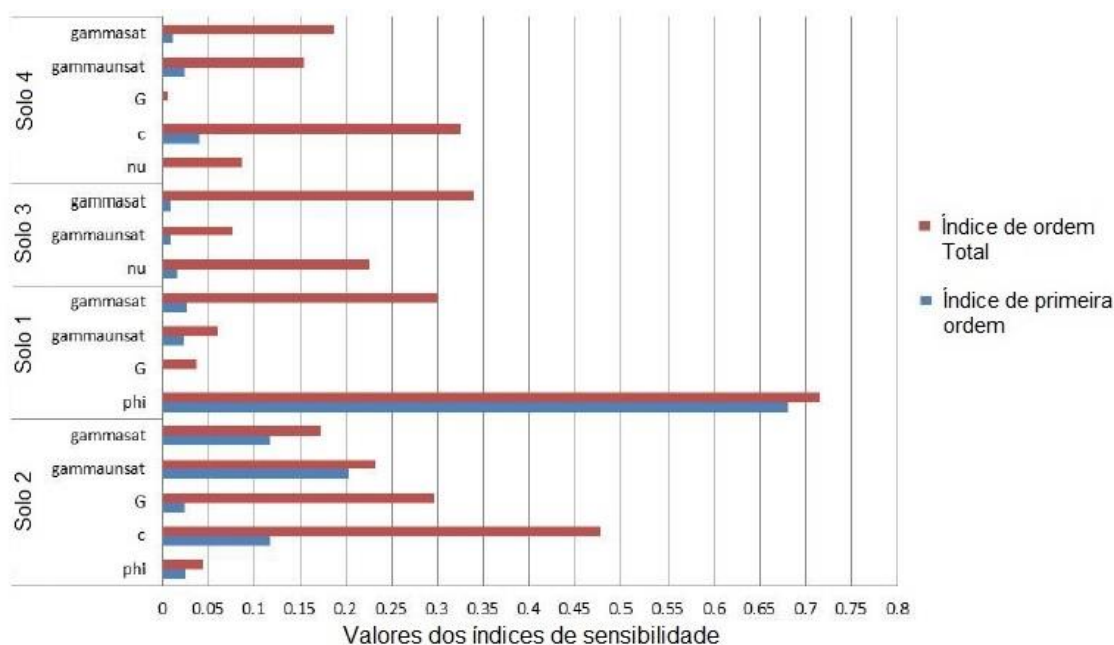


Figura 2.15 – Segunda análise de sensibilidade global. Fonte: Rippi (2015).

Para a pesquisa Rippi (2015) utilizou o FORM e o *Directional Sampling* como os métodos probabilísticos para obter a probabilidade de falha. Para o modo de ruptura do solo foi utilizado somente o *Directional Sampling* por conta da formulação da função de estado limite $Z(x)$ e por conta dos critérios de convergência do FORM. Utilizou-se 300 interações e encontrou-se uma probabilidade de falha $p_f = 1,3 \times 10^{-8}$ e um índice de confiabilidade $\beta = 5,5$.

Após a análise de confiabilidade foi feita outra análise de sensibilidade. Dessa vez é uma análise local, que é mais precisa e utilizando o método dos fatores de importância α^2 , desenvolvidos para o *Directional Sampling*. A Figura 2.16 mostra os resultados dessa análise de sensibilidade.

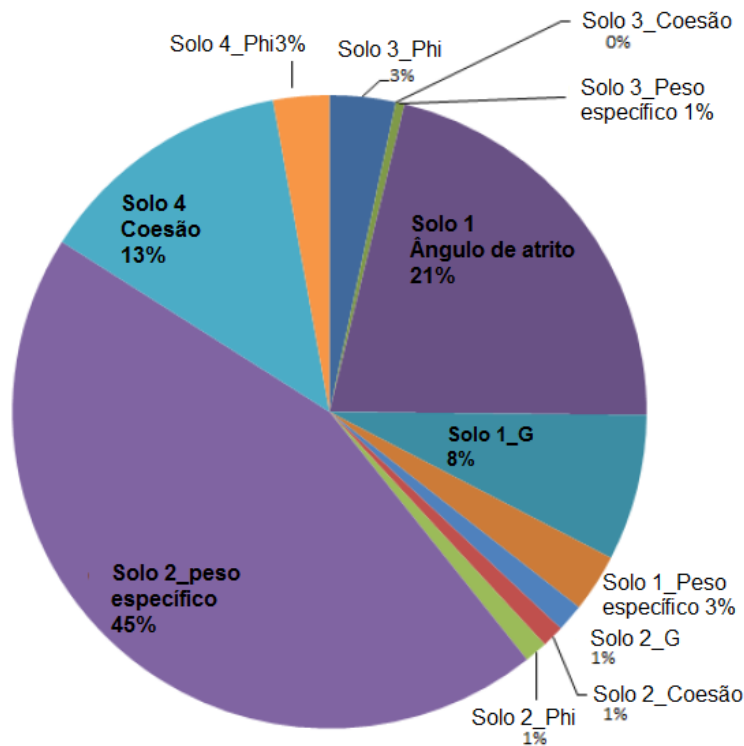


Figura 2.16 – Fatores de importância α^2 para ruptura do solo. Fonte: Rippi (2015).

Pela Figura 2.16, o peso específico e o ângulo de atrito das camadas argilosas são as variáveis de maior influência nesse modo de ruptura enquanto a coesão da argila antiga, solo 4, e o ângulo de atrito da camada arenosa contribuem para o domínio de falha. Os módulos de deformabilidade cisalhante tiveram uma contribuição ínfima na confiabilidade do dique nesse modo de ruptura.

De uma forma geral, as propriedades da argila do Solo 2 parecem ser dominantes e o Solo 4 tem um importante papel na falha do solo. Segundo Rippi (2015), métodos de confiabilidade aplicados de forma conjunta ao MEF não apresentam, de forma geral, uma boa precisão, portanto o julgamento de engenharia deve ser aplicado na interpretação dos resultados encontrados.

Rodrigues et al. (2016) apresentam um estudo de confiabilidade para um muro de solo reforçado com geogrelha, utilizando o método de Monte Carlo e análises de estabilidade do processo construtivo do muro desenvolvidas no *software* SLOPE/W pertencente ao GeoStudio/2012. Objetivo do estudo é avaliar a ruptura global do muro por equilíbrio limite aplicando o método de Bishop.

O corte esquemático do muro pode ser observado na Figura 2.17. A estrutura dispõe de inclinação 4:1 e uma altura total de 5,5 m, o comprimento das inclusões é de 3,5 m espaçadas entre si a cada 0,40 m.

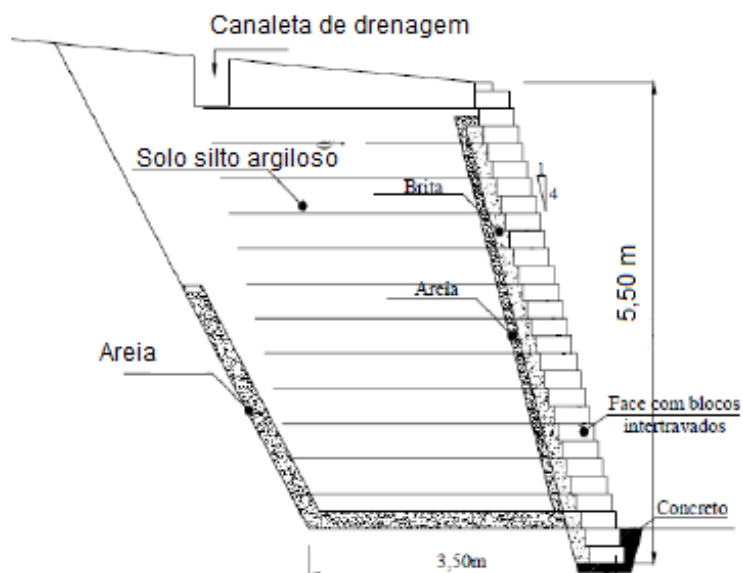


Figura 2.17 – Corte esquemático do muro. Fonte: Rodrigues et al. (2016).

Para o muro simulado foram vistos três tipos de superfícies: global, mista e interna. A superfície interna é aquela que passa apenas na parte reforçada do muro, enquanto a global, Figura 2.18, ocorre no maciço de solo. Já a superfície mista intercepta ambos. A avaliação probabilística foi realizada para a mesma superfície considerada crítica pela análise determinística.

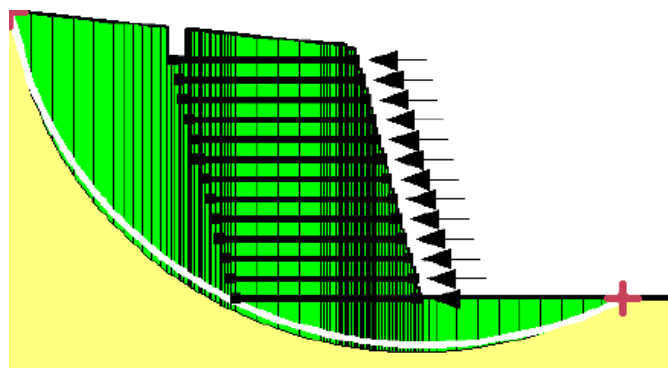


Figura 2.18 – Superfície de ruptura global. As setas indicam a posição do reforço.

Fonte: Rodrigues et al. (2016).

O solo presente no muro foi classificado como silte argiloso e teve como variáveis aleatórias os parâmetros: ângulo de atrito ϕ ; peso específico γ e a coesão c . A variabilidade desses parâmetros foi representada pelos C.V. obtidos de dados da literatura e juntamente com os valores médios (valores do dimensionamento determinístico) foram definidos os desvios padrões. O solo arenoso utilizado no sistema de drenagem também foi considerado com variabilidade probabilística. Os dados da variabilidade dos parâmetros podem ser vistos na Tabela 2.12.

Tabela 2.12 - Variabilidade dos parâmetros do solo. Fonte: Rodrigues et al. (2016).

Material	Parâmetro	Valor médio	C.V. (%)	Desvio Padrão
Solo silto argiloso	γ	21 kN/m ³	5	1,05
	ϕ	26°	15	3,9
	c	5 kPa	20	1
Areia	γ	20 kN/m ³	10	2
	ϕ	30°	8	8

Como resultado da estabilidade global, verificou-se que devido à alta resistência atribuída aos blocos de concreto da face do muro a superfície de ruptura não passa por eles, ficando os cálculos restritos a superfície mista e a superfície global. Os resultados da confiabilidade estão resumidos na Tabela 2.13 a seguir.

Tabela 2.13 – Resultado da confiabilidade para as superfícies de ruptura. Fonte: Rodrigues et al. (2016). Adaptado.

Superfície	$1/p_f$	β
Mista	192	2,38
Global	73	2,07

Pode-se observar pelo resultado da Tabela 2.13 que as duas superfícies apresentam um índice de confiabilidade menor do que o convencionalmente aceito para estruturas de contenção ($\beta = 3$). Porém pelo critério de Dell’avanzi e Sayão (1998), Tabela 2.4, ambas as superfícies mostram-se satisfatórias, estando a superfície global próxima do limite inferior em relação à probabilidade de falha.

Lin et al. (2016) apresentam uma análise de confiabilidade para um muro de solo grampeado composto por duas camadas de solo e anteriormente dimensionado contra falha por deslizamento e estabilidade global segundo o método determinístico da FHWA (*Federal Highway Administration*).

O objetivo de Lin et al. (2016) é, mediante a aplicação do método FORM, determinar a confiabilidade do dimensionamento determinístico usualmente aplicado para muros de solo grampeado, tendo um fator de segurança de 1,5 para os modos de ruptura de deslizamento e estabilidade global, avaliando também os efeitos das camadas de solo do aterro (sequência e espessura) na confiabilidade do muro.

O muro analisado por Lin et al. (2016) tem altura $H = 10$ m; face vertical; solo do aterro na horizontal; espaçamento entre os grampos de 1,5 m tanto na vertical como na horizontal; inclinação dos grampos de 5° com a horizontal. As camadas são compostas por uma areia compacta e uma argila rija normalmente adensada.

A sequência das camadas de argila e areia é alternada durante a análise de confiabilidade com o intuito de verificar sua influência na segurança do muro. As suas espessuras também sofrem variação, adotando um fator chamado de razão de espessura h_t/h_b que divide a espessura da camada superior pela espessura da camada inferior. Os valores adotados para h_t/h_b foram 0,2; 0,5; 1; 2; 5; 10 e ∞ .

As variáveis aleatórias são o peso específico γ ; ângulo de atrito ϕ ; coesão c ; resistência dos grampos q_u e sobrecarga q_s . Foi adotada distribuição probabilística lognormal para todos eles e seus parâmetros estatísticos como C.V. e média podem ser vistos na Tabela 2.14. Para o ângulo de atrito também foi considerada a variabilidade espacial vertical por intermédio da escala de flutuação θ . Antes do estudo paramétrico, θ foi considerada com valor constante e infinito.

Tabela 2.14 - Parâmetros estatísticos das variáveis do muro de solo grampeado.

Fonte: Lin et al. (2016).

Variável aleatória	Solo	Valor médio	Valor de projeto	C.V. (%)
γ (kN/m ³)	Areia	19	19	5
	Argila	17	17	5
ϕ (°)	Areia	37	37	8
	Argila	30	30	15
c (kPa)	Areia	0	0	-
	Argila	0	0	-
q_u (kPa)	Areia	123	126	23
	Argila	66	60	29,3
q_s (kN/m)	-	14,4	12	20,5

Para o modo de ruptura por deslizamento a função de desempenho ficou $g_s(c_i, \phi_i, \gamma_i, q_s) = FS_{SL} - 1$ e para o modo de ruptura por estabilidade global $g_g(c_i, \phi_i, \gamma_i, q_s, q_{ui}) = FS_G - 1$. Os parâmetros dentro dos parênteses são as variáveis aleatórias, o sub-índice i refere-se a camada de solo. O FS é o respectivo fator de segurança determinístico ligado as equações de equilíbrio para o muro.

Foi feito inicialmente o dimensionamento determinístico a fim de encontrar o comprimento L do grampo em relação a H e a h_t/h_b (razão entre a espessura da camada superior pela espessura da camada inferior) em relação a cada modo de ruptura. Para a estabilidade global os valores de L normalizados pela altura H do muro (L/H) variaram entre 1,18 e 0,60 considerando uma única camada e para o deslizamento nesta mesma condição L/H variou de 0,50 a 0,28.

Para a estabilidade global, o índice de confiabilidade β_g resultou em torno de 3,0 para as análises feitas com uma única camada de solo, conseguindo atingir dependendo do valor de h_t/h_b um $\beta_g = 3,5$ quando foi acrescida a segunda camada de solo. A probabilidade de falha passou de 10^{-3} para 10^{-4} e o aumento na segurança causado por essa diminuição é explicado pelos diferentes C.V. de cada camada quando analisadas juntas. O valor de β_g não sofreu influência da sequência de camadas.

Considerando o deslizamento, o índice de confiabilidade β_{SL} variou entre 1,1 e 1,5 e a probabilidade de falha de 10^{-1} a 10^{-2} . Estes valores apresentados

anteriormente traduzem uma insegurança e baixa confiabilidade que não é observada na prática em razão do deslizamento ser um modo de ruptura improvável de ocorrer.

Este baixo valor do índice de confiabilidade deve-se ao fato de que o deslizamento foi avaliado de maneira isolada, sendo que na prática é avaliado junto com a estabilidade global e esta, para mesmo fator de segurança, comanda a estabilidade do muro e aumenta os valores de L/H , como foi verificado no dimensionamento determinístico. Dessa forma, adotando os valores de L/H da estabilidade global o β_{SL} passou para aproximadamente 3,4 e 3,1 para camada única de areia e argila respectivamente.

O índice de confiabilidade ao deslizamento está intimamente relacionado com a sequência das camadas, em razão deste modo de ruptura depender das características do solo que atua como base do muro, já que nessa posição irá se processar a ruptura. Com a análise das duas camadas simultaneamente e com o solo arenoso servindo de base, β_{SL} variou de 3,5 para 4,5, valores maiores do que os de uma camada isolada. Com o solo argiloso na base β_{SL} passou a variar de 2,8 a 3,0, valores menores quando comparados com a camada isolada.

Para avaliar o efeito da variabilidade vertical de ϕ , a função de autocorrelação foi determinada com base no parâmetro chamado de escala de flutuação (*Scale of fluctuation*) por intermédio da Equação 2.17 (Fenton, 1997):

$$\rho(\Delta z) = \exp(-\delta|\Delta z|) \quad (2.17)$$

Onde $\rho(\Delta z)$ é a função de autocorrelação; Δz é o intervalo vertical de interesse e $\delta = 2/\theta$, sendo θ a escala de flutuação, que pode ser entendida como a máxima distância em que as variáveis do solo ainda mantêm uma correlação. O valor de Δz foi considerado igual a 0,5 m e para θ trabalhou-se com 0,5; 1; 2; 5; 10; 20 e ∞ .

Os resultados anteriores foram avaliados considerando θ como sendo infinito (espaço amostral espacialmente constante), e resultaram em altos valores de probabilidade de falha. À medida que o valor de θ foi diminuído (alto grau de variabilidade espacial) verificou-se que a probabilidade de falha foi diminuindo para os

dois modos de ruptura, independentemente do número de camadas, confirmando estudos anteriores.

Sert *et al.* (2016) avaliaram a influência da variabilidade espacial dos parâmetros do solo no deslocamento horizontal e nos momentos fletores de uma estaca-prancha em solo arenoso, utilizando simulação numérica e o método de Monte Carlo para avaliar a confiabilidade a cada simulação do estudo paramétrico.

As simulações numéricas foram executadas no *software* de elementos finitos Plaxis, versão 2D, utilizando-se a simetria do problema com intenção de diminuir o esforço computacional e adotando-se para o solo o modelo constitutivo Hardening Small Strain. O solo foi dividido em 20 camadas de 1 m de espessura cada, para melhor caracterizar a variabilidade de seus parâmetros.

A estaca-prancha possui um comprimento total de 10 m, sendo 5 m o comprimento de sua ficha, e espessura de 0,60 m. As dimensões do modelo numérico foram adotadas segundo recomendações de Brinkgreve (2005) e o resultado pode ser visto na Figura 2.19.

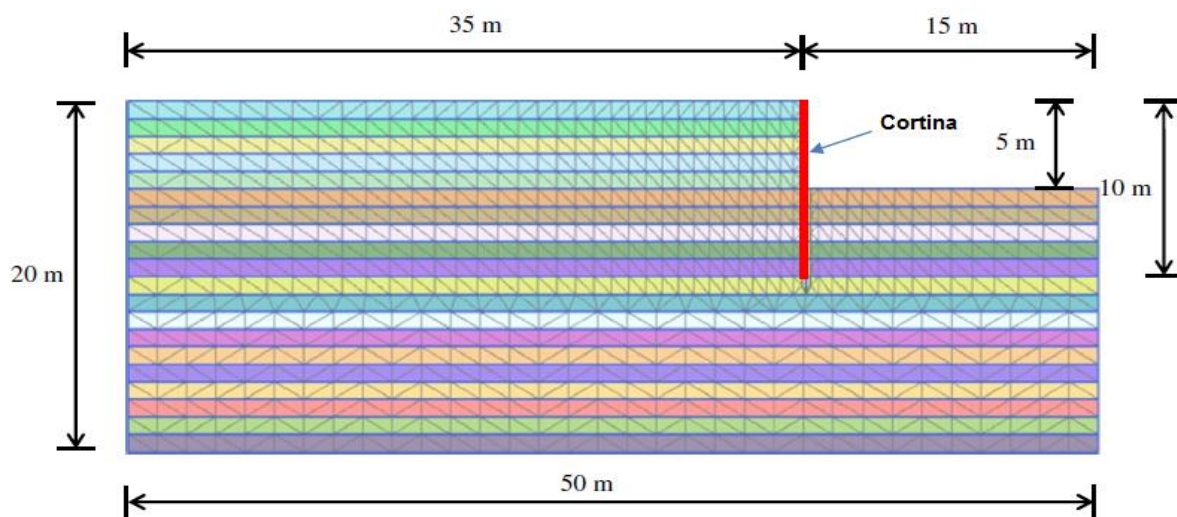


Figura 2.19 – Geometria do modelo computacional.

Fonte: Sert et al. (2016). Adaptado.

A variabilidade espacial foi trabalhada pela decomposição de Cholesky, com formulação matemática semelhante à Equação 2.17, anteriormente descrita. Será analisada somente a variabilidade vertical do ângulo de atrito ϕ' , visto que a escala de

flutuação horizontal é bem maior do que a vertical, logo com menor variabilidade e menor efeito na confiabilidade final e porque ϕ' é o parâmetro mais sensível na estabilidade deste tipo de contenção.

Considerando a variabilidade vertical de ϕ' , o número de tentativas da simulação de Monte Carlo e o valor do deslocamento limite, o valor médio e o C.V. da p_f podem ser encontrados simulando as seguintes combinações de valores de C.V.: 10% e 30% e θ : 2 m; 4 m; 10 m; 20 m; 50 m e 100 m, sendo $\theta = 100\text{ m}$ associado a um campo espacialmente constante (simulando um θ infinito). A função de desempenho consiste em avaliar o deslocamento encontrado, dado um deslocamento limite.

Os resultados mostraram que o deslocamento horizontal máximo da cortina ocorreu no topo da mesma, em todas as simulações, o que era esperado em se tratando de uma cortina em balanço.

Empregando uma análise determinística com os valores médios dos parâmetros foi obtido o valor do deslocamento horizontal máximo de 18,2 mm. No entanto, avaliando os resultados das simulações numéricas do Plaxis e as simulações de Monte Carlo observou-se que o valor médio do deslocamento aumenta juntamente com o aumento de θ e aumenta também para mesmos valores de escala de flutuação, quanto maior for o C.V.

O mesmo acontece com o desvio padrão, ou intervalo de variação, do valor médio do deslocamento da cortina. Quanto menor a escala de flutuação, tem-se uma maior redução da variabilidade vertical de ϕ' o que conduz a menores dispersões do valor médio do deslocamento máximo horizontal.

Os dois resultados descritos nos parágrafos anteriores podem ser estendidos para o valor do máximo momento fletor atuante na cortina, já que o mesmo aumenta não linearmente com o aumento do deslocamento horizontal máximo, ou seja, foi encontrada uma forte correlação positiva entre momento e deslocamentos máximos, como pode ser observado na Figura 2.20 para um C.V. de 30%.

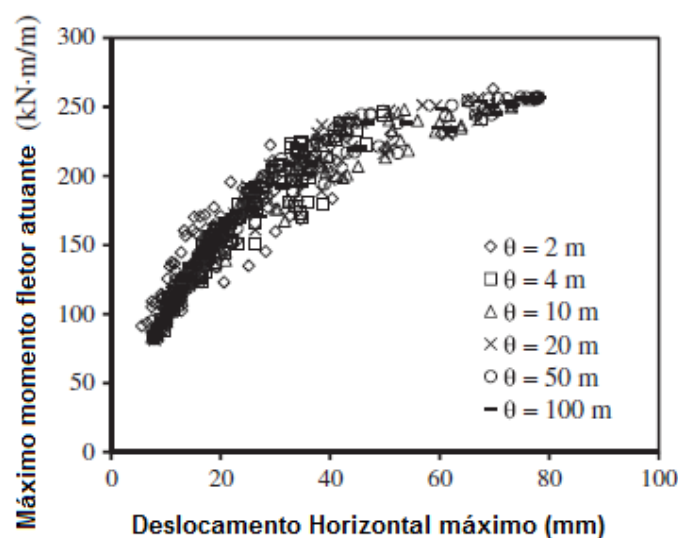


Figura 2.20 – Correlação positiva entre os deslocamentos e momentos fletores para C.V. = 30%. Fonte: Sert et al. (2016). Adaptado.

Por fim, a probabilidade de falha p_f diminui com o aumento do valor do deslocamento limite adotado, para todas as combinações de C.V. e θ como se vê na Figura 2.21 a) para o caso de C.V. igual a 30%. Todavia, O C.V. da probabilidade de falha aumenta com o aumento do deslocamento limite permitido, Figura 2.21 b).

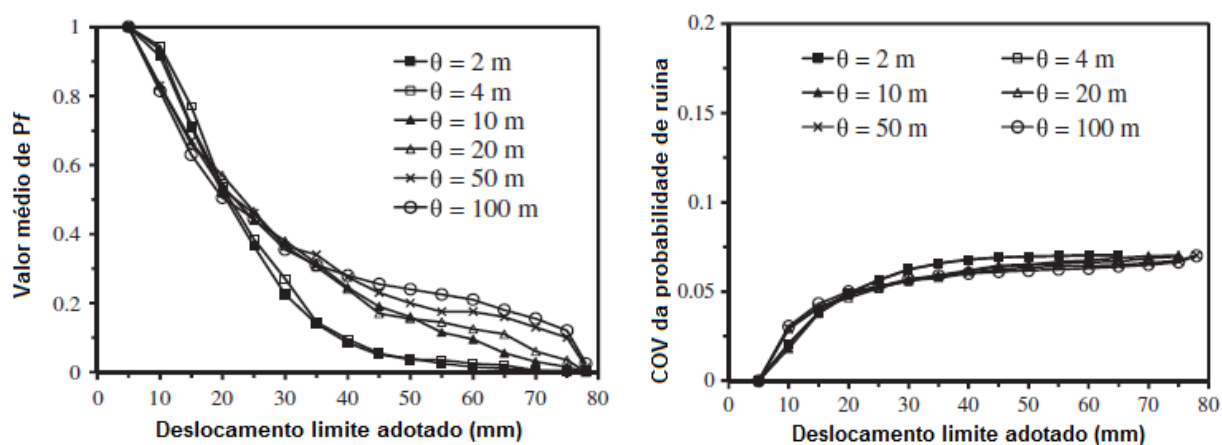


Figura 2.21 - a) e b). – Valores médios e C.V. da probabilidade de falha para os deslocamentos horizontais, C.V. = 30%. Fonte: Sert et al. (2016). Adaptado.

Ainda utilizando as Figuras 2.21 a) e b), mas com foco na mudança da variabilidade espacial, tem-se que quando o valor do deslocamento limite é pequeno, o cenário com menores escalas de flutuação resulta em maiores probabilidades de falha.

Quando o deslocamento limite é maior (permite maior movimento da cortina), menores escalas de flutuação conduzem a menores probabilidades de falha, resultado semelhante ao encontrado por Lin et al. (2016).

Desde modo, dependendo do deslocamento limite permitido para a contenção, a não consideração da variabilidade espacial das variáveis pode conduzir a valores de p_f subestimados ou superestimados em relação ao ELU.

CAPÍTULO 3

Materiais e Métodos

Esta pesquisa envolveu em uma primeira etapa o desenvolvimento das ferramentas necessárias para uma análise da confiabilidade geotécnica de estruturas de contenção em balanço executadas em solo arenoso. Essas ferramentas foram divididas em dois grandes grupos. O primeiro grupo destinou-se a verificar a confiabilidade do ELU através da avaliação da segurança contra sua rotação. Foi utilizado nesse caso uma abordagem analítica, pelo uso das equações de equilíbrio estático para contenções em balanço. Essas equações integraram a função de estado limite que apresentou domínio de falha quando seu valor foi igual ou menor a zero.

O segundo grupo de ferramentas teve por objetivo computar a confiabilidade do ELS da contenção. A avaliação para esse modo de ruptura deu-se pela adoção de um valor limite de deslocamento horizontal no topo da contenção. A caracterização da ruptura foi tomada para os casos em que a contenção apresentou deslocamentos superiores aos deslocamentos limites. Esse segundo grupo avaliou os deslocamentos através de um modelo número concebido no *software* geotécnico de elementos finitos Plaxis 2D 2016 – Versão VIP.

No total foram desenvolvidas quatro rotinas, sendo duas rotinas para as análises do ELU. Uma rotina fez uso do FORM e a outra fez uso da simulação de Monte Carlo. Duas outras rotinas para o ELS. As duas fazendo uso da simulação de Monte Carlo, mas divergindo na função de desempenho. Todas as rotinas foram desenvolvidas para a versão 3.5 do Python compatível com o sistema operacional Windows. Para os cálculos probabilísticos e as análises de confiabilidade requeridas fez-se uso de um módulo externo acoplado ao Python que chamou funções probabilísticas.

A segunda etapa do trabalho envolveu a aplicação das rotinas. As rotinas de cálculo foram aplicadas em duas condições diferentes. A primeira aplicação foi na

avaliação da confiabilidade de contenção com base em uma obra real executada na cidade do Natal/RN. A contenção foi estudada anteriormente pelos trabalhos de Santos (2013) e Oliveira (2014). Na presente dissertação ela foi referenciada como contenção padrão.

Partindo das características da contenção padrão em estudo realizou-se um estudo paramétrico de suas principais variáveis. Esse estudo paramétrico constituiu a segunda aplicação das rotinas de cálculo. A terceira e última etapa dessa dissertação compreendeu a avaliação dos resultados obtidos nas duas aplicações descritas anteriormente. Foram analisados o índice de confiabilidade β , a probabilidade de falha p_f e a sensibilidade das variáveis aleatórias em cada aplicação.

A Figura 3.1 mostra um fluxograma que contém as etapas da análise de confiabilidade para essa dissertação e o que foi realizado em cada uma. Nos itens a seguir fez-se seu detalhamento. A avaliação dos resultados foi feita no Capítulo 4.

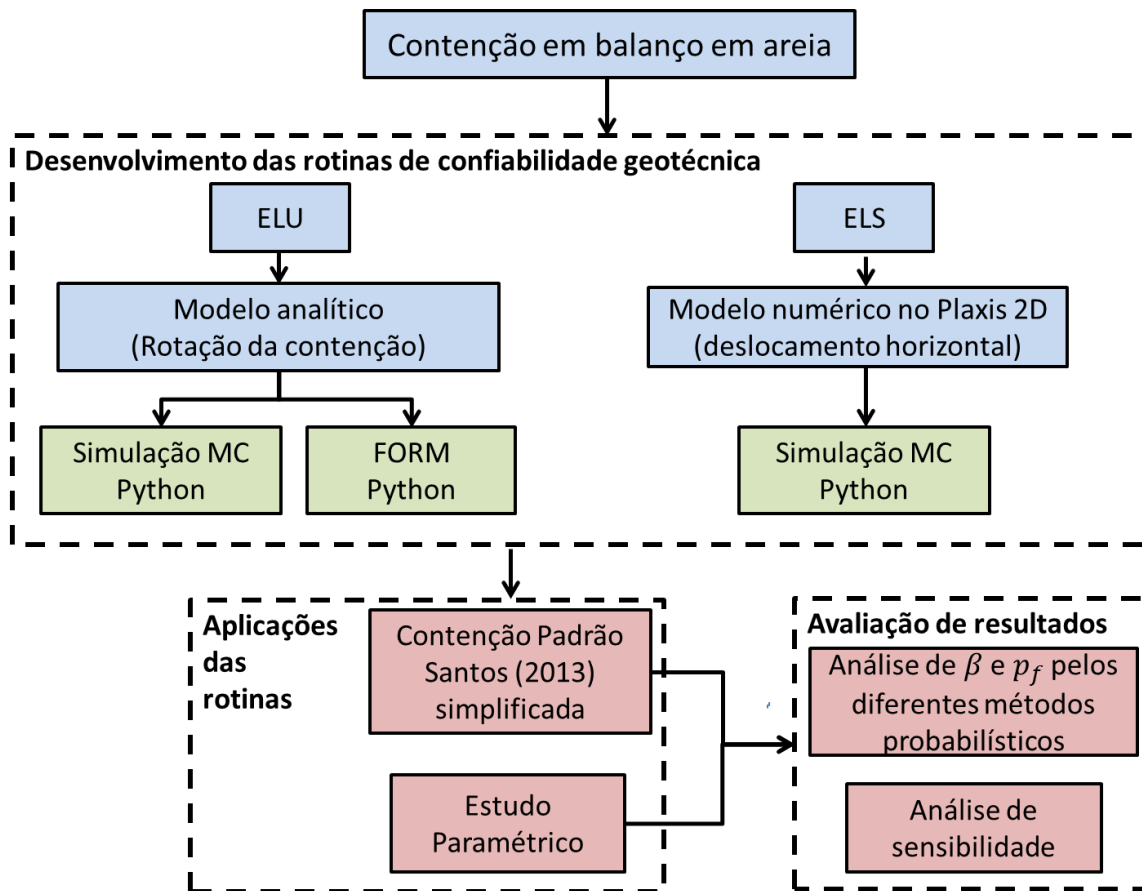


Figura 3.1 – Fluxograma das etapas da análise de confiabilidade dessa dissertação.

3.1 Desenvolvimento das rotinas do ELU

3.1.1 Mecanismos de falha e função de estado limite para o ELU

Como visto no Capítulo 2, a garantia da segurança total da contenção passa pela avaliação da confiabilidade de cada um de seus modos de ruptura. Para o ELU investigou-se a confiabilidade contra o tombamento da contenção em torno do eixo de rotação. A Figura 3.2 mostra as tensões aplicadas na contenção em balanço para um solo arenoso sem presença de nível d'água, indicando ainda algumas dimensões envolvidas na situação em questão.

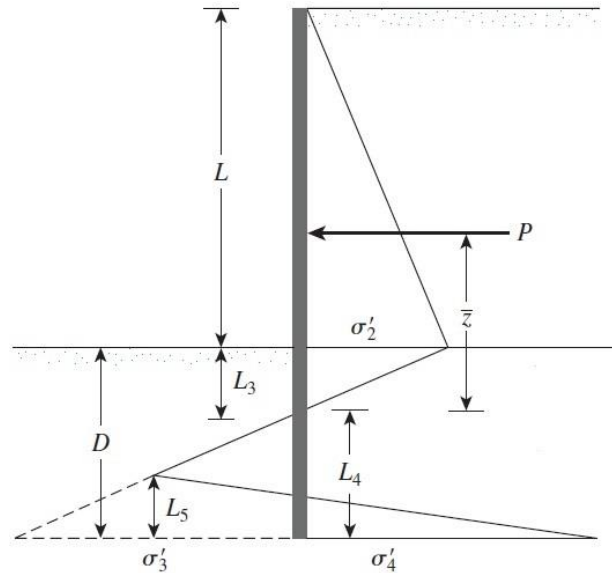


Figura 3.2 – Diagrama simplificado dos empuxos resultantes com a indicação das tensões atuantes e braços de alavanca. Fonte: Das (2011). Adaptado.

Utilizando-se a Figura 3.2, O somatório que garante o equilíbrio das forças horizontais atuantes pode ser visto na Equação 3.1 e deve ser igual a zero.

$$\Sigma F_H = 0 \rightarrow P - \frac{1}{2} \sigma'_3 L_4 + \frac{1}{2} L_5 (\sigma'_3 + \sigma'_4) = 0 \quad (3.1)$$

A Equação 3.2 mostra que o somatório dos momentos estabilizantes e instabilizantes, produzidos por essas forças, em relação ao ponto B também deve ser zero.

$$\Sigma M_B = 0 \rightarrow P(L_4 + \bar{Z}) - \left(\frac{1}{2} L_4 \sigma'_3 \right) \left(\frac{L_4}{3} \right) + \frac{1}{2} L_5 (\sigma'_3 + \sigma'_4) \left(\frac{L_5}{3} \right) = 0 \quad (3.2)$$

O equilíbrio das forças e momentos forneceu deterministicamente um valor de ficha de contenção que é utilizado na análise de confiabilidade. Com esse valor determinístico foi avaliado se o mesmo é confiável ou não em função da variabilidade dos parâmetros geotécnicos. A variável de interesse nessa análise foi o fator de segurança definido pela razão entre os momentos passivos (M_p) estabilizantes e os momentos ativos (M_a) instabilizantes que atuam na contenção e tendem a provocar seu giro. O fator de segurança F_{S1} , Equação 3.3, é:

$$F_{S1} = \frac{M_p}{M_a} = \frac{\left(\frac{1}{2}L_4\sigma'_{3}\right)\left(\frac{L_4}{3}\right)}{P(L_4+\bar{Z})+\frac{1}{2}L_5(\sigma'_{3}+\sigma'_{4})\left(\frac{L_5}{3}\right)} \quad (3.3)$$

A Equação 3.3, as expressões matemáticas para obter o valor das tensões que o solo aplica na contenção e seus respectivos braços de alavanca foram codificados no Python. Também foram escritas as equações matemáticas que envolveram o cálculo dos coeficientes de empuxo necessários para obter os empuxos horizontais. Para essa dissertação os coeficientes de empuxo foram calculados pelo método de Coulomb.

O método de Coulomb considera a inclinação do paramento da contenção, a inclinação da superfície do solo do aterro e o ângulo de atrito de interface entre o solo e a contenção no cálculo dos empuxos ativos e passivos. Por conta do ângulo de atrito de interface a resultante dos dois empuxos é inclinada em relação à horizontal. Dessa forma, utilizou-se somente sua componente horizontal nos cálculos necessários.

Utilizando o fator de segurança, a função de estado limite $g(x)$ para o ELU é dada pela Equação 3.4. O valor limite que define o critério de ruptura será 0,0.

$$g(x) = F_{S1} - 1 \quad (3.4)$$

Portanto toda vez que $g(x) < 0,0$ tem-se uma análise dentro do domínio de falha. Para o dimensionamento da ficha, a proposta descrita nessa dissertação já traz, ao mesmo tempo, o equilíbrio das forças e momentos nas formulações. Portanto, não se fez necessário verificar o somatório das forças horizontais em outra função de estado limite. A segurança do modo de ruptura por deslizamento foi garantida nesse mesmo equacionamento.

Com a função de estado limite, aplicaram-se os métodos probabilísticos. A aplicação dos métodos de confiabilidade no Python foi feita por intermédio do OpenTurns 1.7 (OT). OpenTurns é uma biblioteca científica que funciona como um módulo adicional do Python dedicado ao tratamento de incertezas. Entre outras características o OT abrange 47 tipos de distribuições de probabilidade e diversos métodos probabilísticos como o FORM, simulação de Monte Carlo entre outros.

O primeiro método probabilístico aplicado na avaliação do ELU foi a simulação de Monte Carlo. Os resultados para a simulação de Monte Carlo foram restritos a apresentarem um erro tolerável (α) de 5%, ou seja, um nível de confiança de 95%. A Equação 2.10 para obtenção no número N de avaliações retornou valores exorbitantes, na ordem de 10^7 e 10^{10} . Portanto, foi atribuído um número inicial de 1000 avaliações, posteriormente reajustado pelo gráfico de convergência no decorrer das análises. Para o FORM utilizou-se de um número máximo de 1000 interações e erros máximos iguais a $1,0 \times 10^{-10}$.

Como último recurso das rotinas de cálculo do ELU, utilizaram-se dois testes de aderência com os resultados encontrados. O primeiro teste foi o Kolmogorov-Smirnov, para avaliar a hipótese de ajuste dos resultados de $g(x)$ por nove distribuições probabilísticas. As distribuições probabilísticas testadas nas rotinas do ELU foram: Normal, Lognormal, Exponencial, Beta, Gama, Chi, Laplace, Gumbel e Weibull. O segundo teste de aderência foi o teste gráfico Q-Q, realizado com os parâmetros definidos pelo Kolmogorov-Smirnov teste para as mesmas distribuições anteriores.

No Anexo A dessa dissertação encontram-se alguns detalhes sobre a codificação desenvolvida para as rotinas de cálculo do ELU.

3.1.2 Variáveis aleatórias do ELU

Como variáveis aleatórias foram escolhidos somente os parâmetros geotécnicos com maior influência no dimensionamento e desempenho da contenção no ELU. Dessa forma, as variáveis aleatórias foram: peso específico seco do solo (γ_d), ângulo de atrito efetivo do solo (ϕ') e ângulo de atrito de interface solo-contenção (δ). Os dados

estatísticos para os parâmetros do solo foram obtidos da literatura a partir da Tabela 2.1 e 2.2 presentes no Capítulo 2.

As dispersões dos parâmetros do solo foram quantificadas através dos coeficientes de variação para solos arenosos presentes na Tabela 2.1. Para o δ , o valor de seu C.V. foi adotado em concordância com o trabalho de Rippi (2015) e os C.V. de ϕ' . Da Tabela 2.2 utilizou-se o coeficiente de correlação linear entre o ângulo de atrito e o peso específico seco, entre o ângulo de atrito do solo e o ângulo de interface solo-contenção e entre o peso específico seco e o ângulo de atrito de interface.

Pela falta de dados de campo estatisticamente representativos, as distribuições probabilísticas adotadas nessa dissertação foram a distribuição Normal e a Lognormal. Sua escolha foi justificável também pelo Teorema do limite central. A fim de evitar a adoção de valores geotecnicaamente irreais, as distribuições foram truncadas com valores máximos e mínimos dentro de uma faixa aceitável para as características do solo arenoso da cidade de Natal. A Tabela 3.1 traz uma reunião das características probabilísticas iniciais das variáveis aleatórias do ELU.

Tabela 3.1 Características estatísticas dos parâmetros do solo para o ELU.

Parâmetro	Símbolo (Unidade)	Distribuição Truncada	C.V.	Coeficiente de correlação
Peso específico seco	γ_d (kN/m ³)	Normal/Lognormal	5%	+0,5 (com γ_{sat} e ϕ')
Ângulo de atrito do solo	ϕ' (°)	Normal/Lognormal	10%	+0,5 (com os γ) +0,8 (com δ)
Ângulo de atrito de interface	δ (°)	Normal/Lognormal	20%	+0,8 (com ϕ') + 0,4 (com os γ)

Sabe-se que a utilização dos valores de C.V. reportados na literatura nem sempre podem ser estendidos para análises probabilísticas em locais diferentes de sua determinação. No entanto, em relação ao ângulo de atrito do solo, o valor do coeficiente de variação de 10% da Tabela 3.1 foi comprovado localmente através do trabalho de Souza (2017). Souza (2017) realizou uma análise de variabilidade de parâmetros de resistência de um solo arenoso tipicamente encontrado na cidade do Natal/RN. Essas análises estatísticas foram feitas a cada metro de profundidade com base em 14 sondagens de simples reconhecimento, do tipo SPT.

Souza (2017) verificou que o C.V. de ϕ' pode chegar até 10%, o que confirma o valor adotado na presente pesquisa. Em relação à distribuição probabilística, utilizando o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, os testes de Souza (2017) mostraram que os modelos de distribuição Normal e Lognormal recusaram a hipótese desses dados não seguirem essas distribuições. Souza (2017) pondera que devido à proximidade entre as duas distribuições ajustadas, é recomendada a utilização da distribuição normal nas análises de confiabilidade de projetos geotécnicos em Natal/RN, considerando solos semelhantes ao estudado em sua pesquisa.

Os valores determinísticos (valores médios) dos parâmetros do solo foram adotados utilizando resultados de sondagens à percussão de simples reconhecimento (SPT) e de ensaios triaxiais convencionais do tipo CD apresentados por Oliveira (2014). Oliveira (2014) utilizou esses valores para calibrar os deslocamentos horizontais da contenção de Santos (2013), instrumentada por inclinômetro verticais, em um modelo numérico modelado no Plaxis 2D e 3D. Utilizando os valores médios de Oliveira (2014) multiplicados pelo C.V. da Tabela 3.1 têm-se os respectivos desvios padrões e com eles os parâmetros estatísticos finais que podem ser verificados na Tabela 3.2.

Tabela 3.2 - Parâmetros estatísticos finais do ELU.

Parâmetro	Valor médio	Desvio padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Peso específico seco	18,0 kN/m ³	0,9	16,0 kN/m ³	20,0 kN/m ³
Ângulo de atrito do solo	30,1°	3,01	24,0°	36,0°
Ângulo de atrito de interface	16,16°	3,23	6°	26°

3.2 Desenvolvimento das rotinas do ELS

3.2.1 Mecanismos de falha e função de estado limite para o ELS

Para o desenvolvimento das rotinas de cálculo da avaliação probabilística do ELS, a quantidade de fatores que afetam o deslocamento da contenção torna praticamente inviável sua previsão mediante uma fórmula analítica. Desse modo, por ser um mecanismo de ruptura complexo recorreu-se a um *software* geotécnico que utiliza o MEF para fazer o papel da função de estado limite e fornecer a variável de interesse. O *software* escolhido foi o Plaxis 2D 2016 versão VIP.

O Plaxis 2D deve retornar o valor de deslocamento horizontal no topo da contenção, chamado aqui de u_{Plaxis} . Foi escolhido o valor do topo por ser o ponto de deslocamento máximo observado para contenções em balanço. Depois de definida a variável de interesse para a avaliação do ELS seu critério de ruptura foi definido em relação a um deslocamento máximo adotado. Portanto, toda vez que o deslocamento da contenção, retornado pelo Plaxis 2D, foi maior que o deslocamento limite definido, ou seja, $u_{Plaxis} > u_{limite}$ foi considerado um cenário no domínio de falha.

Montando esse critério na função de estado limite $g(x)$ da Equação 3.5 tem-se:

$$g(x) = u_{limite} - u_{Plaxis}, \quad (3.5)$$

Em que u_{limite} é o deslocamento limite adotado e u_{Plaxis} o valor do deslocamento obtido pelo *software* de elementos finitos. Quando $g(x) < 0$ implica que $u_{Plaxis} > u_{limite}$. Os valores limites de deslocamento limite máximo foram escolhidos como porcentagens da profundidade de escavação H adotada na etapa de aplicação dessa rotina.

Também para as rotinas do ELS foram realizados após a análise de confiabilidade testes de aderência com os resultados de u_{Plaxis} que alimentou a função de estado limite da Equação 3.5. Foram utilizados os mesmos dois testes: o Kolmogorov-Smirnov Teste e o teste gráfico Q-Q. Eles avaliaram se os valores de deslocamento horizontal fornecidos pelo Plaxis 2D podem ser ajustados por uma distribuição Normal ou Lognormal.

Com o intuito de comparar dois métodos de avaliação de confiabilidade distintos, criou-se uma segunda rotina de cálculo para o ELS em que o critério de falha avaliado foi o mesmo segundo Rippi (2015). Aqui, consideraram-se como falha do ELS somente os casos em que o Plaxis detectou falha numérica através do *error* 101 do *software* durante o cálculo de uma das fases. Esse é o erro que contém a mensagem “*Soil body collapses*”. Esse critério de falha julga que o aviso de falha numérica emitido pelo Plaxis traduz com precisão uma possível falha física da contenção real.

Em termos físicos, a definição de ruptura do Plaxis está relacionada com o parâmetro de rigidez CSP, que é uma medida da quantidade de plasticidade que ocorre durante o cálculo de determinada fase. Quando a fase falha por excessiva plasticidade

o CSP tem valor menor do que 0,015. Quando o Plaxis retornar essa condição de falha a função $g(x)$ escrita nessa segunda rotina deve retornar não o valor de u_{Plaxis} , mas um valor igual a -1 e quando a fase for bem sucedida retornar o valor 1, que é o valor real retornado pelo parâmetro de controle da fase construtiva do Plaxis quando toda carga incremental é integralmente aplicada na fase sem resultar em falhas devido ao CSP. A Equação 3.6 traz a função de estado limite para esse segundo critério de avaliação.

$$g(x) = \begin{cases} 1, \text{ sem falha no Plaxis} \\ -1, \text{ com falha no Plaxis} \end{cases} \quad (3.6)$$

Definidos os critérios de falha, partiu-se para a concepção das duas rotinas no Python. Para o ELS houve a união da ação conjunta entre o Python e o Plaxis. A versão VIP do Plaxis 2D 2016 permite ao usuário controlá-la remotamente por intermédio do Python. Dessa forma, pode-se executar qualquer comando disponível no Plaxis de forma remota e contínua, além de obter e salvar os resultados. Com isso, pode-se fazer facilmente uma análise de confiabilidade. A ação conjunta requer uma interface para comunicação entre eles.

A Figura 3.3 mostra essa interface ativa e com seus detalhes em destaque.

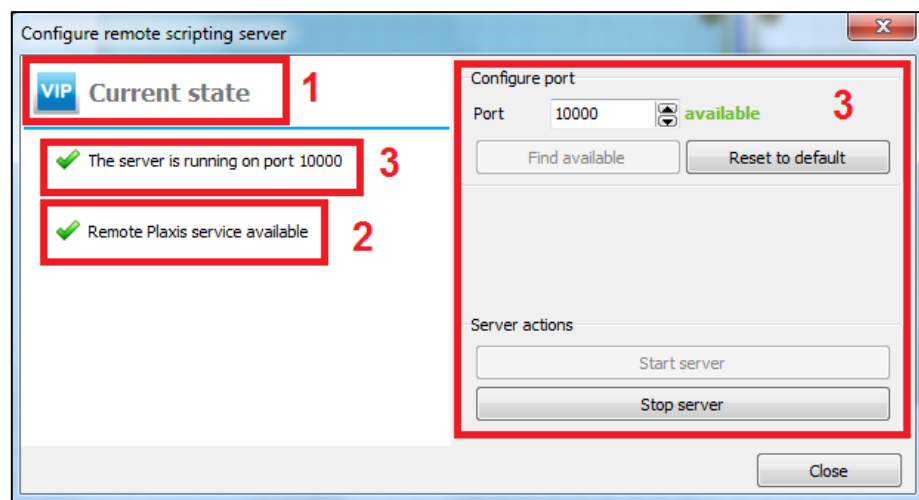


Figura 3.3 – Configuração do servidor de controle remoto do Plaxis.

Para ativar essa função e fazer uso do controle remoto do Plaxis, é preciso acessar no menu do Plaxis o item *Expept > Configurate remote scripting server*. Após

essa ação aparece uma janela semelhante à da Figura 3.3. O destaque 1 mostra que se tem uma licença VIP válida para uso. O destaque 2 é sobre a conexão HTTP da internet autorizada pelo Plaxis por meio da qual se dá o acesso remoto. Por fim, o destaque 3 mostra o número da porta disponível para conexão local e suas configurações.

Baseado em trabalhos anteriores, principalmente Rippi (2015), foi utilizado somente a simulação de Monte Carlo (MCS) para as rotinas junto ao Plaxis 2D. Ajustando a convergência dos resultados com o tempo gasto pelo Plaxis para fazer as simulações, foi adotado um número N de 1000 avaliações de cada $g(x)$ definida anteriormente. O uso de métodos de aproximação como o FORM, podem apresentar problemas de convergência quando acoplados com MEF devido a uma possível não linearidade de resultados. Quando uma ferramenta de confiabilidade é acoplada a outro programa, a rotina de confiabilidade executa toda a análise probabilística e usa o *software* de elementos finitos apenas para a avaliação da função de estado limite.

Mais precisamente, o código no Python com a biblioteca OT deve ser capaz de ler e interpretar os dados de entrada e os resultados do Plaxis/2D; executar a MCS; armazenar os resultados e enviar os próximos dados das variáveis para o Plaxis. O Plaxis, por sua vez, tem que receber os comandos do Python/OT habilitando o programa para fazer os cálculos impostos, recuperar os resultados pré-definidos e enviar ao Python/OT, em um processo iterativo. A rotina utilizada nessa pesquisa foi desenvolvida com base em Rippi (2015) e nos manuais do OpenTurns 1.7 2016.

A Figura 3.4 mostra um esquema da ação conjunta definida entre o Python e o Plaxis para análise de confiabilidade do ELS.

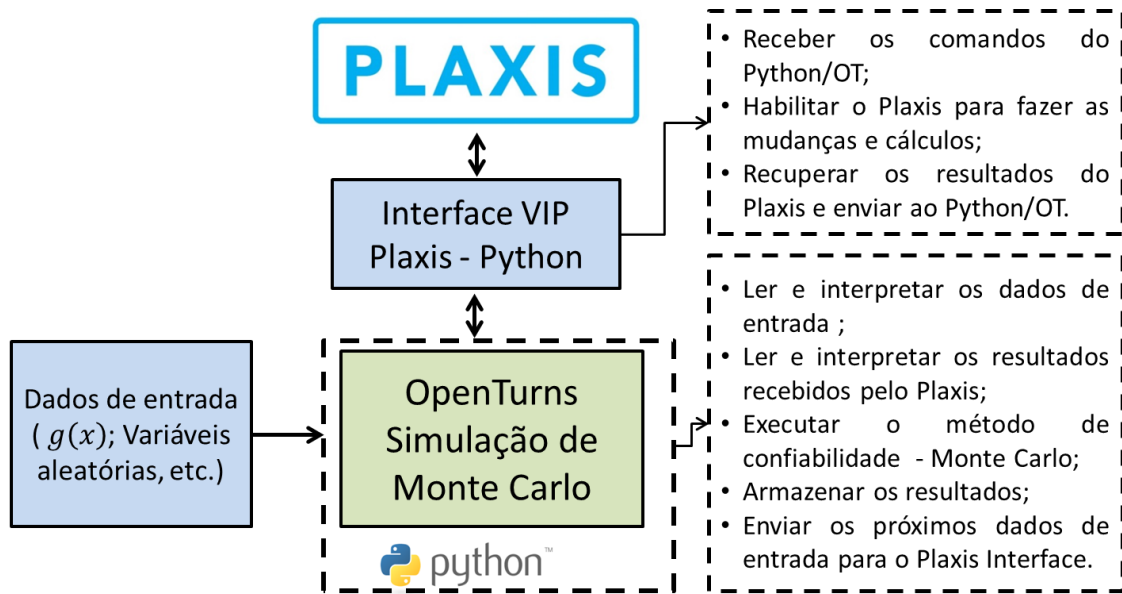


Figura 3.4 – Ação conjunta entre Plaxis e Python. Fonte: Rippi (2015). Adaptado.

No Anexo A dessa dissertação encontram-se alguns detalhes sobre a codificação desenvolvida para as rotinas de cálculo do ELS.

3.2.2 Variáveis aleatórias do ELS

Como variáveis aleatórias para a avaliação do ELS buscou-se o mesmo critério do ELU. Inicialmente, foram selecionados os parâmetros do solo que influenciam de forma mais ativa os deslocamentos da contenção. Sabendo que esses parâmetros são utilizados não em formulações analíticas, mas no *software* Plaxis 2D. Logo, adotou-se o peso específico seco (γ_d), o ângulo de atrito efetivo do solo (ϕ'), o fator de redução de resistência da interface (R_{inter}) e o módulo de deformabilidade secante do solo a 50% da tensão total (E_{50}).

Os valores de coeficiente de variação para esses parâmetros, a exemplo das variáveis aleatórias do ELU, também foram retirados da Tabela 2.1. Para o ângulo de atrito efetivo do solo, o peso específico seco e o fator de redução de resistência da interface os valores são semelhantes aos descritos na Tabela 3.1. O fator de redução de resistência da interface é um coeficiente de atrito de interface entre materiais, logo atua como o ângulo de interface solo-muro, por isso a adoção do mesmo C.V.

Os valores de correlação linear entre as variáveis aleatórias e a adoção das distribuições probabilísticas truncadas normal e lognormal também foram semelhantes ao ELU. Em relação ao módulo de deformabilidade secante seu coeficiente de variação foi de 20% segundo os valores da Tabela 2.1. Por falta de dados consistentes na literatura, não houve a adoção de coeficiente de correlação envolvendo o módulo de deformabilidade secante.

Os valores médios foram obtidos da calibração dos deslocamentos da contenção feita no trabalho de Oliveira (2014). Esses valores também foram utilizados como valores iniciais na simulação da contenção no Plaxis 2D. A Tabela 3.3 apresenta os parâmetros determinísticos utilizados no material da contenção. O modelo constitutivo utilizado foi o Elástico linear, segundo a lei de Hooke, pois o mesmo é suficiente para simular o comportamento do material que compõem o paramento da contenção em balanço. Neste caso, o material é concreto.

Tabela 3.3 - Parâmetros adotados no Plaxis/2D para o modelo elástico linear.

Parâmetro	Notação	Valor	Unidade
Rigidez Axial	EA	$4,52 \times 10^6$	kN/m
Rigidez Transversal	EI	$2,53 \times 10^4$	kNm ² /m
Peso linear	w	15,00	kN/m/m
Coeficiente de Poisson	ν	0,2	-

Os parâmetros do solo calibrados por Oliveira (2014) para o modelo constitutivo Hardening-Soil do Plaxis foram os escolhidos para a utilização nessa dissertação. O Hardening-Soil é o modelo que melhor simula maciços arenosos. Além de Oliveira (2014), resultados bem sucedidos que comprovam sua utilização no solo arenoso de Natal são encontrados em Moraes (2014), Araújo (2016) e Costa (2017).

O Hardening-Soil é um modelo constitutivo não linear e que segue o critério de ruptura de Mohr-Coulomb. Esse modelo apresenta uma relação hiperbólica entre deformação axial e tensão desviadora, apresentando três parâmetros de deformabilidade do solo para cenários de carga e descarga. A Tabela 3.4 reuniu seus valores.

Tabela 3.4 - Parâmetros do solo calibrados por Oliveira (2014) e adotados no Plaxis/2D.

Parâmetro	Símbolo	Valor	Unidade
Peso específico seco	γ_{unsat}	18,00	kN/m ³
Peso específico saturado	γ_{sat}	20,00	kN/m ³
Índice de vazios inicial	e_0	0,5	-
Módulo de deformabilidade Secante	E_{50}^{ref}	20,0	MPa
Módulo de deformabilidade Edométrico	E_{oed}^{ref}	32,0	MPa
Módulo de deformabilidade Carregamento/Descarregamento	E_{ur}^{ref}	55,0	MPa
Ângulo de atrito efetivo	ϕ'	30,1	°
Coesão efetiva	c'	0,0	kPa
Ângulo de dilatância	ψ	0,0	°
Coeficiente de Poisson	ν	0,3320	-
Coeficiente de empuxo no repouso	K_0^{nc}	0,5120	-
Coeficiente de atrito de interface	R_{inter}	0,500	-

Potyondy (1961) definiu valores de R_{inter} entre 0,84 e 0,98 para um solo arenoso seco e um paramento de concreto liso e rugoso, respectivamente. Entretanto, manteve-se o valor de 0,50 encontrado pela calibração de Oliveira (2014) visto o bom ajuste entre os deslocamentos reais e numéricos. Além disso, as condições reais de compactidade do solo, ângulo de atrito e carregamento são diferentes das do artigo.

Os valores médios das variáveis aleatórias da Tabela 3.4 foram multiplicados pelos seus respectivos C.V. obtendo-se assim os desvios padrões de cada variável aleatória. Com os valores de desvio padrão, definiram-se os valores máximos e mínimos de cada parâmetro resumidos na Tabela 3.5.

Tabela 3.5 - Parâmetros estatísticos finais do ELS.

Parâmetro	Valor médio	Desvio padrão	Distrib. Truncada	Valor mínimo	Valor máximo
Peso específico seco γ_d	18,0 kN/m ³	0,9	N./L.N.	16,0 kN/m ³	20,0 kN/m ³
Ângulo de atrito do solo ϕ'	30,1°	3,01	N./L.N.	24,0°	36,0°
Coeficiente de atrito de interface R_{int}	0,5	0,1	N./L.N.	0,4	0,65
Módulo de deformabilidade E_{50}	20,0 MPa	4,0	N./L.N.	12,0 MPa	28,0 MPa

Apesar de ter somente quatro variáveis aleatórias que tiveram seus valores alterados a cada interação pela simulação de Monte Carlo, outros parâmetros no Plaxis tiveram de ser alterados também durante as simulações. Isso ocorre para evitar erros no *software* por causa de inconsistências físicas na combinação de valores gerados e atribuídos de forma automática pela rotina de cálculo. Por exemplo, ao mudar o valor do ângulo de atrito do solo, teve-se que alterar o valor do coeficiente de empuxo ao repouso, visto que ambos guardam uma relação entre seus valores.

Outra modificação importante foi em relação aos módulos de deformabilidade do solo. No modelo constitutivo Hardening-Soil, os três módulos de deformabilidade são correlacionáveis. Por conseguinte, apesar de modificação aleatória com base na distribuição probabilística ter ocorrido somente no E_{50}^{ref} , os valores de E_{ur}^{ref} e E_{oed}^{ref} deveram ser alterados seguindo a mesma relação inicial com o módulo secante. A cada modificação de E_{50}^{ref} , ao E_{oed}^{ref} é atribuído o mesmo valor de E_{50}^{ref} e a E_{ur}^{ref} um valor três vezes maior do que o E_{50}^{ref} . Essas são as definições padrões de preenchimento de valores utilizados pelo Plaxis para os módulos de deformabilidade do Hardening-Soil.

Em virtude de um erro de comunicação entre o Python e o Plaxis detectado durante a concepção das rotinas de cálculo, a variável E_{ur}^{ref} não tem seu valor alterado no Plaxis a cada interação. Desse modo, para obter o mesmo efeito de comportamento as alterações foram feitas no valor do módulo cisalhante G_{ref} , visto que E_{ur}^{ref} e G_{ref} são relacionáveis através da Equação 3.7. Logo, a cada interação um novo valor de G_{ref} foi

atribuído ao material do solo através de cada novo valor aleatório de E_{ur}^{ref} e do coeficiente de Poisson do solo que tem valor constante ao presente na Tabela 3.4. Os valores dos outros módulos de deformabilidade não apresentaram problemas durante a comunicação Python-Plaxis.

$$G_{ref} = \frac{E_{ur}^{ref}}{2(1+\nu)} \quad (3.7)$$

3.3 Análise da contenção padrão

Em relação à obra geotécnica estudada, trabalhou-se com uma estrutura de contenção com dimensões usualmente executadas na cidade de Natal-RN. Foi escolhida a contenção estudada por Santos (2013), executada em um solo arenoso e projetada para construção do subsolo de uma edificação multifamiliar localizada na cidade de Natal, RN, no bairro Lagoa Nova. Essa é uma contenção de estacas escavadas de concreto estabilizadas por uma linha de tirantes e apresenta uma laje apoiada no topo.

A presente dissertação trabalhou com o trecho A dessa contenção. O trecho A possui 35,92 m de extensão, estacas de 8 m de comprimento, profundidade de escavação de 2,88 m, linha de tirantes a 1,48 m em relação à face superior da viga de coroamento e ficha de 5,12 m (Santos, 2013). Santos (2013) fez algumas considerações críticas do ponto de vista técnico das características dessa contenção em particular. Nota-se que esse trecho A tem uma ficha relativamente grande, sugerindo que a contenção foi superdimensionada.

Em virtude desse superdimensionamento da ficha, a linha de tirantes nessa região poderia ter sido dispensada. Fazendo o dimensionamento determinístico “convencional” com a aplicação de 20% de aumento da ficha por conta das incertezas de projeto esse resultado é comprovado. Para as mesmas características e considerando os empuxos do solo pelo método de Rankine, a ficha calculada foi de 3,65 m. Considerando o ângulo de atrito de interface solo-contenção de $16,16^\circ$ e com a aplicação do método de Coulomb no cálculo dos empuxos a ficha foi de 2,45 m. Os dois valores são bem menores do que os 5,12 m que foram executados.

A caracterização do solo onde a contenção de Santos (2013) foi executada foi realizada por ensaios de laboratório e sondagens de simples reconhecimento com SPT. A contenção atinge duas camadas de solo. A camada superior é classificada como uma areia mal graduada/areia argilosas (SP-SC) segundo o Sistema Unificado de Classificação de solo (SUCS). O solo da camada inferior é classificado como areia argilosa (SC).

Com relação à geologia, segundo Silva et al (2002) e Jesus (2002), o solo é constituído por areias quartzosas de origem eólicas, finas a grossas com grãos sub-arredondados e sub-angulosos. Até a profundidade de sondagem não foi encontrado o nível do lençol freático.

Para essa dissertação simplificou-se a contenção de Santos (2013). Ela foi aqui considerada sem os tirantes, sem a laje e sem a sobrecarga causada pela edificação construída no perímetro da contenção. Para as análises probabilísticas ajustou-se, inicialmente, a profundidade de escavação para 3,00 m e a ficha para 5,00 m. Foi considerada nas rotinas de cálculo probabilísticas que a contenção foi executada em uma única camada de solo arenoso. A contenção simplificada de Santos (2013) foi designada na presente dissertação como “contenção padrão”.

A camada superior de solo apresentada em Santos (2013) foi considerada tanto para o solo arrimado quanto para o solo da fundação. Não foi considerada a influência do nível de água durante a execução das rotinas de cálculo. Como dito anteriormente, os parâmetros do solo adotados na presente dissertação são oriundos da calibração dos deslocamentos da contenção feita no trabalho de Oliveira (2014), mostrados na Tabela 3.4.

Pela calibração dos deslocamentos feita por Oliveira (2014), tem-se que os parâmetros utilizados aqui (Tabela 3.4) podem caracterizar um solo arenoso de compactidade fofa a medianamente compacta.

Para a execução das rotinas de cálculo para o ELU, o usuário dessas ferramentas deve entrar com as características da análise como um *input* da rotina. As características são: a geometria da contenção padrão; o valor médio dos parâmetros do solo; as características probabilísticas dos parâmetros do solo adotados como variáveis

aleatórias. Para a execução do ELS, dentro do código fonte da rotina todas essas características relativas a análise de confiabilidade da contenção padrão de Santos (2013) já estão inseridas.

Para as análises do ELS fez-se necessário a criação de um modelo numérico da contenção padrão no Plaxis 2D. Os limites do modelo geométrico foram baseados nas recomendações de Brinkgreve (2005). Foi utilizado um modelo no estado plano de deformação para os cálculos. As condições de fixação do modelo numérico foram: para as laterais do modelo a restrição dos deslocamentos no eixo x e para a base do modelo a restrição de movimentação nos dois eixos x e y.

Foram utilizadas duas fases construtivas para o cálculo. A primeira foi o cálculo das tensões *in situ* do solo em seu estado de repouso. A segunda fase construtiva compreendeu a ativação do elemento representante da contenção em balanço, escavação até a cota final de projeto e ativação dos elementos de interface.

A Figura 3.5 mostra a geometria do modelo pela segunda fase construtiva.

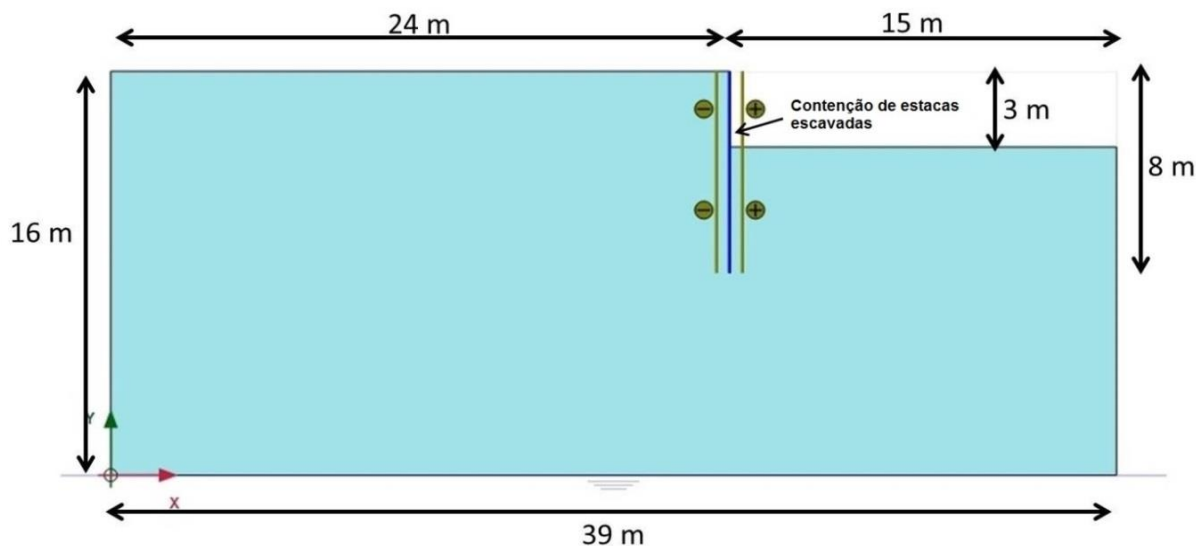


Figura 3.5 – Geometria do modelo da contenção em estudo para a segunda fase construtiva.

Tendo a geometria do modelo estudado foi possível definir os deslocamentos limites necessários para a primeira função de estado limite do ELS (Equação 3.5). Foram escolhidos como u_{limite} : 0,3%H; 0,5%H; 1,0%H; 1,5%H; 2,0%H e 2,5%H, sendo

H a profundidade de escavação. Sabendo que H é igual a 3,00 m esses valores são respectivamente: 0,009 m; 0,015 m; 0,03 m; 0,045 m; 0,06 m e 0,075 m.

Observa-se na Figura 3.5 a única camada de solo arenoso representada no modelo pela cor azul. Os elementos de interface são necessários para a definição e aplicação dos valores do coeficiente de atrito de interface. Como dito, os modelos constitutivos utilizados foram o elástico linear para a contenção e o Hardening-Soil para o solo arenoso.

A Figura 3.6 mostra o modelo numérico discretizado com a indicação do ponto A, utilizado para a obtenção dos deslocamentos horizontais da contenção, necessários na Equação 3.5. Esse ponto A encontra-se no topo da contenção, nas coordenadas $X = 24,00$ m e $Y = 16,00$ m. Esse modelo tem uma malha com refinamento geral médio e refinamento fino perto da contenção. Com essa configuração, a malha de elementos finitos foi composta por 970 elementos triangulares e 8102 nós.

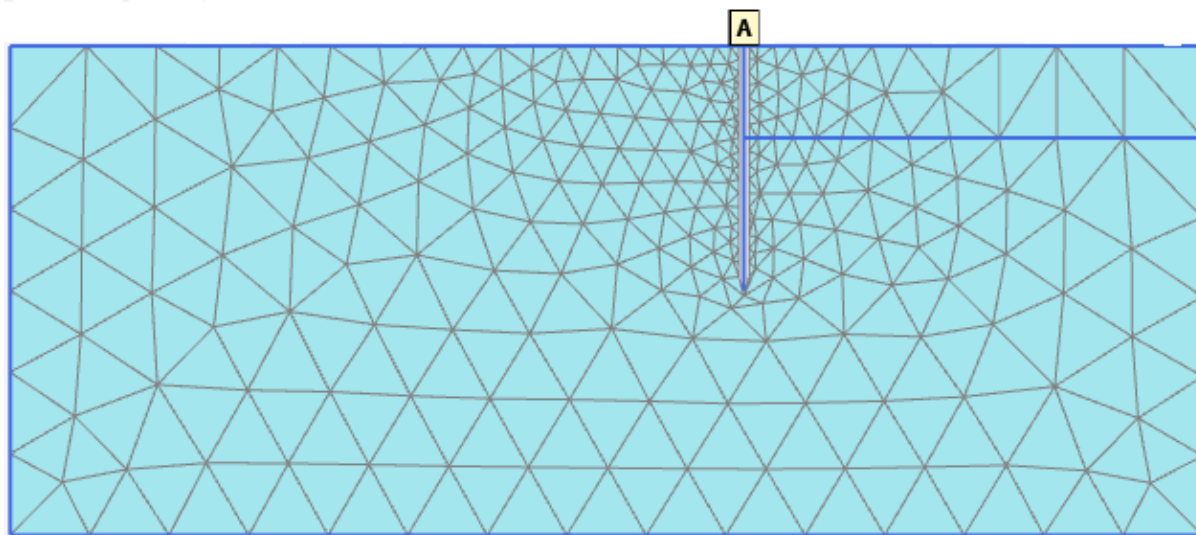


Figura 3.6 – Modelo numérico discretizado com indicação do Ponto A.

3.4 Estudo paramétrico

Como segunda aplicação das rotinas de cálculo foi realizado um estudo paramétrico das principais variáveis do problema. Esse estudo paramétrico teve como base a geometria inicial da contenção padrão. Para a análise paramétrica do ELU foram consideradas a cada conjunto de simulações as seguintes características:

- Adoção de um coeficiente de correlação ρ entre as variáveis aleatórias do solo;
- Adoção da profundidade de escavação H como variável aleatória;
- Variação do C.V. do ângulo de atrito do solo;
- Diferentes valores da ficha da contenção, avaliando em particular os resultados para o valor da ficha encontrado pelo dimensionamento determinístico com o método de Coulomb;
- Mudança na distribuição probabilística das variáveis aleatórias, ora definidas como distribuição normal ora definidas como lognormal.

A variação no valor da profundidade de escavação H no estudo paramétrico do ELU foi avaliada pela tolerância dimensional construtiva prevista nas obras. Essa tolerância construtiva ocorre principalmente pela imprecisão das ferramentas de escavação durante a execução. Para essa dissertação, utilizou-se o C.V. fixo de 5% ou 0,05 m para a variação de H , segundo estudos de Low (2005). Sabendo que a profundidade de escavação é de 3,00 m, tem-se um desvio padrão de 0,15 m.

Para a análise paramétrica do ELS foram variadas a cada conjunto de simulações as seguintes características da contenção padrão:

- Distribuição probabilística das variáveis aleatórias (normal ou lognormal);
- Adoção de um coeficiente de correlação ρ .

CAPÍTULO 4

Resultados

4.1 Resultados para a contenção padrão

4.1.1 Resultados para o ELU

Inicia-se com os resultados do FORM para a contenção padrão. Essa configuração padrão compreende as características definidas anteriormente no capítulo 3. As três variáveis aleatórias foram definidas como tendo distribuições probabilísticas Normais e truncadas e sem correlação entre elas. A Figura 4.1 mostra como ficaram as três FDP (Função Densidade de Probabilidade). Visto que é a mesma distribuição, deve-se atentar para os limites inferiores e superiores que truncam cada variável.

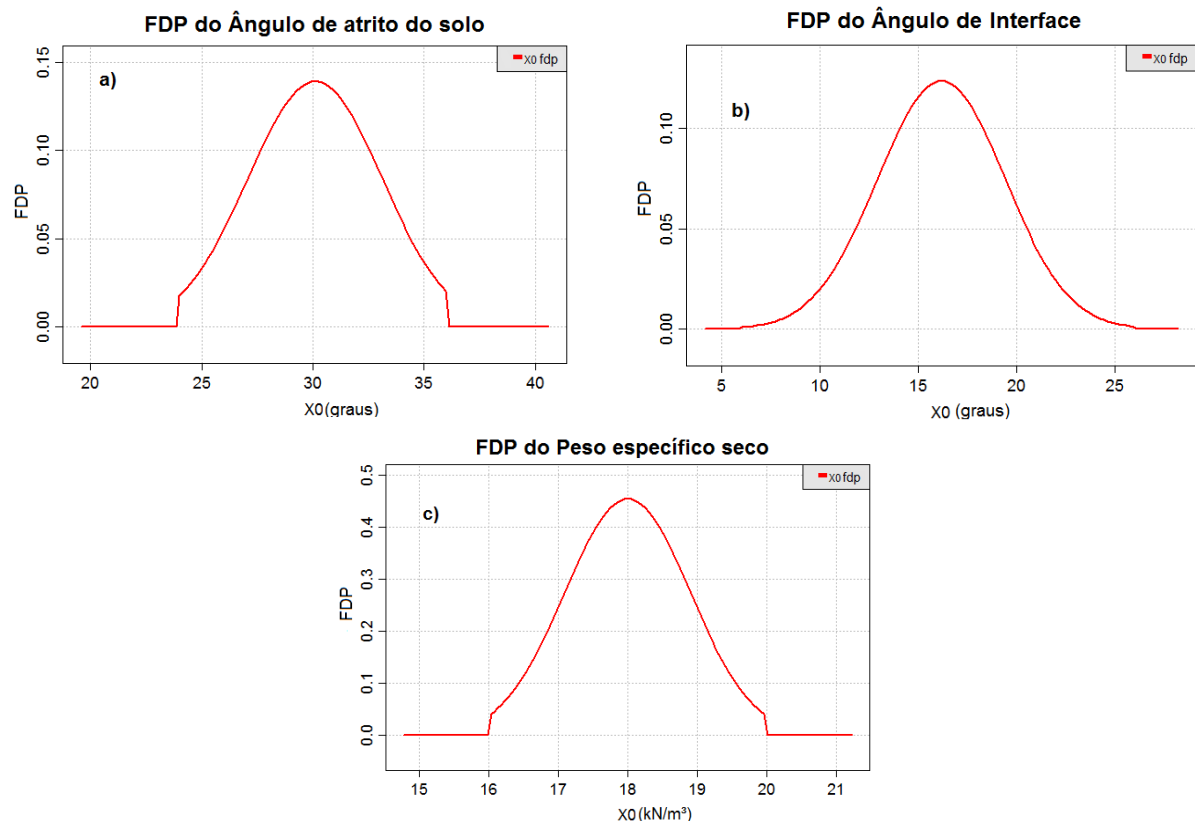


Figura 4.1 – Funções Densidade de Probabilidade Normais e truncadas. a) Ângulo de atrito do solo. b) Ângulo de interface. c) Peso específico seco.

Como resultados, a Tabela 4.1 traz um resumo da confiabilidade da contenção padrão alcançada pelo método FORM. Os pontos de projeto no espaço físico são os valores que, por conta da variabilidade do solo, se forem atingidos levam a contenção a um domínio de falha.

Tabela 4.1 – Resultados da confiabilidade do ELU da contenção padrão pelo FORM.

Avaliações de $g(x)$	β	p_f	Ponto de projeto de ϕ'	Ponto de projeto de δ	Ponto de projeto de γ_d
628	11,42	$1,736 \times 10^{-30}$	24°	6°	17,71 kN/m ³

Observa-se na Tabela 4.1 que todas as variáveis aleatórias tiveram seu valor diminuído para atingir uma situação de falha. A maior diminuição no valor foi sentida pelo δ e a menor variação no γ_d . O número de avaliações de $g(x)$ abaixo do limite inicial de 1000 interações mostra que para a ordem de erros limites houve uma rápida convergência da análise.

Os fatores de importância (α^2) segundo o FORM, Figura 4.2, mostram que a variável de maior influência na probabilidade de falha da contenção padrão foi o δ , em concordância com as maiores diminuições dos pontos de projeto.

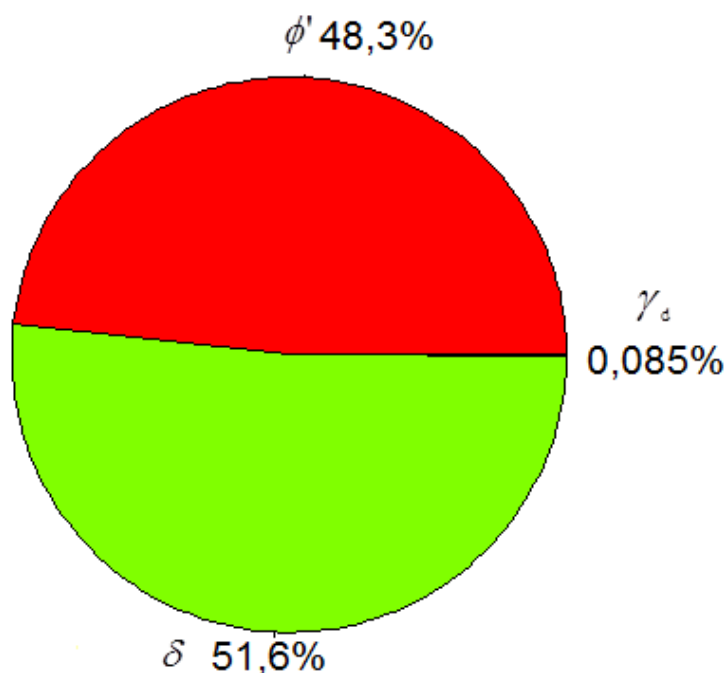


Figura 4.2 – Análise de sensibilidade do FORM para a contenção padrão.

A porcentagem de influência do ângulo de atrito do solo foi e do ângulo de atrito são altas e bastante próximas entre si. O peso específico seco teve, em porcentagem, um valor de α^2 igual 0,085%, valor tão baixo em relação aos outros que sua proporção no gráfico da Figura 4.2 ficou representado por uma linha. Apesar dessa diferença o valor de γ_d está de acordo com outros trabalhos.

Com um conjunto de 1000 avaliações dos resultados, a Figura 4.3 mostra um histograma com os valores de FS-1 da contenção padrão. Os valores do histograma mostram que a totalidade dos resultados se encontrou acima de 0,0, valor limite da função de desempenho para o ELU.

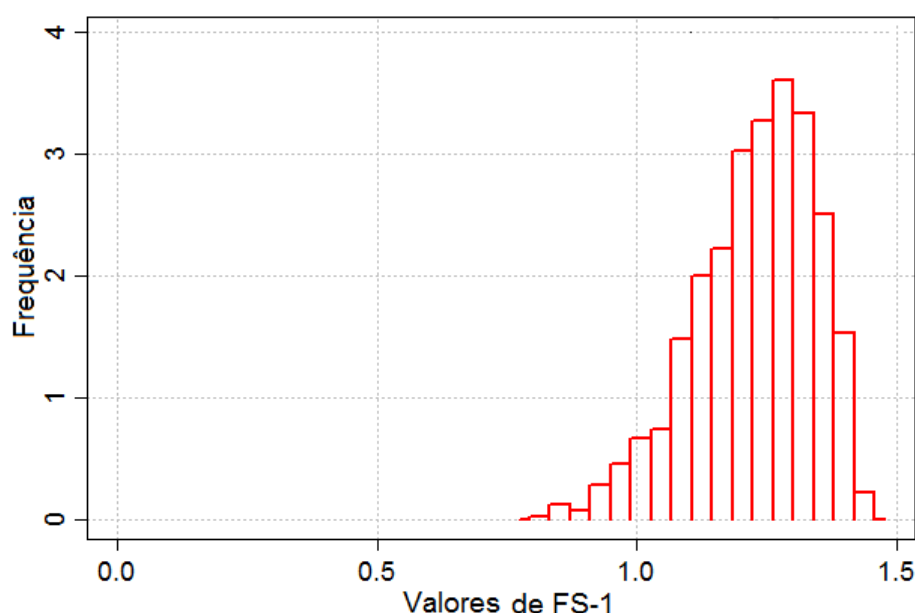


Figura 4.3 – Histograma de resultados do FORM para a contenção padrão.

A Tabela 4.2 traz as características estatísticas que definem o histograma do FORM da Figura 4.3.

Tabela 4.2 – Dados estatísticos do histograma do FORM.

Valor máximo	Valor mínimo	Variância	Mediana	Obliquidade	Curtose	Desvio padrão	Média
1,45693	0,79226	0,013479	1,24418	-0,663744	3,2066	0,11610	1,2268

Com esse valor de curtose maior do que 3, a distribuição de valores desse histograma não seguiu uma tendência normal, sendo mais alta e afunilada. Esse valor

significa também que é relativamente fácil obter valores que não se aproximam da média a vários múltiplos do desvio padrão. A obliquidade menor do que zero reflete a “cauda” da distribuição para a esquerda com tendência de valores abaixo da média. A baixa variância e desvio padrão mostram que a distribuição de valores deu-se essencialmente perto do valor média.

Com as características estatísticas, aplicou-se o teste Kolmogorov-Smirnov e o teste gráfico Q-Q para verificar qual distribuição melhor representa esses dados. De todas as nove distribuições testadas, o teste Kolmogorov-Smirnov teve sucesso somente para a distribuição Beta. Seus parâmetros encontrados após o ajuste aos dados do histograma estão reunidos na Tabela 4.3.

Tabela 4.3 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do FORM.

r	t	a	b
4,22931	6,47997	0,79147	1,45838

Utilizando esses parâmetros, a Figura 4.4 mostra o teste gráfico Q-Q resultante, comparando os dados empíricos com a linha teste.

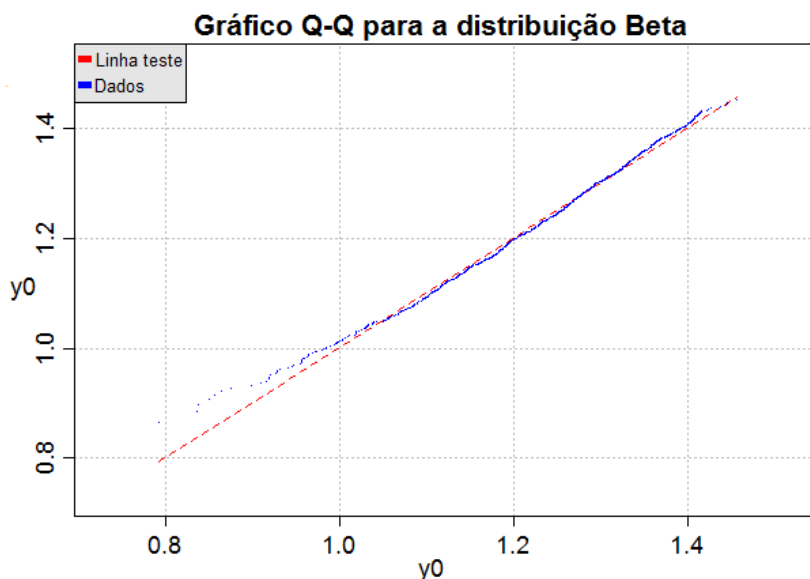


Figura 4.4 – Teste gráfico Q-Q para a contenção padrão segundo o FORM.

Para a configuração padrão da simulação de Monte Carlo, as distribuições probabilísticas das variáveis aleatórias foram as mesmas da Figura 4.1. O número de

avaliações da função de estado limite foi 1000. A probabilidade de falha segundo Monte Carlo foi 0,0%, a variância de p_f foi 0,0 e o intervalo de confiança para 95% compreendeu limites entre [0,0%; 0,0%].

Esse valor único para a probabilidade de falha revela que nenhum resultado foi encontrado dentro do domínio de falha, portanto nenhum valor de FS-1 ficou abaixo de 0,0. Isso pode ser comprovado ao observado o histograma dos resultados das 1000 interações da simulação de Monte Carlo, presente na Figura 4.5 a seguir.

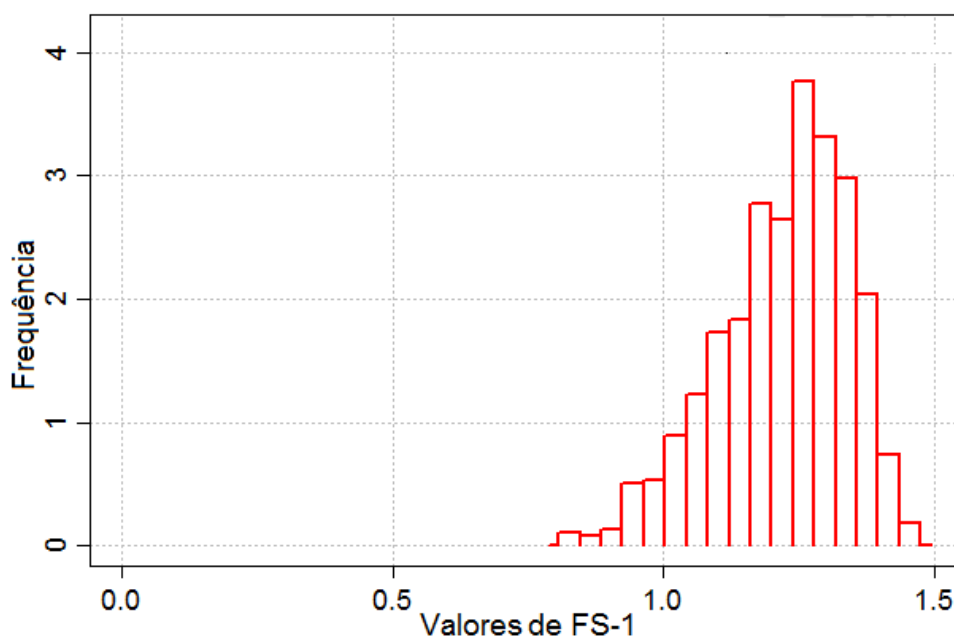


Figura 4.5 – Histograma de resultados do MCS para a contenção padrão.

A Tabela 4.4 mostra que as características estatísticas entre os histogramas dos dois métodos são bem próximas.

Tabela 4.4 - Comparação entre os dados estatísticos dos resultados do FORM e da MCS.

	Método FORM	Simulação de Monte Carlo
Valor mínimo	0,792261	0,806909
Valor máximo	1,45693	1,47483
Variância	0,0134794	0,0143474
Mediana	1,24418	1,2433
Obliquidade	-0,663744	-0,63177
Curtose	3,20659	3,02435
Desvio padrão	0,116101	0,119781
Média	1,22675	1,2227

Entretanto, essa aproximação não foi suficiente para haver ajustes de distribuições com a mesma qualidade. Aplicando o Kolmogorov-Smirnov, assim como no FORM, somente para a distribuição Beta o teste recusou a hipótese dos dados não seguirem essa distribuição. O *p-value* do teste foi de 0,05874 e o *p-value* limite de 0,05. A Tabela 4.5 mostra os parâmetros ajustados para essa distribuição

Tabela 4.5 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.

r	t	a	b
3,95568	6,3676	0,806103	1,4763

O ajuste pode ser considerado menos preciso com os *outputs* da simulação de Monte Carlo. Esse ajuste menos preciso pode ser visto através do gráfico Q-Q da Figura 4.6 onde um maior número de dados encontrou-se fora da linha de teste.

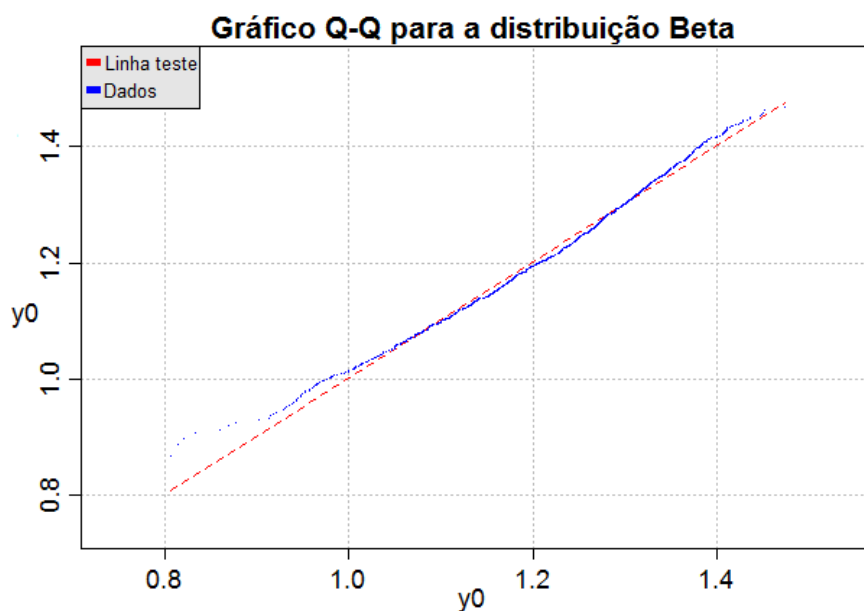


Figura 4.6 – Teste gráfico Q-Q para a contenção padrão segundo a MCS.

Com os valores estatísticos do histograma da MCS e o limite que define a ruptura do ELU, no caso 0,0, obteve-se um β aproximado pela Equação 2.11 igual a 10,21, valor da mesma ordem de grandeza em relação ao FORM. Ressalta-se que essa é uma aproximação analítica e, portanto o β obtido é menos rigoroso do que o obtido pelo FORM. Aumentando o número de simulações em dez vezes, no caso 10000

interações, houve alteração apenas nos resultados do valor de β , que passa a ser 10,25, sendo rejeitada a distribuição Beta pelo Teste Kolmogorov-Smirnov.

Por fim, a análise de sensibilidade segundo o método de expansão de uma série de Taylor, o *Taylor Variance Decomposition Method*, teve como variável aleatória de maior influência o ângulo de atrito do solo, seguido do ângulo de interface. A influência do peso específico mais uma vez foi desprezível tendo um valor de importância igual a $2,65 \times 10^{-20}$. A Figura 4.7 apresenta os valores, em porcentagem, da análise de sensibilidade segundo Taylor. São valores bem diferentes se comparados com os do FORM.

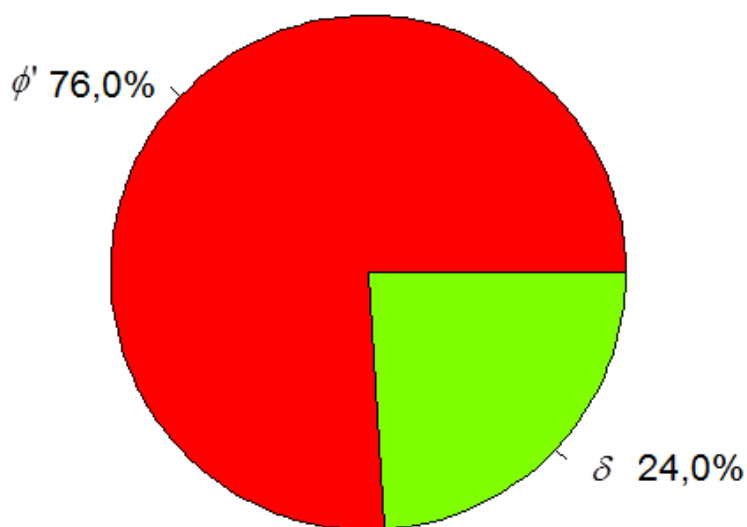


Figura 4.7 – Análise de sensibilidade para a contenção padrão segundo Taylor.

O segundo método de análise de sensibilidade aplicado a MCS foi o da expansão de uma série de Fourier, o FAST. Os valores dos índices totais e de primeira ordem encontram-se transcritos na Tabela 4.6.

Tabela 4.6 - Resultados do FAST para a contenção padrão.

Índices FAST	Ângulo de atrito	Ângulo de interface	Peso específico Seco
Primeira Ordem	0,735432	0,223826	9,40923e-007
Total	0,765301	0,246306	0,00983879

Pelo alto valor do índice total para o ϕ , ele foi a variável aleatória mais influente nesse caso, concordando com o método de Taylor. Ambos têm valores bem próximos. Em seguida, teve-se o δ com uma porcentagem de influência de 24,6%, valor próximo dos 24% segundo o método de Taylor. O γ_d teve uma contribuição nula na confiabilidade. Em virtude da independência entre as variáveis aleatórias os valores do índice de primeira ordem do FAST são bem próximos do índice total.

De acordo com os resultados encontrados, vê-se que a contenção padrão é uma estrutura com probabilidade de falha praticamente nula em relação à rotação em torno do eixo. Os resultados do FORM foram bem próximos aos da simulação de Monte Carlo justificando o mesmo número de interações. A seguir apresentam-se os resultados para a contenção padrão em relação ao ELS.

4.1.2 Resultados para o ELS

Os resultados desse item foram obtidos com as variáveis aleatórias independentes definidas como distribuições normais truncadas. Para o ELS substituiu-se o δ pelo coeficiente de atrito de interface R_{inter} e acrescentou-se o módulo de deformabilidade secante E_{50}^{ref} . Suas distribuições probabilísticas podem ser vistas nas Figuras 4.8 e 4.9 respectivamente. As distribuições de ϕ' e γ_d continuaram as mesmas vistas na Figura 4.1 a) e c).

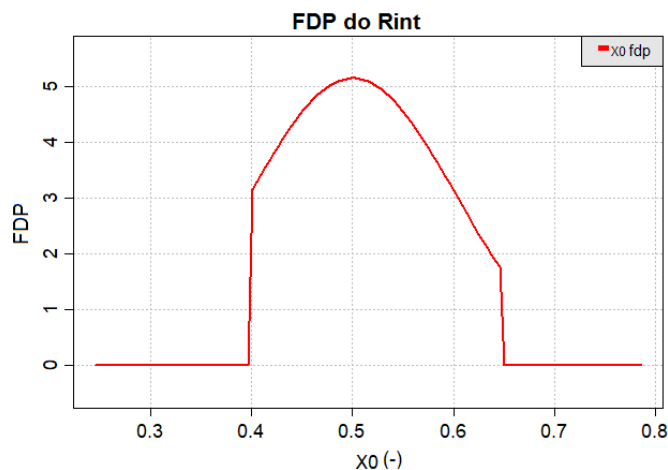


Figura 4.8 – FDP normal para o coeficiente de atrito de interface.

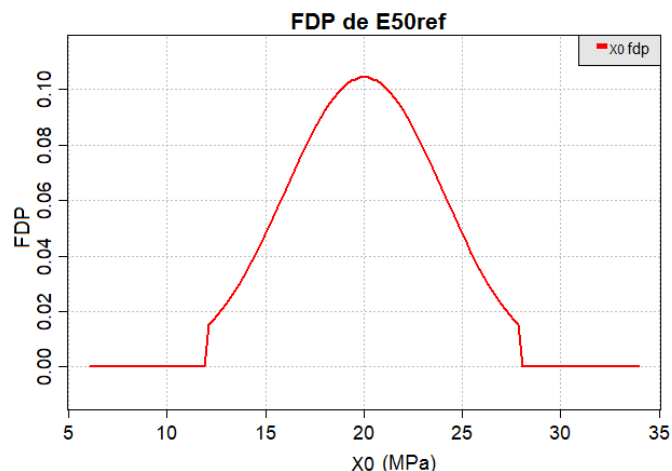


Figura 4.9 – FDP normal para o módulo de deformabilidade secante.

Como dito no capítulo 3, a contenção padrão teve a confiabilidade avaliada para um conjunto de deslocamentos horizontais limites. A Tabela 4.7 mostra os resultados da análise de confiabilidade para cada deslocamento limite u_{limite} impostos nas rotinas de cálculo da simulação de Monte Carlo.

Tabela 4.7 Resultados da simulação de Monte Carlo.

Deslocamento horizontal máximo admissível (m)	u_x	Número de interações	$p_f(\%)$	Variância de p_f	Intervalo de confiança (95%)	β
0,009	0,3%H	1000	100,00%	0,0	[100%; 100%]	-
0,015	0,5%H	1000	100,00%	0,0	[100%; 100%]	-
0,030	1,0%H	44	70,45%	0,00473	[56,97%; 83,94%]	-0,78473
0,045	1,5%H	236	30,08%	0,000891	[24,23%; 35,94%]	0,4326
0,060	2,0%H	666	13,06%	0,000170	[10,50%; 15,62%]	1,588

Ao se plotar os valores de probabilidade de falha em um gráfico em função dos deslocamentos limites adotados, observou-se que quanto maior o deslocamento admissível menor a probabilidade de falha com uma tendência aproximadamente linear. A Figura 4.10 mostra esse comportamento.

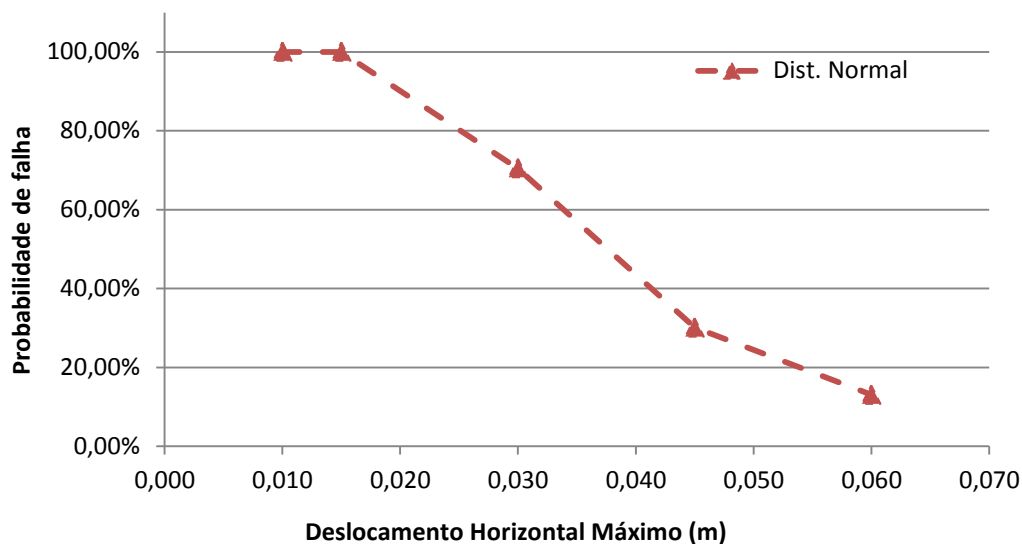


Figura 4.10 – Probabilidade de falha x deslocamento máximo.

De maneira inversa, os valores do β aproximado cresceram de maneira linear com a adoção de deslocamentos admissíveis maiores, como pode ser observado na Figura 4.11.

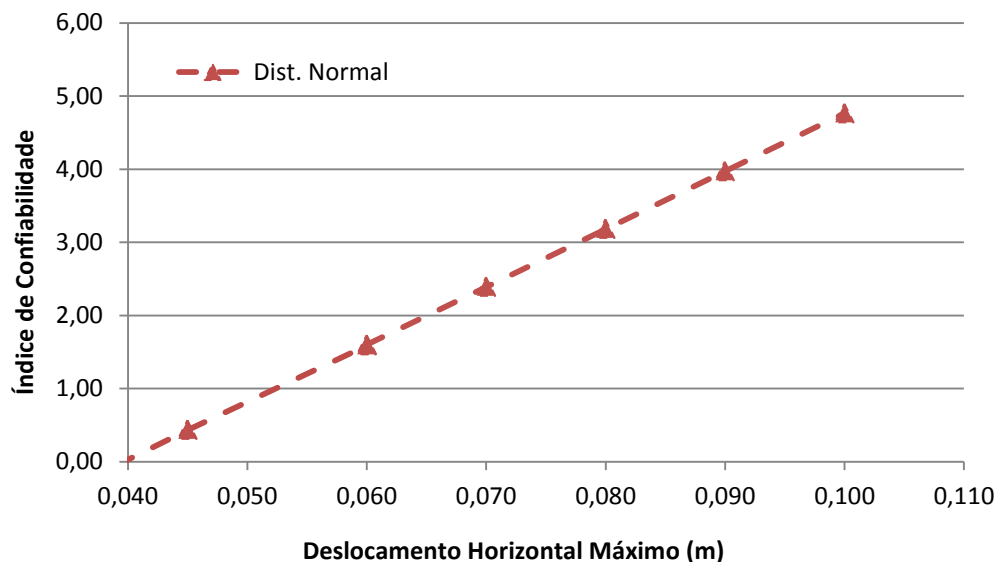


Figura 4.11 – Índice de confiabilidade x deslocamento máximo.

Esse gráfico foi concebido com os valores de β aproximado dos deslocamentos limites. Posteriormente, o mesmo foi ampliado para deslocamentos maiores dos inicialmente definidos mediante uma equação analítica linear obtida após o ajuste de

uma linha de tendência linear aos dados de β obtidos nos cálculos. A Equação 4.1 foi obtida após o ajuste aos resultados da rotina de confiabilidade e apresenta um coeficiente de determinação linear de 0,9998.

$$\beta = 79,093x(u_x) - 3,1472 \quad (4.1)$$

Pela Equação 4.1 viu-se que para o β alvo de 3,0 o deslocamento limite associado é 0,077 m. Segundo a mesma equação valores negativos de β ocorrem para deslocamentos menores do que 0,03979 m. Tais valores negativos indicam que os valores médios das variáveis aleatórias utilizados na respectiva análise já se encontram em um domínio de falha. Os resultados das análises de confiabilidade descritos nos gráficos das Figuras 4.10 e 4.11 tiveram tendência e valores bem próximos dos encontrados no trabalho de Schweckendiek (2006).

Uma forma de investigar a confiança do valor de p_f obtido pela simulação de Monte Carlo é avaliar seu coeficiente de variação dentro do número de interações feitas. Existe a preferência de se trabalhar com o C.V., pois o mesmo é entendido como o desvio padrão dos resultados de p_f normalizado pela sua média. Obteve-se o desvio padrão a partir da variância calculada nas rotinas do Python. Para obter o CV_{p_f} , dividiu-se seu desvio padrão pelo valor “médio” encontrado.

Nesse item as variâncias das probabilidades de falha se mantiveram baixas, mostrando confiabilidade no valor de p_f encontrado. Observou-se que este CV_{p_f} aumentou até o valor máximo de 9,92% para 0,030 m de deslocamento e depois se manteve estável. Esse resultado pode ser visto na Figura 4.12 e é bastante próximo do encontrado por Sert et al. (2016).

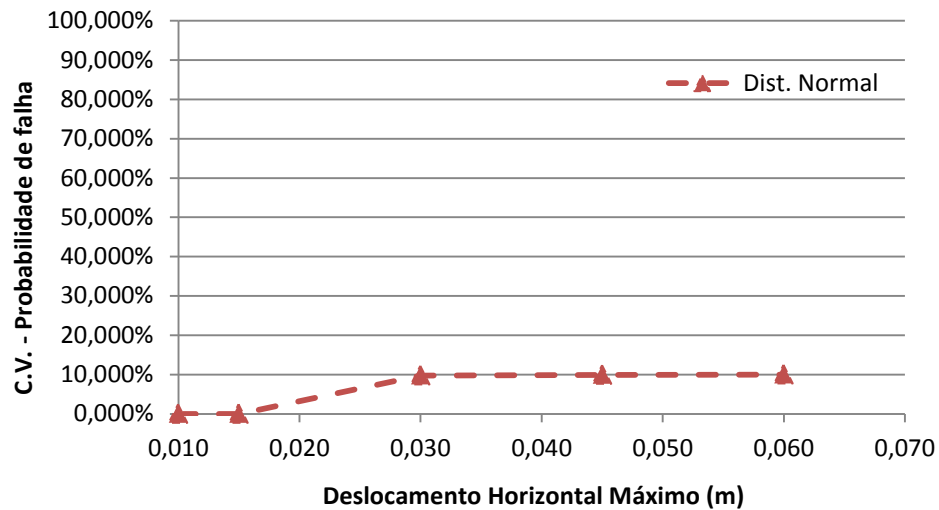


Figura 4.12 – C.V. de p_f x deslocamento máximo.

O baixo CV_{p_f} encontrado também está relacionado com o número de interações utilizadas na simulação de Monte Carlo. Como exemplo, a Figura 4.13 mostra a convergência do valor de p_f para o deslocamento de 0,015 m. Observa-se na figura que houve uma grande variância inicial que é normal devido ao baixo número de interações e que após 100 interações os limites permaneceram constantes. Esse resultado de convergência alcançada com poucas interações justifica o limite máximo de 1000 avaliações de $g(x)$ para a simulação de Monte Carlo no ELS.

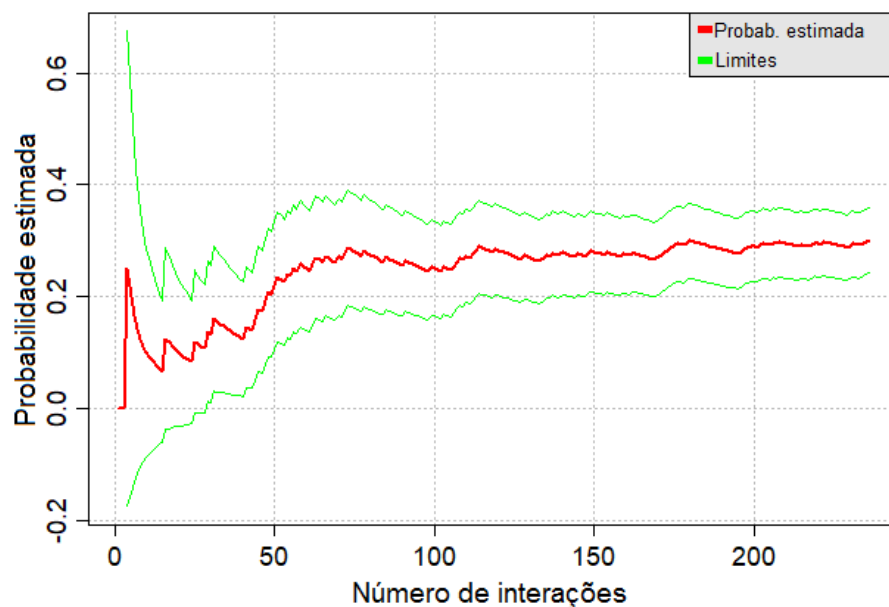


Figura 4.13 – Convergência de p_f para o deslocamento limite de 0,015 m.

Os histogramas de resultados para cada deslocamento horizontal do Plaxis u_{Plaxis} apresentam o mesmo comportamento. A alteração de uma análise para a outra é a posição para o limite de deslocamento considerado para julgar a confiabilidade do ELS. Na Figura 4.14 tem-se o histograma para 0,015 m junto com a indicação de seu limite para a condição de falha.

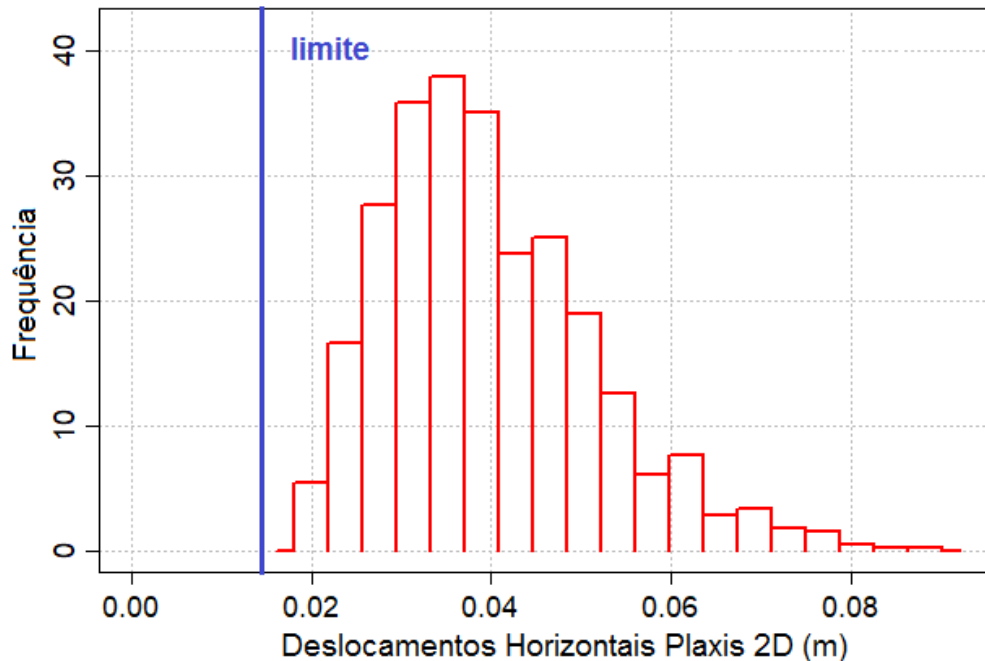


Figura 4.14 – Histograma de deslocamentos horizontais fornecidos pelo Plaxis.

Percebe-se facilmente pela Figura 4.14 que o valor de $p_f = 100\%$ para esse deslocamento ocorreu, pois esse valor limite é mais rigoroso que o menor valor que o Plaxis é capaz de retornar no conjunto de interações. Como os histogramas tem esse mesmo formato a medida que a linha azul do limite for sendo deslocada mais para a direita, em virtude de u_{limite} maiores, sua probabilidade de falha irá cair progressivamente.

Ainda em relação ao histograma de u_{Plaxis} , o teste de Kolmogorov-Smirnov foi feito para duas distribuições candidatas, a distribuição normal e a distribuição lognormal. O teste teve sucesso em todos os casos de deslocamento para a distribuição lognormal, rejeitando a hipótese dos dados do histograma não seguirem essa distribuição. Ainda para o deslocamento de 0,015 m o p -value do teste foi 0,6327

para um p -value limite de 0,05. O gráfico Q-Q da Figura 4.15 mostra o bom ajuste dos dados empíricos com a linha teste.

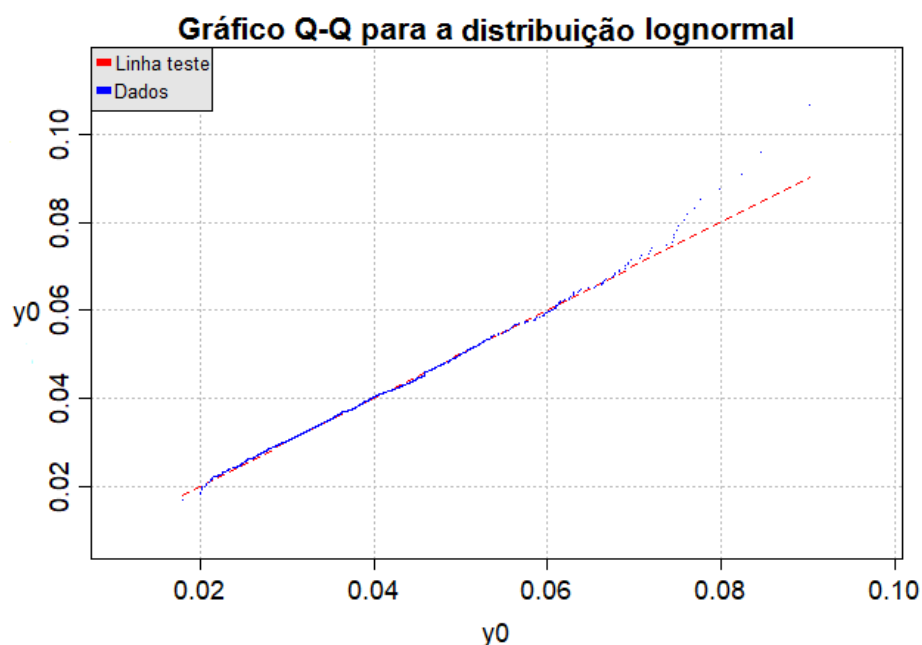


Figura 4.15 – Gráfico Q-Q para o deslocamento limite de 0,015 m.

Os dados estatísticos dos resultados fornecidos pelo Plaxis podem ser vistos na Tabela 4.8. Esses são os dados que caracterizam os histogramas de cada deslocamento máximo. Pode-se ver que são dados bem próximos entre si.

Tabela 4.8 Resumo dos dados estatísticos dos resultados com distribuição normal.

Deslocamento horizontal máximo admissível (m)	Valor mínimo (m)	Valor máximo (m)	Média	Desvio Padrão	Obliquidade	Curtose
0,009	0,0179	0,0862	0,0391	0,011964	0,889222	3,69947
0,015	0,0179	0,0863	0,0391	0,011985	0,888689	3,67541
0,030	0,0177	0,0861	0,0389	0,011341	0,779265	3,38622
0,045	0,0180	0,0902	0,0399	0,011767	0,870266	3,76797
0,060	0,0179	0,0844	0,0400	0,012583	0,699006	2,64675

Uma análise da influência de cada variável aleatória na confiabilidade foi então conduzida. Como se trabalhou com MCS, as análises de sensibilidade foram feitas pelo método de Taylor e pelo FAST. Deve-se ter em mente que tais métodos de

sensibilidade têm sua acurácia reduzida quando se utilizam *softwares* de elementos finitos a fim de retornar o valor da função de desempenho $g(x)$.

A Figura 4.16 mostra os fatores de influência de Taylor em função do deslocamento máximo e foi construído para 500 avaliações do método de Taylor. Observa-se nessa figura que as duas variáveis de maior influência foram o ϕ' e E_{50}^{ref} . Essas variáveis estabilizam seus valores a partir de 0,045 m. O coeficiente de atrito de interface e o peso específico seco tiveram contribuições insignificantes.

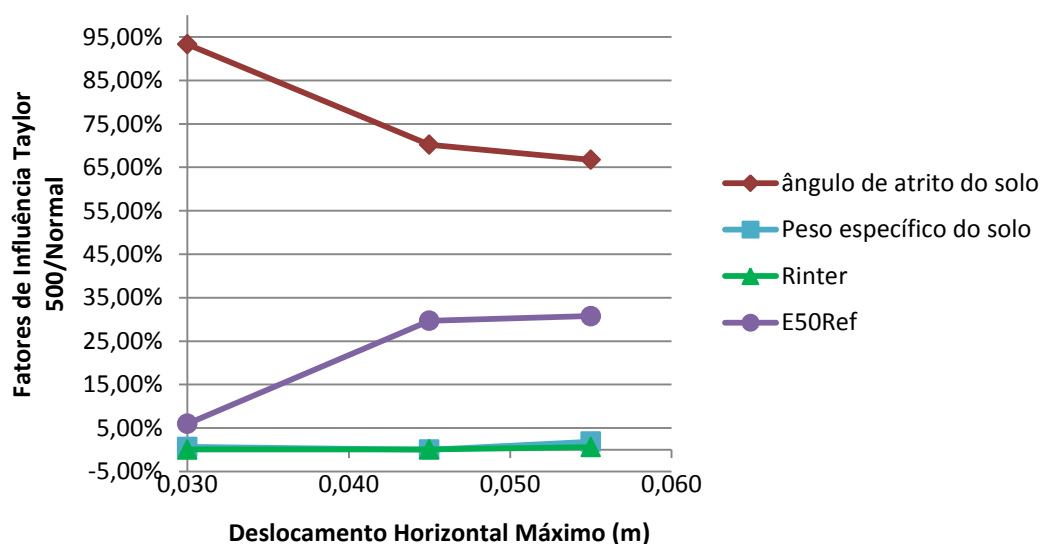


Figura 4.16 – Análise de sensibilidade por Taylor x Deslocamento para 500 interações.

Ainda para o método de Taylor, mas agora com 1000 avaliações, a influência do E_{50}^{ref} diminuiu bastante como se pode ver na Figura 4.17. Ele continua como a segunda variável mais influente, mas agora com porcentagem entre 10% a 0%. As outras variáveis não tiveram mudanças em seus valores.

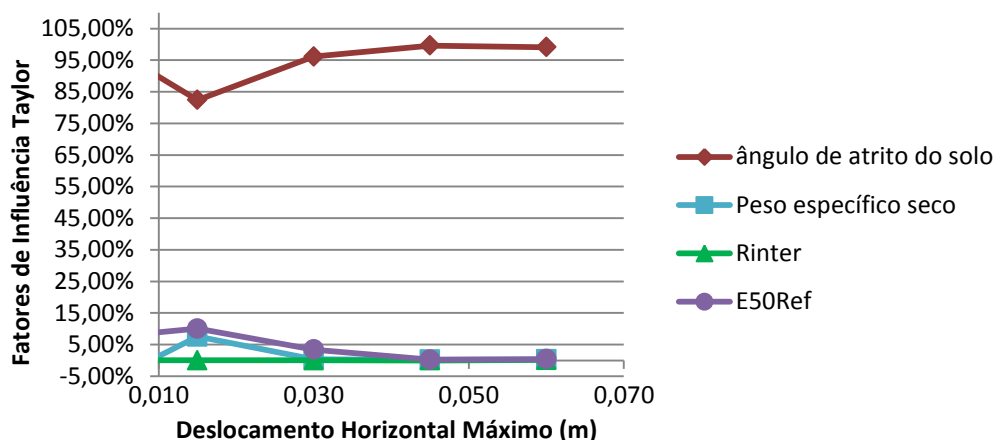


Figura 4.17 – Análise de sensibilidade por Taylor x Deslocamento para 1000 interações.

Os resultados da análise de sensibilidade por FAST utilizando-se 500 avaliações podem ser vistos na Figura 4.18. Os resultados são semelhantes aos encontrados para o método de Taylor avaliado por 1000 interações. A única diferença de destaque é que os valores de porcentagem de influência de E_{50}^{ref} se mantiveram em torno de 11% sem diminuir com o aumento dos deslocamentos.

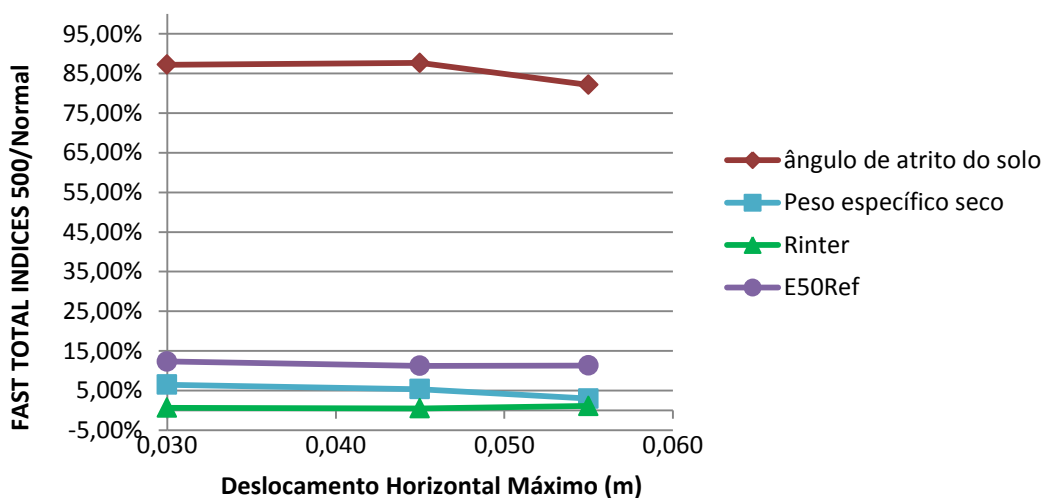


Figura 4.18 – Análise de sensibilidade por FAST x Deslocamento para 500 interações.

Observa-se pelas três últimas figuras que não houve variação na sensibilidade dos parâmetros com o aumento dos deslocamentos, independentemente do método. Entretanto, o número de avaliações realizadas na análise afeta os resultados.

A Tabela 4.9 mostra os resultados da análise de confiabilidade segundo a metodologia aplicada no trabalho de Rippi (2015). Observou-se uma manutenção da baixa probabilidade de falha também por esse método.

Tabela 4.9 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.

$p_f(\%)$	Variância de p_f	Intervalo de confiança (95%)
10,33%	0,0001063	[8,3%, 12,35%]

4.2 Resultados do estudo paramétrico do ELU

4.2.1 Influência do C.V. do ângulo de atrito do solo

Os resultados anteriores mostraram que o ângulo de atrito do solo e o ângulo de interface são as duas variáveis de maior influência na confiabilidade do estado limite último. Para a análise de sensibilidade do FORM, o ângulo de interface é o mais influente. Já para o método de Taylor e o FAST é o ângulo de atrito do solo. Escolheu-se o ângulo de atrito do solo por ser aquele presente em dois métodos de sensibilidade como variável de maior influência e por “determinar” o valor do ângulo de interface.

Desse modo, escolheu-se o ϕ' para avaliar quão influente é a sua variação nos resultados. Procurou-se verificar se além de influente o ϕ' domina as ações do ELU. Para tal estudo paramétrico variou-se essencialmente os valores de coeficiente de correlação de ϕ' . Para a contenção padrão seu valor foi de 10%. Na presente análise valores de C.V. iguais a 5%; 15% e 20% foram considerados. Foram analisadas as mudanças que essa variação no C.V. provocou nos *Importance factors*, no β , p_f e pontos de projeto no espaço físico real.

Como esperado, o aumento da dispersão do ângulo de atrito aumentou a probabilidade de falha e diminuiu o índice de confiabilidade para o FORM. A Figura 4.19 mostra essa tendência de comportamento. Observa-se pela escala do gráfico que a variação é pequena. O β variou de 11,82 para 11,17 e o p_f de $1,55 \times 10^{-32}$ para $1,55 \times 10^{-29}$.

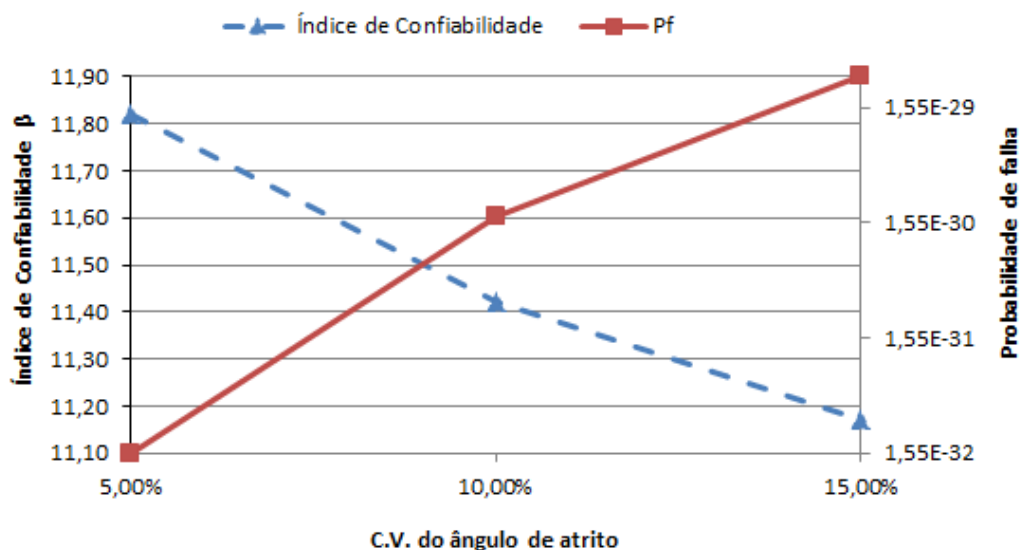


Figura 4.19 – Variação do β e p_f para diferentes C.V. de ϕ' para o FORM.

A variação da sensibilidade das variáveis pouco se alterou com a aplicação dos diferentes C.V. na rotina de cálculo. Pelo gráfico da Figura 4.20, observa-se que houve somente uma inversão de posições para entre o ϕ' e o δ , passando esse último a ser a variável mais influente a partir de um C.V. de 8% aproximadamente. Após isso houve constância nos resultados. Os pontos de projeto não tiveram variação de valor em relação aos encontrados para a contenção padrão.

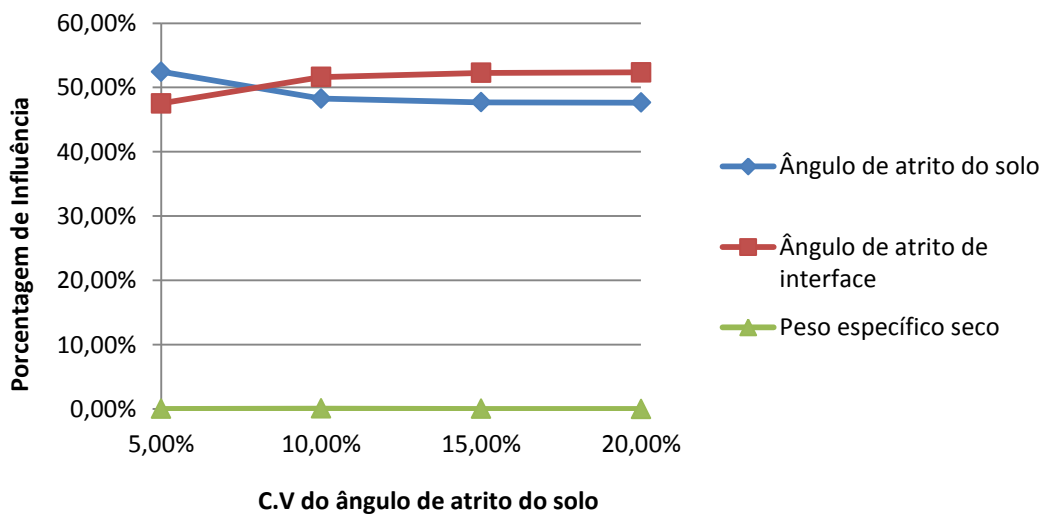


Figura 4.20 – Variação dos α^2 do FORM para diferentes C.V. de ϕ' .

Para o índice de confiabilidade aproximado da simulação de Monte Carlo a mudança no C.V. causou uma grande variação se comparado com o β do FORM. No caso da simulação de Monte Carlo ele variou de 14,36 para 8,40. A Figura 4.21 traz um gráfico de variação de β pelos diferentes C.V. Vê-se que para a mesma escala, a variação para o índice de confiabilidade do FORM é bem menor.

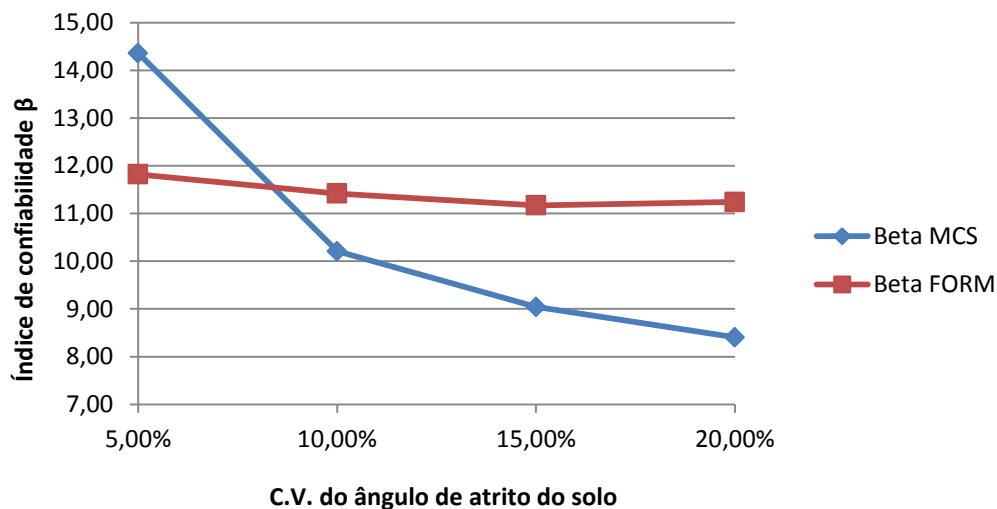


Figura 4.21 – Variação de β em função dos C.V. para os dois métodos.

Apesar dessa variação, a contenção, nos dois métodos, manteve-se em um domínio seguro. Comparando as probabilidades de falha não se observou nenhuma variação de seu valor, como se pode ver na Figura 4.22.

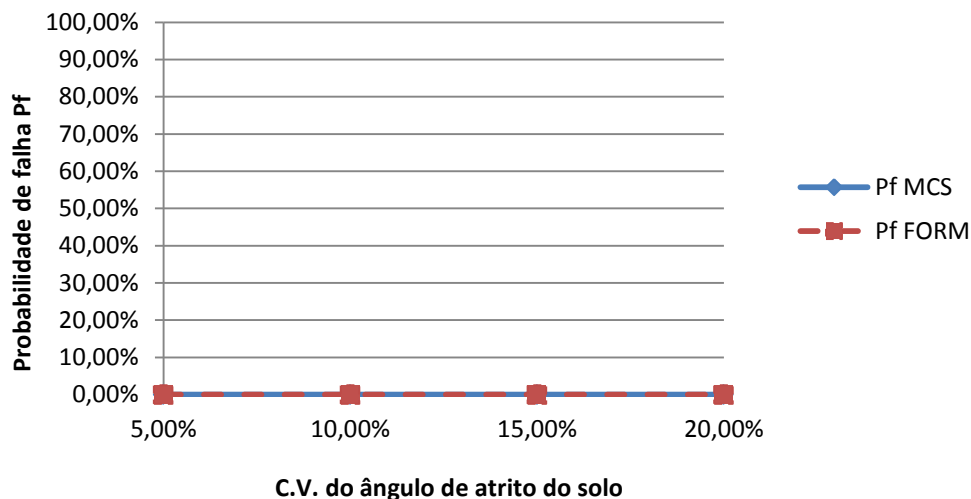


Figura 4.22 – Variação de p_f em função dos C.V. para os dois métodos.

A variação nos parâmetros de influência na simulação de Monte Carlo teve efeito semelhante no método de Taylor e no FAST. Nos dois, com o aumento do C.V. do ângulo de atrito, a influência do ângulo de atrito aumentou, a do ângulo de interface diminuiu e a do peso específico permaneceu constante. A Figura 4.23 plota os valores para o método de Taylor em um gráfico.

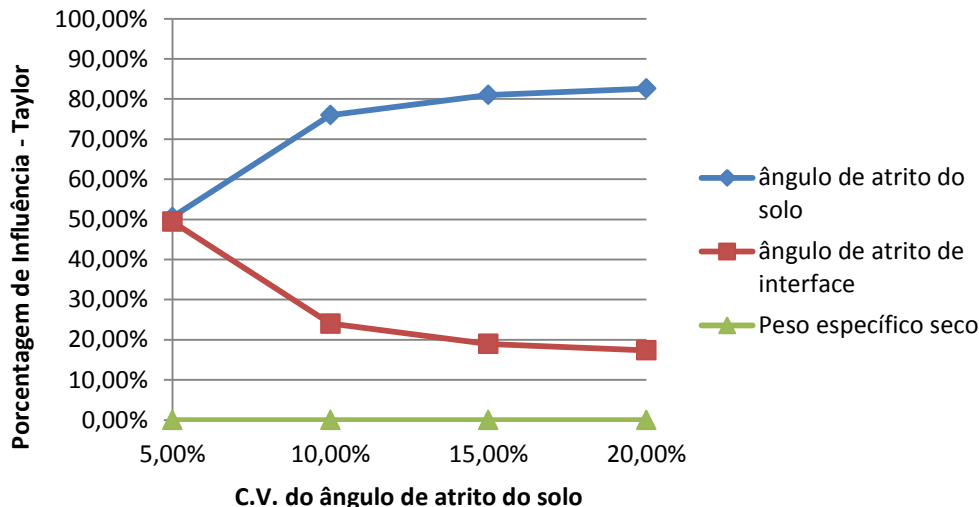


Figura 4.23 – Variação da sensibilidade segundo Taylor para diferentes C.V. de ϕ' .

A Tabela 4.10 mostra um resumo dos resultados para os dois métodos de sensibilidade à medida que se variou o C.V. de ϕ .

Tabela 4.10 Porcentagem de influência para cada variação no C.V. de ϕ' .

C.V. de ϕ'	Método de Taylor			FAST		
	ϕ'	δ	γ_d	ϕ'	δ	γ_d
5,00%	50,58%	49,42%	0,00%	51,01%	49,69%	2,20%
10,00%	75,98%	24,02%	0,00%	76,53%	24,63%	0,98%
15,00%	81,03%	18,97%	0,00%	81,42%	20,00%	0,86%
20,00%	82,62%	17,38%	0,00%	82,94%	18,42%	0,71%

4.2.2 Influência da profundidade de escavação H

Inicialmente somente parâmetros geotécnicos foram considerados como variáveis aleatórias do problema. Entretanto, a profundidade de escavação, que é uma condição geométrica do projeto da contenção, também pode apresentar uma variabilidade devido à tolerância construtiva durante a execução. Obviamente essa

tolerância é baixa visto que o desnível que se pretende estabilizar com a contenção é a primeira variável conhecida na obra e muitas vezes é um obstáculo natural do terreno.

Como esse desnível pode também ter origem devido a uma escavação para construção de subsolo de edificações, como é o caso da contenção de Santos (2013), o maquinário e as ferramentas utilizadas nesse processo dão margem para uma pequena variação em seu valor final. Assim, o estudo paramétrico considerou ainda a influência dessa profundidade nos resultados. Em uma análise ela foi admitida com uma distribuição normal e na outra como distribuição normal truncada.

As características estatísticas para H foram definidas no capítulo 3. Para o primeiro cenário de distribuição normal “livre”, obteve-se no FORM um $\beta = 9,17$, valor menor do que a contenção padrão e $p_f = 2,36 \times 10^{-20}$, valor maior do que a contenção padrão, ou seja, a confiabilidade da contenção diminuiu com H como variável aleatória. No entanto, ainda representa uma contenção segura com 0,0% de probabilidade de falha. As sensibilidades das variáveis em porcentagem estão presentes no gráfico da Figura 4.24.

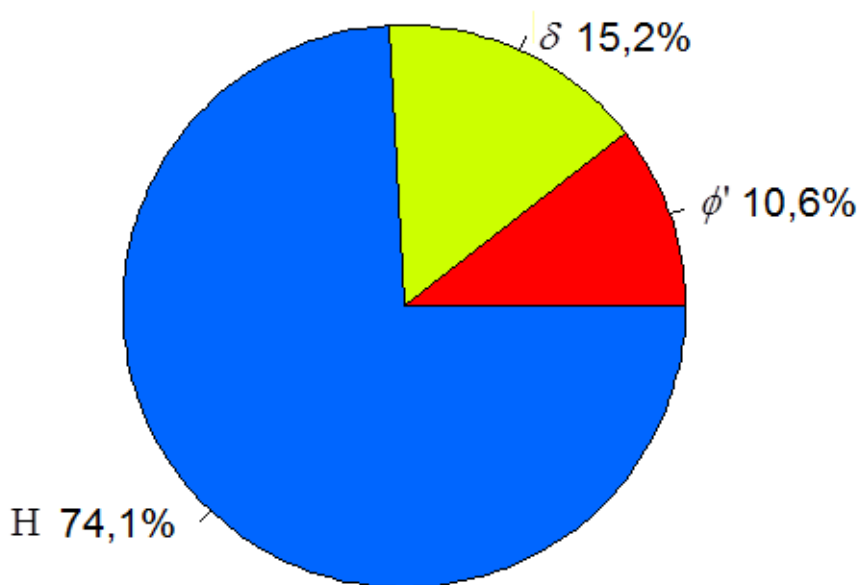


Figura 4.24 – Análise de sensibilidade do FORM considerando H.

A profundidade de escavação tomou a posição de variável aleatória mais influente, como já era esperado, com 74,1% de porcentagem de influência. O ponto de projeto de H no espaço físico ficou sendo 4,18 m. Sabendo-se que o valor médio usado

foi o valor determinístico de 3,00 m, tem-se um “excesso” ou “sobra” de 1,18 m de solo que pode ser escavado para que venha a ocorrer à ruptura da contenção por rotação em torno do eixo.

Os pontos de projeto para ϕ' e δ ficaram os mesmos em relação à contenção padrão e para o γ_d ficou 17,99 kN/m³, ou seja, encontra-se em condição crítica visto que a média é 18,00 kN/m³. Entretanto, os *Importance factors* da Figura 4.24 mostram que sua influência na confiabilidade foi nula e portanto esse alto ponto de projeto não implica problema.

A distribuição normal foi truncada utilizando valores extremos a dois desvios padrões acima e abaixo do valor médio. Com isso ficou-se com média de 3,00 m; valor mínimo possível de atingir de 2,70 m e valor máximo 3,30 m. Nessa análise teve-se a condição mais conservadora para a contenção com $\beta = 13,79$ e $p_f = 1,36 \times 10^{-43}$. O único ponto de projeto que mudou em relação à condição com distribuição não truncada foi a profundidade de escavação. Aqui seu ponto de projeto passou a ser 3,30 m reforçando a condição conservadora ao permitir somente uma “escavação extra” de 0,30 m.

Os fatores de importância tiveram suas porcentagens de influência igualmente distribuídas entre o ângulo de atrito do solo, o ângulo de interface e a profundidade de escavação. A Figura 4.25 traz o gráfico com esses valores.

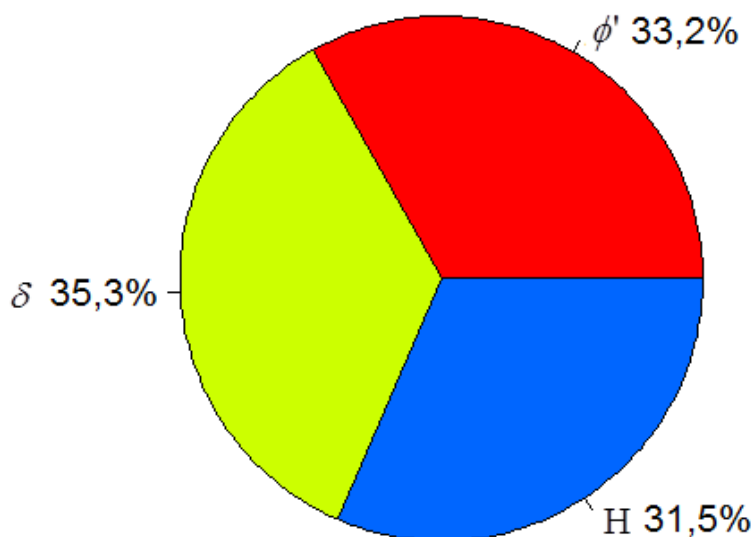


Figura 4.25 – Análise de sensibilidade do FORM com H com distribuição truncada.

Realizaram-se as mesmas análises para a simulação de Monte Carlo. Nos dois cenários a probabilidade de falha continuou em 0,0%. Sem truncar a distribuição normal, o novo índice de confiabilidade β passou a ser 9,50 e para a distribuição truncada $\beta = 9,72$. Como todos os cenários anteriores, a distribuição probabilística Beta foi a única que teve o ajuste aceito pelo teste Kolmogorov-Smirnov para o H com distribuição normal “livre”. Com a distribuição normal truncada todas as distribuições candidatas tiveram seus ajustes rejeitados pelo teste de aderência.

Em relação à influência de cada variável aleatória para as análises de sensibilidade do MCS elas não divergiram dos resultados encontrados para a contenção padrão. Isso fez com que mais uma vez os valores do método de Taylor e do FAST se afastem dos *importance factors* do FORM. Considerando mais o aspecto geotécnico que o aspecto estatístico, a baixa influência atribuída à variação da variável H nesta última análise de sensibilidade pode ser entendida como um resultado divergente do esperado e até mesmo irreal para a contenção em balanço.

Para a distribuição de H “livre” sua influência sobre o p_f foi de somente 3,1%. Valor exatamente igual tanto para o método de Taylor quanto para o FAST. Para a distribuição truncada de H, foi computada sua influência como apresentando um valor de somente 2,45% para o método de Taylor e 3,6% para o FAST. A Figura 4.26 traz o gráfico com os resultados do método de Taylor para o H truncado.

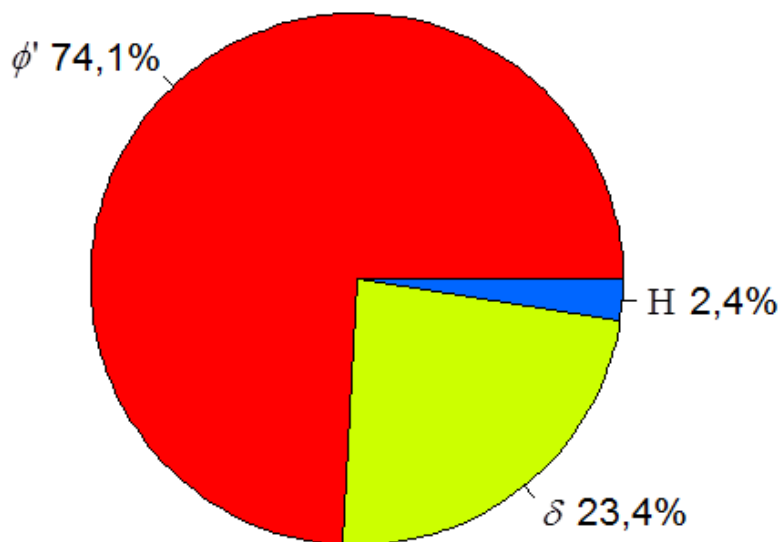


Figura 4.26 – Método de Taylor considerando H com distribuição truncada.

4.2.3 Influência da correlação entre as variáveis

Com a aplicação das correlações ρ presentes na Tabela 3.1 obtiveram-se para o FORM um $\beta = 8,33$ e $p_f = 3,83 \times 10^{-17}$. Valores mais críticos do que a contenção padrão, indicando uma possível situação “menos segura”. De fato, isso não ocorre, pois os dois β foram bem maiores do que o indicado para contenções que é 3,00 e em termos percentuais as duas probabilidades de falha resultam em 0,0%. Houve pouca mudança nos resultados da função de estado limite $g(x)$. O histograma foi alterado, mas suas características estatísticas mantiveram as mesmas ordens de grandeza.

É interessante observar que a correlação entre variáveis causou um aumento na influência do γ_d no p_f final. Seu valor passou de 0,0% para 11,4%. No geral ainda é um valor baixo como se vê na Figura 4.27. Essa maior influência de γ_d pode ter sido a causa da mudança em seu ponto de projeto que diminuiu de 17,71 kN/m³ para 16 kN/m³. Os outros valores de ponto de projeto do FORM continuaram os mesmos em relação à contenção padrão. Observa-se que o ângulo de interface continuou tendo uma influência maior do que o ângulo de atrito do solo.

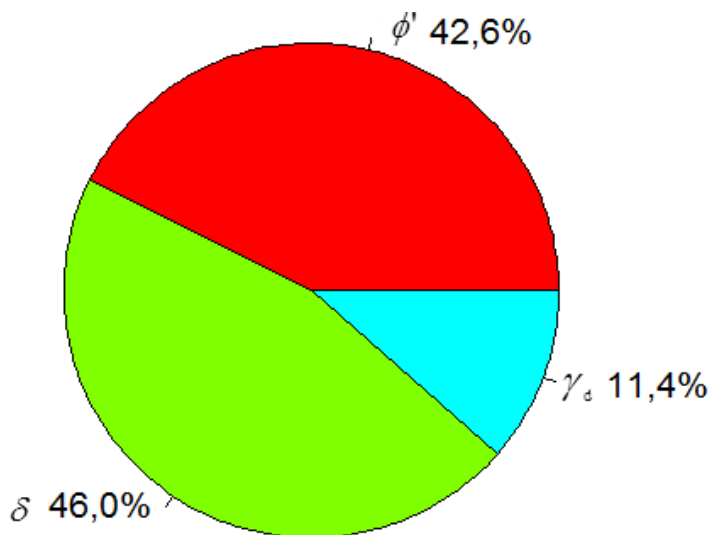


Figura 4.27 – Análise de sensibilidade para a contenção padrão com correlação.

A influência da correlação entre as variáveis aplicada à MCS manteve o $p_f = 0,0\%$. No entanto, como houve mudança nos valores fornecidos pela respectiva $g(x)$ e mudança também nos parâmetros estatísticos dos resultados, a média passou a ser

1,20791 e o desvio padrão 0,165869. Com a nova média e o novo desvio padrão teve também um novo $\beta = 7,28$. Valor menor que o anterior acompanhando a tendência vista também no FORM. Em relação aos ajustes de distribuição, o Kolmogorov-Smirnov teste rejeitou todas as distribuições candidatas.

Para a simulação de Monte Carlo, o FAST não pôde ser aplicado visto que é um método de sensibilidade válido somente para variáveis independentes entre si. Em relação ao método de Taylor o fator de influência do ângulo de atrito do solo diminuiu para 65,34%, o ângulo de interface aumentou para 34,66%. O peso específico continuou com 0,0% de porcentagem de influência.

4.2.4 Influência do valor da ficha

De uma maneira geral até o presente item não ocorreu alteração na confiabilidade da contenção padrão. Tem-se sempre uma contenção segura, com altos β , bem acima de 3,00 e baixas probabilidades de falha. Houve pouca alteração nos pontos de projeto do FORM. Entretanto, dependendo da situação analisada houve grande mudança na influência que cada variável aleatória exerceu.

O objetivo final de um projeto de contenções em balanço é a obtenção de sua ficha. Em cálculos determinísticos seu valor de projeto sofre um acréscimo de comprimento por conta das incertezas. Esse acréscimo varia normalmente entre 20 e 30%. Com isso, no estudo paramétrico, desse item variou o valor da ficha mantendo todos os outros parâmetros constantes. Como relatado no item 3.3.1 do Capítulo 3, com os dados fornecidos nessa dissertação o cálculo determinístico forneceu um comprimento de ficha igual a 2,45 m utilizando o método de Coulomb na obtenção dos empuxos do solo e uma ficha de 3,65 m utilizando a teoria de Rankine.

Os valores de ficha utilizados neste estudo paramétrico foram: 5,00 m; 4,00 m; 3,00 m; 2,50 m; 2,00 m e 1,50 m. Como esperado, os resultados mostram que agora houve mudança efetiva na confiabilidade da contenção. A Figura 4.28 mostra que o índice de confiabilidade aumentou gradativamente com o aumento da ficha. O aumento para a simulação de Monte Carlo foi mais suave. Para o FORM, mais vertiginoso atingindo inclinação menor a partir da ficha de 4,00 m. Deve-se lembrar de que o β para

a MCS é um valor analítico aproximado por isso a estranha divergência entre os valores fornecidos pelos dois métodos probabilísticos.

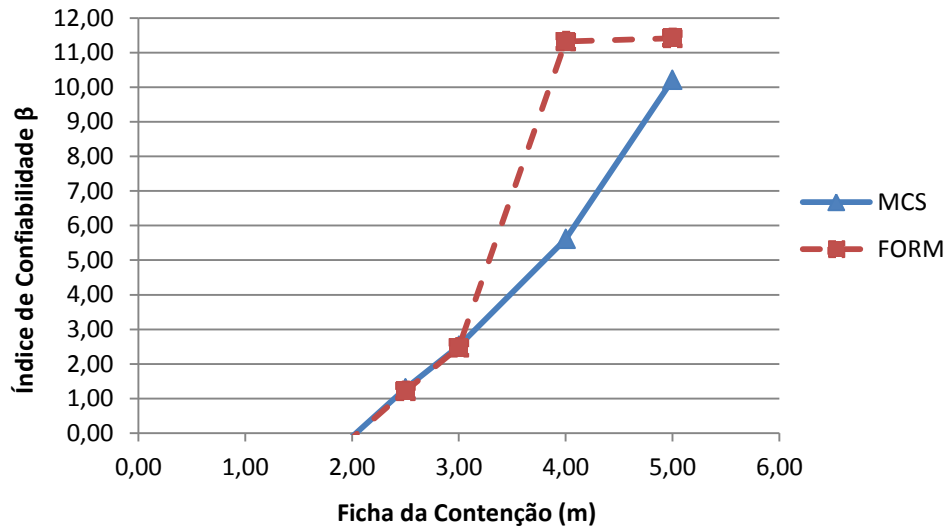


Figura 4.28 – Variação de β x ficha da contenção.

Já se sabe que a ficha executada de 5,00 m fornece um alto β . No entanto, a ficha de 2,45 m fornecida pelo método determinístico poderia ser considerada “insegura”, visto que seu β está em torno de 1,21 de acordo com os resultados da Figura 4.28. No entanto, a ficha por Rankine, que tem comprimento de 3,65 m, tem uma alta confiabilidade, apresentando um índice de confiabilidade de 4,41 para a simulação de Monte Carlo e 11,25 para o FORM. Ela pode ser considerada “segura”. Ainda segundo o gráfico da Figura 4.28, um β alvo de 3,0 é alcançado para a ficha mínima de comprimento em torno de 3,10 m tanto para o FORM quanto para a simulação de Monte Carlo.

Comparando a p_f dos dois métodos, a convergência entre eles realmente ocorreu para todos os pontos analisados. A Figura 4.29 traz o gráfico de probabilidade de falha pela ficha da contenção para os dois métodos. O gráfico revela uma brusca queda de p_f quando se aumentou a ficha de 1,50 m para 3,00 m. Depois desse ponto a p_f se estabilizou tornando-se nula. Para o valor da ficha de 2,45 m, por Coulomb, sua probabilidade de falha seria de 11,30% e para 3,65 m, por Rankine, seria de 0,0%.

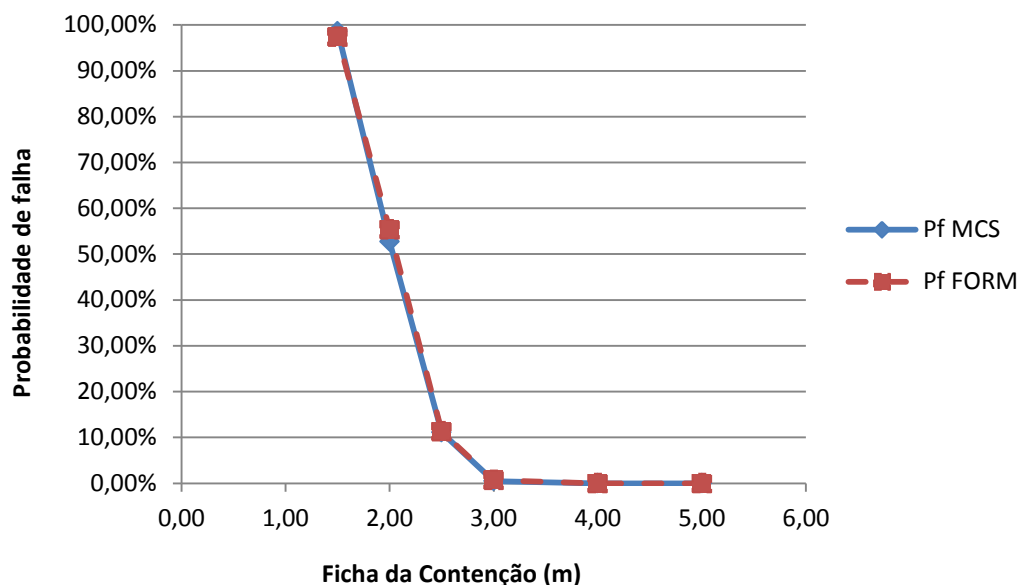


Figura 4.29 – Variação de p_f x ficha da contenção.

Os fatores de influência por cada método de sensibilidade ao longo dos valores de ficha do estudo paramétrico foram ainda analisados. Para o método de sensibilidade do FORM, a Figura 4.30 mostra que, para menores fichas, o ϕ' dominou as ações e após a ficha de 4,00 m, os resultados retomam ao apresentado para a contenção padrão com o δ dominante.

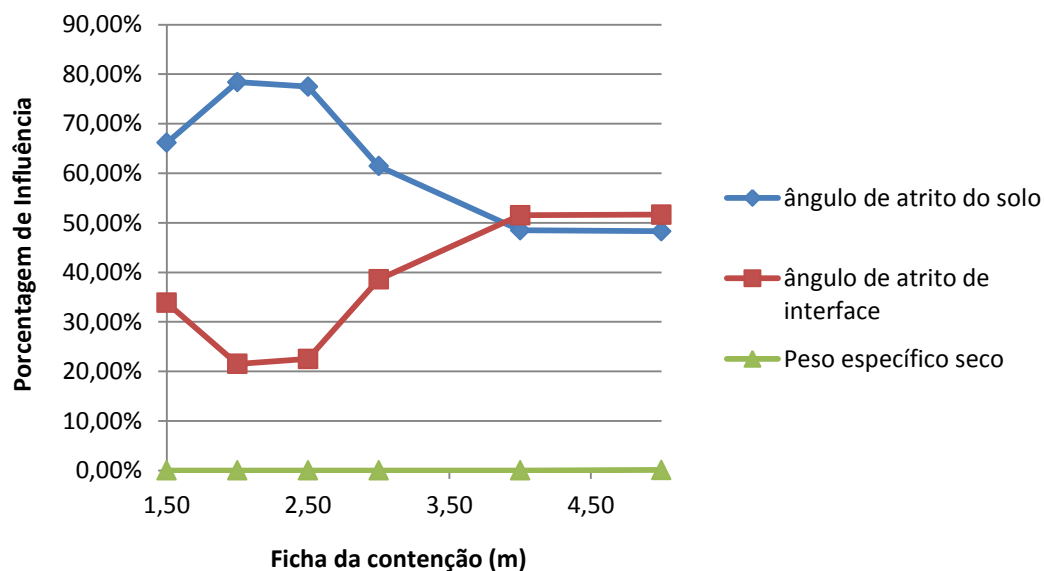


Figura 4.30 – Variação dos fatores de influência do FORM segundo a ficha.

Para o método de Taylor e o FAST a variação foi a mesma. Na verdade, não ocorreu variação com a mudança da ficha. O ângulo de atrito manteve-se com 76% de porcentagem de influência, o ângulo de interface com 24% e o peso específico com os mesmos 0,0%. A Figura 4.31 ilustra esses resultados para o método de Taylor.

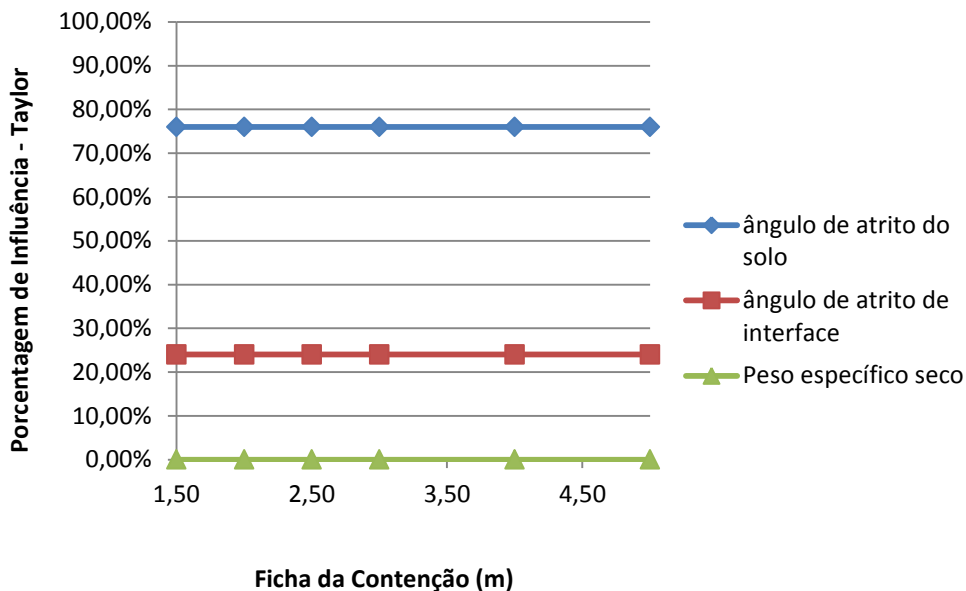


Figura 4.31 – Variação da sensibilidade das variáveis por Taylor segundo a ficha.

Os pontos de projeto do FORM aumentaram à medida que o valor da ficha diminuiu. Como o valor da ficha é primordial para o projeto e ele mesmo tem grande influência no valor de p_f . Para valores críticos de ficha, pouca variação dos parâmetros do solo já causaria a falha da contenção por ELU. Isso se dá porque o pequeno comprimento de ficha é responsável por “grande parte” da possível falha esperada. As Figuras 4.32 e 4.33 exemplificam esse resultado para as diferentes fichas por intermédio da variação dos pontos de projeto do ângulo de atrito do solo e do ângulo de atrito de interface, respectivamente.

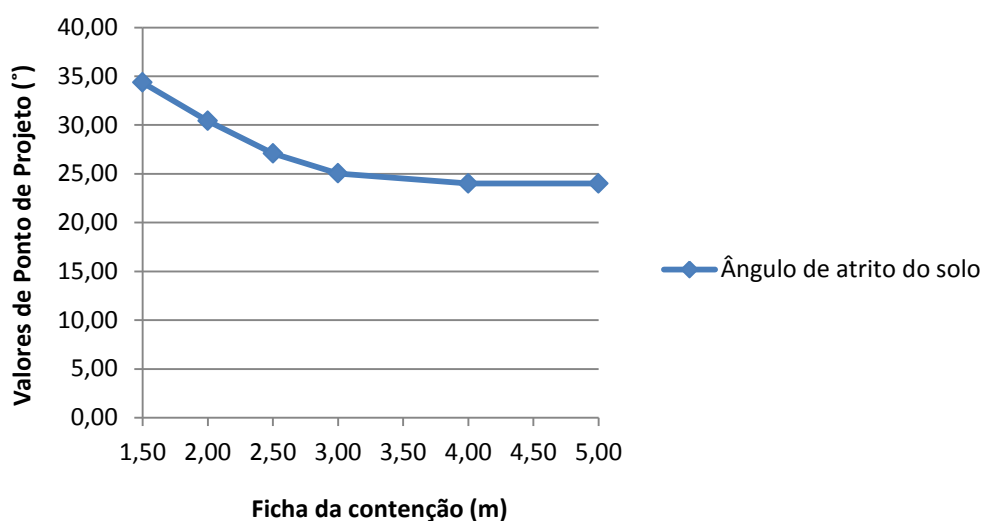


Figura 4.32 – Variação do ponto de projeto de ϕ' para diferentes fichas.

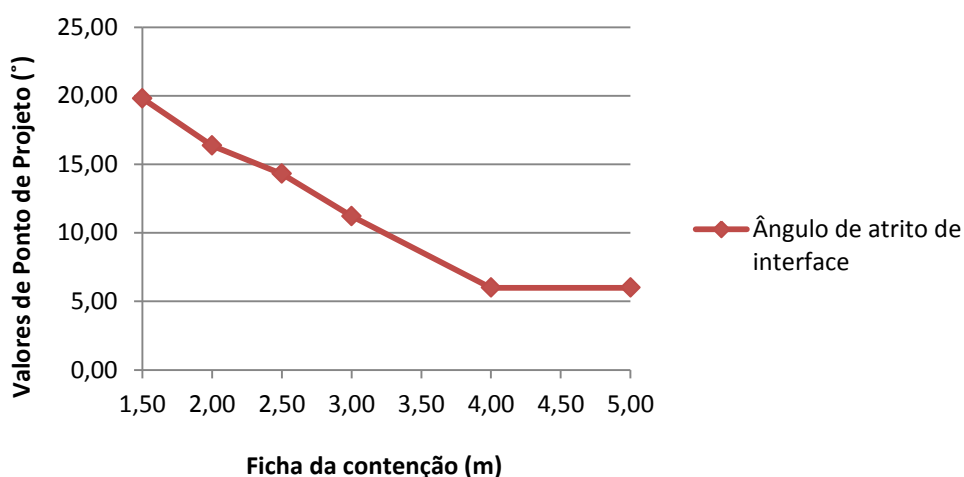


Figura 4.33 – Variação do ponto de projeto de δ para diferentes fichas.

Pela Figura 4.32 o ponto de projeto de ϕ para a ficha de 1,50 m foi 34,34°, valor maior do que a média adotada. Fisicamente é difícil compreender como essa contenção iria romper com aumento do valor de ângulo de atrito do solo. Em uma situação real esse cenário seria impossível visto que se executada com uma ficha de 1,50 m não haveria a mínima estabilidade e a contenção romperia prontamente após sua execução. Após a ficha de 4,00 m os pontos de projeto tenderam a uma constância de valores.

Sabe-se que o valor da ficha que deveria ter sido executada foi aquela informada pelos cálculos determinísticos. Como a ficha realmente executada na obra foi bem maior, a contenção está funcionando como um engaste e não favorece o estudo

paramétrico. Para todas as situações houve pouca variação dos resultados em relação à contenção padrão e em todos eles a confiabilidade do ELU manteve-se sempre alta devido ao superdimensionamento desse trecho da contenção como já tinha informado Santos (2013) em seu trabalho.

Com essa problemática escolheu-se para novas avaliações paramétricas as fichas de 2,50 m que é a mais próxima da ficha determinística de 2,45 m e a ficha de 3,65 m. Para elas aplicou-se a variação do coeficiente de variação do ângulo de atrito do solo. Analisou-se como essa mudança no C.V. afetou a probabilidade de falha, o índice de confiabilidade, a sensibilidade das variáveis aleatórias e os pontos de projeto fornecidos pelo FORM.

Pela Figura 4.34 percebe-se que o aumento do coeficiente de variação do ângulo de atrito do solo aumentou a probabilidade de falha da ficha de 2,50 m em uma tendência logarítmica. Existe uma boa correlação entre as probabilidades de falha fornecidas pelo método FORM e pela simulação de Monte Carlo. Para baixos valores de C.V., abaixo de 5%, a simulação de Monte Carlo forneceu valores de probabilidade de falha mais baixos em relação ao FORM. Para maiores valores de C.V. eles tenderam a seguir a mesma evolução, com a inversão de comportamento a partir de um C.V. de 10%.

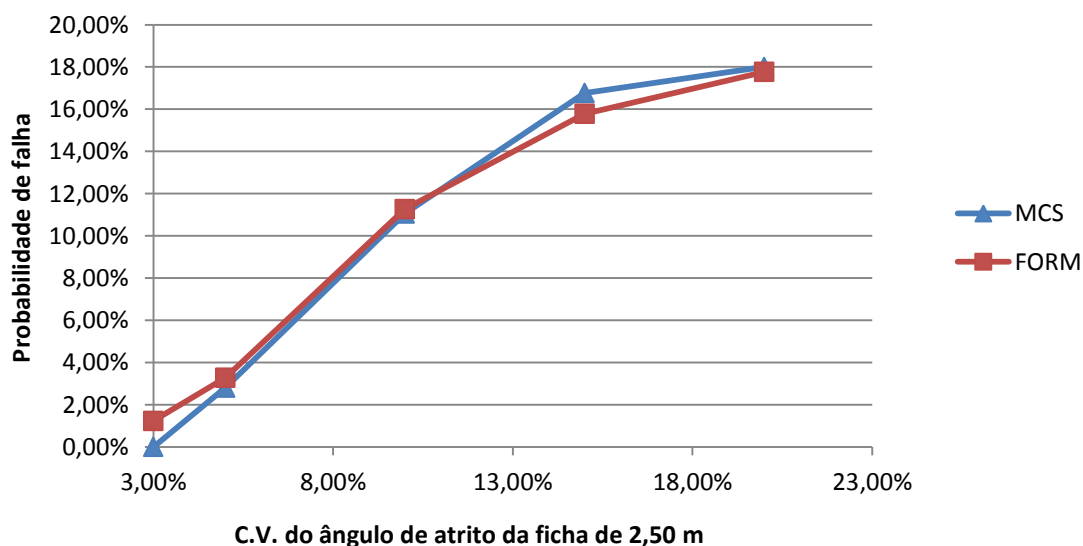


Figura 4.34 – Gráfico da variação de p_f pela mudança do C.V. de ϕ para ficha de 2,5m.

A Figura 4.35 mostra o gráfico da variação do índice de confiabilidade pelos C.V. em que as observações acima podem ser verificadas. Como era esperado, os valores do índice de confiabilidade aumentaram com a diminuição do C.V. do ângulo de atrito. Esse aumento foi maior para a simulação de Monte Carlo, que para o C.V. abaixo de 5% teve um crescimento vertical acentuado. Observou-se mais uma vez a boa convergência de resultados entre os dois métodos probabilísticos.

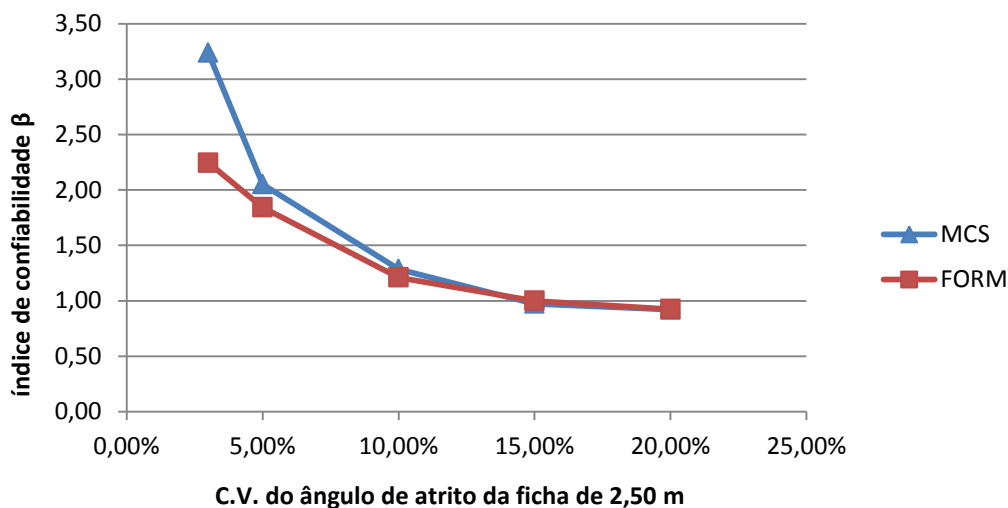


Figura 4.35 – Gráfico de β x C.V. de ϕ para a ficha de 2,50 m.

Os dois gráficos anteriores mostraram uma ampla variação de valores de p_f e β com a mudança de C.V. Valores esses que, a princípio, determinaram uma confiabilidade baixa e variaram até a contenção atingir uma confiabilidade aceitável. Essa variação não ocorreu nos resultados da contenção padrão, revelando que o superdimensionamento da contenção em balanço a tornou insensível as variabilidades dos parâmetros do solo e a manteve sempre com alta confiabilidade do seu ELU.

As probabilidades de falha da simulação de Monte Carlo para a ficha determinística de Rankine tiveram todos seus valores iguais a 0,0%. A variação do β em função da mudança do C.V. de ϕ também foi distinta. Para Rankine, a variação de valores foi maior se comparada à ficha por Coulomb, mas os resultados foram mais conservadores. Todos os β da ficha de 3,65 m foram maiores do que a ficha de 2,50 m, Figura 4.36. A diferença média entre seus valores de β foi de 3,79, revelando a maior confiabilidade do método de Rankine. Todos os β para a ficha de 3,65 m estão em

domínio seguro, acima de 3,00, semelhante aos da ficha de 5,00 m da contenção padrão.

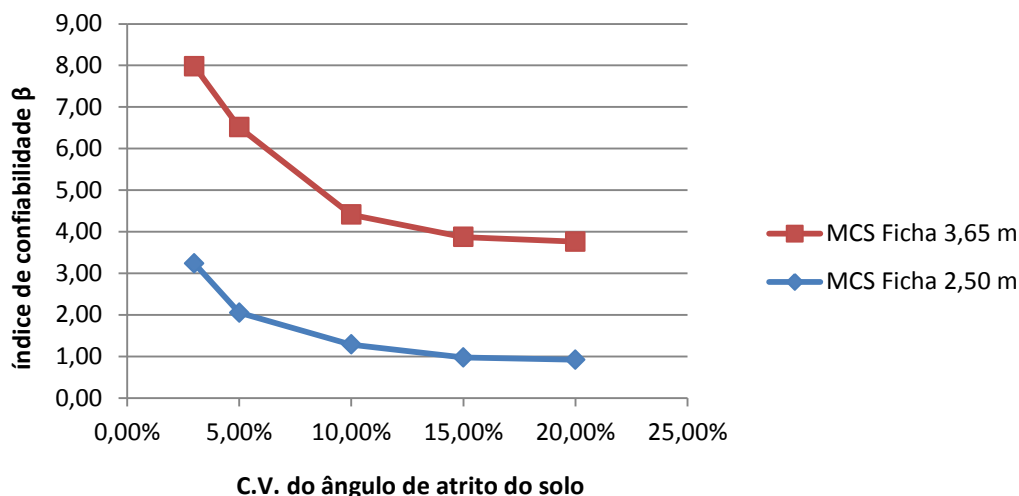


Figura 4.36 – Gráfico de β x C.V. de ϕ para a ficha de 3,65 m e 2,50 m.

Com a mudança do C.V. de ϕ a sensibilidade das variáveis aleatórias para ficha de 2,50 m também foi alterada em relação ao resultado da contenção padrão. Para os fatores de influência α^2 do FORM só houve estabilização da porcentagem de influência para o γ_d que continuou com valores nulos, Figura 4.37. Partindo do C.V. de 3% o ângulo de atrito teve uma influência crescente passando o ângulo de interface e tornou-se a variável dominante. Esse resultado era esperado visto que maiores C.V. aumentaram a dispersão de valores de ϕ .

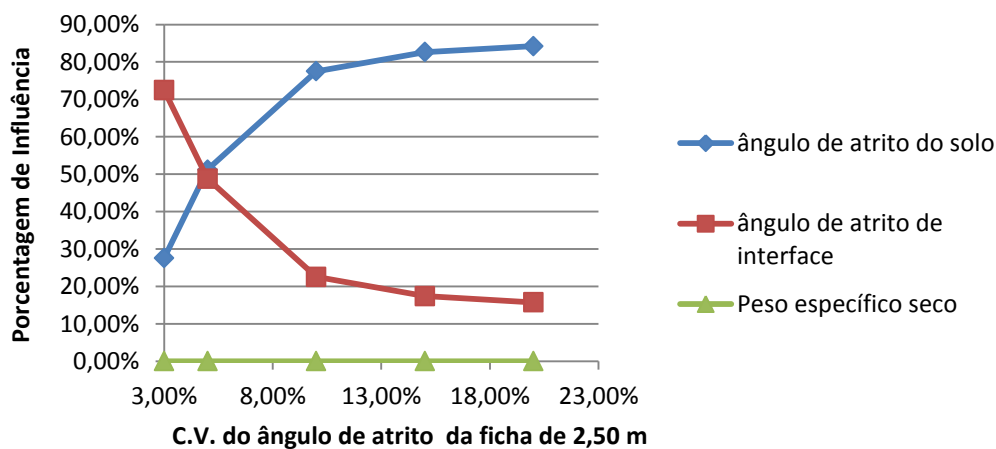


Figura 4.37 – Variação de α^2 x C.V. de ϕ' para a ficha de 2,50 m.

As análises de sensibilidade para a simulação de Monte Carlo mostraram mais uma vez uma concordância de valores e comportamento tanto com o método de Taylor quanto com o FAST. Dessa forma, mostraram-se somente os resultados para o método Taylor, presente na Figura 4.38 a seguir.

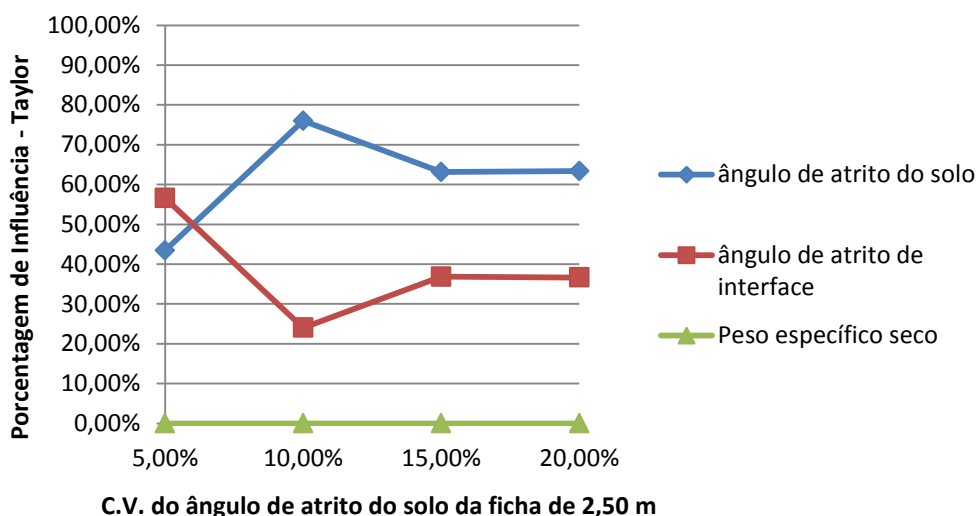


Figura 4.38 – Variação da sensibilidade das variáveis pelo método de Taylor pela variação C.V. de ϕ' para a ficha de 2,50 m.

Para valores de C.V. abaixo de 5% notou-se uma maior influência do ângulo de atrito de interface que tendeu a diminuir e uma menor influência do ângulo de atrito do solo que tendeu a aumentar. Entre o C.V. de 5% e 10% manteve-se a mesma tendência de comportamento das curvas quando analisada a ficha de 5,0 m: aumentou-se a influência do ângulo de atrito, diminuiu-se a do ângulo de interface e manteve-se constante a do peso específico. Após o C.V. de 15% houve uma estabilização dos resultados com a influência do ângulo de atrito ficando em torno de 63% a do ângulo de interface em torno de 36,6%.

A análise de sensibilidade para a ficha de 3,65 m teve resultados próximos da ficha da contenção padrão. Os gráficos são semelhantes aos apresentados anteriormente nas Figuras 4.20 e 4.23. Pelo exposto até o momento, pode-se concluir que os resultados de confiabilidade e sensibilidade para valores de ficha iguais ou maiores do que a ficha de Rankine, irão apresentar comportamento semelhante a ficha superdimensionada da contenção padrão. Inclusive nas análises paramétricas.

Ainda utilizando a ficha determinística de 2,50 m a aplicação da correlação entre as variáveis aleatórias aumentou a probabilidade de falha para os dois métodos probabilísticos. Para a simulação de Monte Carlo utilizando para o ângulo de atrito o C.V. de 10% a probabilidade de falha aumentou de 11,06% para 25,34% em virtude da correlação. O índice de confiabilidade aproximado diminuiu de 1,29 para 0,87. Para o FORM a probabilidade de falha passou de 11,27% para 17,46% e o índice de confiabilidade de 1,21 para 0,93.

Uma particularidade sobre o cálculo de p_f segundo MCS é que para a ficha de 3,00 m, o número padrão de 1000 interações não foi suficiente para atingir uma boa convergência do resultado. Tinha-se uma alta variância de p_f . Desse modo, aplicou-se na rotina um número de 10000 interações. Com esse valor conseguiu-se manter a baixa variância encontrada para as outras fichas e uma boa convergência de resultados. As Figura 4.39 e 4.40 mostra a convergência de valores de probabilidade de falha para 95% de intervalo de confiança ao longo das interações. O primeiro gráfico é para 1000 interações e o segundo é o reajustado com 10000 interações. Observa-se a nítida diferença de convergência entre eles ao final das interações.

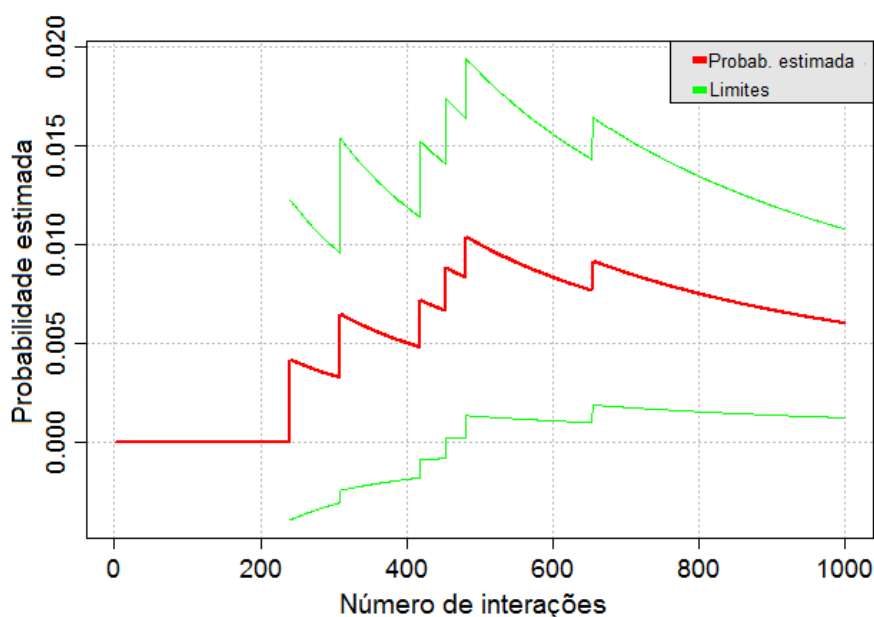


Figura 4.39 – Gráfico de convergência com de p_f com 1000 interações.

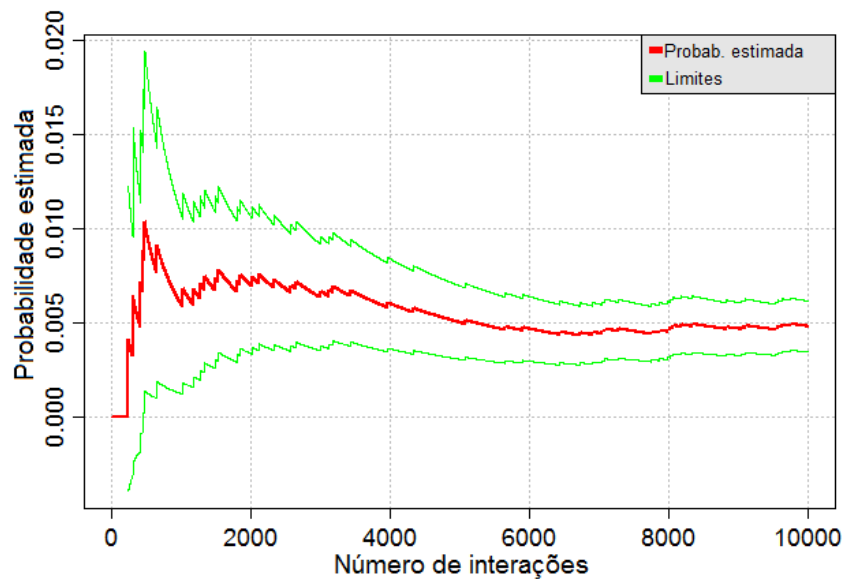


Figura 4.40 – Gráfico de convergência de p_f com 10000 interações.

Sabendo que para pequenos comprimentos de ficha a probabilidade de falha é alta deduziu-se que esse fato alterou os histogramas dos valores de FS-1 para cada ficha. Acertadamente, quanto menor a ficha, a média de valores diminuiu e o histograma deslocou-se para a esquerda. A Figura 4.41 mostra o histograma para a ficha de 1,50 m. Nele vê-se que a quase totalidade de resultados encontra-se abaixo de 0,0.

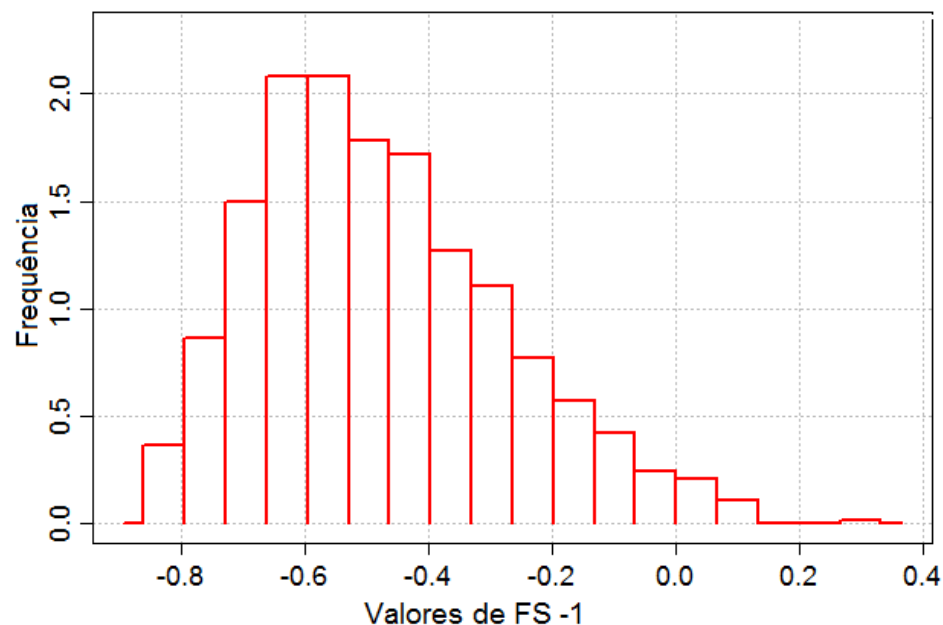


Figura 4.41 – Histograma de resultados para a ficha de 1,50 m pela MCS.

Analisando a ficha de 2,50 m que é aquela mais próxima da ficha determinística e é o ponto central observou-se que seu histograma, Figura 4.42, é simétrico.

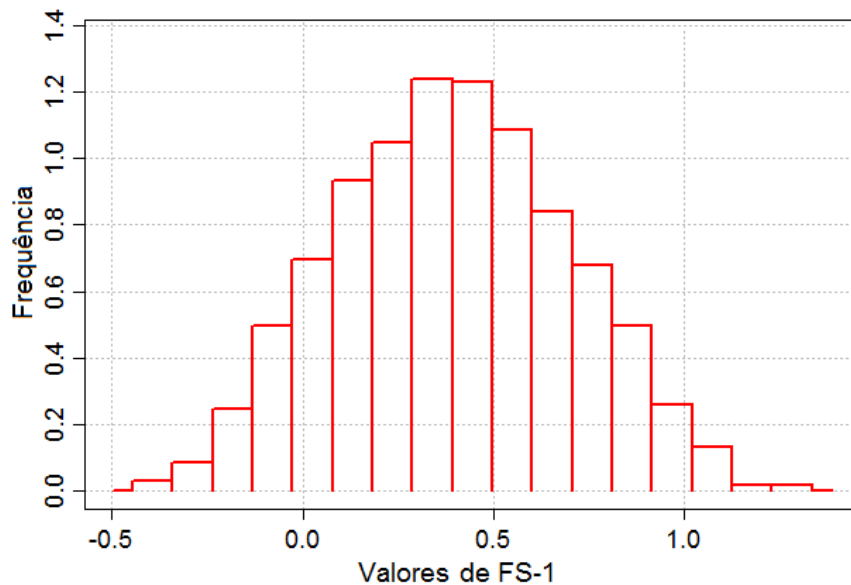


Figura 4.42 – Histograma de resultados para a ficha de 2,50 m pela MCS.

O teste de Kolmogorov-Smirnov recusou a hipótese da distribuição normal, lognormal, Beta e Weibull não seguirem essa distribuição. O melhor ajuste continuou sendo para a Distribuição Beta, mas a Figura 4.43 traz o gráfico Q-Q para a distribuição normal, mostrando que para ela o ajuste também foi bom. Os parâmetros da distribuição normal ficaram iguais a: $\mu = 0,394282$ e $\sigma = 0,306711$.

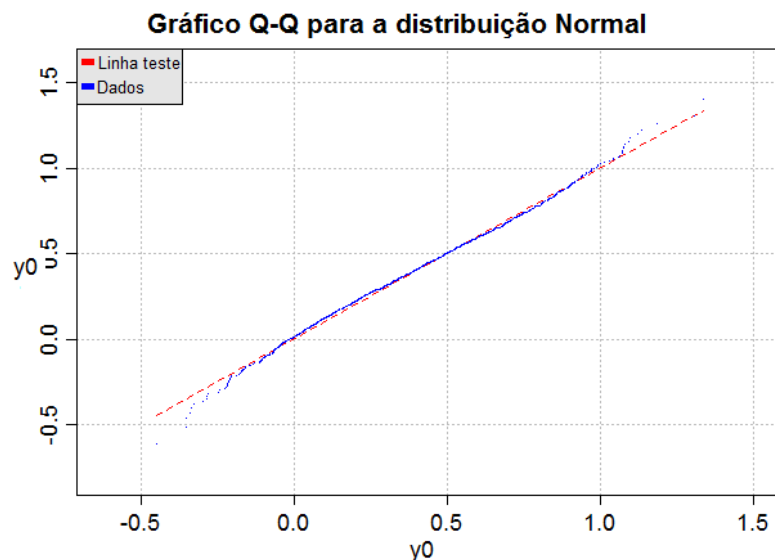


Figura 4.43 – Teste gráfico Q-Q para ficha 2,50 m segundo MCS.

Na ficha de 3,65 m, a distribuição probabilística Beta foi a única que o Kolmogorov- Smirnov Teste recusou a hipótese dos seus dados não seguirem a distribuição Beta proposta com os parâmetros resumidos na Tabela 4.11. O *p-value* do teste foi de 0,18266, revelando um melhor ajuste se comparado com a contenção padrão.

Tabela 4.11 – Parâmetros da distribuição Beta dos resultados do MCS.

r	t	a	b
5,91565	9,26553	0,0348132	1,52124

4.2.5 Análise entre Distribuição Normal e Lognormal

A Figura 4.44 traz as Funções Densidade de Probabilidade para a distribuição lognormal truncada de cada variável aleatória adotada no ELU.

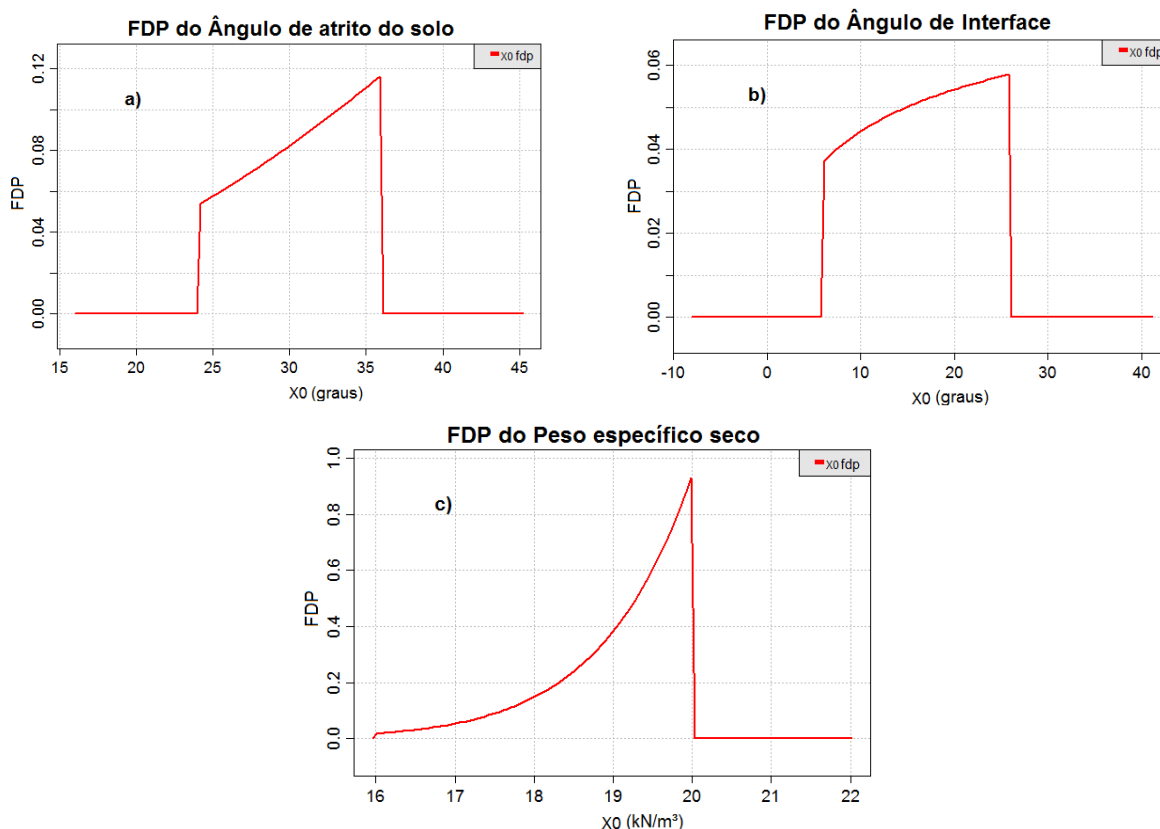


Figura 4.44 – a) Ângulo de atrito. b) Ângulo de interface. c) Peso específico seco.

Todos os resultados anteriores foram alcançados para distribuições normais. Nesse último item de análise de resultados paramétricos para o ELU as variáveis aleatórias tiveram como distribuição probabilística uma distribuição lognormal. Seus parâmetros são os mesmos, somente a distribuição ajustada foi diferente. Foram feitas duas investigações diferentes. Na primeira investigação, todas as variáveis aleatórias foram definidas como distribuições lognormais.

Na segunda, somente o ângulo de atrito do solo e o ângulo de atrito de interface tiveram uma distribuição lognormal. Na literatura esses duas variáveis são usualmente consideradas inicialmente como tendo distribuição lognormal. Entretanto, como visto no capítulo 3, o trabalho de Souza (2017) permitiu que dentro da realidade local do solo arenoso de Natal possa haver ajuste também com distribuições normais. A Tabela 4.12 mostra a comparação entre os resultados, para o método FORM, da primeira investigação da contenção padrão com distribuição normal e distribuição lognormal.

Tabela 4.12 - Resultados do FORM normal e lognormal para o ELU.

Característica	Dist. Normal	Dist. Lognormal
β	11,42	10,42
p_f	$1,736 \times 10^{-30}$	$1,00 \times 10^{-25}$
Importance Factors de ϕ'	48,27%	50,56%
Importance Factors de δ	51,64%	49,29%
Importance Factors de γ_d	0,085%	0,14%
Kolmogorov-Smirnov Teste	Distribuição Beta	Distribuição Beta
Ponto de projeto de ϕ'	24°	24°
Ponto de projeto de δ	6°	6°
Ponto de projeto de γ_d	17,71 kN/m ³	18,91 kN/m ³

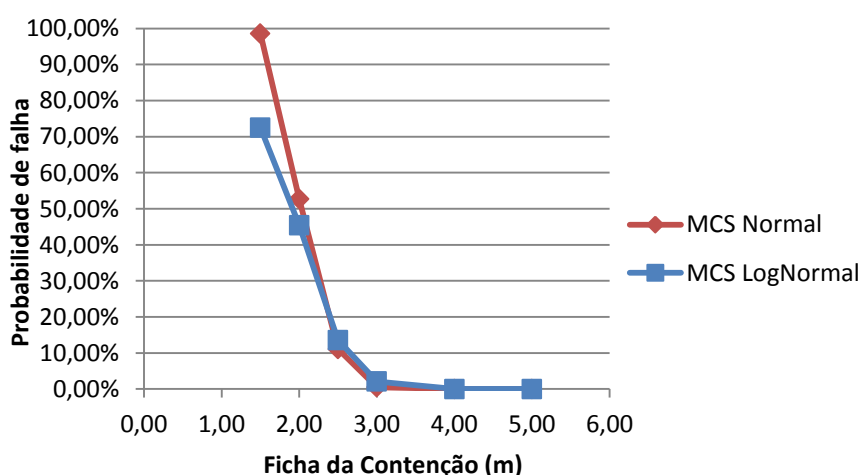
Os resultados revelam uma grande proximidade entre as duas distribuições. Para as características analisadas, a distribuição normal teve uma confiabilidade ligeiramente maior. O Kolmogorov-Smirnov teste e os pontos de projeto para o ϕ' e o δ não mudaram de valor. A análise de sensibilidade continuou na mesma ordem de grandeza, entretanto a variável dominante na distribuição lognormal passou do δ para o ϕ' .

Ainda para a adoção da distribuição lognormal em todas as variáveis da contenção padrão, a Tabela 4.13 mostra uma comparação entre os resultados com distribuição normal e distribuição lognormal para a simulação de Monte Carlo.

Tabela 4.13 - Resultados da MCS normal e lognormal para o ELU.

Característica	Dist. Normal	Dist. Lognormal
β Aproximado	10,21	7,78
p_f	0,0%	0,0%
Variância de p_f	0,0	0,0
Intervalo de confiança (95%)	[0,0%, 0,0%]	[0,0%, 0,0%]
FAST de ϕ'	76,53%	64,57%
FAST de δ	24,63%	38,56%
FAST de γ_d	0,98%	0,17%
Taylor de ϕ'	75,98%	61,89%
Taylor de δ	24,02%	38,11%
Taylor de γ_d	0,0%	0,0%
Kolmogorov-Smirnov Teste	Distribuição Beta	Distribuição Beta

Aplicando a variação do C.V. de ϕ' para a distribuição lognormal não houve alteração na confiabilidade da contenção em relação à análise com distribuição normal vista nos itens anteriores. Ao se variar o comprimento da ficha os resultados de p_f seguiram a mesma tendência anterior. Como era esperado a maioria dos pontos da curva de distribuição lognormal ficaram abaixo da normal. A Figura 4.45 traz o gráfico com esses resultados para a MCS.

Figura 4.45 – Variação de p_f x ficha da contenção para as duas distribuições.

Aplicando a distribuição normal somente nos dois ângulos de atrito o resultado para o FORM teve uma leve diminuição na confiabilidade e para a simulação de Monte

Carlo um leve aumento. As demais características foram próximas da primeira investigação. A Tabela 4.14 traz um resumo dos resultados.

Tabela 4.14 – Resultados com Distribuição lognormal em duas variáveis.

Característica	Dist. Log. FORM	Característica	Dist. Log. MCS
β	10,49	β aproximado	7,62
p_f	$4,77 \times 10^{-26}$	p_f	0,00%
Kolmogorov-Smirnov	Dist. Beta	Variância de p_f	0,0
Importance Factors de ϕ'	61,89%	Kolmogorov-Smirnov	Falso para todos
Importance Factors de δ	38,11%	FAST de ϕ'	64,59%
Importance Factors de γ_d	0,00%	FAST de δ	38,56%
Ponto de projeto de ϕ'	24°	FAST de γ_d	0,17%
Ponto de projeto de δ	6°	Taylor de ϕ'	61,89%
Ponto de projeto de γ_d	17,86 kN/m ³	Taylor de δ	38,11%
		Taylor de γ_d	0,00%

4.3 Resultados do estudo paramétrico do ELS

4.3.1 Análise entre Distribuição Normal e Lognormal

As variáveis aleatórias independentes do ELS foram definidas como distribuições lognormais truncadas com as mesmas características estatísticas. As distribuições do R_{inter} e do E_{50}^{ref} podem ser vistas nas Figuras 4.46 e 4.47, respectivamente. As distribuições lognormais de ϕ' e γ_d foram as mesmas vistas na Figura 4.44 a) e c).

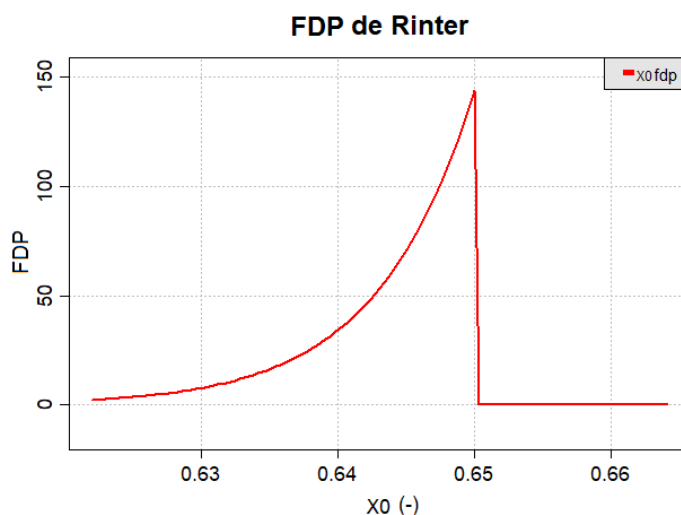


Figura 4.46 – FDP lognormal para o coeficiente de atrito de interface.

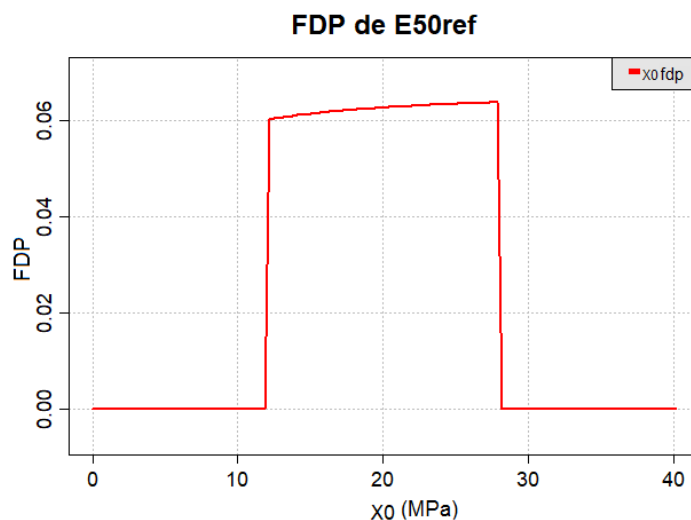


Figura 4.47 – FDP lognormal para o módulo de deformabilidade secante.

A mudança na distribuição diminuiu a probabilidade de falha em todos os pontos de deslocamento definidos mostrando que a distribuição normal é mais conservadora e recomendável quando não se tem as distribuições reais. A Figura 4.48 traz o gráfico comparando os resultados de p_f entre as distribuições.

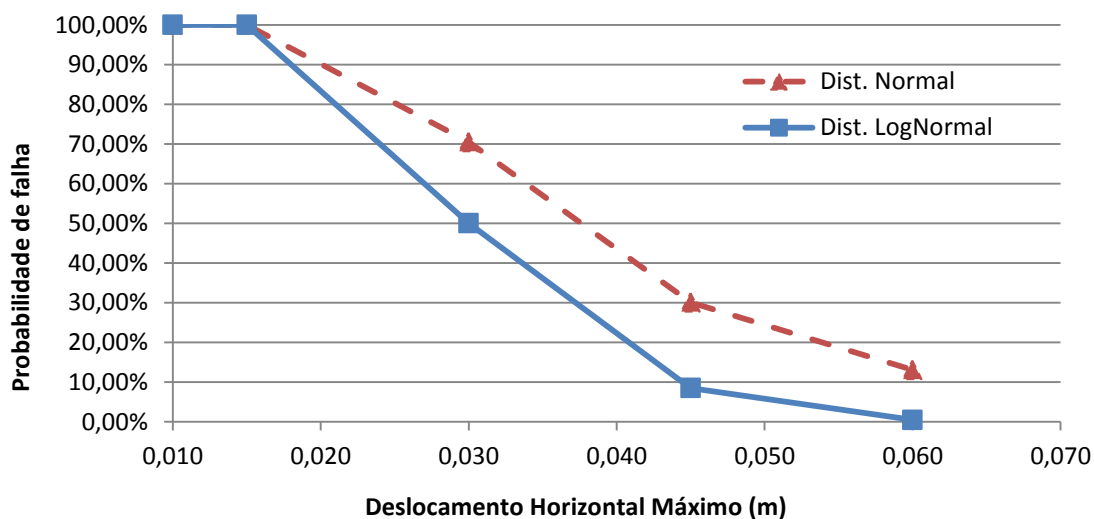


Figura 4.48 – p_f x Deslocamento máximo para as distribuições normal e lognormal.

Corroborando com os resultados anteriores os β da distribuição lognormal foram maiores do que os β da distribuição normal em todos os deslocamentos. A tendência de aumento de β com os deslocamentos é linear. A Figura 4.49 mostra a comparação da variação do índice de confiabilidade com os deslocamentos para as duas distribuições.

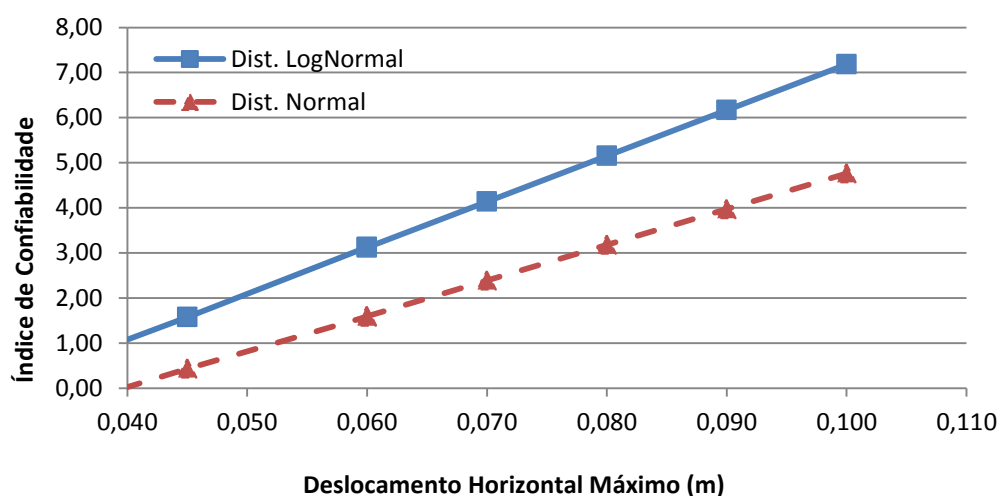


Figura 4.49 – β x Deslocamento máximo para as distribuições normal e lognormal.

Avaliando o coeficiente de variação dos valores de p_f em função de cada deslocamento limite construiu-se um gráfico onde se comparou os resultados da variação do CV_{p_f} com a distribuição normal com os da distribuição lognormal. A Figura 4.50 traz a comparação entre os dois resultados.

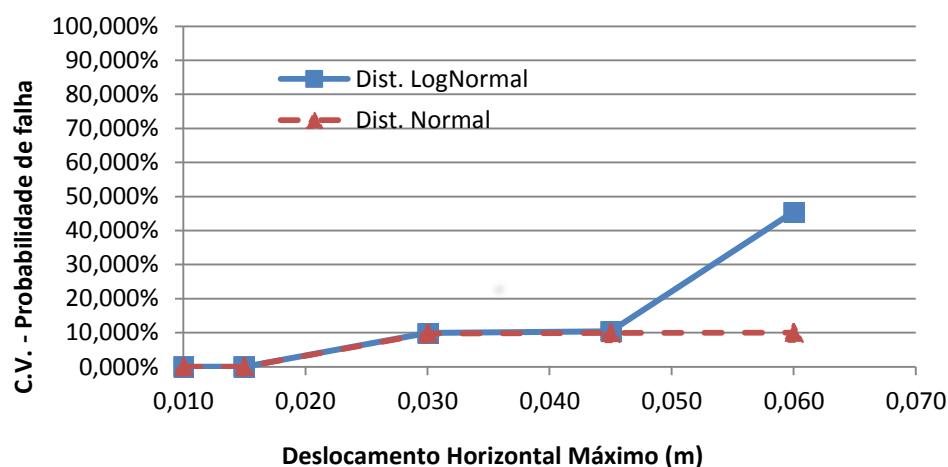


Figura 4.50 – C.V. de p_f x Deslocamento máximo para distribuições normal e lognormal.

O gráfico mostra que a tendência foi exatamente a mesma para as duas distribuições, exceto para 0,060 m de deslocamento máximo onde houve um grande aumento do C.V. da distribuição lognormal. Apesar do desvio padrão de 0,0023, que é o menor dentro os resultados, o valor final de p_f também é muito baixo, 0,49% fazendo

com que ocorra o aumento de C.V. até 45,52%. Isso pode ser constatado por intermédio do extenso intervalo de p_f com nível de confiança de 95% que compreende valores entre [0,063%; 0,94%].

Com o aumentando do valor de deslocamento para 0,065 m o problema se manteve e houve crescimento do CV_{p_f} para 96,12%. Para um deslocamento maior de 0,075 m, que representa um deslocamento horizontal de 2,5% em relação à profundidade de escavação o C.V. passa a ser 0,0%, visto que $p_f = 0,0\%$, pois esse deslocamento é maior do que o máximo valor capaz do Plaxis retornar com a configuração lognormal das distribuições.

Um aumento no número de avaliações da função de desempenho de 1000 para 1500 diminuiu o CV_{p_f} para 33,80%. Para haver uma diminuição que se atinge a mesma ordem de grandeza de 10% o número de simulações seria muito alto. Considerando uma relação linear entre número de simulações e CV_{p_f} somente com um número em torno de 2948,5 simulações o C.V. para o $u_x = 0,060$ m da distribuição lognormal seria semelhante aos demais. Considerando o tempo computacional do *software* Plaxis 2D para esse alto número de simulações o mesmo se torna impraticável.

Os histogramas dos resultados do Plaxis continuaram sendo mais bem ajustados por uma distribuição lognormal, confirmados pelo Kolmogorov-Smirnov Teste. Uma mudança nos *outputs* foi que a distribuição lognormal diminuiu os limites máximos e mínimos de deslocamentos que o Plaxis é capaz de fornecer. A comparação entre os resultados para 1,0%H ($u_x = 0,030$ m) foi escrita na Tabela 4.15.

Tabela 4.15 Valores mínimos e máximos fornecidos pelo Plaxis para $u_x = 0,030$ m.

Distribuição Probabilística	Valor mínimo (m)	Valor máximo (m)
Normal	0,01774	0,08609
Lognormal	0,01508	0,06474

A influência das variáveis aleatórias foi investigada pelo método de Taylor. Seus resultados não são confiáveis visto que a influência atribuída ao ângulo de atrito do solo ficou próxima de 0,0%. De um ponto de visto geotécnico, mesmo com a mudança da

distribuição probabilística, esperava-se uma alta porcentagem de influência para o ϕ' . O conjunto de resultados pode ser visto no gráfico da Figura 4.51.

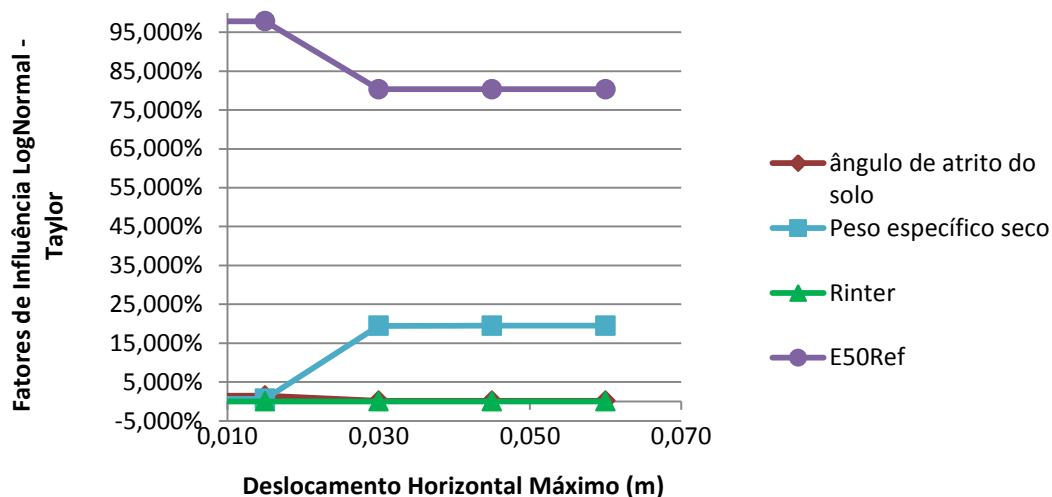


Figura 4.51 – Fator de influência de Taylor para distribuição lognormal.

4.3.2 Influência da correlação entre variáveis

A influência da correlação entre as variáveis aleatórias foi avaliada somente para três deslocamentos: 0,030 m; 0,045 m e 0,060 m. A análise de confiabilidade revelou que p_f com correlação tem valor igual a menor em relação ao caso de variáveis independentes. A Figura 4.52 traz um gráfico que compara os dois cenários através da variação de p_f em função dos deslocamentos.

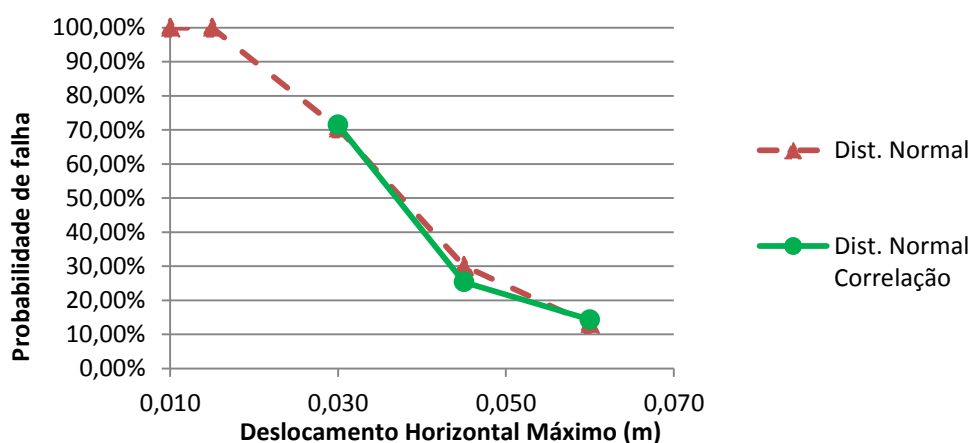


Figura 4.52 – Comparação entre as p_f de uma análise com correlação e independente.

Pela Figura 4.52 observa-se que valores mais rigorosos de deslocamento horizontal continuariam a fornecer resultados com 100% de probabilidade de falha e pouco acrescentariam nas análises. A variância das probabilidades de falha por MCS foram as mesmas da análise independente. A Figura 4.53 traz o mesmo gráfico mostrado anteriormente que relaciona os CV_{p_f} a cada deslocamento máximo.

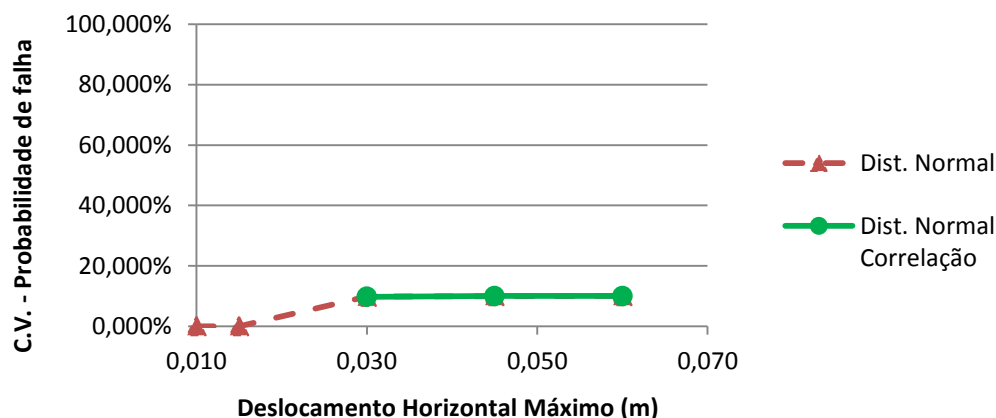


Figura 4.53 – C.V. x Deslocamento máximo para análise com correlações.

A porcentagem de influência de cada variável aleatória mudou radicalmente em virtude da correlação entre as variáveis. Apesar de não ter sido definida correlação que se envolve o E_{50}^{ref} , essa variável foi a que apresentou a maior influência em todas as análises atingindo até 98,04% de porcentagem de influência. O γ_d apresentou suas maiores porcentagens até agora, alcançando até 25% de influência. O ϕ' teve influência máxima de 11% e mínima de 0,63%. O R_{inter} manteve-se com baixa influência, com valores em torno de 1%. Esses resultados, obtidos pelo método de Taylor, mostram que métodos de sensibilidade nem sempre são confiáveis com ação conjunta em um software de elementos finitos.

CAPÍTULO 5

Conclusões

5.1 Generalidades

O presente trabalho teve como objetivo avaliar a confiabilidade geotécnica de estruturas de contenção em balanço executadas em areia, para o estado limite último (ELU) e o estado limite de serviço (ELS). Essa avaliação foi possível por meio do uso de rotinas de cálculo de confiabilidade. Essas rotinas foram divididas em dois grandes grupos. O primeiro grupo refere-se à avaliação da confiabilidade do estado limite último da contenção para um modo de ruptura por rotação em torno de um eixo. Esse grupo de rotinas foi desenvolvido com a linguagem de programação Python no IDLE juntamente com a biblioteca de confiabilidade OpenTurns. Utilizou-se o método FORM e a simulação de Monte Carlo para as análises desse grupo.

O segundo grupo de rotinas foi desenvolvido para analisar a confiabilidade do estado limite de serviço, considerando a possibilidade de deslocamento horizontal excessivo da contenção. Esse segundo grupo de rotinas foi desenvolvido com ação conjunta entre o Python mais o OpenTurns e o *software* de elementos finitos Plaxis 2D 2016 versão VIP. O *software* Plaxis fez o papel da função de estado limite, retornando as variáveis de interesse para a avaliação probabilística. Utilizou-se somente a simulação de Monte Carlo no segundo grupo. As características probabilísticas para alimentar as variáveis aleatórias das rotinas foram obtidas através de estudos da literatura.

A aplicação desses dois grupos de rotina para alcançar o objetivo da pesquisa ocorreu também em duas etapas. Na primeira, as rotinas foram aplicadas em uma contenção com dimensões típicas para a cidade do Natal. Uma contenção simplificada originalmente presente no trabalho de Santos (2013) foi à escolhida. A contenção chamada de padrão tem 3 m de profundidade de escavação, 5 m de ficha e executada

em uma única camada de solo arenoso sem presença de nível de água. A partir dessa configuração padrão foi realizada a segunda aplicação que consistiu em realizar estudos paramétricos a fim de entender melhor a influência de cada variável na confiabilidade final.

No estudo paramétrico foi avaliado o índice de confiabilidade, probabilidade de falha, sensibilidade das variáveis, pontos de projeto e características estatísticas dos resultados. Para isso foi modificada a cada análise paramétrica: a distribuição probabilística das variáveis aleatórias, a correlação entre as variáveis, a profundidade de escavação, a ficha da contenção e o coeficiente de variação atribuído ao ângulo de atrito do solo.

As rotinas desenvolvidas alcançaram sua meta de fornecer um caminho para a análise completa da confiabilidade do ELU e ELS de uma contenção em balanço executada em areia. Elas apresentaram como vantagens gerais: fácil manipulação, grande diversidade de resultados possíveis, facilidade de modificação das características da análise de confiabilidade, geração de gráficos e figuras e a rápida execução das análises para o ELU. Para as rotina de cálculo do ELS, houve boa compatibilidade com o software Plaxis 2D, entretanto sua velocidade de execução teve como limitação a própria velocidade de cálculo do Plaxis 2D.

5.2 Principais conclusões

As principais conclusões deste trabalho são enumeradas a seguir:

- a) A contenção padrão, simplificada de Santos (2013), apresenta grande confiabilidade no ELU com probabilidade de falha de 0,0% para os dois métodos probabilísticos. O valores de índice de confiabilidade para a contenção padrão segundo o FORM ($\beta=11,42$) e segundo a simulação de Monte Carlo ($\beta=10,21$) foram altos, confirmando o provável superdimensionamento da ficha da contenção relatado por Santos (2013);
- b) Observou-se para a confiabilidade do ELU da contenção padrão e nos resultados do estudo paramétrico, a boa proximidade de resultados entre os dois métodos probabilísticos. Sabendo que o tempo de cálculo do

FORM e da MCS nas rotinas do ELU é praticamente o mesmo recomenda-se utilizar a MCS pela maior precisão, por ser um método puramente estatístico, pelo maior número de pontos avaliados e possibilidade de diversas funções de estados limites;

- c) A variável de maior influência para a contenção padrão no ELU foi o ângulo de atrito de interface segundo os *Importance Factors* do FORM e o ângulo de atrito do solo segundo os métodos de Taylor e o FAST. Esse resultado ressalta que a estabilidade de contenções em balanço passa principalmente por seus parâmetros geotécnicos de resistência;
- d) O peso específico seco teve influência mínima ou nula na maioria análises de sensibilidade para a contenção padrão no ELU. Tal resultado deve-se provavelmente pela influência que ele apresenta ao mesmo tempo nas zonas ativas e passivas da contenção por ser tratar de uma camada única de solo;
- e) Para os valores de FS-1 de $g(x)$ da contenção padrão no ELU, o teste Kolmogorov-Smirnov rejeitou a hipótese dos dados não seguirem a distribuição Beta candidata. Todas as outras distribuições tiveram seus testes de aderência sem sucesso;
- f) No ELS da contenção padrão, o aumento do deslocamento horizontal máximo atribuído a contenção padrão, diminuiu a probabilidade de falha e aumentou o índice de confiabilidade com uma tendência linear. Tomando a condição usual de deslocamento máximo de 1% da profundidade de escavação, a contenção padrão tem uma baixa confiabilidade no ELS ($p_f = 70,45\%$ e $\beta = -0,78473$);
- g) A dispersão dos valores de probabilidade de falha da contenção padrão no ELS, atingiu um C.V. máximo de 9,92% com a distribuição normal das variáveis aleatórias, revelando a boa precisão da ação conjunta entre a rotina do Python e o *software* Plaxis 2D;

- h) Adotando a metodologia de Rippi (2015) a análise de confiabilidade forneceu uma probabilidade de falha de 10,33% para o ELS da contenção padrão. Neste caso considera-se uma contenção segura no ELS, revelando uma diferença de resultados nas metodologias;
- i) O histograma dos deslocamentos horizontais de uma contenção em balanço segue uma distribuição lognormal. Resultado obtido segundo o Kolmogorov-Smirnov teste e o teste gráfico Q-Q. Esse resultado pode ser considerado em pesquisas futuras se forem adotados os deslocamentos horizontais como variáveis aleatórias;
- j) Os métodos de sensibilidade aplicados juntos com o Plaxis 2D tiveram resultados satisfatórios para a análise da contenção padrão;
- k) O número de interações do Plaxis 2D para avaliar o $g(x)$ das rotinas influencia no resultado final dos métodos de sensibilidade. Considerando o tempo de cálculo do Plaxis 2D e a precisão de resultados um número mínimo de 500 interações foi suficiente para bons resultados;
- l) O método de Taylor e o FAST revelaram que o ângulo de atrito do solo foi a variável com maior influência nas análises do ELS, seguida do módulo de deformabilidade secante. As outras variáveis aleatórias tiveram contribuições ínfimas;
- m) Considerando todos os métodos de sensibilidade, a correlação entre as variáveis aleatórias aumentou para 11,4% a influência do peso específico seco na avaliação do ELU e diminuiu a porcentagem das outras variáveis;
- n) A variação do C.V. do ângulo de atrito do solo manteve a probabilidade de falha do ELU em 0,0% para o FORM e simulação de Monte Carlo, mostrando que uma obra com ficha excessiva além do projetado não sofre influência da variabilidade das propriedades do solo;
- o) Com o aumento do C.V. do ângulo de atrito do solo o β do ELU diminuiu de forma mais expressiva para a MCS do que para o FORM. Isso pode

ser explicado pelo fato do β da MCS ser um valor aproximado e dependente dos resultados da função de estado limite;

- p) A variação do C.V. não causou grandes variações nas porcentagens de influência das variáveis aleatórias para o ELU relevando que a influência neste caso foi independente da dispersão dos dados;
- q) A variação do C.V. do ângulo de atrito utilizando a ficha fornecida pelo método determinístico variou com maior amplitude os valores de probabilidade de falha e índice de confiabilidade. De um modo geral, quanto maior o C.V. maior o p_f e menor o β . Essa variação foi mais expressiva do que a ocorrida com a ficha de 5,00 m, que foi considerada superdimensionada em relação ao ELU;
- r) Com o aumento da ficha da contenção a probabilidade de falha caiu rapidamente com grande concordância entre os dois métodos probabilísticos no ELU. O aumento da ficha causou diminuição dos pontos de projeto do FORM para todas as variáveis aleatórias;
- s) A variação da ficha mudou os histogramas de resultados do ELU. À medida que ela foi diminuindo o histograma passou a se “deslocar” para a esquerda fazendo com que outras distribuições, como a normal, passassem a serem aceitas no teste Kolmogorov-Smirnov;
- t) Definida como variável aleatória do ELU, a profundidade de escavação teve influência de 74,1% na confiabilidade final e 31,5% quando considerada como distribuição truncada, revelando que é um parâmetro mais influente para a ruptura da contenção do que variabilidade dos parâmetros do solo;
- u) A utilização da distribuição lognormal diminui a probabilidade de falha das análises no ELS, mostrando que a distribuição normal é mais conservadora e a favor da segurança;
- v) Os métodos de sensibilidade aplicados juntos com o Plaxis 2D não retornaram valores confiáveis para as análises de sensibilidade do ELS

com distribuição lognormal das variáveis aleatórias e para a correlação entre as variáveis. Nesses casos é necessária uma maior investigação e aplicação de outros métodos de sensibilidade.

5.3 Sugestões para pesquisas futuras

O estudo de confiabilidade aplicada a contenções é bastante amplo e pouco explorado no Brasil e requer uma continuidade para que as conclusões realizadas no presente trabalho possam ser confirmadas. Há também grande variedade de estudos probabilísticos não aplicados nessa pesquisa. Portanto, para futuros trabalhos, recomenda-se:

- a) Realizar estudos de análise de confiabilidade em contenções atirantadas;
- b) Aumentar o número de camadas de solo avaliadas em um estudo de confiabilidade e a possível correlação entre elas;
- c) Considerar a variabilidade vertical das variáveis aleatórias por intermédio do parâmetro escala de flutuação;
- d) Avaliar a robustez de outras análises de sensibilidade aplicadas junto com um *software* MEF;
- e) Aplicar outros métodos probabilísticos em análises de confiabilidade junto com um *software* MEF e avaliar sua robustez;
- f) Complementar o estudo de confiabilidade com um estudo prévio da variação probabilística local dos parâmetros que serão utilizados.

Referências

ANG, A. H. S., TANG, W. H. **Probability Concepts in Engineering Planning and design**, Vol I., New York, John Wiley & Sons, 1975.

ANG, A. H. S., TANG, W. H. **Probability Concepts in Engineering Planning and Design**, Vol. II, John Wiley & Sons, 1990.

ANG, A. H.S.; TANG, W. H. **Probability Concepts in Engineering Planning and Design: decision, risk and reliability**, Vol. II by John Wiley & Sons, 1984.

AOKI, N. **Dogma do fator de segurança**. In: Seminário de Engenharia de fundações especiais e geotécnia, 6, V.1. p 9-42., São Paulo. Anais... São Paulo, 2008.

ARAÚJO, D. A. M. **Efeito da dimensão da placa em resultados de prova de carga em areia**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Tecnologia. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Natal, 2016.

ASSIS, A.P., ESPÓSITO, T.J., GARDONI, M.G., SILVA, P.D.E.A., MAIA, J.A. **Métodos Estatísticos e Probabilísticos em Geotecnia**. Publicação G.AP-002/2012, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 278 p. 2012.

AVELINO, J.D. **Análise de desempenho de estacas de fundação em um terreno com presença de solos moles**. Dissertação (Mestrado) – COPPE – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

BAECHER, G. B., MARR, W. A., LIN, J.S., CONSLA, J. **Critical parameters of mine tailings embankments**. Denver, CO, U.S. Bureau of Mines, 1983.

BAECHER, G.B., and CHRISTIAN, J.T. **Reliability and Statistics in Geotechnical Engineering**. John Wiley & Sons Ltd., Chichester, West Sussex, UK. 2003.

BARROS, N. B. F. **Previsão de recalque e análise de confiabilidade de fundações em estacas hélice contínua**. Dissertação (Mestrado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2012.

BECK, A. T. **Curso de confiabilidade estrutural**. Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, Departamento de Engenharia de Estruturas. São Carlos, 2015.

BENJAMIN, J. R. and CORNELL, C. A. **Probability, Statistics, and Decision for Civil Engineers**. New York, McGraw-Hill, 1970.

BREEDEVELD, J. **Technisch Rapport Analyse Macrostablieit Dijken met de Eindige Elementen Methode: Bijlage Voorbeeldcase**. Deltares, Delft, the Netherlands. 2011

BRINKGREVE, R.B.J. **Course notes: international course for experienced Plaxis users (English)**. The Netherlands, 2005.

BUDHU, M. **Fundações e estruturas de contenção**. LTC, 2013.

CABRAL, E. V.; ALBUQUERQUE, P.J.R.; TSHUA, C.H.C. **Avaliação do risco das fundações de uma obra executada em estaca Hélice Contínua na região metropolitana do Rio de Janeiro**. XVIII Congresso Brasileiro de Mecânica dos solos e Engenharia Geotécnica, Belo Horizonte, Brasil, ABMS. 2016.

CASAGRANDE, A. **The role of the ‘calculated risk’ in earthwork and foundation engineering**. Journal of the Soil Mechanics and Foundations Division, ASCE Vol. 91(SM4): 1–40, 1965.

CHERUBINI, C. **Probabilistic approach to the design of anchored sheet pile walls**. In: Computers and Geotechnics, vol 26, pp. 309- 330, 2000.

CINTRA, J.C.; AOKI, N.; ALBIERO, J.H. **Fundações diretas: projeto geotécnico**. Oficina de Textos, 2011.

CLEMENS P.L. **Combinatorial Failure Probability Analysis Using MIL-STD 882 – Notice – February**. 1982.

CLOUGH, G. W.; O’ROURKE, T. D. **Construction induced movements of in situ walls**. ASCE Special Publication 15, Proc design and performance of earth retaining structures, Cornell University, pp. 439-470, 1990.

COSTA, J. P. S. **Uplift behaviour of helical piles in sand subjected to static and quase-static cyclic loading**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Tecnologia. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Natal, 2017.

DAS, B. **Principles of Foundation Engineering**. Cengage Learning. Sétima Edição. 2011.

DELL’AVANZI, E. e SAYÃO, A.S. **Avaliação da Probabilidade de Ruptura de Taludes**. In: COBRAMSEG, 11, Brasília, Anais. Brasília, v. 2, p. 1289-1295, 1998.

DITLEVSEN, O. **Narrow reliability bounds for structural systems**. J Struct Mech 7(4):453–72, 1979.

EN 1990 (2002) (English): **Eurocode - Basis of structural design** [Authority: The European Union Per Regulation 305/2011, Directive 98/34/EC, Directive 2004/18/EC].

FENTON, G.A. **Probabilistic methods in geotechnical engineering**. In: Workshop presented at ASCE GeoLogan'97 conference, Logan (Utah); 1997.

FENTON, G.A.; GRIFFITHS, D.V. **Probabilistic Methods in Geotechnical Engineering**. CISM Courses and Lectures. Springer Wien New York, 2007.

GEO-RISK 2017. **Selected papers from sessions of Geo-Risk 2017**. Published by the American Society of Civil Engineers. June 4 – 7. Denver, Colorado. 2017.

GERSCOVICH, D.; DANZIGER, B. R.; SARAMAGO, R. **Contenções: teoria e aplicações em obras**. Oficina de textos, São Paulo, 2016.

HARR, M. E. **Reliability-Based Design in Civil Engineering**. Henry M. Shaw Lecture, Department of Civil Engineering, North Carolina State University, Raleigh, NC, 68 pp. 1984.

HASOFER, A. M. and LIND, N. C. **An exact and invariant first-order reliability format**. Journal of the Engineering Mechanics Division, ASCE 100(EM1): 111–121, 1974.

HOEG, K.; MURARKA, R.P. **Probabilistic analysis of retaining wall**. Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE 100 (GT3), pp. 349 – 370, 1974.

HSIEH, H. S., WANG, C. C.; OU, C. Y. **Use of Jet Grouting to Limit Diaphragm Wall Displacement of a Deep Excavation**. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering. ASCE, Vol. 129, nº 2, pp. 146-157, 2003.

JESUS, A. P. **Caracterização geológica, geomorfológica e geotécnica de um corpo de dunas na cidade de Natal/RN**. Dissertação (mestrado), Centro de Ciências Exatas e da Terra, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2002.

KULHAWI, F. H. **On the Evaluation of Soil Properties**. ASCE. Geotechnical Special Publication, Nº31, p.p. 95-115. 1992.

LACASSE, S.; NADIM, F. **Uncertainties in characterizing soil properties**. Uncertainty in the Geological Environment, Madison, ASCE, pp. 49 -75, 1996.

LEONARDS, G. A. **Investigation of failures**. Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE Vol. 108(No. GT2): pp. 187–246, 1975.

LIN, P.; LIU, J.; YUAN, X.X. **Reliability analysis of soil nail walls against external failures in layered ground**. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, ASCE, 2016.

LOW, B. K. **Reliability based applied to retaining walls**. In.: Géotechnique, Vol. 55, No 1, pp. 63-75, 2005.

LOW, B. K.; PHOON, K.K. **Reliability-based design and its complementary role to Eurocode 7 design approach**. In.: Computers and Geotechnics, Vol. 65, pp. 30-44, 2015.

LOW, B.K.; TANG, W. H. **Efficient spreadsheet algorithm for first-order reliability method**. Journal of Engineering Mechanics, ASCE, Vol. 133, No. 12, 1378-1387, 2007.

LOW, B.K.; ZHANG, J.; TANG, W.H. **Efficient system reliability analysis illustrated for a retaining wall and a soil slope**. Computers and Geotechnics 38, pp. 196 – 204, 2011.

LUMB, P. **Application of statistics in soil mechanics**. Soil Mechanics: New Horizons. Lee, I. K., ed., London, Newnes-Butterworth: 44–112, 221–239, 1974.

LUMB, P. **The variability of natural soils**. Canadian Geotechnical Journal, Vol 3, p.p. 74 – 97, 1966.

MILITITSKY, J. **Grandes escavações em perímetro urbano**. São Paulo, Oficina de Textos, p. 144. 2016.

MIRANDA, M.F. **Avaliação da estabilidade de contenções através de métodos probabilísticos**. Dissertação de Mestrado, Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro – UENF, 2005.

MORAES, L. S. **Análise numérica de dutos enterrados sujeitos a elevação e recalque localizado**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Tecnologia. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Natal, 2014.

MOSQUERA, Z. S. Z. **Estudo probabilístico de ancoragens helicoidais baseado em dados de campo e de modelos testados em centrífuga**. Dissertação (Mestrado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2015.

NETO, A. N. S.; OLIVEIRA, P. T. R. **Estudos de Confiabilidade e Segurança de Fundações Profundas no complexo Industrial do Suape com análise da variabilidade de projeto**. XVIII Congresso Brasileiro de Mecânica dos solos e Engenharia Geotécnica, Belo Horizonte, Brasil, ABMS. 2016.

OLIVEIRA, J. R. M. S.; MARQUES, M. E. S.; CABRAL, D. A.; SILVA, M. R. L.; CARNEIRO, L. A. V. **Deslocamentos Horizontais em uma Parede Diafragma**. In: Conferência Brasileira de Estabilidade de Encostas, 5, Associação Brasileira de Mecânica dos Solos – ABMS, v. 1, p. 245 – 250, São Paulo, 2009.

OLIVEIRA, L. H. B. **Modelagem numérica de uma estrutura de contenção de estacas espaçadas atirantadas em areia**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Tecnologia. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Natal, 2014.

OU, C. Y. **Deep excavation: theory and practice**. London: Taylor and Francis Group. 2006.

OU, C. Y.; HSIEH, P. G.; CHIOU, D. C. **Characteristics of Ground Surface Settlement During Excavation**. Canadian Geotechnical Journal, Vol 30, p. 758 – 767, 1993.

PANDYA, N., MARSDEA, E., FLOQUET, P. and GABAS, N. **Sensitivity analysis of a model for atmospheric dispersion of toxic gases**. In B. Braunschweig and X. Joulia (Ed.), 18th European Symposium on Computer Aided Process Engineering-ESCAPE18 (pp.1143-1148). Elsevier B.V, 2008.

PECK, R. B. **Ninth Rankine Lecture: Advantages and limitations of the observational method in applied soil mechanics**. Geotechnique 19(2): 171–187, 1969.

PHOON, K. K., KULHAWY, F. H. **Characterization of geotechnical variability**. Canadian Geotechnical Journal 36(4): 612–624, 1999b.

PHOON, K. K., KULHAWY, F. H. **Evaluation of geotechnical property variability**. Canadian Geotechnical Journal 36(4): 625–639, 1999a.

POTYONDY, J. G. **Skin Friction between Various Soil and Construction Materials**. Geotechnique, Vol. XI, pp. 339–353, 1961.

RACKWITZ R, FIESSLER B. **Structural reliability under combined random load sequences**. Computers & Structures, No 9, pp.484–94, 1978.

RIBEIRO, R.C.H. **Aplicações de Probabilidade e Estatística em Análises Geotécnicas**. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2008.

RIPPI, A. **Structural reliability analysis of a dike with a sheet pile wall - Coupling Reliability methods with Finite Elements**. Master of Science, Delf University of Technology, 2015.

RODRIGUES, M.A.; ZUCCOLO, P.L.; SANTOS, M.G.C.; SILVA, J.L. **Probabilidade de falha de muro de solo envelopado com geogrelha**. XVIII Congresso Brasileiro de Mecânica dos solos e Engenharia Geotécnica, Belo Horizonte, Brasil, ABMS. 2016.

SANTOS, F. A. **Avaliação do desempenho de uma cortina de estacas espaçadas, atirantada, em areia**. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2013.

SCHULTZE, E. **Some aspects concerning the application of statistics and probability to foundation structures**. Second International Conference on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Aachen :457 – 494, 1975.

SCHWECKENDIEK, T. **Structural Reliability applied to Deep Excavations: Coupling Reliability Methods with Finite Elements**. TU Delft, Delft. 2006.

SCHWEIGER, H. F.; THURNER, R.; POTTIER, R. **Reliability analysis in Geotechnics with deterministic finite elements**. The international journal of geomechanics, volume 1, number 4, p.389 – 413, 2001.

SERT, S.; LUO, Z.; XIAO, J.; GONG, W.; JUANG, C. H. **Probabilistic analysis of responses of cantilever wall supported excavations in sands considering vertical spatial variability**. In.: Computers and Geotechnics, Vol. 75, pp. 182-191, 2016.

SILVA, E. A. J.; SANTOS JR., O. F.; JESUS, A. P.; AMARAL, R. F. **Caracterização geológica, geomorfológica e geotécnica de sedimentos do setor sul de Natal/RN, com base em análises de perfis de sondagens de simples reconhecimento**.^{10º} Congresso Brasileiro de Geologia de Engenharia e Ambiental. Ouro Preto – MG. 2002.

SINGH, A. **How reliable is the factor of safety in foundation engineering?**. First International Conference on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Hong Kong, Hong Kong University Press: 389 – 424, 1971.

SOUZA, W. A. R. **Variabilidade de parâmetros de resistência de solos arenosos mediante análise de Resultados de sondagens com SPT**. Monografia (graduação), Curso de Engenharia Civil, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2017.

ZEVGOLIS I. E.; BOURDEAU, P. L. **Probabilistic analysis of retaining walls**. Computers and Geotechnics 37, pp.539 – 373, 2010.

ZHOU, J., NOWAK, A. S. **Integration Formulas to Evaluate Functions of Random Variables**. Structural Safety, vol. 5, pp. 267–284, 1988.

Anexo A: Comentários gerais sobre as rotinas computacionais para análise de confiabilidade

Neste anexo descrevem-se as potencialidades e limitações de cada rotina de cálculo desenvolvida para a análise de confiabilidade da contenção em balanço em areia. Como instrução inicial, recomenda-se um conhecimento básico da linguagem de programação Python por parte dos usuários dessas ferramentas.

Os comentários que se seguem são válidos para as rotinas do ELU. Especificamente para as rotinas do ELU, há uma mensagem inicial informando qual o método probabilístico utilizado pela rotina selecionada, o método de dimensionamento analítico utilizado para a contenção em balanço e a informação de que essas rotinas foram desenvolvidas para aplicação em uma única camada de solo, ou seja, o solo contido é o mesmo solo da fundação.

Em seguida a rotina solicita ao usuário preencher os dados de entrada que foram utilizados para dar os resultados. Deve ser informado na sequência: a profundidade da escavação, a ficha determinística da contenção e a profundidade da escavação. Esses valores todos em metros. Para a profundidade do nível d'água, o nível informado é a profundidade computada a partir do topo da contenção. Ainda em relação ao nível d'água seu valor deve estar acima da profundidade de escavação ou abaixo do comprimento total da contenção. Essa última situação para simular uma condição de solo seco. Essas configurações foram feitas para a rotina ter as mesmas características do método de Das (2011).

Em seguida, informa-se o valor médio do peso específico em kN/m^3 , o ângulo de atrito do solo, o ângulo de interface solo/muro e a inclinação da superfície do terreno do aterro. Todos esses ângulos devem ser informados em graus. Como conclusão vem os dados de *input* para compor as características probabilísticas das variáveis aleatórias. Pede-se para cada variável aleatória a informação sobre seu valor de coeficiente de variação, em porcentagem, e os valores máximos e mínimos das distribuições probabilísticas nas mesmas unidades dos seus valores médios.

As casas decimais dos valores devem ser separadas por pontos. A Figura A.1 mostra a janela de entrada do ELU para o FORM que é semelhante ao ELU com a MCS.

```

FORM para estaca prancha - Dimensionamento convencional - camada única
Entre com os dados da Contenção:
Profundidade de escavação(m)= 3
Ficha da contenção(m)= 5
OBS.: Nível d'água acima da escavação ou abaixo da contenção
Profundidade no nível de água(m)= 50
Peso específico seco (kN/m³)= 18
Ângulo de atrito do solo(graus)= 30.1
Ângulo de interface solo/Muro(graus)= 16.16
Inclinação da superfície do terreno(graus)= 0.0
C.V.(%) do ângulo de atrito = 10
Valor mínimo do ângulo de atrito = 24
Valor máximo do ângulo de atrito = 36
C.V.(%) do ângulo de interface = 20
Valor mínimo do ângulo de interface = 6
Valor máximo do ângulo de interface = 26
C.V.(%) do peso específico seco = 5
Valor mínimo do peso específico seco = 16
Valor máximo do peso específico seco = 20

```

Figura A.1 – Janela de entrada da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pelo método FORM.

Outras alterações necessárias foram realizadas diretamente no código fonte. Alterações na concepção da análise de confiabilidade como, por exemplo, a mudança para distribuições lognormais ou a adoção de um coeficiente de correlação linear entre as variáveis aleatórias quando necessárias para a execução do estudo paramétrico devem ocorrer diretamente nas linhas de programação.

Após ser digitado o último item da janela de entrada, o Python automaticamente inicia os cálculos. O FORM traz como resultados: a probabilidade de falha, o número de avaliações da função de estado limite, índice de confiabilidade, pontos de projeto no espaço padrão e no espaço físico. Fornece ainda os fatores de importância, os dados estatísticos dos *outputs* como: variância, mediana, obliquidade, curtose, desvio padrão e média empírica e os resultados do teste de Kolmogorov – Smirnov. A Figura A.2 mostra a janela de saída para o FORM.

```

Resultados da análise de confiabilidade - FORM - ELU
Probabilidade de ruína segundo FORM = 1.736010040452745e-30
Número de avaliações da função de estado limite = 628
Índice de Confiabilidade = 11.416169509283712
Standard space design point =
A = -7.934285469779641
B = -8.201523204263502
D = -0.33325287496151434
Physical space design point =
A = 24.000000000000006
B = 6.0000000000000133
D = 17.708236996881354
Importance factors =
A = 0.4827460689932243
B = 0.5164017539701363
D = 0.0008521770366393036
Hasofer Reliability Index = 11.416169509283712

Número de avaliações = 1000
Valor mínimo = [0.792261]
Valor máximo = [1.45693]
Variância = [0.0134794]
Mediana por componente = [1.24418]
Obliquidade = [-0.663744]
Curtose = [3.20659]
Desvio Padrão = [[ 0.116101 ]]
Média empírica = [1.22675]

```

Figura A.2 – Janela de saída com parte dos resultados da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pelo método FORM.

Esses cálculos e informação dos resultados foram acompanhados pela geração de arquivos extras. Esses arquivos extras compreendem as figuras de alguns resultados que devem ser geradas. Para o FORM as figuras geradas foram: as distribuições probabilísticas das variáveis aleatórias, o histograma dos resultados fornecidos pela função de estado limite, o gráfico dos fatores de importância α^2 e os gráficos dos testes gráficos Q-Q para as dez distribuições testadas na hipótese.

A Figura A.3 a seguir mostra a janela de saída para a simulação de Monte Carlo do ELU. As únicas diferenças em relação à do método FORM é que a simulação de Monte Carlo não fornece os fatores de importância α^2 e que depois do número de avaliações da função de estado limite, no início dos resultado, são informados respectivamente: probabilidade de falha segundo Monte Carlo, a variância da

probabilidade da simulação de Monte Carlo e os valores de seu intervalo de confiança de 95%.

```

Resultados da análise de confiabilidade - MCS - ELU
Número de avaliações da função de estado limite = 1000
A probabilidade de ruína segundo Monte Carlo = 0.021000000000000015
A variância da probabilidade de MC = 2.0558999999999953e-05
0.95 Intervalo de Confiança = [ 0.012113124739558338 , 0.029886875260441693 ]

Número de avaliações = 1000
Valor mínimo = [-0.292537]
Valor máximo = [1.51597]
Variância = [0.144939]
Mediana por componente = [0.847598]
Obliquidade = [-0.440954]
Curtose = [2.57281]
Desvio Padrão = [[ 0.380708 ]]
Média empírica = [0.806614]

Output = [ y0 ]
0 : [ 1.34419 ]
1 : [ 1.01909 ]
2 : [ 0.180209 ]
3 : [ 0.55628 ]
4 : [ 0.628029 ]
5 : [ 1.14846 ]

```

Figura A.3 – Janela de saída com parte dos resultados da rotina de cálculo para a confiabilidade do ELU pela simulação de Monte Carlo.

As rotinas de confiabilidade para avaliação do ELS têm as mesmas características descritas anteriormente. A diferença para as rotinas do ELU fica por conta da informação dos dados de entrada pelo usuário que não ocorre aqui. Por está acoplado com o Plaxis 2D as rotinas devem ser desenvolvidas para casos específicos, visto que não há possibilidade de mudança geométrica no Plaxis durante a análise de confiabilidade. Logo, todas as mudanças requeridas na análise paramétrica tiveram que ser feitas diretamente nas linhas do código antes da respectiva análise. Essa é a limitação que as rotinas do ELS apresentaram após seu desenvolvimento.