XXII Congresso Brasileiro de Mecânica dos Solos e Engenharia Geotécnica
XI Simpósio Brasileiro de Engenheiros Geotécnicos Jovens
24 a 28 de agosto de 2026 – Brasília/DF
DOI: 10.47094/COBRAMSEG2026.5/44

Contribuição à Confiabilidade de Estacas Raiz em Solos Sedimentares do Sul do Brasil – Parte 2: Atualização Bayesiana e Ajustes de Coeficientes Semiempíricos

Roberto Ferreira do Nascimento
Mestre em Engenharia Civil, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), Rio de Janeiro, Brasil, robert-bv1@hotmail.com

Bernadete Ragoni Danziger
Professora Titular, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), Rio de Janeiro, Brasil, bernadete.danziger@eng.uerj.br

RESUMO: A estimativa da capacidade de carga de estacas por métodos semiempíricos envolve incertezas associadas às variabilidades geotécnicas, métodos de instalação, cargas atuantes, entre outros fatores. Na Parte 1 desta pesquisa foram reinterpretadas provas de carga estáticas em estacas do tipo raiz, utilizando o modelo de Massad, permitindo a determinação experimental da capacidade de carga e da resistência por atrito lateral. O presente trabalho, Parte 2, utiliza esses resultados experimentais como base para a calibração Bayesiana dos métodos de previsão de Aoki–Velloso (1975), Monteiro (2000) e Decourt (1996). A atualização probabilística foi realizada considerando distribuições normais para as estimativas a priori e para a função de verossimilhança associada, bem como para os valores atualizados. A aplicação do procedimento permitiu a obtenção de coeficientes calibrados e a redução das variâncias associadas às previsões. Os resultados indicam melhoria na acurácia das estimativas e redução das incertezas, contribuindo para o aprimoramento da confiabilidade no dimensionamento de fundações em solos sedimentares.

PALAVRAS-CHAVE: Estacas tipo raiz, Prova de carga estática, Modelo de Massad, Capacidade de carga, Atrito lateral.

ABSTRACT:
The estimation of pile bearing capacity using semi-empirical methods involves uncertainties associated with geotechnical variability, installation procedures, applied loads, and other influencing factors. In Part 1 of this research, static load tests performed on root piles were reinterpreted using the Massad model, allowing the experimental determination of ultimate bearing capacity and shaft resistance. The present study, Part 2, employs these experimental results as a basis for the Bayesian calibration of the prediction methods proposed by Aoki–Velloso (1975), Monteiro (2000), and Decourt (1996). The probabilistic updating procedure was carried out assuming normal distributions for the prior estimates, the associated likelihood function, and the updated values. The application of Bayesian inference enabled the determination of calibrated coefficients and the reduction of variances associated with the original predictions. The results indicate improved estimation accuracy and a significant reduction in uncertainty, contributing to enhanced reliability in the design of deep foundations in sedimentary soils.

KEYWORDS: Foundation reliability, Bayesian updating, Bearing capacity, Root piles, Semi-empirical methods.

1. INTRODUÇÃO

A previsão da capacidade de carga de estacas é usualmente realizada por métodos semiempíricos baseados em correlações com ensaios de campo. Embora amplamente empregados na prática profissional, esses métodos apresentam incertezas decorrentes da variabilidade natural do solo, dos processos executivos das estacas, efeitos de escala, dentre outras variáveis.

Na Parte 1 desta pesquisa foi realizada a interpretação de provas de carga estáticas em estacas do tipo raiz utilizando o modelo de Massad, possibilitando a determinação da parcela de atrito mobilizado nos ensaios. Os valores obtidos constituem uma base confiável para a avaliação da acurácia dos métodos de previsão

tradicionais. A abordagem probabilística, por meio da Teoria Bayesiana, permite atualizar estimativas a priori a partir informações experimentais, resultando em distribuições a posteriori com menor incerteza.

O objetivo deste trabalho é aplicar a atualização Bayesiana às previsões obtidas pelos métodos de Aoki–Velloso (1975), Monteiro (2000) e Decourt (1996), utilizando como função de verossimilhança os resultados experimentais determinados na Parte 1, visando calibrar os coeficientes e avaliar a redução das incertezas associadas às estimativas.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. Teoria Bayesiana

A teoria de Bayes tem sido aplicada à engenharia de fundações como uma ferramenta probabilística para tratar incertezas associadas à estimativa da capacidade de carga de estacas. Estudos como os de Guttormsen (1987) e Vrouwenvelder (1992) demonstram que a atualização Bayesiana possibilita integrar julgamentos prévios e observações objetivas, reduzindo incertezas e aprimorando a tomada de decisão em campo. A utilização de dados de ensaios estáticos, dinâmicos ou mesmo do controle de cravação contribui para estimativas mais realistas da capacidade de carga, podendo inclusive justificar ajustes nos fatores de segurança. Trata-se, portanto, de um campo relevante e promissor para o avanço das análises probabilísticas aplicadas à engenharia geotécnica.

2.2. Aplicação da teoria Bayesiana ao estudo de confiabilidade em fundações

2.2.1. Atualização Bayesiana

A atualização Bayesiana é uma técnica fundamental no campo da estatística, que pode ser usada para atualizar a probabilidade de ocorrência de um evento à medida que novas evidências ou informações se tornam disponíveis. O processo de atualização é baseado no Teorema de Bayes, que se resume, basicamente, a uma expressão matemática de probabilidade condicional.

As equações 1 e 2 apresentadas por Lacasse et al (1989,1991) e Lacasse e Goulois (1989), baseadas no teorema de Bayes, possibilitam, assim, o cálculo da estimativa do valor médio esperado e da variância da resistência atualizada da capacidade de carga a posteriori, em função do valor esperado e da variância da estimativa a priori e da distribuição probabilística da função de verossimilhança. Estas expressões são válidas para distribuições normais da variável.

$$\mu_Q = \frac{\left(\sigma_Q^{2L}.\mu_Q^{P}\right) + \left(\sigma_Q^{2P}.\mu_Q^{L}\right)}{\left(\sigma_Q^{2L}\right) + \left(\sigma_Q^{2P}\right)} \quad (1)$$

$$(\sigma_Q)^2 = \frac{\left(\sigma_Q^{2L}.\sigma_Q^{2P}\right)}{\left(\sigma_Q^{2L}\right) + \left(\sigma_Q^{2P}\right)} \quad (2)$$

Nas equações 1 e 2 μ_Q é o valor médio esperado da resistência do solo, obtida a posteriori, enquanto μ_Q^P e μ_Q^L são, respectivamente, o valor esperado da variável prevista originalmente a priori e aquela obtida a partir da função de verossimilhança, que contém o registro real ou obtido de ensaio ou instrumentação. O valor de σ_Q^2 designa a variância da distribuição atualizada da variável, no caso presente da resistência do solo (a posteriori) e σ_Q^{2P} e σ_Q^{2L} são, respectivamente, as variâncias da distribuição prevista originalmente, pelos ensaios de campo, a priori, e a partir dos registros de ensaios ou instrumentação (pela função de verossimilhança).

2.2.2. Qualidade da Atualização

Guttormsen (1987), ao empregar a teoria Bayesiana no estudo de estacas offshore, apresenta também a definição de um indicador de falha (failure indicator), destinado a avaliar a consistência do resultado obtido no processo de atualização. De acordo com o autor, esse indicador expressa a diferença entre a estimativa a priori e aquela derivada da função de verossimilhança, sendo tal diferença normalizada pela soma das variâncias associadas à estimativa a priori e à estimativa proveniente da verossimilhança. O indicador de falha é definido por:

$$D = \frac{(\mu_Q^L) - (\mu_Q^P)}{\sqrt{(\sigma_Q^{2L}) + (\sigma_Q^{2P})}} \quad (3)$$

Os valores de $\mu_Q{}^L$, $\mu_Q{}^P$, $\sigma_Q{}^{2P}$ e $\sigma_Q{}^{2L}$ são os mesmo já mencionados no ítem anterior. Guttormsen (1987) ressalta que:

(i) um valor de *D* igual a zero indica que as estimativas a priori e aquela obtida pela função de verossimilhança coincidem. Nessa situação, o processo de atualização afeta apenas a variância a posteriori, promovendo sua redução;
(ii) valores reduzidos de *D* (inferiores a ±1,5) caracterizam uma atualização satisfatória;
(iii) valores positivos de *D* indicam que a estimativa a posteriori será superior à estimativa a priori;
(iv) valores negativos de *D* indicam que a estimativa a posteriori será inferior à estimativa a priori.

2.3. Previsão de Capacidade de Carga Geotécnica

Amplamente difundidos na literatura, os métodos estáticos de previsão da capacidade de carga geotécnica de uma estaca são bastante conhecidos e utilizados, tanto em meio acadêmico, quanto na prática de engenharia civil. Dentre os métodos mais conhecidos e utilizados estão o de Aoki e Velloso (1975) original, bem como a proposta de ajuste de Monteiro (2000), e Decourt (1996). Por serem estes profundamente conhecidos, o autor optou por não reproduzi-los aqui. No entanto, para fins de consulta, os métodos e os seus coeficientes estão resumidos em Nascimento (2026).

3. ANÁLISE DO BANCO DE DADOS

3.1. Dados a priori e Função Verossimilhança

Na parte 1 deste trabalho mostraram-se resultados que contribuem para o entendimento de que a carga máxima de ensaio não foi suficiente para mobilizar totalmente o atrito disponível e as pontas dos elementos não foram acionadas. Por esse motivo, os dados de previsão deste capítulo são referentes, apenas, ao atrito mobilizado no comprimento equivalente.

Além disso, a partir dos resultados das provas de carga, interpretados segundo os procedimentos propostos por Massad (1992, 1993), tornou-se possível separar a parcela de atrito da resistência total das estacas, para o trecho do comprimento equivalente, cujos valores passam a ser adotados como dados para a função de verossimilhança.

Ressalta-se que todas as estimativas apresentadas na referida Tabela 1 correspondem a previsões realizadas com base no comprimento equivalente das estacas, e não em seu comprimento total, assegurando a coerência entre os valores previstos e os resultados interpretados a partir das provas de carga para esta parcela. No caso dos valores obtidos pelo modelo de Massad (1992), estes foram interpretados da curva carga-recalque até a carga máxima de ensaio, com a premissa de que todo o atrito disponível foi mobilizado para uma estaca equivalente correspondente ao trecho de fuste efetivamente carregado.

Tabela 1 – Atrito obtido da relação parabólica versus previsão, para o comprimento equivalente.

Nomenclatura	Comprimento equivalente	Atrito por Massad (1992)	Atrito Aoki e Velloso (1975)	Atrito Monteiro (2000)	Atrito Decourt (1996)
Estaca	h_{eq} (m)	$Alr_{_Massad}$ (kN)	$Alr_{_A.V}$ (kN)	$Alr_{_Monteiro}$ (kN)	$Alr_{_Decourt}$ (kN)
E4	19	2604	2445	4489	3336
E24	15	2514	2292	4198	2679
E31	14	2692	2265	4149	2480
E150	17	2066	2006	3661	3194
E170	17	2747	2006	3661	3194
E191	40	2144	3104	5795	5494
E200	17	2963	2006	3661	3194
E234	15	2540	1691	3051	2950

Nomenclatura	Comprimento equivalente	Atrito por Massad (1992)	Atrito Aoki e Velloso (1975)	Atrito Monteiro (2000)	Atrito Decourt (1996)
Estaca	h_{eq} (m)	$Alr_{_Massad}$ (kN)	$Alr_{_A.V}$ (kN)	$Alr_{_Monteiro}$ (kN)	$Alr_{_Decourt}$ (kN)
E239	30	2662	2393	4355	4676
E276	21	2201	2109	3901	3903
E307	15	2372	1691	3051	2950
E308	21	2339	2109	3901	3903
E315	18	2558	2041	3712	3381
E327	16	2498	1848	3339	3162
E380	19	2576	2559	4033	3568
E426	18	2551	2409	3822	3381
E430	17	2400	2327	3708	3272
E434	14	2309	1903	3030	2679
E457	17	2310	2327	3708	3272
E501	18	2547	2372	4349	3259
Valores Médios		**2480**	**2195**	**3879**	**3396**

Diante do exposto, os ajustes dos coeficientes dos métodos de previsão ficarão restritos exclusivamente às parcelas de atrito lateral. Com o objetivo de subsidiar esses ajustes, apresenta-se a Tabela 1, a qual reúne as parcelas de atrito, contemplando tanto os valores previstos pelos diferentes métodos quanto aqueles obtidos por meio da relação parabólica, para o trecho do comprimento efetivamente carregado no ensaio.

Com o objetivo de atualizar o coeficiente F2 relacionado ao atrito previsto pelos métodos de Aoki e Velloso (1975) e de Monteiro (2000), adotou-se um procedimento de ajuste baseado na comparação entre os valores previstos originalmente no trecho do comprimento equivalente e os resultados obtidos de atrito mobilizado nas provas de carga, neste mesmo trecho, ou seja, até a carga máxima de ensaio. Seja $\boldsymbol{F_{2,original}}$ o coeficiente originalmente adotado nos métodos de previsão, associado a uma média prevista $\boldsymbol{\bar{A}lr_{prevista}}$, calculada a partir das estimativas teóricas. Seja $\boldsymbol{\bar{A}lr_{pce}}$ a média dos valores obtidos nas provas de carga. O coeficiente atualizado, denominado $\boldsymbol{F_{2,ajustado}}$, é definido de modo que a média das previsões ajustadas coincida com a média experimental observada, conforme a expressão:

$$F_{2,ajustado} = F_{2,original}\frac{\overline{Alr}_{previsão}}{\overline{Alr}_{pce}} \quad (4)$$

Toma-se, como exemplo, o caso do método de Aoki e Velloso (1975), no qual o coeficiente F2 adotado é igual a 4. Para esse método, a média das previsões de capacidade de carga foi de 2195 kN, enquanto a média dos valores obtidos a partir das provas de carga foi de 2480 kN. Com base nesses valores, a expressão de ajuste pode ser aplicada diretamente, resultando em:

$$F_{2,ajustado} = 4\,x\frac{2195}{2480} \approx 3{,}5$$

Dessa forma, o coeficiente F2 do método de Aoki e Velloso é ajustado do valor original de 4, conforme indicado por Velloso e Lopes (2011) para estacas do tipo raiz, para 3,5, de modo a compatibilizar a média das previsões teóricas com a média dos resultados experimentais obtidos a partir do modelo de Massad (1992) para o comprimento equivalente. Adotando-se o mesmo procedimento de ajuste para o método de Monteiro (2000), cujo coeficiente F2 original é igual a 2,4, obtém-se um coeficiente ajustado de 3,7. O trabalho de Silva (2015) aplicando o método de Aoki e Velloso (1975) com os parâmetros de Monteiro (2000), chegou a valores de F2 de 3,8 e 3,7. Percebe-se uma ótima aderência entre os resultados de Silva (2015) e os valores calculados aqui, mesmo considerando uma abordagem alternativa.

Em relação ao método de Decourt (1996), como o coeficiente β é um fator multiplicador, o ajuste deve ser realizado por meio de uma relação de proporcionalidade direta entre as médias experimental e prevista. Dessa forma, o coeficiente ajustado é obtido pela expressão:

$$\beta_{ajustado} = \beta_{original} \frac{\overline{Alr}_{pce}}{\overline{Alr}_{previsão}} \quad (5)$$

Substituindo-se os valores do exemplo:

$$\beta_{ajustado} = 1{,}5 \text{ x} \frac{2480}{3396} \approx 1{,}09$$

Assim, o coeficiente β do método de Decourt (1996) é ajustado do valor original 1,5 para 1,1, de modo que a média das previsões passe a coincidir com a média observada nas provas de carga. Revisitando o trabalho de Silva (2015), percebe-se que coeficiente β calibrado por ele foi de 1,0.

3.2. Atualização do Bancos de Dados

3.2.1. Aplicação da Teoria Bayesiana para a previsão por Aoki e Velloso (1975)

Com base nas expressões 1 e 2, foi procedida à atualização bayesiana. A seguir, para fins de comparação, apresentam-se as distribuições gaussianas referentes à parcela de resistência de atrito. A Tabela 2 apresenta os parâmetros estatísticos associados às distribuições obtidas com o coeficiente F2=4 (original) apresentado em Velloso e Lopes (2011). Já a Tabela 3 apresenta os mesmos parâmetros, porém calculados com o coeficiente ajustado (F2=3,5) para as condições específicas do presente estudo.

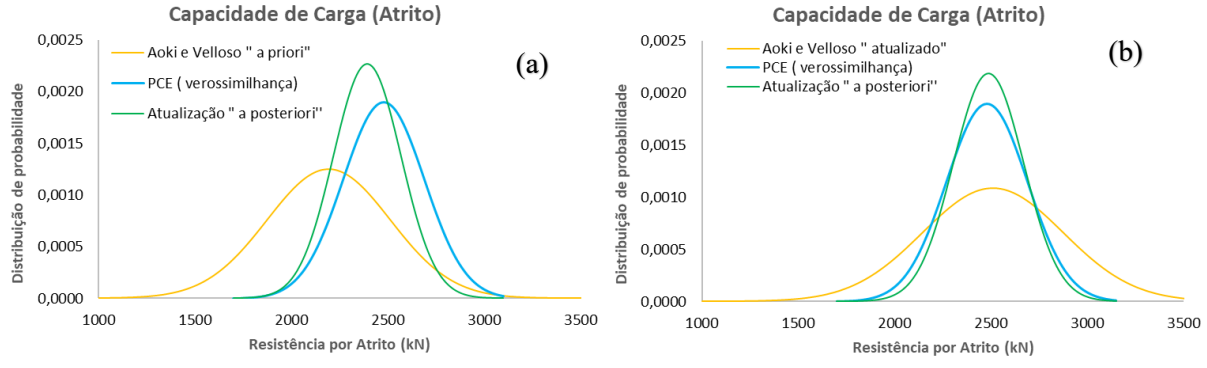
Tabela 2 – Coeficiente F2=4 original (Apresentado por Velloso e Lopes, 2011).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	2195	2480	2394
Desvio padrão (kN)	320	210	176
Coeficiente de variação (%)	14,6	8,5	7,3

Tabela 3 – Coeficiente F2=3,5 calibrado (Aoki e Velloso, 1975).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	2509	2480	2487
Desvio padrão (kN)	366	210	182
Coeficiente de variação (%)	14,6	8,5	7,3

Uma observação direta das tabelas permite observar que a média atualizada se aproximou da média da função de verossimilhança após o ajuste. Em termos da incerteza, expressa pelo coeficiente de variação, os valores se mantiveram, nas duas Tabelas, ambos indicando que a atualização reduz a incerteza dos valores de capacidade de carga. A Figura 1 apresenta as distribuições gaussianas obtidas a partir dos parâmetros estatísticos apresentados na Tabela 2 e na Tabela 3. Observa-se que o ajuste realizado foi sutil; entretanto, é possível identificar um deslocamento da curva a priori representada em amarelo e a maior proximidade entre a média das previsões atualizadas aos valores experimentais após o ajuste de F2 para 3,5. Como consequência, a média da distribuição atualizada passa a coincidir, praticamente, com as médias associadas aos dados experimentais, após o ajuste. Este ajuste sutil indica que o método Aoki Velloso (1975) com utilização do valor F2 de 4 já é bem próximo do valor obtido com o presente banco de dados de estacas do tipo raíz no solo sedimentar de Rio Grande.



.

Figura 1 – Coeficiente F2 (a) original versus (b) calibrado, previsão por (Aoki e Velloso, 1975).

3.2.2. Aplicação da Teoria Bayesiana para a previsão por Monteiro (2000)

Aplicando a mesma abordagem ao método de Monteiro (2000), constatou-se que o coeficiente original proposto (F2 = 2,4) não representava adequadamente o comportamento observado na região estudada. Após o processo de ajuste, o coeficiente foi modificado para F2 = 3,7, que se mostrou mais consistente com os resultados experimentais disponíveis do banco de dados de estacas raiz de Rio Grande. A Tabela 4 e a Tabela 5 apresentam os parâmetros estatísticos das distribuições gaussianas calculadas com o coeficiente original e com o coeficiente calibrado, possibilitando avaliar o impacto do ajuste nos valores médios e na dispersão das resistências.

Tabela 4 – Coeficiente F2=2,4 original (Monteiro, 2000).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	3879	2480	2631
Desvio padrão (kN)	604	210	199
Coeficiente de variação (%)	15,6	8,5	7,6

Tabela 5 – Coeficiente F2=3,7 calibrado (Monteiro, 2000).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	2516	2480	2488
Desvio padrão (kN)	392	210	185
Coeficiente de variação (%)	15,6	8,5	7,5

Na Figura 2 são apresentadas as distribuições gaussianas elaboradas por meio dos parâmetros estatísticos apresentados na Tabela 4 e na Tabela 5.

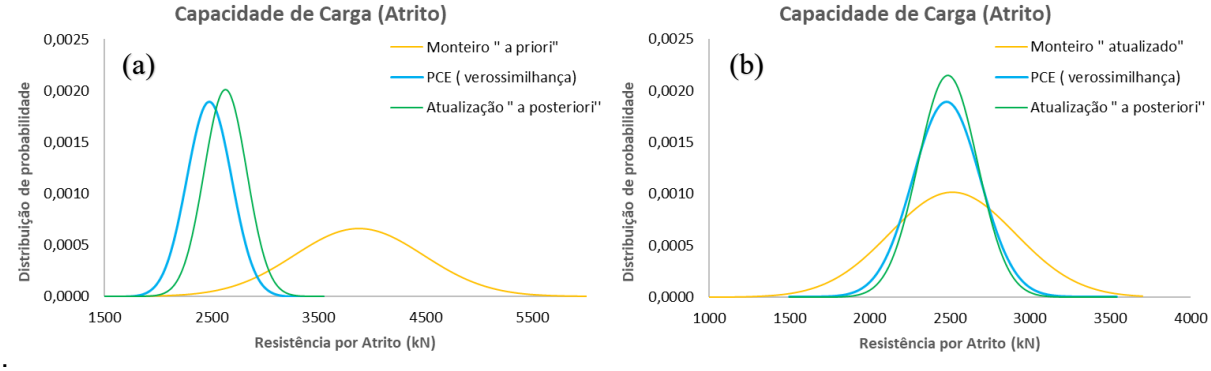


Figura 2 – Coeficiente F2 (a) original versus (b) calibrado, previsão por (Monteiro, 2000).

A análise das distribuições antes e após a calibração evidencia que o processo de ajuste promove uma representação mais fiel do comportamento das estacas nas condições geotécnicas locais. Observa-se que o coeficiente calibrado conduz a previsões mais próximas das resistências efetivamente mobilizadas nas provas de carga e a atualização, fazendo com que as médias se aproximem do valor de verossimilhança.

3.2.3. Aplicação da Teoria Bayesiana para a previsão por Decourt (1996)

Considerando o ajuste, conforme definido no item anterior, foi possível atualizar o coeficiente β do método proposto por Decourt (1996). Enquanto o coeficiente original era β = 1,5, após o processo de ajuste obteve-se β = 1,1. Assim como observado no caso do método de Monteiro (2000), o ajuste necessário para o coeficiente de atrito foi bastante expressivo. A Tabela 6 e a
Tabela 7 apresentam os parâmetros estatísticos das distribuições gaussianas calculadas com o coeficiente original e com o coeficiente ajustado.

Tabela 6 – Coeficiente β = 1,5 original (Decourt, 1996).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	3396	2480	2561
Desvio padrão (kN)	674	210	201
Coeficiente de variação (%)	19,8	8,5	7,8

Tabela 7 – Coeficiente β = 1,1 calibrado (Decourt, 1996).

	Parâmetros a priori	Função verossimilhança	Atualização Bayesiana
Média (kN)	2521	2480	2487
Desvio padrão (kN)	455	210	191
Coeficiente de variação (%)	18,0	8,5	7,7

Na Figura 3 apresentam-se as distribuições gaussianas elaboradas por meio dos parâmetros estatísticos apresentados na Tabela 6 e na
Tabela 7.

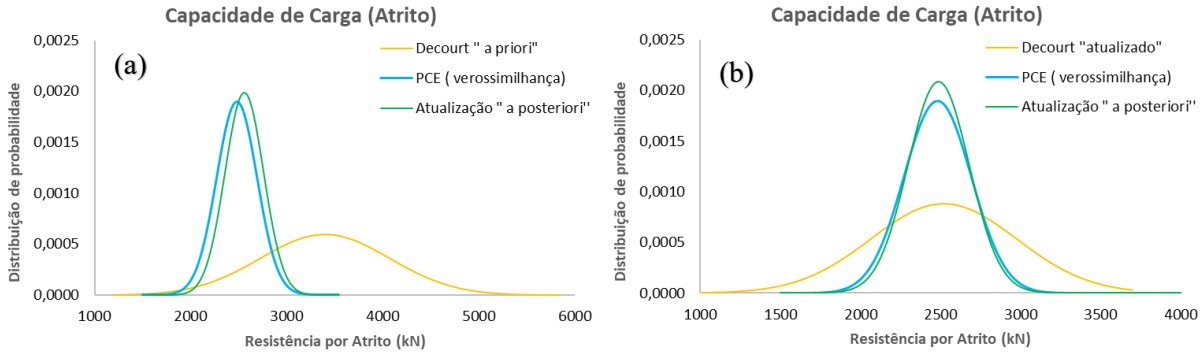


Figura 3 – Coeficiente β (a) original versus (b) calibrado, previsão por (Decourt, 1996).

3.3. Qualidade da Atualização

Analisando-se a qualidade dos processos de atualização bayesiana, observam-se alguns aspectos relevantes. Na Tabela 8 percebe-se, primeiramente, que o método de Aoki-Velloso, mesmo utilizando o coeficiente original, apresentou um indicador de falha reduzido (0,74), indicando que, mesmo sem a atualização, os valores previstos já apresentavam boa aderência aos resultados medidos.

Por outro lado, o método de Monteiro (2000), com seu coeficiente original, foi o que apresentou a maior discrepância entre os resultados previstos e os medidos. Nesse caso, o indicador de falha de -2.2 sugere que o processo de atualização, isoladamente, não seria suficiente para promover um ajuste adequado entre previsão e medição. Entretanto, quando se utiliza o coeficiente ajustado para o método, observa-se uma melhoria significativa nos resultados, passando estes a apresentar níveis satisfatórios de aderência entre os valores previstos e os medidos. O método de Decourt (1996) situa-se de maneira intermediária entre os outros dois

Tabela 8–Indicador de falha da atualização Bayesiana - coeficiente original versus coeficiente ajustado.

Método	Coeficiente original	Indicador de falha	Coeficiente ajustado	Indicador de falha
Aoki-Velloso (1975)	F2 = 4	0,74	F2 = 3,5	-0,07
Monteiro (2000)	F2 = 2,4	-2,2	F2 = 3,7	0,08
Decourt (1996)	β = 1,5	-1,3	β = 1,1	-0,08

4. CONCLUSÃO

A atualização dos coeficientes dos métodos semiempíricos evidenciou comportamentos distintos entre as formulações analisadas. O método de Aoki e Velloso (1975) apresentou pequena variação no coeficiente F2, passando de 4,0 para 3,5, indicando boa aderência inicial aos resultados experimentais. Em contraste, o método de Monteiro (2000) apresentou ajuste mais expressivo, com o coeficiente F2 aumentando de 2,4 para

3,7, evidenciando que sua formulação original tendia a superestimar a parcela de atrito lateral. Esse resultado mostrou-se consistente com o trabalho de Silva (2015), que, a partir de abordagem distinta e utilizando o mesmo banco de dados, também obteve valor de F_2 igual a 3,7. Para o método de Décourt, observou-se redução do coeficiente β de 1,5 para 1,1, valor igualmente próximo ao obtido por Silva (2015), que encontrou β da ordem de 1,0 em análises com menor coeficiente de variação da capacidade de carga.

A aplicação da atualização bayesiana mostrou-se eficaz na redução das incertezas associadas às previsões dos métodos semiempíricos. A qualidade do processo de atualização foi avaliada por meio do indicador de falha (D), cujos resultados indicaram que, na maioria dos casos analisados, as estimativas atualizadas apresentaram desempenho satisfatório, evidenciando a adequação do procedimento de atualização aplicado.

AGRADECIMENTOS

Registro meus sinceros agradecimentos à Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ) pela oportunidade de aprofundamento na área de Geotecnia. Agradeço, principalmente, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio e incentivo à minha jornada acadêmica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AOKI, N. Considerações sobre a capacidade de carga de estacas isoladas. Notas de Aula. Rio de Janeiro: Universidade Gama Filho, 1976.

DECOURT, L. A. A ruptura de fundações avaliada com base no conceito de rigidez. IN: SEMINÁRIO DE FUNDAÇÕES ESPECIAIS (SEFE),3., 1996, São Paulo. Anais. São Paulo, v. 1, p. 215–224, 1996.

GUTTORMSEN, T. R. Uncertainty in Offshore Geotechnical Engineering. Application of Bayesian Theory to Pile Driving Predictions. Research Report Societe Nationale Elf Aquitaine. NGI Report 85307-9, 1987.

LACASSE, S. e GOULOIS, A. Reliability Analysis of Axial Pile Capacity. Proceedings of the XII International Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering, Rio de Janeiro, 1989. Anais, Rotterdam, 1989.

LACASSE, S., TAN, A. H. e KEAVENY, J. M. Expert Assistant for Updating Axial pile Capacity from Pile Driving observations. Proc. Field Measurements in Geotechnics. Sorum, Balkema, 1991.

MONTEIRO, P. F. F. Capacidade de carga geotécnica de estacas: critério estático. In: SEFE – SEMINÁRIO DE ENGENHARIA DE FUNDAÇÕES ESPECIAIS E GEOTECNIA, 4., 2000, São Paulo. Anais... São Paulo: [s.n.], 2000. v. 2, p. 356.

MASSAD, F. Sobre a interpretação de provas de carga em estacas, considerando as cargas residuais de ponta e a reversão do atrito lateral. Parte I. Revista Solos e Rochas, São Paulo, v. 15, n. 2, p. 103–115, 1992.

MASSAD, F. Sobre a interpretação de provas de carga em estacas, considerando as cargas residuais na ponta e a reversão do atrito lateral. Parte II. Revista Solos e Rochas, São Paulo, v. 16, n. 2, p. 93–112, 1993.

NASCIMENTO, R. F. Contribuição à confiabilidade de estacas tipo Raiz: Reavaliação de provas de carga estáticas com o método de Massad aplicando a Teoria Bayesiana. 2025. 169 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Faculdade de Engenharia, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2025.

SILVA, B. L. M. Contribuição à confiabilidade de estacas tipo raiz através de um estudo de provas de carga estáticas com aplicação da teoria bayesiana. 2015. 230f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Faculdade de Engenharia, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

VELLOSO, D. V.; LOPES, F. R. Fundações: Critérios de Projeto | Investigação do Subsolo | Fundações Superficiais | Fundações Profundas. São Paulo: Oficina de Textos, 2011.

VROUWENVELDER, A. Effects of Inspection on the Reliability of Foundation Piles. In: Barends, F. B. J. (ed), Application of Stress Wave Theory to Piles, Rotterdam, 1992.