

ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE ESTACAS METÁLICAS VIA MÉTODO FORM: ESTUDO DE CASO

PROBABILISTIC ANALYSIS OF STEEL PILES USING FORM: CASE STUDY

Aline Viana Esteves^{1*}, Eduardo Toledo de Lima Junior¹,
Juliane Andréia Figueiredo Marques¹, Vitor Barbosa Fonseca¹, Aline Silva de Amorim¹
1. Universidade Federal de Alagoas

* Autor correspondente: e-mail alinevesteves@gmail.com

RESUMO

Este estudo propõe uma análise probabilística de verificação do dimensionamento de fundações em estacas metálicas com base nos dados de um condomínio residencial em Aracaju, Sergipe. A verificação foi embasada em recomendações normativas de Estado Limite Último para fundações e estruturas de aço. As variáveis aleatórias analisadas foram: geometria do perfil metálico, resistência ao escoamento e módulo de elasticidade do aço, solicitação atuante e índice de resistência à penetração (N_{SPT}). O método FORM (First Order Reliability Method) foi utilizado para avaliação da probabilidade de falha, obtida a cada metro ao longo do comprimento das estacas. O método FORM foi validado pelo método Monte Carlo, ambos implementados em MATLAB. Os valores de probabilidade de falha obtidos foram comparados com os valores de referência e constatou-se que as estacas analisadas têm níveis de confiabilidade significativamente superiores aos aceitáveis, indicando um aspecto conservador do projeto. A partir do modelo de confiabilidade do método FORM, fez-se um redimensionamento de uma estaca selecionada visando o atendimento de um índice de confiabilidade alvo adotado.

Palavras-chave: Confiabilidade estrutural, FORM, Fundações.

ABSTRACT

This study proposes a probabilistic assessment on the design of steel pile foundations, based on data of a residential condominium located in Aracaju, Sergipe. The verification was based on normative recommendations on Ultimate Limit State related to foundations and steel structures. The random variables analyzed are related to the cross-sectional geometry, to material parameters as the yield strength and the elastic modulus, to the applied load, and to the standard penetration resistance (N-value). The analytical method FORM (First Order Reliability Method) was applied to evaluate the probability of failure of the piles, obtained at each meter along their depths. The method was validated by the Monte Carlo Simulation, and both were implemented in MATLAB. The obtained values of probability of failure were compared to the reference values and it was observed that the analyzed piles had reliability levels significantly superior to the acceptable ones, indicating a conservative aspect of the project. From the reliability model obtained using FORM, a redesign of a selected pile was carried out aiming at meeting a specified target reliability level.

Keywords: Structural reliability, FORM, Foundations.

1. INTRODUÇÃO

A definição do nível de segurança de um projeto é um dos aspectos fundamentais da engenharia estrutural, mas, conhecendo a significativa variabilidade das ações e das resistências dos elementos estruturais, percebe-se uma deficiência no dimensionamento baseado apenas em fatores de segurança. Estas incertezas, inerentes a um projeto de engenharia, devem ser conhecidas e consideradas no dimensionamento, permitindo uma análise mais refinada, norteando o estudo do risco e da probabilidade de falha existentes, e contribuindo com o processo de tomada de decisão do projetista acerca do nível de segurança associado a cada obra.

Desde as primeiras publicações de maior visibilidade sobre a teoria da confiabilidade estrutural em meados do século XX como Freudenthal [1] e Pugsley [2], o paradigma da análise probabilística tem se tornado mais usual em alguns países. Um exemplo disso é a norma Eurocode EN 1990 [3], em vigor nos países da União Europeia, a qual preconiza a verificação da probabilidade de ruína das estruturas associada ao atendimento dos fatores de segurança.

A abordagem probabilística visa a inserção das incertezas e variabilidades existentes no projeto de fundações, de modo que o dimensionamento contemple esses aspectos, outrora considerados de forma simplificada, garantindo uma maior confiabilidade estrutural às fundações. Essas incertezas podem ser provenientes tanto das solicitações e das dimensões dos elementos estruturais, quanto das propriedades dos materiais que constituem os elementos de fundação.

Segundo Zhang e Dasaka [4], essas incertezas contribuem para a variabilidade das profundidades finais de elementos de fundação profunda, as quais podem divergir significativamente dos comprimentos estimados em projeto, e induzir custos adicionais na execução.

Beloni *et al.* [5] fazem a estimativa de capacidade de carga das estacas com base em modelos semiempíricos, com posterior aplicação de inferência Bayesiana para estimar a distribuição da capacidade de carga, a qual é utilizada em estudos analíticos de confiabilidade estrutural. Fan *et al.* [6] propõem o uso de simulação Monte Carlo no estudo de múltiplos modos de falha em uma estaca de concreto.

Silva *et al.* [7] aplicam conceitos de estatística de ordem e simulação Monte Carlo para previsão da probabilidade de falha em estacas moldadas *in situ*, do tipo helicoidal. Este tipo de estaca também é analisado por Neves e Reis [8], que utilizam um procedimento analítico para obtenção do índice de confiabilidade, considerando-se as variáveis aleatórias como gaussianas.

O objetivo do presente estudo é o desenvolvimento de uma análise de confiabilidade para verificação do dimensionamento de estacas metálicas utilizando o método de transformação FORM (*First Order Reliability Method*), cuja robustez e baixo custo computacional o fazem uma boa alternativa aos métodos analíticos simplificados usualmente utilizados em geotecnia. Foram empregados os dados de projeto de um condomínio residencial localizado na cidade de Aracaju, Sergipe. Esta análise foi embasada em recomendações normativas para Estado Limite Último (ELU) de fundações e de elementos estruturais metálicos. Assim, foram identificados os modos de falha considerados no dimensionamento das estacas, os quais foram verificados do ponto de vista probabilístico.

Com a análise de confiabilidade de um projeto, podemos encontrar resultados que indiquem níveis de segurança inferiores ao necessário ou mesmo que mostrem um nível de conservadorismo elevado, indicando o superdimensionamento da estrutura. Em ambas as situações, nota-se a importância dessa análise aplicada a projetos de fundações, permitindo um adequado balanço entre custo e segurança.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Dimensionamento geotécnico

A capacidade de carga pode ser calculada por métodos teóricos, semiempíricos ou dinâmicos. A NBR 6122 [9] não define um método para o cálculo da capacidade de carga. Como o tipo de investigação geotécnica mais utilizado no Brasil é a sondagem à percussão com SPT (*Standard Penetration Test*), os métodos de estimativa da capacidade de carga mais adotados são os semiempíricos que buscam correlações entre os resultados desses ensaios e a resistência do solo ao longo do fuste e da ponta da estaca.

Dentre os métodos semiempíricos mais utilizados no Brasil, destacam-se: Aoki-Velloso e Décourt-Quaresma. A resistência total da estaca pelo método Décourt-Quaresma [10] é dada em função do N_{SPT} segundo a equação:

$$R = \alpha \cdot C \cdot N_p \cdot A_p + \beta \cdot \left(\frac{N_L}{3} + 1 \right) \cdot U \cdot L \quad (1)$$

O índice de resistência à penetração da ponta (N_p) é igual a uma média entre os valores de N_{SPT} da cota da ponta da estaca, da cota anterior e da cota posterior. A_p é a área da ponta da estaca (m^2). Já para o N_L (N_{SPT} lateral médio), é feita uma média entre os valores de N_{SPT} ao longo do fuste da estaca (de comprimento L e perímetro U , em metros), desconsiderando os que foram utilizados para a resistência de ponta. Para determinar o valor de N_L , deve-se obedecer ao intervalo de valores de N_{SPT} de acordo com o tipo de estaca (para estacas de deslocamento: $3 \leq N_{SPT} \leq 50$) [11].

Para as estacas metálicas, pré-moldadas e tipo Franki: $\alpha = \beta = 1$ [12]. Para a estimativa da resistência de ponta, é empregado o coeficiente característico (C), que é função do tipo de solo (Tabela 1).

Tabela 1 - Coeficiente característico do solo [13]

Tipo de Solo	C (tf/m ²)
Argilas	12
Siltes argilosos (alteração de rocha)	20
Siltes arenosos (alteração de rocha)	25
Areias	40

2.2. Dimensionamento estrutural

O dimensionamento estrutural de estacas metálicas deve ser feito de acordo com a NBR 8800 [14], verificando as prescrições para barras prismáticas submetidas à força axial de compressão. Estes preceitos estão associados aos ELU de instabilidade por flexão, por torção ou flexo-torção e de flambagem local. De modo geral, deve-se atender à condição básica de dimensionamento de que a resistência seja maior ou igual à solicitação:

$$N_{c,Sd} \leq N_{c,Rd} \quad (2)$$

onde $N_{c,Sd}$ é a força axial de compressão solicitante de cálculo e $N_{c,Rd}$ é a força axial de compressão resistente de cálculo.

A NBR 8800 [14] determina que a força axial resistente de cálculo ($N_{c,Rd}$) é função da área bruta da seção transversal da barra (A_s), da resistência ao escoamento do aço (f_y), do coeficiente de ponderação da resistência do aço (γ_{a1}) e dos fatores de redução associados à flambagem global e flambagem local (χ e Q , respectivamente).

Segundo a NBR 6122 [9], as estacas metálicas que estiverem total e permanentemente enterradas, independentemente da posição do lençol d'água não necessitam de tratamento especial, desde que nas considerações de projeto seja descontada uma espessura de compensação de corrosão, que é função do tipo de solo (Tabela 2).

Tabela 2 – Espessura de compensação de corrosão (NBR 6122 [9])

Classe	Espessura mínima de sacrifício (mm)
Solos em estado natural e aterros controlados	1,0
Argila orgânica; solos porosos não saturados	1,5
Turfa	3,0
Aterros não controlados	2,0
Solos contaminados ^a	3,2
^a Casos de solos agressivos devem ser estudados especificamente	

Assim, a força axial resistente de cálculo é dada por:

$$N_{c,Rd} = \frac{\chi \cdot Q \cdot A_s' \cdot f_y}{\gamma_{a1}} \quad (3)$$

onde A_s' é a área reduzida da seção do perfil (m^2), que é obtida ao descontar da área bruta (A_s) a espessura de sacrifício em todo o perímetro do perfil.

Para a análise da flambagem global e determinação de χ , devem ser feitas algumas considerações. O Manual de Estacas Metálicas da Gerdau [15] informa que estacas sob esforços axiais de compressão, quando permanecem totalmente enterradas, normalmente não sofrem flambagem. A equipe técnica da Gerdau afirma ainda que mesmo atravessando solos moles, não ocorre flambagem em suas estacas. Essa afirmação pode ser confirmada por Costa [16] que demonstra que mesmo para solos de baixa resistência, a contenção lateral do solo gera uma carga crítica de flambagem muito elevada, concluindo que as estacas romperiam por excesso de compressão, antes que ocorresse flambagem. Desse modo, pode-se adotar χ igual a 1.

O Anexo F da NBR 8800 [14] traz orientações para obtenção do fator de redução associado à flambagem local (Q). Resumidamente, verifica-se a esbeltez de cada elemento da seção transversal e compara-se com a esbeltez limite definida. Caso a esbeltez seja inferior à esbeltez limite o fator Q é igual a 1. Caso contrário, ele é calculado por expressões fornecidas pela norma para esses elementos esbeltos.

2.3. Confiabilidade estrutural

A análise de confiabilidade estrutural em engenharia visa a avaliação da segurança com base no cálculo da probabilidade de falha de um sistema estrutural, ou seja, a probabilidade de violação de um estado limite durante sua vida útil [17].

Segundo Cintra e Aoki [12] a consideração exclusiva dos fatores de segurança (FS) de norma como garantia de ausência de risco de ruína é uma forma ultrapassada e insuficiente de análise de segurança, já que também é necessária a verificação da probabilidade de ruína utilizando a análise de confiabilidade. Isso traz à tona o conceito de segurança arraigado nos projetos de que $FS > 1$ implica numa obra absolutamente segura, o que não é verdade já que o FS não consegue medir o risco e, assim, a depender da variabilidade das solicitações e das resistências envolvidas no projeto, haverá um risco maior ou menor para um mesmo FS.

Considera-se, assim, que nenhuma estrutura pode ser considerada completamente confiável, já que o risco de falha está sempre presente, cabendo ao projetista estabelecer níveis aceitáveis desse risco, conciliando segurança e economia. Desse modo, pode ser definido um

nível alvo de probabilidade de falha e só assim calibrar os fatores de segurança adequadamente [17].

A definição das variáveis aleatórias (v.a.) do problema é uma etapa determinante para avaliação das incertezas que envolvem a resistência disponível e a solicitação real. Variáveis aleatórias são funções que carregam em si os resultados de um fenômeno aleatório, ou seja, dados estatísticos que caracterizem a variabilidade da propriedade em estudo e que são representados por meio de um modelo de distribuição de probabilidades, determinado com base em testes de aderência [18].

No contexto da confiabilidade estrutural, a falha significa a violação de um estado limite, sendo este representado por uma equação $G(\mathbf{X})$, definida em termos de um vetor \mathbf{X} que contém as v.a. em análise. Para que um estado limite qualquer não seja violado, é necessário o atendimento de uma condição básica: que a resistência (R) seja maior do que a solicitação (S). Assim, Beck [19] define a probabilidade de falha (Pf) do problema fundamental da confiabilidade $G(R, S) = R - S$ como:

$$Pf = P(R \leq S) = P(R - S \leq 0) \quad (4)$$

Deve-se avaliar a probabilidade de qualquer ponto (r, s) estar dentro do domínio de falha, ou seja, que a margem de segurança ($M = R - S$) seja menor ou igual a zero. A probabilidade de falha é, matematicamente, uma integral n -dimensional da função conjunta de densidade de probabilidade, onde n é o número de variáveis aleatórias. Ainda, segundo o autor:

$$Pf = P[(r, s) \in Df] = \int_{Df} \int f_{RS}(r, s) dr ds \quad (5)$$

Sendo $f_{RS}(r, s)$ a função conjunta de densidade de probabilidades (PDF) de R e S e onde o domínio de falha Df é limitado pela equação $r = s$, tem-se:

$$Pf = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^s f_{RS}(r, s) dr ds \quad (6)$$

Para variáveis R e S estatisticamente independentes, tem-se que a função conjunta de densidade de probabilidades pode ser expressa pelo produto das PDFs das variáveis aleatórias resistência $f_R(r)$ e solicitação $f_S(s)$:

$$f_{RS}(r, s) = f_R(r)f_S(s) \quad (7)$$

$$Pf = \int_{-\infty}^{+\infty} f_S(s) \left[\int_{-\infty}^s f_R(r) dr \right] ds = \int_{-\infty}^{\infty} f_S(s)F_R(s) ds \quad (8)$$

Assim, a probabilidade de falha do problema fundamental da confiabilidade, envolvendo variáveis estatisticamente independentes, é dada pela equação 8, onde $F_R(s)$ é a função de distribuição acumulada de probabilidades (CDF) da resistência.

A avaliação numérica da equação 8 pode não ser simples em situações reais de projeto, com funções de falha complexas, definidas em termos de um número grande de v.a., correlacionadas entre si, e não gaussianas. A complexidade da resolução dessa equação se deve tanto à integração da PDF conjunta das variáveis quanto à determinação do domínio de falha do problema.

Por essa razão, há a necessidade de emprego de métodos alternativos para a avaliação da P_f . Estes métodos buscam uma aproximação da PDF conjunta e do domínio de falha. Esses métodos podem ser de simulação, como o método Monte Carlo ou métodos analíticos, como o FOSM (*First Order Second Moment*) e o FORM (*First Order Reliability Method*).

2.3.1. Confiabilidade estrutural em geotecnia

A insuficiência do fator de segurança é justificada por Cintra e Aoki [12] com base na variabilidade da resistência e da sollicitação, ilustradas por suas curvas PDF na Figura 1. Para o fator de segurança global importam apenas os valores médios de resistência e de sollicitação, sem considerar a dispersão das variáveis. Esta consideração erroneamente torna o problema determinista. Isto porque supõe-se que com a adoção dos fatores de segurança recomendados por norma tem-se a garantia de inexistência de risco de ruína. Entretanto, mesmo com o FS ainda existe uma probabilidade de falha da estrutura (P_f) representada pelos pontos onde a sollicitação supera a resistência. Segundo Aoki [20], a ruína de uma obra pode ocorrer mesmo quando não há erro humano ou incompetência profissional, estando assim associada a fatores aleatórios e a condições que não podem ser controladas.

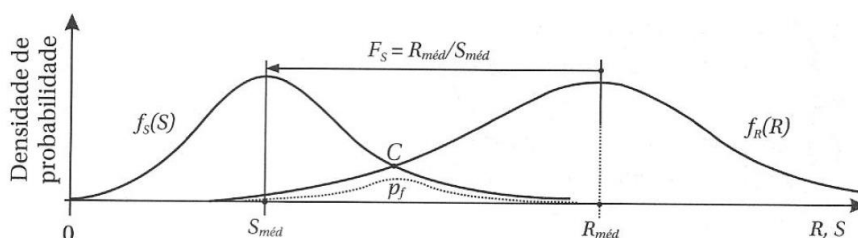


Figura 1 - Curva ilustrando a probabilidade de ruína [12]

Entre as incertezas geotécnicas associadas aos projetos de fundações, há aquelas relacionadas aos parâmetros geotécnicos e ao modelo de cálculo. Quanto aos parâmetros

geotécnicos, sabe-se que uma das grandes diferenças entre a engenharia geotécnica e a estrutural vem da avaliação do comportamento de materiais (solos e rochas) que estão sujeitos a uma enorme e complexa variabilidade devido aos processos geológicos naturais que produziram e permanecem modificando o material *in situ*. Além disso, há ainda erros de equipamentos, operadores, procedimentos e efeitos aleatórios quando da realização dos ensaios, o que implica na variabilidade dos efeitos de execução. As correlações entre as propriedades medidas nos ensaios para determinação de propriedades que serão efetivamente utilizadas em projeto representam outra origem de incerteza [21].

Outra fonte de incertezas está relacionada à representatividade do modelo analítico na descrição do comportamento efetivo da fundação. Como grande parte do projeto de fundações se baseia em equações calibradas empiricamente, onde são introduzidas simplificações, as incertezas dos modelos podem ser significativas para um estudo de confiabilidade [21]. Deve-se ressaltar, ainda, que a análise probabilística não contempla a incerteza associada a erros humanos, já que eles não podem ser representados por variáveis aleatórias. Portanto, deve-se sempre buscar sua redução por meio de ferramentas como capacitação de equipe, controle de qualidade e inspeções.

Quando todas essas incertezas são incluídas num único coeficiente de segurança, trata-se do Método dos Valores Admissíveis (abordagem determinística) com uso de fator de segurança global. Já quando as incertezas aparecem com coeficientes de ponderação em cada etapa do cálculo, trata-se do Método de Valores de Projeto com emprego de fatores de segurança parciais (abordagem semiprobabilística). A NBR 6122 [9] especifica um fator de segurança global igual a 2,0 para a obtenção da carga admissível de fundações profundas com carga de ruptura calculada por métodos semiempíricos.

Como observado por Silva [22], há uma falta de uniformidade entre os projetistas devido a não especificação pela norma NBR 6122 [9] dos procedimentos de projeto para a definição de algumas variáveis, a exemplo do cálculo da capacidade de carga da fundação. Esse parâmetro pode ser obtido utilizando uma variedade de métodos e, a depender das escolhas do projetista, podemos ter níveis de segurança diferentes para um mesmo valor de coeficiente de segurança global.

De modo geral, o projeto de estruturas deve assegurar segurança quanto ao estado limite último (ELU), que está relacionado ao colapso/ruína parcial ou total de uma obra e ao estado limite de serviço (ELS), associado às deformações, fissuras, vibrações etc. que comprometem a plena funcionalidade da obra [9]. A NBR 6122 [9] define mecanismos que caracterizam o

ELU numa fundação em estacas. Para o estudo de caso deste trabalho foram analisados: ruptura por esgotamento da capacidade de carga do terreno e ruptura estrutural por compressão.

2.3.2. Simulação Monte Carlo

O método de simulação Monte Carlo, em análise estrutural, consiste na verificação da estrutura para diferentes combinações possíveis de resistências e solicitações por meio da geração de números aleatórios que respeitem a distribuição estatística das variáveis de projeto (reproduzindo sua aleatoriedade intrínseca).

O método pode solucionar com facilidade problemas de complexidades diversas, não sendo limitado pelo número de variáveis ou pela natureza estatística delas. Entretanto, o custo computacional representa um fator limitante para a obtenção de resultados utilizando esse método, especialmente para problemas com probabilidade de falha muito pequena.

O número mínimo de simulações necessárias para a obtenção de um resultado válido de probabilidade de falha pode ser estimado com base na equação 9. Assim, quanto menor a probabilidade de falha, maior o número necessário de simulações.

$$n_{S_{min}} = \frac{1}{\delta^2} \cdot \frac{(1 - Pf)}{Pf} \quad (9)$$

onde $n_{S_{min}}$ é o número mínimo de simulações; δ é o coeficiente de variação de Pf , usualmente admitido, em problemas de Engenharia, sendo inferior a 5%.

Quando o número de simulações tende ao infinito, o resultado do método tende ao resultado exato. Comumente, utiliza-se o método Monte Carlo como forma de verificação das soluções obtidas por métodos analíticos. Por outro lado, o método está sujeito a incertezas do modelo proposto para avaliação da falha (equação de estado limite) e à dependência da qualidade dos números aleatórios gerados, que podem acabar comprometendo o resultado obtido [19].

2.3.3. Método FOSM

O método do segundo momento de primeira ordem (FOSM) é um método analítico de transformação que envolve a linearização da equação de estado limite e serve de base para os outros métodos de transformação, como o FORM. O método é limitado por considerar que todas as variáveis aleatórias têm distribuição normal.

Os métodos de transformação baseiam-se na representação de um vetor de v.a. do espaço original \mathbb{X} (espaço de projeto) no espaço transformado \mathbb{Y} (espaço normal reduzido ou espaço normal padrão). No espaço \mathbb{X} , as variáveis estão com suas distribuições de probabilidade

originais e têm dimensão; já no espaço \mathbb{Y} as variáveis têm distribuição normal e são adimensionais [19].

A transformação de Hasofer e Lind baseia esses métodos. Mediante sua aplicação, um vetor de variáveis \mathbf{X} com médias e desvios-padrão quaisquer é representado por um vetor \mathbf{Y} de variáveis normais com média nula e desvio padrão igual a 1, como segue:

$$Y_i = \frac{X_i - \mu_{xi}}{\sigma_{xi}} \quad (10)$$

onde Y_i é a variável no espaço normal reduzido; X_i é a variável no espaço de projeto; μ_{xi} é a média da variável no espaço original; e σ_{xi} é o desvio padrão da variável no espaço original.

A avaliação do índice de confiabilidade (β) nos métodos FOSM e FORM é feita com base em uma medida geométrica da Pf , sendo obtido por meio da solução de um problema de otimização. Geometricamente, β é a menor distância entre a origem do espaço reduzido e a superfície de falha, definida pela equação de estado limite. Conclui-se que β deve ser perpendicular à superfície de falha e que determina o ponto com maior probabilidade de ocorrência entre todos os pontos onde pode ocorrer ruína. Esse ponto na superfície de falha representa a fronteira do domínio de falha e é denominado ponto de projeto (y_1^*, y_2^*) ou *most probable point* (MPP). O ponto de projeto y^* é, portanto, o ponto da função de falha mais próximo da origem do espaço transformado \mathbb{Y} . O índice de confiabilidade é dado pela norma do vetor y :

$$\beta = \|y^*\| = \sqrt{y^{*T} \cdot y^*} \quad (11)$$

O problema passa a ser uma minimização da distância e pode ser resolvido com a solução de um problema de otimização. A Pf pode ser então determinada:

$$Pf = \Phi(-\beta) \quad (12)$$

onde Φ representa a distribuição cumulativa normal padrão.

Para problemas com função de falha linear, o β calculado usando o método FOSM é exato. A probabilidade de falha calculada com esse β será exata se a distribuição conjunta das variáveis for normal multidimensional. Nesse caso específico, o resultado do FOSM coincide com o MVFOSM (*Mean Value First Order Second Moment*) ou índice de confiabilidade de Cornell (equação 13), que é dado pela função de falha avaliada com os valores médios das variáveis dividido pela raiz da variância da função de falha [17]. No presente trabalho, o termo FOSM designa o mais simples dos métodos baseados na transformação de Hasofer e Lind, que busca de forma iterativa a minimização da distância entre a origem do espaço transformado e a superfície de falha [19].

$$\beta_{Cornell} = \frac{E(G(x))}{\sqrt{Var(G(x))}} \quad (13)$$

2.3.4. Método FORM

O método de confiabilidade de primeira ordem (FORM) tem por base o método FOSM, mas diferencia-se dele por permitir a análise de variáveis aleatórias com qualquer distribuição de probabilidades. Além disso, admite a avaliação de variáveis que possuam correlações entre si, diferentemente do FOSM que avalia apenas variáveis estatisticamente independentes.

Ainda que, neste trabalho, não se considere a correlação entre pares das variáveis de projeto, a escolha do FORM deve-se ao fato de ele permitir a incorporação de toda a informação estatística das variáveis, incluindo seu modelo de distribuição. Por outro lado, métodos analíticos mais simples como o FOSM, ou mesmo o cálculo direto do Beta de Cornell, pressupõem normalidade das variáveis. Técnicas de simulação, baseadas na amostragem de Monte Carlo, são extremamente simples e acessíveis ao usuário, porém o alto custo computacional pode inviabilizar sua aplicação à prática de projeto.

O método FORM tem duas etapas de transformação: do espaço \mathbb{X} das variáveis aleatórias originais correlacionadas para o espaço \mathbb{Z} com as variáveis normais reduzidas correlacionadas; e do espaço \mathbb{Z} para o espaço \mathbb{Y} das v.a. normais reduzidas independentes. Ou seja, inicialmente obtém-se as variáveis normais equivalentes e depois as variáveis são decorrelacionadas. Essas transformações são isoprobabilísticas porque as propriedades estatísticas originais das variáveis não são perdidas, e sim representadas em um outro espaço [23]. O método também é baseado na linearização do domínio de falha do problema, que é feita no ponto de projeto estimado em cada iteração.

Para o problema fundamental da confiabilidade, está mostrado na Figura 2 o espaço de projeto com PDF conjunta das variáveis de resistência e solicitação, assim como a linearização da função de falha, o ponto de projeto e a delimitação das regiões de ruína e de segurança. Na Figura 3, está apresentada a PDF conjunta no espaço normal padrão e a interpretação geométrica do índice de confiabilidade. Observa-se nas duas figuras como uma aproximação linear de uma função de falha não linear (feita pelo FOSM e FORM) leva a um aumento da região de ruína, neste caso em que a função de falha é convexa, conforme destacado em azul nas Figuras 2 e 3.

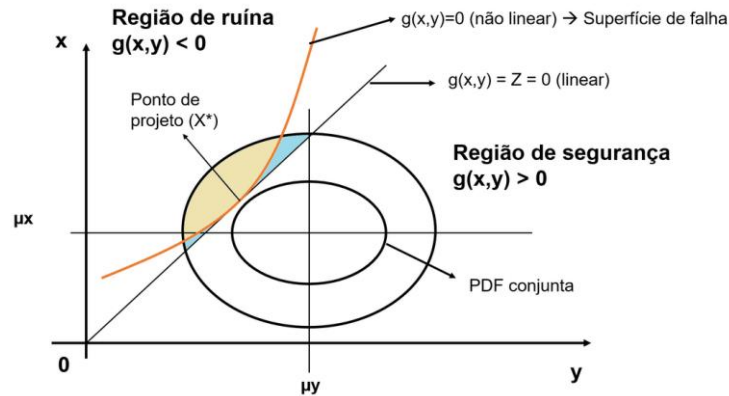


Figura 2 - Projeção no plano da PDF conjunta das v.a. no espaço original (adaptado de [17]).

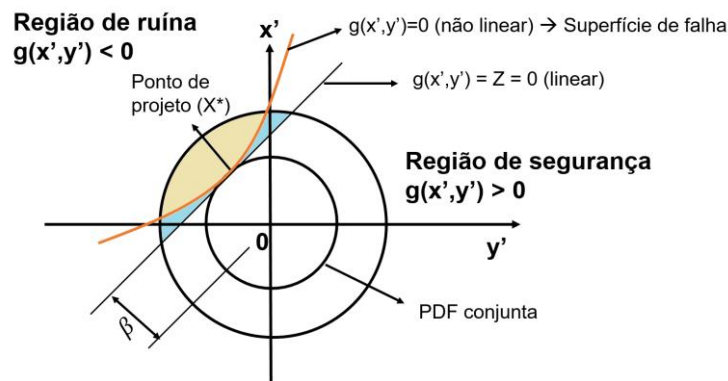


Figura 3 - Projeção no plano da PDF conjunta das v.a. no espaço transformado (adaptado de [17]).

A aproximação normal das variáveis consiste em determinar, para um ponto de interesse, uma distribuição normal equivalente que mantenha as propriedades estatísticas da distribuição de origem. A obtenção das médias e desvios padrão das distribuições normais equivalentes deve ser feita no ponto de interesse de cada iteração utilizando as equações 14 e 15. Assim como no FOSM, a avaliação geométrica do β é feita no espaço normal reduzido das variáveis normais padrão estatisticamente independentes.

$$\sigma_X^{neq} = \frac{\phi\left(\Phi^{-1}(F_X(x^*))\right)}{f_X(x^*)} \quad (14)$$

$$\mu_X^{neq} = x^* - \sigma_X^{neq} \Phi^{-1}(F_X(x^*)) \quad (15)$$

onde σ_X^{neq} é o desvio padrão da normal equivalente no ponto x^* ; μ_X^{neq} é a média da normal equivalente no ponto x^* ; ϕ é a PDF da distribuição normal padrão; Φ é a CDF da distribuição normal padrão; F_X é a CDF da variável x ; e f_X é a PDF da variável x .

Nos métodos FOSM e FORM, é possível a obtenção de fatores de importância das v.a. de projeto. Esses fatores indicam a contribuição relativa de cada uma dessas variáveis no valor da P_f . Para o caso de problemas com muitas v.a., conhecer esses valores é de grande importância para análise. Com base neles, é possível identificar v.a. com pequena influência na P_f e eliminá-las, tomando-as como determinísticas e diminuindo o custo computacional necessário. Além disso, essas medidas de sensibilidade da P_f facilitam o entendimento e interpretação dos dados [23]. Os fatores de importância são calculados a partir dos cossenos diretores, que já são calculados nos métodos de transformação (equação 16). A soma dos fatores de importância de todas as variáveis é igual a 1.

$$I_i = \alpha_i^2 \quad (16)$$

onde I_i é o fator de importância de uma variável; e α_i é o cosseno diretor com relação à variável aleatória X_i do vetor normal à superfície de falha no ponto de projeto, no espaço reduzido Υ . É o quociente entre o gradiente da função de falha avaliada em y dividido pela norma desse gradiente.

2.3.5. Valores de referência de índice de confiabilidade (β) e probabilidade de falha (P_f)

Enquanto o dimensionamento de fundações baseado em probabilidade de ruína ainda não é uma realidade no Brasil, há estudos e normas internacionais que podem orientar a escolha de valores mínimos do β para diferentes tipos de estruturas.

O *Joint Committee on Structural Safety (JCSS)* publicou o *Probabilistic Model Code*, no qual há valores de referência de β e P_f para dimensionamento no ELU. Para um período de referência de um ano, os parâmetros para dimensionamento probabilístico são função do nível de consequência da ruína da estrutura (pequeno, moderado ou alto) e do custo relativo das medidas de segurança [24]. Para estruturas usuais como edifícios comerciais, residenciais e indústrias, as consequências da falha são consideradas moderadas e o custo normal, implicando em $\beta = 4,2$ e $P_f \approx 10^{-5}$.

A norma *Eurocode EN 1990* [3] instituiu valores mínimos do β de acordo com as consequências de ruína, em dimensionamento no ELU. As classes de confiabilidade RC1, RC2 e RC3 associam-se com as classes de consequências CC1, CC2 e CC3. A norma permite que certos elementos estruturais possam ser projetados em classes de consequências diferentes da estrutura como um todo. Para edifícios residenciais (Classe CC2), o valor mínimo de β é igual a 3,8 para um período de referência de 50 anos, o que corresponde a uma P_f igual a

$7,23 \times 10^{-5}$. Esses serão os valores considerados aceitáveis para a verificação do dimensionamento das estacas neste trabalho.

De modo geral, a escolha de um índice de confiabilidade para um projeto de fundações depende do porte da edificação, das consequências de sua ruína (perdas de vidas, danos ambientais e perdas materiais) e dos custos envolvidos na sua recuperação. Assim, em projetos baseados em confiabilidade, recomenda-se cautela na adoção de um β levando em consideração todos esses fatores, além do grau de incerteza das variáveis e dos modelos utilizados. Deve-se destacar que os valores apresentados nesta seção se referem a estruturas em geral, e não se aplicam especificamente a fundações, sendo colocados a título de informação básica.

3. APRESENTAÇÃO DO ESTUDO DE CASO

A obra em estudo é um condomínio residencial localizado na cidade de Aracaju, Sergipe. O condomínio é formado por 3 torres de 15 pavimentos. Cada torre é sustentada por 29 pilares com cargas nos blocos de coroamento entre 110 tf e 420 tf. A área de projeção de cada uma das torres é igual a 457,50 m². O sistema estrutural das torres é do tipo laje-viga-pilar em concreto armado. A empresa responsável pelo projeto de fundações forneceu os dados para a realização deste estudo, entre eles: 17 perfis de sondagens de reconhecimento do solo com SPT, relatórios das 16 provas de carga dinâmicas e o projeto de fundações.

Foram realizadas 17 sondagens à percussão com SPT com profundidades variando entre 19 m e 25 m. Das 17 sondagens, 15 foram feitas nas áreas de projeção das torres e 2 nas regiões de periferia (Figura 4). O subsolo da região caracteriza-se pela presença de camadas de solos de baixa resistência (silte argiloso mole, silte arenoso fofo, areia fofo) destacando-se uma extensa camada de argila siltosa orgânica mole. Há alguns picos de resistência em baixas profundidades e presença de solo de alteração de rocha calcária muito compacto em profundidades superiores a 18m e finalização das sondagens num material impenetrável à percussão encontrado em profundidades que variam de 18,50m a 25m, estando o nível d'água entre 1,50m e 2,10m. O impenetrável foi caracterizado como solo de alteração de rocha calcária ou rocha calcária.

A solução escolhida foi fundação profunda em estacas metálicas totalizando 340 estacas, empregando os perfis de seção H (Tabela 3). Os perfis W foram apenas empregados na periferia. Todos os perfis metálicos foram cravados até o impenetrável (rocha calcária), com comprimentos médios de estacas diferentes para as torres: Torre A – 20,0m, Torre C – 21,0m,

Torre E – 23,5m, Periferia – 20,0 a 25,0m. Os perfis metálicos laminados são em aço de alta resistência ASTM A572 ($f_y=345$ MPa; $E=200$ GPa).

Tabela 3 – Perfis metálicos empregados nas fundações do condomínio [25]

PERFIL	QUANTIDADE	CARGA MÁXIMA (tf)
HP 250x62	55	90
HP 310x79	171	110
HP 310x93	63	140
W 150x22,5	24	30
W 150x37,1	22	55
W 200x46,1	5	65

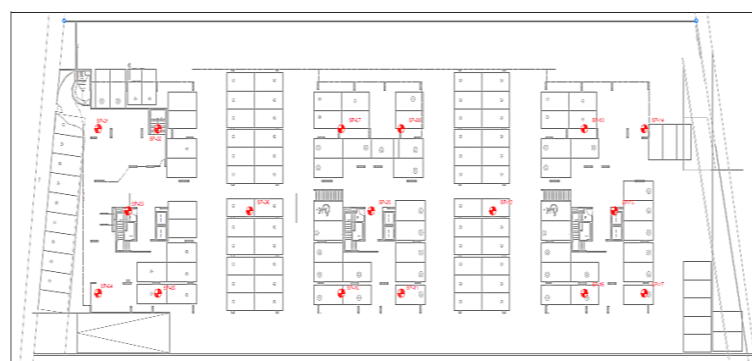


Figura 4 - Disposição dos furos de sondagem no terreno [25]

Na obra, foram realizadas provas de carga dinâmicas em 16 das 340 estacas (15 em estacas das torres e 1 numa estaca da periferia). Os dados das provas de carga dinâmicas foram utilizados para análise e comparação com as capacidades de carga estimadas pelo método semiempírico de Décourt-Quaresma.

4. RESULTADOS

4.1. Análise Determinística de Estacas Metálicas

Para a análise determinística, foram escolhidas 15 das 340 estacas (Tabela 4). Restringiu-se inicialmente às 16 estacas ensaiadas com prova de carga dinâmica e em seguida eliminou-se a única estaca de periferia que foi ensaiada. Essa eliminação objetivou uma análise mais coerente e homogênea ao incluir apenas as estacas localizadas na área de projeção das torres, para haver cargas e comprimentos de estacas de valores semelhantes. Dos 6 tipos de perfis metálicos HP (Figura 5) empregados no empreendimento, a análise determinística englobou 3 (Tabela 5).

Tabela 4 - Dados das estacas analisadas [25]

Estaca	Perfil	Local	L (m)	Sondagem	Estaca	Perfil	Local	L (m)	Sondagem
E1A	HP310x93	Torre A	21,0	SP-01	E9C	HP310x79	Torre C	22,6	SP-09
E2A	HP310x79	Torre A	21,5	SP-02	E10E	HP310x93	Torre E	24,0	SP-16
E3A	HP310x93	Torre A	21,3	SP-02	E11E	HP310x79	Torre E	24,0	SP-15
E4A	HP310x79	Torre A	20,5	SP-05	E12E	HP310x79	Torre E	24,0	SP-15
E5A	HP250x62	Torre A	20,3	SP-05	E13E	HP310x79	Torre E	23,3	SP-13
E6C	HP310x79	Torre C	22,7	SP-07	E14E	HP310x93	Torre E	24,8	SP-13
E7C	HP310x93	Torre C	24,0	SP-07	E15E	HP310x93	Torre E	24,0	SP-13
E8C	HP310x93	Torre C	24,0	SP-09					

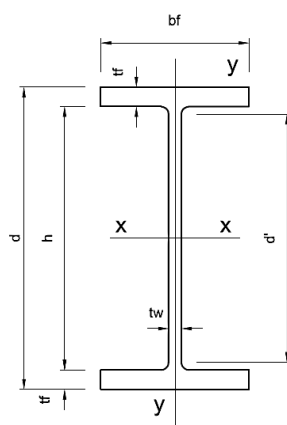


Figura 5 - Seção transversal dos perfis metálicos [25]

Tabela 5 - Dimensões dos perfis metálicos [25]

Perfil	Dimensões (mm)						A (cm ²)	U (cm)
	d	bf	tw	tf	h	d'		
HP 250x62	246	256	10,50	10,70	225	201	79,6	147
HP 310x79	299	306	11,00	11,00	277	245	100,0	177
HP 310x93	303	308	13,10	13,10	277	245	119,2	178

Na Tabela 6, estão mostradas as cargas atuantes em cada uma das estacas e os resultados das provas de carga dinâmicas separados em resistência lateral e resistência de ponta. Nota-se que há uma distância considerável entre a resistência total medida nas provas de carga e o carregamento atuante. Destaca-se a Estaca E13E, na qual a resistência é 4,67 vezes superior à carga atuante na estaca. Deve ser ressaltado que esses carregamentos fornecidos já são as cargas de projeto (cargas majoradas – NBR 8681 [26]) que chegam às fundações vindas da superestrutura.

4.1.1. Análise determinística da carga de ruptura das estacas

Optou-se por calcular a capacidade de carga a cada metro do comprimento da estaca. A análise metro a metro foi feita para evitar o uso de valores médios de N_{SPT} ao longo do fuste (Décourt-Quaresma), impedindo assim que informações sobre a dispersão da resistência do solo ao longo da profundidade fossem perdidas.

As sondagens realizadas mostraram a alternância de faixas de elevada resistência com extensas camadas de baixa resistência. Nesses picos de resistência, há valores de N_{SPT} consideravelmente altos, superando 80 golpes nos primeiros metros de profundidade. É uma consideração usual de projeto o estabelecimento de um limite máximo para o N_{SPT} para o dimensionamento das fundações. A imposição desse limite é uma forma de considerar a variabilidade inerente dos solos, já que não é possível ter a garantia de resistências tão elevadas ao longo do terreno e seria contra a segurança assumir o oposto. Adotou-se um N_{SPT} limite igual a 50, que é o valor máximo para utilização do método Décourt-Quaresma [11]. Para os cálculos do presente trabalho, todos os valores de N_{SPT} superiores a 50 foram considerados iguais a 50.

Tabela 6 - Resistências e carregamentos das estacas [25]

Estaca	Provas de carga dinâmicas			Carregamento (tf)	Resistência Total / Solicitação
	Resistência (tf)				
	Total	Ponta	Lateral		
E1A	314	166	148	111,67	2,81
E2A	249	109	140	97,50	2,55
E3A	295	133	162	118,33	2,49
E4A	220	104	116	100,00	2,20
E5A	216	124	92	67,50	3,20
E6C	253	116	137	60,00	4,22
E7C	294	132	162	91,67	3,21
E8C	302	128	174	118,33	2,55
E9C	237	90	147	78,75	3,01
E10E	304	104	200	96,67	3,14
E11E	229	45	184	105,00	2,18
E12E	264	73	191	93,33	2,83
E13E	257	57	200	55,00	4,67
E14E	304	120	184	125,00	2,43
E15E	280	117	163	108,75	2,57

Outra consideração necessária para a análise está relacionada com o cálculo da resistência de ponta das estacas. Todas as estacas foram cravadas até o impenetrável, que foi caracterizado como rocha calcária ou solo de alteração de rocha calcária. O método semiempírico de Décourt-Quaresma não é adequado para fundações em rocha. A empresa responsável não forneceu dados de ensaios de caracterização dessa rocha encontrada. Sem dados que caracterizassem precisamente esse material, não foi possível aplicar um método específico de cálculo da resistência de ponta de estacas engastadas em rocha. Assim, as resistências laterais foram calculadas pelo método Décourt-Quaresma e as resistências de ponta foram obtidas a partir da resistência à compressão de rochas calcárias com algumas considerações oriundas da prática de Engenharia de Fundações.

4.1.1.1. Resistência de ponta

Segundo Caputo [27], a resistência à compressão de rochas calcárias (R_c) é igual a 1,13 tf/cm². Baseado na prática corrente de fundações, adotou-se um fator de redução dessa resistência igual a 0,8. Essa ponderação da resistência foi feita partindo do entendimento prático de que a ponta de uma estaca metálica só poderia estar assente em uma rocha calcária sã ou pouco alterada. A resistência de ponta das estacas foi obtida utilizando a equação:

$$R_{ponta} = 0,8 \times R_c \times A_s \quad (17)$$

onde A_s é a área da seção transversal do perfil metálico.

A adoção desse coeficiente de minoração baseado na previsão do estado de alteração da rocha levou a resultados de resistência de ponta próximos aos medidos nos ensaios de prova de carga nas estacas instrumentadas, como mostrado na Tabela 7.

Tabela 7 - Resistência de ponta estimada

Estaca	Área (cm ²)	Resistência de ponta estimada (tf)	Rponta (estimada/prova de carga)	Estaca	Área (cm ²)	Resistência de ponta estimada (tf)	Rponta (estimada/prova de carga)
E1A	119,2	107,76	0,65	E9C	100,0	90,40	1,00
E2A	100,0	90,40	0,83	E10E	119,2	107,76	1,04
E3A	119,2	107,76	0,81	E11E	100,0	90,40	2,01
E4A	100,0	90,40	0,87	E12E	100,0	90,40	1,24
E5A	79,6	71,96	0,58	E13E	100,0	90,40	1,59
E6C	100,0	90,40	0,78	E14E	119,2	107,76	0,90
E7C	119,2	107,76	0,82	E15E	119,2	107,76	0,92
E8C	119,2	107,76	0,84				

4.1.1.2. Resistência lateral

As resistências laterais das 15 estacas foram estimadas metro a metro com o método Décourt-Quaresma (Tabela 9). O coeficiente de variação (COV - razão entre desvio padrão e média) do método Décourt-Quaresma foi igual ao das provas de carga em termos de resistência lateral (0,19) (Tabela 8). Observa-se que, pelos resultados das provas de carga, todas as estacas são flutuantes, ou seja, resistem ao carregamento atuante apenas com a contribuição do atrito lateral (Figura 6).

Tabela 8 - Dados das provas de carga das 15 estacas

Provas de carga		
	Rtotal	Rlateral
Média (tf)	267,87	160
COV	0,12	0,19

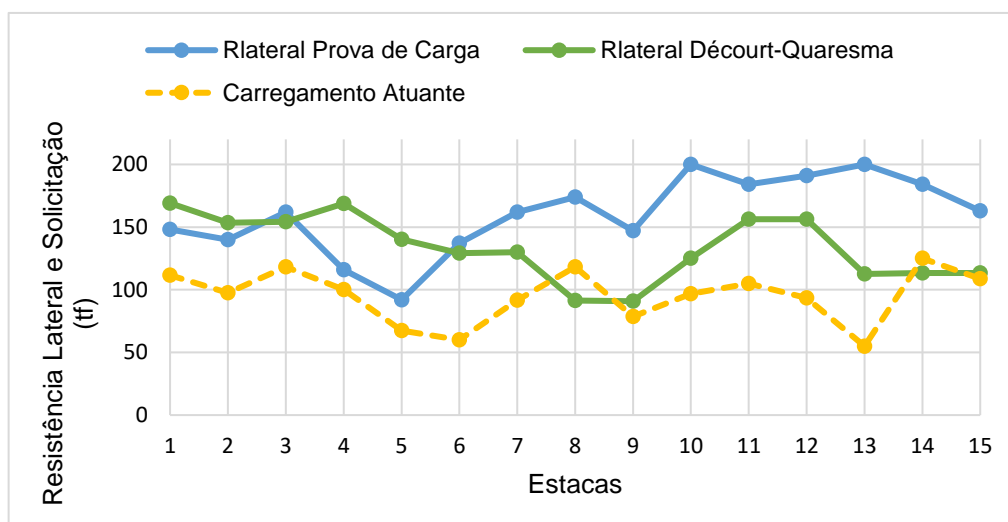


Figura 6 - Resistência lateral

Tabela 9 - Resistência lateral estimada

Estaca	Décourt-Quaresma	
	Resistência lateral (tf)	Rlateral (estimada/prova de carga)
E1A	169,10	1,14
E2A	153,40	1,10
E3A	154,27	0,95
E4A	168,74	1,45
E5A	140,14	1,52
E6C	129,21	0,94
E7C	129,94	0,80
E8C	91,37	0,53
E9C	90,86	0,62
E10E	125,19	0,63
E11E	156,35	0,85
E12E	156,35	0,82
E13E	112,69	0,56
E14E	113,33	0,62
E15E	113,33	0,70
Média	133,62	0,88
COV	0,19	0,35

4.1.1.3. Análise dos resultados

Os valores de capacidade de carga foram comparados com os valores das provas de carga, avaliando sua adequação aos dados de projeto. Os valores estimados se referem à carga de ruptura, e não à carga admissível. Observa-se que, em geral, as estimativas foram conservadoras ao subestimarem o valor médio da resistência real (Tabela 10).

Nota-se que o método não foi capaz de realizar uma estimativa adequada para algumas estacas, como a E4A e a E8C, superestimando e subestimando as resistências totais, respectivamente (Figura 7). Algumas dispersões podem ser justificadas por diferenças do solo no local de execução da estaca e o furo de sondagem mais próximo (utilizado para estimativa da capacidade de carga). Falhas na execução tanto da sondagem quanto das provas de carga também podem contribuir para essas diferenças, que também podem ser oriundas de incertezas

dos modelos de cálculo (cujas calibrações empíricas e simplificações podem não ser condizentes com o comportamento real do terreno).

Todos os valores estimados de capacidade de carga são superiores ao carregamento atuante, e indicam a utilização dos fatores de segurança médios indicados na Tabela 11. Esses fatores foram calculados pela razão entre resistência total de cada um dos métodos e solicitação atuante. A aplicação desses fatores de segurança à carga de ruptura leva à carga admissível, conforme a metodologia de coeficiente de segurança global definida na NBR 6122 [9]. Desse modo, o fator de segurança global igual a 2,0 [9] foi atendido.

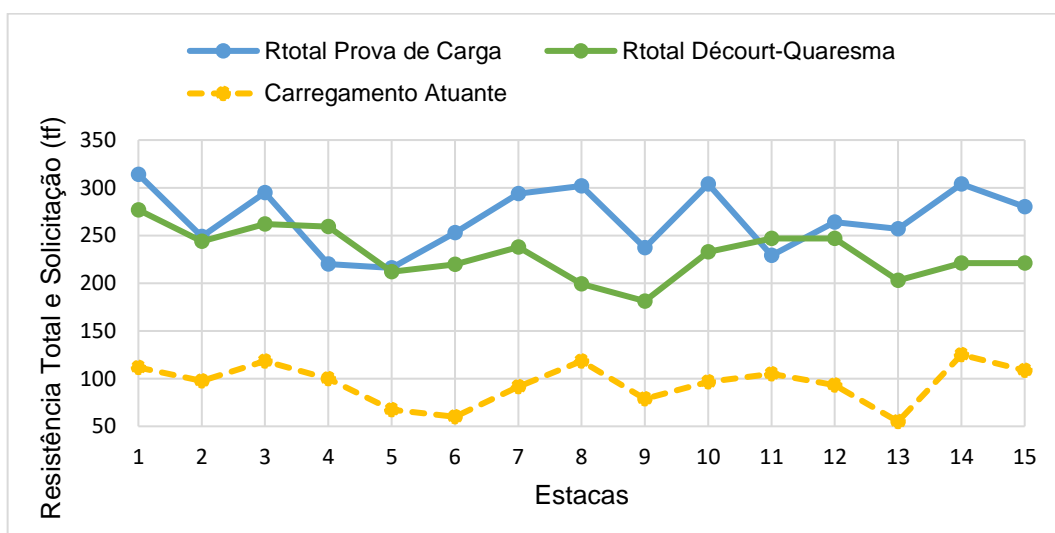


Figura 7 - Resistência total

Tabela 11 - Fator de Segurança

Fator de Segurança Médio	
Prova de Carga	Décourt-Quaresma
2,94	2,54

Tabela 10 - Resistência total estimada

Estaca	Décourt-Quaresma	
	Resistência total (tf)	Rtotal (estimada/prova de carga)
E1A	276,86	0,88
E2A	243,80	0,98
E3A	262,02	0,89
E4A	259,14	1,18
E5A	212,10	0,98
E6C	219,61	0,87
E7C	237,70	0,81
E8C	199,13	0,66
E9C	181,26	0,76
E10E	232,95	0,77
E11E	246,75	1,08
E12E	246,75	0,93
E13E	203,09	0,79
E14E	221,08	0,73
E15E	221,08	0,79
Média	230,89	0,87
COV	0,11	0,16

4.1.2. Verificação dos perfis metálicos pela NBR 8800 [14]

A verificação do dimensionamento das estacas consiste no cálculo da capacidade de carga estrutural dos elementos comprimidos ($N_{c,Rd}$) e comparação com a carga atuante ($N_{c,Sd}$). Analisando a esbeltez local para a alma e as mesas dos perfis metálicos em análise, verificou-se que apenas a mesa perfil HP 310x79 apresentou esbeltez superior ao limite definido pela NBR 8800 [14]. O cálculo do fator de redução Q desse perfil foi feito utilizando a expressão definida no Anexo F da mesma norma (Tabela 12):

$$Q = 1,415 - 0,74 \times \frac{bf}{2tf} \times \sqrt{\frac{f_y}{E}} \quad (18)$$

Tabela 12 - Determinação do fator de redução Q

Perfil metálico	Esbeltez local - b/t		Esbeltez limite – (b/t)lim		Fator de redução Q
	Alma (d'/tw)	Mesas (bf/2tf)	Alma $1,49 \times \sqrt{(E/fy)}$	Mesas $0,56 \times \sqrt{(E/fy)}$	
HP 250x62	19,14	11,96	35,87	13,48	1,000
HP 310x79	22,27	13,91			0,988
HP 310x93	18,70	11,76			1,000

A NBR 6122 [9] prevê a adoção de uma espessura de compensação de corrosão de acordo com a classe do solo (Tabela 2). Das classes de solo apresentadas nessa tabela e presentes no subsolo analisado, a argila orgânica é a que leva a uma maior espessura de sacrifício (1,5mm), que foi adotada em todas as estacas para o cálculo da área reduzida.

Para combinações normais, a NBR 8800 [14] estabelece o valor de 1,10 para o coeficiente de ponderação da resistência de aços estruturais (γ_{a1}). A partir da equação 3, foi obtida a força axial resistente de cálculo para cada um dos perfis (Tabela 13).

Tabela 13 - Capacidade de carga estrutural

Perfil metálico	Área reduzida As' (cm ²)	Força axial resistente de cálculo $N_{c,Rd}$ (tf)	Carga atuante máxima $N_{c,sa}$ (tf)
HP 250x62	57,55	183,99	67,50
HP 310x79	73,45	231,89	105,00
HP 310x93	92,50	295,73	125,00

Portanto, todos os perfis satisfazem a equação 2. Pela solicitação máxima a que cada um dos perfis está submetido, nota-se que há uma distância considerável entre a capacidade de carga estrutural e a solicitação. Destaca-se o perfil HP 250x62 (Estaca E5A) que tem resistência de cálculo 2,7 vezes superior à carga atuante e que mesmo sendo o menor entre eles, é capaz de suportar a solicitação máxima aplicada ao maior perfil (HP 310x93).

Comparando a carga de ruptura das estacas (com a parcela de resistência lateral calculada pelo método Décourt-Quaresma) e a carga estrutural suportada ($N_{c,Rd}$), nota-se que em 5 das 15 estacas o menor valor entre os dois é a carga estrutural. Quando se aplica o coeficiente de minoração da resistência do solo (2,0), vê-se que para todas as estacas, o menor valor é o da carga admissível geotécnica e que, portanto, é ela que caracteriza a capacidade de carga do elemento de fundação.

4.2. Análise Probabilística de Estacas Metálicas

4.2.1. Caracterização estatística das variáveis aleatórias de projeto

A análise probabilística desenvolvida aborda a verificação do dimensionamento das estacas quanto ao ELU. Trabalhou-se com 8 v.a., sendo as 7 primeiras de resistência e a última de solicitação: geometria da seção transversal do perfil metálico (bf, tf, h, tw); resistência ao escoamento do aço (f_y); módulo de elasticidade do aço (E); resistência do solo com base no N_{spt} ; Carregamento atuante (C_p).

A eficiência da análise depende da caracterização estatística das v.a. para melhor definição das incertezas envolvidas. Deve-se conhecer a distribuição de probabilidade, a média e o desvio padrão de cada uma das v.a. Hamilton [26] apresenta a caracterização estatística de todas as v.a. do problema (Tabela 14), exceto o N_{spt} .

Tabela 14 - Caracterização das variáveis aleatórias de projeto (adaptado de [26])

Variável	Símbolo	Distribuição	Média	COV
Geometria da seção	bf, tf, h, tw	Lognormal	Nominal	0,02
Resistência ao escoamento	f_y	Lognormal	1,03×Nominal	0,063
Módulo de elasticidade	E	Normal	1,04×Nominal	0,05
Carga permanente	C_p	Normal	1,05×Nominal	0,1

Para a caracterização estatística do N_{spt} , foram feitos testes de aderência a cada metro utilizando os dados dos 17 furos de sondagem executados. Objetivou-se, assim, uma melhor caracterização do subsolo em função da variabilidade característica desse parâmetro. Com a análise estatística, observou-se sua significativa dispersão a cada profundidade, medida pelo COV, que varia entre 38% e 127%.

Para os testes de aderência foi utilizado o *software* StatFit [29], ferramenta de caracterização estatística que utiliza o teste Kolmogorov-Smirnov (Teste K-S) para identificar qual distribuição de probabilidade melhor caracteriza a série amostral fornecida (Figura 8). A qualidade do ajuste do modelo parametrizado é quantificada por meio de um valor observado da estatística de teste, o qual deve ser comparado a um valor esperado. O valor esperado determina o valor de erro máximo admissível para que o modelo seja coerente às características da série amostral. Quando várias distribuições candidatas apresentam valor observado inferior ao valor esperado, sendo, portanto, aprovadas no teste, a que melhor representa a amostra é aquela que apresenta o menor valor observado (Tabela 15).

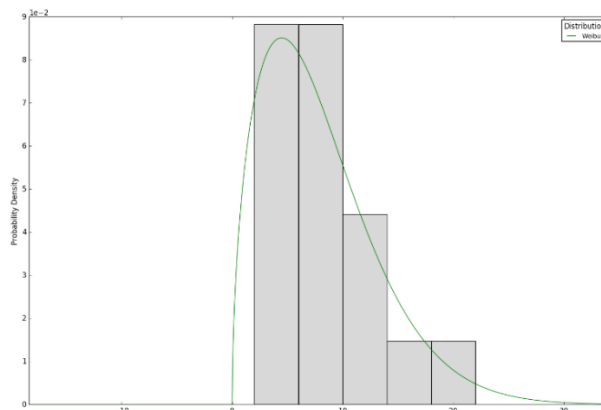


Figura 8 - Teste K-S para a cota 17 e respectiva PDF Weibull empregando o StatFit 2.0

Tabela 15 - Resumo dos testes de aderência para caracterização do NSPT

Cota (m)	Média	Desvio	COV	KS (melhor ajuste)	KS (valor esperado)
0	7,59	5,70	0,75	Weibull (0,0980)	0,3298
1	9,88	6,81	0,69	Weibull (0,1413)	
2	15,53	13,45	0,87	Lognormal (0,2218)	
3	17,76	11,63	0,65	Lognormal (0,1919)	
4	40,71	15,40	0,38	Weibull (0,3148)	
5	12,29	14,84	1,21	Lognormal (0,1976)	
6	5,41	4,20	0,78	Lognormal (0,1857)	
7	5,47	4,73	0,86	Weibull (0,2007)	
8	3,41	1,54	0,45	Weibull (0,2186)	
9	3,29	1,65	0,50	Weibull (0,2324)	
10	3,18	1,85	0,58	Weibull (0,2294)	
11	2,71	1,21	0,45	Gamma (0,2757)	
12	2,82	1,42	0,50	Gamma (0,2701)	
13	4,29	3,69	0,86	Lognormal (0,2148)	
14	3,94	2,38	0,60	Gamma (0,1782)	
15	4,65	2,80	0,60	Gamma (0,1620)	
16	6,59	4,27	0,65	Weibull (0,1516)	
17	7,94	5,26	0,66	Weibull (0,0970)	
18	9,71	6,22	0,64	Weibull (0,1684)	
19	19,40	17,74	0,91	Gumbel (0,1295)	0,3512
20	12,00	15,24	1,27	Gamma (0,1850)	0,4533
21	29,13	19,56	0,67	Weibull (0,1530)	0,4808
22	42,60	16,55	0,39	Logística (0,3076)	0,6082

Analisando os resultados dos testes de aderência (Tabela 15), observa-se que a distribuição Weibull é a que melhor caracteriza 47,8% das profundidades analisadas, seguida pelas distribuições Lognormal e Gamma que representam o melhor ajuste para 21,7% das profundidades, cada. Dessa forma, na análise probabilística, a variável N_{spt} será considerada com uma distribuição de probabilidades Weibull, a qual foi aprovada em todos os testes, sendo possível obter uma PDF com essa distribuição a cada metro de profundidade.

4.2.2. Seleção de estacas para análise

Das 15 estacas verificadas deterministicamente, optou-se pela escolha de 5 delas para a verificação de confiabilidade. Essa opção visa a análise e interpretação mais minuciosas dos resultados obtidos. Outro fator que contribuiu para essa restrição foi a baixa probabilidade de falha que esperava-se obter a partir dos valores medidos nas provas de carga (comparados com a solicitação atuante), evitando assim a apresentação muito repetitiva de resultados.

Para uma análise mais representativa, foram escolhidas estacas de cada um dos 3 perfis metálicos ensaiados nas provas de carga dinâmicas. Como critério de escolha, optou-se por analisar as estacas submetidas à maior e menor solicitação por perfil metálico. Como apenas uma estaca de perfil HP 250x62 foi ensaiada, apenas a E5A foi incluída na verificação (Tabela 16).

Tabela 16 - Estacas escolhidas para verificação de confiabilidade [25]

Estaca	Perfil Metálico	Local	Carregamento atuante (tf)
E5A	HP 250x62	Torre A	67,50
E7C	HP 310x93	Torre C	91,67
E11E	HP 310x79	Torre E	105,00
E13E	HP310x79	Torre E	55,00
E14E	HP 310x93	Torre E	125,00

4.2.3. Definição das equações de estado limite e metodologia de análise

A definição das equações de estado limite ou funções de falha (f.f.) visa o estabelecimento de uma expressão matemática que represente os estados limites, no caso deste trabalho, o ELU. Essas equações quantificam esses estados limites e conseqüentemente os

modos de falha dos elementos estruturais estudados. A construção dessas funções se dá de modo a estabelecer uma fronteira entre os domínios de segurança e falha do elemento.

A equação de estado limite para o problema em questão envolve a resistência do perfil metálico, a resistência do solo e a solitação atuante na estaca, sendo escrita de acordo com a Equação 19. A cada metro, a solitação atuante (C_p) é reduzida devido à contribuição da resistência do solo. Como o perfil HP 310x79 é o único que está sujeito à flambagem local, sua f.f. é definida por $G_2(\mathbf{X}_2)$ e para os perfis HP 310x93 e HP 250x62 a f.f. é definida por $G_1(\mathbf{X}_1)$.

$$G(\mathbf{X}) = \frac{\chi Q}{1,1} As' f_y - \left[C_p - U \left(\frac{N_{spt}}{3} + 1 \right) \right] \quad (19)$$

$$G_1(\mathbf{X}_1) = \frac{1}{1,1} As' f_y - \left[C_p - U \left(\frac{N_{spt}}{3} + 1 \right) \right] \quad (20)$$

$$G_2(\mathbf{X}_2) = \frac{1}{1,1} \left(1,415 - 0,74 \frac{bf}{2tf} \sqrt{\frac{f_y}{E}} \right) As' f_y - \left[C_p - U \left(\frac{N_{spt}}{3} + 1 \right) \right] \quad (21)$$

onde \mathbf{X}_1 é o vetor das variáveis aleatórias analisadas: $\mathbf{X}_1 = (bf, tf, h, tw, f_y, C_p, N_{spt})$; \mathbf{X}_2 é o vetor das variáveis aleatórias analisadas: $\mathbf{X}_2 = (bf, tf, h, tw, f_y, C_p, N_{spt}, E)$; As' é a área reduzida da seção transversal do perfil metálico: $As' = A_s - 0,0015 \times U$; A_s é a área bruta da seção transversal do perfil metálico: $A_s = 2 \times bf \times tf + tw \times h$; e U é o perímetro da seção transversal do perfil metálico: $U = 4bf + 4tf + 2h - 2tw$.

Assim, para os perfis HP 250x62 e HP 310x93 serão consideradas 7 variáveis aleatórias e para o perfil HP 310x79 serão 8 variáveis. Destaca-se ainda, que as f.f. anteriores serão utilizadas metro a metro ao longo dos comprimentos das estacas empregando o método Décourt-Quaresma para estimativa da resistência lateral.

Para a avaliação da probabilidade de falha na cota de assentamento da estaca, serão empregadas as f.f. a seguir, que consideram a resistência da ponta da estaca e o N_{spt} deixa de ser considerado como v.a.:

$$G_3(\mathbf{X}_3) = \frac{1}{1,1} As' f_y - (C_p - 0,8 \times R_c A_s) \quad (22)$$

$$G_4(\mathbf{X}_4) = \frac{1}{1,1} \left(1,415 - 0,74 \frac{bf}{2tf} \sqrt{\frac{f_y}{E}} \right) As' f_y - (C_p - 0,8 \times R_c A_s) \quad (23)$$

onde \mathbf{X}_3 é o vetor das variáveis aleatórias analisadas: $\mathbf{X}_3 = (bf, tf, h, tw, f_y, C_p)$; \mathbf{X}_4 é o vetor das variáveis aleatórias analisadas: $\mathbf{X}_4 = (bf, tf, h, tw, f_y, C_p, E)$; e R_c é a resistência do calcário à compressão simples (11300 tf/m²).

Tomemos as estacas E14E e E11E para uma análise preliminar. Suas funções de falha são $G_1(\mathbf{X}_1)$ e $G_2(\mathbf{X}_2)$, respectivamente. A fim de validar as rotinas dos métodos FOSM e FORM implementadas, fez-se uma comparação com o método Monte Carlo. A verificação foi feita no primeiro metro das estacas.

Para determinar o número mínimo de simulações necessárias para o método Monte Carlo, utilizou-se o valor de probabilidade de falha obtido pelo método FOSM para o primeiro metro da estaca E14E ($P_f \cong 10^{-13}$). Este valor e o coeficiente de variação da probabilidade de falha (adotado igual a 0,05) foram aplicados na equação 9 e obteve-se o número mínimo de simulações igual a 4×10^{15} . Um computador de médio porte consegue efetuar 1 milhão de simulações em 3,3 segundos. Assumindo uma variação linear entre o tempo de processamento e o número de simulações, seriam necessários 418 anos para calcular esse número de simulações.

Como trata-se de um número proibitivo de simulações, optou-se por modificar o problema aumentando o carregamento 1,5 vezes em relação ao valor original, a fim de efetuar a validação dos métodos analíticos implementados. Deve-se destacar que a performance dos métodos analíticos está associada à complexidade da função de falha e à natureza das v.a. e não a seus valores em si, o que ampara essa estratégia de validação. Dessa forma, foi possível a obtenção de uma maior probabilidade de falha e, conseqüentemente, um menor número de simulações necessárias ($n_{S_{min}} \cong 4 \times 10^6$) para a validação (Tabela 17). Vale ressaltar que o custo computacional dos métodos analíticos FORM e FOSM é pequeno, o que facilita a obtenção de resultados.

Tabela 17 - Validação dos métodos analíticos via Monte Carlo para a cota 1

Estaca	Monte Carlo		FOSM		FORM	
	Pf	β	Pf	β	Pf	β
E11E	$7,4 \times 10^{-4}$	3,18	$8,3 \times 10^{-4}$	3,15	$8,1 \times 10^{-4}$	3,15
E14E	$1,1 \times 10^{-4}$	3,69	$1,7 \times 10^{-4}$	3,59	$1,2 \times 10^{-4}$	3,67

Os números aleatórios gerados no método Monte Carlo obedeceram às reais distribuições de probabilidade das variáveis de projeto. Observa-se que as probabilidades de

falha dos três métodos são de mesma ordem de grandeza para cada estaca e que apresentam valores coerentes entre si, validando assim os métodos analíticos.

O método FOSM ao tratar todas as variáveis como gaussianas traz um resultado a favor da segurança ao subestimar o índice de confiabilidade do problema. Para as duas estacas, os resultados do FORM foram intermediários. Essa diferença entre FORM e Monte Carlo pode ser interpretada como uma subestimação do índice de confiabilidade devido ao fato de o FORM ser um método de primeira ordem e assumir a linearidade da superfície de falha. Quando a superfície de falha não é linear, o método tende a subestimar ou sobrestimar o β a depender da configuração do problema. Apesar disso, vê-se que o método FORM gera valores adequados e coerentes para a análise.

Como era esperado, as probabilidades de falha da estaca E11E são maiores do que as da E14E. Isso é justificado porque, embora a estaca seja menos carregada, a equação de estado limite da E11E (equação 21) tem uma variável aleatória a mais, o módulo de elasticidade. Isso leva a um aumento da variabilidade do problema, contribuindo para o aumento da probabilidade de falha.

4.2.4. Resultados

O método FORM foi implementado em MATLAB para as 5 estacas selecionadas visando a verificação do seu dimensionamento. Avaliou-se o índice de confiabilidade e a probabilidade de falha ao longo de todo o comprimento das estacas. Foram utilizadas as distribuições de probabilidade das variáveis, apresentadas no item 4.2.1. Optou-se por não considerar a correlação entre as v.a. já que a literatura técnica indica que, em geral, há uma diminuição da P_f quando as correlações são consideradas, o que implicaria num posicionamento contrário à segurança.

As probabilidades de falha e os índices de confiabilidade foram calculados metro a metro, verificando a dissipação do carregamento em profundidade. A P_f na cota 1 corresponde à solicitação vinda da superestrutura e resistida pelo perfil metálico e pela resistência lateral do solo ao longo de 1 metro, e assim sucessivamente até chegar à ponta da estaca. A P_f na ponta da estaca é uma avaliação pontual e não ao longo de um metro como para o fuste (Figura 9).

No último metro das estacas, calculou-se β e P_f com a contribuição da resistência lateral e também com a resistência de ponta. Não houve convergência no método FORM ao considerar a resistência de ponta. Como mostrado nas equações 22 e 23, as funções de falha que incluem a resistência de ponta envolvem o elevado valor da resistência da rocha. Assim, esperava-se

encontrar valores muito baixos de P_f ao considerar a contribuição da ponta. Essa não convergência do método pode ser devida a esses valores tão baixos. Foi possível obter esses valores utilizando o método FOSM. A maior P_f encontrada foi de 3×10^{-104} , um valor extremamente baixo, intangível do ponto de vista de projeto. Percebe-se, então, que a análise da P_f com a consideração da resistência da ponta levaria a valores tão baixos que é mais adequado para a análise dos resultados do FORM, considerar na $P_{f_{Cota\ n}}$ apenas a contribuição da resistência lateral.

Na Figura 10, está apresentada a dissipação do carregamento em profundidade para as 5 estacas de acordo com as resistências laterais calculadas pelo método Décourt-Quaresma. Observa-se que as cargas das estacas E5A e E13E são dissipadas já nos primeiros 5m. A taxa de dissipação do carregamento é muito maior nesses primeiros 5m para todas as estacas do que no restante de seus comprimentos. Isso acontece por causa dos picos de resistência que ocorrem em baixas profundidades, e que são seguidos por extensas camadas de solo de baixa capacidade resistente. A fronteira entre essas duas regiões se encontra aproximadamente aos 5m de profundidade.

Embora as estacas E5A e E13E conseguissem resistir à solicitação com apenas 5m de fuste, não seria indicado que elas fossem assentadas nessa cota. Duas razões podem ser citadas para essa impossibilidade: a prática de fundações indica um N_{spt} mínimo de 40 para escolha da cota de assentamento de estacas metálicas (o que não ocorre nessa profundidade); além disso, a grande espessura da camada de solo pouco resistente logo abaixo dessa cota implicaria em recalques elevados que inviabilizariam essa solução e justificam a necessidade de cravação das estacas até o impenetrável.

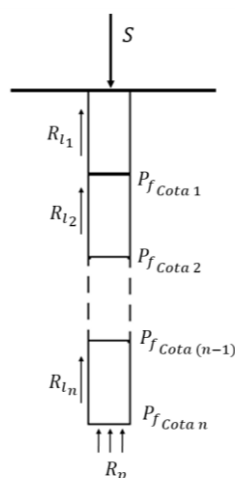


Figura 9 - Probabilidades de falha ao longo da estaca

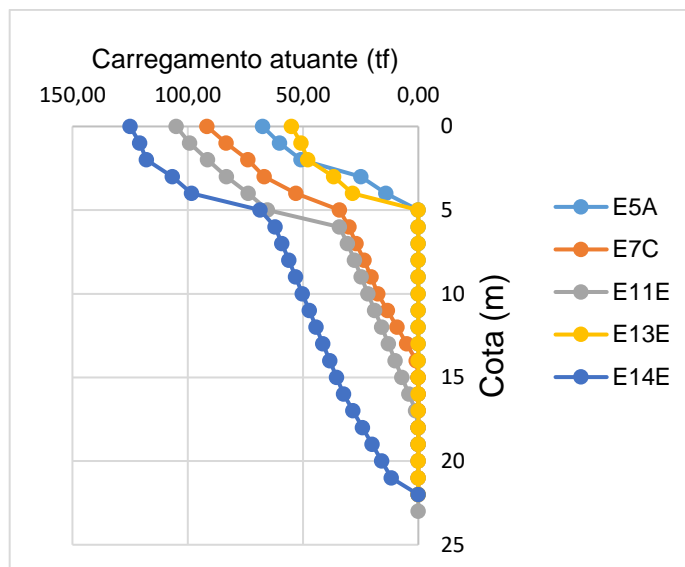


Figura 10 - Carregamentos em profundidade

Para a análise probabilística, considerou-se o comprimento das estacas como igual à profundidade máxima atingida pela sondagem no furo mais próximo à estaca. Essa escolha levou a comprimentos de análise menores do que os comprimentos reais, mas justificou-se pela necessidade de ter dados da variável aleatória N_{spt} ao longo de todo o fuste da estaca.

Assim, considerando as variáveis aleatórias ($bf, tf, tw, h, f_y, Cp, N_{spt}, E$) em suas distribuições de probabilidades originais, foi calculada a probabilidade de falha e o índice de confiabilidade pelo método FORM a cada metro ao longo do comprimento das 5 estacas. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 18 e na Figura 11.

Todos os valores de β obtidos são superiores ao valor de referência definido pelo Eurocode EN 1990 [3]. O valor de referência é de $\beta = 3,8$ que corresponde a uma $P_f = 7,23 \times 10^{-5}$. O menor índice de confiabilidade das 5 estacas foi $\beta = 7,52$ na cota 1 da estaca E11E, cuja probabilidade de falha foi de $2,7 \times 10^{-14}$. Desse modo, todas as estacas atendem aos critérios probabilísticos de verificação do dimensionamento. Nota-se uma distância consideravelmente alta entre os valores obtidos e os valores de referência, o que indica um conservadorismo no dimensionamento.

Analisando comparativamente os resultados da cota 1, vê-se um comportamento esperado entre as estacas. A estaca menos carregada (E13E – 55tf) é a que apresenta o maior β . A estaca E5A apesar de ter um carregamento inferior ao da E7C (67,5 tf e 91,67 tf, respectivamente), apresenta um β menor por causa do seu perfil metálico de menores dimensões. O mesmo acontece com as estacas E11E e E14E: a E11E é menos carregada (105 tf) e além de ter um perfil metálico de menores dimensões, tem na sua equação de estado limite

uma v.a. a mais (módulo de elasticidade), o que contribui para um menor β nessa cota em relação à E14E.

Tabela 18 - Índice de confiabilidade e probabilidade de falha pelo método FORM

COTA	E5A		E7C		E11E		E13E		E14E	
	β	P_f	β	P_f	β	P_f	β	P_f	β	P_f
1	9,37	3,8E-21	11,21	1,7E-29	7,52	2,7E-14	15,95	1,3E-57	7,80	3,1E-15
2	10,68	6,4E-27	12,32	3,4E-35	8,23	9,4E-17	15,34	1,9E-53	8,20	1,2E-16
3	12,56	1,7E-36	13,73	3,3E-43	8,53	7,4E-18	14,94	9,6E-51	8,50	9,7E-18
4	13,38	4,1E-41	14,98	4,9E-51	10,39	1,4E-25	16,72	4,6E-63	9,65	2,4E-22
5	12,62	8,3E-37	17,07	1,3E-65	12,10	5,3E-34	13,28	1,6E-40	10,92	4,6E-28
6	12,29	5,3E-35	15,25	7,8E-53	13,15	8,6E-40	11,71	5,8E-32	14,52	4,4E-48
7	12,32	3,5E-35	14,97	6,1E-51	13,70	5,2E-43	12,38	1,6E-35	15,67	1,2E-55
8	12,32	2,1E-26	14,78	9,9E-50	13,43	2,0E-41	12,38	1,6E-35	16,28	7,0E-60
9	12,35	2,4E-35	14,54	3,2E-48	13,22	3,4E-40	12,38	1,6E-35	16,93	1,5E-64
10	12,35	2,3E-35	14,42	2,0E-47	12,97	9,3E-39	12,38	1,6E-35	17,57	2,1E-69
11	12,35	2,3E-35	14,30	1,2E-46	12,88	2,9E-38	12,38	1,6E-35	18,22	1,9E-74
12	12,35	2,3E-35	14,17	7,0E-46	12,75	1,6E-37	12,38	1,6E-35	18,96	1,8E-80
13	12,35	2,3E-35	14,07	2,7E-45	12,64	6,6E-37	12,38	1,6E-35	19,75	3,8E-87
14	12,32	3,5E-35	14,01	6,5E-45	12,55	2,1E-36	12,38	1,6E-35	15,46	3,5E-54
15	12,32	3,4E-35	13,99	9,2E-45	12,48	5,1E-36	12,38	1,6E-35	15,20	1,8E-52
16	12,32	3,4E-35	13,99	9,1E-45	12,43	9,2E-36	12,38	1,6E-35	15,18	2,4E-52
17	12,32	3,5E-35	13,99	9,3E-45	12,40	1,4E-35	12,38	1,6E-35	14,73	2,0E-49
18	12,32	1,9E-26	13,99	9,3E-45	12,38	1,6E-35	12,38	1,6E-35	14,47	1,0E-47
19	12,32	3,7E-35	13,99	9,4E-45	12,38	1,6E-35	12,38	1,6E-35	14,23	3,2E-46
20			13,98	1,1E-44	12,20	1,5E-34	12,20	1,5E-34	14,03	5,4E-45
21			13,98	1,0E-44	12,37	1,9E-35	12,37	1,9E-35	13,86	5,3E-44
22			13,80	1,4E-43	12,25	8,4E-35	12,25	8,4E-35	13,74	3,0E-43
23					12,38	1,8E-35				

Observa-se um aumento do β em profundidade devido à dissipação do carregamento. Em todas as estacas, há um pico no valor de β seguido de uma estabilização em valores inferiores. Essa estabilização relaciona-se à dissipação do carregamento e à extensa camada de solo de baixa resistência. Vale notar que o β das estacas E7C e E14E estabilizou em torno do mesmo valor, ocorrendo o mesmo para as estacas E5A, E11E e E13E. Tal fato está relacionado com o perfil metálico já que as estacas com perfil de maior seção transversal (HP 310x93) apresentaram maior β do que as demais, indicando uma menor P_f . A E11E e E13E, apesar de terem um perfil de maior seção do que a E5A, são as estacas mais esbeltas que têm em suas equações de estado limite uma variável a mais, o que contribui para o aumento da P_f e diminuição do β .

Mesmo com a estabilização de β , ainda há pequenas variações pontuais decorrentes da dispersão do N_{spt} , a exemplo da cota 20 na estaca E11E. Nessa cota há uma redução no valor de β devido a um COV muito elevado associado a um aumento no N_{spt} . A maior dispersão dessa v.a. nessa cota levou a uma diminuição local do β .

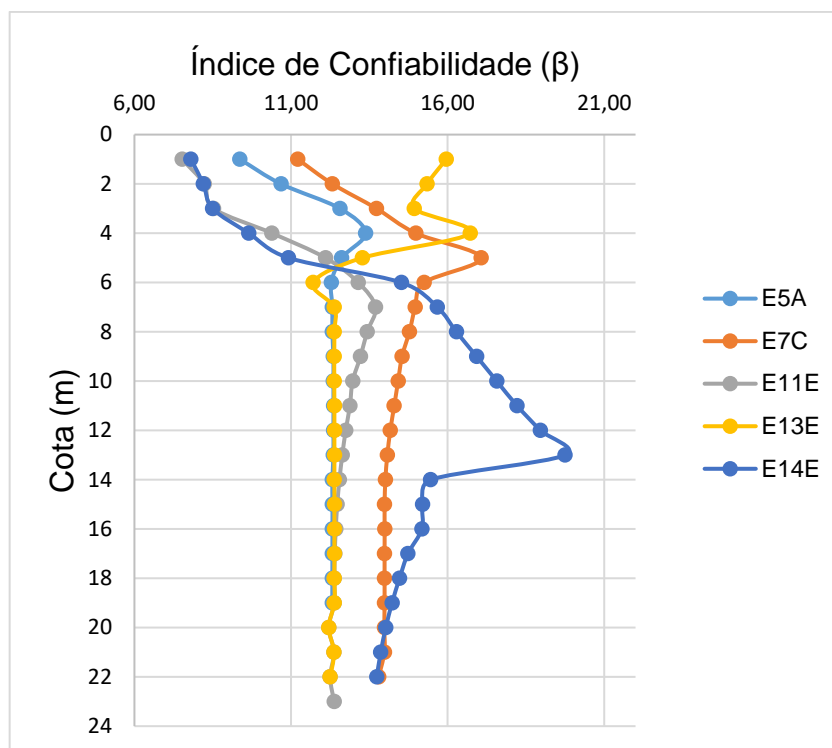


Figura 11 - Índice de confiabilidade pelo método FORM

A análise dos fatores de importância das v.a. contribui significativamente para o entendimento das particularidades do problema e da participação de cada uma das v.a. no valor da P_f . A partir da avaliação dos fatores de importância, é possível determinar se alguma variável pode ser considerada determinística na análise, por exemplo. Isso implicaria que valores baixos de fator de importância ao longo da profundidade permitiriam negligenciar a aleatoriedade dessas variáveis na análise. Nas Figuras 12 a 14 estão apresentados os gráficos com os fatores de importância ao longo da profundidade das estacas analisadas.

Nas estacas de maior carga entre as analisadas (E11E e E14E), inicialmente há uma preponderância do carregamento em relação à resistência ao escoamento. Isso ocorre até que atinjam uma camada de solo de maior resistência e tenham suas cargas significativamente reduzidas. Desse ponto até a ponta da estaca, é a resistência ao escoamento que predomina sobre as outras variáveis. Para as outras estacas, isso ocorre durante todo o seu comprimento.

A participação da resistência ao escoamento no processo aleatório atinge valores inferiores nas estacas mais esbeltas (E11E e E13E – perfil HP 310x79), como era esperado. Nas outras estacas, essa v.a. assume valores entre 70% e 80%, enquanto nas estacas de perfil HP 310x79 ela assume valores ligeiramente superiores a 60%. Nessas estacas, também ocorre um aumento da participação das v.a. geométricas, especialmente tf que assume valores entre 10% e 20%.

As características geométricas dos perfis têm, em geral, baixos valores de fator de importância, ficando abaixo dos 10%. A exceção são as estacas mais esbeltas, que apresentam um aumento na importância dessas v.a. À medida que ocorre a dissipação do carregamento, a variável N_{spt} assume maiores valores de fator de importância. Assim, em profundidade, as v.a. que mais influenciam o valor da P_f são f_y e N_{spt} .

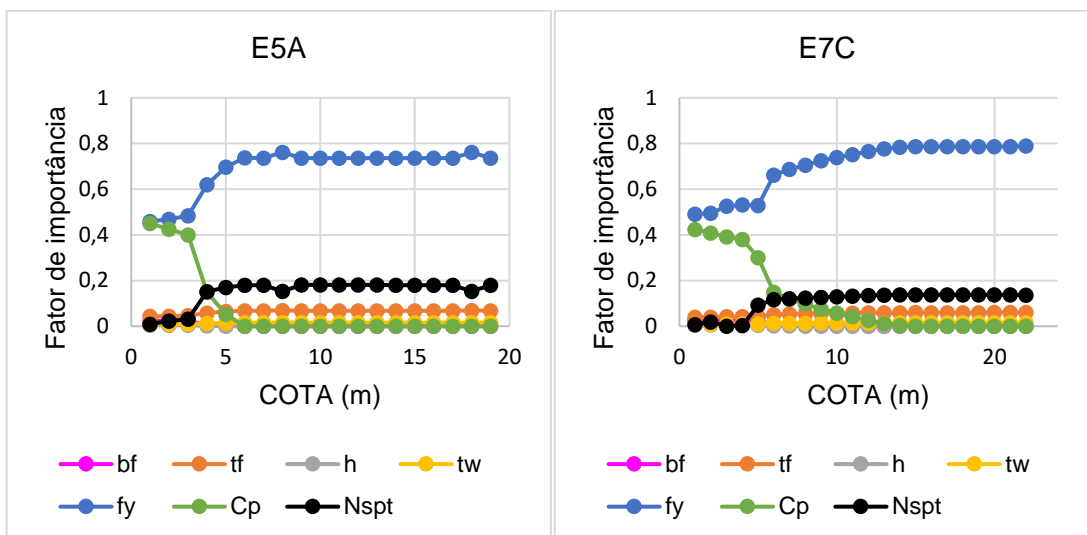


Figura 12 - Fatores de importância das estacas E5A e E7C

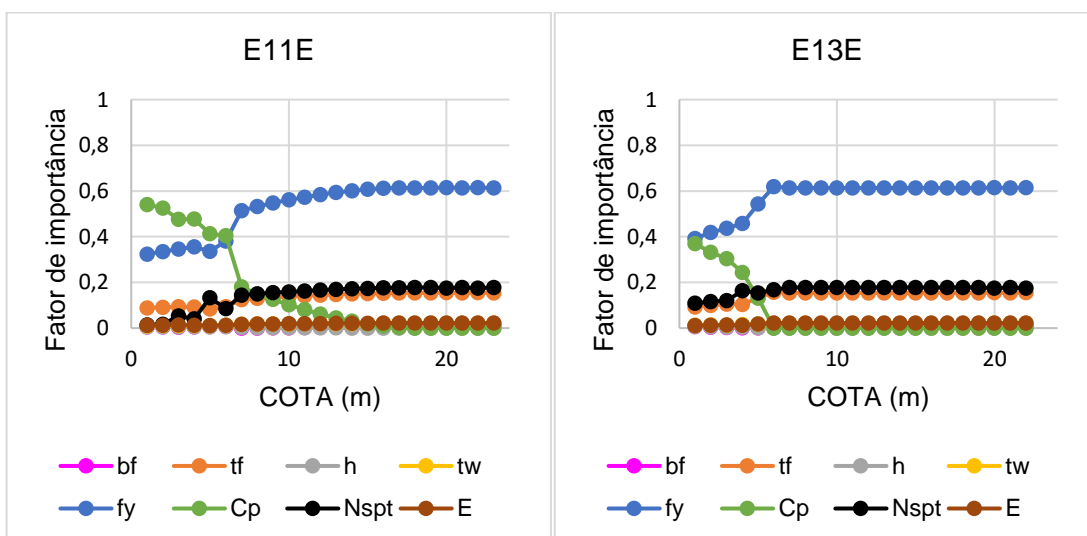


Figura 13 - Fatores de importância das estacas E11E e E13E

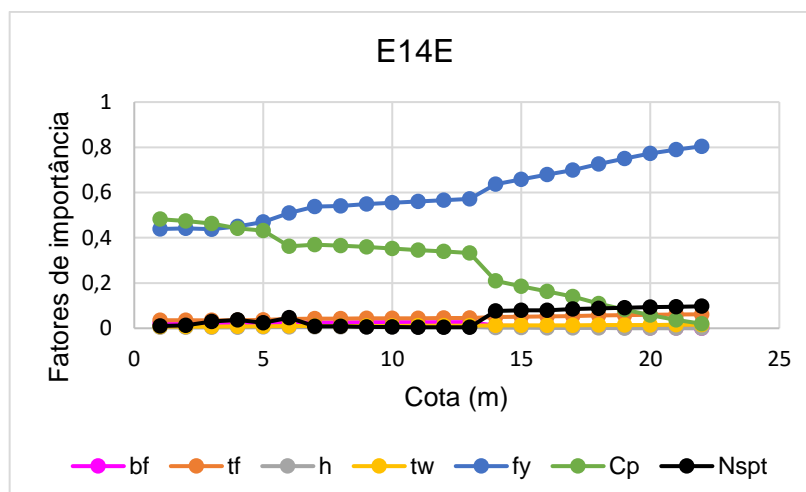


Figura 14 - Fatores de importância da estaca E14E

4.2.4.1 - Dimensionamento a partir de um índice de confiabilidade alvo

A partir do índice de confiabilidade definido pelo *Eurocode* EN 1990 [3] para o tipo de obra estudado ($\beta_{alvo} = 3,8$; que corresponde a uma $P_f = 7,23 \times 10^{-5}$), pode-se fazer o dimensionamento objetivando o atendimento desse valor e posterior calibração do coeficiente de segurança aceitável.

Tomemos a estaca E7C para esta análise. Como mostrado na Tabela 18, o menor índice de confiabilidade obtido é o da cota 1 ($\beta = 11,21$; $P_f = 1,7 \times 10^{-29}$), evidenciando um nível de confiabilidade consideravelmente superior ao aceitável. Buscando o atendimento dos valores de referência, foram adotados perfis metálicos de menores dimensões até que fosse atingido o β_{alvo} . Foi utilizado o método FORM para avaliação do índice de confiabilidade, com a função de falha apresentada na equação 20.

O perfil metálico dessa estaca no projeto é o HP 310x93 e a solicitação atuante é igual a 91,67 tf. Baseado no catálogo de perfis do Manual de Estacas Metálicas da Gerdau [15], o menor perfil que atende à solicitação atuante e ao β_{alvo} é o W 200x52 (Tabela 19). Empregando esse perfil, temos na cota 1 um índice de confiabilidade $\beta = 4,44$ e uma probabilidade de falha $P_f = 4,43 \times 10^{-6}$.

Tabela 19 - Perfil W 200x52 [15]

Perfil	Dimensões (mm)						A (cm ²)	U (cm)
	d	bf	tw	tf	h	d'		
W 200x52	206	204	7,9	12,6	181	157	66,9	119

Retomando o dimensionamento determinístico, a resistência lateral e de ponta foram calculadas. Para a carga de ruptura (resistência total característica), calculou-se o respectivo fator de segurança (Tabela 20). Determinou-se, ainda, a força axial resistente de cálculo do novo perfil metálico segundo as determinações da NBR 8800 [14] (conforme indicado no item 2.1.2), obtendo-se $N_{c,Rd} = 153,84 \text{ tf}$.

Com o perfil metálico originalmente empregado, o FS dessa estaca era igual a 2,59 e a carga resistente do perfil metálico era igual a $N_{c,Rd} = 295,73 \text{ tf}$. Observa-se que, com o redimensionamento, houve uma redução expressiva do coeficiente de segurança. Isso indica que 1,6 é um valor aceitável de FS para que o índice de confiabilidade alvo seja atendido nessa estaca. Esse valor calibrado é inferior ao definido na NBR 6122 [9], onde $FS=2,0$.

Tabela 20 - Redimensionamento Estaca E7C Perfil W 200x52

Resistência Lateral (tf)	Resistência de Ponta (tf)	Resistência Total (tf)	FS
86,87	60,48	147,35	1,607

Vale destacar também que o dimensionamento a partir de um índice de confiabilidade alvo levou a adoção de um perfil metálico com área da seção transversal 43% menor do que o utilizado no projeto original. As implicações econômicas dessa redução podem afetar consideravelmente o custo total da fundação. Assim, a análise probabilística pode vir a viabilizar economicamente a opção do uso desse tipo de estaca, tendo em vista que o custo é uma das principais desvantagens de uma fundação feita com estacas metálicas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, foram empregados os dados de um caso de obra para a análise e verificação probabilística de uma fundação em estacas metálicas. O método de avaliação do índice de confiabilidade e probabilidade de falha utilizado foi o FORM. O método Monte Carlo foi empregado para validação do FORM.

Na análise determinística, tanto as cargas de ruptura estimadas pelo método Décourt-Quaresma como os resultados das provas de carga são superiores à solicitação atuante. Na verificação dos perfis metálicos segundo a NBR 8800 [14], constatou-se que todos possuem carga resistente superior à solicitação a que estão submetidos. Desse modo, a verificação determinística do dimensionamento das 15 estacas analisadas atendeu aos requisitos normativos de segurança em fundações.

A partir do estudo determinístico, foram desenvolvidas as funções de falha e definidas as variáveis aleatórias que fundamentaram a verificação probabilística. Foram determinados o

índice de confiabilidade e a probabilidade de falha a cada metro ao longo da profundidade das 5 estacas analisadas. A comparação dos valores obtidos com os valores de referência do *Eurocode* EN 1990 [3] indicou um nível de confiabilidade consideravelmente superior aos níveis aceitáveis.

Observou-se um aumento do índice de confiabilidade em profundidade associado à dissipação do carregamento e posterior estabilização do valor de β . Notou-se como a inserção de uma variável a mais na função de falha contribui para o aumento da probabilidade de falha. Foram analisadas as variações pontuais do índice de confiabilidade que estão associadas à dispersão da resistência do solo ao longo da profundidade. Cotas com valores elevados de N_{spt} médio e com grande dispersão de valores apresentaram, em geral, valores mais altos de probabilidade de falha, o que demonstra como a distribuição estatística da variável influencia na segurança do dimensionamento. O estudo dos fatores de importância das variáveis indicou uma dominância da tensão de escoamento no processo aleatório e conseqüentemente na determinação da probabilidade de falha.

O redimensionamento da estaca E7C a partir de um índice de confiabilidade alvo permitiu a utilização de um perfil metálico de menores dimensões e implicou na calibração de um fator de segurança inferior àquele indicado na NBR 6122 [9]. Assim, esse redimensionamento confirma que uma análise probabilística pode contribuir para projetos mais econômicos.

A abordagem de verificação probabilística do dimensionamento desenvolvida neste trabalho evidencia a importância do uso em conjunto dos coeficientes de segurança e da análise de confiabilidade para uma avaliação mais apurada dos riscos envolvidos, contribuindo para a prática de projetos mais econômicos e seguros. Ainda, destaca a importância de uma base de dados estatísticos robusta, o que faz recair sobre os fabricantes de elementos estruturais uma exigência cada vez mais presente na Engenharia moderna, a respeito dos sistemas de qualidade e inspeção, e do adequado registro e tratamento de dados de produção. O bom conhecimento sobre a variabilidade dos carregamentos pode ser alcançado a partir de ensaios e estudos em organismos normativos e instituições de pesquisa.

6. AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à Geotec Consultoria e Serviços Ltda. por fornecerem os dados e documentos necessários ao desenvolvimento deste trabalho.

REFERÊNCIAS

- [1] FREUDENTHAL, A.M. Safety of Structures. Transactions, ASCE, 112. P.125-159. 1947.
- [2] PUGSLEY, A. Report on structural safety. Structural Engineer, 33. P-141-149. 1955.
- [3] EUROPEAN COMMITTEE FOR STANDARDIZATION. Eurocode EN 1990. Basis of structural design. Brussels. 2002.
- [4] ZHANG, L. M.; DASAHA, S. M. Uncertainties in geologic profiles versus variability in pile founding depth. Journal of geotechnical and geoenvironmental engineering, v. 136, n. 11, p. 1475-1488. 2010.
- [5] BELONI, A. V.; ALVES, A. M. L.; REAL, M. V. Análise de Confiabilidade das Estacas do Cais do Porto Novo De Rio Grande (Brasil) Empregando Metodologia Bayesiana. Revista da Sociedade Portuguesa de Geotecnia – Geotecnia, nº 141 – pp. 19-39. 2017.
- [6] FAN, H.; HUANG, Q.; LIANG, R. Reliability analysis of piles in spatially varying soils considering multiple failure modes. Computers and Geotechnics, v. 57, p. 97-104. 2014.
- [7] SILVA, J. L.; AOKI, N.; FRANCO, Y. B. Use of the order statistics when predicting pile foundation failure probability. Dyna, v. 84, n. 200, p. 247-252. 2017.
- [8] NEVES, A. M.; REIS, J. H. C. Probabilidade de Ruína de Estacas Helicoidais nas Fundações de Torres de Linhas de Transmissão. Revista da Sociedade Portuguesa de Geotecnia – Geotecnia, nº 139 – pp. 05-27. 2017.
- [9] ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR 6122: Projeto e execução de fundações. Rio de Janeiro, 2019.
- [10] DÉCOURT, L.; ALBIERO, J. H.; CINTRA, J. C. A. Análise e projeto de Fundações Profundas. In: HACHICH, W; FALCONI, F. F.; SAES, J. L.; FROTA, C.S.C.; NIYAMA, S (Ed.). Fundações: Teoria e Prática. 2. ed. São Paulo: Pini. p. 265-276. 1998.
- [11] DÉCOURT, L. Prediction of the bearing capacity of piles based exclusively on N values of the SPT. In: European Symposium on Penetration testing, Amsterdam, 1982.
- [12] CINTRA, J.C.A.; AOKI, N. Fundações por estacas: projeto geotécnico. São Paulo: Oficina de Texto, 2010.
- [13] DÉCOURT, L.; QUARESMA, A. R. Capacidade de carga de estacas a partir de valores SPT. In: Congresso Brasileiro de Mecânica dos Solos e Engenharia de Fundações, 6., Rio de Janeiro. v.1. p. 45-53. 1978.
- [14] ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR 8800: Projeto de estruturas de aço e de estruturas mistas de aço e concreto de edifícios. Rio de Janeiro, 2008.
- [15] GERDAU S. A. Manual de Estacas Metálicas Gerdau. 8ª. ed. 2015.

- [16] COSTA, I. D. B. Flambagem de Estaca com Contenção Lateral. IX Congresso Brasileiro de Pontes e Estruturas. Rio de Janeiro, 2016.
- [17] MELCHERS, R. E. Structural reliability analysis and prediction. John Wiley & Sons, 1999.
- [18] BARROS, N. B. F. Previsão de recalque e análise de confiabilidade de fundações em estacas hélice contínua. Dissertação (Mestrado em Geotecnia). Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo. 2012.
- [19] BECK, A. T. Confiabilidade e segurança das estruturas. São Paulo: Elsevier, 2019.
- [20] AOKI, N. Dogma do Fator de Segurança. Anais do SEFE VI, São Paulo, p. 9-42. 2008.
- [21] PHOON, K. K. Towards reliability-based design for geotechnical engineering. Special lecture for Korean Geotechnical Society. Seoul, 2004.
- [22] SILVA, F. C. Análise de Segurança e Confiabilidade de Fundações Profundas em Estacas. Dissertação (Mestrado em Geotecnia) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2003.
- [23] SOUTO, N. A. O. Aplicação de confiabilidade ao estudo de elementos de aço comprimidos em situação de incêndio. Dissertação de Mestrado (Engenharia Civil - Estruturas) – Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2015.
- [24] JOINT COMMITTEE ON STRUCTURAL SAFETY. Probabilistic Model Code. Part 1 – Basis of Design. Technical University of Denmark, 2001.
- [25] GEOTEC CONSULTORIA E SERVIÇOS LTDA. Relatório de Consultoria de Fundação. Aracaju, Brasil, 2014.
- [26] ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR 8681: Ações e segurança nas estruturas – Procedimento. Rio de Janeiro, 2003.
- [27] CAPUTO, H.P. Mecânica dos Solos e suas Aplicações. Vol. 2. Rio de Janeiro: LTC, 6ª Edição, 1987.
- [28] HAMILTON, S. R. Performance-based fire engineering for steel framed structures: a probabilistic methodology. Tese (Doutorado), Stanford University, 2011.
- [29] LABORATÓRIO DE COMPUTAÇÃO CIENTÍFICA E VISUALIZAÇÃO. StatFit 2.0. Universidade Federal de Alagoas, 2017.