UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

TEREZA RACHEL MAFIOLETI

PROPOSTA PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA POR MÉTODO DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL APLICADA AOS FATORES DE SEGURANÇA FS DE JANBU E DE BISHOP

> CURITIBA 2016

TEREZA RACHEL MAFIOLETI

PROPOSTA PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA POR MÉTODO DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL APLICADA AOS FATORES DE SEGURANÇA FS DE JANBU E DE BISHOP

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia, na Área de Concentração em Programação Matemática e na Linha de Pesquisa em Métodos Estatísticos Aplicados à Engenharia, dos setores de Ciências Exatas e de Tecnologia da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para a obtenção do título de doutor.

Orientador: Prof. Dr. Anselmo Chaves Neto

Coorientadora: Eng^{a.} Dr^{a.} Josiele Patias

CURITIBA 2016

M187p Mafioleti, Tereza Rachel

Proposta para análise probabilística de estabilidade de barragens de terra por método de confiabilidade estrutural aplicada aos fatores de segurança FS de Janbu e de Bishop / Tereza Rachel Mafioleti. – Curitiba, 2016.

158 f. il. color.

Tese - Universidade Federal do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia, 2016.

Orientador: Anselmo Chaves Neto. Coorientadora: Josiele Patias. Bibliografia: p. 132-136.

1. Barragens de terra - Estabilidade. 2. Confiabilidade - Índices. 3. Probabilidades - Ruptura. I. Universidade Federal do Paraná. II. Chaves Neto, Anselmo. III. Patias, Josiele. IV. Título.

CDD: 627.8





Ministério da Educação Universidade Federal do Paraná Setor de Tecnologia / Setor de Ciências Exatas Departamento de Construção Civil / Departamento de Matemática/ Departamento de Engenharia de Produção. Programa de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia -PPGMNE/UFPR.

ATA DE SESSÃO PÚBLICA DE DEFESA DE TESE PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM MÉTODOS NUMÉRICOS EM ENGENHARIA

No dia vinte e três de Agosto de dois mil e dezesseis, às 09h30, no auditório do CESEC/TC/UFPR -Centro Politécnico da Universidade Federal do Paraná, foram instalados os trabalhos de arguição da doutoranda TEREZA RACHEL MAFIOLETI para a Defesa Pública de sua Tese intitulada: "PROPOSTA PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA POR MÉTODO DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL APLICADO AOS FATORES DE SEGURANÇA FS DE JANBU E DE BISHOP". A Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em MÉTODOS NUMÉRICOS EM ENGENHARIA da Universidade Federal do Paraná, foi constituída pelos seguintes Membros: ANSELMO CHAVES NETO (UFPR), CLAUDIO MARCHAND KRÜGER (UP), JOÃO ELIAS ABDALLA FILHO (PUC/PR), NEY AUGUSTO NASCIMENTO (UFPR), ROBERTO DALLEDONE MACHADO (UFPR). Dando início à sessão, a presidência passou a palavra a discente, para que a mesma expusesse seu trabalho aos presentes. Em seguida, a presidência passou a palavra a cada um dos Examinadores, para suas respectivas arguições. A aluna respondeu a cada um dos arguidores. A presidência retomou a palavra para suas considerações finais e, depois, solicitou que os presentes e a doutoranda deixassem a sala. A Banca Examinadora, então, reuniu-se sigilosamente e, após a discussão de suas avaliações, decidiu-se pela 2000202 ¹ da aluna. A doutoranda foi convidada a ingressar novamente na sala, bem como os demais assistentes, após o que a presidência fez a leitura do Parecer da Banca Examinadora. Nada mais havendo a tratar a presidência deu por encerrada a sessão, da qual eu, ANSELMO CHAVES NETO, lavrei a presente ata, que vai assinada por mim e pelos membros da Comissão Examinadora.

Curitiba, 23 de Agosto de 2016

Prof ANSELMO CHAVES NETO Presidente da Banca Examinadora (UFPR)

Prof JOÃO EL/IAS ABDALLA FILHO Avaliador Externo (PUC/PR)

M

Prof ROBERTO DALLEDONE MACHADO Avaliador Interno (UFPR)

na de Pós

Numéric

8003 Encentre

Prof CLAUDIO MARCHAND KRUGE

Avaliador Externo (UP)

Prof UGUSTO NASCIME valiador Externo (UFPR)

1 Art. 40 (...) Para a obtenção do grau de doutor, o aluno deverá satisfazer as exigências deste regimento no prazo disposto no artigo 34, obtendo o Alt. 40 (c.) Faira a obtenção do grad de doutor, o aluno devera satisfazer as exigencias deste regimento no prazo disposto no artigo 34, obtendo o defesa, compretar próticiencia em duas línguas estrangeiras, sendo uma delas o inglês e a escolha do aluno, em exame elaborado pelo DELEM-UFPR, além de compretar próticiencia em duas línguas estrangeiras, sendo uma delas o inglês e a escolha do aluno, em exame elaborado pelo DELEM-UFPR, além de compretar a públicação de no mínimo 02 (dois) trabalhos completos em congresso nacional ou internacional reconhecido e a submissão e a eacitação de 01 (um) artigo completo em revista indexada de QUALIS "A" ou 02 (dois) artigos completos em revista indexada de QUALIS "B" da CAPES, com aprovação do seu orientador, relativo as suas atividades no curso ou da dissertação, até a entrega da versão definitiva da tese. Em todas as publicações citadas acima, deve constar o nome do orientador (a.)".





Ministério da Educação Universidade Federal do Paraná Setor de Tecnologia / Setor de Ciências Exatas Departamento de Construção Civil / Departamento de Matemática/ Departamento de Engenharia de Produção. Programa de Pós-Graduação em Métodos Numéricos em Engenharia – PPGMNE/UFPR.

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em MÉTODOS NUMÉRICOS EM ENGENHARIA da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Tese de Doutorado de TEREZA RACHEL MAFIOLETI, intitulada: <u>"PROPOSTA PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA POR MÉTODO DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL APLICADO AOS FATORES DE SEGURANÇA FS DE JANBU E DE BISHOP"</u>, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua

Curitiba, 23 de Agosto de 2016.

leuro Prof ANSELMO CHAVES NETO Presidente da Banca Examinadora (UFPR) Prof CLAUDIO MARCHAND KRÜGER Avaliador Externo (UP) Prof JOÃO ELIAS ABDALLA FILHO Avaliador Externo (PUC/PR) Y AUGUSTO NASCIMENTO Prof Avaliador Externo (UFPR) M Prof ROBERTO DALLEDONE MACHADO Avaliador Interno (UFPR)

AGRADECIMENTOS

Minha sincera gratidão....

Àquele por quem todas as coisas são e vieram a existir.

A minha família, pois sempre esteve presente apoiando-me. Vanderlei C. Mafioleti, Camila Cristina Mafioleti e Roseli Teresinha Alves Mafioleti, por sempre silenciarem em meus momentos de estudos.

Ao meu orientador, professor Anselmo Chaves Neto, por todos os ensinamentos de Estatística e Confiabilidade Estrutural, e pela paciência nas orientações.

À minha coorientadora Josiele Patias, por me apresentar o mundo da Geotecnia e da Barragem de Terra da Margem Esquerda de Itaipu e me auxiliar na coleta dos dados.

Ao Luiz Albino Teixeira Júnior por todo o auxílio na pesquisa e nas correções de textos e artigos.

Ao Programa de Pós-Graduação de Métodos Numéricos em Engenharia (PPGMNE), pelo doutorado interinstitucional (DINTER).

À Liliana Gramani, coordenadora do DINTER Foz do Iguaçu.

À Jair dos Anjos, secretário do PPGMNE em Curitiba, por responder todos os e-mails e prestar auxílio necessário.

A Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) Campus Foz do Iguaçu, receptora do DINTER.

A Fundação do Parque Tecnológico de Itaipu (FPTI), por sediar boa parte da estrutura em que aconteceram as atividades do DINTER.

À Alexandra da Silva, secretária do DINTER em Foz do Iguaçu.

À Diretoria de Pesquisa e Pós-Graduação (DIRPPG) da UTFPR Campus Francisco Beltrão, pelos encaminhamentos legais prestados para meu afastamento integral para dedicar-me à pesquisa.

À Anaís Andrea Neis de Oliveira, secretária da DIRPPG da UTFPR Campus Francisco Beltrão, por toda instrução nos procedimentos de solicitação, prorrogação e retorno do afastamento. Aos meus colegas, professores e professoras de matemática, que juntamente comigo fazem parte do corpo docente da UTFPR Câmpus Francisco Beltrão: Eduardo Michel Vieira Gomes, Jonas Joacir Radtke, Sheila Regina Oro, Renato Hallal, Stefane Layana Gaffuri, Liliane Hellmann, Maycow Gonçalves Carneiro, Naimara Vieira do Prado, Maiquiel Schmidt de Oliveira e Camila Nicola Boeri Di Domenico. Obrigado por me apoiarem na minha solicitação de afastamento para dedicar-me ao doutorado.

À Fundação Araucária (FA) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro à pesquisa aqui apresentada.

À Fundação de Apoio à Educação, Pesquisa e Desenvolvimento Científico e Tecnológico da UTFPR (FUNTEF) do Campus de Pato Branco, por ser a convenente da bolsa e dos auxílios financeiros prestados pela FA e pela CAPES.

À Antonio Rafael Prochera, secretário da FUNTEF responsável pelos convênios com as instituições de fomento à pesquisa.

Ao Centro de Estudos Avançados em Segurança de Barragens (CEASB), pelo apoio com softwares.

À Giovanni Martarelo, por auxílios prestados na parte operacional do meu computador.

À Rodrigo de Lima por, sob a orientação da Engenheira Josiele Patias, desenhar a seção transversal da Estaca 122+00 no Matlab.

À Vanessa Vogt por me encaminhar para Mariana Meza Victorino e José Henrique Ferronato Pretto que dedicaram tempo e ensinamentos quanto à utilização do SEEP/W[®] e SLOPE/W[®], aos quais também sou grata.

Aos engenheiros Silvia Frazão Matos e Claudio Neumann Júnior. Obrigado por presenciarem parte dos meus esforços na construção da tese e por sua companhia nas vezes em que eu comparecia ao Edifício da Produção.

Aos meus amigos e colegas neste doutorado: Adriana Camila Braga, Áureo Quintas Garcia, Cleverson Gonçalves dos Santos, Dione Ines Christ Milani, Eliete Nascimento Pereira, Emerson Lazzarotto, Fabiana Fratta Furlan Peres, Fernando Mucio Bando, Geraldo Carvalho Brito Júnior, Jairo Marlon Corrêa, João Maria Marra, Júlio César Royer, Levi Lopes Teixeira, Loreci Zanardini, Lucas da Silva Ribeiro, Marcos Roberto Bombarlim, Miguel Diogenes Matrakas, Orlando Catarino da Silva, Roddny Mendoza Fakhye, Samuel Bellido Rodrigues, Sheila Regina Oro, Suellen Ribeiro Pardo, Tasia Hickmann e Valmei Abreu Júnior. Sou grata por compartilharmos das mesmas alegrias, dúvidas, dificuldades, conhecimentos, entre tantas outras coisas ao longo desses quatro anos do DINTER.

À todas as pessoas que me receberam em seus lares, em função de minhas atividades de doutorado: Eliete Nascimento Pereira em Curitiba e sua mãe Leni Nascimento Pereira em Foz do Iguaçu, Sheila Regina Oro e seu marido Gilson Dariva em Itapejara do Oeste, minha tia Maria Antônia Dallago Minski em Curitiba, minha prima Sheila Regina Minski em Curitiba, Marlete Teresinha Oliveira e seu marido Leodir Oliveira em Foz do Iguaçu, Ana Paula Debastiani Vasco e seu marido Vinicius Vasco em Curitiba, Fabiana Fratta Furlan Peres e seu marido Frank C. Peres em Foz do Iguaçu, Suellen Ribeiro Pardo Garcia e seu marido João Roberto Tanganelli Garcia em Toledo, Ezídio Oro e sua esposa Senilda Oro em Foz do Iguaçu.

À todos os hotéis e outros lugares em que fiquei hospedada em função das atividades das aulas do doutorado em Foz do Iguaçu: alojamento do Centro de Treinamento Missionário Semear, Damen Hotel, Pousada Engenho e Hotel Kacique Salvatti.

À todas empresas de transporte que viabilizaram a minha locomoção ao longo dos quatro anos de doutorado: Princesa dos Campos, Cattani, Catarinense, Táxi Aéreo Marília (TAM), GOL, Avianca, e Transportes Aéreos Portugueses (TAP). Também faço menção à rede de transporte integrada da URBS, em especial as linhas Estudantes, Santa Bárbara, Santa Cândida, Interbairros II, Inter II, Centenário, dentre outras. E, da mesma forma, sou grata pelo transporte coletivo de Foz do Iguaçu, com a linha Conj. Vila C, linha Três Lagoas, dentre outras.

À todos os professores e professoras que estiveram presentes no decorrer da minha formação, desde a infância até os dias atuais, por me estimularem e me auxiliarem no desenvolvimento das minhas potencialidades.

"Quem observa o vento, nunca semeará, e o que olha as nuvens, nunca segará. Assim como tu não sabes qual o caminho do vento, nem como se formam os ossos no ventre da mulher grávida, assim também não sabes as obras de Deus, que faz todas as coisas. Pela manhã semeia a tua semente, e à tarde não retires a tua mão, porque tu não sabes qual prosperará, se esta, se aquela, ou se ambas serão igualmente boas."

Eclesiates 11, 4-6

RESUMO

Esta tese apresenta uma proposta para a avaliação probabilística da estabilidade de barragens de terra. Em abordagens probabilísticas, a aleatoriedade de algumas variáveis é considerada. No método proposto, a coesão efetiva e o ângulo de atrito interno efetivo, das argilas da fundação e do corpo da barragem, são as variáveis aleatórias. O algoritmo FORM (First Order Reliability Method), de confiabilidade estrutural, é a base do método desenvolvido. Três fatores de segurança foram escolhidos para descrever o desempenho da estrutura no desenvolvimento do FORM: o fator de segurança Generalizado de Janbu, o fator de segurança Simplificado de Janbu e o fator de segurança Simplificado de Bishop. O método proposto sugere uma alternativa para o uso da função do fator de segurança no algoritmo FORM, porque ela é recursiva. Mediante a aplicação do método, são estimados o índice de confiabilidade estrutural, a probabilidade de ruptura da barragem e os valores mais prováveis que as variáveis aleatórias devem assumir para a ocorrência da ruptura. Previamente à análise de estabilidade, as condições de fluxo pelo aterro compactado e sua fundação são aproximadas através de uma retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais. Tal processo é realizado com o auxílio do aplicativo SEEP/W[®]. O arquivo, contendo as informações do fluxo, é posteriormente usado para a obtenção dos fatores de segurança, durante o processamento do algoritmo proposto, pelo aplicativo SLOPE/W[®]. Os cálculos, necessários à aplicação do método de análise probabilística de estabilidade proposto, são realizados em planilhas programadas do software Excel. O estudo e a avaliação do algoritmo proposto foram possíveis graças às informações e dados da seção instrumentada da Estaca 122+00 da Barragem de Terra da Margem Esquerda da Usina Hidrelétrica de Itaipu. Ao final de vários testes verificou-se que o método proposto cumpriu com os seus objetivos satisfatoriamente, e demonstrou bom desempenho. Os resultados apresentados pelo algoritmo são de confiança, pois além de considerarem a aleatoriedade de algumas variáveis, consideram as condições de fluxo mais parecidas com o que acontece em campo. A porção da barragem, que compreende a seção da Estaca 122+00, mostrou-se em boas condições de segurança, visto que os índices de confiabilidade estimados e as probabilidades de ruptura estimadas estão em intervalos de valores considerados seguros, conforme literatura. É importante ressaltar que, antes dessa, não houve outra análise probabilística de estabilidade da Barragem de Terra da Margem Esquerda de Itaipu. Os resultados apresentados nesta tese confirmam que as escolhas baseadas em métodos de análise de estabilidade tradicionais, feitas na época do projeto, foram adequadas. A análise probabilística não visa substituir os métodos tradicionais, mas deve ser usada em conjunto com esses, para a tomada das decisões, tanto em fase de construção, como em fase de preservação das estruturas. Análises probabilísticas de estabilidade de barragens de terra, como a apresentada nesta tese, por considerarem os riscos, são importantes para a escolha de medidas de prevenção que garantam a segurança estrutural.

Palavras-chave: estabilidade de barragens de terra, análise probabilística, *First Order Reliability Method* (FORM), índice de confiabilidade, probabilidade de ruptura.

ABSTRACT

This dissertation presents a proposal for the probabilistic evaluation of the stability of earth dams. For this kind of approaches, the randomness of some variables is considered and the effective cohesion and the effective friction angle, from foundation clay and dam core, are the random variables. The algorithm FORM (First Order Reliability Method), of structural reliability, is the basis for the developed method. Three factors of safety were chosen to describe the stability performance in the development of FORM by means of using well known stability analysis procedures, namely Janbu's Generalized, Janbu's Simplified and Bishop's Simplified. The proposed method suggests an alternative for the use of the function of the factor of safety in FORM algorithm because of the recursivity of this function. By applying the method, numbers for the structural reliability index, the probability of dam rupture and the most likely values that the random variables must take for occurrence of rupture are estimated. Before the stability analysis, the flow conditions inside the dam embankment and its foundation were approximated by a back analysis of the permeability coefficients of the involved materials. This process was carried out with the use of the SEEP/W[®] computer code. A file with the flow information was later used to obtain the factors of safety, during the proposed algorithm processing, by means of the SLOPE/W[®] system. The calculations required for the application of the application of the probabilistic method herein detailed were performed in programmed Excel spreadsheets. The study and evaluation of the proposed algorithm were possible due to the information and data from the instrumented cross section from Station 122+00 of the Left Bank Earthfill Dam from Itaipu Hydroelectric Power Plant. At the end of several verifications it was found that the proposed method fulfilled its objectives satisfactorily and showed good performance. The outcomes presented by the algorithm are reliable, because they consider the randomness of some variables and the least divergent flow conditions from the real ones. The dam portion that includes the Station 122+00 is safe, according to the analysis presented, because the estimated reliability index and the estimated probability of rupture fit intervals considered safe, according to the literature. It is important to mention that there was no other stability probabilistic analysis of the Itaipu Left Bank Earthfill Dam before the one presented here. The results shown in this dissertation confirm that the choices based on traditional stability analysis methods, rather than in probabilistic ones, were appropriated. Is not the objective of the probabilistic analysis to replace the traditional methods, but both should be used for project and construction decisions to be made during design and maintenance of the structure. The stability probabilistic analysis of earth dams considering risks, as presented in this work, are very important for the choice of preventive measures to ensure structural safety.

Keywords: stability of earth dams, probabilistic analysis, *First Order Reliability Method* (FORM), reliability index, probability of rupture.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA RESISTÊNCIA (R)
E DA SOLICITAÇÃO (Q) E PROBABILIDADE DE FALHA
ESTRUTURAL27
FIGURA 2 - FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA MARGEM DE
SEGURANÇA M27
FIGURA 3 – PROBABILIDADE DE MAU DESEMPENHO PARA VARIÁVEIS DE
RESISTÊNCIA E SOLICITAÇÃO NORMAIS E INDEPENDENTES 28
FIGURA 4 – ILUSTRAÇÃO DO ESPAÇO REDUZIDO
FIGURA 5 – PARTE DA SEÇÃO TRANSVERSAL DO TALUDE, SUPERFÍCIE DE
RUPTURA CIRCULAR, LAMELA E SUAS FORÇAS ATUANTES44
FIGURA 6 – LAMELA DE FELLENIUS47
FIGURA 7 – EQUILÍBRIO DAS FORÇAS ATUANTES NAS LAMELAS SEGUNDO
FELLENIUS47
FIGURA 8 – EQUILÍBRIO DAS FORÇAS ATUANTES NAS FATIAS SEGUNDO
BISHOP49
FIGURA 9 – FORÇAS ATUANTES EM UMA FATIA DE SOLO SOBRE A
SUPERFÍCIE DE RUPTURA SEGUNDO JANBU51
FIGURA 10 – SUPERFÍCIE DE RUPTURA ASSOCIADA AO FATOR DE
SEGURANÇA DE JANBU52
FIGURA 11 – PERMEÂMETRO DO EXPERIMENTO CLÁSSICO DE DARCY56
FIGURA 12 – COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS SOLOS DE ACORDO
COM SUA GRANULOMETRIA57
FIGURA 13 – RELAÇÃO ENTRE A ESTRUTURA DO SOLO E A SUA DRENAGEM
FIGURA 14 – ELEMENTOS DE UM SOLO NÃO SATURADO61
FIGURA 15 – ESQUEMA DE INSTALAÇÃO DOS PIEZÔMETROS DO TIPO TUBO
ABERTO OU STANDPIPE INSTALADOS EM ITAIPU62
FIGURA 16 – ELIPSES DE DISPERSÃO NO ESPAÇO ORIGINAL
FIGURA 17 – MURO DE CONTENÇÃO E SUAS VARIÁVEIS
FIGURA 18 – ESTRUTURA COMPLEXA DE VIGA HORIZONTAL77
FIGURA 19 – ASPECTO GERAL DA BARRAGEM DE ITAIPU

FIGURA 20 – SEÇÃO GEOLÓGICA TÍPICA NO LOCAL DE ITAIPU85
FIGURA 21 – PERFIL TÍPICO DE SOLO NA REGIÃO DA BARRAGEM DE ITAIPU.
FIGURA 22 – SEÇÃO TRANSVERSAL TÍPICA DA BTME COM ALTURA ENTRE 10
M E 30 M
FIGURA 23 – SEÇÃO TRANSVERSAL TÍPICA DA BTME COM ALTURA INFERIOR
A 10 M89
FIGURA 24 - SEÇÃO TRANSVERSAL DA ESTACA 122+00 DESENHADA NO
GEOSTUDIO 200791
FIGURA 25 – ESQUEMA GERAL DO MÉTODO PROBABILÍSTICO DE ANÁLISE
DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO93
FIGURA 26 - ESQUEMA DOS PROCEDIMENTOS EXECUTADOS PARA
RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE
DOS MATERIAIS94
FIGURA 27 – AÇÕES ITERATIVAS DO FORM98
FIGURA 28 – FLUXOGRAMA DAS AÇÕES ITERATIVAS PARA A ANÁLISE
PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE
TERRA PELO MÉTODO PROPOSTO
FIGURA 29 – PROCEDIMENTO PARA APROXIMAÇÃO NUMÉRICA DAS
DERIVADAS PARCIAIS DE G COM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS DO
VETOR Z100
FIGURA 30 - PROCEDIMENTO PARA APROXIMAÇÃO NUMÉRICA DAS
DERIVADAS PARCIAIS SEGUNDAS DE G COM RELAÇÃO ÀS
VARIÁVEIS DO VETOR Z103
FIGURA 31 - LOCAL DE INSTALAÇÃO DOS PIEZÔMETROS NA SEÇÃO DA
ESTACA 122+00109
FIGURA 32 – COTAS PIEZOMÉTRICAS DO PS-K-06 NO PERÍODO DE JANEIRO
DE 2008 A DEZEMBRO DE 2013110
FIGURA 33 - GRÁFICO DAS DISTÂNCIAS DO TESTE DE KOLMOGOROV-
SMIRNOV PARA A COESÃO EFETIVA DA ARGILA DO CORPO DA
BARRAGEM114
FIGURA 34 – VALORES DA ITERAÇÃO DA RETROANÁLISE DOS
COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS118

- FIGURA 35 LINHA PIEZOMÉTRICA COM OS RESULTADOS DA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00120
- FIGURA 36 MARCAÇÃO DE PONTOS NA SEÇÃO DA ESTACA 122+00 PARA A SUPERFÍCIE DE RUPTURA FIXA122
- FIGURA 37 MARCAÇÕES NA SEÇÃO DA ESTACA 122+00 PARA SUPERFÍCIE DE RUPTURA VARIANDO ENTRE ALGUMAS CAMADAS.......122

LISTA DE TABELAS

LISTA DE SIGLAS

FORM: First Order Reliability Method.

FS: Fator de Segurança.

UHE: Usina Hidrelétrica.

BTME: Barragem de Terra da Margem Esquerda.

ICOLD: International Commission on Large Dams.

FOSM: First Order Second Moment.

MEF: Método dos Elementos Finitos.

CEASB: Centro de Estudos Avançados em Segurança de Barragens.

SMC: Simulação de Monte Carlo.

SUMÁRIO

1 O PROBLEMA DA ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE ATERRO

1.1 OBJETIVOS	21
1.1.1 Objetivo Geral	21
1.1.2 Objetivos Específicos	21
1.2 JUSTIFICATIVA	21
1.3 ESTRUTURA DA TESE	22

2 ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA 25

2.1 CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	26
2.1.1 First Order Second Moment (FOSM)	29
2.1.2 First Order Reliability Method (FORM)	33
2.1.2.1 FORM sob informação de probabilidade completa	36
2.1.2.2 FORM sob informação de probabiliadade incompleta	39
2.1.3 Função do estado limite	42
2.1.3.1 Introdução ao cálculo do fator de segurança	43
2.1.3.2 Fator de segurança Simplificado de Bishop	44
2.1.3.3 Fatores de segurança Generalizado e Simplificado de Janbu	50
2.2 RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS	
MATERIAIS PELA SEÇÃO TRANSVERSAL INSTRUMENTADA DE UMA	
BARRAGEM DE TERRA	55
2.2.1 Coeficiente de permeabilidade do solo	56
2.2.2 Modelo do fluxo pela seção transversal de uma barragem de terra	58
2.2.3 Instrumentação para medição da carga hidráulica em um ponto da seção	
transversal da barragem de terra	60
2.2.3.1 Piezômetro standpipe	62

3 ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS DE ENGENHARIA CIVIL POR MÉTODOS DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL......65

3.1 UTILIZAÇÃO DO FOSM NA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS	
DE ENGENHARIA CIVIL6	7
3.2 UTILIZAÇÃO DO FORM NA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS	
DE ENGENHARIA CIVIL6	9
3.2.1 Procedimentos alternativos indicados por Low e Tang na execução do FORM70	
3.2.2 Procedimentos alternativos indicados por Su, Li e Xie na execução do FORM77	
4 A BARRAGEM DE ITAIPU8	3
4.1 A FUNDAÇÃO DA BARRAGEM DE TERRA DA MARGEM ESQUERDA DE	
ITAIPU8	4
4.2 SEÇÕES TRANSVERSAIS TÍPICAS DA BARRAGEM DE TERRA DA	
MARGEM ESQUERDA DE ITAIPU8	6
4.2.1 Seção transversal típica localizada na transição entre Barragem de	
Enrocamento e Terra – Trecho K8	7
4.2.2 Seção transversal típica da Barragem de Terra com altura entre 10 m e 30 m	_
Trecho L8	7
4.2.3 Seção transversal típica da Barragem de Terra com altura inferior a 10 m –	
Trecho L8	8
4.3 SEÇÃO TRANSVERSAL DA ESTACA 122+00 DA BTME8	9
4.4 MEDIDAS DE SEGURANÇA REALIZADAS PARA A BARRAGEM DE ITAIPUS	2
5 MÉTODO PROBABILÍSTICO PARA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE	
BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO9	3
5.1 MÉTODO PARA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE	
PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS	4
5.2 MÉTODO PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE	
BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO	5

6 DADOS PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DA BTME.107

6.1 DADOS PARA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE
DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00108
6.1.1 Coeficientes de permeabilidade de projeto dos materiais
6.1.2 Cotas piezométricas dos piezômetros instalados na seção da Estaca 122+00
109
6.2 VARIÁVEIS DE RESISTÊNCIA DOS MATERIAIS DA BTME PARA ANÁLISE
PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PROPOSTA111
6.2.1 Variáveis consideradas aleatórias pelo método de análise probabilística de
estabilidade de barragens de terra proposto112
6.2.2 Variáveis consideradas determinísticas para a análise probabilística de
estabilidade de barragens de terra segundo o método proposto116
7 RESULTADOS117
7.1 RESULTADOS DA RETROANALISE DOS COEFICIENTES DE
PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00117
7.2 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DO MÉTODO PROPOSTO DE ANÁLISE
PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00121
8 CONCLUSAO
8.1 SUGESTÕES DARA TRABALHOS EUTUROS 131
REFERÊNCIAS132
APÊNDICES137

XOS153

1 O PROBLEMA DA ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE ATERRO COMPACTADO

No tocante à análise da segurança de estruturas de Engenharia Civil, Melo e Fusaro (2015) ressaltam que a sociedade atual está cada vez mais ciente quanto aos riscos. A comunidade técnica de engenharia tem reconhecido que a segurança estrutural absoluta não pode ser garantida, de forma que existem riscos residuais, quando a mesma é tratada somente de acordo com as tradicionais normas de segurança. No Brasil, a Lei n^{o.} 12.334 de 20 de setembro de 2010 estabelece que as barragens nacionais devem ser avaliadas quanto ao seu potencial de risco de acordo com uma metodologia, que além de considerar características técnicas e de conservação, também considera impactos econômicos, sociais, ambientais e humanos. Conforme a referida lei, o empreendedor, responsável pela barragem, obriga-se a prover os recursos necessários para a garantia da segurança estrutural e, por isso, uma das exigências é a elaboração e a apresentação de um plano de segurança para a barragem.

Um dos primeiros indicadores desenvolvidos para avaliar a estabilidade de barragens de terra é o fator de segurança (FS). Dadas as propriedades dos materiais de construção e as condições de carregamento e de operação, o fator de segurança, calculado na época do projeto, deve ser superior ou igual a um determinado valor. Os ensaios de laboratório simulam as condições que devem ocorrer durante o período de operação da barragem. Devido às intervenções e falhas humanas nos ensaios, à pequena quantidade de amostras que não descrevem a variabilidade espacial, as condições de ensaio, as condições de transporte das amostras, as condições de preparação dos corpos de prova, dentre outros, os valores atribuídos aos parâmetros do solo, quando descritos de maneira probabilística, ou seja, seguindo uma distribuição de probabilidade, conseguem representar de maneira mais ampla a realidade. O valor do FS, calculado sem considerar a aleatoriedade das suas variáveis, deixa dúvidas ao indicar o nível de segurança da estrutura.

A consideração da variabilidade das variáveis envolvidas nas análises de segurança estrutural deu origem aos métodos probabilísticos, chamados de métodos de confiabilidade estrutural. Em tais métodos, são estimados o índice de

confiabilidade e a probabilidade de falha para a estrutura. Os problemas de caráter geotécnico estiveram presentes desde o início do desenvolvimento das técnicas de confiabilidade estrutural, devido às diversas causas de variabilidade das variáveis geotécnicas. Métodos de análise probabilística de estabilidade de barragens estão em propostas atuais, para a avaliação da segurança estrutural com maior acurácia.

Esta tese apresenta a proposta de um método probabilístico para a avaliação da estabilidade de barragens de terra. A falha estrutural, a ser considerada na análise, é a ruptura simulada do talude de jusante, portanto a probabilidade de falha também é chamada de probabilidade de ruptura. O método de análise de confiabilidade estrutural *First Order Reliability Method* (FORM) serve como base para a proposta. Nessa abordagem, o fator de segurança é a função utilizada para descrever o desempenho da estrutura. Uma alternativa é proposta para superar as dificuldades geradas pelo uso de uma função implícita e recursiva, como é o caso do fator de segurança, nos procedimentos do FORM. As variáveis coesão efetiva e ângulo de atrito interno efetivo, das argilas do corpo da barragem e da fundação, presentes na fórmula do FS, são tratadas como variáveis aleatórias. As mesmas variáveis para os demais materiais que compõem o aterro compactado e a fundação da barragem, bem como o peso específico de todos os materiais, são tratadas como variáveis determinísticas.

Quando uma usina hidrelétrica (UHE) está em operação, ao longo de sua vida, a barragem de terra, que a compõe, está sujeita às condições impostas pela pressão da água, e esta última é diretamente influenciada pelo nível do reservatório. As alterações das pressões da água são evidenciadas pelas leituras dos instrumentos instalados na fundação e no corpo da barragem. Uma retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais que compõem o aterro compactado e sua fundação, realizada anteriormente à análise probabilística de estabilidade, possibilita avaliações da estrutura com base em condições mais próximas das reais.

Para ilustração e verificação do desempenho do método proposto, são utilizadas informações de uma seção transversal instrumentada, localizada na Estaca 122+00 da Barragem de Terra da Margem Esquerda (BTME) da Usina Hidrelétrica de Itaipu.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivo Geral

Apresentar um método para análise probabilística da estabilidade de barragens de solo compactado, com base no algoritmo FORM, tendo como função que descreve o desempenho da estrutura o fator de segurança, e como variáveis aleatórias a coesão efetiva e o ângulo de atrito interno efetivo das argilas dos solos do aterro compactado e da fundação.

1.1.2 Objetivos Específicos

- Obter valores para as variáveis, as consideradas aleatórias e as consideradas determinísticas, por meio da revisão dos relatórios dos arquivos técnicos de Itaipu da época de construção da BTME.
- Simular as condições de fluxo atuais pela seção da Estaca 122+00 através de uma retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais que compõem a estrutura da barragem, mediante o uso dos dados instrumentais.
- Aplicar o método proposto à seção da Estaca 122+00 da BTME da UHE de Itaipu para avaliação do funcionamento do mesmo.
- Reavaliar a segurança estrutural da Barragem de Terra da Margem Esquerda (BTME) na região da seção da Estaca 122+00 com os resultados obtidos: probabilidade de ruptura, valores que as variáveis aleatórias devem assumir para a ocorrência da ruptura e índice de confiabilidade.

1.2 JUSTIFICATIVA

Acidentes ocasionados por danos estruturais podem gerar prejuízos imensos, por isso o acompanhamento da saúde estrutural das barragens pelo

monitoramento dos elementos que a compõem é imprescindível. A partir de setembro de 2010 entrou em vigor no Brasil a Lei nº. 12.334 que estabelece a Política Nacional de Segurança de Barragens. Tal legislação estabelece que o empreendedor, responsável pela barragem, obriga-se a prover os recursos necessários à garantia da segurança estrutural. Indicadores probabilísticos de estabilidade de barragens, como os propostos nesta tese, são úteis às demandas atuais previstas em normas de segurança.

O boletim do International Commission on Large Dams relata que a razão entre o número de barragens de terra ou enrocamento que tiveram mau desempenho e o número total de barragens com mau desempenho é 70% maior do que a razão para barragens do tipo gravidade aliviada com mau desempenho (ICOLD, 1999). As barragens consideradas estáveis, de acordo com análises de estabilidade tradicionais, apresentam um risco não avaliado, por desconsiderarem a aleatoriedade das variáveis.

Diferentemente dos métodos tradicionais, com os quais a questão vem sendo abordada, o método aqui apresentado permite realizar análises de estabilidade de barragens de terra levando-se em consideração a aleatoriedade de algumas variáveis. O método proposto visa contribuir com os profissionais da parte técnica responsável pela manutenção das barragens na tomada de decisões para a gestão dos riscos.

É interessante lembrar que na época do projeto da BTME não foi realizada uma avaliação probabilística como a aqui enfatizada. Nesta análise proposta, são compreendidas técnicas mais modernas e atuais, importantes na complementação da obtenção de conhecimentos sobre a estrutura e seu desempenho por parte dos responsáveis pela segurança.

1.3 ESTRUTURA DA TESE

A problemática da análise de estabilidade de taludes e o método de análise probabilística proposto, com algumas das suas características que serão exploradas nas demais seções desta tese, são apresentados nesta introdução. Ainda nesta seção são listados os objetivos a serem alcançados com a pesquisa, bem como a justificativa para o estudo desenvolvido. As teorias, utilizadas no desenvolvimento do método probabilístico de análise de estabilidade proposto, são revisadas na segunda seção. Dentre os assuntos dessa seção estão a confiabilidade estrutural, com seus algoritmos *First Order Second Moment* (FOSM) e *First Order Reliability Method* (FORM), as funções dos fatores de segurança escolhidas para descrever o desempenho da barragem no algoritmo, os conceitos de permeabilidade do solo, modelo do fluxo e instrumentação, necessários à retronálise dos coeficientes de permeabilidade.

Na terceira seção, o estado da arte no que diz respeito aos métodos de análise probabilística de estabilidade de taludes é abordado. Inicialmente, tem-se uma breve revisão histórica, e, na sequência, os métodos e algoritmos desenvolvidos relevantes às questões abordadas na tese.

As medidas em prol da segurança para a Barragem de Itaipu são apresentadas na seção quatro. Nessa seção também é descrita a Barragem de Terra da Margem Esquerda com suas seções típicas, bem como a seção transversal instrumentada da Estaca 122+00.

O método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra proposto com suas particularidades é explicado na seção cinco. Nessa seção estão detalhadas a retroanálise dos coeficientes de permeabilidade e o algoritmo FORM com seus procedimentos alternativos. Também são encontrados fluxogramas, para auxiliar o entendimento dos processos envolvidos no método.

Na seção seis estão descritos os dados referentes à seção transversal instrumentada da Estaca 122+00, usados na verificação do desempenho do método de análise probabilística de estabilidade proposto. Coeficientes de permeabilidade dos materiais da BTME, dados da instrumentação instalada na seção transversal e parâmetros geotécnicos correspondentes às variáveis consideradas aleatórias e às consideradas determinísticas são descritos na seção seis.

O desempenho do método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto é comentado na seção sete. A aplicação do método à seção transversal instrumentada da Estaca 122+00 é discutida ainda nessa seção, onde são apresentados os resultados da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade, índice de confiabilidade, probabilidade de ruptura, dentre outros, para diversos casos de testes.

As conclusões a respeito do método proposto, seus resultados, bem como sua utilização para a complementação da gestão do risco em barragens de terra, dentre as quais se destaca a BTME, são discutidos na seção oito.

2 ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA

A abordagem probabilística, no estudo da estabilidade de barragens de terra, leva em consideração as incertezas das variáveis da função do fator de segurança. As incertezas, quanto ao valor dessas variáveis, podem ser atribuídas às características inerentes do solo, tais como a variabilidade espacial das propriedades do solo, bem como a pequena quantidade de dados, ou ainda a intervenção e falhas humanas nos ensaios geotécnicos (EL-RAMLY *et al.*, 2002).

Em se tratando das propriedades do solo, estas variam de um ponto ao outro, mesmo quando as amostras pertencem à mesma camada. Em locais próximos, os valores das propriedades do solo tendem a ser parecidos, e isso mostra que a variabilidade espacial dos parâmetros geotécnicos não é um processo perfeitamente aleatório. As propriedades do solo estão correlacionadas de acordo com a localização das amostras usadas para o seu cálculo, em conformidade com uma estrutura espacial. Quanto mais próximas as amostras de solo estão, maior a correlação entre as suas propriedades, e, quanto mais distantes, menor a correlação entre as suas propriedades (EL-RAMLY, 2001).

Dada à aleatoriedade dos parâmetros geotécnicos, o uso do valor do FS como único indicador sobre a estabilidade de uma barragem de terra causa um falso senso de segurança (EL-RAMLY, 2001). Uma abordagem com base na probabilidade de falha e na confiabilidade da estrutura expressa de maneira mais realística as condições de segurança do aterro compactado e é indicada como complementação ao tradicional fator de segurança.

Esta seção destina-se à revisão dos conceitos de confiabilidade estrutural, nos quais o método de análise probabilística de estabilidade proposto nesta tese se baseia. As funções escolhidas para descrever o desempenho da barragem de terra, de acordo com a ruptura simulada do talude de jusante, falha estrutural considerada na análise, são apresentadas detalhadamente. A teoria necessária para a simulação das condições de fluxo atuais, em conformidade com as leituras da instrumentação instalada na fundação da seção transversal da barragem escolhida, realizada antes da análise probabilística de estabilidade, também é encontrada na seção.

2.1 CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

O desempenho das estruturas de Engenharia Civil é considerado satisfatório de acordo com alguns critérios. Tais critérios, geralmente relacionados com a segurança da estrutura, definem valores para os quais ela está segura, e valores para os quais a estrutura corre riscos. Define-se assim, um estado limite para a estrutura, cuja violação implica na ocorrência de mau desempenho, o qual é chamado de falha. A confiabilidade estrutural preocupa-se com o cálculo da probabilidade de violação do estado limite das estruturas de engenharia em qualquer fase da sua vida (MELCHERS, 1987).

As variáveis envolvidas em problemas de estabilidade de estruturas referemse à resistência (R) e à solicitação (Q). Na confiabilidade estrutural, R e Q são tratadas como variáveis aleatórias com médias estimadas μ_R e μ_Q e desvios padrões estimados σ_R e σ_Q , respectivamente. Com efeito, quando R = Q a violação do estado limite está em iminência, e quando R < Q o estado limite é violado, ou seja, a falha acontece. Melchers (1987) define a probabilidade de falha p, como:

$$\mathbf{p}_{\mathrm{f}} = \mathbf{P}[\mathbf{R} < \mathbf{Q}] \tag{1}$$

No problema de análise de estabilidade de barragens de terra desta tese, a falha estrutural considerada é a ruptura simulada do talude de jusante. Se a resistência da barragem for igual à solicitação sobre ela, a estrutura está na iminência de romper. O rompimento ocorre quando a solicitação sobre a barragem for maior do que a sua resistência.

Baecher e Christian (2003) explicam que, na prática, R e Q são funções de diversas variáveis aleatórias. Considerando que não exista variável dominante nas expressões de R e de Q, que as variáveis que as compõem não apresentem forte dependência, e ainda que tenham quaisquer distribuições de probabilidade, muitos autores afirmam que R e Q são normalmente distribuídas. Sendo assim, a probabilidade de falha corresponde à área comum sob as curvas das funções densidade de probabilidade conforme a FIGURA 1.

Ang e Tang (1984) explicam que qualquer medida de segurança ou confiabilidade estrutural é uma função das posições relativas das funções densidade de probabilidade de R e Q e do grau de dispersão de ambas.





FONTE: Adaptado de Baecher e Christian, 2003.

A função do estado limite pode ser expressa pela margem de segurança M, e essa, como função de variáveis aleatórias, também é uma variável aleatória:

$$M = R - Q \tag{2}$$

A violação do estado limite, ou seja, resistência menor que solicitação, é indicada por M < 0, e a probabilidade de falha é calculada:

$$\mathsf{p}_{\mathsf{f}} = \mathsf{P}[\mathsf{M} < \mathsf{0}] \tag{3}$$

Supondo que R e Q sigam distribuições normais, M, como combinação linear de ambas, também segue distribuição normal. Graficamente, a probabilidade de falha, em termos da variável aleatória M, corresponde à medida da área hachurada no gráfico da FIGURA 2.

FIGURA 2 - FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA MARGEM DE SEGURANÇA M



FONTE: Baecher e Christian, 2003.

Supondo que $f_{R,Q}(R,Q)$ seja a função densidade de probabilidade conjunta de R e Q, e D seja a região do domínio em que a falha ocorre (M < 0), definida como domínio de falha, Melchers (1987) explica que a probabilidade da ocorrência do mau desempenho é dada por:

$$p_{f} = \iint_{D} f_{R,Q}(R,Q) dr dq$$
(4)

O gráfico da FIGURA 3 ilustra a função densidade de probabilidade (f.d.p.) conjunta e o domínio de falha, para resistência (R) e solicitação (Q) normalmente distribuídas e independentes. A probabilidade do mau desempenho é o valor do volume sob a superfície da f.d.p. normal bivariada na região dos valores do domínio para os quais M < 0, de acordo com a EQUAÇÃO 4 e FIGURA 3.

FIGURA 3 – PROBABILIDADE DE MAU DESEMPENHO PARA VARIÁVEIS DE RESISTÊNCIA E SOLICITAÇÃO NORMAIS E INDEPENDENTES



FONTE: Adaptado de Melchers, 1987.

Na maioria das análises de confiabilidade estrutural, as variáveis aleatórias R e Q são funções de outras variáveis aleatórias. Suponha-se que <u>X</u> seja o vetor aleatório com as variáveis que compõem as expressões de R e Q e que as componentes de <u>X</u> pertençam a quaisquer distribuições. Então, com $f_{\underline{X}}(\underline{x})$ sendo a f.d.p. conjunta do vetor <u>X</u>, $G(\underline{X})$ sendo a função do estado limite, a região de falha é definida pelos valores de <u>X</u> para os quais $G(\underline{X}) < 0$. Sob essas condições, de acordo com Melchers (1987), a probabilidade da ocorrência do mau desempenho é determinada:

$$p_{f} = P\left[G\left(\underline{X}\right) < 0\right] = \int \dots \int_{G(\underline{X}) < 0} f_{\underline{X}}(\underline{x}) d\underline{x}$$
(5)

A função do estado limite $G(\underline{X})$, quando igualada a zero, $G(\underline{X})=0$, descreve uma superfície n-dimensional, chamada superfície de falha (ANG e TANG, 1984). Nesta tese, os termos "superfície de falha" ou "superfície do estado limite" referem-se à superfície descrita pela equação do estado limite $G(\underline{X})=0$, ao passo que os termos "superfície de ruptura" ou "superfície de deslizamento" referem-se à superfície de deslizamento do solo da barragem, uma vez que a falha estrutural considerada nessa pesquisa é a ruptura simulada do talude de jusante.

Em termos de confiabilidade estrutural, a expressão "ponto de projeto" é usada para indicar os valores mais prováveis que as variáveis aleatórias devem assumir para a ocorrência da falha. Em termos de engenharia, a expressão "ponto de projeto" indica os valores determinados no período de projeto para a construção de uma obra. Por exemplo, os valores dos parâmetros de resistência que o solo deverá apresentar após a sua compactação na construção do aterro, previamente determinados por meio de cálculos, são interpretados por engenheiros como "ponto de projeto". Nesta tese, a expressão "ponto de projeto para falha" indica um termo de confiabilidade estrutural, enquanto a expressão "ponto de projeto" é um termo de engenharia.

Determinada uma função que descreva o desempenho de uma estrutura, os métodos de confiabilidade estrutural apresentados nas seções 2.1.1 e 2.1.2 explicam os procedimentos para a estimação do índice de confiabilidade, da probabilidade de ruptura, e do ponto de projeto para falha. Na seção 2.1.3 são apresentadas as funções do estado limite, usadas no método de análise probabilístico de estabilidade de barragens de terra proposto nesta tese.

2.1.1 First Order Second Moment (FOSM)

Uma função de variáveis aleatórias é uma variável aleatória, portanto a própria função do estado limite é uma variável aleatória. Conhecidas as médias e as variâncias estimadas da resistência R e da solicitação Q, $\mu_{\rm R}$, $\mu_{\rm Q}$, $\sigma_{\rm R}^2$ e $\sigma_{\rm Q}^2$

respectivamente, e o coeficiente de correlação estimado entre R e Q, ρ_{RQ} , a variável aleatória e função do estado limite, margem de segurança M (EQUAÇÃO 2), possui esperança e variância estimadas:

$$\mu_{\rm M} = \mu_{\rm R} - \mu_{\rm Q}$$

$$\sigma_{\rm M}^2 = \sigma_{\rm R}^2 + \sigma_{\rm Q}^2 - 2 \cdot \rho_{\rm RQ} \cdot \sigma_{\rm M} \cdot \sigma_{\rm Q}$$
(6)

Hasofer e Lind (1974) definem o índice de confiabilidade β como a distância entre a média estimada da função do estado limite e a fronteira da região de segurança, em unidades de desvio padrão. Tomando a margem de segurança M, como função do estado limite, por exemplo, observa-se na FIGURA 2, que o índice de confiabilidade β é a quantidade de desvios padrões $\sigma_{\rm M}$ entre a média estimada $\mu_{\rm M}$ e a fronteira da região de segurança, M = 0. Portanto, o índice de confiabilidade β é estimado:

$$\beta = \frac{\mu_{\rm M}}{\sigma_{\rm M}} \tag{7}$$

Supondo que M siga distribuição normal, a sua padronização gera a variável Z, com distribuição normal, média zero e desvio padrão um:

$$Z = \frac{M - \mu_{M}}{\sigma_{M}}$$
(8)

Melchers (1987) explica que a probabilidade de violação do estado limite ocorre quando Z < 0. Indicando a função distribuição acumulada de uma variável normal padronizada por Φ , tem-se a probabilidade de falha estrutural:

$$p_{f} = P[Z < 0] = \Phi\left(\frac{0 - \mu_{M}}{\sigma_{M}}\right) = \Phi\left(\frac{-\mu_{M}}{\sigma_{M}}\right) = \Phi\left(-\beta\right)$$
(9)

Caso a função do estado limite seja o fator de segurança (FS), a falha (rompimento do talude), ocorre se FS < 1. A probabilidade de ruptura p_r é a probabilidade do fator de segurança assumir valor menor que a unidade:

$$p_r = P[FS < 1] \tag{10}$$

De acordo com Hasofer e Lind (1974), o índice de confiabilidade β indica quão distante a média estimada de FS está do seu estado limite em unidades de desvio padrão:

$$\beta = \frac{\mathsf{E}[\mathsf{FS}] - 1}{\sigma_{\mathsf{FS}}} \tag{11}$$

Baecher e Christian (2003) afirmam que boa parte dos autores pensa ser razoável, simples e conservador considerar que FS assume distribuição normal e assim o fazem. Ainda que a distribuição normal apresente valores negativos, a porção devida à parte negativa é muito inferior em tamanho se comparada aos valores de FS, p_r e β .

O método de análise de confiabilidade estrutural *First Order Second Moment* (FOSM), usa o termo de primeira ordem de uma expansão em série de Taylor da função do estado limite. Métodos de confiabilidade estrutural, que desconsideram termos de ordem superior a um na expansão em série de Taylor, são conhecidos como de "primeira ordem" (*first order*). A expansão em série de Taylor é usada para a estimação do primeiro e segundo momentos (esperança e variância), da função do estado limite, e, portanto o método é chamado de "segundo momento" (*second moment*). A razão da esperança estimada pelo desvio padrão estimado da função do estado limite é o índice de confiabilidade β . A probabilidade de falha estrutural é obtida com a fórmula da EQUAÇÃO 9.

A função do estado limite $G(x_1, x_2, ..., x_n)$, em cuja expressão estão as variáveis aleatórias x_i , i = 1, ..., n, possui aproximação por série de Taylor de primeira ordem:

$$G(\mathbf{x}_{1}, \mathbf{x}_{2}, ..., \mathbf{x}_{n}) \approx G(\mu_{\mathbf{x}_{1}}, \mu_{\mathbf{x}_{2}}, ..., \mu_{\mathbf{x}_{n}}) + \sum_{i=1}^{n} (\mathbf{x}_{i} - \mu_{\mathbf{x}_{i}}) \cdot \frac{\partial G}{\partial \mathbf{x}_{i}}$$
(12)

Conhecida a função densidade de probabilidade conjunta das variáveis X_i , i = 1,2,...,n, $f_{X_i}(x_i)$, a esperança (primeiro momento) de G, estima-se aproximadamente:

$$\mu_{\rm G} \approx {\rm G}(\mu_{\rm X_1}, \mu_{\rm X_2}, ..., \mu_{\rm X_n}) + \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} ({\bf x}_i - \mu_{\rm X_i}) \cdot {\rm f}_{\rm X_i}({\bf x}_i) d{\bf x}_i$$
(13)

Cada termo do somatório da EQUAÇÃO 13 é igual a zero, portanto:

$$\mu_{\rm G} \approx {\rm G}(\mu_{\rm x_1}, \mu_{\rm x_2}, ..., \mu_{\rm x_n}) \tag{14}$$

Recorre-se à definição de variância, para estimar o segundo momento de G:

$$\sigma_{\rm G}^2 = \mathsf{E}\Big[(\mathsf{G} - \mu_{\rm G})^2\Big] \tag{15}$$

A EQUAÇÃO 15 é reescrita com as informações da EQUAÇÃO 12 e EQUAÇÃO 14:

$$\sigma_{\rm G}^2 \approx {\sf E}\left[\left(\sum_{i=1}^{\rm n} ({\bf x}_i - \mu_{{\bf x}_i}) \cdot \frac{\partial {\bf G}}{\partial {\bf x}_i}\right)^2\right]$$
(16)

Calculando-se a esperança, conforme EQUAÇÃO 16, tem-se:

$$\sigma_{G}^{2} \approx \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \rho_{X_{i}X_{j}} \cdot \sigma_{X_{i}} \cdot \sigma_{X_{j}} \cdot \frac{\partial G}{\partial x_{i}} \cdot \frac{\partial G}{\partial x_{j}}$$
(17)

O índice de confiabilidade β de Hasofer e Lind (1974) é definido para variáveis aleatórias não correlacionadas, ou seja:

$$\rho_{X_i X_j} = \begin{cases} 0, \ i \neq j \\ 1, \ i = j \end{cases}$$
(18)

A aproximação da variância da função do estado limite G, considerando-se as condições da EQUAÇÃO 18 na EQUAÇÃO 17, é:

$$\sigma_{\rm G}^2 \approx \sum_{j=1}^{\rm n} \left(\frac{\partial \mathbf{G}}{\partial \mathbf{x}_j} \right)^2 \cdot \sigma_{\mathbf{X}_j}^2 \tag{19}$$

Baecher e Christian (2003) atentam para o fato de que nem sempre é possível calcular as derivadas parciais de G (EQUAÇÃO 19) com facilidade. Um procedimento para aproximação numérica da derivada parcial é indicado na EQUAÇÃO 20. O valor ε_i é um pequeno incremento na variável X_i. Os autores sugerem que tal incremento deva ser igual ao desvio padrão da variável que está recebendo o incremento.

$$\frac{\partial \mathbf{G}}{\partial \mathbf{x}_{i}} \approx \frac{1}{2\varepsilon_{i}} \left\{ \mathbf{G}(\mu_{\mathbf{X}_{1}}, \mu_{\mathbf{X}_{2}}, \dots, \mu_{\mathbf{X}_{i}} + \varepsilon_{i}, \dots, \mu_{\mathbf{X}_{n}}) - \mathbf{G}(\mu_{\mathbf{X}_{1}}, \mu_{\mathbf{X}_{2}}, \dots, \mu_{\mathbf{X}_{i}} - \varepsilon_{i}, \dots, \mu_{\mathbf{X}_{n}}) \right\}$$
(20)

A aproximação por série de Taylor de primeira ordem é uma linearização da superfície de falha nas proximidades do ponto de projeto para falha. Hasofer e Lind (1974) afirmam que, para problemas não lineares, o resultado obtido por linearização dependerá da formulação particular usada, sendo que linearizações distintas podem levar a resultados inconsistentes.

Quando a superfície de falha ($G(\underline{x}) = 0$) é não linear, e a aproximação de primeira ordem em série de Taylor para as estimativas da média e do desvio padrão de G é avaliada nos valores médios, conforme EQUAÇÃO 14 e EQUAÇÕES 19 a 20, o que pode conter erros (ANG e TANG, 1984). Análises probabilísticas de estabilidade com funções do estado limite equivalentes, por exemplo, margem de segurança M e fator de segurança FS, podem apresentar em seus resultados valores distintos de índice de confiabilidade.

Os problemas apontados nos parágrafos anteriores são solucionados quando a aproximação da função do estado limite por série de Taylor de primeira ordem é avaliada em um ponto da superfície de falha. Por isso, o *First Order Reliability Method* (FORM), é indicado.

2.1.2 First Order Reliability Method (FORM)

O algoritmo FORM é executado em um espaço cujas variáveis aleatórias são independentes e seguem distribuição normal, com média zero e desvio padrão um. Tal espaço, em termos de confiabilidade estrutural, é conhecido como "espaço reduzido". Considerando a análise probabilística de estabilidade, com as variáveis aleatórias resistência R e solicitação Q, normais e independentes, essas variáveis são escritas no espaço reduzido:

$$\mathsf{R}' = \frac{\mathsf{R} - \mu_{\mathsf{R}}}{\sigma_{\mathsf{R}}} \qquad \qquad \mathsf{Q}' = \frac{\mathsf{Q} - \mu_{\mathsf{Q}}}{\sigma_{\mathsf{Q}}} \tag{21}$$

A FIGURA 4 ilustra um gráfico no espaço reduzido. Nota-se que a origem do espaço reduzido corresponde aos valores esperados de R e Q, de acordo com as

EQUAÇÕES 21. No gráfico, são vistas as curvas de níveis (circunferências) da superfície normal bivariada, correspondente à função densidade de probabilidade conjunta de R' e Q'. Supondo que a função do estado limite seja a margem de segurança M (EQUAÇÃO 2), linear, então, geometricamente, o índice de confiabilidade β é a menor distância d entre a superfície de falha (M = 0) e a origem do espaço reduzido. O ponto onde o segmento d, referente à menor distância, toca a superfície do estado limite, é o ponto de projeto para falha (SHINOZUKA, 1983).





FONTE: Adaptado de Baecher e Christian, 2003.

Conhecidas as médias e variâncias estimadas de R e de Q, $\mu_{\rm R}$, $\mu_{\rm Q}$, $\sigma_{\rm R}^2$ e $\sigma_{\rm Q}^2$ respectivamente, Baecher e Christian (2003) explicam que o valor da menor distância d entre a superfície de falha, dada pela margem de segurança M, e a origem do espaço reduzido é obtida pela EQUAÇÃO 22. Tal medida de distância é o valor do índice de confiabilidade β .

$$d = \frac{\mu_{\rm R} - \mu_{\rm Q}}{\sqrt{\sigma_{\rm R}^2 + \sigma_{\rm Q}^2}}$$
(22)

Em um problema de análise probabilística de estabilidade de uma estrutura, com as variáveis aleatórias X_i , i = 1, 2, ..., n, independentes, e seguindo a distribuição normal, essas são transformadas, no espaço reduzido em z_i , i = 1, 2, ..., n:
$$z_{i} = \frac{X_{i} - \mu_{X_{i}}}{\sigma_{X_{i}}}$$
(23)

Escreve-se a função do estado limite G(X), em função das variáveis do espaço reduzido g(z):

$$g(\underline{z}) = g(z_1, z_2, ..., z_n) = g(\mu_{X_1} + X_1 \sigma_{X_1}, \mu_{X_2} + X_2 \sigma_{X_2}, ..., \mu_{X_n} + X_n \sigma_{X_n})$$
(24)

Shinozuka (1983) mostrou que as coordenadas do ponto da superfície de falha $\underline{z}^* = (z_1^*, z_2^*, ..., z_n^*)$ com distância mínima à origem, que correspondem aos valores mais prováveis que as variáveis aleatórias devem assumir para a ocorrência da falha, ou seja, o ponto de projeto para falha pode ser determinado pelo método dos multiplicadores de Lagrange:

Minimizar d =
$$\sqrt{z_1^2 + z_2^2 + ... + z_n^2}$$
 (25)
Sujeito a g(z) = 0

Ang e Tang (1984) destacam que a posição da superfície de falha em relação à origem do espaço reduzido influencia no valor do índice de confiabilidade β , uma vez que esse é definido pela distância d mostrada na FIGURA 4. Considerando que d é um elemento do espaço reduzido, o índice β assume distribuição normal padrão, e, a probabilidade de violação do estado limite é definida:

$$\mathsf{p}_{\mathsf{f}} = \Phi(-\beta) \tag{26}$$

Na análise probabilística com o uso do FORM, primeiramente obtém-se o índice de confiabilidade β , conforme a distância d mostrada na FIGURA 4, e, depois obtém-se a probabilidade de falha conforme a EQUAÇÃO 26. Nota-se que não é necessário saber ou estimar a distribuição de probabilidade da função do estado limite. As variáveis aleatórias podem seguir quaisquer tipos de distribuição, uma vez que essas sofrem transformação, no início do algoritmo, diferentemente do método dos multiplicadores de Lagrange, indicado por Shinozuka (1983) na EQUAÇÃO 25.

A superfície de falha $g(\underline{z}) = 0$ pode ser linear ou não e ter diversos máximos e mínimos locais. No método de análise de confiabilidade de primeira ordem (*First Order Reliability Method*, FORM), a equação do estado limite padronizada $g(\underline{z}) = 0$ é aproximada por um hiperplano (função linear) no ponto de projeto para falha \underline{z}^* . A busca por \underline{z}^* é realizada pelo FORM, de maneira iterativa, conforme explicado a seguir.

2.1.2.1 FORM sob informação de probabilidade completa

Afirmar que se tem informação de probabilidade completa, em termos de confiabilidade estrutural, significa afirmar que são conhecidas as seguintes informações a respeito das variáveis aleatórias: distribuição de probabilidade, média estimada, variância estimada, f.d.p. conjunta e f.d.p.'s marginais. Hohenbichler e Rackwitz (1981) criaram um algoritmo para busca do ponto de projeto para falha, do índice de confiabilidade e da probabilidade de falha, em situações como essa.

H Passo 1

Determinar o ponto de projeto inicial $\underline{x}^* = \underline{x}^{(1)}$. Esse é o vetor das médias das variáveis μ_x . Fazer h = 1.

$$\underline{\mathbf{x}}^{(h)} = \underline{\mu}_{\mathbf{x}} \tag{27}$$

H Passo 2

Transformar as variáveis aleatórias do ponto de projeto para falha $\underline{x}^{(h)}$ em variáveis aleatórias do espaço reduzido, gerando o ponto $\underline{z}^{(h)}$. Caso as variáveis de $\underline{x}^{(h)}$ sejam independentes, procede-se a transformação com a função distribuição marginal acumulada de X_i, $F_{X_i}(x_i)$, i = 1, ..., n, e com a função distribuição acumulada da normal padrão Φ :

$$\mathsf{F}_{\mathsf{X}_{i}}(\mathsf{X}_{i}) = \Phi(\mathsf{Z}_{i}) \quad \Leftrightarrow \quad \mathsf{Z}_{i} = \Phi^{-1} \Big[\mathsf{F}_{\mathsf{X}_{i}}(\mathsf{X}_{i}) \Big] \tag{28}$$

Caso as variáveis $\underline{x}^{(h)}$ sejam dependentes, usa-se a transformação de Rosenblatt (1952), em que Φ é a função distribuição acumulada da normal padrão e F_i, i = 1, ..., n é a função distribuição acumulada condicional de $\underline{x}^{(h)}$

$$z_{1} = \Phi^{-1} [F_{1}(x_{1})]$$

$$z_{2} = \Phi^{-1} [F_{2}(x_{2} | x_{1})]$$

$$\vdots$$

$$z_{n} = \Phi^{-1} [F_{n}(x_{n} | x_{1},...,x_{n-1})]$$
(29)

¥ Passo 3

Escrever a função do estado limite $G(\underline{X})$ no espaço reduzido $g(\underline{z})$:

$$G(\underline{X}) = g(\underline{z}) \cdot |J| \Longrightarrow \frac{1}{|J|} \cdot G(\underline{X}) = g(\underline{z})$$
(30)

Onde |J| é o determinante do Jacobiano:

$$\mathbf{J} = \frac{\partial (\mathbf{x}_{1}, \mathbf{x}_{2}, \dots, \mathbf{x}_{n})}{\partial (\mathbf{z}_{1}, \mathbf{z}_{2}, \dots, \mathbf{z}_{n})} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{x}_{1}}{\partial \mathbf{z}_{1}} & \frac{\partial \mathbf{x}_{2}}{\partial \mathbf{z}_{1}} & \dots & \frac{\partial \mathbf{x}_{n}}{\partial \mathbf{z}_{1}} \\ \frac{\partial \mathbf{x}_{1}}{\partial \mathbf{z}_{2}} & \frac{\partial \mathbf{x}_{2}}{\partial \mathbf{z}_{2}} & \dots & \frac{\partial \mathbf{x}_{n}}{\partial \mathbf{z}_{2}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial \mathbf{x}_{1}}{\partial \mathbf{z}_{n}} & \frac{\partial \mathbf{x}_{2}}{\partial \mathbf{z}_{n}} & \dots & \frac{\partial \mathbf{x}_{n}}{\partial \mathbf{z}_{n}} \end{bmatrix}$$
(31)

¥ Passo 4

Determinar o índice de confiabilidade $\beta^{(h)}$:

$$\beta^{(h)} = -\underline{z}^{(h)\mathsf{T}} \cdot \underline{\alpha}^{(h)} \tag{32}$$

Onde $\underline{\alpha}^{(h)}$ é o vetor dos cossenos diretores, calculado com o gradiente de g em $\underline{z}^{(h)}$, $\nabla g(\underline{z}^{(h)})$:

$$\alpha_{i}^{(h)} = \frac{\frac{\partial g}{\partial z_{i}}}{\left[\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial g}{\partial z_{i}}\right)^{2}\right]^{1/2}} \Rightarrow \underline{\alpha}^{(h)} = \frac{\nabla g(\underline{z}^{(h)})}{\left\|\nabla g(\underline{z}^{(h)})\right\|}$$
(33)

As derivadas parciais de g em relação às variáveis do vetor $\underline{z}^{(h)}$, $\frac{\partial g}{\partial z_i}$, i = 1,...,n são calculadas:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{G}(\mathbf{X})}{\partial \mathbf{x}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{G}(\mathbf{X})}{\partial \mathbf{x}_{n}} \end{bmatrix} = \mathbf{J} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}(\mathbf{z}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{g}(\mathbf{z}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{n}} \end{bmatrix} \Rightarrow \mathbf{J}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{G}(\mathbf{X})}{\partial \mathbf{x}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{G}(\mathbf{X})}{\partial \mathbf{x}_{n}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}(\mathbf{z}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{g}(\mathbf{z}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{n}} \end{bmatrix}$$
(34)

Tal que J⁻¹ é a matriz inversa do Jacobiano (EQUAÇÃO 31), definida com a função densidade de probabilidade normal padrão ϕ e com a função distribuição acumulada condicional F_i, i = 1, ..., n:

$$\frac{\partial z_{i}}{\partial x_{j}} = \frac{1}{\phi(z_{i})} \cdot \frac{\partial F_{i}(x_{i} | x_{1}, \dots, x_{i-1})}{\partial x_{j}}$$
(35)

H Passo 5

Obter o novo ponto de projeto para falha $\underline{z}^{(h+1)}$, com o vetor dos cossenos diretores $\underline{\alpha}^{(h)}$, o índice de confiabilidade $\beta^{(h)}$, o valor da função do estado limite $g(\underline{z})$ em $\underline{z}^{(h)}$, $g(\underline{z}^{(h)})$ e o gradiente $\nabla g(\underline{z}^{(h)})$:

$$\underline{\mathbf{z}}^{(h+1)} = -\underline{\alpha}^{(h)} \left[\beta^{(h)} + \frac{g(\underline{\mathbf{z}}^{(h)})}{\left\| \nabla g(\underline{\mathbf{z}}^{(h)}) \right\|} \right]$$
(36)

¥ Passo 6

Escrever as coordenadas do novo ponto de projeto para falha $\underline{z}^{(h+1)}$ no espaço original, $\underline{X}^{(h+1)}$. As variáveis z_i , i = 1,...,n são independentes, portanto, é utilizada a relação inversa da EQUAÇÃO 28, em que $F_{X_i}(x_i)$, é a função distribuição marginal acumulada de X_i , i = 1,...,n e Φ é a função distribuição acumulada normal padrão:

$$F_{X_i}(X_i) = \Phi(Z_i) \qquad \qquad X_i = F_{X_i}^{-1}(\Phi(Z_i)) \qquad \qquad (37)$$

H Passo 7

Verificar o critério de parada do algoritmo. Escolhido algum $\varepsilon > 0$ pequeno suficientemente quanto se queira, se a condição da EQUAÇÃO 38 a seguir for satisfeita, o algoritmo é finalizado, com o ponto de projeto para falha da

EQUAÇÃO 36, o índice de confiabilidade determinado no Passo 4, e a probabilidade de falha da EQUAÇÃO 26. Caso contrário, faz-se h = h+1 e o algoritmo reinicia a partir do Passo 2.

$$\left|\beta^{(h-1)} - \beta^{(h)}\right| < \varepsilon \tag{38}$$

Uma das limitações, apontadas por Melchers (1987), para o uso do algoritmo FORM apresentado por Hohenbichler e Rackwitz (1981), é que se a análise tiver n variáveis aleatórias, a transformação de Rosenblatt (1952) pode apresentar n! formas distintas, e, para cada uma dessas formas, o algoritmo apresentaria resultados distintos. Outra dificuldade do uso do algoritmo é a necessidade do conhecimento da função densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias, o que nem sempre é possível.

2.1.2.2 FORM sob informação de probabiliadade incompleta

Afirmar que se tem informação de probabilidade incompleta, em termos de confiabilidade estrutural, significa afirmar que são conhecidas as seguintes informações a respeito das variáveis aleatórias: distribuições de probabilidade, média e variância, estimadas. Kiureghian e Liu (1986) sugerem um método iterativo na execução do FORM, chamado HR-LF. Nesse método, a busca do ponto de projeto para falha foi desenvolvida por Hasofer e Lind (1974) e aprimorada por Rackwitz e Fiessler (1978).

¥ Passo 1

Transformar as médias estimadas μ_{x_i} e os desvios padrões estimados σ_{x_i} das variáveis X_i em médias e desvios padrões normais equivalentes $\mu_{x_i}^{N}$ e $\sigma_{x_i}^{N}$ respectivamente. Essa transformação é realizada com a função distribuição acumulada normal padrão Φ , a f.d.p. normal padrão ϕ , a f.d.p. da variável aleatória X_i, f_{x_i}(x_i) e a função distribuição acumulada da variável X_i, F_{x_i}(x_i):

$$\sigma_{X_{i}}^{N} = \frac{\phi \left[\Phi \left(\mathsf{F}_{X_{i}}(\mathbf{x}_{i}) \right) \right]}{\mathsf{f}_{X_{i}}(\mathbf{x}_{i})} \qquad \qquad \mu_{X_{i}}^{N} = \mathsf{x}_{i} - \sigma_{X_{i}}^{N} \Phi^{-1} \left(\mathsf{F}_{X_{i}}(\mathbf{x}_{i}) \right) \tag{39}$$

Se as variáveis X_i forem independentes, aplica-se a EQUAÇÃO 39 diretamente, caso contrário, antes da transformação, os coeficientes de correlação entre as variáveis X_i e X_j, ρ_{ij} são corrigidos para a forma normal equivalente ρ_{ij}^{E} , com auxílio de um fator F, dependente dos coeficientes de variação de X_i e X_j:

$$\rho_{ij}^{E} = \mathbf{F} \cdot \rho_{ij} \tag{40}$$

¥ Passo 2

Depois de transformadas as médias e os desvios padrões em normais equivalentes, deve-se obter as variáveis z_i do espaço reduzido, com o vetor das médias normais equivalentes $\underline{\mu}_{x}^{N}$, a matriz triangular inferior da decomposição de Choleski da matriz de correlação das variáveis X_i , L, e a matriz de correlação das variáveis X_i , R:

$$\underline{z}^{(h)} = \underline{L}^{-1} \cdot \underline{R}^{-1} \cdot (\underline{X} - \mu_{X}^{N})$$
(41)

¥ Passo 3

Obter o novo ponto de projeto para falha $\underline{z}^{(h+1)}$, calculado com o HR-LF, sugerido por Kiureghian e Liu (1986):

$$\underline{z}^{(h+1)} = \frac{1}{\left\|\nabla g(\underline{z}^{(h)})\right\|^2} \cdot \left[\nabla g(\underline{z}^{(h)})^T \cdot \underline{z}^{(h)} - g(\underline{z}^{(h)})\right] \cdot \nabla g(\underline{z}^{(h)})^T$$
(42)

Na EQUAÇÃO 42, $g(\underline{z}^{(h)})$ é o valor da função de falha g no espaço reduzido em $\underline{z}^{(h)}$, e $\nabla g(\underline{z}^{(h)})$ é o gradiente de $g(\underline{z}^{(h)})$ em $\underline{z}^{(h)}$, de forma que:

$$\left| \begin{array}{c} \frac{\partial \mathbf{g}(\underline{\mathbf{z}}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{g}(\underline{\mathbf{z}}^{(h)})}{\partial \mathbf{z}_{n}} \end{array} \right| = (\mathbf{J}^{-1})^{\mathsf{T}} \cdot \left[\begin{array}{c} \frac{\partial \mathbf{G}(\underline{\mathbf{X}})}{\partial \mathbf{x}_{1}} \\ \dots \\ \frac{\partial \mathbf{G}(\underline{\mathbf{X}})}{\partial \mathbf{x}_{n}} \end{array} \right] \Rightarrow \nabla \mathbf{g}(\underline{\mathbf{z}}^{(h)}) = (\mathbf{J}^{-1})^{\mathsf{T}} \cdot \nabla \mathbf{G}(\underline{\mathbf{X}}) \tag{43}$$

A matriz Jacobiano J, da EQUAÇÃO 43 é definida por:

$$\mathbf{J} = \mathbf{L} \cdot \mathbf{R}^{-1} \tag{44}$$

¥ Passo 4

Encontrar o índice de confiabilidade $\beta^{(h+1)}$ para o novo ponto de projeto para falha $\underline{z}^{(h+1)}$ obtido com a EQUAÇÃO 42:

$$\beta^{(h+1)} = \left\| \underline{z}^{(h+1)} \right\|$$
(45)

¥ Passo 5

Estipulado um valor $\varepsilon > 0$ aceitável, verificar a convergência relativa do ponto de projeto para falha, ou do índice de confiabilidade:

$$\frac{\left\|\underline{z}^{(h+1)}\right\| - \left\|\underline{z}^{(h)}\right\|}{\left\|\underline{z}^{(h+1)}\right\|} < \varepsilon$$
(46)

Caso a condição da desigualdade da EQUAÇÃO 46 não seja verdadeira, devem ser obtidas as coordenadas de $\underline{z}^{(h+1)}$ no espaço original, com a EQUAÇÃO 47, fazer h = h + 1 e retornar ao Passo 1.

$$\underline{X}^{(h+1)} = \underline{X}^{(h)} + (J^{-1})^{T} \cdot (\underline{z}^{(h+1)} - \underline{z}^{(h)})$$
(47)

Caso a condição da desigualdade da EQUAÇÃO 46 seja verdadeira, obtémse o ponto de projeto para falha no espaço original $\underline{X}^{(h+1)}$, com a EQUAÇÃO 47, e a probabilidade de falha p_f:

$$\mathsf{p}_{\mathsf{f}} = \Phi(-\beta^{(\mathsf{h}+1)}) \tag{48}$$

Conforme os algoritmos FORM descritos sob informação de probabilidade completa e incompleta, variáveis aleatórias dependentes devem ser transformadas

em variáveis independentes que sigam distribuição normal padronizada no início do algoritmo. Além da transformação que usa a matriz triangular inferior da decomposição de Choleski da matriz de correlação estimada das variáveis aleatórias, existem outras, dentre as quais destaca-se a que usa a matriz dos autovetores nomarlizados referentes à mesma matriz de correlação (BAECHER e CHRISTIAN, 2003; ANG e TANG, 1984). Os passos do FORM, usados no desenvolvimento do algoritmo proposto nesta tese, com o qual foram obtidos os resultados aqui apresentados, são explicados na subseção 5.2.

A função do estado limite, usada para indicar falha estrutural de uma seção transversal da barragem de terra nesta tese, descrita pela ruptura simulada do talude de jusante, é o fator de segurança, apresentado na seção 2.1.3, a seguir.

2.1.3 Função do estado limite

Na prática da engenharia, tem sido utilizado o fator de segurança (FS) para indicar o nível de segurança dos taludes artificiais de terra. Os valores do fator de segurança são interpretados: FS>1 indica a segurança, se FS=1 a estrutura está na iminência da ruptura, e se FS<1 ocorre o rompimento (JANBU, 1954; BISHOP, 1955). No método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto nesta tese, cuja falha considerada é o rompimento simulado do talude de jusante, o fator de segurança é a função escolhida para indicar o desempenho estrutural, ou seja, a função do estado limite. A violação do estado limite, em termos de confiabilidade estrutural, ocorre quando FS<1, e tal condição define a região de falha.

A presente seção explica as hipóteses do cálculo do fator de segurança e, apresenta com detalhes, as expressões dos fatores de segurança Simplificado de Bishop, Generalizado de Janbu e Simplificado de Janbu. Esses fatores de segurança são as funções do estado limite, usadas nas análises probabilísticas de estabilidade da seção da Estaca 122+00 da BTME de Itaipu, para obtenção dos resultados pelo método proposto nesta tese.

2.1.3.1 Introdução ao cálculo do fator de segurança

A partir de 1916, motivados pelo escorregamento do cais de Stigberg em Gotemburgo, os suecos desenvolveram um método de análise de estabilidade de taludes de terra, que ficou conhecido como método do equilíbrio-limite. O rompimento do cais ocorreu de forma aproximadamente circular e a massa de solo instabilizada se fragmentou de forma semelhante a fatias ou lamelas, o que inspirou o método do equilíbrio limite (MASSAD, 2010). O fator de segurança (FS) provém da análise de estabilidade de taludes de terra pelo método do equilíbrio limite, o qual fica estabelecido a partir das seguintes hipóteses:

- O solo rompe-se bruscamente sem se deformar, comportando-se como um material rígido plástico;
- As equações do equilíbrio estático (que se referem ao equilíbrio dos momentos e das forças horizontais e verticais) são válidas até a iminência da ruptura, quando o processo passa a ser dinâmico;
- O fator de segurança é considerado o mesmo, ao longo de toda a superfície de ruptura, ignorando-se os fenômenos de rompimento progressivo.

Cruz (2004) explica que, para o cálculo do fator de segurança, considerando as hipóteses do equilíbrio limite, a análise é feita no plano bidimensional (FIGURA 5), a superfície de escorregamento é considerada circular e o solo rompe-se em fatias ou lamelas. O equilíbrio de forças e/ou momentos é calculado em cada uma das fatias. O momento ou a força atuante sobre a superfície de ruptura circular é o somatório dos momentos ou das forças das fatias, respectivamente.

Cheng e Lau (2008) advertem que métodos de cálculo do FS, que satisfazem os equilíbrios das forças e dos momentos simultaneamente, são considerados rigorosos e podem não convergir algumas vezes. Se, no cálculo do FS, apenas um dos equilíbrios é satisfeito, isto é, das forças ou dos momentos, então o FS é chamado de "simplificado".

2.1.3.2 Fator de segurança Simplificado de Bishop

O fator de segurança Simplificado de Bishop considera o equilíbrio de momentos. Ele é definido como a razão entre o momento resistente (M_R) e o momento atuante (M_A) sobre uma superfície de ruptura circular, dada uma seção transversal do talude (CRUZ, 2004).

$$FS = \frac{M_R}{M_A}$$
(49)

FIGURA 5 – PARTE DA SEÇÃO TRANSVERSAL DO TALUDE, SUPERFÍCIE DE RUPTURA CIRCULAR, LAMELA E SUAS FORÇAS ATUANTES



FONTE: Adaptado de Cruz¹ (1967) citado por Cruz (2004)

¹ CRUZ, P. T., Estabilidade de taludes, Escola Politécnica: USP, 1967.

A superfície de ruptura circular, para uma seção transversal do talude, considerada no cálculo do FS pelo método Simplificado de Bishop, com detalhamento das forças atuantes em uma das suas fatias, é apresentada na FIGURA 5.

As variáveis observadas na FIGURA 5 são descritas a seguir:

P: força peso atuante na lamela;

x: distância horizontal do centro da lamela ao eixo de rotação;

R: raio do círculo de ruptura;

 X_n , X_{n+1} : forças de cisalhamento vertical atuantes nas fatias n e n+1;

 E_n , E_{n+1} : forças atuantes na horizontal das seções n e n+1;

N: esforço normal atuante na base da lamela;

 α : ângulo que a força normal faz com a vertical;

S: resultantes dos esforços de cisalhamento atuantes na base;

h: altura média da lamela;

 ℓ : comprimento do arco da base da fatia;

b: largura da fatia.

A resistência ao cisalhamento τ_{mob} ao longo da superfície de ruptura, em cada um dos pontos da superfície, é definida pelo critério de Mohr-Coulomb:

$$\tau_{\rm mob} = \frac{1}{\rm FS} \cdot \left[{\rm C'} + (\sigma - {\rm u}) \cdot {\rm tg}\phi' \right]$$
(50)

para o qual, as variáveis são:

c': coesão efetiva;

 ϕ' : ângulo de atrito interno efetivo;

 σ : tensão normal atuante ao longo da superfície de ruptura;

u: pressão neutra (pressão da água nos poros) distribuída ao longo da superfície de ruptura.

O momento resistente, em uma das fatias, é indicado pelo produto:

$$au_{mob} \cdot \ell \cdot \mathsf{R}$$
 (51)

O momento resistente, na superfície de ruptura, é o somatório dos momentos resistentes das lamelas (EQUAÇÃO 51):

$$M_{R} = \sum \tau_{mob} \cdot \ell \cdot R = \frac{R}{FS} \cdot \sum [c' \cdot \ell + (\sigma \cdot \ell - u \cdot \ell) \cdot tg\phi']$$
(52)

O momento atuante em uma das fatias é indicado pelo produto:

$$\mathbf{P} \cdot \mathbf{x}$$
 (53)

O momento atuante na superfície de ruptura é o somatório dos momentos atuantes nas fatias:

$$M_{A} = \sum P \cdot x \tag{54}$$

Substituindo-se as expressões de momento resistente (EQUAÇÃO 52) e de momento atuante (EQUAÇÃO 54) na expressão do fator de segurança (EQUAÇÃO 49), tem-se:

$$FS = \frac{R}{\sum P \cdot x} \cdot \sum [c' \cdot \ell + (\sigma \cdot \ell - u \cdot \ell) \cdot tg\phi']$$
(55)

A distância horizontal do centro da lamela ao eixo de rotação, é definida:

$$x = \mathbf{R} \cdot \mathbf{sen}\,\alpha \tag{56}$$

Substituindo a EQUAÇÃO 56 na EQUAÇÃO 55, tem-se:

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot \operatorname{sen} \alpha} \cdot \sum [c' \cdot \ell + (\sigma \cdot \ell - u \cdot \ell) \cdot tg\phi']$$
(57)

O cálculo do esforço normal N atuante na base de cada lamela considera a hipótese:

$$\sigma = \frac{\mathsf{N}}{\ell} \tag{58}$$

Considerando a hipótese da EQUAÇÃO 58, a expressão do FS (EQUAÇÃO 57) é escrita:

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot sen\alpha} \cdot \sum [c' \cdot \ell + (N - u \cdot \ell) \cdot tg\phi']$$
(59)

Primeiramente será abordado o fator de segurança de Fellenius (1936), para melhor entendimento do FS de Bishop (1955). A diferença entre o cálculo do FS de

Fellenius (1936) e o de Bishop (1955), está na hipótese sobre as forças atuantes nas laterais das fatias. Fellenius (1936) considera que as forças atuantes na horizontal das seções n e n+1, têm direção tangencial à base da lamela. Forças atuantes nas laterais das lamelas, conforme Fellenius (1936), são indicadas por \overline{E}_n , \overline{E}_{n+1} , e observadas na FIGURA 6.



FIGURA 6 – LAMELA DE FELLENIUS

FONTE: Massad, 2010.

O equilíbrio das forças em cada fatia, de acordo com Fellenius (1936), é calculado na direção normal à superfície de ruptura e é apresentado na FIGURA 7.

FIGURA 7 – EQUILÍBRIO DAS FORÇAS ATUANTES NAS LAMELAS SEGUNDO FELLENIUS



FONTE: Cruz, 2004.

Considerando tais hipóteses, a força normal \overline{N} é definida, de acordo com Fellenius (1936):

$$\overline{N} = (P + X_n - X_{n+1}) \cdot \cos \alpha - (\overline{E}_n - \overline{E}_{n+1}) \cdot \sin \alpha$$
(60)

Aplicando a força normal (EQUAÇÃO 60) na expressão do fator de segurança (EQUAÇÃO 59), tem-se:

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot \operatorname{sen} \alpha} \cdot \sum \left\{ \left[c' \cdot \ell + (P \cdot \cos \alpha - u \cdot \ell) \cdot tg \phi' \right] + \left[(X_n - X_{n+1}) \cdot \cos \alpha - (\overline{E}_n - \overline{E}_{n+1}) \cdot \operatorname{sen} \alpha \right] \cdot tg \phi' \right\}$$
(61)

Fellenius (1936) considera que não existem forças externas ao talude:

$$\sum (X_{n} - X_{n+1}) = 0$$
 (62)

$$\sum (\overline{E}_n - \overline{E}_{n+1}) = 0 \tag{63}$$

A expressão do fator de segurança (EQUAÇÃO 61), que considera as hipóteses das EQUAÇÕES 62 e 63, define o FS de Fellenius (1936):

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot \operatorname{sen}\alpha} \cdot \sum \left[c' \cdot \ell + (P \cdot \cos\alpha - u \cdot \ell) \cdot tg\phi' \right]$$
(64)

Bishop (1955) destaca que o método de cálculo do FS proposto por Fellenius (1936) é conservador e pode levar a grandes valores de FS. Para círculos de ruptura profundos, cuja variação de α é grande, ou para valores elevados da pressão neutra u, a tensão normal na superfície \overline{N} pode ser negativa, e portanto:

$$\mathsf{P} \cdot \cos \alpha - \mathsf{u} \cdot \ell < 0 \tag{65}$$

Nesses casos, considera-se:

$$\mathbf{P} \cdot \cos \alpha - \mathbf{u} \cdot \ell = 0 \tag{66}$$

e isso permite que os valores de FS sejam subestimados.

Bishop (1955) propôs um método de cálculo que evita que o valor do FS seja subestimado. O método de cálculo do FS de Bishop (1955) considera a hipótese de que as forças atuantes na horizontal das seções n e n+1, E_n , E_{n+1} , têm a direção normal as laterais das lamelas, conforme FIGURA 5. O equilíbrio das forças em cada fatia, calculado na direção vertical à superfície de ruptura, é observado na FIGURA 8.

Considerando tais hipóteses, a força normal \overline{N} atuando na base de uma fatia, é definida, de acordo com Bishop (1955):

$$\bar{N} = \frac{P + (X_n - X_{n+1}) - \ell \cdot \left(u \cdot \cos \alpha + \frac{c'}{FS} \cdot \sin \alpha\right)}{\cos \alpha + \frac{tg\phi' \cdot \sin \alpha}{FS}}$$
(67)

FIGURA 8 - EQUILÍBRIO DAS FORÇAS ATUANTES NAS FATIAS SEGUNDO BISHOP



FONTE: Cruz, 2004.

A largura da lamela b obedece à relação:

$$\ell = \mathbf{b} \cdot \sec \alpha \tag{68}$$

Substituindo-se as EQUAÇÕES 67 e 68 na expressão do fator de segurança da EQUAÇÃO 59, tem-se (BISHOP, 1955):

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot sen\alpha} \cdot \sum \left[\left\{ c' \cdot b + tg\phi' \cdot \left(P - u \cdot b + X_n - X_{n+1} \right) \right\} \cdot \frac{sec\alpha}{1 + \frac{tg\phi' \cdot tg\alpha}{FS}} \right]$$
(69)

Bishop (1955) explica que os valores de $(X_n - X_{n+1})$ devem ser obtidos por aproximações sucessivas e satisfazer a EQUAÇÃO 62. $(E_n - E_{n+1})$ deve ser obtido pela soma das forças na direção tangencial S:

$$S = (P + X_n - X_{n+1}) \cdot \operatorname{sen} \alpha + (E_n - E_{n+1}) \cdot \cos \alpha$$
(70)

Na prática de engenharia, procede-se o cálculo iterativo, atribuindo-se um valor para o FS inicial (FS₁), e então, extraindo-se sucessivos fatores de segurança. O processo iterativo perdura até que a diferença entre fatores de segurança sucessivos seja um valor tão pequeno quanto se queira (MASSAD, 2010). Um palpite para o FS inicial pode ser fornecido pelo resultado do cálculo do FS pelo método de Fellenius (1936). Cruz (2004) explica que para o cálculo do FS₁, admitese a hipótese da EQUAÇÃO 62. Nas demais iterações, são atribuídos valores a ($X_n - X_{n+1}$) até que as condições de equilíbrio (EQUAÇÕES 62 e 63) sejam satisfeitas em todas as fatias.

A simplificação da expressão do FS (EQUAÇÃO 69), admitindo-se como hipótese a EQUAÇÃO 62, dá origem ao fator de segurança Simplificado de Bishop (BISHOP, 1955):

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot sen\alpha} \cdot \sum \left[\left\{ c' \cdot b + tg\phi' \cdot P - u \cdot b \right\} \cdot \frac{sec\alpha}{1 + \frac{tg\phi' \cdot tg\alpha}{FS}} \right]$$
(71)

2.1.3.3 Fatores de segurança Generalizado e Simplificado de Janbu

O método de cálculo do fator de segurança apresentado por Janbu (1954) baseia-se em equações diferenciais que governam o equilíbrio das forças e dos momentos, do solo acima da superfície de ruptura. Uma fatia do solo acima da superfície de ruptura com as suas forças atuantes, conforme Janbu, é apresentada na FIGURA 9.

As variáveis observadas na FIGURA 9 são:

dx = b: largura da fatia;

P: peso próprio da lamela;

 ℓ : comprimento da base da fatia;

X: força tangencial aplicada na interface entre lamelas;

dX: variação da força tangencial ou de corte na interface entre fatias;

E: força de interação normal aplicada na interface entre lamelas;

dE: variação da força normal na interface entre fatias;

y: função característica da superfície de ruptura (ordenada);

dy: diferenças dos valores tomados pelas ordenadas da superfície de deslizamento;

y': função característica da linha de pressão, ou da linha de empuxos;

dy': diferenças dos valores tomados pelas ordenadas da linha de empuxo;

N: força normal atuando no centro da base da fatia;

S: resultantes dos esforços de cisalhamento atuantes na base da lamela;

h: altura da fatia;

 α : inclinação da base de uma lamela.





FONTE: Adaptado de Ferreira, 2012.

Primeiramente, será apresentado o fator de segurança Generalizado de Janbu, o qual considera o equilíbrio dos momentos e das forças. Na sequência, será introduzido o fator de segurança Simplificado de Janbu, o qual considera apenas o equilíbrio das forças.

O equilíbrio dos momentos, descrito pela EQUAÇÃO 72, é analisado em relação ao ponto médio da base de cada fatia de largura infinitesimal dx = b. As contribuições da força peso dP e de força normal dN, atuando no ponto médio da base de uma fatia, são nulas.

$$E_{n}\left[(y'_{n}-y_{n})-\frac{dy}{2}\right]-(E_{n}+dE)\left[(y'_{n}+dy)-(y_{n}+dy)+\frac{dy}{2}\right]+X_{n}\frac{b}{2}+(X_{n}+dX)\frac{b}{2}=0$$
 (72)

Fazendo a largura da fatia dx = b tender a zero na EQUAÇÃO 72, tem-se:

$$\mathsf{E}_{\mathsf{n}} \cdot \frac{\mathsf{d}\mathsf{y}'}{\mathsf{b}} + \frac{\mathsf{d}\mathsf{E}}{\mathsf{b}} \cdot (\mathsf{y}'_{\mathsf{n}} - \mathsf{y}_{\mathsf{n}}) - \mathsf{X}_{\mathsf{n}} = 0 \tag{73}$$

As equações do equilíbrio das forças nas direções horizontal e vertical de uma fatia são:

$$d\mathbf{E} + d\mathbf{N} \cdot \mathbf{sen}\,\alpha - d\mathbf{S} \cdot \cos\alpha = 0 \tag{74}$$

$$dP + dX - dN \cdot \cos \alpha - dS \cdot \sin \alpha = 0$$
(75)

O equilíbrio estático, isto é, o equilíbrio dos momentos e das forças horizontal e vertical, de uma fatia, é atingido se as EQUAÇÕES 73 a 75 são satisfeitas. Para assegurar o equilíbrio estático global, são considerados os equilíbrios das forças horizontal e vertical e dos momentos do solo sobre a superfície de ruptura, conforme a FIGURA 10.

FIGURA 10 – SUPERFÍCIE DE RUPTURA ASSOCIADA AO FATOR DE SEGURANÇA DE JANBU



FONTE: Adaptado de Melo² (1993), citado por Ferreira (2012).

As variáveis da FIGURA 10 são:

X₀, X_m: forças de corte, ou tangenciais, aplicadas nas fronteiras do solo sobre a superfície de ruptura;

 E_0 , E_m : forças normais aplicadas às fronteiras das superfícies de ruptura.

A fim de garantir o equilíbrio global das forças verticais, Janbu (1954), propõe que a integral do diferencial das forças de corte de interação entre fatias dX

² MELO, P. G. **Taludes naturais em solos – técnicas de estabilização e seu dimensionamento.** Dissertação de mestrado. Universidade Nova de Lisboa, 1993.

deve estar em equilíbrio com as forças de corte aplicadas nas fronteiras da massa de solo $X_0 \in X_m$:

$$\int dX = X_0 - X_m \tag{76}$$

O equilíbrio global das forças horizontais é garantido se a integral do diferencial das forças horizontais resultantes da interação entre fatias dE for igual ao resultante das componentes horizontais das forças aplicadas nas fronteiras da superfície de ruptura $E_0 \in E_m$:

$$\int d\mathbf{E} = \mathbf{E}_{0} - \mathbf{E}_{m} \tag{77}$$

O equilíbrio global dos momentos é atingido quando se considera o equilíbrio dos momentos de cada fatia, incluindo as extremas.

O fator de segurança Generalizado de Janbu é deduzido a partir das relações apresentadas a seguir, entre as equações do equilíbrio estático de uma fatia (EQUAÇÕES 73 a 75) e as equações do equilíbrio estático global (EQUAÇÕES 76 e 77).

As variações das forças nas interfaces entre fatias dE são determinadas eliminando-se dN das equações de equilíbrio das forças horizontal e vertical de uma fatia (EQUAÇÕES 74 e 75):

$$dE = -(dP + dX) \cdot tg\alpha + \frac{dS}{\cos\alpha}$$
(78)

As forças atuantes em alguma interface das lamelas E_n são obtidas substituindo-se a EQUAÇÃO 78 na EQUAÇÃO 77:

$$\mathsf{E}_{n} = \mathsf{E}_{0} + \int_{0}^{n} \left[(\mathsf{dP} + \mathsf{dX}) \cdot \mathsf{tg}\,\alpha - \frac{\mathsf{dS}}{\cos\alpha} \right]$$
(79)

As forças verticais de corte na interface da lamela X_n são determinadas isolando-se X_n na equação do equilíbrio dos momentos de uma fatia (EQUAÇÃO 73):

$$X_{n} = E_{n} \cdot \frac{dy'}{b} + \left(\frac{dE}{b}\right) \cdot (y'_{n} - y_{n})$$
(80)

Substitui-se a variação das forças nas interfaces das fatias dE (EQUAÇÃO 78) na equação do equilíbrio global das forças horizontais (EQUAÇÃO 79), e, pelo cálculo aproximado da integral, tem-se:

$$\mathsf{E}_{\mathsf{n}} - \mathsf{E}_{\mathsf{0}} = +\sum \left[\mathsf{P} + (\mathsf{X}_{\mathsf{n+1}} - \mathsf{X}_{\mathsf{n}}) \cdot \mathsf{tg}\,\alpha - \tau_{\mathsf{mob}} \cdot \mathsf{b} \cdot (\mathsf{1} + \mathsf{tg}^{2}\alpha)\right] \tag{81}$$

assumindo que o resultante do esforço de cisalhamento atuante na base da lamela satisfaz:

$$\mathbf{S} = \tau_{\text{mob}} \cdot \left(\frac{\mathbf{b}}{\cos\alpha}\right) \tag{82}$$

e que a resistência ao cisalhamento mobilizada τ_{mob} , em cada fatia, é definida pelo critério de Mohr-Coulomb, conforme a EQUAÇÃO 50.

A tensão normal atuante ao longo da superfície de ruptura σ , considerando o equilíbrio das forças verticais em uma fatia (EQUAÇÃO 75), e a EQUAÇÃO 82 é:

$$\sigma = \frac{dP}{b} + \frac{X_{n+1} - X_n}{b} - \tau_{mob} \cdot tg\alpha$$
(83)

A substituição da EQUAÇÃO 50 na EQUAÇÃO 81 e, a resolução em ordem ao fator de segurança, descreve o FS Generalizado de Janbu (1954):

$$FS = \frac{1}{E_0 - E_m + \sum (P + X_{n+1} - X_n) tg\alpha} \sum \left[[c'b + (P + X_{n+1} + X_n - ub)tg\phi'] \frac{\sec^2 \alpha}{1 + \frac{tg\phi' tg\alpha}{FS}} \right] (84)$$

O cálculo do FS Generalizado de Janbu, com a função recursiva (EQUAÇÃO 84), inicia com a aproximação de FS₁ pela EQUAÇÃO 84 admitindo-se a hipótese da EQUAÇÃO 62. Após isso, define-se a linha de pressão y' (FIGURA 10) a 1/3 da altura das bases das fatias e coincidente com os pontos extremos do talude. Um valor aproximado para $X_{n+1} - X_n$ é calculado, com as expressões de equilíbrio das forças e dos momentos das fatias (EQUAÇÕES 73 a 75) e com FS₁. Então, calculase um novo valor para o fator de segurança, FS₂. O processo iterativo de cálculo dos fatores de segurança repete-se até que a diferença entre fatores de segurança de iterações sucessivas seja tão pequena quanto se queira.

Devido ao FS Generalizado de Janbu considerar o equilíbrio das forças e dos momentos simultaneamente e ser um método rigoroso de cálculo do FS, a sua convergência pode não ser atingida algumas vezes (CHENG e LAU, 2008). Um método de cálculo simplificado, que considera apenas o equilíbrio de forças, também foi apresentado por Janbu (1954). Tal método ignora as forças normais e de corte entre fatias, assume as hipóteses das EQUAÇÕES 62 e 63 na EQUAÇÃO 84, e descreve o fator de segurança Simplificado de Janbu:

$$FS = \frac{1}{\sum P \cdot tg\alpha} \cdot \sum \left[[c' \cdot b + (P - u \cdot b) \cdot tg\phi'] \frac{\sec^2 \alpha}{1 + \frac{tg\phi' \cdot tg\alpha}{FS}} \right]$$
(85)

2.2 RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO TRANSVERSAL INSTRUMENTADA DE UMA BARRAGEM DE TERRA

É possível simular as condições de fluxo que acontecem em campo, em uma seção transversal da barragem de terra, por meio de uma retroanálise dos coeficientes de permeabilidade, com base nas leituras dos instrumentos instalados na estrutura. A realização de tal procedimento, anterior à análise probabilística de estabilidade, é indicada para que condições de fluxo mais próximas das reais sejam consideradas.

Nesta seção, são abordados os conceitos necessários para proceder a retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais de uma seção transversal instrumentada da barragem de terra. Dentre tais conceitos estão a permeabilidade do solo, a modelagem do fluxo considerando o escoamento laminar bidimensional, conforme o que ocorre em uma seção transversal da barragem de terra, e os instrumentos necessários à retroanálise bem como a interpretação de suas leituras. Os procedimentos adotados para a realização da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais da barragem nesta tese são discutidos na subseção 5.1.

2.2.1 Coeficiente de permeabilidade do solo

A permeabilidade do solo é a propriedade que o solo tem de permitir o escoamento de líquidos através dele. Tal propriedade é expressa pelo coeficiente de permeabilidade K, e esse é medido em unidades de velocidade.

O conceito de coeficiente de permeabilidade pode ser entendido a partir da lei observada por Darcy, em 1850, ao realizar o experimento, cujo esquema é descrito na FIGURA 11 (PINTO, 2006).

Na FIGURA 11 pode ser visto um permeâmetro, preenchido em parte com areia, e essa sobre uma peneira. O experimento de Darcy consistia em manter a carga h sendo dissipada por percolação na areia durante certo tempo. O comprimento, referente à areia, é a distância L ao longo da qual a carga h se dissipa por percolação.



FIGURA 11 – PERMEÂMETRO DO EXPERIMENTO CLÁSSICO DE DARCY

FONTE: Adaptado de Pinto, 2006.

Supondo que A seja a área do permeâmetro, Darcy observou que a vazão Q da água é descrita pela equação:

$$Q = K \cdot \frac{h}{L} \cdot A$$
 (86)

onde K é um valor que varia de acordo com o material que preenche o permeâmetro e é conhecido como coeficiente de permeabilidade. A razão entre a carga dissipada h e a distância percorrida L na direção do fluxo é o gradiente hidráulico i:

$$i = \frac{h}{L}$$
(87)

Substituindo-se a EQUAÇÃO 87 na EQUAÇÃO 86, tem-se:

$$Q = KiA$$
(88)

Dividindo-se ambos os lados da igualdade da EQUAÇÃO 88 pela área A, conhecendo que a vazão Q é igual ao produto da velocidade v pela área A, tem-se a velocidade de percolação v, pela qual a Lei de Darcy é conhecida:

O coeficiente de permeabilidade K de um material é definido como a velocidade de percolação da água pelo material, quando a carga h que se dissipa pelo material é igual à distância L ao longo da qual a carga se dissipa, ou seja, quando i = 1. É por isso que o coeficiente de permeabilidade K é medido em unidades de velocidade.

A Lei de Darcy é válida apenas para escoamentos laminares, isto é, escoamentos em cuja trajetória as partículas de água não se cruzam. O coeficiente de permeabilidade dos solos K tende a ser maior para escoamentos na direção horizontal do que para escoamentos na direção vertical (MASSAD, 2010).

FIGURA 12 – COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS SOLOS DE ACORDO COM SUA GRANULOMETRIA



FONTE: Massad, 2010.

O coeficiente de permeabilidade K de um solo varia de acordo com a sua granulometria, pois K indica a resistência do solo ao fluxo de água. Na FIGURA 12 é observada uma escala para coeficientes de permeabilidade K dos solos em função das suas granulometrias.

Salemi (2009) explica que a estrutura do solo também influencia na drenagem do mesmo. Um esquema é observado na FIGURA 13.

De acordo com a FIGURA 13, solos de estrutura granular e de grão simples têm drenagem rápida. Solos de estrutura prismática e em bloco possuem drenagem moderada. E finalmente, solos de estruturas maciça e laminar têm drenagem lenta, uma vez que apresentam baixo espaço poroso entre os agregados. A compactação é uma das formas de diminuir a permeabilidade de um solo, uma vez que um solo compactado tem sua estrutura alterada pelo rearranjo de suas partículas.



FIGURA 13 – RELAÇÃO ENTRE A ESTRUTURA DO SOLO E A SUA DRENAGEM

FONTE: Adaptado de Brady e Weill³ citado por Salemi, 2009.

2.2.2 Modelo do fluxo pela seção transversal de uma barragem de terra

O fluxo, pela seção transversal de uma barragem de terra, pode ser analisado bidimensionalmente, e considera-se a hipótese de que o escoamento é laminar, uma vez que as partículas de água percorrem caminhos curvos contidos em planos paralelos (PINTO, 2006).

Tomando-se um elemento de solo com dimensões dx e dy, submetido ao fluxo bidimensional, e com os coeficientes de permeabilidade nas direções x e y

³ BRADY, N.C.; WEILL, R.Y. **The nature and properties of soils.** 13.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002. 958p.

dados por $K_x \in K_y$ respectivamente e supondo que a carga hidráulica total é H no centro da seção transversal, então o gradiente hidráulico na direção x, i_x vale:

$$i_{x} = \frac{\partial H}{\partial x}$$
(90)

O gradiente hidráulico i_x varia segundo a direção x:

$$\frac{\partial i_x}{\partial x} = \frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{\partial H}{\partial x} \right) = \frac{\partial^2 H}{\partial x^2}$$
(91)

Na entrada de água no solo, o gradiente hidráulico i_x vale:

$$\mathbf{i}_{x} = \frac{\partial \mathbf{H}}{\partial \mathbf{x}} + \left(\frac{\partial^{2} \mathbf{H}}{\partial \mathbf{x}^{2}}\right) \left(-\frac{\partial \mathbf{x}}{2}\right)$$
(92)

A vazão de entrada da água q_{Ex} no sentido x, no elemento do solo com dimensões dx e dy, conforme a Lei de Darcy (EQUAÇÃO 88), e considerando a EQUAÇÃO 92, é:

$$q_{Ex} = K_{x} \left[\frac{\partial H}{\partial x} - \frac{\partial^{2} H}{\partial x^{2}} \frac{\partial x}{2} \right] dx dy$$
(93)

De forma semelhante, a vazão na saída da água no sentido x, q_{sx} , no elemento do solo com dimensões dx e dy é:

$$q_{sx} = K_{x} \left[\frac{\partial H}{\partial x} + \frac{\partial^{2} H}{\partial x^{2}} \frac{\partial x}{2} \right] dx dy$$
(94)

A diferença entre as vazões de entrada q_{Ex} e de saída q_{Sx} no sentido x, no elemento de solo de dimensões dx e dy é:

$$q_{Sx} - q_{Ex} = K_x \frac{\partial^2 H}{\partial x^2} dx dy$$
(95)

Analogamente, a diferença entre as vazões de entrada q_{Ey} e de saída q_{Sy} no sentido y, no elemento de solo de dimensões dx e dy é:

$$q_{Sy} - q_{Ey} = K_y \frac{\partial^2 H}{\partial y^2} dx dy$$
(96)

O volume de água que entra na seção transversal da estrutura, e consequentemente, no elemento de dimensões dx e dy, é igual ao volume de água que sai no mesmo intervalo de tempo. Portanto, a soma das vazões resultantes de entrada e de saída, no elemento de dimensões dx e dy (EQUAÇÕES 95 e 96), é nula. O modelo do fluxo bidimensional, pela seção transversal de uma barragem de terra, é a conhecida equação de Laplace:

$$K_{x}\frac{\partial^{2}H}{\partial x^{2}} + K_{y}\frac{\partial^{2}H}{\partial y^{2}} = 0$$
(97)

Pinto (2006) destaca que as equações diferenciais de percolação, tal como a EQUAÇÃO 97, são resolvidas, em sua maioria, com métodos numéricos, dentre os quais destaca-se o método dos elementos finitos (MEF). Atualmente, tal método de resolução, com o qual é possível obter boa aproximação do valor real da carga hidráulica total H em cada ponto da seção transversal da barragem de terra, encontra-se implementado em alguns aplicativos computacionais.

2.2.3 Instrumentação para medição da carga hidráulica em um ponto da seção transversal da barragem de terra

O instrumento que mede a carga hidráulica H em um ponto da seção transversal de uma barragem de terra é o piezômetro. Em termos de leituras instrumentais, a carga hidráulica H é conhecida como cota piezométrica H. Uma breve explicação sobre o comportamento da água junto às partículas de minerais do solo é apresentada a seguir para um melhor entendimento do funcionamento do instrumento.

O solo não saturado é formado por partículas de minerais com vazios entre elas que podem estar preenchidos por ar ou por água (ver FIGURA 14). Um solo está saturado se seus vazios estão completamente preenchidos com água, ou seja, há ausência de ar. A condição saturada, por ser a mais desfavorável, frequentemente é utilizada no estudo de estabilidade das estruturas de terra. A pressão exercida pelo ar nos poros, entre os minerais do solo, é conhecida como pressão intersticial do ar, ou como tensão intersticial do gás, u_a (ver FIGURA 14). O termo gás é usado quando há gás proveniente da decomposição de matéria orgânica entre as partículas (SILVEIRA, 2006).

A pressão que a água exerce nos poros é conhecida como poro-pressão ou pressão neutra u (ver FIGURA 14). O termo pressão neutra deve-se ao fato de que as deformações do solo não são causadas pelo aumento da pressão da água, e sim pela alteração da tensão transmitida pelos contatos entre as partículas sólidas, ou seja, pela alteração da tensão efetiva σ' (PINTO, 2006). A variável pressão neutra u está presente na subseção 2.1.3, na descrição da teoria do cálculo dos fatores de segurança, sendo vista nas expressões dos mesmos (EQUAÇÕES 64, 69, 71, 84 e 85).





FONTE: Adaptado de Silveira, 2006.

Seja σ a tensão total entre as partículas sólidas do solo, então a tensão efetiva σ ' é descrita por:

$$\sigma' = \sigma - \mathsf{u} \tag{98}$$

A relação de tensões da EQUAÇÃO 98 é muito importante. Ela é útil para a dedução das funções dos fatores de segurança, presente na teoria da subseção 2.1.3, sendo encontrada na expressão tensão mobilizada ao corte τ_{mob} , definida pelo critério de Mohr-Coulomb (EQUAÇÃO 50).

O piezômetro, além de medir a carga hidráulica ou cota piezométrica H é um instrumento capaz de medir a pressão neutra u. Existem vários tipos de piezômetros, de acordo com a sua configuração: *standpipe*, hidráulico, pneumático, elétrico, de corda vibrante, de fibra óptica. Os instrumentos utilizados para a

obtenção dos resultados da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais da seção transversal da barragem de terra, nesta tese, são os piezômetros do tipo *standpipe*, apresentados a seguir.

2.2.3.1 Piezômetro standpipe

Um esquema dos piezômetros *standpipe*, instalados na fundação da Barragem de Terra da Margem Esquerda de Itaipu, pode ser visualizado na FIGURA 15.



FIGURA 15 – ESQUEMA DE INSTALAÇÃO DOS PIEZÔMETROS DO TIPO TUBO ABERTO OU STANDPIPE INSTALADOS EM ITAIPU

FONTE: Patias, 2010.

O termo "standpipe" é traduzido como "tudo aberto". O instrumento consiste em um tubo, muitas vezes instalado em um furo de sondagem, e que tem ranhuras na sua parte inferior, chamada ponteira. A ponteira, protegida por um filtro, que não deve permitir a passagem das partículas de solo, é fixada em um material altamente permeável, geralmente areia. Logo acima da areia é colocado com um selo de bentonita, para garantir que apenas a água presente na camada de solo em que a ponteira se encontra, penetre no tubo. O restante do furo, onde o tubo está instalado, é preenchido com calda de cimento (SILVEIRA, 2006).

Quanto maior o diâmetro do tubo, ou menor a permeabilidade do material k onde está instalada a ponteira, maior é o tempo necessário para que ocorra o equilíbrio entre a pressão neutra u e a pressão total σ no solo. O tempo de resposta para registrar uma variação em u depende da quantidade de água, à qual o instrumento é sensível. Um pio elétrico é o dispositivo usado para medição da altura da coluna de água no interior do tubo, e essa é dada em metros de coluna de água, mca (SILVEIRA, 2006).

A quantidade medida no piezômetro, em metros de coluna de água, multiplicada pelo peso específico da água γ_w resulta no valor da pressão neutra u. A carga hidráulica, definida pela pressão que a água exerce na fundação de uma estrutura, que ocorre de baixo para cima, é indicada pela cota piezométrica H e também é denominada subpressão. Conhecidas a velocidade de percolação v, a aceleração da gravidade g, e a cota de instalação do instrumento Z, então a cota piezométrica H, é definida pela Equação de Bernoulli:

$$H = \frac{u}{\gamma_w} + \frac{v^2}{2g} + Z$$
(99)

Nos casos em que a permeabilidade do solo K for muito pequena, de acordo com a Lei de Darcy (EQUAÇÃO 89), a velocidade v será muito pequena e, a parcela contendo v poderá ser desprezada na Equação de Bernoulli (EQUAÇÃO 99). Então, a cota piezométrica H será igual ao comprimento da coluna d'água da medição do instrumento (primeira parcela da EQUAÇÃO 99) somado com a cota de instalação do piezômetro Z. Ou seja, H corresponde à cota máxima que a água atinge devido a sua pressão, e geralmente é medida em metros sobre o nível do mar msnm:

$$H = \frac{u}{\gamma_{w}} + Z$$
(100)

É possível resolver o modelo do fluxo (EQUAÇÃO 97) com os coeficientes de permeabilidade dos materiais K de projeto, calcular as subpressões H em qualquer ponto da seção transversal da barragem, e então comparar H calculado com H das medições dos piezômetros. A explicação detalhada da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade, realizada para a obtenção dos resultados alcançados nesta tese, é apresentada na subseção 5.1.

3 ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS DE ENGENHARIA CIVIL POR MÉTODOS DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

A preocupação com a estabilidade de estruturas de Engenharia Civil não é recente. Desde a ocorrência de desastres, com perdas das mais diversas, inclusive de vidas humanas, os profissionais da engenharia têm-se dedicado a questões de segurança estrutural.

Quando o assunto é estabilidade de taludes, Terzaghi (1950) relata a experiência de diversos estudiosos com casos reais ocorridos desde o final do século XIX. Após o escorregamento do cais de Stiberg em Gotemburgo, em 1916, os suecos estabeleceram um fator de segurança para taludes, cujo cálculo considera as hipóteses do equilíbrio limite, explicadas nesta tese, na subseção 2.1.3. Dentre alguns dos métodos de cálculo do fator de segurança que consideram o equilíbrio limite, conforme hipóteses diferenciadas, são citados os desenvolvidos pelos pesquisadores: Fellenius (1936), Janbu (1954), Bishop (1955), Lowe e Karafiath (1960), Morgenstern e Price (1965), Spencer (1967), Janbu (1973) e Sarma (1973). Diversos métodos de cálculo dos fatores de segurança têm surgido, esses considerando as mais variadas hipóteses (CHENG e LAU, 2008).

Desde a existência da possibilidade de avaliação e garantia da segurança das estruturas por meios determinísticos, os profissionais responsáveis têm observado a ocorrência de colapsos em obras, mesmo nas que apresentavam fator de segurança cujos valores eram tidos como seguros. Os estudiosos desses casos passaram a dedicar maior atenção às variáveis envolvidas nas análises determinísticas, percebendo que estas estão sujeitas à aleatoriedade, por diversos motivos. Em meados do século XX, pesquisadores passaram a incluir a aleatoriedade das variáveis nas análises de estabilidade das estruturas, unindo assim ferramentas matemáticas e estatísticas em um campo que passou a chamarse confiabilidade estrutural.

A partir da década de 1960 são encontradas as publicações de diversos resultados, e material bibliográfico para consulta e desenvolvimento de novas técnicas. Dentre os autores pioneiros no assunto, destacam-se: Cornell (1969), Hasofer e Lind (1974), Ditlevsen (1979), Shinozuka (1983), Ang e Tang (1984),

Melchers (1987), entre outros. Tais autores contribuíram com os métodos de análise probabilística de estabilidade das estruturas que compõem a base dos métodos de análise de confiabilidade estrutural, dentre os quais podem ser citados: *First Order Second Moment* (FOSM), *First Order Reliability Method* (FORM), *Second Order Reliability Method* (SORM), Método da Superfície de Resposta, Método do Ponto Estimado. A Simulação de Monte Carlo (SMC), apesar de não ser um método de análise de confiabilidade estrutural, tem sido bastante utilizada para a obtenção da probabilidade de falha das estruturas e do índice de confiabilidade.

Desde então, alternativas têm sido criadas por pesquisadores para a melhoria dos métodos citados e a adaptação dos mesmos a problemas específicos. Um exemplo disso é o algoritmo HR-LF proposto por Kiuregian e Liu (1986), com base nos resultados apresentados por Hasofer e Lind (1974) e Rackwitz e Fiessler (1978), citado na subseção 2.1.2 nesta tese. As diversas variações e aperfeiçoamentos projetados para a Simulação de Monte Carlo são exemplos do avanço das técnicas de obtenção do índice de confiabilidade estrutural. Alguns dos mecanismos criados com o objetivo de melhoria do tamanho da amostra necessária à simulação, e consequente diminuição do tempo computacional, são: *Latin hypercube* (HUNTINGTON e LYRINTZIS, 1998), *importance sampling* (IBRAHIM, 1991), e *directional sampling* (NIE e ELLINGWOOD, 2000). O algoritmo FORM também apresenta os seus variantes ao longo dos anos, sendo alguns deles: *First Order Third Moment* (FIESSLER *et al.*, 1979), planilhas eficientes (LOW e TANG, 1997, 2007) e a aproximação da superfície do estado limite por série de Taylor de segunda ordem (SU *et al.*, 2010).

É grande a gama de inovações nas análises probabilísticas de estabilidade de estruturas de Engenharia Civil, inclusive, com a junção de métodos. Huang *et al.* (2010), sugeriram o uso dos Métodos dos Elementos Finitos Aleatórios unido com a teoria de campo aleatório da Simulação de Monte Carlo. Arab e Ghasemi (2014) propõem o uso do FORM para minimização do tamanho da amostra necessária à Simulação de Monte Carlo e assim a melhoria do tempo computacional. Ji e Chan (2014) envolveram a teoria de campo aleatório discretizado com o FORM, a fim de considerar a variabilidade espacial longitudinal de uma variável na análise probabilística de estabilidade de um aterro.

Pesquisadores, como por exemplo, Casagrande (1965), Whitman (1984) e El-Ramly (2001, 2002), afirmam que a geotecnia é um ramo da engenharia que está comprovadamente recheado de incertezas, e que por isso as análises determinísticas de estabilidade não são suficientes para a garantia da segurança das obras de terra, fundações, e outras que envolvam solos e rochas. Devido a essas incertezas conhecidas, as técnicas de análise de confiabilidade estrutural foram e são amplamente exploradas em problemas de natureza geotécnica. São encontradas bibliografias abordando métodos de análise de confiabilidade estrutural aplicados especificamente a geotecnia (BAECHER e CHRISTIAN, 2003; PHOON, 2008).

As subseções a seguir tratam dos detalhamentos de alguns dos avanços dos algoritmos destinados a análises probabilísticas de estabilidade estrutural, relevantes à pesquisa desenvolvida e apresentada nesta tese. Na subseção 3.1 são encontradas as revisões de dois artigos de autores nacionais, que tratam do emprego do FOSM, e cujo teor foi estudado durante a revisão de literatura. A subseção 3.2 destina-se a alguns dos resultados recentes direcionados à adaptação dos procedimentos do algoritmo FORM, quando o mesmo é usado em análises de estabilidade cuja função do estado limite é implícita. Em tais resultados são encontradas alternativas a situações semelhantes à abordada nesta tese.

3.1 UTILIZAÇÃO DO FOSM NA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS DE ENGENHARIA CIVIL

Maia *et.al.* (2010) utilizaram o *First Order Second Moment* (FOSM) para retroanálise de um escorregamento de um aterro necessário para a construção da BR-153. O objetivo foi obter as condições relacionadas aos materiais e a geometria que provocaram a ruptura. O fator de segurança Simplificado de Bishop, da EQUAÇÃO 71, foi utilizado como função do estado limite para a obtenção do índice de confiabilidade, pela EQUAÇÃO 11. As derivadas parciais do FS em relação às variáveis aleatórias X_i, necessárias à aproximação da variância da função do estado limite, vistas na EQUAÇÃO 19, foram:

$$\frac{\partial FS}{\partial X_i} \approx \frac{FS(x_1, \dots, x_i + dx, \dots, x_n) - FS(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)}{dx}$$
(101)

onde dx corresponde a um incremento de 10% no valor médio das variáveis X_i , i = 1,...,n. Como resultado, foi obtido o índice de confiabilidade de 2,31 e a probabilidade de ruptura de 1,05% considerando-se o nível freático normal. Antes de realizar a análise pelo método FOSM, os autores verificaram, por métodos determinísticos, que os valores médios dos parâmetros do solo - peso específico natural, ângulo de atrito interno efetivo, coesão efetiva, resistência não drenada - e a elevação do lençol freático até o nível crítico, explicam a condição de ruptura. A análise probabilística foi realizada para diversos níveis do lençol freático. Concluiu-se que a probabilidade de ruptura é influenciada pelos parâmetros do solo, posição do lençol freático e geometria do talude. Verificou-se que o valor do fator de segurança de projeto, aceito como seguro, não garantiu condições de segurança ao aterro quando este sofreu uma falha no sistema de drenagem.

Abordagem semelhante a Maia et.al. (2010) foi utilizada por Sayão et.al. (2012) para a análise de estabilidade de um talude formado pela escavação realizada para a exploração de minério de ferro, no Brasil. O talude é composto de solo residual de uma rocha de xisto, contendo quartzo, mica e restos do minério. As variáveis consideradas aleatórias na análise foram a tangente do ângulo de atrito interno efetivo, a coesão efetiva, o peso específico natural, o peso específico saturado e a cota piezométrica. Análises, variando a altura do talude e os níveis piezométricos, foram realizadas por Simulação de Monte Carlo e pelo FOSM. A função de desempenho para a análise pela Simulação de Monte Carlo foi o fator de segurança de Janbu. Para as estimativas da média e da variância para o FOSM, conforme anteriormente explicado nessa seção, os autores escolheram o FS Simplificado de Bishop. O pior cenário verificado com a Simulação de Monte Carlo indicou a probabilidade de ruptura de 0,0166, muito próxima da obtida pelo FOSM, que foi de 0,017. As variáveis aleatórias coesão efetiva e tangente do ângulo de atrito interno efetivo mostraram maior influência na estabilidade do talude que as demais. O método FOSM foi aplicado para diversas alturas do talude, e pôde-se observar a alteração das variáveis com maior e menor influência na variabilidade do FS, dadas as diferenças nas alturas. Taludes com alturas inferiores a 150 m sofriam maior influência da variável coesão efetiva em sua estabilidade, enquanto que taludes com alturas entre 150 m e 200 m tiveram a sua estabilidade grandemente influenciada pelo ângulo de atrito interno efetivo, de acordo com os autores.

3.2 UTILIZAÇÃO DO FORM NA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE ESTRUTURAS DE ENGENHARIA CIVIL

Na maioria dos casos práticos para os quais a análise probabilística de estabilidade de uma estrutura é realizada, são conhecidas as distribuições de probabilidade, a média e variância estimadas das variáveis consideradas aleatórias, e algumas vezes, as correlações entre essas variáveis. Em boa parte das vezes em que o algoritmo FORM é empregado para o cálculo do índice de confiabilidade de uma estrutura, os passos iterativos a serem seguidos enquadram-se nos procedimentos descritos na subseção 2.1.2 como FORM sob informação de probabilidade incompleta.

Observam-se algumas dificuldades geradas pelo uso do fator de segurança, proveniente dos métodos de cálculo do equilíbrio limite conforme explicado na subseção 2.1.3, como função do estado limite, na análise probabilística de estabilidade de taludes pelo FORM. Dentre as dificuldades estão o cálculo das derivadas parciais de uma função implícita e recursiva, a escrita da equação do estado limite em função do índice de confiabilidade e a obtenção de suas raízes, conforme os procedimentos do FORM descritos na subseção 2.1.2.

Low e Tang (1997) resolveram problemas como esses aplicando a teoria de confiabilidade estrutural, apresentada na seção 2, em conjunto com a função Solver codificada e existente no aplicativo Excel. O tempo computacional gasto com a transformação dos valores das variáveis aleatórias do espaço original para valores do espaço reduzido, necessário ao FORM, também foi otimizado por Low e Tang (2007), pela utilização de funções existentes no Excel.

Su *et al.* (2010), em seu estudo probabilístico sobre a estabilidade de uma estrutura que serve de suporte para um túnel, depararam-se com questões de dificuldade ao tratarem como uma função do estado limite implícita. Ao abordarem o problema da perspectiva do FORM, os autores usaram recursos tais como a aproximação numérica para o cálculo das derivadas parciais da função do estado limite e a aproximação da mesma função por série de Taylor de segunda ordem para a obtenção do índice de confiabilidade a cada iteração do algoritmo.

Recursos como esses, encontrados na literatura atual, são apresentados nas subseções a seguir.

3.2.1 Procedimentos alternativos indicados por Low e Tang na execução do FORM

Low e Tang (1997) descrevem um método para cálculo do índice de confiabilidade com o uso do FORM com procedimentos um pouco diferentes dos explicados na subseção 2.1.2. Não são necessárias: a transformação das variáveis aleatórias em independentes, a escrita da equação do estado limite no espaço reduzido e o cálculo das derivadas parciais da função do estado limite. Os autores propuseram tal método para a análise probabilística de estabilidade de um talude hipotético, para o qual as variáveis consideradas aleatórias e que seguem a distribuição normal foram: coesão efetiva, ângulo de atrito interno efetivo e coeficiente de pressão da água. Eles programaram a fórmula recursiva do fator de segurança Generalizado de Janbu em uma planilha Excel. Então, adicionaram na mesma planilha a célula com a fórmula do índice de confiabilidade dada por Hasofer e Lind (1974):

$$\beta = \sqrt{(\underline{\mathbf{x}} - \underline{\mathbf{m}})^{\mathsf{T}} \mathbf{C}^{-1} (\underline{\mathbf{x}} - \underline{\mathbf{m}})}$$
(102)

onde <u>x</u> é o vetor das variáveis aleatórias, <u>m</u> é o vetor das médias estimadas de <u>x</u> e C a matriz de covariância entre as variáveis aleatórias <u>x</u>. O cálculo do índice de confiabilidade β , deu-se com a matriz de correlação R, a qual foi incluída na planilha, assim, a EQUAÇÃO 102 foi utilizada na seguinte versão:

$$\beta = \sqrt{\left[\frac{\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{x}_{i}}^{N}}{\sigma_{\mathbf{x}_{i}}^{N}}\right]^{T}} \mathbf{R}^{-1} \left[\frac{\mathbf{x}_{i} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{x}_{i}}^{N}}{\sigma_{\mathbf{x}_{i}}^{N}}\right]$$
(103)

onde $\left[\frac{x_i - \mu_{x_i}^N}{\sigma_{x_i}^N}\right]$ indica o vetor das variáveis aleatórias no espaço reduzido. A variável

 $\mu_{x_i}^{N}$ é a média normal equivalente à média estimada da variável $x_i \in \sigma_{x_i}^{N}$ é o desvio padrão normal equivalente ao desvio padrão estimado da variável x_i . Ambos obtidos pelas EQUAÇÕES 39, programadas na planilha do Excel.

A obtenção do índice de confiabilidade β ocorre no espaço das variáveis originais. A distância estatística da média, para as variáveis aleatórias, a β desvios padrões, gera as elipses de dispersão da FIGURA 16. A menor distância entre o
ponto médio e o ponto de tangência da elipse com a superfície de falha é o valor do índice de confiabilidade β . O ponto de tangência é o ponto de projeto para falha.



FIGURA 16 – ELIPSES DE DISPERSÃO NO ESPAÇO ORIGINAL

Foi realizada a chamada da função Solver do Excel, com o objetivo de minimizar o índice de confiabilidade β (EQUAÇÃO 103) sujeito às restrições que tornam a elipse de dispersão tangente à superfície de falha. As restrições são fator de segurança menor ou igual a um e desvios padrões das variáveis aleatórias positivos.

Assim, Low e Tang (1997) comprovaram que minimizar o índice de confiabilidade β equivale a maximizar o valor da função densidade de probabilidade normal multivariada:

$$f(\underline{\mathbf{x}}) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2} |\mathbf{C}|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\underline{\mathbf{x}} - \underline{\mu})^{\mathsf{T}} \mathbf{C}^{-1}(\underline{\mathbf{x}} - \underline{\mu})\right]$$
(104)

Conforme os procedimentos adotados por Low e Tang (1997), substituindose a EQUAÇÃO 102 ou 103 na EQUAÇÃO 104, tem-se:

$$f(\underline{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2} |C|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\beta^2\right]$$
(105)

FONTE: Low e Tang, 1997.

Na presença de variáveis aleatórias independentes ou não, isso indica que o ponto de projeto para falha é o ponto de máxima verossimilhança, de acordo com Shinozuka (1983).

O ponto de tangência da elipse com a superfície de falha, observado na FIGURA 16, foi facilmente obtido pelo Solver do Excel. As células a serem alteradas foram as dos valores das variáveis aleatórias iniciais \underline{x} . Ao final do processo, tais células continham as coordenadas do ponto de projeto para falha no espaço original. Os resultados obtidos com os procedimentos indicados por Low e Tang (1997), foram muito semelhantes aos obtidos com os descritos na subseção 1.2.1.

Com o mesmo procedimento, Low *et.al.* (1998) obtiveram o índice de confiabilidade para um talude hipotético, utilizando a fórmula do fator de segurança de Morgenstern e Price (1965) e atualizada por Chen e Morgenstern⁴ (1983) como função do estado limite. As variáveis consideradas aleatórias foram a coesão efetiva e o ângulo de atrito interno efetivo. Ambas seguiram a distribuição de probabilidade normal.

O fator de segurança de Spencer⁵ (1973) foi utilizado como função do estado limite por Low (2003) para a análise probabilística de estabilidade de um talude. Tal análise observou as mesmas diretrizes das apresentadas por Low e Tang (1997), porém, dois estudos foram realizados. Em um deles, as variáveis aleatórias seguiam distribuição lognormal, e em outro, seguiam a distribuição normal. Para a análise considerando a lognormalidade das variáveis, o índice de confiabilidade foi de 1,962, e a probabilidade de falha foi de 2,49%. Os respectivos valores para o estudo considerando a normalidade das variáveis aleatórias foram 1,852 e 3,16%. Os valores de probabilidade de ruptura obtidos por Simulação de Monte Carlo foram de 2,41% considerando-se as variáveis lognormais, e de 3,28% para o caso de variáveis aleatórias normais. Mais uma vez, o autor ressalta que os resultados obtidos com os procedimentos realizados em planilhas apontam para resultados muito próximos dos obtidos pelo FORM tradicional, porém sem a necessidade de transformação das variáveis.

⁴ CHEN, Z.; MORGENSTERN, N. R. Extensions to the generalized method of slices for stability analysis. **Canadian Geotechnical Journal**.Ottawa, Canadá, v.20, n.1, p.104-1119, jan. 1983.

⁵ SPENCER, E.. Thrust line criterion in embankment stability analysis. Géotechnique. Londres, v.23, n. 1, p.85-100, 1973.

Em 2005, Low calculou o índice de confiabilidade de um muro de contenção, construído sobre argila rija, cujo esquema é apresentado na FIGURA 17. As variáveis apresentadas na figura com as suas respectivas unidades de medida são:

 W_1 e W_2 : componentes de força (N);

P_a: empuxo ativo da terra (kN/m);

 c_a : adesão da base (kN/m²);

K_a: coeficiente de empuxo ativo de Coulomb (admensional);

 γ : peso específico do solo (kN/m³);

 α : ângulo do muro com o solo (graus);

 λ : inclinação da parte traseira do muro e a superfície de enchimento (graus);

 δ : ângulo de atrito da interface solo-muro (graus);

 ϕ' é o ângulo de atrito interno efetivo do solo (graus);

b: largura da base (m);

a: largura do topo do muro (m);

H: altura do muro (m).

FIGURA 17 – MURO DE CONTENÇÃO E SUAS VARIÁVEIS



FONTE: Low, 2005.

Em análises determinísticas, o fator de segurança contra o tombamento F_s é descrito pela EQUAÇÃO 106. Um muro de contenção é considerado seguro contra o tombamento se $F_s \ge 1,5$.

$$F_{s} = \frac{W_{1} \cdot Arm_{1} + W_{2} \cdot Arm_{2}}{P_{ah} \cdot Arm_{ah} - P_{av} \cdot Arm_{av}}$$
(106)

Onde:

 $Arm_1 e Arm_2 são os braços de alavanca, em relação ao ponto de giro do muro, de <math>W_1 e W_2$ respectivamente;

 $P_{ah} e P_{av}$ são os componentes horizontal e vertical do empuxo da terra P_a ; Arm_{ah} e Arm_{av} são os braços de alavanca, em relação ao ponto de giro do muro, de $P_{ah} e P_{av}$ respectivamente.

As variáveis da EQUAÇÃO 106 estão relacionadas com as variáveis apresentadas na FIGURA 17, conforme as EQUAÇÕES 107 a seguir:

$$P_{av} = P_{a} \cdot \operatorname{sen} \delta; \qquad P_{ah} = P_{a} \cdot \cos \delta;$$

$$Arm_{av} = b; \qquad Arm_{ah} = \frac{H}{3};$$

$$W_{1} = \frac{1}{2} \cdot \gamma \cdot (b - a) \cdot H; \qquad W_{2} = \gamma \cdot a \cdot H;$$

$$Arm_{1} = \frac{2}{3} \cdot (b - a); \qquad Arm_{2} = b - \frac{a}{2}.$$
(107)

Dois modos de falha foram considerados para a análise de confiabilidade. A estabilidade do muro foi analisada probabilisticamente quanto ao tombamento e quanto ao deslizamento horizontal. As funções que descrevem tais estados limites para a estrutura são dadas respectivamente pelas equações PerFn1 e PerFn2:

$$PerFn1 = W_1 \cdot Arm_1 + W_2 \cdot Arm_2 - P_{ah} \cdot Arm_{ah} + P_{av} \cdot Arm_{av}$$
(108)

$$PerFn2 = b \cdot c_a - P_{ab}$$
(109)

As variáveis consideradas aleatórias foram ϕ' , $\delta \in c_a$, todas seguindo a distribuição de probabilidade normal. Havia correlação positiva entre $\phi' \in \delta$, e nenhuma correlação de tais variáveis com c_a . A planilha Excel foi programada com

as funções de desempenho, dadas pelas EQUAÇÕES 108 e 109, com o vetor dos valores médios estimados das variáveis aleatórias <u>m</u>, com a matriz de correlação estimada R, e com o índice de confiabilidade β da EQUAÇÃO 103, para o uso da função Solver. Em cada um dos modos de falha, descritos pelas EQUAÇÕES 108 e 109, foi necessário resolver o modelo, com restrições distintas.

A violação do estado limite quanto ao tombamento ocorre se PerFn1 \leq 0, portanto essa foi uma restrição considerada para o caso de tombamento e além dessa, $\phi' \geq \lambda$. O índice de confiabilidade β obtido foi de 2,491, com probabilidade de tombamento de 0,637%, muito semelhante à probabilidade obtida por Simulação de Monte Carlo, com 800.000 testes, que foi de 0,633%. O fator de segurança determinístico, dado pela EQUAÇÃO 106, com os valores médios das variáveis aleatórias foi 1,65, ao passo que com as variáveis aleatórias no ponto de projeto para falha, F_s foi de 1,654, sendo esse considerado o fator de segurança probabilístico.

A violação do estado limite quanto ao deslizamento horizontal ocorre se PerFn2 \leq 0, e assim, novamente resolvida a função Solver do Excel, com nova restrição, o índice de confiabilidade β apontado foi de 3,102. A probabilidade de deslizamento foi de 0,0961%, valor próximo aos 0,108% encontrado por Simulação de Monte Carlo. Low (2005) afirma que valores de probabilidade de falha das estruturas, muito próximos aos obtidos pelo FORM, são esperados quando a superfície de falha é próxima à linear e as variáveis aleatórias seguem a distribuição normal.

Em 2007, Low e Tang fizeram uma alteração no seu procedimento de cálculo do índice de confiabilidade, proposto em 1997, aprimorando-o. Os cálculos das médias e dos desvios padrões normais equivalentes às médias e desvios padrões estimados das variáveis aleatórias (EQUAÇÕES 39), deixaram de ser necessários. As colunas da planilha Excel, destinadas aos cálculos desses valores, foram substituídas por uma única coluna nomeada <u>n</u>. Ao invés dos componentes n_i,

i = 1, 2, ..., n, de <u>n</u> serem calculados com $n_i = \frac{x_i - \mu_{x_i}^N}{\sigma_{x_i}^N}$, eles passaram a ser estimados:

$$n_i = \Phi^{-1}[F(x_i)]$$
 (110)

tal que Φ^{-1} é a inversa da função distribuição acumulada normal padrão e F é a função distribuição acumulada da variável original.

E assim o índice de confiabilidade β , anteriormente descrito pela EQUAÇÃO 103, assume a fórmula:

$$\beta = \sqrt{\underline{\mathbf{n}}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{R}^{-1} \cdot \underline{\mathbf{n}}} \tag{111}$$

Os valores das variáveis aleatórias x_i , i = 1, 2, ..., n, no espaço original, durante a otimização são obtidos por:

$$x_{i} = F^{-1}[\Phi(n_{i})]$$
(112)

Os procedimentos indicados por Low e Tang (2007) são aplicáveis à análise probabilística de estabilidade de estruturas, com variáveis aleatórias que sigam as seguintes distribuições: normal, lognormal, Gumbel, exponencial, uniforme, triangular e Weibull. Para a obtenção dos valores das variáveis aleatórias x_i que pertençam à distribuições de probabilidade gamma, beta ou PERT, é utilizado o método de Newton-Raphson, ou simplesmente o de Newton, supondo que $F(\underline{x}) = \Phi(\underline{n})$:

$$x_{k+i} = x_k - \frac{F(x_k) - \Phi(n)}{f(x_k)}$$
 (113)

tal que f é a função densidade de probabilidade da variável aleatória original x.

As vantagens do método proposto em 2007 por Low e Tang estão na agilidade dos cálculos, e em questões relacionadas ao Excel. Após a exposição dos novos procedimentos propostos, os autores fizeram dois testes. O primeiro foi a análise de confiabilidade para uma viga sobre uma fundação elástica, com seis variáveis consideradas aleatórias cujas distribuições de probabilidade eram distintas. O valor do índice de confiabilidade alcançado com os novos procedimentos foi de 2,383, após 9 iterações que ocorreram em 9 segundos. Com os procedimentos de 1997, o índice de confiabilidade foi de 2,4, após 16 iterações e demorou 16 segundos. O outro teste foi a análise de confiabilidade aplicada à estrutura de uma viga horizontal, sustentada por um pino em uma extremidade, um elástico na outra e

verticalmente suspensa entre as extremidades por uma mola, que pode ser observada na FIGURA 18.



FIGURA 18 – ESTRUTURA COMPLEXA DE VIGA HORIZONTAL

FONTE: Low e Tang, 2007.

A função do estado limite era implícita, e sete variáveis com distribuições de probabilidade distintas foram consideradas aleatórias. Os resultados com os procedimentos sugeridos em 1997 levaram a 14 iterações que duraram 20 segundos e indicaram $\beta = 2,6524$. Com as novas práticas, os resultados foram alcançados após 10 iterações que demoraram 15 segundos e foi obtido $\beta = 2,6513$. Tais resultados comprovaram a robustez e eficácia dos novos procedimentos.

3.2.2 Procedimentos alternativos indicados por Su, Li e Xie na execução do FORM

Su *et al.* (2010) fizeram a análise probabilística da estabilidade da estrutura de suporte de um túnel, composto de concreto e chumbador para rocha. O túnel, de 11,8 m de diâmetro, é chamado *Liziping*, ocupa 3,245 km da estrada *Yanghe-Huanglongdong*, e corta a montanha *Wulling* localizada na cidade de *Zhangjiajie* na China. A falha ocorre se a resistência à pressão da estrutura do suporte criado for menor que a resistência mínima aceitável à pressão exercida pela rocha da montanha que foi escavada para construção do túnel. A pressão da estrutura de suporte criada corresponde à soma da pressão exercida pelo concreto P_{i,shot} e da pressão exercida pelas chumbador para rocha P_{ibol}. A pressão mínima aceitável

exercida pela rocha da montanha é indicada por P_{i,min}. Assim, a violação do estado limite ocorre se:

$$P_{i,shot} + P_{i,bol} - P_{i,min} \le 0$$
(114)

Ou seja, a função do estado limite g(X) é definida por:

$$g(\underline{X}) = P_{i,shot} + P_{i,bol} - P_{i,min}$$
(115)

As expressões de P_{i,shot}, P_{i,bol} e P_{i,min} apresentadas nas EQUAÇÕES 116 a 118 a seguir mostram a complexidade da função do estado limite, indicada pela EQUAÇÃO 115. Na sequência, estão descritos os significados das variáveis.

$$\mathsf{P}_{i,\text{shot}} = \frac{\mathsf{E}_{s} \cdot \mathsf{d}}{\mathsf{r}_{0}(1-\mathsf{v}_{s}^{2})} \left\{ \frac{\mathsf{r}_{0}^{2}(1+\mathsf{v})(\mathsf{P}_{0}\text{sen}\phi + \mathsf{c}\cos\phi)}{\mathsf{E}\cdot\mathsf{r}} \left[\frac{(1-\operatorname{sen}\phi)(\operatorname{cctg}\phi + \mathsf{P}_{0})}{\mathsf{c}\cdot\operatorname{ctg}\phi + \mathsf{P}_{i,\min}} \right]^{\frac{1-\operatorname{sen}\phi}{2\operatorname{sen}\phi}} - \mathsf{u}_{0} \right\} / \mathsf{r}_{0} \quad (116)$$

$$P_{i,bol} = \frac{\left[(u_{r_0} - u_0^a) - (u_{r_c} - u_0^a \cdot (r_0 / r_c)) \right] \cdot E_b \cdot A_b}{(r_c - r_0) \cdot S_c \cdot S_l}$$
(117)

$$\mathbf{P}_{i,\min} = \gamma \cdot \mathbf{r}_{0} \cdot \left\{ \left[\frac{(1 - \operatorname{sen}\phi) \cdot (\mathbf{c} \cdot \operatorname{ctg}\phi + \mathbf{P}_{0})}{(1 + \operatorname{sen}\phi) \cdot (\mathbf{c} \cdot \operatorname{ctg}\phi + \mathbf{P}_{i,\min})} \right]^{\frac{1 - \operatorname{sen}\phi}{2\operatorname{sen}\phi}} - 1 \right\}$$
(118)

Onde:

E_s é o módulo de Young;

d é a espessura do suporte;

 r_0 é o raio do túnel escavado;

 $v_{\rm s}$ é o módulo de Poisson do concreto;

v é o módulo de Poisson para as rochas;

P₀ é a pressão hidrostática de campo;

E é o módulo de deformação;

 ϕ é o ângulo de atrito interno da rocha;

c é a coesão da rocha;

u₀ é o raio de abertura, antes da instalação do suporte;

 r_c é o raio representando a distância do centro do túnel à face interna da superfície de ancoragem;

 $u_{r_{o}}$ e $u_{r_{c}}$ são os deslocamentos radiais dos raios $r_{_{0}}$ e $r_{_{c}}$ respectivamente;

u₀^a é o deslocamento radial do túnel quando a estrutura suporte é recém colocada;

E_b é o módulo de Young dos chumbadores para rocha;

A_b é a área da seção transversal dos chumbadores;

 $S_c \ e \ S_l$ são os espaçamentos circunferenciais e longitudinais respectivamente;

 γ é o peso específico da rocha.

As variáveis consideradas aleatórias na análise probabilística de estabilidade da estrutura suporte foram c, ϕ , P₀, E, u₀ e d. Os autores consideraram-nas estatisticamente independentes e com distribuição normal. Substituindo-se as EQUAÇÕES 116, 117 e 118 na EQUAÇÃO 115, obtém-se uma função implícita como função do estado limite. Isso dificulta a realização de alguns dos procedimentos necessários ao cálculo do índice de confiabilidade com o uso do FORM. Su *et al.* (2010) sugerem as alternativas apresentadas a seguir.

Tendo em vista que as variáveis consideradas aleatórias são independentes e possuem distribuição normal, a transformação dos valores do vetor aleatório <u>X</u>, que está no espaço original, no vetor aleatório <u>z</u>, do espaço reduzido, deu-se pela padronização das variáveis, descrita pela EQUAÇÃO 23. O cálculo das derivadas parciais da função de desempenho implícita g(<u>z</u>) foi realizado por aproximação de diferenças centrais com um passo de tamanho t. Assim, a derivada parcial da função g(<u>z</u>) com relação à variável z_i no ponto de projeto para falha <u>z</u>^{*} foi obtida com:

$$\left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{z}_{i}}\right) \approx \frac{\mathbf{g}(\mathbf{z}_{1}, \mathbf{z}_{2}, \dots, \mathbf{z}_{i} + \mathbf{t}, \dots, \mathbf{z}_{n}) - \mathbf{g}(\mathbf{z}_{1}, \mathbf{z}_{2}, \dots, \mathbf{z}_{i}, \dots, \mathbf{z}_{n})}{\mathbf{t}}$$
(119)

Os autores sugerem a escrita da função do estado limite g em função do índice de confiabilidade $\beta^{(h+1)}$, ou seja, $g(\beta^{(h+1)})$, pela série de Taylor centrada em $\beta^{(h)}$, conforme a EQUAÇÃO 120. O índice de confiabilidade $\beta^{(h+1)}$ ao final da iteração h do algoritmo FORM, é uma das raízes da equação do estado limite $g(\beta^{(h+1)}) = 0$, e $\beta^{(h)}$ é o índice de confiabilidade conhecido, determinado na iteração anterior.

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^{(h+1)}) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{1}{m!} \left(\boldsymbol{\beta}^{(h+1)} - \boldsymbol{\beta}^{(h)}\right)^m \left(\frac{\partial^m \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^{(h)m}}\right)$$
(120)

Contudo, a série da EQUAÇÃO 120 foi considerada apenas até o termo quadrático:

$$g(\beta^{(h+1)}) \approx g(\beta^{(h)}) + \left(\beta^{(h+1)} - \beta^{(h)}\right) \left(\frac{\partial g}{\partial \beta^{(h)}}\right) + \frac{1}{2} \left(\beta^{(h+1)} - \beta^{(h)}\right)^2 \left(\frac{\partial^2 g}{\partial \beta^{(h)2}}\right)$$
(121)

As derivadas parciais de primeira e segunda ordens de g, com relação a $\beta^{(h)}$, observadas na EQUAÇÃO 121, são calculadas com a fórmula da derivação da função composta. A derivada parcial de primeira ordem de g, com relação à $\beta^{(h)}$ é:

$$\left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^{(h)}}\right) = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{z}_{i}}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{z}_{i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^{(h)}}\right)$$
(122)

tal que $\left(\frac{\partial g}{\partial z_i}\right)$ é obtida da aproximação descrita na EQUAÇÃO 119.

A derivada parcial de segunda ordem de g, com relação à $\beta^{(h)}$, vista na EQUAÇÃO 121, é:

$$\left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \beta^{(h)2}}\right) = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \mathbf{z}_i^2}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{z}_i}{\partial \beta^{(h)}}\right)^2$$
(123)

sendo que $\left(\frac{\partial^2 g}{\partial z_i^2}\right)$ é obtida por aproximação de diferença central, com passo de

tamanho t:

$$\left(\frac{\partial^2 g}{\partial z_i^2}\right) \approx \frac{g(z_1, z_2, ..., z_i + 2t, ..., z_n) - 2g(z_1, z_2, ..., z_i + t, ..., z_n) + g(z_1, z_2, ..., z_n)}{t^2}$$
(124)

Su *et al.* (2010) propõem que as derivadas parciais de g, em relação a $\beta^{(h)}$, com ordens w = 0, 1 e 2 sejam indicadas pelas variáveis a_w^h , da seguinte maneira:

$$\mathbf{a}_{1}^{h} = \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^{(h)})$$

$$\mathbf{a}_{2}^{h} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^{(h)}}\right)$$

$$\mathbf{a}_{3}^{h} = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial^{2} \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^{(h)2}}\right)$$
(125)

A aproximação de g($\beta^{(h+1)}$) por série de Taylor de segunda ordem centrada em $\beta^{(h)}$, descrita pela EQUAÇÃO 121, é escrita em função das variáveis a_w^h indicadas nas EQUAÇÕES 125, e descreve a seguinte equação do estado limite:

$$g(\beta^{(h+1)}) \approx a_0^h + a_1^h \left(\beta^{(h+1)} - \beta^{(h)}\right) + a_2^h \left(\beta^{(h+1)} - \beta^{(h)}\right)^2 = 0$$
(126)

O índice de confiabilidade $\beta^{(h+1)}$ é uma das raízes da EQUAÇÃO 126 do segundo grau, portanto:

$$\beta^{(h+1)} = \beta^{(h)} + \frac{-a_1^h \pm \sqrt{(a_1^h)^2 - 4 \cdot a_0^h \cdot a_2^h}}{2 \cdot a_2^h}$$
(127)

desde que a condição seja satisfeita:

$$(\mathbf{a}_{1}^{k})^{2} - 4 \cdot \mathbf{a}_{0}^{k} \cdot \mathbf{a}_{2}^{k} \ge 0 \tag{128}$$

A cada iteração do algoritmo FORM, a superfície de falha é aproximada por uma série de Taylor de segunda ordem, centrada no índice de confiabilidade obtido na iteração anterior, e cuja incógnita é o índice de confiabilidade a ser determinado. A utilização dos procedimentos sugeridos por Su *et al.* (2010), implica na escolha de um índice de confiabilidade inicial $\beta^{(0)}$ e de um tamanho para o passo t.

Com tais procedimentos abordados nessa subseção, os autores realizaram várias análises probabilísticas de estabilidade da estrutura de suporte do túnel *Liziping*. O índice de confiabilidade inicial $\beta^{(0)}$ usado em todas as análises foi 1,0, e o valor do passo t variou entre 0,03 e 0,7. O índice de confiabilidade de 2,6501 e a probabilidade de falha de 0,4023% foram obtidos pelo método de Simulação de Monte Carlo, com um número de 100.10⁴ ensaios. Dentre as análises do FORM, a que apresentou resultado mais próximo ao da Simulação de Monte Carlo foi o teste que considerou o tamanho do passo como 0,0834. Após dezesseis iterações, foi

apontado o valor $\beta = 2,6521$ e a chance de ocorrência de falha na estrutura de suporte de 0,4000%. Su *et al.* (2010) enfatizaram as vantagens dos procedimentos do FORM apresentados, uma vez que o valor da função do estado limite implícita foi calculado 688 vezes para obtenção dos resultados, em contraste com as $100 \cdot 10^4$ vezes da Simulação de Monte Carlo, o que garantiu uma melhora no tempo computacional.

As alternativas sugeridas por Su *et al.* (2010), para a utilização do FORM com uma função do estado limite implícita, estão implementadas no método probabilístico para análise de estabilidade de barragens de terra proposto nesta tese. Os procedimentos do algoritmo sugerido são explicados com detalhes na subseção 5.2.

4 A BARRAGEM DE ITAIPU

A Usina Hidrelétrica de Itaipu (UHI) encontra-se no Rio Paraná, na divisa entre Brasil e Paraguai. Em toda a sua extensão, de quase 8 km, ela é composta por barragens de diversos tipos, cujo coroamento está na cota 225,00 m acima do nível do mar. Nesta tese, a palavra cota indica a cota acima do nível do mar. O aspecto geral da Barragem de Itaipu é visualizado na FIGURA 19.



FIGURA 19 – ASPECTO GERAL DA BARRAGEM DE ITAIPU

1 Barragem de Terra da Margem Direita 3 Barragem de Contrafortes 4 Barragem de Ligação Direta 5 Estrutura de Desvio 6 Barragem de Ligação Esquerda 8 Barragem de Terra da Margem Esquerda 7 Barragem de Enrocamento 9 Casa de Força no Leito do Rio 10 Casa de Força no Canal de Desvio 11 Canal de Desvio 12 Ponte de Serviço 14 Área de Montagem da Margem Esquerda 13 Área de Montagem da Margem Direita 15 Ensecadeira de Jusante 16 Ensecadeira de Montante 17 Subestação da Margem Direita 18 Reservatório FONTE: Itaipu Binacional, 2009.

Na FIGURA 19, observa-se que na margem direita, situada no Paraguai, a barragem da UHI inicia com um aterro compactado (1) de 872 m de comprimento e altura máxima de 25 m. À esquerda deste, está o vertedouro (2) com 380 m de

comprimento. Na sequência, encontra-se a barragem de concreto de contrafortes (**3**), com 986 m até as proximidades da antiga calha do rio. O trecho seguinte, de 1.064 m é ocupado pela barragem principal, com blocos do tipo contrafortes e de gravidade aliviada (**4**). Após este, há um trecho de concreto maciço (**5**), com 170 m de comprimento, no local do desvio do rio, necessário durante a época da construção. Na continuação da barragem, há 350 m de blocos de concreto tipo contrafortes (**6**). A estrutura da barragem, nos próximos 1984 m, é de enrocamento com núcleo de argila (**7**). O material rochoso é proveniente da escavação para a construção do canal de desvio do rio. Na sequência, está a Barragem de Terra da Margem Esquerda (**8**), com extensão de 2.294 m e altura máxima de 30 m. A BTME estende-se até atingir a cota 225,00 m do terreno natural, na ombreira esquerda, localizada no Brasil (ITAIPU, 2009).

Na seção 4, são relatados aspectos técnicos da porção da barragem de Itaipu, onde está a seção transversal instrumentada, cujas informações são usadas para a verificação do desempenho do método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra proposto. Aspectos da BTME, tais como sua fundação, suas seções típicas, e a seção transversal da Estaca 122+00, são abordados. Uma breve apresentação de algumas das medidas de segurança, realizadas em Itaipu, é encontrada no final da seção.

4.1 A FUNDAÇÃO DA BARRAGEM DE TERRA DA MARGEM ESQUERDA DE ITAIPU

A rocha da fundação da barragem de Itaipu é de origem vulcânica, proveniente dos grandes derrames basálticos da formação Serra Geral (ITAIPU BINACIONAL, 2009). A FIGURA 19 mostra cinco derrames, nomeados A, B, C, D e E, que são encontrados na seção geológica típica onde se encontra a barragem de Itaipu.

Patias (2010) explica o mecanismo de formação, ocorrido em cada um dos cinco derrames, mostrado na FIGURA 20. Na parte central dos derrames, cor marrom clara da figura, o maciço basáltico é composto por rochas de cor cinza escura. No topo dos derrames, há uma camada vesículo-amigdaloidal, representada em amarelo na FIGURA 20. Sobre esta camada, ao longo da superfície irregular dos

derrames basálticos, existiram depósitos de sedimentos que sofreram intemperismo. O derrame de lava subsequente mobilizou e fundiu o depósito, transformando-o em um novo material heterogêneo chamado brecha basáltica, indicada pela cor marrom escuro na figura.





FONTE: Itaipu Binacional, 2009.

A FIGURA 21 mostra o perfil do solo na região da barragem de Itaipu, e portanto, na região da BTME (THÁ, 2007).

Na FIGURA 21, é observada a rocha sã proveniente do derrame basáltico E, visto na FIGURA 20. Sobre esta, estão camadas que se originaram do intemperismo sofrido pelo basalto do derrame E, que são conhecidas como camadas de solos residuais do basalto. São elas: rocha alterada, também conhecida como basalto intemperizado, saprolito, horizonte de seixos, argila vermelha, e o solo agriculturável em contato direto com a flora. Quanto mais próximo da superfície o solo está, maior o intemperismo sofrido, e quanto mais perto da rocha sã, menor o intemperismo sofrido. É por esse motivo que solos residuais próximos da sua rocha de origem são chamados de solos residuais jovens, enquanto que, solos residuais distantes da sua rocha de origem, são chamados de solos residuais maduros.

A camada correspondente ao solo agriculturável (FIGURA 21) foi retirada para a construção da BTME. Na apresentação da seção da Estaca 122+00 (FIGURA

24), é observado que o horizonte de seixos é tratado como argila vermelha, considerando-se que ele pertence à mesma camada que esta.



FIGURA 21 – PERFIL TÍPICO DE SOLO NA REGIÃO DA BARRAGEM DE ITAIPU.

FONTE: Thá, 2007.

4.2 SEÇÕES TRANSVERSAIS TÍPICAS DA BARRAGEM DE TERRA DA MARGEM ESQUERDA DE ITAIPU

A Barragem de Terra da Margem Esquerda compõe dois trechos da estrutura da barragem de Itaipu: o Trecho K, correspondente à transição entre enrocamento e terra, e o Trecho L, apenas de terra (ITAIPU BINACIONAL, 2009). A planta geral da BTME é mostrada no ANEXO 1. Nos Trechos K e L são observados três tipos de seções transversais típicas, cujas plantas podem ser vistas no ANEXO 2, tais quais:

- transição entre barragem de enrocamento e terra (Trecho K);
- > barragem com altura entre 10 m e 30 m (Trecho L);
- > barragem com altura inferior a 10 m (Trecho L).

As seções transversais típicas estão apresentadas nas subseções a seguir. Os materiais usados na construção de cada uma das partes da BTME foram os mesmos para qualquer uma das seções transversais típicas. A argila plástica do corpo da barragem é proveniente da área de empréstimo Pomba Quê, próxima à estrutura. Solos residuais e rocha alterada, obtidos das escavações do local onde foi construída a barragem de enrocamento, foram utilizados como material para as bermas (IECO-ELC, 1982). As areias dos filtros internos foram as provenientes do fundo do Rio Paraná e das proximidades da Ilha Acary, e a areia artificial oriunda das instalações de britagem do basalto são (IECO-ELC, 1990).

4.2.1 Seção transversal típica localizada na transição entre Barragem de Enrocamento e Terra – Trecho K

O Trecho K localiza-se entre as Estacas 119+42,17 e 122+47,17. Neste trecho, os espaldares da barragem de enrocamento diminuem gradualmente e dão lugar às bermas da barragem de terra. O núcleo impermeável da barragem de enrocamento alarga-se, até transformar-se no corpo da barragem de terra, na Estaca 122+47,17. A barragem de enrocamento está fundada na rocha sã. Por isso, a zona de transição está fundada no derrame basáltico E, e, a partir da Estaca 121+50 passa a fundar-se em solo. O nível da fundação da barragem no Trecho K cresce gradualmente, até a Estaca 122+47,17, quando inicia o Trecho L (IECO-ELC, 1992).

A seção transversal da Estaca 122+00, da qual foram utilizadas as informações para a obtenção dos resultados apresentados nesta tese, pelo método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra proposto, pertence ao Trecho K.

 4.2.2 Seção transversal típica da Barragem de Terra com altura entre 10 m e 30 m – Trecho L

Tal parte do Trecho L possui comprimento aproximado de 483 m, situa-se entre as Estacas 122+47,17 e 127+30, e pode ser visualizada na FIGURA 22. Tanto

a montante como a jusante, os taludes do corpo do aterro de argila compactada (2) têm inclinação de 1V:3,5H, desde o coroamento até as bermas (7), e então passam a ter inclinação 1V:2H até a fundação (3). Há um filtro interno vertical de areia (5), do tipo chaminé, com espessura de 2 m, situado a 3 m a jusante do eixo da barragem (1). O filtro tem início na elevação 223 m e atinge o tapete drenante (5) de 1 m de espessura. Este último, se estende desde o filtro vertical até sair no talude a jusante no ponto onde a berma (7) inicia com inclinação 1V:9H (IECO-ELC, 1990).



FIGURA 22 – SEÇÃO TRANSVERSAL TÍPICA DA BTME COM ALTURA ENTRE 10 M E 30 M

A montante, no lado esquerdo da FIGURA 22, o aterro compactado está protegido por *rip-rap*, composto de rochas provenientes da escavação necessária para a construção do canal de desvio. A berma a montante tem inclinação inicial de 1V:5H, em seguida torna-se quase horizontal, com inclinação de 1%, e ao final, tem talude 1V:6H até atingir o tapete impermeável (IECO-ELC, 1992).

4.2.3 Seção transversal típica da Barragem de Terra com altura inferior a 10 m – Trecho L

Essa parte do Trecho L possui comprimento aproximado de 1.357 m e localiza-se entre as estacas 128+80 e 142+36,50. Antes da sua construção houve a remoção de 0,5 m de solo, além da parte que continha material orgânico, com a finalidade de proteger a superfície final de escavação da fundação contra a ação das águas da chuva, ressecamentos e fissuramentos (IECO-ELC, 1990). A FIGURA 23 mostra uma seção típica da BTME com altura inferior a 10 m.

O corpo do aterro de argila plástica compactada (2) não possui bermas (7) e apresenta inclinação 1V:3H, a montante e a jusante. Há um filtro interno vertical de

areia (5), do tipo chaminé, com 2 m de espessura que tem início na elevação 223 m e atinge o tapete drenante horizontal (5). Este último possui espessura entre 0,5 m e 1,5 m, e localiza-se entre as Estacas 128+80 e 141+00. A montante, no lado esquerdo da FIGURA 23, a barragem tem uma proteção composta por *rip-rap* (9). A jusante, a barragem é composta por grama e apresenta um sistema de drenagem superficial. (IECO-ELC, 1990).



FIGURA 23 – SEÇÃO TRANSVERSAL TÍPICA DA BTME COM ALTURA INFERIOR A 10 M

4.3 SEÇÃO TRANSVERSAL DA ESTACA 122+00 DA BTME

A seção transversal da Estaca 122+00 da BTME da Usina Hidrelétrica de Itaipu, utilizada para ilustrar o método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra proposto, localizada no Trecho K, é apresentada na FIGURA 24. Tal figura foi feita com base nas informações do projeto da seção, descritas no relatório IECO-ELC (1977b), no *software* GeoStudio 2007, o qual contém os aplicativos SEEP/W[®] e SLOPE/W[®]. O projeto da seção transversal da Estaca 122+00 é encontrado no ANEXO 3.

Toda a estrutura da FIGURA 24 está sobre o basalto denso, descrito como rocha sã na FIGURA 20 (ITAIPU BINACIONAL, 2009). A camada amarela, conhecida como basalto intemperizado, corresponde à rocha alterada da FIGURA 21. A camada de saprolito é a parte laranja. A NBR 6502 (1995) define saprolito como material em estágio avançado de desintegração proveniente da alteração da rocha em sua localização original. O saprolito é um material altamente anisotrópico e heterogêneo e que contém núcleos de material consistente entremeados a uma massa com característica de solo. A camada roxa representa um solo argiloso que será chamado nesta tese, de argila plástica da fundação. A argila vermelha e o horizonte de seixos da FIGURA 21 estão presentes nesta camada. O corpo da barragem, representado em marrom, é composto de argila plástica compactada proveniente de área de empréstimo próxima ao local de construção da BTME. Na estrutura do corpo, observa-se um filtro tipo chaminé e um tapete drenante, ambos na cor cinza, feitos com areia. As partes verdes são as bermas, feitas com argila, saprolito e basalto intemperizado, provenientes das escavações realizadas para a construção de outras partes da barragem. Na cor rosa a montante, está uma camada de *rip-rap*. Tal camada é constituída por pedregulhos e ocasionais matacões arranjados muitas vezes manualmente, com os de menores diâmetros preenchendo os vazios entre os de maiores diâmetros, com poucos finos e de maneira a impedir a erosão que poderia ser causada pela água do reservatório no aterro compactado.

FIGURA 24 – SEÇÃO TRANSVERSAL DA ESTACA 122+00 DESENHADA NO GEOSTUDIO 2007



FONTE: IECO-ELC, 1977b, adaptado pela autora, 2015.

4.4 MEDIDAS DE SEGURANÇA REALIZADAS PARA A BARRAGEM DE ITAIPU

A Itaipu Binacional tem colocado em prática medidas de segurança desde o início de sua construção, sendo que grande parte das exigências da Lei nº. 12.334 já estavam sendo realizadas antes da vigência da mesma. Dentre algumas dessas medidas, podem-se citar: o acompanhamento permanente de 2.400 instrumentos com leituras manuais, 270 com leitura automatizada e 3.500 drenos; a utilização de base de dados para análise de desempenho das estruturas; as leituras dos instrumentos e inspeções rotineiras; as equipes de manutenção e reparo que realizam ações de correções; a atualização no processamento dos dados pela aquisição de *softwares* destinados à gestão do risco e treinamento dos funcionários para a utilização de seguro de ação e emergência; o constante aperfeiçoamento dos métodos utilizados para a gestão da segurança através das pesquisas realizadas no CEASB; dentre outras medidas (NEUMANN JR. *et.al.*, 2011).

Neumann Jr. *et.al.* (2011) observam ainda que Itaipu supera os requisitos mínimos determinados por lei para um empreendimento com as suas características. Devido à sua binacionalidade, Itaipu está desobrigada do cumprimento dos requisitos das leis brasileiras. Contudo, mudanças voluntárias foram incorporadas nas práticas das atividades rotineiras com a finalidade de adequação aos moldes da Lei n^{o.} 12.334.

5 MÉTODO PROBABILÍSTICO PARA ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO

O método apresentado nessa seção, por ser probabilístico, permite realizar a análise de estabilidade de barragens de terra considerando a aleatoriedade de algumas variáveis, diferentemente dos métodos tradicionais. É importante ressaltar que mesmo que a barragem seja considerada segura, de acordo com análises tradicionais de estabilidade, existe um risco que deve ser avaliado. O esquema geral do método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra proposto nesta tese é apresentado no fluxograma da FIGURA 25.

FIGURA 25 – ESQUEMA GERAL DO MÉTODO PROBABILÍSTICO DE ANÁLISE DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO



FONTE: A autora, 2016.

Primeiramente, uma seção transversal instrumentada da barragem de terra, a ser avaliada probabilisticamente quanto à sua estabilidade, é selecionada. Então, procede-se à retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, a partir dos dados: coeficientes de permeabilidade de projeto considerando as condições a longo prazo e cotas piezométricas das leituras dos instrumentos instalados na seção. A seguir, realiza-se a análise probabilística de estabilidade, com base no algoritmo FORM, levando em conta as seguintes informações: variáveis consideradas aleatórias, variáveis consideradas determinísticas e condições de fluxo atualizadas de acordo com a retroanálise prévia. Os resultados, ao final do processo, são as estimativas da probabilidade de ruptura simulada do talude de jusante, do índice de confiabilidade para a barragem e dos valores mais prováveis que as variáveis aleatórias devem assumir para a ocorrência de ruptura.

As fases de retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais e de análise probabilística de estabilidade da barragem de terra, conforme o proposto nesta tese, estão detalhadas nas subseções a seguir.

5.1 MÉTODO PARA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS

A retroanálise consiste em um processo iterativo, por meio do qual é possível obter os valores dos coeficientes de permeabilidade dos materiais da barragem mais próximos dos valores atuais. Ela é importante porque, em fase de operação da barragem, não são realizados ensaios para verificação da permeabilidade dos solos. Linhas de fluxo da água no interior do aterro compactado e da sua fundação, mais condizentes com a realidade da barragem percebida em campo, são traçadas com os resultados da retroanálise.

FIGURA 26 – ESQUEMA DOS PROCEDIMENTOS EXECUTADOS PARA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS



FONTE: A autora, 2016.

O esquema dos procedimentos para retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais com compõem a barragem, executados nesta tese, é apresentado no fluxograma da FIGURA 26.

O procedimento de retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, aqui apresentado, consiste em utilizar os valores de projeto dos coeficientes de permeabilidade para encontrar uma solução numérica do modelo do fluxo (EQUAÇÃO 97), com o uso do método dos elementos finitos. O aplicativo SEEP/W[®] é utilizado para tal resolução, uma vez que nele encontra-se implementado o MEF. São calculadas as diferenças entre as cotas piezométricas das leituras instrumentais e as cargas hidráulicas, soluções da EQUAÇÃO 97, nas cotas de instalação dos piezômetros. Se a soma dos quadrados de tais diferenças for um valor pequeno o suficiente para ser aceito, então estão determinados os valores dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, mais próximos dos valores atuais, e as linhas de fluxo pela seção transversal podem ser traçadas. Caso contrário, faz-se a alteração manual dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, no aplicativo SEEP/W[®] e, o modelo do fluxo (EQUAÇÃO 97) é resolvido novamente. Novas diferenças, entre os valores das cotas piezométricas instrumentais e das cargas hidráulicas soluções do modelo, são calculadas. A sequência dos passos descritos prossegue até obter-se um mínimo valor possível para a soma dos quadrados das diferenças.

A retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais fornece informações importantes para a realização de uma análise probabilística de estabilidade da barragem que considere as condições do fluxo atuais e conforme as verificadas em campo.

5.2 MÉTODO PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA PROPOSTO

Nessa subseção, o método proposto para análise probabilística de estabilidade de barragens de terra, com base no algoritmo *First Order Reliability Method* (FORM) de confiabilidade estrutural, é explicado. Artifícios tais como o cálculo das derivadas parciais da função do estado limite por aproximação numérica e a aproximação da equação do estado limite por série de Taylor de segunda ordem,

conforme sugerido por Su *et al.* (2010), ambos vistos na subseção 3.2.2, foram incorporados ao método proposto. Os procedimentos são relatados em detalhes.

5.2.1 Ações iterativas do algoritmo base para o método de análise probabilística de estabilidade proposto

O algoritmo desenvolvido nesta tese, para análise probabilística de estabilidade de barragens de terra, considera que são conhecidas as médias e os desvios padrões das variáveis aleatórias, e estas são dependentes e seguem a distribuição normal. De acordo com a revisão da subseção 2.1.2, em tal situação, pode-se aplicar FORM sob informação de probabilidade incompleta, para o qual são indicadas as seguintes ações iterativas (ANG E TANG, 1984; BAECHER E CHRISTIAN, 2003):

Ação 1: Transformação das variáveis aleatórias em variáveis independentes e que seguem a distribuição normal padronizada.

O vetor aleatório <u>X</u> é escrito em função do vetor aleatório <u>z</u> cujas variáveis são pertencentes ao espaço reduzido. Em tal ação, são necessárias a matriz diagonal dos desvios padrões estimados de <u>X</u>, denotada por $[\sigma_{\underline{X}}]$, o vetor das médias estimadas de <u>X</u>, representado por $\mu_{\underline{X}}$, e a matriz T composta pelos autovetores normalizados da matriz R, sendo que R é a matriz das correlações estimadas das variáveis de <u>X</u>. O vetor <u>X</u> é decomposto:

$$\underline{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \sigma_{\underline{\mathbf{X}}} \end{bmatrix} \cdot \mathbf{T} \cdot \underline{\mathbf{z}} + \mu_{\underline{\mathbf{X}}}$$
(129)

Ação 2: Obtenção da equação do estado limite.

A função do estado limite G(X) é escrita como uma função das variáveis do espaço reduzido (z) e igualada a zero:

$$g(\underline{z}) = 0 \tag{130}$$

Ação 3: Escrita de um novo ponto de projeto para falha.

O novo ponto de projeto para falha \underline{z}^* é uma função do índice de confiabilidade β , e esse será determinado na ação 4.

$$\underline{\mathbf{z}}^* = -\left[\sigma_{\underline{z}}\right] \cdot \underline{\alpha} \cdot \beta \tag{131}$$

O vetor de cossenos diretores $\underline{\alpha}$, da EQUAÇÃO 131, é uma função do vetor das derivadas parciais de g em relação às variáveis de \underline{z} , $\frac{\partial g}{\partial \underline{z}}$, e da matriz diagonal dos desvios padrões estimados de \underline{z} , $[\sigma_{\underline{z}}]$. Tais desvios padrões são definidos pelas raízes dos autovalores da matriz de correlação R, estimada de \underline{X} , $\sqrt{\lambda_1}$. O vetor dos cossenos diretores $\underline{\alpha}$ é:

$$\underline{\alpha} = \frac{\left[\sigma_{\underline{z}}\right] \cdot \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \underline{z}}}{\left\|\left[\sigma_{\underline{z}}\right] \cdot \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \underline{z}}\right\|}$$
(132)

Ação 4: Cálculo do índice de confiabilidade.

O índice de confiabilidade β é obtido das raízes da equação do estado limite (EQUAÇÃO 130), sendo a equação escrita como função do novo ponto de projeto para falha <u>z</u>*:

$$g(\underline{z}^*) = g\left(-\left[\sigma_{\underline{z}}\right] \cdot \underline{\alpha} \cdot \beta\right) = 0$$
(133)

Ação 5: Verificação do critério de parada do algoritmo.

Se a diferença entre índices de confiabilidades das duas últimas iterações sucessivas é menor que um valor estipulado, então a execução do algoritmo para e segue-se a ação 6. Caso contrário, novo ponto de projeto para falha é calculado, com a EQUAÇÃO 131, e o procedimento reinicia a partir da ação 3.

Ação 6: Obtenção dos resultados finais da execução do algoritmo.

O ponto de projeto para falha \underline{z}^* , no espaço reduzido, é obtido pela EQUAÇÃO 131, aplicando-se a esta o índice de confiabilidade β da última iteração. Então, o ponto de projeto para falha \underline{X}^* é escrito, no espaço original das variáveis, com a EQUAÇÃO 129. A probabilidade de ruptura é estimada com o uso da função distribuição acumulada normal padrão Φ :

$$\mathsf{p}_{\mathsf{r}} = \mathsf{1} - \Phi(\beta) \tag{134}$$

E assim, o algoritmo FORM é finalizado.

As ações iterativas do algoritmo FORM, que serve de base para o método de análise probabilística de estabilidade proposto, também são indicadas no fluxograma da FIGURA 27 a seguir.



FONTE: A autora, 2016.

5.2.2 Procedimentos alternativos do método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto para a função do estado limite escolhida

A falha estrutural, considerada na análise pelo método proposto, é a ruptura simulada do talude de jusante. A função de desempenho escolhida para descrever tal falha, é o fator de segurança. A violação do estado limite ocorre se FS (\underline{X}) < 1, e por isso, a função do estado limite para a análise probabilística de estabilidade pelo método proposto é:

$$G(\underline{X}) = FS(\underline{X}) - 1 \tag{135}$$

Nota-se que, de acordo com a EQUAÇÃO 135, a violação do estado limite ocorre se $G(\underline{X}) < 0$ e a iminência da ruptura se $G(\underline{X}) = 0$, o que está em conformidade com a teoria do algoritmo FORM apresentado na subseção 2.1.2.

Um fluxograma das ações iterativas do FORM pelo método proposto é apresentado na FIGURA 28.

FIGURA 28 – FLUXOGRAMA DAS AÇÕES ITERATIVAS PARA A ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DE BARRAGENS DE TERRA PELO MÉTODO PROPOSTO



FONTE: A autora, 2016.

A utilização de funções implícitas e recursivas, como os fatores de segurança, apresentados na subseção 2.1.3, como função do estado limite, dificulta a execução do FORM. As dificuldades são encontradas nas ações em que o cálculo das derivadas parciais da função do estado limite (ação 3) e o cálculo das raízes da

equação do estado limite (ação 4) são necessários. Esses são os motivos pelos quais os procedimentos alternativos indicados por Su *et al.* (2010), na subseção 3.2.2, são incorporados ao método de análise probabilístico de estabilidade de barragens de terra proposto, conforme a explicação a seguir.

Primeiramente, é necessário ter as seguintes informações a respeito da seção transversal instrumentada a ser analisada: condições de fluxo coerentes com as que ocorrem em campo, médias e desvios padrões das variáveis consideradas aleatórias e com distribuição normal, e os valores das variáveis consideradas determinísticas. O vetor aleatório \underline{X} é composto pelas médias estimadas das variáveis aleatórias. As variáveis de \underline{X} devem ser transformadas em independentes, com distribuição normal, média zero e desvio padrão um. Mediante essa transformação, correspondente à ação 1, obtém-se o vetor aleatório \underline{z} no espaço reduzido.

FIGURA 29 – PROCEDIMENTO PARA APROXIMAÇÃO NUMÉRICA DAS DERIVADAS PARCIAIS DE G COM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS DO VETOR <u>Z</u>



FONTE: A autora, 2016.

A próxima ação, conforme o algoritmo FORM, seria escrever a função do estado limite (EQUAÇÃO 135), como uma função de <u>z</u>, indicada por g(<u>z</u>). A expressão do fator de segurança, presente na EQUAÇÃO 135, é recursiva e uma função implícita, e assim, g(<u>z</u>) também é recursiva e uma função implícita. Isso

dificulta o cálculo das derivadas parciais de g com relação às variáveis de <u>z</u>, prérequisito para a ação 3. Aproximações numéricas são usadas para o cálculo das derivadas parciais do vetor $\frac{\partial g}{\partial z}$, sem a necessidade de realizar a ação 2 do algoritmo. O esquema desse procedimento, que mostra o cálculo da derivada parcial de g com relação a uma das variáveis aleatórias z_i é visualizado no fluxograma da FIGURA 29.

Um valor t > 0 é previamente escolhido como incremento. Definidos os valores do vetor aleatório <u>z</u>, esse é escrito no espaço das variáveis originais, ou seja, é transformado em <u>X</u> com a EQUAÇÃO 129. Um acesso é feito ao SOLPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança FS(<u>X</u>). A variável z_i sofre o incremento de 1t, e então o vetor <u>z</u>, contendo z_i, é escrito no espaço original das variáveis com a EQUAÇÃO 129, tornando-se <u>X</u>. Novamente, um acesso é feito ao SLOPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança. Denota-se FS^(1ti)(<u>X</u>) o valor do fator de segurança calculado com o incremento de 1t na variável z_i. A expressão da função do estado limite G(<u>X</u>) da EQUAÇÃO 135 é usada para aproximação numérica de $\frac{\partial g}{\partial z_i}$, conforme EQUAÇÃO 119 da subseção 3.2.2:

$$\left(\frac{\partial g}{\partial z_{i}}\right) \approx \frac{[FS^{(1ti)}(\underline{X}) - 1] - [FS(\underline{X}) - 1]}{t} = \frac{FS^{(1ti)}(\underline{X}) - FS(\underline{X})}{t}$$
(136)

Devido a esse procedimento, não é necessário escrever a equação do estado limite como uma função das variáveis do espaço reduzido, conforme a EQUAÇÃO 130 da ação 2. Assim, tal ação é omitida do fluxograma explicativo do método de análise probabilístico de estabilidade de barragens de terra da FIGURA 26. É importante lembrar que os acessos ao SLOPE/W[®] são feitos no arquivo que contém as informações atualizadas do fluxo da água pela seção transversal.

Na sequência, os cossenos diretores do vetor $\underline{\alpha}$ são obtidos com as aproximações numéricas do vetor $\frac{\partial g}{\partial \underline{z}}$, e com os desvios padrões estimados $\sqrt{\lambda}_i$ das variáveis z_i , ambos aplicados na EQUAÇÃO 132. Os cossenos diretores são

necessários para a ação 3, na qual obtém-se a expressão do ponto de projeto para falha \underline{z}^* em função do índice de confiabilidade β , de acordo com a EQUAÇÃO 131.

O pré-requisito para a ação 4 é a aproximação da equação do estado limite (EQUAÇÃO 133) por uma série de Taylor de segunda ordem, e essa em função do índice de confiabilidade β , conforme sugerido por Su *et al.* (2010). Devido a essa aproximação, a ação 4 é posteriormente realizada sem ser necessária a escrita de $g(\underline{z}^*)$ da EQUAÇÃO 133. Portanto, a função do estado limite g escrita em função do ponto de projeto para falha \underline{z}^* é desnecessária para o método proposto. Porém, para a aproximação de $g(\underline{z}^*)$ por série de Taylor de segunda ordem em função de β , é preciso definir um índice de confiabilidade inicial $\beta^{(0)}$, no qual a série está centrada. Por exemplo, a série aproximada de $g(\underline{z}^*)$ para a primeira iteração do algoritmo, com $\beta^{(0)}$ definido e $\beta^{(1)}$ a ser determinado na ação 4, é:

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^{(1)}) \approx \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^{(0)}) + \left(\boldsymbol{\beta}^{(1)} - \boldsymbol{\beta}^{(0)}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right) \Big|_{\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\beta}^{(0)}} + \frac{1}{2} \left(\boldsymbol{\beta}^{(1)} - \boldsymbol{\beta}^{(0)}\right)^2 \left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^2}\right) \Big|_{\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\beta}^{(0)}}$$
(137)

O valor de $g(\beta^{(0)})$ para a composição da aproximação de $g(\underline{z}^*)$, descrita na EQUAÇÃO 137, é obtido da seguinte forma. Substitui-se $\beta^{(0)}$ na expressão do ponto de projeto \underline{z}^* , indicada pela EQUAÇÃO 131, da qual são obtidos os valores numéricos das coordenadas do vetor \underline{z}^* . Os valores das coordenadas de \underline{z}^* são transformados em valores do ponto de projeto para falha do espaço original \underline{X} , pela EQUAÇÃO 129. Um acesso é feito ao SLOPE/W[®], para a obtenção do fator de segurança FS(\underline{X}) e então calcula-se o valor da função do estado limite G(\underline{X}), de acordo com a EQUAÇÃO 135.

O valor numérico da derivada parcial primeira de g em relação à β , em $\beta^{(0)}$, necessária para a aproximação de g(\underline{z}^*) pela EQUAÇÃO 137 é calculado com a seguinte expressão, conforme a regra da cadeia, de acordo com a EQUAÇÃO 122:

$$\left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \beta}\right)\Big|_{\beta=\beta^{(0)}} = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{z}_{i}}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{z}_{i}}{\partial \beta}\right)\Big|_{\beta=\beta^{(0)}}$$
(138)

Na EQUAÇÃO 138, o valor da derivada parcial $\left(\frac{\partial g}{\partial z_i}\right)$ é obtido com a aproximação numérica da EQUAÇÃO 136, conforme o procedimento indicado no fluxograma da FIGURA 26. O valor da derivada da variável aleatória z_i em relação à β , em $\beta^{(0)}$ (EQUAÇÃO 139), é obtido da EQUAÇÃO 131 do ponto de projeto para falha \underline{z}^* . É Preciso conhecer os cossenos diretores α_i , e os desvios padrões estimados σ_{z_i} , indicados pelas raízes dos autovalores λ_i da matriz de correlação estimada R.

$$\left(\frac{\partial \mathbf{Z}_{i}}{\partial \beta}\right)\Big|_{\beta=\beta^{(0)}} = \frac{\partial(-\sigma_{\mathbf{z}_{i}} \cdot \boldsymbol{\alpha}_{i} \cdot \boldsymbol{\beta})}{\partial \beta}\Big|_{\beta=\beta^{(0)}} = -\sigma_{\mathbf{z}_{i}} \cdot \boldsymbol{\alpha}_{i} = -\sqrt{\lambda_{i}} \cdot \boldsymbol{\alpha}_{i}$$
(139)

FIGURA 30 - PROCEDIMENTO PARA APROXIMAÇÃO NUMÉRICA DAS DERIVADAS PARCIAIS SEGUNDAS DE G COM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS DO VETOR <u>Z</u>



FONTE: A autora, 2016.

O valor numérico da derivada parcial segunda de g em relação à β em $\beta^{(0)}$, necessário para a aproximação de g(\underline{z}^*) pela EQUAÇÃO 137, é calculado com a seguinte expressão, conforme a regra da cadeia e de acordo com a EQUAÇÃO 123:

$$\left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \beta^2}\right)\Big|_{\beta=\beta^{(0)}} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \mathbf{z}_i^2}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{z}_i}{\partial \beta}\right)_{\beta=\beta^{(0)}}^2$$
(140)

Na EQUAÇÃO 140, o valor da derivada parcial segunda $\left(\frac{\partial^2 g}{\partial z_i^2}\right)$ é obtido por aproximação numérica, conforme o procedimento indicado no fluxograma da FIGURA 30.

Seja o valor t > 0, previamente escolhido como incremento. Definidos os valores do vetor aleatório <u>z</u>, esse é escrito no espaço das variáveis originais, ou seja, é transformado em <u>X</u> com a EQUAÇÃO 129. Um acesso é feito ao SOLPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança FS(<u>X</u>). A variável z_i sofre o incremento de 1t, e então o vetor <u>z</u>, contendo z_i, é escrito no espaço original das variáveis com a EQUAÇÃO 129, tornando-se <u>X</u>. Outro acesso é feito ao SLOPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança. Denota-se FS^(1ti)(<u>X</u>) o valor do fator de segurança calculado com o incremento de 1t na variável z_i. A variável z_i, do vetor <u>z</u> inicial, sofre o incremento de 2t, e após o incremento, o vetor <u>z</u> é escrito no espaço original das variáveis com a SLOPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança calculado com o a EQUAÇÃO 129, tornando-se <u>X</u>. Um terceiro acesso é feito ao SLOPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança calculado com o incremento de 2t, e após o incremento, o vetor <u>z</u> é escrito no espaço original das variáveis com a EQUAÇÃO 129, tornando-se <u>X</u>. Um terceiro acesso é feito ao SLOPE/W[®] para o cálculo do fator de segurança. Denota-se FS^(2ti)(<u>X</u>) o valor do fator de segurança calculado com o incremento de 2t na variável z_i. A expressão da função do estado limite G(<u>X</u>) da EQUAÇÃO 135, é usada para aproximação numérica de $\frac{\partial^2 g}{\partial z_i^2}$, conforme EQUAÇÃO 124 da subseção 3.2.2:

$$\left(\frac{\partial^2 g}{\partial z_i^2}\right) \approx \frac{FS(\underline{X})^{(2ti)} - 2 \cdot FS(\underline{X})^{(1ti)} + FS(\underline{X})}{t^2}$$
(141)

É válido ressaltar que o valor de t, escolhido como incremento, é o mesmo em todos os procedimentos do algoritmo pelo método proposto. Também é importante lembrar que os acessos ao SLOPE/W[®] são feitos no arquivo que contém as informações atualizadas do fluxo da água pela seção transversal. A derivada parcial de z_i em relação à β em $\beta^{(0)}$, elevada ao quadrado, segundo fator do somatório da EQUAÇÃO 140, é igual à expressão da EQUAÇÃO 139 elevada ao quadrado:

$$\left(\frac{\partial \mathbf{Z}_{i}}{\partial \beta}\right)_{\beta=\beta^{(0)}}^{2} = \left(-\sqrt{\lambda_{i}} \cdot \alpha_{i}\right)^{2} = \lambda_{i} \cdot \alpha_{i}^{2}$$
(142)

A equação do estado limite, escrita com a aproximação da função do estado limite $g(\underline{z}^*)$ pela série de Taylor de segunda ordem, indicada pela EQUAÇÃO 137 em conformidade com Su *et al.* (2010), é:

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^{(0)}) + \left(\boldsymbol{\beta}^{(1)} - \boldsymbol{\beta}^{(0)}\right) \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right) \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}^{(0)}} + \frac{1}{2} \left(\boldsymbol{\beta}^{(1)} - \boldsymbol{\beta}^{(0)}\right)^2 \left(\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\beta}^2}\right) \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}^{(0)}} = \mathbf{0}$$
(143)

Antes da realização da ação 4, é necessário verificar se a condição da EQUAÇÃO 128 é violada. Tal condição garante que as raízes da equação do estado limite não sejam complexas. De acordo com a equação do estado limite, descrita pela EQUAÇÃO 143, a condição da EQUAÇÃO 128 é indicada:

$$\left[\left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \beta}\right)_{\beta=\beta^{(0)}}\right]^{2} - 4 \cdot \left[\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{\partial^{2} \mathbf{g}}{\partial \beta^{2}}\right)_{\beta=\beta^{(0)}}\right] \cdot \mathbf{g}(\beta^{(0)}) > 0$$
(144)

Caso a condição da EQUAÇÃO 144 não seja satisfeita, o algoritmo é interrompido. O índice de confiabilidade β e o ponto de projeto para falha <u>X</u> são os referentes à última iteração completada. A probabilidade de ruptura p_r é o resultado da EQUAÇÃO 134. Caso a condição da EQUAÇÃO 144 seja satisfeita, são calculadas as raízes da equação do estado limite, EQUAÇÃO 143, realizando-se a ação 4.

Um índice de confiabilidade é escolhido dentre as raízes da equação do estado limite. A raiz cujo valor está mais próximo do valor do índice de confiabilidade anterior é a escolhida. Prossegue-se para a ação 5, que consiste na avaliação do índice de confiabilidade obtido. Se a diferença entre os índices de confiabilidade das duas últimas iterações for um valor tão pequeno quanto desejável, o algoritmo é interrompido.

Os valores do ponto de projeto para falha no espaço reduzido <u>z</u>* são calculados para o índice de confiabilidade obtido, com a EQUAÇÃO 131. Então, os valores do ponto de projeto para falha são transformados em valores do espaço original das variáveis, pela EQUAÇÃO 129. É necessário verificar se alguma das variáveis aleatórias do ponto de projeto para falha do espaço original assumiu valor negativo. As variáveis envolvidas na análise probabilística de estabilidade de barragens de terra pelo método proposto não assumem valores negativos. Caso alguma das variáveis tenha o seu valor negativo no espaço original, o índice de confiabilidade de ruptura é calculada com a EQUAÇÃO 134. Caso as variáveis do ponto de projeto para falha são os últimos da iteração atual, e a probabilidade e o ponto de projeto para falha são os últimos da iteração atual, e a probabilidade de ruptura é calculada com a EQUAÇÃO 134.

Se a diferença entre os índices de confiabilidade das duas últimas iterações não for um valor tão pequeno quanto se queira, o algoritmo deve reiniciar a partir da ação 3. Porém, antes, é necessário verificar se alguma das variáveis do ponto de projeto para falha no espaço original não é negativa, o que é feito conforme o mesmo procedimento descrito no parágrafo anterior. Caso alguma das variáveis do espaço original seja negativa, o algoritmo é interrompido. O índice de confiabilidade e o ponto de projeto para a falha são os da iteração anterior, e a probabilidade de ruptura é calculada com a EQUAÇÃO 134. Caso as variáveis do ponto de projeto para falha no espaço original não sejam negativas, o algoritmo reinicia a partir da ação 3.

A finalização do algoritmo, em quaisquer um dos casos descritos, com a determinação do índice de confiabilidade, do ponto de projeto para falha e da probabilidade de ruptura, corresponde à ação 6, conforme o fluxograma da FIGURA 28.
6 DADOS PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE DA BTME

Boa parte das informações apresentadas nesta tese sobre a BTME, bem como os seus dados geotécnicos, provêm de pesquisa no Sistema de Arquivo Técnico (SAT) de Itaipu. Os arquivos encontrados no SAT são oriundos da época de projeto, na qual atuaram coordenando as pesquisas em campo a empresa americana *International Engeineering Company* (IECO) e a empresa italiana *Enerconsult Engenharia Ltda.* (ELC), formando o consórcio IECO-ELC. Documentos importantes do projeto de Itaipu foram digitalizados e organizados no arquivo SAT. Como exemplo do formato do número do documento no SAT tem-se o 1963.50.7012-P-R0, utilizado nessa pesquisa. Os quatro primeiros dígitos são um código da sondagem, os dois seguintes referem-se ao perfil de sondagem, os quatro seguintes são um número sequencial. A letra P indica o idioma do documento - P para português, I para inglês e E para espanhol - e, R0 indica o número de revisões que o documento sofreu (ITAIPU BINACIONAL⁶, citado por PATIAS, 2010). O acesso aos documentos do arquivo SAT é conseguido mediante autorização dos engenheiros responsáveis de Itaipu.

As medições de leituras da instrumentação instalada na barragem de Itaipu, encontram-se cadastradas em dois bancos de dados. Instrumentos cuja leitura é feita manualmente têm suas medições cadastradas no Sistema de Acompanhamento da Instrumentação (SAI). Instrumentos de monitoramento automatizados têm suas leituras cadastradas no *Automatic Data Aquisition System* (ADAS) (NEUMANN *et al.*, 2011).

Os valores das variáveis geotécnicas, consideradas aleatórias ou das consideradas determinísticas, usadas para ilustrar o método proposto de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra, são informações provenientes de documentos do arquivo SAT. Consultas ao SAI foram realizadas para obtenção dos valores das leituras dos piezômetros instalados na seção da Estaca 122+00, para a realização da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade.

⁶ ITAIPU BINACIONAL. **Requisitos gerais para registro de documentos técnicos.** Brasil/Paraguai. Diretoria Técnica. n^{o.} SAT 0021.81.15200, 1996.

6.1 DADOS PARA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

As informações necessárias para a realização da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade, conforme subseção 5.1, são os coeficientes de permeabilidade de projeto dos materiais, e as cotas piezométricas oriundas das leituras dos piezômetros instalados na seção da Estaca 122+00.

6.1.1 Coeficientes de permeabilidade de projeto dos materiais

Os coeficientes de permeabilidade K de projeto dos materiais, a serem atualizados no processo iterativo, apresentado no fluxograma da FIGURA 26, têm os seus valores descritos no relatório de responsabilidade da IECO-ELC (1977a, 1977c). No ANEXO 4, são encontrados os resultados dos ensaios de permeabilidade dos materiais da fundação da barragem e da argila proveniente da área de empréstimo, usada para a construção do aterro compactado da BTME. São visualizados, no ANEXO 5, os coeficientes de permeabilidade dos materiais da fundação dos Trechos K e L. No ANEXO 5, são apresentados valores para os coeficientes de permeabilidade do basalto intemperizado, enquanto que no ANEXO 4, tais valores não estão presentes.

Optou-se por trabalhar com os coeficientes de permeabilidade de projeto escolhidos por Thá (2007), porque o documento IECO-ELC (1977c) não indica valores pontuais, mas sim intervalos para essas variáveis. Nesta tese, são levadas em conta outras duas informações referentes aos coeficientes de permeabilidade dos materiais, além das consideradas por Thá (2007) em sua pesquisa. Uma delas é a presença da camada de basalto intemperizado na fundação da BTME, para o qual K foi obtido do documento IECO-ELC (1977a). A outra, é a relação entre os coeficientes de permeabilidade horizontal K_h e vertical K_v da argila do corpo da barragem, avaliada em ¼, ou seja $K_h = 4K_v$, de acordo com relatório IECO-ELC (1992). Na TABELA 1 são apresentados os coeficientes de permeabilidade de projeto a passarem pela retroanálise.

Material	K (m/s)
Argila do corpo da barragem	3,4 . 10 ⁻⁹
Bermas	8,0 . 10 ⁻⁸
Areia dos filtros	3,0 . 10 ⁻³
Argila da fundação	4,4 . 10 ⁻⁷
Saprolito	2,5 . 10 ⁻⁵
Basalto intemperizado	1,1 . 10 ⁻³
Basalto	1,0 . 10 ⁻¹²
Rip rap	1,0 . 10 ⁻¹

TABELA 1 – COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DE PROJETO A PASSAREM PELA RETROANÁLISE

FONTE: IECO-ELC, 1977c, citado por Thá, 2007 e IECO-ELC, 1977a.

Os coeficientes de permeabilidade, a serem ajustados no processo da retroanálise, são os referentes aos materiais: argila compactada do corpo da barragem, argila da fundação, saprolito, basalto intemperizado e bermas. Os coeficientes de permeabilidade dos demais materiais serão mantidos fixos.

6.1.2 Cotas piezométricas dos piezômetros instalados na seção da Estaca 122+00

Na seção transversal da Estaca 122+00 estão instalados os seguintes piezômetros: PS-K-02, distante 20 m do eixo da barragem, na cota 183,00 que fica no saprolito; PS-K-05 e PS-K-06, distantes 130 m e 218 m do eixo da barragem, nas cotas 181,50 e 182,63 respectivamente, ambos estão na camada de basalto intemperizado. As posições dos piezômetros na seção transversal foram obtidas do sistema SAI. A FIGURA 31, oriunda de desenho feito no GeoStudio 2007, ilustra a localização da instalação dos piezômetros, em vermelho. As cores da seção transversal da Estaca 122+00, apresentadas na FIGURA 24, foram retiradas para melhor visualização dos instrumentos.

FIGURA 31 – LOCAL DE INSTALAÇÃO DOS PIEZÔMETROS NA SEÇÃO DA ESTACA 122+00



FONTE: IECO-ELC, 1977b, adaptado pela autora, 2016.

Optou-se pelo uso das cotas piezométricas do período de janeiro de 2008 a dezembro de 2013, porque elas descrevem de forma mais precisa o comportamento atual da barragem. Para essas medições, foi verificada a existência de valores destoantes. Apenas um desses valores foi encontrado, correspondente a uma leitura do PS-K-06 feita no mês de março de 2011. Tal valor pôde ser retirado sem maiores problemas, devido à existência de outro no mesmo mês.

O gráfico da FIGURA 32, feito com auxílio do *software Statgraphics Centurion* XVI, mostra as cotas piezométricas do PS-K-06 para o período de 01/2008 a 12/2013. Na lateral esquerda do gráfico estão os valores das cotas piezométricas. Observa-se que a média estimada dos dados é 186,53, e o desvio padrão amostral é 0,115921, conforme o cabeçalho. Na lateral direita do gráfico, estão indicadas as quantidades de desvios padrões, positivas acima da média, e negativas abaixo da média. O valor destoante mencionado é aquele que pode ser observado fora do intervalo de três desvios padrões abaixo da média. A parte inferior do gráfico destina-se ao número de leituras do PS-K-06. Os gráficos das leituras do PS-K-02 e PS-K-05 semelhantes ao da FIGURA 32, para os quais não foram encontrados valores destoantes, são vistos no APÊNDICE 1.





FONTE: A autora, 2015.

A retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais foi realizada com as cotas piezométricas médias dos instrumentos, no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2013, obtidas da seguinte maneira. Decidiu-se por calcular as médias mensais das cotas piezométricas, porque a quantidade de

leituras não é a mesma em todos os meses. Verificou-se a inexistência de leituras no mês de fevereiro de 2012 para os três instrumentos. Foi obtido um valor de cota piezométrica para tal mês, mediante previsão da série temporal dos dados, com base na *spline* cúbica, com auxílio do *software Statgraphics Centurion* XVI. Conhecidos os valores médios de cada mês, foram calculadas as médias anuais, correspondentes aos anos de 2008 a 2013. As cotas piezométricas médias de cada um dos instrumentos, observadas na TABELA 2, foram calculadas com base nas médias anuais. Para a execução de todos esses cálculos das médias, uma lista de comandos foi programada, criando-se uma função no Matlab R2013a, a qual pode ser vista no APÊNDICE 2.

TABELA 2 – VALORES MÉDIOS DAS COTAS PIEZOMÉTRICAS NA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

Piezômetro	Cota piezométrica média (msnm)
PS-K-02	188,875
PS-K-05	187,429
PS-K-06	186,523

FONTE: A autora, 2015.

O nível médio do reservatório, para o período de 01/2008 a 12/2013 é 219,585 msnm. É importante lembrar que tal informação corresponde a uma condição de contorno, necessária para a resolução do modelo do fluxo, descrito pela EQUAÇÃO 97.

6.2 VARIÁVEIS DE RESISTÊNCIA DOS MATERIAIS DA BTME PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PROPOSTA

As variáveis, para o método de análise probabilístico de estabilidade de barragens de terra proposto, são referentes à resistência dos materiais que compõem o aterro compactado e a sua fundação. Os valores das variáveis, tanto das consideradas aleatórias como os das consideradas determinísticas, foram obtidos dos relatórios de responsabilidade da IECO-ELC (1976, 1977a, 1982, 1992). Tais valores são provenientes de ensaios realizados na época do projeto da BTME, e levaram em conta as condições a longo prazo, ou seja, as condições que são vivenciadas em campo atualmente. Ensaios triaxiais consolidados drenados fornecem os valores para as variáveis coesão efetiva c' e ângulo de atrito interno

efetivo ϕ' . Os valores dos pesos específicos γ_{sat} , provém de ensaios feitos em amostras saturadas, procurando-se considerar condições desfavoráveis à estabilidade da estrutura.

Há quatro variáveis consideradas aleatórias: a coesão efetiva e o ângulo de atrito interno efetivo da argila do corpo da barragem e da argila da fundação. As mesmas variáveis, para os demais materiais – basalto intemperizado, saprolito, bermas, areia dos filtros e *rip rap* – são consideradas determinísticas, constituindo assim dez valores. Os pesos específicos de todos os materiais são tratados deterministicamente. As informações referentes às variáveis consideradas aleatórias e os valores das variáveis consideradas determinísticas, pertencentes aos materiais da seção transversal da Estaca 122+00, são apresentados nas subseções a seguir.

6.2.1 Variáveis consideradas aleatórias pelo método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto

Os valores amostrais das variáveis aleatórias, c' e ϕ' da argila do corpo da barragem, foram obtidos a partir dos resultados de 48 ensaios triaxiais consolidados drenados da época do projeto da BTME. O APÊNDICE 3 mostra as envoltórias de Mohr-Coulomb, construídas no *software* AutoCAD 2012, com os resultados dos ensaios. Tais resultados são encontrados no arquivo técnico IECO-ELC (1982), e, acima de cada um dos gráficos no APÊNDICE 3, a página do relatório é observada. A TABELA 3 contem os valores amostrais de c' e ϕ' das argilas do corpo da barragem. Os valores de coesão efetiva, observados nas envoltórias do APÊNDICE 3, devem ser multiplicados por 9,80675 para a sua conversão em KPa.

Foi obtido o intervalo com nível de confiança de 95% para as variáveis aleatórias, com os valores amostrais. Um valor de ϕ' da argila do corpo da barragem ficou fora do intervalo de 99,73% da sua amostra. Esse valor e o seu par correspondente c', observados nas envoltórias de Mohr-Coulomb do primeiro gráfico no APÊNDICE 3, foram retirados do conjunto amostral das variáveis aleatórias e, portanto, não estão na TABELA 3. A última linha da TABELA 3 apresenta valores que não são observados no relatório IECO-ELC (1982), sendo que a coesão efetiva

e o ângulo de atrito interno efetivo foram obtidos diretamente do Informe IECO-ELC (1992), sem a necessidade da construção das envoltórias de Mohr-Coulomb.

Argila compa	ctada do corpo da barragem
Coesão efetiva (KPa)	Ângulo de atrito interno efetivo (graus)
33,4	28,0
45,8	27,0
37,4	29,0
59,2	26,0
65,0	27,0
63,6	28,0
59,9	28,0
44,7	28,0
46,4	27,0
69,6	26,0
55,7	28,0
58,3	24,0
68,1	27,0
85,5	26,0
42,8	30,0
53,0	27,4

TABELA 3 – VALORES AMOSTRAIS DAS VARIÁVEIS CONSIDERADAS ALEATÓRIAS DA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM

FONTE: IECO-ELC, 1982 e 1992, adaptado pela autora, 2015.

Os valores amostrais das variáveis aleatórias, c' e ϕ' da argila da fundação da barragem, foram obtidos a partir dos resultados de 12 ensaios triaxiais consolidados drenados da época do projeto da BTME. As envoltórias de Mohr-Coulomb construídas para composição da amostra, com base nas informações do relatório IECO-ELC (1976), estão presentes no APÊNDICE 3. A amostra para tais variáveis aleatórias é vista na TABELA 4. Os valores correspondentes à penúltima envoltória no APÊNDICE 3 não foram estão presentes TABELA 4, conforme instrução da profissional responsável pela BTME. Na última linha da TABELA 4 são observados valores obtidos diretamente do informe IECO-ELC (1977c), sem a necessidade da construção das envoltórias de Mohr-Coulomb.

A variável aleatória coesão efetiva da argila do corpo da barragem assume distribuição normal porque o valor-p do teste de Shapiro-Wilk para ela foi de 0,883066, superior a 5%. O teste de Kolmogorov-Smirnov, cujo valor-p foi de 0,9621,

também atestou normalidade para a variável. O gráfico mostrando a função distribuição acumulada, com média e desvio padrão amostrais estimados segundo a normalidade, indicada pela linha, e os valores da f.d. acumulada empírica, indicados pelos pontos, é visto na FIGURA 33. A maior distância entre a f.d. acumulada teórica e a f.d. acumulada empírica é 0,1256, menor do que o valor crítico de 0,34. Portanto, a hipótese de normalidade para a coesão efetiva da argila do corpo da barragem é aceita.

	BITT ON BITGING BIT BITTINGEM						
	Argila da fundação da barragem						
_	Coesão efetiva (KPa)	Ângulo de atrito interno efetivo (graus)					
_	24,2	26,0					
	19,9	26,0					
	19,1	23,0					
	9,8	25,0					

TABELA 4 – VALORES AMOSTRAIS DAS VARIÁVEIS CONSIDERADAS ALEATÓRIAS DA ARGILA DA FUNDAÇÃO DA BARRAGEM

FONTE: IECO-ELC, 1976 e 1977c, adaptado pela autora, 2015.

Os valores-p do teste de Shapiro-Wilk, e os resultados do teste de Kolmogorov-Smirnov, obtidos com o auxílio do software *Statgraphics Centurion* XVI, para as demais variáveis aleatórias, comprovam que elas seguem a distribuição normal. Tais resultados são vistos no APÊNDICE 4.







FONTE: A autora, 2015.

As médias e os desvios padrões amostrais das variáveis aleatórias, segundo a distribuição normal, estão na TABELA 5.

	DIS	TRIBUIÇÃO NOF	RMAL	
	Argila do corp	o da barragem	Argila d	a fundação
	c' (KPa)	Φ' (graus)	c' (KPa)	Φ' (graus)
Média	55,5	27,3	18,3	25,0
Desvio padrão	13,4967	1,3892	6,0682	1,4142

TABELA 5 – MÉDIAS E DESVIOS PADRÕES DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS SEGUNDO A DISTRIBUIÇÃO NORMAL

FONTE: IECO-ELC, 1976, 1977c, 1982 e 1992, adaptado pela autora, 2015.

As variáveis aleatórias que apresentam correlação de Pearson (JOHNSON e WICHERN, 2007) significativa, com valor-p 0,0308, são c' e ϕ' da argila compactada do corpo da barragem. O valor da correlação entre amostras dessas variáveis, estimados com o *Statgraphics Centurion* XVI, é -0,5401. As correlações entre variáveis de materiais distintos não possuem significado real e, portanto, não foram estimadas. Na construção da matriz de correlação R, as variáveis aleatórias estão ordenadas: c' e ϕ' da argila do corpo da barragem, e c' e ϕ' da argila da fundação. A matriz de correlação estimada R entre as variáveis aleatórias é:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & -0,5401 & 0 & 0 \\ -0,5401 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

A matriz de transformação T, necessária para a ação 1 de acordo com a subseção 5.2.1, cujas colunas são os autovetores normalizados da matriz de correlação estimada R, é:

$$\mathsf{T} = \begin{bmatrix} -\frac{\sqrt{2}}{2} & -\frac{\sqrt{2}}{2} & 0 & 0\\ -\frac{\sqrt{2}}{2} & \frac{\sqrt{2}}{2} & 0 & 0\\ 0 & 0 & 1 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Os autovalores de R indicam a variância das variáveis aleatórias do vetor \underline{z} , do espaço reduzido. A variável correspondente, no espaço reduzido, a c' da argila do corpo da barragem, tem variância 0,4599. A variável correspondente, no espaço reduzido, a ϕ' da argila do corpo da barragem, tem variância 1,5401. As variáveis correspondentes, no espaço reduzido, às demais variáveis aleatórias, têm variâncias iguais a 1.

6.2.2 Variáveis consideradas determinísticas para a análise probabilística de estabilidade de barragens de terra segundo o método proposto

As variáveis c' e ϕ' dos materiais basalto intemperizado, saprolito, bermas, areia dos filtros e *rip rap*, necessárias para a análise probabilística de estabilidade pelo método proposto, têm seus valores tratados deterministicamente, e são apresentados na TABELA 6. A variável peso específico saturado γ_{sat} , de todos os materiais que compõem a barragem, também foi tratada deterministicamente, e os seus valores estão na TABELA 6.

Material	^γ sat(KN/m ³)	c' (KPa)	Φ' (graus)
Argila compactada	19,0		
Argila da fundação	17,8		
Saprolito	18,0	0,0	25,0
Basalto alterado	19,1	19,1	28,0
Areia dos filtros	22,0	0,0	40,0
Bermas	19,0	58,3	24,0
Rip rap	21,6	0,0	40,0

TABELA 6 – VALORES DAS VARIÁVEIS CONSIDERADAS DETERMINÍSTICAS DOS MATERIAIS

FONTE: IECO-ELC, 1976, 1982, 1992.

São observados dois valores distintos de c' e ϕ' para o saprolito no documento IECO-ELC (1992). Os valores escolhidos para essas variáveis são os mais conservadores, ou seja, os menores. Os valores de c' e ϕ' da envoltória de Mohr-Coulomb, com menor ϕ' , da argila do corpo da barragem, são atribuídos a c' e ϕ' das bermas. Isso porque as bermas são compostas pela mistura de materiais oriundos da escavação do solo residual da fundação da Barragem de Enrocamento, situada sobre o derrame E, apresentado na FIGURA 20. O peso específico saturado considerado para as bermas é o mesmo da argila compactada do corpo da barragem. Os valores das variáveis pertencentes à areia dos filtros e rip rap são obtidos do relatório IECO-ELC de 1992. Os valores das variáveis referentes ao basalto intemperizado estão no documento IECO-ELC de 1976.

7 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados da aplicação do método proposto de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra, à seção instrumentada da Estaca 122+00, localizada no Trecho K da BTME. São encontrados os resultados provenientes da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais da barragem, e também os resultados oriundos da aplicação do FORM, conforme o procedimento explicado na subseção 5.2. Os valores estimados de índice de confiabilidade, de probabilidade de ruptura e de ponto de projeto para falha mais interessantes, obtidos como resultados do método proposto em vários testes distintos, podem ser vistos na subseção 7.2.

7.1 RESULTADOS DA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

Os valores dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, resultantes da retroanálise conforme procedimento descrito na subseção 5.1, com aplicação dos coeficientes de permeabilidade de projeto e das cotas piezométricas apresentados na subseção 6.1, estão na TABELA 7.

TABELA 7 – COEFICIEI	NTES DE PERMEABILIDADE D	OS MATERIAIS	APÓS RETROANÁLISE
	Material	K (m/s)	
	Argila do corpo da barragem	3,4 . 10 ⁻¹⁰	
	Bermas	8,0 . 10 ⁻⁸	
	Areia dos filtros	3,0 . 10 ⁻³	
	Argila da fundação	4,4 . 10 ⁻⁷	
	Saprolito	2,5 . 10 ⁻⁵	
	Basalto intemperizado	1,1 . 10 ⁻³	
	Basalto	1,0 . 10 ⁻¹²	
	Rip rap	1,0 . 10 ⁻¹	

FONTE: A autora, 2015.

Os coeficientes de permeabilidade da TABELA 7 são os que apontam menor somatório dos quadrados das diferenças entre as cargas hidráulicas resultantes do modelo do fluxo, descrito pela EQUAÇÃO 97, e as cotas piezométricas médias, da TABELA 2: 0,07975. As diferenças quadráticas são apresentadas na TABELA 8.

COTAS PIEZOMÉTRICAS MÉDIAS						
Instrumento	Cota piezométrica média (msnm)	Cota piezométrica do modelo (msnm)	Diferenças ao quadrado			
PS-K-02	188,875	188,714	0,0259			
PS-K-05	187,429	187,652	0,0497			
PS-K-06	186,523	186,587	0,0041			

TABELA 8 – QUADRADOS DAS DIFERENCAS ENTRE CARGAS HIDRÁULICAS MODELADAS E

FONTE: A autora, 2015.

Observa-se a precisão dos dados previamente selecionados por Thá (2007), uma vez que apenas a alteração do coeficiente de permeabilidade da argila do corpo da barragem produziu retroanálise satisfatória. Os valores dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, das cargas hidráulicas modeladas e dos quadrados das diferenças, obtidos na iteração realizada para retroanálise, podem ser vistos na FIGURA 34. Uma planilha, do aplicativo Excel 2010, foi utilizada para a organização das informações dos valores e cálculos das diferenças.

FIGURA 34 – VALORES DA ITERAÇÃO DA RETROANÁLISE DOS COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS

		k (m/s)		k (m/s)	
	Argila compactada	3,40E-09		3,40E-10	
	Argila da fundação	4,40E-07		4,40E-07	
	Saprolito	2,50E-05		2,50E-05	
	Basalto alterado	1,10E-03		1,10E-03	
	Bermas	8,00E-08		8,00E-08	
	Areia dos filtros	3,00E-03		3,00E-03	
	Rip rap	1,00E-01		1,00E-01	
	Basalto	1,00E-12	Diferenças	1,00E-12	Diferenças
Piezômetro	Carga total média (msnm)	Carga do modelo (msnm)	ao quadrado	Carga do modelo (msnm)	ao quadrado
PS-K-02	188,875	188,94	0,00422	188,714	0,02592
PS-K-05	187,429	187,847	0,17472	187,652	0,04973
PS-K-06	186,523	186,748	0,05062	186,587	0,00410
Soma dos quad	lrados das diferenças		0,22957		0,07975

FONTE: A autora, 2015.

Os valores máximos que as cargas hidráulicas, resultantes do modelo do fluxo, podem atingir, descrevem uma linha, chamada de linha piezométrica. A linha piezométrica, obtida com os resultados da retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais, apresentados nessa subseção, é a linha azul, pela seção da Estaca 122+00, observada na FIGURA 35. Na figura, a parte à esquerda do aterro compactado está a montante. O fluxo segue na direção da linha piezométrica, de montante para jusante.



FONTE: A autora, 2015.

7.2 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DO MÉTODO PROPOSTO DE ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

Nesta subseção, são apresentados e discutidos os resultados de diversos testes da aplicação do método proposto de análise probabilística de estabilidade à seção da Estaca 122+00. As análises realizadas diferem quanto ao fator de segurança escolhido como função do estado limite, a superfície de ruptura e ao índice de confiabilidade inicial. O algoritmo proposto foi submetido a testes com as funções do estado limite apresentadas na subseção 2.1.3: FS Simplificado de Bishop, FS Generalizado de Janbu e FS Simplificado de Janbu. Nesses testes, os índices de confiabilidade iniciais assumiram os valores 2,0; 2,2; 2,4; 2,6; 2,8; e 3,0. Três tipos de superfície de ruptura foram utilizados em cada um dos testes: a superfície fixa, a superfície variando entre algumas das camadas, e a superfície escolhida pelo aplicativo SLOPE/W[®].

A superfície de ruptura fixa foi escolhida passando pela camada de saprolito, devido à alta permeabilidade desse material. Dois pontos foram fixados na seção transversal da Estaca 122+00, conforme solicitado pela função do aplicativo SLOPE/W[®]. Um dos pontos indica o centro do círculo de ruptura, e o outro na camada de saprolito, descreve o local por onde a superfície de ruptura deve passar. Os pontos na cor vermelha são observados na FIGURA 36.

As cores dos materiais da barragem, apresentadas na FIGURA 24, foram retiradas das figuras que mostram a configuração das superfícies de ruptura utilizadas nas análises, visando melhorar a visualização.

A indicação da superfície de ruptura, na qual o círculo de ruptura pode variar entre algumas das camadas, é feita com as seguintes marcações na seção da Estaca 122+00, no aplicativo SLOPE/W[®]. Um ponto é escolhido para indicar o centro do círculo da superfície de ruptura, e tal círculo deve tangenciar algum dos segmentos de reta que estão desenhados nas camadas. Tais marcações são observadas, na cor vermelha, na FIGURA 37. O aplicativo SLOPE/W[®] apresenta como resultado, a superfície de ruptura com menor fator de segurança e que respeita as marcações.







FONTE: A autora, 2016.

Nenhuma marcação na seção da Estaca 122+00 foi necessária para indicar a superfície de ruptura escolhida pelo SLOPE/W[®]. O aplicativo tem uma função que simplesmente seleciona a superfície de ruptura com o menor valor de FS.

O número de fatias nas quais a superfície de ruptura é dividida, para o cálculo do fator de segurança, de acordo com o método do equilíbrio limite explicado na subseção 2.1.3, foi trinta em todos os testes. O valor do incremento t, necessário para as aproximações numéricas das derivadas conforme indicado na subseção 5.2.2, foi de 0,001 em todos os testes.

Alguns resultados interessantes dos testes realizados com o algoritmo proposto, em ordem crescente de índice de confiabilidade estimado, são apresentados na TABELA 9. Na tabela, as superfícies de ruptura são indicadas como fixa, variando e slope, para contemplar os respectivos tipos de superfície de ruptura descritos anteriormente.

	•				2011/01	0010			
Função do estado	Superfície	Índice β	Argila	a do corpo	Argila d	a fundação	Índice β	Probabilidade	FS
limite FS	de ruptura	Inicial	c' (KPa)	φ (graus)	c' (KPa)	φ (graus)	Final	de Ruptura	final
Simplificado de Janbu	Slope	2,8	15,8	27,0	14,7	24,1	3,713	0,0102%	2,902
Generalizado de Janbu	Slope	2,8	12,7	27,4	16,2	23,8	3,791	0,0075%	3,063
Simplificado de Janbu	Fixa	3,0	13,7	26,7	16,1	24,3	4,026	0,0028%	2,903
Simplificado de Janbu	Variando	3,0	6,0	26,9	15,8	23,4	4,662	0,000157%	3,254
Simplificado de Janbu	Variando	2,8	3,1	27,0	16,0	23,4	4,888	0,000051%	3,220
Simplificado de Bishop	Fixa	2,2	1,8	26,3	14,9	23,9	5,295	0,0000326%	3,097
Simplificado de Janbu	Variando	2,6	1,2	26,4	15,1	24,0	5,299	0,0000319%	3,105
Simplificado de Bishop	Variando	2,2	4,2	26,0	14,7	23,8	5,313	0,0000054%	3,117
Simplificado de Bishop	Slope	2,0	6,5	26,1	12,2	22,0	5,440	0,00000267%	2,783
					2016				

TABELA 9 – ALGUNS RESULTADOS DA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE OBTIDOS COM O MÉTODO PROPOSTO

FONTE: A autora, 2016.

Na TABELA 9, são observados os pontos de projeto para falha, compostos pelos valores da coesão efetiva e do ângulo de atrito interno efetivo da argila do corpo da barragem e da argila da fundação, obtidos ao final da análise. Dentre as variáveis do ponto de projeto para falha, há maior variabilidade nos valores da coesão efetiva da argila do corpo da barragem. Isso provavelmente ocorre em função da grande variabilidade amostral de tal variável, o que é indicado pelo elevado valor do seu desvio padrão, apresentado na TABELA 5. Observa-se que, à medida que o valor do índice de confiabilidade estimado aumenta, os valores das coesões efetivas do ponto de projeto para falha diminuem. Conclui-se que, quanto mais confiável a estrutura, menores são os valores que tal variável aleatória deve

assumir para a ocorrência da ruptura. De acordo com as informações apresentadas na seção 6.2.1, a probabilidade de ocorrência de valores para as variáveis aleatórias, tais como os da TABELA 9, é muito pequena. As variáveis aleatórias ângulo de atrito interno efetivo nos pontos de projeto para falha apresentaram valores mais próximos aos valores médios do início das análises, isto provavelmente se deve aos seus pequenos desvios padrões, observados na TABELA 5.

As probabilidades de ruptura estimadas, e os fatores de segurança calculados com os valores dos pontos de projeto para falha, também são encontrados na TABELA 9. Percebe-se que, quanto maior o índice de confiabilidade, menor é a chance de ocorrência dos valores do ponto de projeto para falha. O que também significa afirmar que a probabilidade de ruptura da barragem é menor. Os valores dos índices de confiabilidade estão dentro do intervalo considerado seguro para barragens de terra, de 3,5 a 6,0, de acordo com Whitman (1984). Os valores dos fatores de segurança maiores do que um, ao final das análises, indicam que a chance de ruptura realmente é muito pequena. Conclui-se que a estrutura da BTME, na região da seção da Estaca 122+00, está em boas condições de segurança.

Os maiores valores dos índices de confiabilidade foram obtidos com o fator de segurança Simplificado de Bishop como função do estado limite. O provável motivo disso é a grande quantidade de acessos ao SLOPE/W[®], necessários à execução do algoritmo FORM com seus procedimentos alternativos, descritos na subseção 5.2. Durante as iterações das análises, sempre foram observados valores maiores de FS para o FS Simplificado de Bishop, do que para os demais fatores de segurança, mesmo quando estes eram calculados com os mesmos valores das variáveis aleatórias.

O único tipo de superfície de ruptura, para o qual foi possível trabalhar com o FS Generalizado de Janbu como função do estado limite, foi o escolhido pelo SLOPE/W[®]. Conforme subseção 2.1.3.3, o FS Generalizado de Janbu considera o equilíbrio das forças e dos momentos, e por isso a convergência do FS, descrito pela EQUAÇÃO 84, nem sempre é atingida. Nos casos em que não foi possível obter o valor do FS após algum acesso ao SLOPE/W[®], o que só ocorreu com o FS Generalizado de Janbu, o processamento foi interrompido e não foram obtidos resultados.

Os valores referentes a cada uma das iterações, do resultado com maior índice de confiabilidade, presente na última linha da TABELA 9, são mostrados na

TABELA 10 como exemplo. Os resultados apresentados na TABELA 10 são os do teste em que a função do estado limite foi o FS Simplificado de Bishop, a superfície de ruptura foi a escolhida pelo SLOPE/W[®], e o índice de confiabilidade inicial foi 2,0. A coluna dos novos índices de confiabilidade sempre apresenta dois valores por iteração, raízes da equação do estado limite aproximada pela série de Taylor de segunda ordem, descrita pela EQUAÇÃO 143.

Ň		∂g		β	V *	+	~(())	$\frac{\partial g}{\partial g}$	$\frac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial \sigma^2}$	novo
<u>X</u>	<u>Z</u>	<u><u></u><i>∂</i>Z</u>	$\underline{\alpha}$	inicial	<u>X</u> ~	<u>Z</u> ^	g (<i>β</i>)	$\partial \beta$	$\partial \beta^{2}$	β
55,5	0,000	-0,103	-0,881	2,000	34,9	1,194	3,291	-0,072	-2,926	0,724
27,3	0,000	-0,025	-0,391		27,1	0,971				3,227
18,3	0,000	0,015	0,189		16, 0	-0,378				
25,0	0,000	0,015	0,198		24,4	-0,396				
22,2	1,927	-0,097	-0,859	3,227	26,4	1,880	3,197	-0,070	-0,834	0,845
26,9	1,566	-0,018	-0,292		26,6	1,168				5,440
14,6	-0,610	0,014	0,183		14,7	-0,590				
24,1	-0,639	0,029	0,391		23,2	-1,262				
6,5	3,169	-0,373	-0,746	5,440	-13,7	2,752				
26,1	1,969	-0,182	-0,666		29,0	4,496				
12,2	-0,995	0,000	0,000		18,3	0,000				
22,0	-2,128	0,000	0,000		25,0	0,000				

TABELA 10 – VALORES DAS ITERAÇÕES DE UM TESTE DO ALGORITMO PROPOSTO PARA A ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

FONTE: A autora, 2016.

Na TABELA 10, os valores da coluna X^* referem-se ao novo ponto de projeto para falha no espaço original. Nota-se que o algoritmo foi interrompido assim que surgiu valor negativo para a variável coesão efetiva da argila do corpo da barragem, no espaço original, após o cálculo de X^* . Assim, o índice de confiabilidade ao final da análise foi o da iteração anterior, 5,44, e o ponto de projeto para falha também foi o da iteração anterior, indicado nas quatro últimas linhas da primeira coluna. A superfície de ruptura, com o resultado da TABELA 10, está na FIGURA 38.

No APÊNDICE 5, podem ser observados os valores das iterações e as superfícies de ruptura para os resultados apresentados nas linhas 4 e 8 da TABELA 9: função do estado limite FS Simplificado de Janbu, com superfície de ruptura variando entre camadas e índice de confiabilidade inicial 3,0; e função do estado limite FS Simplificado de Bishop, com superfície de ruptura fixa e índice de confiabilidade inicial 2,2.



FONTE: A autora, 2016.

Verificou-se que a convergência do método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto, por se tratar de um método numérico, está associada à seleção do índice de confiabilidade inicial $\beta^{(0)}$ e do valor do incremento t. Em alguns testes, a convergência não foi alcançada, visto que o valor t = 0,001 foi utilizado para todas as variações de índice de confiabilidade inicial. Em alguns desses casos, testes com valores de t distintos foram realizados, e a convergência foi então alcançada. A quantidade de resultados obtida foi considerada suficiente para a verificação do comportamento do algoritmo proposto.

8 CONCLUSÃO

Nesta tese, foi proposto um método para análise probabilística de estabilidade de barragens de terra. Dada uma seção transversal instrumentada da barragem, a proposta, que tem base no método de análise de confiabilidade estrutural *First Order Reliability Method* (FORM), visa obter a probabilidade de ruptura do talude, o índice de confiabilidade para a estrutura e os valores do ponto de projeto para falha. Os métodos de análise probabilística de estabilidade diferem dos métodos determinísticos tradicionais pelo fato de considerarem a realidade da aleatoriedade das variáveis envolvidas na questão. Na metodologia proposta, as variáveis consideradas aleatórias foram a coesão efetiva e o ângulo de atrito interno efetivo dos materiais: argila do corpo da barragem e argila da fundação.

Diversas análises foram realizadas, de acordo com as funções escolhidas para descrever a ruptura simulada do talude de jusante, conhecidas como funções do estado limite. Os fatores de segurança Generalizado de Janbu, Simplificado de Janbu e Simplificado de Bishop, foram as funções do estado limite utilizadas. Para que a execução do algoritmo FORM com essas funções fosse possível, sugeriu-se um método alternativo, que trabalha com as aproximações numéricas das derivadas parciais, e aproxima a equação do estado limite por uma série de Taylor de segunda ordem, para obtenção do índice de confiabilidade a cada iteração. Para a obtenção dessas aproximações, foram feitos acessos ao aplicativo SLOPE/W[®]. Todas as vezes em que os acessos foram necessários, as variáveis aleatórias do espaço original, onde são calculados os valores de FS. As iterações e todos os procedimentos de transformações de variáveis, foram realizados com o auxílio de planilhas do aplicativo Excel 2010. Os acessos ao SLOPE/W[®] e o registro dos resultados de cada iteração deram-se manualmente.

Houve a necessidade de estabelecer valores de índices de confiabilidade iniciais e escolher um valor para incremento das variáveis a cada teste, para proceder a análise probabilística de estabilidade pelo método proposto. Os valores dos índices de confiabilidade iniciais variaram entre 2,0 e 3,0, por ser conhecido da literatura que barragens seguras apresentam índices de confiabilidade entre 3,5 e

6,0 (WHITMAN, 1984). O valor do incremento escolhido, para a aproximação das derivadas parciais, foi 0,001. Por se tratar de um método numérico, em alguns testes o algoritmo não convergiu, fazendo-se necessária a escolha de outro valor para o incremento, de acordo com o índice de confiabilidade inicial. Em alguns desses casos foram realizadas análises com valores diferentes para o incremento, e verificou-se o bom desempenho do algoritmo, porém tal procedimento exigiu muito tempo, e então optou-se por permanecer com 0,001 nas demais análises. Os resultados, obtidos com os valores do índice de confiabilidade inicial e dos incrementos escolhidos, foram satisfatórios, tanto em qualidade como em quantidade, não necessitando de mais testes.

Além das variações das funções do estado limite e do índice de confiabilidade inicial, procedeu-se à variação da superfície de ruptura, para observação do comportamento do algoritmo. Três tipos distintos de superfície de ruptura foram adotados em cada um dos testes: fixa, variando entre algumas das camadas, e à escolha do aplicativo SLOPE/W[®]. Nos três casos o algoritmo proposto apresentou resultados válidos. Alguns dos testes resultaram em valores de índice de confiabilidade estimado e das variáveis do ponto de projeto para falha, muito próximos. Verificou-se que o algoritmo proposto é apto para realização de análises probabilísticas de estabilidade de barragens de terra, considerando-se diversas condições.

Foram utilizadas informações de uma seção instrumentada da Barragem de Terra da Margem Esquerda (BTME) de Itaipu, para realização das análises conforme o método proposto. A seção está localizada na Estaca 122+00. Foi necessário o levantamento de diversos dados geotécnicos e de leituras instrumentais, bem como o processamento desses dados para o fornecimento ao algoritmo. Tal processo envolveu pesquisa e leitura de arquivos técnicos, análises estatísticas dos dados, cálculos de médias, entre outras atividades que ocuparam boa parte do tempo da pesquisa. Atividades essas sem as quais não seria possível a verificação do funcionamento do método de análise probabilística de estabilidade de barragens de terra proposto. Estimados os valores dos índices de confiabilidade e das probabilidades de ruptura pelos testes do algoritmo, verificaram-se as boas condições nas quais a BTME, na região da seção da Estaca 122+00, se encontra. É válido lembrar que tais resultados referem-se à região da Estaca 122+00 e que, para ter uma visão do comportamento da BTME, em sua extensão de mais de 2 km, é necessária a realização de análises em outras seções instrumentadas.

A escolha de uma seção instrumentada da barragem deve-se ao fato de que, anteriormente ao processamento dos testes, foi realizada a retroanálise dos coeficientes de permeabilidade dos materiais da barragem. Com esse procedimento, as condições do fluxo da água pela seção, semelhantes às que ocorrem em campo, foram aproximadas com o auxílio do aplicativo SEEP/W[®]. Isso foi possível devido à presença dos piezômetros instalados na fundação da barragem. O arquivo em que posteriormente foram feitos os acessos ao SLOPE/W[®], para a obtenção dos fatores de segurança, durante a execução do algoritmo proposto, continha as informações do fluxo atualizadas. Dessa forma, puderam ser obtidos resultados mais condizentes com a realidade.

Nenhum outro estudo probabilístico da estabilidade das seções transversais da BTME foi realizado antes do apresentado nesta tese. O que se tinha até o momento eram análises de estabilidade, com métodos tradicionais, realizadas na época da elaboração do projeto, e essas consideravam as condições a longo prazo, ou seja, a fase atual de operação da barragem. Em tais estudos, o traçado do fluxo pela seção foi feito manualmente, e os fatores de segurança Simplificado de Bishop e Simplificado de Janbu foram calculados pelos engenheiros responsáveis pelo projeto. A presença de tal conhecimento na época da construção da BTME foi imprescindível para a garantia do bom funcionamento desta ao longo dos seus anos de operação. Os métodos probabilísticos de análises de estabilidade não visam ocupar o lugar dos métodos de análise de estabilidade tradicionais, os quais têm os seus resultados comprovadamente robustos. Os métodos probabilísticos têm em si um importante papel de avaliarem os riscos, e o fazem considerando a realidade da aleatoriedade das variáveis envolvidas. Tais métodos fornecem informações que agregam conhecimento à parte técnica e responsável pela tomada de decisões para conservação e manutenção da segurança estrutural, e portanto devem ser considerados.

8.1 SUGESTÕES PARA TRABALHOS FUTUROS

São indicadas algumas sugestões, com a finalidade de dar continuidade ao desenvolvimento do método probabilístico de análise de estabilidade de barragens de terra.

Um passo importante é a implementação computacional de todo o algoritmo proposto na subseção 5.2, de maneira que os acessos necessários ao SLOPE/W[®] sejam feitos automaticamente.

A BTME possui outras seções instrumentadas, para as quais também é necessária a realização das análises probabilísticas de estabilidade. Estudos como esses contribuem para um melhor conhecimento da barragem e para o acompanhamento da segurança estrutural.

Fica o desafio de encontrar uma forma de realizar a análise probabilística de estabilidade em seções transversais da BTME localizadas entre as seções instrumentadas. De acordo com o método aqui apresentado, faz-se necessário o estabelecimento das condições de fluxo, o que implicaria em algumas dificuldades, devido ao desconhecimento das cotas piezométricas, uma vez que tais seções não são instrumentadas.

Seria interessante proceder a análise de estabilidade das seções da BTME por outros métodos probabilísticos, tal como a Simulação de Monte Carlo, para comparação com os resultados apontados pelo algoritmo proposto.

REFERÊNCIAS

ANG, A. H. S.; TANG, W. H.. **Probability Concepts in Engineering Planning and Design:** Volume II - Decision, Risk and Reliability. New York: John Wiley & Sons, 1984.

ARAB, H. G.; GHASEMI, M. R.. A fast and robust method for estimating the failure probability of structures. **Structures And Buildings: Proceeding of the Institution of Civil Engineers**, p.01-12, jan. 2014.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR06502**: Rochas e solos. Rio de Janeiro: ABNT, 1995.

BAECHER, G. B; CHRISTIAN, J. T. **Reliability and Statistics in Geotechnical Engineering.** The Atrium: John Wiley & Sons, 2003.

BISHOP, A.. The use of the slip circle in the stability analysis of slopes. **Geotéchnique,** Paris, v. 5, n. 1, p.7-17, jan. 1955.

BRASIL. Lei nº 12.334, de 20 de setembro de 2010. **Política Nacional de Segurança de Barragens**. Brasília.

CASAGRANDE, A.. Role of calculated risk in earthwork and foundation engineering. **Journal Of Soil Mechanics & Foundations Division: ASCE,** v. 91, p.1-40, 1965.

CHENG, Y. M; LAU, C. K. **Slope Stability Analysis and Stabilization:** New Methods and Insight. London And New York: Routledge, 2008.

CORNELL, C. A. A Probability-based Structural Code. Journal Of American Concrete Institute 66, v. 12, p.974-985, 1969.

CRUZ, P. T. 100 Barragens Brasileiras. São Paulo: Oficina de Textos, 2004.

DAS, BRAJA M.. **Principles of Geotechnical Engineering.** 5. ed. California State University, Sacramento: Thomson, 2006.

DITLEVSEN, O.. Narrow reliability of structural systems. **Journal Of Structural Mechanics**, v. 7, p.453-472, 1979.

EL-RAMLY, H; MORGENSTERN, N. R; CRUDEN, D. M. Probabilistic slope stability analysis for practice. **Canadian Geotechnical Journal,** Canadá, v. 39, n. 3, p.665-683, maio 2002.

EL-RAMLY, H. **Probabilistic Analyses of Landslide Hazards and Risks:** Bridging Theory and Practice. 2001. 391 f. Tese (Doutorado) - Curso de Geotechnical Engineering, University Alberta - Faculty Of Graduate Studies And Research, Alberta, 2001.

FELLENIUS, W. Calculation of the Stability of Earth Dams. In: CONGRESS ON LARGE DAMS, INTERNATIONAL COMISSION ON LARGE DAMS OF THE WORLD POWER CONFERENCE, 2., 1936. **Transactions.** v. 4, p. 445 - 462.

FERREIRA, J. L. F. **Análise de estabilidade de taludes pelos métodos de Janbu e Spencer.** 2012. 144 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Departamento de Engenharia Civil, Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto, Porto, 2012.

FIESSLER, B.; RACKWITZ, R.; NEUMANN, H. J.. Quadratic limit states in structural reliability. **Journal Of Engineering Mechanics Division,** v. 105, n. 4, p.661-676, 1979.

GEO-SLOPE INTERNATIONAL LTD. Seepage Modeling with SEEP/W 2007: An Engineering Methodology, March, 2008. Calgary, Alberta, Canadá: Geo-slope International Ltd, 2008.

HASOFER, A. M.; LIND, N. C.. An exact and invariant first-order reliability. **Journal Of The Engineering Mechanics Division**, v. 100, n. 1, p.111-121, jan. 1974.

HOHENBICHLER, M.; RACKWITZ, R.. Non-normal dependent vectors in structural safety. **Journal Of The Engineering Mechanics Division,** v. 107, n. 6, p.1227-1237, jun. 1981.

HUANG, J.; GRIFFITHS, D. V.; FENTON, G. A. System reliability of slopes by RFEM. **Soils And Foundations: Japanese Geotechnical Society,** v. 50, n. 3, p.343-353, jun. 2010.

HUNTINGTON, D. E.; LYRINTZIS, C. S.. Improvements and limitations of Latin hypercube sampling. **Probabilistic Engineering Mechanics**, v. 13, n. 4, p.245-253, 1998.

IBRAHIM, Y.. Observations on applications of importance sampling in structural reliability analysis. **Structural Safety**, v. 9, n. 4, p.269-281, 1991.

INTERNATIONAL COMISSION ON LARGE DAMS (ICOLD). **Dam failures:** Statistical analysis. Paris: International Commission On Large Dams, 1999.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). Aprovechamiento Hidroelectrico de Itaipu – Presa de Tierra de la Margen Izquierda – Informe Geotecnico Final: Sintesis de los Parametros Geotecnicos y Analisis de Estabilidad del Macizo. nº SAT 4280.50.8007-E-R0, 1992.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). Aproveitamento Hidrelétrico de Itaipu – Sistema de Operação e Manutenção das Obras Civis – Descrição de Funcionamento – Barragem de Terra da Margem Esquerda. n° SAT 1963.50.7012-P-R0A, 1990.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC), **Barragem de terra e de transição - M.E., maciço de argila plástica:** Relatório final nº SAT 2061.50.1757-P-R0. Brasil / Paraguay: Divisão de Solos, 1982. INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). **Fundação da Barragem de Terra – M.E.** nº SAT 4282.50.1750-P-R0, 1977a.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). **Transicion Presa de Tierra – Margem Izquierda. Transicion Presa de Tierra – Presa de Enrocado, macizo compactado, secciones (I).** n° SAT 4281.DC.8029-E-R5, 1977b.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). Aprovechamiento Hidroelectrico de Itaipu. Presa de Tierra Margen Izquierda y Transicion con la Presa de Enrocado – Informe final del Proyecto. nº SAT 4280.50.8003-E-R0, 1977c.

INTERNATIONAL ENGINEERING COMPANY (IECO), ENERCONSULT ENGENHARIA LTDA (ELC). Ensaios geotécnicos sobre amostras indeformadas extraídas da fundação da Barragem de Terra de Itaipu – M.E. n° SAT 2063.50.0252-P-R0, 1976.

ITAIPU BINACIONAL. **Usina hidrelétrica de Itaipu:** Aspectos de engenharia. Foz do Iguaçu: Itaipu Binacional, 2009.

JANBU, N.. Slope Stability Computations. In: HIRSCHFIELD, R. C.; POULOS, S. J.. **Embankment-Dam Engineering.** John Wiley, 1973. p. 47-86.

JANBU, N. **Stability analysis of slopes with dimensionless parameters**. PhD. Thesis in Civil Engineering, Faculty of Arts and Scienses of Harvard University, 1954.

JI, J.; CHAN, C. L.. Long embankment failure accounting for longitudinal spatial variation: A probabilistic study. **Computers And Geotechnics: Elsevier,** v. 61, p.50-57, maio 2014.

JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied Multivariate Statistical Analysis.** 6. ed. Pearson, 2007.

KIUREGHIAN, A. D.; LIU, P. L.. Structural reliability under incomplete probability information. **Journal Of Engineering Mechanics**, v. 112, n. 1, p.85-104, jan. 1986.

LOW, B.K.. Reliability-based design applied to retaining walls. **Geotéchnique**, Paris, v. 55, n. 1, p.63-75, jan. 2005.

LOW, B.K.. Practical probabilistic slope stability analysis. In: 12TH PANAMERICAN CONFERENCE ON SOIL MECHANICS AND GEOTECHNICAL ENGINEERING AND 39TH U.S. ROCK MECHANICS SYMPOSIUM, 12., 2003, Cambridge, Massachusetts. **Soil and Rock America 2003.** Verlag Gluckauf: Gmbh Essen, 2003. p. 2777 - 2784.

LOW, B.K.; GILBERT, R. B.; WRIGHT, S. G.. Slope reliability analysis using generalized method of slices. **Journal Geotechnical Geoenvironmental Engineering,** Austin, Texas, v. 124, n. 4, p.350-362, abr. 1998.

LOW, B. K.; TANG, W. H.. Probabilistic slope analysis using Janbu's generalized procedure of slices. **Computers And Geotechnics**, Great Britain, v. 21, n. 2, p.121-142, fev. 1997.

LOW, B.K.; TANG, W. H.. Efficient spreadsheet algorithm for first-order reliability method. **Journal Of Engineering Mechanics**, v. 133, n. 12, p.1378-1387, dez. 2007.

LOWE, J.; KARAFIATH, L.. Stability of Earth Dams Upon Drawdown. In: PAN-AMERICAN CONFERENCE ON SOIL MECHANICS AND FOUNDATION ENGINEERING, 1., 1960, México City. **Proceedings.**, 1960. p. 537 - 552.

MAIA, P. C. A.; SAYÃO, A. S. F. J.; SALLES, R. O.. Aplicação de retroanálise probabilística para avaliação da estabilidade de taludes. **Vértices**, Campos dos Goytacazes, v. 12, n. 1, p.43-52, jan. 2010.

MASSAD, F. **Obras de terra:** curso básico de geotecnia. 2. ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2010.

MELCHERS, R. E.. **Structural Reliability:** Analysis and Prediction. Chichester, New York: John Wiley & Sons, 1987.

MELO, A.V.; FUSARO, T.C. Avaliação de métodos de análises de risco aplicados à barragens. In: XXX SEMINÁRIO NACIONAL DE GRANDES BARRAGENS, 2015, Foz do Iguaçu. **Anais.** Foz do Iguaçu: Cbdb, 2015.

MORGENSTERN, N. R; PRICE, V. E.. The analysis of the stability of general slip surfaces. **Géotechnique**, v. 15, n. 1, p.79-93, jan. 1965.

NEUMANN JR., C; OSAKO, C.; PATIAS, J.; PORCHETTO C. Reflexos da lei de segurança de barragens na Itaipu Binacional. In: XXVIII SEMINÁRIO NACIONAL DE GRANDES BARRAGENS, 2011, Rio de Janeiro. **Anais.** Rio de Janeiro: CBDB, 2011. p. 1 - 11.

NIE, J.; ELLINGWOOD, B. R.. Directional methods for structural reliability analysis. **Structural Safety**, v. 22, n. 3, p.233-249, dez. 2000.

PATIAS, J. **Zoneamento Geotécnico com** Base **em Krigagem Ordinária e Equações Multiquádricas: Barragem de Itaipu.** 2010. 319 f. Tese (Doutorado) -Curso de Programa de Pós-graduação em Geotecnia, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2010.

PHOON, K. K., **Reliability-based Design in Geotechnical Engineering: Computations and Applications.** Oxon, Inglaterra: Taylor & Francis, 2008.

PINTO, C. S. **Curso básico de mecânica dos solos:** em 16 aulas. 3. ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2006.

RACKWITZ, R.; FIESSLER, B.. Structural reliability under combined random load sequences. **Computers & Structures**, Great Britain, v. 9, n. 4, p.489-494, abr. 1978.

RODRIGUES, G. P.. Efeito da penetração da chuva na estabilidade de encostas argilosas – O caso da Linha do Norte. 2010. 114 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Departamento de Engenharia Civil, Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto, Porto, 2010.

ROSENBLATT, M. Remarks on a multivariate transformation. **Annals Of Mathematical Statistics**, v. 23, n. 3, p.470-472, jun. 1952.

SALEMI, L. F. A estrutura e a drenagem do solo. **Web Artigos: Geografia**, São Paulo, 18 out. 2009. Disponível em: <<u>http://www.webartigos.com/artigos/a-estrutura-e-a-</u><u>drenagem-do-solo/25011/</u>>. Acesso em: 16 mar. 2014.

SARMA, S. K.. Stability Analysis of Embankments and Slopes. **Geotechnique**, v. 23, p.423-433, 1973.

SAYÃO, A. S. F. J.; SANDRONI, S. S.; FONTOURA, S. A. B.; RIBEIRO, R. C. H. Considerations on the probability of failure of mine slopes. **Soils And Rocks**, São Paulo, v. 35, n. 1, p.31-37, jan./abr. 2012.

SHINOZUKA, M.. Basic analysis of structural safety. **Journal Of Structural Engineering**, v. 109, n. 3, p.721-740, mar. 1983.

SILVEIRA, João Francisco Alves. Instrumentação e Segurança de Barragens de Terra e Enrocamento. São Paulo: Oficina de Textos, 2006.

SPENCER, E.. A Method of Analysis of the Stability of Embankments Assuming parallel Inter-slice Forces. **Geotechnique**, v. 17, p.11-26, 1967.

SU, Y.; LI, X.; XIE, Z.. Probabilistic evaluation for the implicit limit-state function stability of a highway tunnel in China. **Tunnelling And Underground Space Technology,** Elsevier, v. 26, n. 12, p.422-434, dez. 2010.

TERZAGHI, K. **Mecanismo de escorregamento de** terra. São Paulo: Grêmio Politécnico Dip, 1950.

THÁ, P. C. Estudos das condições de fluxo pela barragem de terra da margem esquerda de Itaipu. 2007. 99 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Puc, Rio de Janeiro, 2007.

WHITMAN, R.V. Evaluating calculated risk in geotechnical engineering. **Journal Of Geotechnical Engineering Division,** v. 110, n. 2, p.145-188, ASCE, 1984.

APÊNDICES

APÊNDICE 1 - LEITURAS DOS PIEZÔMETROS NOS INTERVALOS MEDIDOS EM
DESVIOS PADRÕES AMOSTRAIS A PARTIR DA MÉDIA
AMOSTRAL PARA O PERÍODO DE 01/2008 A 12/2013138
APÊNDICE 2 – FUNÇÃO PROGRAMADA NO MATLAB PARA O CÁLCULO DAS
MÉDIAS DAS LEITURAS DOS PIEZÔMETROS, CONFORME
SEÇÃO 6.1.2139
APÊNDICE 3 – ENVOLTÓRIAS DE MOHR-COULOMB PARA OBTENÇÃO DOS
VALORES AMOSTRAIS DAS VARIÁVEIS CONSIDERADAS
ALEATÓRIAS142
APÊNDICE 4 – RESULTADOS DOS TESTES DE KOLMOGOROV-SMIRNOV QUE
COMPROVAM A NORMALIDADE DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS
APÊNDICE 5 – VALORES DAS ITERAÇÕES E SUPERFÍCIES DE RUPTURA DOS
RESULTADOS APRESENTADOS NAS LINHAS 4 E 8 DA TABELA
9 DO ALGORITMO PROPOSTO PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA

APÊNDICE 1 - LEITURAS DOS PIEZÔMETROS NOS INTERVALOS MEDIDOS EM DESVIOS PADRÕES AMOSTRAIS A PARTIR DA MÉDIA AMOSTRAL PARA O PERÍODO DE 01/2008 A 12/2013



GRÁFICO PARA A IDENTIFICAÇÃO DE PONTOS DESTOANTES DO PS-K-02.



Gráfico das observações X desvios padrões a partir da média Média amostral = 187,433, Desvio padrão = 0,0958444

GRÁFICO PARA A IDENTIFICAÇÃO DE PONTOS DESTOANTES DO PS-K-05

APÊNDICE 2 – FUNÇÃO PROGRAMADA NO MATLAB PARA O CÁLCULO DAS MÉDIAS DAS LEITURAS DOS PIEZÔMETROS, CONFORME SEÇÃO 6.1.2

```
function[mensal ps,anual ps,total ps]=medias ps(ps)
[linha ps,coluna ps]=size(ps);
%colocar na ordem crescente o vetor de entrada, inverter direto porque ele
%vem em ordem decrescente
ps ordenado(1:linha ps,1:coluna ps)=zeros;
contador=1;
cont inv=linha ps;
for contador=1:linha ps
    ps ordenado(cont inv,1:4)=ps(contador,1:4);
    contador=contador+1;
    cont inv=cont inv-1;
end
%montar a matriz que guarda nas suas colunas, nessa ordem: mes, ano e
%média, nro de leituras. Caso não tenha a leitura em algum dos meses, a
célula mês estará
%preenchida com zeros.
mes=1;
ano=ps ordenado(1,3);
nro meses=((ps ordenado(linha ps,3)-ps ordenado(1,3))+1).*12;
mensal ps(1:nro meses, 1:4) = zeros;
contador=1;
for contador=1:nro meses
    mensal ps(contador,1)=mes;
    mensal ps(contador,2)=ano;
    if mes==12
        ano=ano+1;
        mes=1;
    else
        mes=mes+1;
    end
end
%guarda em mensal ps nesta ordem, o mês, o ano, a média e a quantidade de
leituras daquele mes.
%Os meses sem leitura tem zeros na média e na quantidade de leituras.(Só
%trabalhei para este caso considerando meses consecutivos no mesmo ano. Não
%considerei a quebra de ano.
contador=1;
soma=zeros;
nro leitura=0;
linha mensal=0;
for contador=1:linha ps
    soma=soma+ps ordenado(contador,4);
    nro leitura=nro leitura+1;
    if contador==linha ps
        linha mensal=linha mensal+1;
        mensal ps(linha mensal,3)=soma/nro leitura;
        mensal ps(linha mensal,4)=nro leitura;
    else
        if ps_ordenado(contador,2)~=ps_ordenado(contador+1,2)
            linha_mensal=linha_mensal+1;
            mensal_ps(linha_mensal,3)=soma/nro_leitura;
            mensal_ps(linha_mensal,4)=nro_leitura;
            soma=0;
            nro leitura=0;
            diferenca=abs(ps ordenado(contador+1,2)-
ps ordenado(contador,2));
```

```
if ps ordenado(contador+1,3)==ps ordenado(contador,3) &&
diferenca>1
                sem leitura=1;
                for sem leitura=1:(diferenca-1)
                    linha mensal=linha mensal+1;
                    mensal ps(linha mensal,3)=zeros;
                    mensal ps(linha mensal,4)=nro leitura;
                    sem leitura=sem leitura+1;
                end
            end
        end
    end
    contador=contador+1;
end
%agora dar as médias anuais, lendo a matriz anterior
nro anos=linha mensal./12;
anual ps(1:(nro anos),1:3)=zeros;
[linha_mensal_ps,coluna_mensal_ps]=size(mensal_ps);
%guardar os anos na primeira coluna da tabela primeiro
contador=zeros;
for contador=1:nro anos
    if contador==1
        anual_ps(contador,1)=ps_ordenado(1,3);
    else
        anual ps(contador,1)=anual ps(contador-1,1)+1;
    end
end
%a tabela anual, guarda o ano, a média e a quantidade de meses que
%apresentearam média
contador=0;
soma=zeros;
nro_meses=0;
nro leituras=zeros;
contador anual=zeros;
for contador=1:linha mensal ps
    soma=soma+mensal ps(contador, 3);
    nro meses=nro meses+1;
    if mensal ps(contador,3)~=zeros
        nro leituras=nro leituras+1;
    end
    if nro meses==12;
        contador anual=contador anual+1;
        anual_ps(contador_anual,2)=soma/nro_leituras;
        anual_ps(contador anual,3)=nro leituras;
        nro leituras=zeros;
        nro meses=zeros;
        soma=zeros;
    end
    contador=contador+1;
end
%agora, a média final, total, uma matriz linha, cuja primeira coluna é o
%ano inicial, a segunda, o ano final, e a terceira, a média
contador=zeros;
soma=zeros;
total ps(1,1:3)=zeros;
total_ps(1,1)=ps_ordenado(1,3);
total_ps(1,2)=ps_ordenado(1,3)+nro_anos-1;
for contador=1:nro_anos
```

```
soma=soma+anual_ps(contador,2);
if contador==nro_anos
        total_ps(1,3)=soma/nro_anos;
end
contador=contador+1;
end
end
```

APÊNDICE 3 – ENVOLTÓRIAS DE MOHR-COULOMB PARA OBTENÇÃO DOS VALORES AMOSTRAIS DAS VARIÁVEIS CONSIDERADAS ALEATÓRIAS



pag 71

ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.





ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.





ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.


ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.



ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.



pag 81

ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.

80



ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.





ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA COMPACTADA DO CORPO DA BARRAGEM FONTE: 2861.50.1757-P-R0, IECO-ELC, 1982.





ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA DA FUNDAÇÃO DA BARRAGEM FONTE: 2063.50.0252-P-R0, IECO-ELC, 1976.





ENVOLTÓRIAS PARA ARGILA DA FUNDAÇÃO DA BARRAGEM FONTE: 2063.50.0252-P-R0, IECO-ELC, 1976.

APÊNDICE 4 – RESULTADOS DOS TESTES DE KOLMOGOROV-SMIRNOV QUE COMPROVAM A NORMALIDADE DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS



Distribuição acumulada do ângulo de atrito interno efetivo da argila compactada e distribuições acumuladas ajustadas

MAIOR DISTÂNCIA ENTRE F.D. ACUMULADA TRAÇADA COM PARÂMETROS AMOSTRAIS AJUSTADOS À NORMALIDADE E F.D. ACUMULADA EMPÍRICA: 0,17588. VALOR CRÍTICO: 0,34.

VALOR-P DE KOLMOGOROV SMIRNOV PARA AJUSTE COM DISTRIBUIÇÃO NORMAL: 0,705367.

VALOR-P DO TESTE DE SHAPIRO-WILK: 0,37098.

Distribuição acumulada de c' da argila da fundação e distribuições acumuladas ajustadas



MAIOR DISTÂNCIA ENTRE F.D. ACUMULADA TRAÇADA COM PARÂMETROS AMOSTRAIS AJUSTADOS À NORMALIDADE E F.D. ACUMULADA EMPÍRICA: 0,3062. VALOR CRÍTICO: 0,68.

VALOR-P DE KOLMOGOROV SMIRNOV PARA AJUSTE COM DISTRIBUIÇÃO NORMAL: 0,847372.

VALOR-P DO TESTE DE SHAPIRO-WILK: 0,596372.



Distribuição acumulada do ângulo de atrito interno efetivo da argila compactada da fundação e distribuições acumuladas ajustadas

MAIOR DISTÂNCIA ENTRE F.D. ACUMULADA TRAÇADA COM PARÂMETROS AMOSTRAIS AJUSTADOS À NORMALIDADE E F.D. ACUMULADA EMPÍRICA: 0,2602. VALOR CRÍTICO: 0,68.

VALOR-P DE KOLMOGOROV SMIRNOV PARA AJUSTE COM DISTRIBUIÇÃO NORMAL: 0,949299.

VALOR-P DO TESTE DE SHAPIRO-WILK: 0,303161.

APÊNDICE 5 – VALORES DAS ITERAÇÕES E SUPERFÍCIES DE RUPTURA DOS RESULTADOS APRESENTADOS NAS LINHAS 4 E 8 DA TABELA 9 DO ALGORITMO PROPOSTO PARA ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTABILIDADE PELA SEÇÃO DA ESTACA 122+00

X	Ľ	<u>∂g</u> ∂z	<u>a</u>	etainicial	<u>X</u> *	<u>z</u> *	g(β)	$rac{\partial g}{\partial eta}$	$rac{\partial^2 \mathbf{g}}{\partial eta^2}$	Novo eta
55,5	0,000	-0,119	-0,883	3,000	22,5	1,796	2,960	-0,083	-5,500	2,141
27,3	0,000	-0,033	-0,448		27,1	1,668				3,829
18,3	0,000	0,007	0,077		16,9	-0,230				
25,0	0,000	0,011	0,125		24,5	-0,375				
13,3	2,292	-0,118	-0,874	3,829	14,8	2,269	2,888	-0,084	-5,245	2,965
27,1	2,129	-0,031	-0,420		27,0	1,996				4,662
16,5	-0,293	0,008	0,087		16,2	-0,334				
24,3	-0,479	0,021	0,238		23,7	-0,910				
6,0	2,762	-0,115	-0,899	4,662	5,5	2,842	2,816	-0,085	-0,265	0,624
27,0	2,430	-0,029	-0,415		26,8	2,400				8,055
15,8	-0,407	0,007	0,081		16,0	-0,376				
23,4	-1,108	0,010	0,119		24,2	-0,556				
-30,9	4,911									
26,5	4,147									
14,3	-0,650									
23,6	-0,961									

VALORES DAS ITERAÇÕES DA APLICAÇÃO DO ALGORITMO PROPOSTO COM FUNÇÃO DO ESTADO LIMITE FS SIMPLIFICADO DE JANBU, SUPERFÍCIE DE RUPTURA VARIANDO ENTRE ALGUMAS CAMADAS CONFORME FIGURA 34.



SUPERFÍCIE DE RUPTURA DO RESULTADO DO ALGORITMO PROPOSTO COM FUNÇÃO DO ESTADO LIMITE FS SIMPLIFICADO DE JANBU, SUPERFÍCIE DE RUPTURA VARIANDO ENTRE ALGUMAS CAMADAS, E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE INICIAL 3,0.

		∂g		β				∂g	$\partial^2 g$	
X	Σ	<u>∂z</u>	$\underline{\alpha}$	inicial	<u>X</u> *	<u></u> ∠*	g(β)	∂eta	∂eta^2	Novo eta
55,5	0,000	-0,105	-0,921	2,200	33,6	1,374	3,326	-0,071	-3,431	1,015
27,3	0,000	-0,021	-0,337		26,8	0,921				3,344
18,3	0,000	0,009	0,116		16,7	-0,256				
25,0	0,000	0,012	0,160		24,5	-0,351				
22,2	2,089	-0,098	-0,945	3,344	24,6	2,143	3,241	-0,072	-3,402	2,175
26,6	1,399	-0,015	-0,265		26,2	1,098				4,471
15,9	-0,389	0,008	0,114		16,0	-0,380				
24,2	-0,533	0,011	0,159		24,2	-0,533				
44.0	0.005	0.007	0.000	4 474	45 7	0.750	0.450	0.040	-	4 00 4
14,2	2,865	-0,097	-0,908	4,471	15,7	2,752	3,159	-0,048	20,048	4,004
25,9	1,468	-0,015	-0,257		26,0	1,425				4,933
15,2	-0,508	0,007	0,097		15,6	-0,432				
24,0	-0,712	0,023	0,323		23, 0	-1,442				
11.5	3 036	-0 104	-0 918	4 933	55	3 070	3 124	-0 029	- 32 182	4 568
25.8	1 572	-0.022	-0 355	1,000	26.4	2 175	0,121	0,020	02,102	5 205
25,0	0.470	-0,022	-0,333		20,4	2,175				5,295
10,4	-0,476	0,008	0,104		15,1	-0,514				
22,8	-1,591	0,011	0,147		24,0	-0,726				
1,8	3,296	-0,101	-0,937	5,295	5,3	3,366	3,097	-0,145	57,315	nenhuma
26,3	2,335	-0,017	-0,289		25,8	1,897				raiz
14,9	-0,551	0,009	0,123		14,3	-0,652				real
23,9	-0,780	0,011	0,154		23,8	-0,815				

VALORES DAS ITERAÇÕES DA APLICAÇÃO DO ALGORITMO PROPOSTO COM FUNÇÃO DO ESTADO LIMITE FS SIMPLIFICADO DE BISHOP, SUPERFÍCIE DE RUPTURA FIXA CONFORME FIGURA 33.

SUPERFÍCIE DE RUPTURA DO RESULTADO DO ALGORITMO PROPOSTO COM FUNÇÃO DO ESTADO LIMITE FS SIMPLIFICADO DE BISHOP, SUPERFÍCIE DE RUPTURA FIXA, E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE INICIAL 2,2.

ANEXOS

ANEXO	1	-	PLANTA	GERAL	DA	BARRAGEM	DE	TERRA	DA	MAR	GEM
			ESQUER	DA DE IT	AIPU						154
ANEXO	2	-	SEÇÕES	TÍPICAS	5 DA	BARRAGEN	/ DE	TERRA	DA	MAR	GEM
			ESQUER	DA DE IT	AIPU	– TRECHOS	KEL				155
ANEXO	3 –	PR	OJETO D	A SEÇÃC	TRA	NSVERSAL [DA ES	TACA 12	2+00		156
ANEXO	4	_	RESULT	ADOS [DOS	ENSAIOS I	DE P	ERMEAE	BILIDA	ADE	DOS
			MATERIA	IS DA FL	JNDA	ÇÃO E DO A	TERR	O COMP	АСТА	DO	157
ANEXO	5	_	COEFICI	ENTES	DE	PERMEABILI	DADE	DOS	ΜΑΤΕ	RIAS	DA
			FUNDAÇ	ÃO DOS	TRE	CHOS K E L					158

ANEXO 1 - PLANTA GERAL DA BARRAGEM DE TERRA DA MARGEM ESQUERDA DE ITAIPU



FONTE: 4280.50.8007-E-RO, IECO-ELC, 1992.



ANEXO 2 – SEÇÕES TÍPICAS DA BARRAGEM DE TERRA DA MARGEM ESQUERDA DE ITAIPU – TRECHOS K E L

FONTE: 4280.50.8007-E-R0, IECO-ELC, 1992.

SIMBOLOS
MACIZO ARCILLOSO COMPACTADO
(ii) Antila Anto Palasia Consociata BERNIAS
Arcine Age Márice Percisenese Conjuntato
PLTROS
B Anna Anthona Manham da' Tahundar Antaoria
(b) Areas Artificial Perform del Etheroder Primario, Londe.
 TRANSPORTS
 Destruction from Frequencies de Service o Baradia
 Transistic Grants August to Danies Danie Transcenters
R Emperate (\$ (\$200. Same))
🛞 Ay - Ay (Basity)
2 No. 20 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10
AND TABLES AND ALL STREET, STR
Child Party and
SECCIONES THYCAS
 Figure 2 F



ANEXO 3 – PROJETO DA SEÇÃO TRANSVERSAL DA ESTACA 122+00

FONTE: 4281.DC.08029-E-R5, IECO-ELC, 1977b.

	_	15		16	
		DT-P	702	-059	-0
					_
					· .
a mit o t					
ne anton deservi	en intellios de se beide	a definide	تد بتر ت	0000	
imiento del mosi ricuido can los ma	re compact decides de	bab sand n nafuecas, i	unKande I Soð - beru	innedio- t y Base	
n be aspesorer in a finia da mare	okcouko an	elpino 40 la pue in	W-DC-4	2048-5	
indicado ao la c	iolo 3 del j	dane 428	-05-80	17-8,00	
impermeable d	i la secola	h an in Ea	1.11944	2/7 2/7	-1
анан у уланан	10000	nonavioler i	er plano	*201-00-	
-E;4284-DC-	8000 a s	001-Ey	4285-3	6 4281- C-8000	- 1
an low own		elección el		with second second	-1
s onles del lience	-str/ambote	y rotats	con anient	mente si	- /
nos 4287-26-8	27-514	89V-0C-1	8089-E		Л
RENCIA					< 1
ro-Ause de Er	rocado				
ann - Prepar de F	anacre in		6269-00	-8027-5	
			200-202-	838-7	
			100-00-	8048-E	
			en oc	8053-E	\geq
na - milita de D	wacada				
n - Anna de Di	encendo		NW-DC-	8038-E	
			use ac.	8035-E	
0 10	40				
Escola Orian	60. 11 10	#0 00	1000		
	the state 1	201	kr 1	4417 1	_
And a set one	And and	× ľ	32	7115 IV	1/90
e dever, Notas	10.919		E.A	115	2/10
bernes		Ser li	and a	<u>68</u>	1/24
del iniud agoan	amba i	ine ?	North a	w.w	1-11
2014	-	FIRMA I	UNIAA I	VALUE VE	C H P
CD .		(AP-18) 8	co-de	DAP4	_
LENGE-DEE	HERO LAK	Colorest.	PECHA	5 Sentanii 24: 22: 7	-
CODE DU LOC		15.0		0	-1
N GROUTH LIN		IECO	D-eb	8	
	ITAIPU	-			
-	INCOVE.				-1
af Turani - A	WAREN I	zovero	A		1
A DE TIER	89.4-A	RESA L	E EN	ROCAL	ю
icizo coi	MPACT	ADO			
SECCION	ES (1,	/			
	4281-	DC-6	029-	ER	

ANEXO 4 – RESULTADOS DOS ENSAIOS DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAIS DA FUNDAÇÃO E DO ATERRO COMPACTADO



FONTE: 480.50.8003-E-R0, IECO-ELC, 1977c.

	1.2725.6								
780.000									
or announce									
-									
1									
in the									
K (cm/seg)									
	1				1.3				
	SIMBOLOS								
	Gr+Provide vertical								
	G-Precies cardinante	rtioane			-				
					-				
	NOTAS				1				
7	 Les defensionspose de los efercients durante au alle de prester recircles 	Nez certificientali i Romjeli de cros e de manufacio a	de partes contra do, contra do,	abuliday Abine abine abine	10-				
	2 - La naintón de política de	tie whiches y see	orte da	nic antis	6				
	A- has mainter antoreage	South dates and appendix	the lot of	i debulente suittoontes	-				
					18				
-									
					- 23				
-									
		ILUS	TRA	CION	3				
	DESCRIPCIN	f1868	Film	V des	Himi				
	PERISIONES	W(A) = 4 5	1 +	14	-				
200	Shine The States	Pocce							
HED	MOROSERINCE alles parantes IECO-11/10								
	TAPU								
	PRESA DE TIERRA INFORME FORME RESULTADOS D	WARGEN IZO DEL PROVECT	oventu o UMOS		1				
	- DE PERME	ABILIDAD			-				
(Tail)	rtini	4280-01	-800	74-E	ROB				



ANEXO 5 – COEFICIENTES DE PERMEABILIDADE DOS MATERIAS DA FUNDAÇÃO DOS TRECHOS K E L.

FONTE: 4282.50.1750-P-R0, IECO-ELC, 1977a.