Avaliação da resistência do betão em estruturas existentes — ensaios directos *versus* ensaios indirectos





Luciano Jacinto[1] **Luís Oliveira Santos**[2] **Luís Canhoto Neves**[3] **André Monteiro**[4] **Arlindo Gonçalves**[5]

RESUMO

A Norma NP EN 13791:2008 contem orientações para a avaliação da resistência do betão *in-situ* e estabelece o ensaio directo de carotes como o ensaio de referência. De facto, o ensaio de compressão de carotes é considerado actualmente o método mais preciso para a avaliação da resistência do betão em estruturas existentes. Porém, o número de carotes que é possível extrair de uma estrutura é em geral limitado, pelo que pode ser vantajoso complementar os resultados dos ensaios de carotes com algum tipo de ensaio indirecto. Os ensaios indirectos sempre carecem de uma calibração prévia, que, segundo a Norma mencionada acima, deve ser realizada a partir de carotes extraídas da estrutura. A Norma estabelece dois métodos para a obtenção da curva de calibração. Num dos métodos é exigido um número mínimo de 18 carotes. Mas, com esse número carotes, é somente natural questionar se é necessário realmente complementar esses 18 resultados com algum tipo de ensaio indirecto. Esta questão motivou o estudo que se apresenta. Especificamente, procura determinar-se o número de carotes acima do qual o uso de um ensaio indirecto (como complemento ao ensaio directo de carotes) deixa de ser atractivo. Como se demonstra, esse número depende basicamente da qualidade do betão (medida pelo coeficiente de variação da resistência) e da fiabilidade do ensaio indirecto a usar.

PALAVRAS-CHAVE

Ensaio de carotes; ensaios NDT; incerteza estatística; estatística Bayesiana; regressão linear;

1 Instituto Superior de Engenharia de Lisboa, Departamento de Engenharia Civil, Lisboa, Portugal. ljacinto@dec.isel.ipl.pt.
2 Laboratório Nacional de Engenharia Civil, DE-NOE, Lisboa, Portugal. luis.osantos@lnec.pt.
3 Faculdade de Ciência e Tecnologia da UNL, Departamento de Engenharia Civil, Almada, Portugal. luis.neves@fct.unl.pt
4 Laboratório Nacional de Engenharia Civil, DM-NB, Lisboa, Portugal. avmonteiro@lnec.pt.
5 Laboratório Nacional de Engenharia Civil, DM-NB, Lisboa, Portugal. arlindo@lnec.pt.

1. INTRODUÇÃO

Actualmente o método mais preciso para avaliar a resistência à compressão do betão de uma estrutura existente é o recurso ao ensaio de carotes extraídas da estrutura [1]. Porém, o número de carotes que em geral é possível extrair da estrutura é limitado, não só pelo dano que esta técnica introduz na estrutura, mas também por se tratar de uma técnica cara e morosa. Se se desejar estimar, por exemplo, o valor característico da resistência do betão a partir de uma amostra de carotes de pequena dimensão, a incerteza estatística daí resultante pode penalizar significativamente a estimativa procurada. Para ultrapassar esta dificuldade, pode-se complementar o ensaio directo sobre carotes com algum tipo de ensaio indirecto não destrutivo, tal como o esclerómetro, ultrassons, ou outro NDT (*Non-Destructive Technique*). Estes ensaios são bastante mais económicos do que o ensaio de carotes e não introduzem qualquer dano na estrutura, permitindo com relativa facilidade e rapidez a obtenção de várias dezenas de leituras, reduzindo assim a incerteza estatística associada à dimensão da amostra.

Os NDT necessitam, contudo, de uma calibração prévia, a qual, de acordo com a Norma NP EN 13791:2008 [2], deve ser realizada especificamente para a estrutura em avaliação. De facto, os resultados do ensaio indirecto dependem não só do equipamento propriamente dito, mas também das características do betão em avaliação, tal como o seu estado higrométrico, o tipo de agregados, a eventual existência de carbonatação, entre outros [1]. Se se recorrer a um ensaio indirecto sem uma calibração prévia há o risco de se introduzirem erros sistemáticos nas estimativas efectuadas.

De acordo com a Norma referida, a calibração deve ser efectuada recorrendo a carotes extraídas da estrutura em avaliação. Mas, novamente, uma vez que o número de carotes disponíveis é em geral limitado, há necessariamente lugar a incerteza na calibração (incerteza estatística) que deve ser tida em consideração. Por outro lado, é necessário ter em conta a incerteza resultante da falta de capacidade do ensaio em predizer com precisão a resistência do betão. Esta falta precisão deve-se ao facto do ensaio medir uma propriedade não totalmente correlacionada com a resistência do betão. Assim, ao recorrer-se a um ensaio indirecto como complemento ao ensaio de carotes, pese embora o facto de se eliminar a incerteza estatística da amostra obtida, graças ao número elevado de medições que é possível obter, introduzem-se duas novas fontes de incerteza: uma delas devido ao facto de se calibrar o ensaio indirecto a partir de um número limitado de carotes e a outra devido à falta de precisão do ensaio.

Neste artigo compara-se a incerteza associada ao uso exclusivo de carotes (incerteza estatística), designada aqui por *incerteza do ensaio directo*, com a incerteza associada ao ensaio de carotes complementado com um ensaio indirecto (incerteza na calibração + incerteza devida à falta de precisão do ensaio indirecto), designada aqui por *incerteza do ensaio indirecto*. Comparando a incerteza do ensaio directo com a incerteza do ensaio indirecto, pode avaliar-se até que ponto é vantajoso o uso do segundo como complemento do primeiro. De um ponto de vista estritamente probabilístico, é expectável que exista um número de carotes acima do qual o uso do ensaio indirecto deixa de ser atractivo. Isto acontecerá quando a incerteza do ensaio directo se torna mais pequena que a incerteza do ensaio indirecto. Como se verá no artigo, o número de carotes acima do qual o ensaio indirecto deixa de ser atractivo depende fundamentalmente de duas grandezas: qualidade do betão, medida em termos do coeficiente de variação da resistência, e precisão do ensaio indirecto.

Para além de poderem servir como complemento aos ensaios de carotes, deve-se referir que os ensaios indirectos são usados frequentemente como primeiro levantamento da estrutura, dando uma ideia dos locais onde o betão deverá possuir resistências extremas (mínimas e máximas). Este conhecimento servirá de orientação para a selecção posterior dos locais para extracção de carotes. Contudo, este aspecto, aliado ao problema da representatividade, não será considerado neste artigo.

2. AVALIAÇÃO DA INCERTEZA DO ENSAIO DIRECTO

Como se disse acima, no contexto do presente estudo, a incerteza do ensaio directo refere-se à incerteza que resulta de se estimar a resistência do betão a partir de um número limitado de carotes — incerteza estatística. Suponha-se que a resistência f_c do betão de uma estrutura existente (ou dum seu elemento estrutural) segue uma distribuição normal. A população f_c refere-se aos diferentes valores que a resistência do betão assume de local para local na estrutura (ou no elemento estrutural). O objectivo é estimar o valor característico de f_c correspondente ao quantilho 0.05 da sua distribuição de probabilidade, valor que denotaremos por f_{ck}. Com o objectivo de estimar f_{ck}, estimativa que denotaremos por $\hat{f}_{ck}$, suponha-se que se extraiu da estrutura n carotes, as quais, depois de ensaiadas em laboratório, conduziram a uma amostra $\{f_{c1},..., f_{cn}\}$ de n resistências à compressão do betão. Sejam $\overline{f_c}$ e s, respectivamente, a média e o desvio padrão dessa amostra. O coeficiente de variação é, como se sabe, dado por $V = s / \overline{f_c}$. Então, dado que se assumiu que a resistência f_c é normalmente distribuída, uma estimativa de f_{ck} seria dada simplesmente por:

$$\hat{f}_{ck0} = \left(1 - 1.645V\right) \overline{f_c} \tag{1}$$

Esta estimativa, porém, não inclui a incerteza estatística, isto é, a incerteza decorrente do facto de se estimar $\overline{f_c}$ e V a partir de uma amostra de dimensão finita. Como é geralmente reconhecido, a abordagem Bayesiana constitui uma ferramenta apropriada para lidar com incerteza estatística [3]. Ora, de acordo com o modelo preditivo Bayesiano de uma população normal com ambos os parâmetros desconhecidos e distribuição *a priori* não informativa, a estimativa Bayesiana para f_{ck} é dada por:

$$\hat{f}_{ck1} = \left(1 + t_{0.05,n-1}\sqrt{1+\frac{1}{n}}V\right)\overline{f_c} \tag{2}$$

onde $t_{0.05,n-1}$ denota a inversa da distribuição t de Student com $\nu = n-1$ graus de liberdade, avaliada em $p = 0.05$. A estimativa Bayesiana dada por (2) inclui a incerteza estatística, traduzida no parâmetro n (dimensão da amostra). Pode demonstrar-se que quando $n \to \infty$ (a que corresponde incerteza estatística nula), $\hat{f}_{ck1} \to \hat{f}_{ck0}$.

Dividindo (1) por (2) obtém-se um factor que reflecte em que medida a estimativa $\hat{f}_{ck0}$ deve ser reduzida a fim de se ter em conta a incerteza estatística. Este factor, que denotaremos por α_1 e que designaremos por *factor de incerteza do ensaio directo*, é sempre superior a 1 e tende para 1 à medida que a dimensão da amostra de carotes n aumenta. O factor α_1 é então dado por:

$$\alpha_1 = \frac{\hat{f}_{ck0}}{\hat{f}_{ck1}} = \frac{1-1.645V}{1+t_{0.05,n-1}\sqrt{1+\frac{1}{n}}V} \tag{3}$$

Note-se que este factor depende apenas do número de carotes n e da estimativa do coeficiente de variação do betão V. A título de exemplo, suponha-se uma estrutura da qual foram extraídas 5 carotes, as quais, depois de ensaiadas em laboratório, forneceram $\overline{f_c} = 40$ MPa e $V = 0.12$. A estimativa de f_{ck} sem levar em conta a incerteza estatística é então $\hat{f}_{ck0} = \left(1 - 1.645 \times 0.12\right) 40 = 32.1$ MPa. O factor de incerteza do ensaio directo, dada por (3), é igual a 1.115, o que significa que a estimativa 32.1 MPa dever ser reduzida sensivelmente de 11.5% a fim de ter em conta a incerteza estatística. A estimativa Bayesiana de f_{ck} é então igual a $\hat{f}_{ck1} = 32.1/1.115 = 28.8$ MPa.

Na Fig. 1 mostra-se o gráfico do factor α_1 em função da dimesão n da amostra de carotes, referente a um betão com um coeficiente de variação $V = 0.12$. Conforme se observa, para $n > 20$ o factor α_1 é inferior a 1.02. Isto significa que, para um betão com $V = 0.12$, a incerteza estatística associada a uma amostra de 20 carotes é praticamente nula (para efeitos de estimativa do valor característico). Por conseguinte, admitindo que essa amostra é representativa da estrutura e que o objectivo é estimar f_{ck}, certamente não haveria necessidade de complementar o estudo com algum tipo de ensaio indirecto. Mas, suponha-se que era viável extrair da estrutura apenas 5 carotes. Ora, como se viu, para um betão com $V = 0.12$, o factor α_1 é de 1.115. Então, neste caso, provavelmente, haveria vantagem em complementar as 5 carotes com algum tipo de ensaio indirecto. Como se verá na próxima secção, se haverá vantagem ou não, tal dependerá da precisão do ensaio e da qualidade do betão, medida pelo coeficiente de variação da resistência.

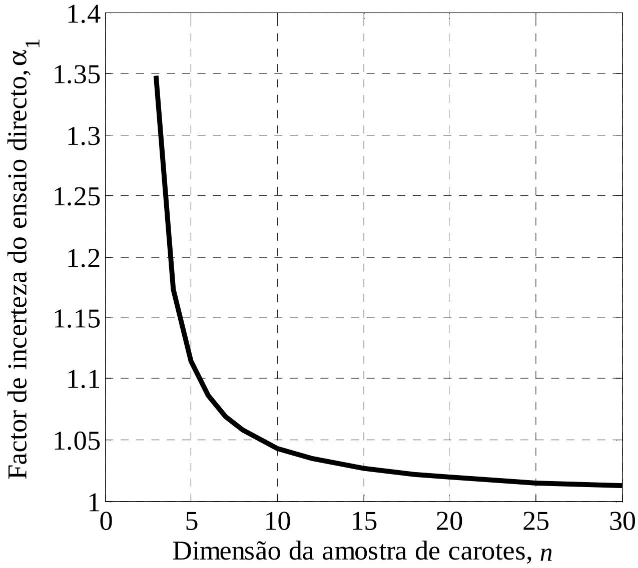

Figura 1. Factor de incerteza do ensaio directo para um betão com $V = 0.12$.

2. AVALIAÇÃO DA INCERTEZA DO ENSAIO INDIRECTO

Quando se recorre a um ensaio indirecto, a resistência do betão é avaliada por meio de uma grandeza correlacionada com a resistência, como por exemplo a dureza superficial no caso do esclerómetro. Suponha-se que a correlação entre a grandeza X medida pelo ensaio indirecto e a resistência f_c do betão cumpre os requisitos do modelo de regressão linear simples, isto é, a resistência do betão é predita por um modelo da forma:

$$f_c = \beta_0 + \beta_1 X + \sigma Z \tag{4}$$

onde Z representa uma variável com distribuição normal reduzida, isto é, $Z \sim N(0,1)$. Vai assumir-se que o parâmetro σ não depende de X (homocedasticidade) e que são desprezáveis os erros em X. A calibração do ensaio consiste em estimar os parâmetros do modelo — β_0, β_1 e σ. Estes parâmetros são estimados a partir de uma amostra de n pares $\{(x_1, f_{c1}),...,(x_n, f_{cn})\}$, onde x_i representa o valor medido pelo ensaio indirecto no local i e f_{ci} a resistência da carote extraída desse mesmo local. A estimativa dos parâmetros β_0, β_1 e σ, que aqui denotaremos por $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ e $\hat{\sigma}$, respectivamente, é realizada em geral recorrendo ao método dos mínimos quadrados [4]. O parâmetro σ constitui uma medida da precisão do ensaio (ou a falta dela), ou melhor, uma medida da capacidade do ensaio indirecto em "explicar" a resistência do betão. Quanto maior for σ menor é a capacidade do ensaio em prever com precisão a resistência do betão.

Mas, uma vez que os parâmetros β_0, β_1 e σ são estimados a partir de uma amostra $\{(x_1, f_{c1}),...,(x_n, f_{cn})\}$ de dimensão finita (n, neste caso) há lugar a incerteza estatística na calibração, a qual é tida devidamente em conta através do modelo preditivo dado por [5]:

$$\hat{f}_c = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X + \hat{\sigma} T_{n-2} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X - \overline{x})^2}{S_{xx}}} \tag{5}$$

onde T_{n-2} representa uma variável com distribuição t de Student com $\nu = n-2$ graus de liberdade; $\overline{x} = \Sigma_{i=1}^{n} x_i$ e $S_{xx} = \Sigma_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2$.

O modelo preditivo dado por (5) é o modelo preditivo Bayesiano que se obtém considerando uma distribuição *a priori* conjunta dos parâmetros β_0, β_1 e σ do tipo não informativo, mais precisamente considerando a distribuição $f(\beta_0, \beta_1, \sigma) = 1/\sigma$, conhecida como distribuição de Jefreys [5]. No entanto, deve-se referir que o modelo expresso por (5) coincide com o modelo de predição clássico. O modelo Bayesiano mais genérico (que se obtém considerando uma distribuição conjunta $f(\beta_0, \beta_1, \sigma)$ informativa) poderia ser utilizado com vantagem, por exemplo, se estivessem disponíveis dados de calibração referentes a uma estrutura que podesse ser considerada semelhante à estrutura em avaliação. Contudo, no presente estudo, admite-se que tal informação não existe, isto é, toda a informação a usar é obtida apenas e exclusivamente da estrutura em avaliação.

Com base no modelo preditivo dado por (5), o objectivo é agora determinar uma estimativa de f_{ck} (valor característico da resistência do betão da estrutura em estudo), estimativa que denotaremos por $\hat{f}_{ck2}$. Esta será, portanto, a estimativa dada pelo ensaio indirecto (devidamente calibrado). Infelizmente, não é possível derivar a partir de (5) uma expressão analítica para $\hat{f}_{ck2}$, equivalente à expressão (2), uma vez que não é possível obter a forma fechada da distribuição de probabilidade subjacente ao modelo expresso por (5). Contudo, $\hat{f}_{ck2}$ pode ser obtida via método de Monte Carlo (MC), como se explica de seguida.

Suponha-se que um ensaio indirecto devidamente calibrado para uma estrutura em avaliação foi executado m vezes, conduzindo a uma amostra $\{x_1, ..., x_m\}$. Então, gerando via método de MC uma amostra $\{t_1, ..., t_m\}$ da variável T_{n-2}, onde n representa o número de carotes usadas na calibração, a Eq. (5) pode ser usada para gerar uma amostra $\{f_{c1}, ..., f_{cm}\}$ de m resistências do betão, a partir da qual se pode determinar $\hat{f}_{ck2}$. Note-se que em geral m é elevado, da ordem de várias dezenas, ou mesmo centenas, pelo que não haverá incerteza estatísticas na amostra $\{f_{c1}, ..., f_{cm}\}$ em si, excepto, naturamente, a incerteza na calibração (traduzida pelo parâmetro n) e a incerteza devido à falta de precisão do ensaio indirecto (traduzida pelo parâmetro $\hat{\sigma}$).

Como anteriormente, defina-se o factor:

$$\alpha_2 = \frac{\hat{f}_{ck0}}{\hat{f}_{ck2}} \tag{6}$$

onde, recorde-se, $\hat{f}_{ck0} = (1 - 1.645V)\,\overline{f}_c$. Recorda-se também que V e $\overline{f}_c$ representam, respectivamente, o coeficiente de variação e média da amostra de resistências obtida a partir das n carotes disponíveis. À semelhança do factor α_1, o factor α_2 reflecte em que medida a estimativa $\hat{f}_{ck0}$ deve ser reduzida a fim de ter em conta a incerteza do ensaio indirecto (incerteza de calibração + incerteza devida à falta de precisão do ensaio). Evidentemente, de um ponto de vista estritamente probabilístico, só faz sentido usar um ensaio indirecto como complemento ao ensaio directo de carotes se $\alpha_2 < \alpha_1$. O factor α_2 será designado factor de *incerteza do ensaio indirecto*.

Com o objectivo de determinar α_2, desenvolveu-se uma rotina que se descreve de seguida. Suponha-se que se extraíram de uma estrutura n carotes, das quais se obtiveram as estimativas $\overline{f}_c$ e V, respectivamente, valor médio e coeficiente de variação da resistência do betão. Admita-se que, recorrendo aos resultados dos ensaios das carotes, se procedeu à calibração do ensaio indirecto, tendo-se obtido as estimativas $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ e $\hat{\sigma}$. O factor α_2 pode então ser determinado como segue:

1) gerar uma amostra $\{f_{c1},\ldots,f_{cm}\} \sim N(\overline{f}_c, V\cdot\overline{f}_c)$;

2) gerar uma amostra $\{z_1,\ldots,z_m\} \sim N(0,1)$;

3) simular o uso do ensaio indirecto m vezes, determinando $x_i = (\overline{f}_c - \beta_0 - \hat{\sigma} z_i)/\hat{\beta}_1,\ i=1,\ldots,m$;

4) avaliar $\overline{x} = \sum_{i=1}^{m} x_i$ e $s_X^2 = [1/(m-1)]\sum_{i=1}^{m}(x_i - \overline{x})^2$;

5) determinar $S_{xx} = (n-1)s_X^2$;

6) gerar uma amostra $\{t_1,\ldots,t_m\} \sim$ t-Student$(n-2)$;

7) gerar $f_{ci} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i + \hat{\sigma} t_i \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \overline{x})^2}{S_{xx}}},\ i=1,\ldots,m$;

8) Determinar $\hat{f}_{ck2}$ a partir do quantilho 0.05 da amostra $\{f_{c1},\ldots,f_{cm}\}$ obtida no passo anterior;

9) Determinar $\alpha_2 = \frac{\hat{f}_{ck0}}{\hat{f}_{ck2}}$;

Deverá atribuir-se a m um valor suficientemente alto de tal modo que estimativas de α_2 estabilizem em sucessivas corridas da rotina.

O uso sistemático da rotina mostrou que α_2 não depende dos parâmetros $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$, nem da média $\overline{f}_c$, dependendo apenas do número n de carotes disponíveis, da precisão do ensaio indirecto ($\hat{\sigma}$) e do coeficiente de variação estimado do betão V.

Considere-se novamente o exemplo apresentado na secção anterior, onde, recorde-se, foram extraídas de uma estrutura 5 carotes que, depois de ensaiadas em laboratório, conduziram à estimativa $V = 0.12$. Suponha-se que, a partir dos ensaios das carotes, se procedeu à calibração do ensaio indirecto escolhido, tendo-se obtido $\beta_0 = -24$ MPa; $\beta_1 = -1.2$ MPa e $\hat{\sigma} = 2.0$ MPa. Estes valores são razoáveis para o caso do esclerómetro [1]. A rotina acima forneceu $\alpha_2 = 1.08$, inferior a α_1 que, recorde-se, foi estimado em 1.115. Assim, de um ponto de vista estritamente probabilístico, há vantagem em usar um tal ensaio indirecto.

Na Figura 2 mostra-se o factor α_2 em função do número de carotes n usadas na calibração do ensaio indirecto escolhido. Para efeitos comparativos, mostra-se também o factor α_1. Conforme se pode observar, para um ensaio indirecto com $\hat{\sigma} = 2.0$ MPa e para um betão com $V = 0.12$, tal ensaio indirecto deixa de ser atractivo se o número de carotes disponíveis for superior a cerca de 8, caso em que a incerteza só com carotes torna-se mais pequena que a incerteza introduzida pelo ensaio indirecto, mesmo para um grande número de medições com este.

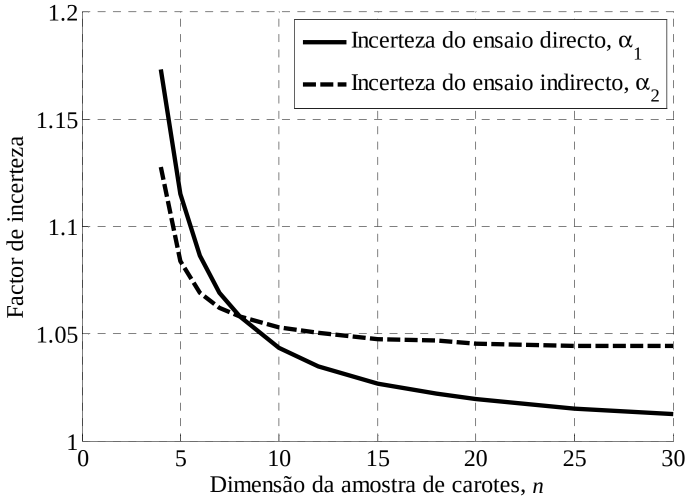

Figura 2. Factores de incerteza do ensaio directo e ensaio indirecto, referentes a um betão com $V = 0.12$ e um ensaio indirecto com $\hat{\sigma} = 2.0$ MPa .

Traçam-se de seguida curvas semelhantes (Figura 3), mas considerando que o betão é de qualidade inferior, caracterizado por $V = 0.18$. Admite-se que a precisão do ensaio se mantém, isto é, $\hat{\sigma} = 2.0$ MPa . Note-se que agora ao número de carotes acima do qual o ensaio indirecto deixa de ser atractivo subiu para cerca de 20. Isto mostra que betões de pior qualidade favorecem o uso de ensaios indirectos.

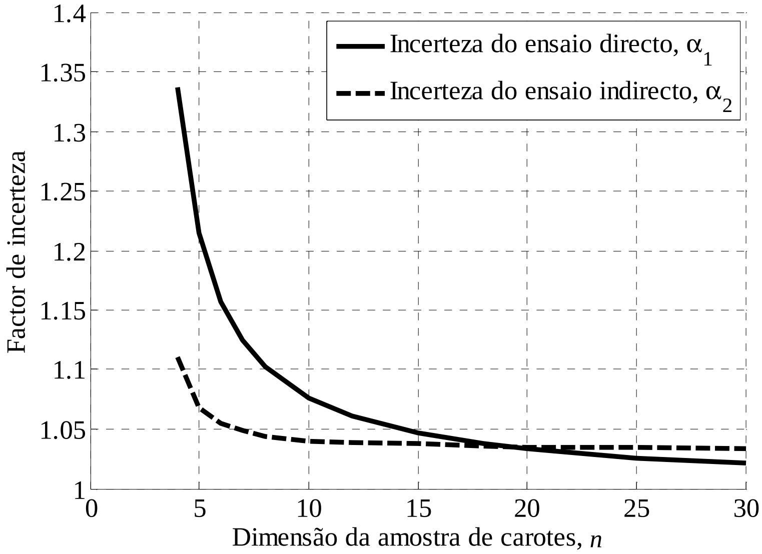

Figura 3. Factores de incerteza do ensaio directo e ensaio indirecto, referentes a um betão com $V = 0.18$ e um ensaio indirecto com $\hat{\sigma} = 2.0$ MPa .

Considere-se novamente um betão com $V = 0.12$, mas admita-se que o ensaio indirecto possui uma precisão caracterizada por $\hat{\sigma} = 3.0$ MPa . Para este caso particular, a Figura 4 mostra que a incerteza associada ao uso desse ensaio indirecto é sempre superior à incerteza associada ao uso exclusivo de carotes. Assim, se o objectivo for estimar o valor característico da resistência do betão, esse ensaio indirecto não é atractivo, mesmo quando o número de carotes disponíveis é pequeno.

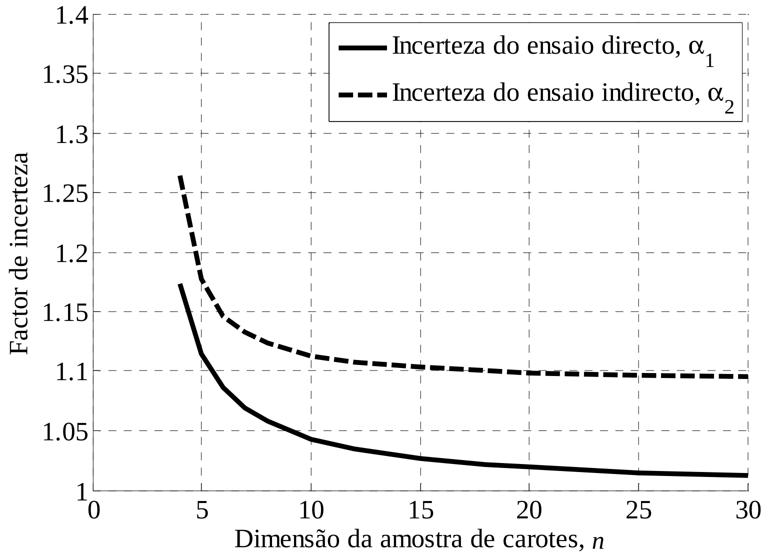

Figura 4. Factores de incerteza do ensaio directo e ensaio indirecto, referentes a um betão com $V = 0.12$ e um ensaio indirecto com $\hat{\sigma} = 3.0$ MPa .

4. CONCLUSÕES

Sempre que se deseje avaliar a resistência do betão de uma estrutura existente, o recurso a ensaio de carotes constitui o método de referência, não somente por se tratar do método mais preciso disponível, mas por constituir a base para a calibração de NDTs. Esta comunicação mostrou como se pode estimar o valor característico da resistência do betão levando em consideração a incerteza estatística originada no facto de se usar um número limitado de carotes.

Quando o número de carotes é pequeno e o coeficiente de variação do betão é elevado, a incerteza estatística pode ser significativa, o que reduz (ou penaliza) a resistência característica. Quando assim for, pode ser vantajoso complementar o ensaio das carotes com algum tipo de ensaio indirecto, devidamente calibrado a partir dos ensaios das carotes. Como se mostrou, para um dado betão (caracterizado por um determinado coeficiente de variação) e para um dado ensaio indirecto (caracterizado por uma determinada precisão) existe um número de carotes acima do qual a incerteza estatística associada ao uso exclusivo das carotes é mais pequena do que a incerteza introduzida pelo ensaio indirecto. O uso desse ensaio indirecto só é atractivo se um número de carotes que for praticável extrair da estrutura for inferior a esse número.

Enfatiza-se, porém, que os resultados apresentados são válidos apenas para ensaios indirectos que cumprem os requisitos da regressão linear. Contudo, o estudo é facilmente adaptado para ensaios indirectos que satisfaçam outros tipos de regressão.

Finalmente, julga-se importante salientar que o estudo efectuado visou apenas a estimativa do quantilho 0.05 da resistência do betão, valor tradicionalmente usado na verificação da segurança de estruturas pelo método dos coeficientes parciais de segurança. Como se sabe, a incerteza estatística aumenta quando se deseja estimar quantis mais pequenos. Isto significa que, se se desejar estimar quantis inferiores a 0.05, aumenta a conveniência em dispor-se de mais resultados, o que vem favorecer o uso de ensaios indirectos.

AGRADECIMENTOS

Os primeiro autor agradece o apoio que tem recebido por parte do Instituto Superior de Engenharia de Lisboa, o acolhimento e estímulo por parte Laboratório Nacional de Engenharia Civil, e ainda o financiamento parcial por parte da Fundação para a Ciência e Tecnologia, através da bolsa SFRH/BD/45022/2008.

REFERÊNCIAS

[1] MONTEIRO A., ARLINDO G., "Assessment of characteristic compressive strength in structures by the rebound hammer test according to EN 13791: 2007", NDTCE'09, *Non-Destructive Testing in Civil Engineering*, Nantes, France, June 30th – July 3rd, 2009.

[2] EN 13791, Assessment of in-situ compressive strength in structures and precast concrete components, CEN, Brussels, 2007.

[3] ENGELUND S., RACKWITZ R., "On predictive distribution functions for the three asymptotic extreme value distributions", *Structural Safety*, Volume 11, Issues 3-4, December 1992, pp 255-258.

[4] ANG A., TANG W. H, *Probability Concepts in Engineering*, John Wiley & Sons, Chichester, 2nd edition 2007, p. 307

[5] BERNARDO J. M., "Bayesian Methodology in Statistics", in Brown S, Tauler R, Walczak R (eds.) *Comprehensive Chemometrics*, volume 1, pp. 213-245. Elsevier, Oxford, 2009.