

A Aplicação de Intervalos de Confiança da Carga de Ruptura de Estacas aos Métodos da Rigidez e da NBR6122 como Critério de Finalização de Ensaios de Prova de Carga

Kurt André Pereira Amann

Centro Universitário FEI, São Bernardo do Campo, Brasil, kpereira@fei.edu.br

RESUMO: Neste artigo é proposto o uso de intervalos de confiança da carga de ruptura extrapolada para definir um critério de finalização do ensaio de prova de carga. A construção de intervalos de confiança exige adequação das equações dos critérios matemáticos de ruptura sobre a curva carga-recalque, como já apresentado por Amann (2014, 2015) para os critérios de Chin e de Van der Veen. O presente trabalho aplica a metodologia agora para os critérios da Rigidez de Décourt (1996, 2008) e da NBR6122 para realizar um comparativo. As propostas de critério de finalização do ensaio são aplicadas a provas de carga em estacas para ilustração de sua aplicabilidade.

PALAVRAS-CHAVE: Critérios de Ruptura, Provas de Carga, Curva carga-recalque, Intervalos de Confiança.

1 INTRODUÇÃO

Destaca-se no presente trabalho que o uso dos critérios matemáticos de ruptura aplicados a curvas carga-recalque não devem ser utilizados somente após a execução dos ensaios de prova de carga, devendo ser empregados durante o ensaio de modo a se buscar um critério para sua finalização. Esta proposta vem da releitura de Fellenius (1980, 2012) relizada por Amann (2014), na qual se identifica a indicação do critério de Davisson (1972) apud Amann (2010), do qual é derivado o critério da norma brasileira NBR6122 (2009), como aquele a se considerar para a finalização do ensaio.

Visto que este critério está sujeito à precisão da estimativa do módulo de elasticidade da estaca, Fellenius indica que sejam usados como balizas do seu resultado os critérios de Chin e de Hansen-80% (apud Amann, 2010), os quais deveriam indicar valores máximos e mínimos esperados para o resultado de Davisson. Assim, a curva de ensaio não deveria ser interrompida até alcançar o ponto de interseção da reta dada pela NBR6122. Contudo, a norma brasileira admite que provas de carga para simples controle de estaqueamento sejam levadas até

apenas 1,6 vezes a carga de trabalho da estaca, e admite que se extrapole a curva com os métodos matemáticos objetivando a extrapolação da carga de ruptura na interseção com a reta do critério da norma.

Ainda que se utilize desse expediente, recomenda-se que os demais critérios de extrapolação matemática da curva carga-recalque sejam aplicados durante a execução do ensaio de prova de carga de modo que se acompanhe a evolução dos valores da carga de ruptura extrapolada e se possa tomar decisões a respeito de continuar ou não o ensaio.

Assim, o presente artigo objetiva apresentar as análises estatísticas do intervalo de confiança da carga de ruptura aplicadas aos critérios da Rigidez de Décourt (1996, 2008) e da norma brasileira NBR6122, de modo que se possa definir em que ponto do ensaio de prova de carga a amplitude destes intervalos resulta em uma precisão aceitável. Se aplicada durante a execução do ensaio, essa proposta permite definir o ponto em que se pode finalizá-lo, sem prejuízo (do ponto de vista estatístico) do resultado final, gerando economia de tempo e recursos.

2 REGRESSÃO LINEAR POR MÍNIMOS QUADRADOS E A DEFINIÇÃO DOS INTERVALOS DE CONFIANÇA

2.1 Adequação das Equações de Ajuste dos Critérios

Para a correta aplicação dos intervalos de confiança é importante considerar que o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) minimiza a diferença de quadrados na direção da variável dependente (medida) no ensaio, nesse caso os recalques (y) (Amann, 2015). É importante verificar que a maioria dos autores dos critérios formula as equações de modo inverso, ou seja, isolando a variável independente (controlada), nesse caso a carga (P), exigindo assim sua adequação. Essa inversão provavelmente se deve à uma facilidade na obtenção da solução procurada, ou seja, o valor da carga de ruptura, o qual é um valor da variável independente.

Para se exemplificar tal adequação reproduz-se aqui a proposta por Amann (2014) para o critério de Chin:

$$X = \frac{y}{P} = a_1 \cdot y + a_0 \Rightarrow P_R = f(a_1) = \frac{1}{a_1} \quad (1)$$

$$y = \frac{1}{a_1} \cdot \frac{y}{P} - \frac{a_0}{a_1} \Rightarrow y = a'_1 \cdot X + a'_0 \Rightarrow P_R = a'_1 \quad (2)$$

Na equação (1) que é a original do critério de Chin, vê-se que a variável dependente y está equacionada como se fosse a independente, resultando que a carga de ruptura é dada pelo inverso do coeficiente de inclinação a_1 da regressão linear. A adequação proposta por Amann (2014) na equação (2) coloca a variável dependente em seu lugar conceitualmente correto na reta de regressão linear e assim a carga de ruptura resulta diretamente como o valor do coeficiente a'_1 da regressão.

A variável transformada $X=y/P$ ainda carrega um fator de variabilidade que é o valor de y , mas isso pode ser facilmente ajustado caso se pretenda considerar isso na regressão.

O Intervalo de 95% de Confiança (IC) da carga de ruptura P_R pode ser assim definido:

$$IC[P_R] = a'_1 \pm t_{(0,05;n-2)} \cdot Sa'_1 \quad (3)$$

$$Sa'_1 = \sqrt{\frac{\sum [y_i - (a'_1 \cdot X_i + a'_0)]^2}{(n-2) \cdot \sum (X_i - \bar{X})^2}} \quad (4)$$

Nas equações (3) e (4) o valor Sa'_1 é o desvio padrão do coeficiente de inclinação da reta de regressão linear a'_1 . O valor de $t_{(0,05;n-2)}$ é o valor de estatística t de Student bi-caudal para nível de significância $\alpha=1-0,95=0,05$ e $n-2$ graus de liberdade (sendo ‘ n ’ o número de pontos considerados na regressão), que pode ser obtido de tabelas estatísticas ou de fórmulas de planilha eletrônica como “=INVT(0,05; $n-2$)”, ou “=INV.T.BC(0,05; $n-2$)”. Se for usado o valor uni-caudal, emprega-se $\alpha/2$, ou seja: $t_{(0,05/2;n-2)} = \text{INV.T}(0,05/2; n-2)$ para cauda esquerda e, analogamente, $t_{(1-0,05/2; n-2)}$ para a cauda direita.

Para o coeficiente de intercepção da regressão, a'_0 , pode-se aplicar diretamente a equação (5):

$$Sa'_0 = Sa'_1 \cdot \sqrt{\frac{\sum (X_i)^2}{n}} \quad (5)$$

2.2 Intervalos de Confiança para o Critério da Rigidez

É interessante observar inicialmente que Fellenius (2015) demonstrou a relação entre o critério de ruptura de Chin e o da Rigidez, equação (6), o que mostra a possibilidade de se aplicar o mesmo intervalo de confiança deduzido para o critério de Chin neste caso.

$$\begin{aligned} \text{Rig} = \frac{P}{y} &= c_1 \cdot P + c_0 = -\frac{a_1}{a_0} \cdot P + \frac{1}{c_0} \Rightarrow \\ \Rightarrow P_R &= -\frac{c_0}{c_1} \end{aligned} \quad (6)$$

Contudo, a análise da equação (6) mostra que a variável independente já é a carga P , enquanto a variabilidade está contida na variável dependente transformada $1/y$, portanto perfeitamente adequado a aplicação do MMQ.

O fato de a carga de ruptura ser calculada pela razão entre as variáveis aleatórias definidas pelos coeficientes da regressão linear implica numa formulação mais trabalhosa do intervalo de confiança:

$$IC[P_R] = -E\left[\frac{c_0}{c_1}\right] \pm t_{(0,05;n-2)} \cdot S_{c_0/c_1} \quad (7)$$

$$E\left[\frac{c_0}{c_1}\right] \approx \frac{\bar{c}_0}{\bar{c}_1} - \frac{Cov[c_0, c_1]}{\bar{c}_1^2} + \frac{\bar{c}_0 \cdot S_{c_1}^2}{\bar{c}_1^3} \quad (8)$$

$$S_{c_0/c_1} \approx \sqrt{\left(\frac{\bar{c}_0}{\bar{c}_1}\right)^2 \cdot \left(\frac{S_{c_0}^2}{\bar{c}_0^2} + \frac{S_{c_1}^2}{\bar{c}_1^2} - \frac{2 \cdot Cov[c_0, c_1]}{\bar{c}_0 \cdot \bar{c}_1}\right)} \quad (9)$$

A equação (9) é uma aproximação do desvio padrão da razão de duas variáveis aleatórias (S_{c_0/c_1}), deduzida por expansão das Séries de Taylor, desprezando-se os termos de ordem maior do que 2. As médias $\bar{c}_0$ e $\bar{c}_1$ podem ser consideradas conceitualmente iguais aos valores de c_0 e c_1 da regressão, pois são obtidas diretamente do MMQ e tratadas como médias de variáveis aleatórias na minimização. Os desvios-padrão S_{c_1} e S_{c_0} são calculados analogamente aos das equações (4) e (5):

$$S_{c_1} = \sqrt{\frac{\sum \left[\frac{P_i}{y_i} - (c_1 \cdot P_i + c_0) \right]^2}{(n-2) \cdot \sum (P_i - \bar{P})^2}} \quad (10)$$

$$S_{c_0} = S_{c_1} \cdot \sqrt{\frac{\sum (P_i)^2}{n}} \quad (11)$$

Já a covariância ($Cov[c_0, c_1]$) dos coeficientes da regressão fica melhor definida em função da correlação ($\rho[c_0, c_1]$) entre eles:

$$Cov[c_0, c_1] = \rho[c_0, c_1] \cdot S_{c_0} \cdot S_{c_1} \quad (12)$$

Assim, pode-se avaliar a correlação entre eles pela formulação do MMQ, que resulta a seguinte relação para P_R :

$$P_R = -\frac{c_0}{c_1} = -\frac{\sum Rig \cdot \sum P^2 - \sum P \cdot \sum (Rig \cdot P)}{n \cdot \sum (Rig \cdot P) - \sum Rig \cdot \sum P} \quad (13)$$

A expressão (13) indica que existe correlação linear entre os dois coeficientes e que seu valor deve ser da ordem de $\rho[c_0, c_1] \cong -1$.

Dessa forma, define-se o intervalo de confiança para a ruptura pelo critério da Rigidez.

2.2.1 Número de Pontos a Serem Considerados na Regressão

Como o trecho inicial do diagrama de Rigidez (Rig versus P) é crescente até um ponto de máximo e decrescente em seguida, não se deve utilizar todos os pontos na regressão linear, devendo-se descartar o trecho crescente inicial.

O critério utilizado por Décourt (2008) para definição dos pontos a serem considerados é o de maximizar o coeficiente de determinação ρ^2 , calculando-o para os últimos pontos de ensaio e desprezando os pontos anteriores, cuja inclusão faz o seu valor diminuir. Este critério, contudo, não considera que há valores críticos para ρ em função da quantidade de pontos amostrais (Tabela 1) e isso pode levar a se adotar um número de pontos muito pequeno o que aumentará a amplitude do intervalo de confiança, fazendo-o perder eficiência.

Tabela 1. Valores críticos de ρ e ρ^2 a 5% de significância.

n =	3	4	5	6	7
ρ_{crit}	1,0000	0,9500	0,8780	0,8110	0,7540
ρ^2_{crit}	1,0000	0,9025	0,7709	0,6577	0,5685

Note-se que para se admitir uma regressão com apenas 3 pontos, os pontos devem estar perfeitamente alinhados. Admite-se 95% de probabilidade de linearidade para valores de ρ^2 maiores do que os da tabela 1, devendo-se considerar que quanto menor o valor de n, maior a amplitude do intervalo de confiança.

2.2 Intervalos de Confiança para o Critério da NBR6122

O critério da NBR6122 é derivado do critério de Davisson, o qual é o preferido de Fellenius

(1980, 2015) para se definir a ruptura convencional (P_{RC}) da estaca.

Seu cálculo considera o encurtamento elástico (Δe) do material da estaca mais o deslocamento de ruptura convencional arbitrado para a ponta ($y_p = D/30$):

$$\Delta e = y - y_p = \frac{P}{K_r} \Rightarrow y = \frac{P}{\left(\frac{E_p \cdot A}{L}\right)} + \frac{D}{30} \quad (14)$$

O resultado P_{RC} obtido é o ponto de interseção entre a curva de ensaio e a reta (14), exigindo que o ensaio alcance deformação suficiente. Isso por si só já é um critério de finalização do ensaio, contudo também sujeito à variabilidade, a qual depende da rigidez estrutural da estaca (K_r), que por sua vez depende da variabilidade do módulo de elasticidade do material da estaca (E_p), do seu diâmetro (D , para estaca circular), da área ($A = \pi \cdot D^2/4$) de sua seção transversal e do seu comprimento (L).

O valor do recalque da ponta y_p da reta da NBR6122 é arbitrado e não medido, porém pode-se considerar também para ele um intervalo de confiança calculado por:

$$IC[y_p] = \frac{1}{30} \cdot \{E[D] \pm t_{(0,05;n-1)} \cdot S_D\} \quad (15)$$

Em geral o valor da média do diâmetro ($E[D]$) é dado pelo diâmetro nominal da estaca mais um valor aproximado de deslocamento do solo em torno do fuste, que depende do método executivo da destaca. Seu desvio padrão S_D pode ser obtido pela análise da variação de D ao longo do comprimento da estaca, o que depende da resistência das camadas de solo atravessadas.

Por sua vez, o intervalo de confiança para a inclinação da reta da NBR6122 (e também de Davisson), pode-ser calculado por:

$$\frac{1}{K_r} = \frac{4}{\pi} \cdot \frac{L}{E_p \cdot D^2} \quad (16)$$

$$IC\left[\frac{1}{K_r}\right] = \frac{1}{E[K_r] \pm t_{(0,05;n-1)} \cdot S_{K_r}} \quad (17)$$

O intervalo de confiança dado em (17) não é simétrico devido à função inversa $1/K_r$, porém usando diretamente a equação (16), pode-se escrever:

$$E[1/K_r] \approx \frac{4}{\pi} \cdot \left(\frac{E[L]}{E[E_p \cdot D^2]} - \frac{Cov[L, (E_p \cdot D^2)]}{(E[E_p \cdot D^2])^2} + \frac{E[L] S_{E_p A}^2}{(E[E_p \cdot D^2])^3} \right) \quad (18)$$

$$S_{(1/K_r)}^2 \approx \left(\frac{E[L]}{E[E_p \cdot D^2]} \right)^2 \cdot \left\{ \frac{S_L^2}{(E[L])^2} + \frac{S_{E_p A}^2}{(E[E_p \cdot D^2])^2} - \frac{2 \cdot Cov[L, (E_p \cdot D^2)]}{E[L] E[E_p \cdot D^2]} \right\} \quad (19)$$

$$E[E_p \cdot D^2] = (E[E_p]) \cdot (E[D^2]) + Cov[E_p, D^2] \quad (20)$$

$$S_{E_p D^2}^2 = (E[E_p])^2 \cdot S_{D^2}^2 + (E[D^2])^2 \cdot S_{E_p}^2 + S_{D^2}^2 \cdot S_{E_p}^2 \quad (21)$$

$$E[D^2] = (E[D])^2 + S_D^2 \quad (22)$$

$$S_{D^2}^2 = 4 \cdot (E[D])^2 \cdot S_D^2 + 2 \cdot S_D^4 \quad (23)$$

É interessante observar que no caso de estaca com seção quadrada a equação (23) pode ser simplificada para a fórmula de Goodman (1960):

$$S_{A(\ell_1, \ell_2)}^2 = 2 \cdot E[\ell_1] E[\ell_2] S_\ell^2 + S_\ell^4 \quad (24)$$

Para aplicação da expressão (24), deve-se tomar as médias da medida de cada lado ℓ_1 e ℓ_2 e o desvio padrão S_ℓ pode ser considerado igual para os dois lados.

A equação (21) é válida para variáveis aleatórias independentes (Mood et al, 1974), o que de fato pode-se assumir para o caso da baixa correlação esperada entre o módulo de elasticidade E_p e da área da seção transversal A . Portanto a covariância $COV[E_p, D^2]$ pode ser considerada como zero, o mesmo podendo-se assumir para $COV[L, (E_p \cdot D^2)]$ entre o comprimento L e o produto de E_p por A (ou D^2), simplificando também as expressões (18), (19) e (20).

Os valores das médias e dos desvios-padrão de E_p , L e D podem ser obtidos de medidas diretas dessas variáveis durante a execução da estaca, ou pelo valor estimado do seu coeficiente de variação caso não sejam conhecidos.

Dessa forma, um intervalo simétrico aproximado pode ser escrito como:

$$IC\left[\frac{1}{Kr}\right] = E\left[\frac{1}{Kr}\right] \pm t_{(0,05;n-1)} \cdot S_{(1/Kr)} \quad (25)$$

Note-se que este intervalo é dado para a reta da norma, e que o valor de ruptura convencional é obtido pela interseção desta com a curva de ensaio. Contudo, quando o ensaio é interrompido antes deste ponto (o que não seria adequado do ponto de vista de Fellenius, 2015) a curva não alcança a reta. Nesse caso, se admitida a liberalidade da norma em adotar a ruptura convencional P_{Rc} na interseção da reta com as curvas extrapoladas, o resultado pode então ser calculado por:

$$P_{RcRig} = \frac{1}{2 \cdot c_1} \cdot \left\{ Kr \cdot (c_1 \cdot y_p + 1) - c_0 - \sqrt{(c_1 \cdot y_p - 1)^2 \cdot Kr^2 - 2 \cdot c_0 \cdot Kr \cdot (1 + c_1 \cdot y_p) + c_0^2} \right\} - Kr \cdot y_p \quad (26)$$

Dada a complexidade da equação (25), o intervalo de confiança de P_{RcRig} será inicialmente estimado no presente trabalho pela substituição dos valores limites dos intervalos de confiança de c_0 , c_1 , Kr e y_p , de modo a se estabelecerem os seus valores extremos.

3 EXEMPLOS DE APLICAÇÃO

3.1 Aplicação ao Critério da Rigidez

Para exemplificar a aplicação da proposta, escolheu-se a estaca escavada ESC-1 pesquisada por Albuquerque et al (2001), com diâmetro nominal de 0,40m e comprimento 12,0m, pois possui uma curva de ensaio bem desenvolvida e valores de diâmetro medidos ao longo da profundidade após extração da estaca, bem como ensaios de determinação do módulo de elasticidade do concreto e da estaca.

O exemplo considera uma simulação da aplicação do critério da Rigidez durante o desenvolvimento do ensaio, ou seja, sua aplicação a cada novo ponto ensaiado. Isso permite demonstrar e avaliar o critério de decisão de finalização do ensaio.

Na figura 1 vê-se o diagrama de Rigidez para a Estaca ESC1, onde se identifica o trecho inicial crescente que vai até o ponto 4, devendo ser desprezado, como já comentado.

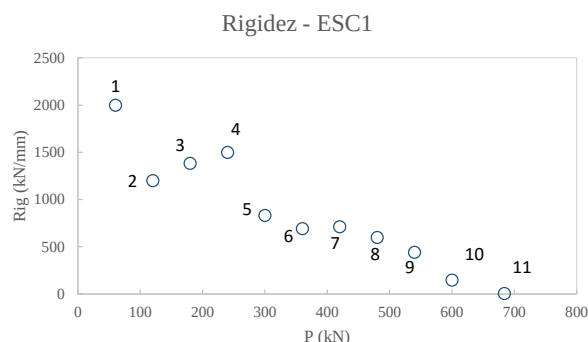


Figura 1. Diagrama de Rigidez para a estaca ESC1.

Assim, apenas quando se alcança o ponto 7, com $P=420\text{ kN}$, pode-se tentar um ajuste por 3 pontos, considerando então os pontos 5, 6 e 7. O resultado é $R^2=0,6319$, muito baixo para se aceitar conforme a tabela 1. Incluindo-se o ponto 4, conforme indicação de Décourt, tem-se $R^2=0,7162$, ainda abaixo de 0,9025 da tabela 1. Incluindo-se o ponto 3, resulta $R^2=0,7722$, finalmente acima da tabela 1 na qual $\rho_{crit}^2=0,7709$ para 5 pontos, podendo-se finalizar essa análise. Pelo critério de Décourt, seria ainda incluído o ponto 2 e o valor $R^2=0,6132$, menor do que o anterior levaria a adotar o anterior como sendo o último ponto de regressão e se obtém o valor de P_r correspondente.

Avançando o ensaio para exemplificar $P=480\text{ kN}$, tem-se para $n=4$ (pontos 5, 6, 7 e 8) o $R^2=0,8380$ e para $n=5$ o $R^2=0,6997$. Pelo critério de Décourt seria adotado $n=4$, pois reduziu o valor de R^2 quando $n=5$, porém vê-se que os dois valores estão abaixo dos indicados como críticos na tabela 1. Pelo critério aqui sugerido com a tabela 1, verifica-se que $n=6$ resulta $R^2=0,7866$ que é maior do que 0,6577 da tabela 1 e também maior do que o anterior. Esta

é a indicação para se obter os pontos de regressão para aplicação da proposta, ou seja o primeiro cujo valor de R^2 supere o da tabela 1.

A tabela 2 condensa os resultados obtidos, incluindo a carga de ruptura P_R (em negrito na última coluna) e os limites inferior e superior (respectivamente acima e abaixo de P_R na última coluna) de seu intervalo de confiança em cada caso, calculado pelas equações 6 a 13. Note-se que os intervalos não são simétricos em relação a P_R . Também são mostrados os limites dos intervalos de confiança de c_0 e de c_1 para os dois últimos estágios de carga.

Tabela 2. Resultados da ESC1 pelo Critério da Rigidez.

P(kN)	n	R^2	c_0 (kN/mm)	c_1 (mm ⁻¹)	IC[P_R] (kN)
420	5	0,7722	2101	-3,589	339
					585
					886
480	6	0,7866	1964	-3,061	434
					631
					862
540	5	0,9029	1268	-1,456	620
					870
					1153
600	4	0,9512	955	-5,203	615
			2047	-3,081	709
			3138	-0,959	822
684	5	0,9712	1440	-3,768	639
			1941	-2,862	678
			2441	-1,956	719

Com a tabela 2 pode-se ver que a amplitude do intervalo de confiança vai de 547kN (93,3% de P_R) para o estágio de carga de 420 kN, até 80 kN (11,8% de P_R) para o último estágio de 684kN, passando por uma amplitude de 207 kN (29,2% de P_R) para o penúltimo estágio de 600 kN.

Assim, a cada estágio de carga do ensaio deve-se verificar a amplitude do intervalo de confiança e verificar se é satisfatória.

3.1.1 Discussão dos Resultados e Comparação com o Critério de Chin apud Amann (2014)

Por exemplo, aplicando proposta semelhante para o critério de ruptura de Chin sobre a mesma estaca ESC1, Amann (2014) considerou a amplitude máxima de 100 kN como o valor aceitável para finalização do ensaio, o que

indicou a possibilidade de encerrá-lo no estágio de 600 kN. Contudo, se adotado o mesmo valor de amplitude de 100 kN ao critério da Rigidez, verifica-se que seria necessário avançar para a carga de 684kN, que foi para a qual a estaca apresentou ruptura. Neste caso parece que a aplicação da proposta não teria benefícios, a menos que se admitisse aceitável uma amplitude maior, de cerca do dobro (ou 200kN) do aceito para o critério de Chin.

Isso aparentemente indica uma menor precisão do critério da Rigidez em relação ao critério de Chin, contudo é importante considerar que Amann (2014) utilizou todos os pontos de ensaio no cálculo da regressão, enquanto que aqui se consideraram apenas os últimos 4 ou 5 pontos do ensaios, o que faz aumentar a amplitude do intervalo.

De fato, o resultado obtido por Amann (2014) para o estágio de carga de 600 kN foi de $P_{RChin}=653$ kN]623; 683[, ou seja, com 683-623=60 kN de amplitude. Considerando-se agora apenas os últimos 4 pontos e aplicando a proposta, chega-se para o mesmo estágio de carga a $P_{RChin}=641$ kN]600; 682[, a amplitude aumentou para 82kN, o que ainda está dentro dos 100 kN estabelecidos, permitindo a finalização do ensaio. É digno de nota que a carga de ruptura alcançada no estágio seguinte, 684kN, é bem próxima do limite superior dos intervalos calculados pelo critério de Chin (683 e 682 kN).

Dessa forma pode-se considerar que de fato há certa equivalência entre os dois critérios, sendo que se pode adotar cerca de 200 kN de amplitude para o critério da Rigidez com a mesma significância que 100 kN para o de Chin, mesmo porque 684 kN está contido no intervalo entre 615 e 822kN da Rigidez.

Também pode-se constatar que, embora a forma de consideração das variáveis no método de Chin reduza a amplitude do intervalo de confiança, ela também reduz a percepção de variabilidade dos recalque. Nesse quesito o critério da Rigidez amplia a visualização dessa variabilidade, o que resulta como efeito colateral a maior amplitude do intervalo de confiança.

3.2 Aplicação ao Critério da NBR6122

Será calculada aqui a P_{Rc} pela interseção dada na equação (25), sendo primeiramente apresentados os valores considerados para substituição.

A análise do trabalho de Albuquerque et al (2001) indica que a variação do diâmetro da estaca ao longo da profundidade apresentou média de 0,45m (contra 0,40m nominal) e desvio padrão de 0,01m, com uma medida a cada metro de comprimento de estaca.

Já o módulo de elasticidade foi tomado a partir de três amostras com média 19,83 GPa e desvio padrão de 0,68 GPa.

O comprimento L foi tomado como o nominal de 12,0m, e na falta de um valor de desvio padrão, adotou-se a precisão de medida do equipamento, da ordem de 0,05m.

A tabela 3 abaixo apresenta os valores calculados a partir dessas informações e das equações (18) a (23), bem como os intervalos de confiança de K_r e $1/K_r$.

Tabela 3. Valores calculados e intervalos de confiança.

	D^2 (m ²)	$E_p.D^2$ (GN)	K_r (kN/mm)	$1/K_r$ (mm/kN)
Média	0,2024	4,0131	262,65	3,82E-03
Desv.P.	0,0089	0,2245	17,344	1,68E-04
IC_{inf}	—	—	228,67	3,49E-03
IC_{sup}	—	—	296,65	4,15E-03

Considerando a variabilidade do diâmetro, o y_p resultou 15,00mm]14,26; 15,72[com 12 pontos tomados como amostra.

Já para os coeficientes c_0 e c_1 , a tabela 2 apresenta os valores de seus intervalos de confiança, já considerando o valor de n em cada um dos dois últimos estágios de carga, os quais serão considerados para comparação.

É importante observar que a interseção obtida para o estágio de 600 kN é extrapolada, enquanto a de 684 kN pode ser obtida diretamente pela curva de ensaio, resultando a interseção para uma carga da ordem de 665kN.

Para substituição na equação (25) de modo a se obter os valores extremos de P_{Rc} , o valor superior resultou da aplicação do limite superior para todas as variáveis exceto K_r , o análogo ocorrendo para o limite inferior.

Para o estágio de 600 kN a interseção

extrapolada resultou $P_{Rc}=652\text{kN}$]181; 3161[.

Já para o último estágio obteve-se $P_{Rc}=665\text{kN}$]376; 1219[, lembrando que a interseção da curva de ensaio com a reta média foi de 665 kN.

3.2.1 Discussão dos Resultados dos Extremos para o Critério da NBR6122

Nos valores extremos obtidos chama a atenção o fato de que a amplitude $3161-181=2980$ kN é muito elevada. Isso decorre da amplitude do intervalo de confiança de c_0 da tabela 2, decorrente do pequeno número de pontos usados na regressão.

Para o último estágio, a amplitude reduziu para $1219-376= 843$ kN, ainda assim sendo muito elevada.

Se aplicados os limites dos intervalos de confiança de K_r e y_p , tomando-se os valores diretos de c_0 e c_1 , sem considerar seus intervalos de confiança, obtém-se para cada estágio de carga]651; 653[e]664; 666[, demonstrando que de fato a variabilidade daqueles coeficientes é que influencia na amplitude obtida.

Esta forma simplificada de obter valores extremos pela substituição dos limites dos intervalos de confiança das variáveis não leva em conta a probabilidade destes valores ocorrerem, de modo que se pode considerar que os extremos obtidos nesse processo tenham chance de se caracterizar como pontos inconsistentes (out-liers).

Recomenda-se desenvolver uma análise estatística mais apurada para refinar o intervalo de confiança da interseção obtida pelo método da NBR6122.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo apresentou uma proposta que vem sendo desenvolvida em diversos outros artigos para se utilizar o conceito de intervalos de confiança da carga de ruptura obtida por regressão linear das curvas carga-recalque de ensaios de prova de carga como um definidor de finalização do ensaio.

Desenvolveram-se assim as equações para cálculo das variâncias da carga de ruptura e de

seu intervalo de confiança para os critérios de ruptura da Rigidez de Décourt (1998, 2008) e da NBR6122. A aplicação foi feita para a prova de carga da estaca ESC1 ensaiada por Albuquerque et al (2001), por apresentar informações adicionais sobre a variabilidade do diâmetro ao longo do comprimento e do módulo de elasticidade da estaca.

Os resultados demonstram que é possível se utilizar a proposta de definição da finalização do ensaio para o critério da Rigidez admitindo-se uma amplitude de cerca de 200 kN, enquanto Amann (2014) utilizou 100 kN de amplitude para o critério de Chin na mesma curva de ensaio. Essa diferença se deve ao fato da equação de Chin desenvolver as variáveis de modo a se reduzir o efeito da sua variabilidade. Para o critério da Rigidez a variabilidade se mostra mais visível, tendo como efeito colateral o aumento do intervalo de confiança.

Para o critério da norma NBR6122 foi possível obter a formulação para se encontrar o intervalo de confiança da inclinação e do intercepto da reta da norma a partir da variabilidade do diâmetro e do módulo de elasticidade medidos na estaca ESC1. Contudo, a proposta de substituição de valores limites para consideração da variabilidade dos coeficientes c_0 e c_1 da regressão linear do critério de Rigidez para se calcular valores extremos da interseção com a reta da norma levaram a intervalos muito amplos, devido ao elevado valor da estatística t de Student para a quantidade pequena de pontos considerados na regressão. Sugere-se em trabalhos futuros aprimorar esta análise.

AGRADECIMENTOS

O autor agradece ao Centro Universitário FEI, à FAPESP e ao CNPq o apoio à participação neste evento.

REFERÊNCIAS

- Associação Brasileira de Normas Técnicas. NBR 6122: *Projeto e execução de fundações*. Rio de Janeiro. 2009. 33 p.
- Albuquerque, P.J.R., Massad, F., Carvalho, D., Ferreira, M. A. M. (2001). *Comportamento à compressão de estacas escavadas, hélice contínua e hélice tipo ômega, em solo residual de diabásio*. Campinas:UNICAMP/EPUSP/FAPESP/CNPq/ABMS/FUNDESP, 2001. 198 p.
- Amann, K. A. P. (2010). *Metodologia semiempírica unificada para a estimativa da capacidade de carga de estacas*. Tese (Doutorado) - Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo, 430p.
- Amann, K. A. P. (2014). *Crítérios De Ruptura: Análise Crítica E Estatística A Partir Da Releitura De Fellenius (1980, 2012) Para Finalização De Ensaio De Prova De Carga*. Congresso Brasileiro de Mecânica dos Solos e Engenharia Geotécnica, 17, 2014. Anais... COBRAMSEG XVII. Goiânia, GO: ABMS, 2014. Paper 4708, CB13-Fundações, 12-09-2014. Disponível em: http://upload.tapcrowd1.netdna-cdn.com/upload/metadata/4034/session/64662/599161_80_Artigo4CGKurtAmannV4.pdf. Acedido em fevereiro de 2016.
- Amann, K. A. P. (2015). *Intervalos de Confiança da Carga de Ruptura Extrapolada como Critério para Finalização de Provas de Carga*. In: Seminário de Engenharia de Fundações Especiais, 8, 2015, São Paulo. Anais... SEFE VIII. São Paulo: ABEF/ABMS, 2015. PAP18855.
- Décourt, L. (1996). *A Ruptura de fundações avaliada com base no conceito de rigidez*. In: Seminário de Engenharia de Fundações Especiais, 3, 1996, São Paulo. Anais... SEFE III. São Paulo: ABEF/ABMS, 1996, p. 215-254.
- Décourt, L. (2008). *Provas de carga em estacas podem dizer muito mais do têm dito*. In: Seminário de Engenharia de Fundações Especiais, 6, 2008, São Paulo. Anais... SEFE VI. São Paulo: ABEF/ABMS, 2008, p. 221-245.
- Fellenius, B.H. (2015). *Basics of Foundation Design*. USA: eletronic edition, 2015. 275 p. Disponível em: <<http://www.fellenius.net>>. Acedido em dez. 2015.
- Goodman, L.A. (1960). *On the Exact Variance of Products*. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 55, No. 292 (Dec., 1960), pp. 708-713.
- Mood, A.M., Graybill, F. A., Boes, D. C. (1974). *Introduction to the theory of statistics*. MacGraw-Hill Inc. International Student Edition. 3th ed. Tokio. 564pp.