v7.n4.2026

REVISTA CIENTÍFICA - RECIMA21 ISSN 2675-6218

# ANÁLISE PROBABILÍSTICA DE UMA FUNDAÇÃO EM ESTACAS METÁLICAS

## *PROBABILISTIC ANALYSIS OF A FOUNDATION WITH STEEL PILES*

## *ANÁLISIS PROBABILÍSTICO DE UNA CIMENTACIÓN EN PILOTES METÁLICOS*

Aderian dos Santos Rodrigues[1], Fábio Masato Yamanaka[2], Tayana Lima Monteiro[3], Bryan Almeida da Silva[4], Marcelo Rassy Teixeira[5], Rodrigo da Cruz de Araújo[6]

e747715
https://doi.org/10.47820/recima21.v7i4.7715

PUBLICADO: 04/2026

**RESUMO**

Este trabalho aborda um estudo de caso de fundação em estacas metálicas cravadas à percussão, localizado em São Luís, no Maranhão. A partir dos resultados de sondagens tipo SPT realizadas na área foi calculada a capacidade de carga pelo método de Aoki-Velloso. A fim de verificar a segurança e funcionalidade da estrutura, foi aplicada análise de risco pelo Método *First Order Second Moment* buscando assim avaliar a probabilidade de ruptura da fundação. Encontrou-se que para fatores de segurança iguais a 2 e a 3 as probabilidades de ruptura seriam 0,0207 e 0,063, respectivamente, apontando desempenho insatisfatório em ambos os casos.

**PALAVRAS-CHAVE**: Estacas Metálicas. Análise Probabilística. First Order Second Moment. Aoki-Velloso.

***ABSTRACT***

*This work addresses a case study of foundation in driven steel piles, located in São Luís, Maranhão. From the results of SPT tests conducted in the area, the load capacity was calculated by the Aoki-Velloso method. To verify the safety and functionality of the structure, risk analysis was applied through the First Order Second Moment Method, in order to evaluate the probability of foundation rupture. It was found that for safety factors equal to 2 and 3 the probabilities of failure would be 0.0207 and 0.063, respectively, pointing unsatisfactory performance in both cases.*

***KEYWORDS:*** *Metal Piles. Probabilistic Analysis. First Order Second Moment. Aoki-Velloso.*

***RESUMEN***

*Este trabajo aborda un estudio de caso de una cimentación en pilotes metálicos accionados por percusión, ubicada en São Luís, Maranhão, Brasil. A partir de los resultados de los sondeos SPT realizados en la zona, se calculó la capacidad de carga por el método de Aoki-Velloso. Con el fin de verificar la seguridad y funcionalidad de la estructura, se aplicó el análisis de riesgos por el Método de Segundo*

[1] Engenheira Civil, Mestranda pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia de Infraestrutura e Desenvolvimento Energético – PPGINDE, Universidade Federal do Pará, Tucuruí, Pará, Brasil.

[2] Engenheiro Civil, Mestrando pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia de Infraestrutura e Desenvolvimento Energético – PPGINDE, Universidade Federal do Pará, Tucuruí, Pará, Brasil.

[3] Engenheira Civil, Universidade Federal do Maranhão, São Luís, Maranhão, Brasil.

[4] Engenheiro Civil, Mestrando pelo Programa de Pós-graduação em Engenharia de Barragens – PEBGA, Universidade Federal do Pará, Tucuruí, Pará, Brasil.

[5] Docente, Doutor em Estruturas, Universidade Federal do Pará, Belém, Pará, Brasil.

[6] Docente, Doutor em Desenvolvimento Sustentável, Universidade Federal do Pará, Belém, Pará, Brasil.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

*Momento de Primer Orden con el fin de evaluar la probabilidad de falla de la cimentación. Se encontró que para factores de seguridad iguales a 2 y 3 las probabilidades de fallo serían de 0,0207 y 0,063, respectivamente, lo que indica un rendimiento insatisfactorio en ambos casos.*

***PALABRAS CLAVE****: Pilotes metálicos. Análisis probabilístico. Segundo Momento de Primera Orden. Aoki-Velloso.*

## INTRODUÇÃO

Projetar uma estrutura consiste em analisar a interação entre seus elementos, de modo que sejam capazes de resistir adequadamente aos esforços solicitantes ao longo de sua vida útil. Esse processo envolve não apenas o dimensionamento estrutural, mas também a consideração de aspectos construtivos e das condições de serviço. Dentre esses elementos, destacam-se as fundações, responsáveis por transmitir ao solo as cargas provenientes da superestrutura. Assim, o desempenho global da edificação está diretamente relacionado à eficiência do sistema de fundação adotado.

Cruz e Araujo (2021) ressaltam que, na etapa de fundação, os aspectos geotécnicos assumem papel fundamental, uma vez que são responsáveis por garantir a estabilidade e o suporte de toda a estrutura. Dessa forma, a escolha adequada do tipo de fundação depende de uma análise criteriosa das condições do subsolo e das características da obra, uma vez que tal decisão impacta diretamente na segurança, no desempenho e nos custos do empreendimento. Por isso, é indispensável uma investigação geotécnica detalhada, considerando parâmetros como resistência, deformabilidade e estratigrafia do solo (CRUZ; ARAUJO, 2021).

As estacas metálicas vêm sendo utilizadas há décadas, inicialmente com maior aplicação em obras de contenção de solos, mas, conforme Nakamura (2018), observa-se um crescimento significativo de sua utilização em fundações profundas no Brasil nos últimos anos. Esse avanço está associado ao desenvolvimento de perfis metálicos soldados e laminados, disponíveis em diferentes dimensões e propriedades mecânicas. Embora apresentem custo inicial mais elevado e exijam controle tecnológico rigoroso, essas estacas oferecem elevada resistência e versatilidade de aplicação. Além disso, destacam-se por sua leveza relativa e facilidade de cravação, características que favorecem sua utilização em obras de maior profundidade.

As estacas metálicas podem ser empregadas em uma ampla variedade de solos, desde materiais argilosos moles até formações pedregulhosas. Em geral, são cravadas à percussão até atingirem o impenetrável ou uma camada com capacidade de suporte adequada. Esse processo construtivo possibilita maior controle operacional durante a execução e possibilita a avaliação do comportamento da estaca em campo. Apesar de apresentarem elevada resistência aos esforços de tração e flexão, seu desempenho está diretamente associado à correta definição dos parâmetros de projeto. Assim, o

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

dimensionamento adequado é essencial para garantir a segurança e a eficiência do sistema de fundação.

Cintra e Aoki (2010) definem a capacidade de carga de um elemento isolado de fundação como a máxima resistência que ele pode oferecer antes da ocorrência de ruptura. Em outras palavras, trata-se da carga limite que provoca a falha do sistema composto pela estaca e pelo maciço de solo circundante. No caso de fundações profundas, a resistência a um carregamento vertical resulta da contribuição conjunta de duas parcelas principais: a resistência lateral ($Rl$), mobilizada ao longo do fuste, e a resistência de ponta ($Rp$), desenvolvida na base da estaca. A correta avaliação dessas parcelas é fundamental para estimar o comportamento da fundação sob diferentes condições de carregamento. Além disso, a consideração dessas componentes permite uma análise mais detalhada dos mecanismos de transferência de carga no solo.

Entretanto, conforme ressalta Lobo (2005), a previsão da capacidade de carga de estacas "constitui-se em um dos desafios da engenharia de fundações por requerer, na teoria, a estimativa de propriedades do solo, suas alterações pela execução da fundação e o conhecimento do mecanismo de interação solo-estaca". Nesse contexto, vários estudos foram desenvolvidos com o objetivo de avaliar a qualidade das previsões de capacidade resistente para estacas, obtidas por meio de diferentes métodos, dentre teóricos, semiempíricos e empíricos (e.g. SHOOSHPASHA *ET AL.* 2013; MONTEIRO *ET AL*. 2017; PEREIRA *ET AL.* 2020; PEREIRA *ET AL*. 2021; PESSOA *ET AL*. 2021; SILVA; ARAUJO, 2021; MOREIRA; ARAUJO, 2022; ARAÚJO; ARAUJO, 2023).

No Brasil, são comumente utilizados os métodos semiempíricos "Aoki e Velloso" e "Décourt e Quaresma". Esses basearam-se em ensaios de campo, provas de cargas executadas com variadas estacas e resultados de sondagens SPT. Os métodos semiempíricos são conduzidos de forma determinística, que utiliza apenas o fator de segurança (FS) para atribuir as condições de segurança. A ineficiência nestes resultados pode, então, prejudicar o desempenho funcional, arquitetônico e, em casos mais graves, a estrutura do empreendimento.

Neste contexto, análises probabilísticas, por meio da variabilidade estatística, passam a representar uma opção importante na busca do domínio entre os valores aceitáveis e os não aceitáveis, de modo a alcançar resultados mais assertivos. Silva (2015) explica que a obtenção de conhecimento adequado sobre o incerto pode propiciar a adoção de Fatores de Segurança mais adequados e, assim, auxiliar os métodos semiempíricos na resolução de problemas geotécnicos.

Diferentes estudos na área da engenharia geotécnica têm, então, destacado a importância da incorporação de abordagens estatísticas e análises complementares para a avaliação mais precisa do comportamento dos solos e das estruturas de fundação. Pesquisas recentes indicam que a variabilidade das propriedades geotécnicas, associada às condições naturais do subsolo, pode influenciar

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

significativamente a resposta mecânica dos materiais e, consequentemente, o desempenho das estruturas apoiadas nesses maciços. Assim, a utilização de metodologias analíticas associadas a técnicas experimentais e modelos de avaliação mais abrangentes contribui para reduzir incertezas inerentes aos parâmetros geotécnicos, permitindo interpretações mais consistentes sobre a segurança e a confiabilidade das soluções de engenharia adotadas (OLIVEIRA *et al.*, 2025; RODRIGUES *et al.*, 2025; SILVA *et al.*, 2025; YAMANAKA *et al*, 2025).

Este trabalho tem como foco uma obra localizada no município de São Luís, Maranhão, na qual empregou-se fundação profunda com estacas metálicas cravadas a percussão, em um terreno que se apresentou constituído por solo do tipo argila silte-arenosa.

Diante das limitações e incertezas inerentes ao método de Aoki-Velloso (especialmente relacionadas à variabilidade especial do índice de resistência e dos coeficientes empíricos do método), as quais podem conduzir a fatores de segurança pouco representativos das condições reais, o objetivo do trabalho é, então, avaliar por meio de análise probabilística a confiabilidade do fator de segurança de uma estaca obtido por meio daquele método determinístico semiempírico. Assim, a partir da capacidade de carga obtida pelo método de Aoki-Velloso foi aplicado o método *First Order Second Moment (FOSM)* de modo a determinar índices de confiabilidade que permitam avaliar as chances de ruptura da estaca.

## 1. REFERENCIAL TEÓRICO

Ao analisar o comportamento da estaca, observa-se o desenvolvimento de tensões resistentes ao longo do fuste e na base. Dessa forma, a resistência pode ser decomposta em duas parcelas: resistência lateral e resistência de ponta. A partir dessa decomposição, a capacidade de carga pode ser expressa pela Equação (1):

$$R = R_p + R_L \qquad (1)$$

onde:

$R_p$ é resistência de ponta

$R_L$ é resistência lateral

Sendo $R_p$:

$$R_p = r_p A_p \qquad (2)$$

onde:

$r_p$ resistência unitária de ponta

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

$A_p$ é área de ponta

Para $R_L$ :

$$R_L = U \sum (r_L \Delta L) \quad (3)$$

onde:

$U$ é o perímetro

$\Delta L$ variação de comprimento das alturas em cada segmento da estaca

$r_L$ resistência unitária da lateral

Assim, a capacidade de carga é obtida pela expressão (4):

$$R = U \sum (r_L \Delta L) + r_p A_p \quad (4)$$

Tem-se que $r_L$ e $r_p$ são incógnitas geotécnicas, as quais, pelo método de Aoki-Velloso, são associadas com a resistência de ponta do cone ($q_c$) e o atrito lateral unitário ($f_s$), podendo ser correlacionados ao Nspt por meio de coeficientes próprios do método que levam às equações (5) e (6), respectivamente:

$$r_p = \frac{K N_p}{F_1} \quad (5)$$

$$r_L = \frac{\alpha K N_L}{F_2} \quad (6)$$

Onde:

F1 e F2 são fatores de correção (Tabela 1),

$N_l$ é o índice de resistência à penetração média na camada do solo de espessura,

$N_p$ é o índice de resistência à penetração na cota de apoio,

K e α são coeficientes que dependem do solo (Tabela 2).

**Tabela 1**. Fatores de Correção F1 e F2

| TIPO DE ESTACA | F1 | F2 |
|---|---|---|
| Franki | 2,5 | 2F1 |
| Metálica | 1,75 | 2F1 |
| Pré-Moldada | 1+D/0,80 | 2F1 |
| Escava | 3 | 2F1 |
| Raiz, Hélice contínua e ômega | 2 | 2F1 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Fonte: Cintra e Aoki (2010)

**Tabela 2**. Coeficiente de atrito K

| SOLO | K(MPa) | α(%) |
|---|---|---|
| Areia | 1,00 | 1,40 |
| Areia Siltosa | 0,80 | 2,00 |
| Areia Siltoargilosa | 0,70 | 2,40 |
| Areia Argilosa | 0,60 | 3,00 |
| Areia Argilossiltosa | 0,50 | 2,80 |
| Silte | 0,40 | 3,00 |
| Silte Arenoso | 0,55 | 2,20 |
| Silte Arenoargiloso | 0,45 | 2,80 |
| Silte Argiloso | 0,23 | 3,40 |
| Silte Argiloarenoso | 0,25 | 3,00 |
| Argila | 0,20 | 6,00 |
| Argila Arenosa | 0,35 | 2,40 |
| Argila Arenossiltosa | 0,30 | 2,80 |
| Argila Siltosa | 0,22 | 4,00 |
| Argila Siltoarenosa | 0,33 | 3,00 |

Fonte: Cintra e Aoki (2010)

O que leva que a capacidade de carga de um elemento isolado de fundação pode ser estimada por (7):

$$R = \left(\frac{K N_p}{F_1}\right) A_p + \left(\frac{U}{F_2}\right) \sum_{1}^{n} \left(\alpha K N_L \Delta_L\right) \qquad (7)$$

**Método Probabilístico**

Neto (2002) expõe que em se tratando do projeto e execução de fundações profundas o considerável grau de incerteza ainda existente eleva a importância de que sejam adotadas medidas que venham a verificar e/ou direcionar os estudos geotécnicos. Morgenstern (1995) divide as incertezas em três categorias: incerteza dos parâmetros geotécnicos de análise; incerteza do modelo, relacionada às limitações das teorias e modelos usados na previsão do desempenho e incerteza humana, que se refere a erros e enganos humanos.

No que diz respeito à fundação por estacas, as incertezas podem interferir diretamente em um aspecto essencial do projeto: a determinação da capacidade de carga da estaca. Em se tratando dos métodos semiempíricos, retomando as três categorias citadas anteriormente, pode-se verificar que além das incertezas relativas aos parâmetros do solo, há ainda incertezas relativas às limitações dos modelos propostos, dentre as quais pode-se destacar o agravamento de imprecisões quando usados

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

em solos com características diferentes daqueles da região para a qual tais métodos foram originalmente desenvolvidos ou em perfis complexos, com alternância de camadas ou presença de solos com comportamentos colapsáveis ou expansivos

Nesse contexto, Hachich (1998) afirma que, perante os parâmetros incertos e os modelos físicos que abordam o comportamento das obras de geotecnia, os modelos probabilísticos estão no centro da questão da segurança e, futuramente, em todas as normas.

Assim, métodos probabilísticos buscam corrigir a falta de unicidade entre segurança e coeficiente de segurança que há entre métodos determinísticos. Santos (2008) sugere que, para isso, se use a medida conhecida como probabilidade de ruína. Também afirma que qualquer estrutura está associada a uma probabilidade de ruína, perante o que se faz necessário acrescentar essa probabilidade de ruína nas análises do engenheiro.

Costa (2005) expõe que a avaliação de segurança das estruturas também é mensurada por meio de índices de confiabilidade (β), também conhecidos como índice de confiança. Este índice está ligado a quantidade de desvios em que a ruína se aproxima ou se afasta da média.

Assim, o risco para a engenharia pode ser expresso como indicado em (8):

$$R = \sum \left( P_i * C_i \right) \qquad (8)$$

Onde,

$P_i$: probabilidade de ocorrência do evento aleatório

$C_i$: consequência ou dano do evento

Uma vez que não se dispõe de norma estabelecendo valores limites de β e Pf, ou sequer existirem valores reconhecidamente consagrados como balizadores, tradicionalmente são apresentados na literatura valores típicos para os índices em aplicações gerais e especificamente na área da geotecnia.

Meyerhof (1995), por exemplo, expõe que os valores de probabilidade de ruína baseado em observações de campo e estimativas semi-probabilísticas para fundações offshore e fundações em terra são, respectivamente, cerca de $10^{-2}$ e $10^{-4}$.

A prática padrão MIL (Norma Militar Americana) STD 882 trata de segurança dos sistemas, como gerenciamento de segurança. O principal objetivo é atingir um risco aceitável por através da análise sistemática dos riscos envolvidos. Com base na Norma Militar e em Clemens (1983) tem-se os padrões aceitáveis entre probabilidade de ruptura e índice de confiabilidade para estacas conforme Tabela 3:

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

**Tabela 3**. Aceitabilidade Segundo a Norma MIL – STD - 882 conforme Clemens (1983)

| β | OCORRÊNCIA | NÍVEL DE RISCO | PR |
|---|---|---|---|
| -7,94 | Certeza | - | 1 |
| 0 | 50% probabilidade | - | 0,5 |
| 0,52 | Frequente | A | 0,3 |
| 1,88 | Provável | B | 0,03 |
| 2,75 | Ocasional | C | 0,003 |
| 3,43 | Remota | D | 0,0003 |
| 4,01 | Extremamente Remota | E | 0,00003 |
| 4,53 | Impossível na prática | - | 0,000003 |

Fonte: adaptado de Clemens (1983).

Valores orientadores de índices de confiabilidade (β) e probabilidades de falha (Pf) também são apresentados na literatura a partir das recomendações do *U.S. Army Corps of Engineers* – USACE (1997), conforme apresentado em Shill e Hoque (2017) (Tabela 4).

**Tabela 4.** Níveis de desempenho esperados em estruturas geotécnicas segundo USACE (1997)

| Nível de desempenho | Pr |
|---|---|
| Alto | 0, 0000003 |
| Bom | 0, 00003 |
| Acima da média | 0, 0001 |
| Abaixo da média | 0, 006 |
| Pobre | 0, 023 |
| Insatisfatório | 0, 07 |
| Perigoso | 0,16 |

Fonte: USACE (1997), adaptado por Shill e Hoque (2017).

Dell'Avanzi e Sayão (1998) apresentam alguns dos valores típicos para diferentes tipos de obras geotécnicas, conforme apresentado na Tabela 5.

**Tabela 5.** Valores típicos de índice de confiabilidade e probabilidade de ruptura

| Caso | Índice de Confiabilidade β | Probabilidade de Ruína Pf |
|---|---|---|
| Fundações | 2,3 a 3,0 | 0,01 a 0,001 |
| Taludes de Mineração | 1,0 a 2,3 | 0,1 a 0,01 |
| Barragens | 3,5 a 5,0 | 0,001 a 0,00001 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

| | | |
|---|---|---|
| Estruturas de Contenção | 2,0 a 3,0 | 0,01 a 0,001 |

Fonte: adaptado de Dell'Avanzi e Sayão (1998)

## 2. MÉTODOS

Para a realização da pesquisa, adotou-se como estudo de caso uma obra localizada no município de São Luís, Maranhão. Nesse empreendimento, foram cravadas aproximadamente três mil estacas, dimensionadas para suportar tensões superiores a oito toneladas por metro quadrado. A verificação do desempenho foi conduzida por meio de ensaios de carregamento dinâmico, com aplicação do método CASE e do software CAPWAP, visando maior agilidade, confiabilidade e eficiência nos resultados.

Os ensaios de carregamento dinâmico foram realizados com o auxílio do equipamento PDA (*Pile Driving Analyser*). Esse ensaio implicou na ação de energias cinéticas no topo das estacas utilizando martelo Junttan, de sete toneladas, com alturas variáveis até 1,2m, registrando-se para cada golpe os valores de força máxima de compressão, energia máxima transferida para a estaca, deslocamento, tensão de compressão, tensão de tração.

A avaliação da resistência da capacidade de carga do sistema estaca-solo foi feita pelo método do CASE e, posteriormente, foi realizada a aplicação no programa CAPWAP (CASE PILE WAVE ANALYSIS PROGRAM), com objetivo principal de estimar a interação estaca-solo e obter as parcelas de resistência lateral, de ponta e total.

O ensaio de carregamento dinâmico, que é a base do método CASE, tem como objetivo fundamental determinar a resposta dinâmica do sistema estaca-solo a partir da aplicação de esforços dinâmicos. Diferentemente do ensaio estático, esse procedimento considera a propagação de ondas geradas pelos golpes de percussão aplicados no topo da estaca.

Para o refinamento dos resultados, utilizou-se o *software* CAPWAP, no qual curvas teóricas, dependentes de parâmetros como força e velocidade em função do tempo, são ajustadas aos sinais medidos, permitindo uma melhor estimativa do comportamento do sistema analisado.

No presente estudo, empregou-se o método de Aoki e Velloso (1975), baseado em resultados de ensaios SPT e nas características geométricas da estaca, para a estimativa da resistência. A partir desses valores, procedeu-se à análise probabilística com o objetivo de determinar a probabilidade de ruptura da estaca em estudo. Em contraste com abordagens determinísticas, a análise probabilística permite quantificar explicitamente a probabilidade de falha e o nível de confiabilidade, proporcionando um tratamento mais rigoroso das incertezas associadas aos parâmetros geotécnicos.

Para a análise probabilística adotou-se o método FOSM (*First Order Second Moment*), uma abordagem analítica baseada na expansão em série de Taylor de primeira ordem, sendo distinto de

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

métodos de simulação numérica, como a Simulação de Monte Carlo. O FOSM é um dos métodos mais utilizados e foi adotado para a análise das variáveis porque, conforme destacam Chen *et al.* (2007), apresenta relativa simplicidade e bom rigor matemático.

Conforme explica Harr (1987) o FOSM é desenvolvido a partir da expansão da série de Taylor, sendo referido como de "primeira ordem" porque emprega apenas a primeira derivada da série e de "segundo momento" por utilizar apenas os dois primeiros momentos estatísticos, quais sejam, médias e desvios padrões das variáveis envolvidas.

Adotou-se um incremento de 10% para cada variável (dxi = 0,1xi), prática usual em aplicações preliminares do método FOSM. Considerou-se, ainda, a independência estatística entre as variáveis geotécnicas, o que representa uma simplificação do modelo.

A equação da Variância V(FS) e do Valor médio E(FS) são indicadas em (9) e (10), respectivamente:

$$V(FS) = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{dFS}{d x_i} \right)^2 V(x_i) \qquad (9)$$

Onde,

$V(FS)$= variância do FS

$x_i$= i-ésima variável aleatória (ex.: Nspt em cada profundidade)

$V(x_i)$= variância da variável $x_i$

$\frac{\partial FS}{\partial x_i}$= derivada parcial do FS em relação à variável $x_i$

$n$= número total de variáveis consideradas

As derivadas parciais foram aproximadas por diferenças finitas, isto é, $\frac{\partial FS}{\partial x_i} \approx \frac{dFS}{d x_i}$.

$$E(FS) = FS(\mu_{x1}, \mu_{x2}, \ \ldots \ , \mu_{xn}) \qquad (10)$$

Onde,

$E(FS)$= valor médio do FS

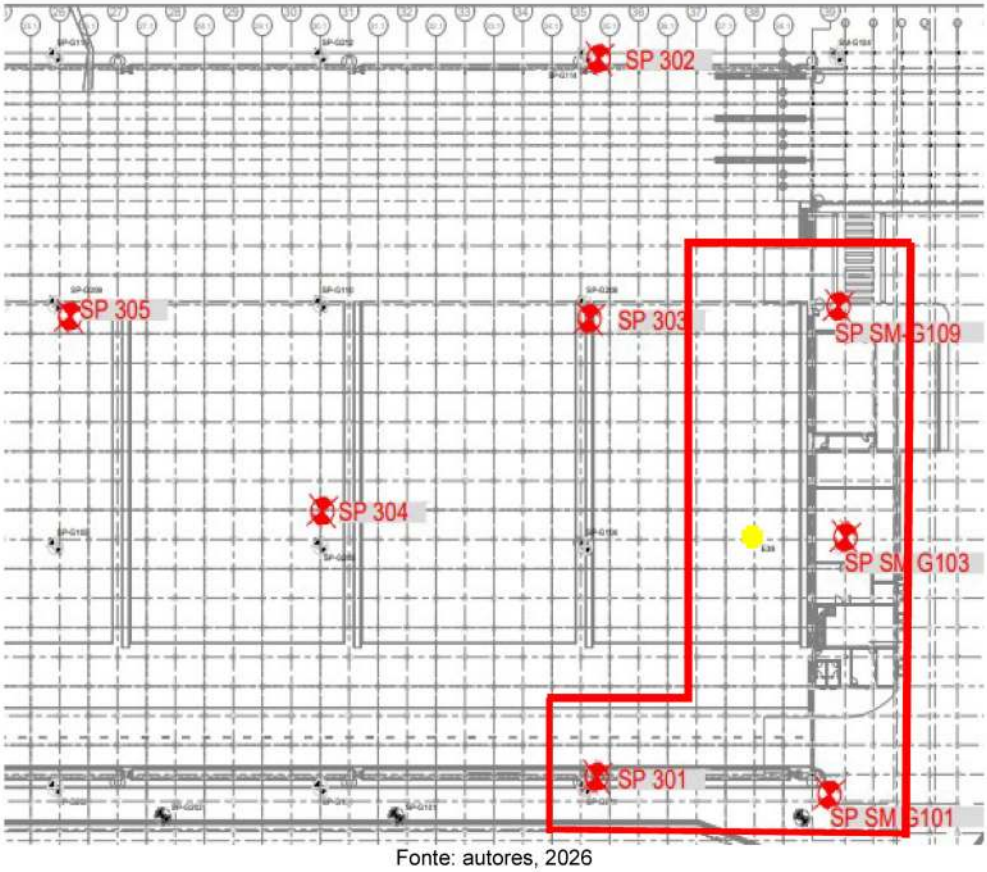
$\mu_{x1}$= valor médio da variável $x_i$

$FS(\ \cdot\ )$= função que define o FS em termos das variáveis

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Para a obra abordada nesta pesquisa foi adotada fundação profunda, executada com estacas Perfil Laminado Gerdau Açominas, tipo HP310x79, o qual apresenta perímetro de 177cm e área de ponta 100cm². A estaca "E27" escolhida para o estudo está em destaque na Figura 1, a qual também indica as localizações dos SPTs estudados.

**Figura 1**. Área das estacas analisadas




Fonte: autores, 2026

De acordo com as sondagens fornecidas do SP 301, SP SM G101, SP SM G103 e o SP SM G109, o subsolo analisado apresentou composição argila silto-arenosa nos primeiros 5m, sendo após isso intercalado com argila silte-arenosa orgânica. A estaca estudada apresenta comprimento do topo à ponta de 26,8m, apoiando-se em areia silte-argilosa dura.

## 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Sandroni e Sayão (1992) apresentam procedimentos simples para a avaliação estatística do FS. Entre os principais procedimentos tem-se: fixar os parâmetros geotécnicos médios, buscar a superfície crítica de ruptura, obter o FS médio, avaliar estatisticamente o FS por meio do método FOSM, estimar o índice de confiabilidade e a correspondente probabilidade de ruptura.

Para fins de cálculos do FOSM foi considerada a profundidade de até 27m, em consonância com o comprimento da estaca analisada. Além disso a ausência de dados e divergência entre eles para profundidades maiores poderia comprometer as análises estatísticas desnecessariamente, visto se encontrarem além da cota da ponta da estaca. Os dados de SPT foram utilizados a partir das informações disponíveis de cada área, resumindo-se os resultados na Tabela 6.

**Tabela 6**. Média dos SPT e Desvio Padrão

| PROF (m) | SP -301 | SP SM 101 | SP SM 103 | SP SM 109 | MÉDIA | DESVIO | DESVIO AJUSTADO |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 2 | 3 | 6 | 3 | 3,500000 | 1,732051 | 1,732051 |
| 2 | 2 | 2 | 7 | 2 | 3,250000 | 2,500000 | 2,500000 |
| 3 | 2 | 4 | 2 | 2 | 2,500000 | 1,000000 | 1,000000 |
| 4 | 2 | 0 | 0 | 2 | 1,000000 | 1,154701 | 1,154701 |
| 5 | 0 | 0 | 0 | 3 | 0,750000 | 1,500000 | 1,500000 |
| 6 | 0 | 0 | 0 | 2 | 0,500000 | 1,000000 | 1,000000 |
| 7 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 8 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 9 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 11 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 12 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 13 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 14 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 15 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 16 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 17 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 18 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| 19 | 0 | 2 | 2 | 2 | 1,500000 | 1,000000 | 1,000000 |
| 20 | 2 | 2 | 2 | 5 | 2,750000 | 1,500000 | 1,500000 |
| 21 | 2 | 4 | 2 | 10 | 4,500000 | 3,785939 | 3,785939 |
| 22 | 5 | 6 | 3 | 16 | 7,500000 | 5,802298 | 5,802298 |
| 23 | 6 | 7 | 3 | 38 | 13,500000 | 16,42153 | 16,421531 |
| 24 | 9 | 10 | 5 | 45 | 17,250000 | 18,62569 | 18,625699 |
| 25 | 10 | 11 | 7 | 51 | 19,750000 | 20,90255 | 20,902552 |
| 26 | 12 | 16 | 52 | 67 | 36,750000 | 27,02313 | 27,023138 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 27 | 22 | 43 | 90 | 82 | 59,250000 | 32,2218 | 32,22188 |

Fonte: autores, 2026

Os dados obtidos a partir da Tabela 3 são:

Np = 59,25

Nmed = 115

O valor do perímetro e área de ponta são, respectivamente, 177cm e 100cm².

Substituindo os valores na Equação (7), obtém-se:

$$R = \left(\frac{330 * 59,25}{1,75}\right)0,01 + \left(\frac{0,0177}{3,5}\right) * (3 * 115 * 1 * 330)$$

$$R = 111,728571 + 575,755714 = 687,484286\, kN$$

Em seguida, foram calculadas as variâncias, a partir dos Nspt médios e dos desvios ajustados, obtendo-se os resultados apresentados na Tabela 7.

**Tabela 7.** Média dos SPT, Desvio Padrão e Variância

| *PROF (m)* | *Nspt MÉDIO* | *DESVIO AJUSTADO* | *VARIÂNCIA* |
|---|---|---|---|
| 1 | 3,50000 | 1,73205 | 3,00000 |
| 2 | 3,25000 | 2,50000 | 6,25000 |
| 3 | 2,50000 | 1,00000 | 1,00000 |
| 4 | 1,00000 | 1,15470 | 1,33333 |
| 5 | 0,75000 | 1,50000 | 2,25000 |
| 6 | 0,50000 | 1,00000 | 1,00000 |
| 7 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 8 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 9 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 10 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 11 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 12 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 13 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 14 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 15 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 16 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 17 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 18 | 0,00000 | 0,00000 | 0,00000 |
| 19 | 1,50000 | 1,00000 | 1,00000 |
| 20 | 2,75000 | 1,50000 | 2,25000 |
| 21 | 4,50000 | 3,78594 | 14,33333 |
| 22 | 7,50000 | 5,80230 | 33,66667 |
| 23 | 13,50000 | 16,42153 | 269,66667 |
| 24 | 17,25000 | 18,62570 | 346,91667 |
| 25 | 19,75000 | 20,90255 | 436,91667 |
| 26 | 36,75000 | 27,02314 | 730,25000 |
| 27 | 59,25000 | 32,22189 | 1038,25000 |

Fonte: autores, 2026

Para calcular a carga admissível da estaca, optou-se por aplicar o FS global, conforme (11), assim:

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

$$Radm = \frac{R}{FS} \quad (11)$$

Onde,

$Radm \ \ ou \ \ Qadm$= Carga admissível

$R \ \ ou \ \ R_t$ = Carga total de ruptura

$FS \ \ ou \ \ F_s$ =Coeficiente de segurança

$$Radm = \frac{687,484286}{2} = 343,742143\,kN$$

Seguindo com o método FOSM, calculou-se os incrementos do fator de segurança (dFS) por meio das variações. Conforme anteriormente mencionado, adotou-se o incremento $x_i = 0,1\,\bar{x}_i$, obtendo-se os resultados da Tabela 8.

**Tabela 8**. Cálculo do dFS

| PROF | (m) Xi | Dxi | xi+dxi | FS | dFS |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 3,50000 | 0,350000 | 3,850000 | 2,005098 | 0,005098 |
| 2 | 3,25000 | 0,325000 | 3,575000 | 2,004734 | 0,004734 |
| 3 | 2,50000 | 0,250000 | 2,750000 | 2,003641 | 0,003641 |
| 4 | 1,00000 | 0,100000 | 1,100000 | 2,001456 | 0,001456 |
| 5 | 0,75000 | 0,075000 | 0,825000 | 2,001092 | 0,001092 |
| 6 | 0,50000 | 0,050000 | 0,550000 | 2,000728 | 0,000728 |
| 7 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 8 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 9 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 10 | 0,0000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 11 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 12 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 13 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 14 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 15 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 16 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 17 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 18 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 2,000000 | 0,000000 |
| 19 | 1,50000 | 0,150000 | 1,650000 | 2,002185 | 0,002185 |
| 20 | 2,75000 | 0,275000 | 3,025000 | 2,004005 | 0,004005 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 21 | 4,50000 | 0,450000 | 0,950000 | 2,006554 | 0,006554 |
| 22 | 7,50000 | 0,750000 | 0,250000 | 2,010924 | 0,010924 |
| 23 | 13,500001,350000 | | 0,850000 | 2,019663 | 0,019663 |
| 24 | 17,250001,725000 | | 0,975000 | 2,025124 | 0,025124 |
| 25 | 19,750001,975000 | | 0,725000 | 2,028766 | 0,028766 |
| 26 | 36,750003,675000 | | 0,425000 | 2,053526 | 0,053526 |
| 27 | 59,250005,925000 | | 0,175000 | 2,032504 | 0,032504 |

Fonte: autores, 2026

Em seguida, determinou-se a variância total do FS a partir das parcelas de variância de cada variável pela equação 1, obtendo-se a Tabela 9. A variância do FS foi determinada pelo método FOSM conforme a Equação (9), em que as derivadas parciais foram aproximadas por diferenças finitas. O valor médio do FS foi obtido a partir dos valores médios das variáveis de entrada, conforme a Equação (10). O FS foi definido como a razão entre a capacidade de carga última da estaca e a carga solicitante (Equação 11).

**Tabela 9**. Cálculo do V[FS] total

| Xi | dxi | dFS | dFS/dxi | VARIÂNCIA | (dFS/dxi)^2*Var |
|---|---|---|---|---|---|
| 3,50000 | 0,350000 | 0,005098 | 0,014565 | 3,00000 | 0,000636 |
| 3,25000 | 0,325000 | 0,004734 | 0,014565 | 6,25000 | 0,001326 |
| 2,50000 | 0,250000 | 0,003641 | 0,014565 | 1,00000 | 0,000212 |
| 1,00000 | 0,100000 | 0,001456 | 0,014565 | 1,33333 | 0,000283 |
| 0,75000 | 0,075000 | 0,001092 | 0,014565 | 2,25000 | 0,000477 |
| 0,50000 | 0,050000 | 0,000728 | 0,014565 | 1,00000 | 0,000212 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1,50000 | 0,150000 | 0,002185 | 0,014565 | 1,00000 | 0,000212 |
| 2,75000 | 0,275000 | 0,004005 | 0,014565 | 2,25000 | 0,000477 |
| 4,50000 | 0,450000 | 0,006554 | 0,014565 | 14,33333 | 0,003041 |
| 7,50000 | 0,750000 | 0,010924 | 0,014565 | 33,66667 | 0,007142 |
| 13,50000 | 1,350000 | 0,019663 | 0,014565 | 269,66667 | 0,057206 |
| 17,25000 | 1,725000 | 0,025124 | 0,014565 | 346,91667 | 0,073594 |
| 19,75000 | 1,975000 | 0,028766 | 0,014565 | 436,91667 | 0,092686 |
| 36,75000 | 3,675000 | 0,053526 | 0,014565 | 730,25000 | 0,154913 |
| 59,25000 | 5,925000 | 0,032504 | 0,005486 | 1038,25000 | 0,031246 |
| | | | | **V[FS] total** | **0,423663** |

Fonte: autores, 2026

A partir do valor médio e da variância do FS, determinou-se o índice de confiabilidade β (Equação 12), o qual permite estimar a probabilidade de ruptura por meio da função de distribuição normal padrão (Equação 13).

Assim, tem-se que o V[FS] total é 0,423663 e o desvio padrão é o $\sigma[Fs]=\sqrt{0,423663}=0,650894$ . O índice de confiabilidade β e o $z_{Crit}$ são dados por (12) e (13):

$$\beta=\frac{E[Fs]-1}{\sigma[FS]} \qquad (12)$$

Onde,

$\beta$ = índice de confiabilidade

$E(FS)$= valor médio do FS

$\sigma(FS)$= variância do FS

$\sqrt{\sigma(FS)}$= desvio padrão do FS

$$\beta=\frac{2-1}{0,650894}=1,536349$$

Interpretação: $\beta>0\rightarrow$ tendência segura; $\beta<0\rightarrow$ tendência à ruptura.

$$z_{crit}=\frac{1-E[FS]}{\sigma[Fs]} \qquad (13)$$

Onde, para calcular o Índice de Confiabilidade (Reliability Index)

$E[FS] ou\ \mu_{FS}$ = valor esperado (média) do FS. Representa a margem de segurança teórica média do projeto.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

$\sigma[FS]$ = desvio padrão do FS. Representa a incerteza e variabilidade associada às cargas, resistências e modelos de cálculo.

$z_{crit}$ $ou$ $\beta =$ É o número de desvios padrões entre a média e o estado de falha (onde $FS=1$).

$$z_{crit} = \frac{1-2}{0{,}650894} = -1{,}536349$$

Pela tabela de distribuição normal, para os valores $(0 \le z \le z_0)$, encontramos o valor $z_{crit} = 0{,}437$.

Tem-se então que a probabilidade de ruptura é:

$$PR = 0{,}5 - 0{,}437 = 0{,}063$$

Para o Fator de Segurança, FS =3, seguindo o método FOSM e adotando o mesmo incremento $x_i = 0{,}1\,\bar{x}_i$ chega-se à Tabela 10.

**Tabela 10.** Cálculo do dFS

| PROF (m) | Xi | Dxi | xi+dxi | FS | dFS |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 3,50000 | 0,350000 | 3,850000 | 3,007647 | 0,007647 |
| 2 | 3,25000 | 0,325000 | 3,575000 | 3,007100 | 0,007100 |
| 3 | 2,50000 | 0,250000 | 2,750000 | 3,005462 | 0,005462 |
| 4 | 1,00000 | 0,100000 | 1,100000 | 3,002185 | 0,002185 |
| 5 | 0,75000 | 0,075000 | 0,825000 | 3,001639 | 0,001639 |
| 6 | 0,50000 | 0,050000 | 0,550000 | 3,001092 | 0,001092 |
| 7 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 8 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 9 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 10 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 11 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 12 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 13 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 14 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 15 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 16 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 17 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |
| 18 | 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 3,000000 | 0,000000 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

REVISTA CIENTÍFICA - RECIMA21 ISSN 2675-6218

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 19 | 1,50000 | 0,150000 | 1,650000 | 3,003277 | 0,003277 |
| 20 | 2,75000 | 0,275000 | 3,025000 | 3,006008 | 0,006008 |
| 21 | 4,50000 | 0,450000 | 4,950000 | 3,009831 | 0,009831 |
| 22 | 7,50000 | 0,750000 | 8,250000 | 3,016386 | 0,016386 |
| 23 | 13,50000 | 1,350000 | 14,850000 | 3,029494 | 0,029494 |
| 24 | 17,25000 | 1,725000 | 18,975000 | 3,037687 | 0,037687 |
| 25 | 19,75000 | 1,975000 | 21,725000 | 3,043149 | 0,043149 |
| 26 | 36,75000 | 3,675000 | 40,425000 | 3,080289 | 0,080289 |
| 27 | 59,25000 | 5,925000 | 65,175000 | 3,048755 | 0,048755 |

Fonte: autores, 2026

Para o fator de segurança 3, calculando a variância total do FS obtém-se a Tabela 11.

**Tabela 11.** Cálculo do V[FS] total

| Xi | dxi | dFS | dFS/dxi | VARIÂNCIA | (dFS/dxi)^2*Var |
|---|---|---|---|---|---|
| 3,50000 | 0,350000 | 0,007647 | 0,021849 | 3,00000 | 0,001432 |
| 3,25000 | 0,325000 | 0,007100 | 0,021846 | 6,25000 | 0,002983 |
| 2,50000 | 0,250000 | 0,005462 | 0,021848 | 1,00000 | 0,000477 |
| 1,00000 | 0,100000 | 0,002185 | 0,021850 | 1,33333 | 0,000637 |
| 0,75000 | 0,075000 | 0,001639 | 0,021853 | 2,25000 | 0,001075 |
| 0,50000 | 0,050000 | 0,001092 | 0,021840 | 1,00000 | 0,000477 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 0,00000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,00000 | 0,000000 |
| 1,50000 | 0,150000 | 0,003277 | 0,021847 | 1,00000 | 0,000477 |
| 2,75000 | 0,275000 | 0,006008 | 0,021847 | 2,25000 | 0,001074 |
| 4,50000 | 0,450000 | 0,009831 | 0,021847 | 14,33333 | 0,006841 |

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 7,50000 | 0,750000 | 0,016386 | 0,021848 | 33,66667 | 0,016070 |
| 13,50000 | 1,350000 | 0,029494 | 0,021847 | 269,66667 | 0,128714 |
| 17,25000 | 1,725000 | 0,037687 | 0,021848 | 346,91667 | 0,165588 |
| 19,75000 | 1,975000 | 0,043149 | 0,021848 | 436,91667 | 0,208548 |
| 36,75000 | 3,675000 | 0,080289 | 0,021847 | 730,25000 | 0,348553 |
| 59,25000 | 5,925000 | 0,048755 | 0,008229 | 1038,25000 | 0,070301 |
| | | | | **V[FS] total** | **0,953248** |

Fonte: autores, 2026

O desvio padrão é o $\sigma[Fs]=\sqrt{0{,}953248}=0{,}976344$. O índice de confiabilidade β e o $z_{Crit}$ são, respectivamente, 2,048458 e -2,048458. Calculando para o FS=3, pela tabela normal obtém-se o valor $z_{crit}=0{,}4793$. Assim, uma probabilidade de ruptura de 0,0207.

Os resultados obtidos estão em consonância com outros estudos semelhantes, podendo-se apontar Rodrigues, Brandão e Azevedo (2022) que também estudaram as probabilidades de ruptura para FS=2 e FS=3 determinados pelo método de Aoki-Velloso para estacas em obra *offshore* na cidade de São Luís e obtiveram resultados da mesma ordem de grandeza (respectivamente, 0,0485 e 0,0136) dos encontrados na presente pesquisa.

Observando os resultados obtidos, verifica-se que a estrutura, no que se refere exclusivamente em relação à estaca em questão e aos dados analisados, apresenta resultados insatisfatórios quando comparados às diversas propostas encontradas na literatura anteriormente apresentadas. Para FS=2 a probabilidade de ruptura (0,063) indicaria um nível “frequente” de acordo com Clemens (1983), desempenho “insatisfatório” segundo Shill e Hoque (2017) e cerca de 6 vezes acima do preconizado por Dell’Avanzi e Sayão (1998).

Alterando-se o fator de segurança para FS=3 ainda se verificaria probabilidade de ruptura (0,0207) “provável” segundo Clemens (1983), um desempenho “pobre” Shill e Hoque (2017) e um valor correspondente ao dobro do limite indicado por Dell’Avanzi e Sayão (1998).

Em relação a tais resultados, deve-se destacar que a capacidade de carga foi estimada adotando-se características geométricas da estaca fixas, conforme projeto, bem como o tipo de solo (argila silto-arenosa), de acordo com os relatórios de sondagem. Verifica-se que há alta variabilidade nos índices SPT encontrados nos quatro furos de sondagem analisados, observando-se em algumas profundidades grandes diferenças de valores. Somado a isso, sabe-se que o SPT possui incertezas intrínsecas, tanto de execução quanto de correlação empírica.

Por sua vez, o método de Aoki-Velloso, embora amplamente utilizado, é empírico e carrega dispersão considerável, de modo que o uso apenas de FS, especialmente em tal tipo de método, pode

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

mascarar o risco real. Resultados de probabilidade de ruptura melhores poderiam ser encontrados, por exemplo, por meio de uma redução na variabilidade estatística dos parâmetros de entrada (a partir de uma maior quantidade de sondagens) e por meio de calibração do método para os solos da região de estudo (por meio de provas de carga).

## 4. CONSIDERAÇÕES

O estudo de caso das estacas metálicas considerou exclusivamente o elemento analisado, inserida em solo do tipo argila silte-arenosa, para a estimativa da resistência. Os resultados indicaram a existência de probabilidade de ruptura para a estaca analisada. A probabilidade de ruptura obtida foi de 0,063 para o fator de segurança $FS$=2 e 0,0207 para o $FS$=3. Com base nesses valores verificou-se nível de risco insatisfatório para ambos.

Ressalta-se, entretanto, que o objetivo principal deste trabalho é demonstrar a estimativa da resistência associada a uma abordagem probabilística, considerando uma estaca isolada em solo argiloso silte-arenoso. Como o projeto de fundação foi concebido para o comportamento do conjunto de estacas e executado sob rigoroso controle tecnológico, não é possível afirmar que a estaca analisada apresentará ruptura em campo.

Ressalta-se, também, que a ausência de análise de sensibilidade constitui uma limitação do trabalho, sendo recomendada sua incorporação em estudos futuros. Assumiu-se independência estatística entre as variáveis geotécnicas, o que constitui uma simplificação relevante do modelo, podendo influenciar os resultados obtidos. Sugere-se, então, que estudos futuros incluam nas análises a correlação entre os parâmetros bem como avaliação de sensibilidade.

Ainda assim, os resultados obtidos evidenciam que métodos tradicionais, como o de Aoki-Velloso, podem não capturar adequadamente os efeitos da variabilidade dos parâmetros geotécnicos, especialmente em situações nas quais a diversidade dos parâmetros do solo gere desvios padrões elevados que não sejam devidamente contemplados e considerados pelo método, o que está em consonância com estudos recentes da literatura que apontam limitações de abordagens determinísticas.

O resultado reforça a importância de incorporar análises de risco em projetos geotécnicos, especialmente em solos com alta variabilidade, e demonstra que o aumento do fator de segurança, isoladamente, pode não ser suficiente para garantir níveis adequados de segurança estrutural.

O estudo contribui ao evidenciar a aplicação de métodos probabilísticos em problemas geotécnicos, contribuindo para análises mais robustas em obras de maior complexidade, que demandam elevado nível de segurança. Além disso, a integração entre abordagens probabilísticas e métodos semiempíricos pode proporcionar avaliações mais realistas do desempenho estrutural.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Como sugestão para trabalhos futuros, recomenda-se a realização de análises probabilísticas considerando diferentes valores de fator de segurança, de modo a identificar limites compatíveis com níveis aceitáveis de risco conforme normas e literatura. Sugere-se, ainda, a comparação com outros métodos de estimativa de resistência, como o de Décourt-Quaresma, a fim de avaliar a consistência dos resultados obtidos.

## REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS (ABNT). *NBR 6122: projeto e execução de fundações*. Rio de Janeiro, 2019.

ARAÚJO, F. S.; ARAÚJO, R. C. Comparação da acurácia dos métodos de Aoki-Velloso e Décourt-Quaresma em relação a provas de carga na obtenção da capacidade de carga de estacas tipo hélice-contínua. *Revista Brasileira de Iniciação Científica*, v. 10, 2023. Disponível em: https://periodicoscientificos.itp.ifsp.edu.br/index.php/rbic/pt_BR/article/view/844. Acesso em: 15 maio 2024.

CHEN, J. C.; JAN, C. D.; LEE, M. H. Probabilistic analysis of landslide potential of an inclined uniform soil layer of infinite length: theorem. *Environmental Geology*, v. 51, p. 1239–1248, 2007. DOI: https://doi.org/10.1007/s00254-006-0417-8. Acesso em: 12 maio 2024.

CINTRA, J. C. A.; AOKI, N. *Fundações por estacas: projeto geotécnico*. São Paulo: Oficina de Textos, 2010.

CLEMENS, P. L. Combinatorial failure probability analysis using MIL-STD 882. *Journal of the System Safety Society*, v. 18, n. 4, 1983.

COSTA, E. A. *Avaliação de ameaças e risco geotécnico aplicados à estabilidade de taludes*. 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Escola de Engenharia, Porto Alegre, 2005.

CRUZ, L. M.; ARAÚJO, R. C. Comparação de viabilidade técnica e econômica de fundações superficiais e profundas: estudo de caso em São Luís – MA. *Revista Engenharia e Tecnologia*, v. 13, n. 2, p. 195–206, jun. 2021.

DELL'AVANZI, E.; SAYÃO, A. S. F. J. Avaliação da probabilidade de ruptura de taludes. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE MECÂNICA DOS SOLOS E ENGENHARIA GEOTÉCNICA (COBRAMSEG), 11., 1998, Brasília. *Anais...* Brasília: ABMS, 1998. v. 2, p. 1289–1295.

HACHICH, W. Segurança das fundações e escavações. In: HACHICH, W. et al. (org.). *Fundações: teoria e prática*. 2. ed. São Paulo: Pini, 1998. p. 197–208.

HARR, M. E. *Reliability-based design in civil engineering*. New York: McGraw-Hill, 1987.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

KIM, I. S.; PARK, J. M.; LIM, H. D. Estimation of reliability level and applicability of LRFD based on standard drawings of railway cantilever retaining walls. *Journal of the Korean Geotechnical Society*, v. 31, n. 10, p. 61–76, 2015. DOI: 10.7843/kgs.2015.31.10.61.

LOBO, B. O. *Método de previsão de capacidade de carga de estacas: aplicação dos conceitos de energia do ensaio SPT*. 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

MEYERHOF, G. G. Development of geotechnical limit state design. *Canadian Geotechnical Journal*, v. 32, n. 1, p. 128–136, 1995.

MONTEIRO, T. M.; ARAÚJO, C. B. C.; AGUIAR, M. F. P. Análise de métodos semiempíricos nacionais e internacionais para determinação da capacidade de carga axial em estacas tipo raiz. *Revista Tecnologia*, Fortaleza, v. 38, n. 2, p. 1–16, 2017.

MOREIRA, T. J. S.; ARAÚJO, R. C. Comparação das capacidades de carga de estacas pré-moldadas de concreto estimadas por meio de um método teórico e um semiempírico. *Revista Engenharia e Tecnologia*, v. 14, n. 2, p. 77–88, 2022.

NAKAMURA, J. Estacas de aço são alternativa para obras que demandam velocidade. 2018. Disponível em: https://www.aecweb.com.br/revista/materias/estacas-de-aco-sao-alternativa-para-obras-que-demandam-velocidade/17244. Acesso em: 10 abr. 2025.

OLIVEIRA, S. S. de J. de et al. Evaluation of the susceptibility to liquefaction of the foundation material of a tailings dam. *Revista de Gestão Social e Ambiental*, São Paulo, v. 19, n. 8, p. e013205, 2025. DOI: 10.24857/rgsa.v19n8-067. Disponível em: https://rgsa.openaccesspublications.org/rgsa/article/view/13205.

PEREIRA, A. B. et al. Análise de desempenho de métodos semiempíricos de previsão de capacidade de carga geotécnica aplicados a estacas pré-moldadas de concreto assentadas em argila arenosa. *Brazilian Journal of Development*, Curitiba, v. 6, n. 2, p. 5948–5976, 2020.

PEREIRA, A. B.; PORTO, T. B.; GOMES, R. C. Reliability and geotechnical safety applied to deep foundations in precast concrete piles: case study. *REM: International Engineering Journal*, v. 74, n. 1, p. 9–18, 2021.

PESSOA, A. D. et al. Artificial neural network model for predicting load capacity of driven piles. *Research, Society and Development*, v. 10, n. 1, e12210111526, 2021. DOI: 10.33448/rsd-v10i1.11526.

RODRIGUES, L. E.; BRANDÃO, A. C. S.; AZEVEDO, G. F. Constructive and probabilistic analysis of excavated piles with lost metallic shirt: case study in São Marcos Bay. *Revista EIA*, v. 18, n. 36, p. 1–16, 2022. DOI: https://doi.org/10.24050/reia.v19i37.1486. Acesso em: 7 jan. 2026.

RODRIGUES, A. S. et al. Análise multidisciplinar aplicada à perícia ambiental na foz do Rio Amazonas. *Caderno Pedagógico*, v. 22, n. 12, p. e20899, 2025. DOI: 10.54033/cadpedv22n12-231. Disponível em: https://ojs.studiespublicacoes.com.br/ojs/index.php/cadped/article/view/20899.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

SANDRONI, S. S.; SAYÃO, A. S. F. J. Avaliação estatística do coeficiente de segurança de taludes. In: CONFERÊNCIA BRASILEIRA SOBRE ESTABILIDADE DE TALUDES (COBRAE), 1., 1992, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro, 1992.

SANTOS, M. S. *Inferência bayesiana na avaliação da segurança de fundações em estacas de deslocamento*. 2007. Dissertação (Mestrado em Engenharia Geotécnica) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007. DOI: 10.11606/D.3.2007.tde-12072007-170238. Acesso em: 9 out. 2023.

SHILL, S. K.; HOQUE, M. M. Seismic reliability of shallow footings designed using BNBC 2006. *Journal of Civil Engineering (IEB)*, v. 45, n. 1, p. 41–53, 2017.

SILVA, C. C. *Análise de estabilidade de um talude da cava de alegria utilizando abordagem probabilística*. 2015. Dissertação (Mestrado em Geotecnia) – Universidade Federal de Ouro Preto, Ouro Preto, 2015.

SILVA, F. M.; ARAÚJO, R. C. Comparison over the accuracy of ultimate bearing capacity predictions of an analytical and a semiempirical methods. *International Journal of Science and Engineering Investigations*, v. 10, n. 116, p. 1–?, 2021.

SILVA, V. B. et al. The use of geotechnologies in environmental expert reports: analysis of tools applied in meteorological disasters in Pará. *Revista de Gestão Social e Ambiental*, v. 19, n. 12, p. e013700, 2025. DOI: 10.24857/rgsa.v19n12-012. Disponível em: https://rgsa.openaccesspublications.org/rgsa/article/view/13700.

SMITH, E. A. L. Pile-driving analysis by the wave equation. *Journal of the Engineering Mechanics Division*, ASCE, v. 86, n. EM4, 1960.

SHOOSHPASHA, I.; HASANZADEH, A.; TAGHAVI, A. Prediction of the axial bearing capacity of piles by SPT-based and numerical design methods. *International Journal of GEOMATE*, v. 4, n. 2, p. 560–564, 2013.

U.S. ARMY CORPS OF ENGINEERS. *Introduction to probability and reliability methods for use in geotechnical engineering*. Washington, DC, 1997. (Engineering Technical Letter ETL 1110-2-547).

YAMANAKA, F. M. et al. Application of electrical resistivity tomography with pole-dipole arrangement in environmental expertise at the mouth of the Amazon River. *Revista de Gestão Social e Ambiental*, v. 19, n. 11, p. e013748, 2025. DOI: 10.24857/rgsa.v19n11-019. Disponível em: https://rgsa.openaccesspublications.org/rgsa/article/view/13748

Digitally signed by RECIMA21 REVISTA CIENTIFICA MULTIDISCIPLINAR LTDA:40166538000195.
Timestamp: 2026-04-16 15:46:14 -03.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.