

## **Metodologias probabilísticas na avaliação da segurança de pontes existentes**



**Luciano Jacinto<sup>1</sup>**



**Luís O. Santos<sup>2</sup>**



**Luís C. Neves<sup>3</sup>**

### **RESUMO**

Na avaliação da segurança de pontes existentes a incerteza é substancialmente diferente da presente na fase de projecto, por duas razões principais: (1) a possibilidade de redução de incerteza por meio de informação colhida da ponte (realização de ensaios não destrutivos, por exemplo) e (2) aumento da incerteza devido à eventual presença de deterioração. Neste trabalho, fazendo uso de metodologias probabilísticas, e em particular metodologias Bayesianas, discute-se a avaliação da segurança de pontes de betão armado considerando explicitamente estes efeitos.

**Palavras-chave:** Avaliação da segurança; pontes existentes; metodologias probabilísticas; metodologias Bayesianas; corrosão.

### **1. INTRODUÇÃO**

A avaliação da segurança de pontes existentes tem merecido uma atenção crescente no espaço europeu [1-4]. Tal deve-se ao envelhecimento das infra-estruturas das redes de transporte, implicando vultosos investimentos na reparação e substituição de pontes, e ainda à ocorrência de colapsos estruturais, ainda que esporádicos, mas normalmente com consequências extremamente gravosas.

A avaliação da segurança de pontes existentes apresenta diferenças importantes em relação ao dimensionamento de pontes novas [5]. Entre essas diferenças, referem-se: (1) a possibilidade de redução de incerteza por meio de recolha de informação da ponte existente, incluindo a realização de ensaios não destrutivos, e (2) o aumento da incerteza causada por eventual deterioração.

É geralmente aceite que, quando se trata de modelar incertezas, as ferramentas probabilísticas são as mais adequadas. Entre estas destacam-se as metodologias Bayesianas, que apresentam, relativamente

---

<sup>1</sup> Instituto Superior de Engenharia de Lisboa, Departamento de Engenharia Civil, Lisboa, Portugal. ljacinto@dec.isel.ipl.pt.

<sup>2</sup> Laboratório Nacional de Engenharia Civil, DE-NOE, Lisboa, Portugal. luis.osantos@lnec.pt.

<sup>3</sup> UNIC, Faculdade de Ciência e Tecnologia da UNL, Departamento de Engenharia Civil, Almada, Portugal. luis.neves@fct.unl.pt

às metodologias frequentistas, duas principais vantagens [6]: (1) a possibilidade de combinar informação colhida da ponte em avaliação com informação anterior (eventualmente colhida de outras pontes semelhantes) e (2) o facto de tais metodologias modelarem de forma sistemática a chamada incerteza estatística, que se origina na dimensão reduzida das amostras colhidas.

Nesta comunicação discute-se a avaliação da segurança de pontes de betão armado considerando explicitamente as incertezas originadas no desconhecimento do verdadeiro estado de deterioração (estado de perda de secção das armaduras, por exemplo). Além disso, recorrendo a metodologias Bayesianas, demonstra-se como estas são capazes de combinar informação prévia com informação colhida da ponte. As considerações produzidas serão ilustradas por meio de um caso de estudo, onde se avalia a segurança de uma ponte em estado avançado de deterioração.

## **2. BREVE DESCRIÇÃO DA PONTE OBJECTO DE ESTUDO**

A ponte objecto de estudo é constituída por um tabuleiro em laje vigada assente em dois pilares e dois encontros, e encontra-se actualmente num estado muito avançado de degradação, particularmente o tabuleiro, onde se observa armaduras à vista com perda significativa de secção (ver Figura 1). O dono de obra considerou a solução de substituição da ponte melhor solução que a solução de reparação, tendo-se previsto um prazo de um ano para a construção da nova ponte. No entanto até à sua substituição colocou-se a questão de saber até que ponto a fiabilidade da ponte, dado o seu estado, seria suficiente e se haveria conveniência em implementar alguma medida que reduzisse os efeitos do tráfego ou mesmo encerrar a ponte. As dúvidas sobre o estado de segurança residiam sobretudo ao nível da resistência do tabuleiro, por ser o elemento estrutural com maiores níveis de degradação.



Figura 1. Vista de Sul para Norte da ponte objecto de estudo e vista inferior de uma das vigas.

No início de uma avaliação estrutural deve-se começar por fixar três elementos fundamentais [7]: (1) objectivo da avaliação, (2) período de vida residual da ponte e (3) fiabilidade pretendida. No caso em apreço, o objectivo ficou claro: avaliar a segurança do tabuleiro (estados limites últimos de flexão e esforço transversal). Relativamente à vida residual, ficou definido o período de um ano. Em muitas situações não será possível fixar com precisão a vida residual de uma ponte, recomendando-se neste caso que se considere os valores típicos para pontes novas (50 a 100 anos). Este é um aspecto importante pois afecta os valores máximos das acções variáveis que vão actuar na ponte durante a sua vida remanescente.

Relativamente à fiabilidade pretendida é possível encontrar na bibliografia especializada diferentes recomendações, como as indicadas em [6] e [8]. Actualmente a única recomendação oficial europeia é a que consta na NP EN 1990 [9], que sugere um índice de fiabilidade para estados limites últimos de

3.8. Este valor é frequentemente mal interpretado. Com efeito, embora o índice de fiabilidade de 3.8 apareça associado na referida Norma a uma vida útil de 50 anos, deve ser interpretado como uma fiabilidade referente à vida útil da estrutura, qualquer que esta seja [10]. É interessante notar que a Norma ISO 2394 [11] que recomenda também o valor de 3.8 não o associa a qualquer valor particular da vida útil, devendo por isso ser interpretado como independente da vida útil da estrutura, o que se harmoniza com os comentários acima. Com base nestas considerações, a fiabilidade requerida para ponte objecto de estudo foi fixada em 3.8.

### 3. AVALIAÇÃO PRELIMINAR DA SEGURANÇA

À falta de regulamentação nacional específica para estruturas existentes, procedeu-se à verificação da segurança do tabuleiro recorrendo ao RSA [12], tendo-se, no entanto, avaliado os esforços resistentes de acordo com a NP EN 1992-1-1 [13]. Para efeitos de quantificação das sobrecargas rodoviárias, a ponte foi classificada como pertencendo à classe II, dado que se insere num itinerário relativamente secundário, caracterizado por tráfego maioritariamente ligeiro.

Esta primeira fase do estudo permitiu concluir que a ponte não satisfaz os critérios de segurança previstos na regulamentação acima, tendo assim sido classificada como insegura. Concluiu-se ainda que a secção crítica do tabuleiro é a secção de meio vão do tramo central (Figura 2). Esta secção dispõe de duas camadas de armadura, tendo-se admitido nesta fase que a primeira camada possui uma perda de secção de 50%.



Figura 2. Secção crítica da ponte: meio vão da viga 1 do tramo central.

Constatou-se ainda que as secções de apoio, nas quais se admitiu armaduras intactas, dispõem de uma boa reserva de segurança. Verificou-se também que a segurança ao esforço transversal encontra-se satisfeita com uma boa margem de segurança.

A próxima secção descreve a análise probabilística efectuada. Esta análise incidiu no estado limite crítico identificado: rotura por flexão na secção de meio vão da viga 1 do tramo central.

### 4. AVALIAÇÃO PROBABILÍSTICA DA SEGURANÇA

#### 4.1 Formulação do problema

A grande vantagem das metodologias probabilísticas reside na sua capacidade em modelar de forma explícita as diferentes fontes de incertezas do problema em mãos, que são específicas desse problema. A análise efectuada consistiu em avaliar a probabilidade do evento  $M_E > M_R$ , onde  $M_E$  representa o momento na secção crítica e  $M_R$  o momento resistente da mesma. Tanto  $M_E$  como  $M_R$ , por serem funções de variáveis aleatórias, são variáveis aleatórias. A probabilidade procurada, aqui

representada por  $p_f$ , pode ser expressa por  $p_f = P(M_E > M_R) = P(M_R - M_E < 0)$ . A função  $Z = M_R - M_E$  designa-se por função estado limite e a sua imagem,  $Z$ , por margem de segurança.

O momento actuante  $M_E$  foi avaliado a partir de um modelo elástico linear sujeito às três acções principais do problema: Peso próprio da estrutura (PP), Restante Carga Permanente (RCP) e Sobrecarga rodoviária (SC). O momento  $M_E$  é a soma dos momentos provocadas por cada uma dessas acções, podendo escrever-se:

$$M_E = M_{PP} + M_{RCP} + M_{SC} \quad (1)$$

O momento resistente  $M_R$  foi avaliado recorrendo ao método do diagrama rectangular. Este momento depende das características geométricas da secção, cuja incerteza foi considerada desprezável face às restantes incertezas, e das resistências do betão,  $f_c$ , e do aço,  $f_{s0.2}$ , ambas consideradas variáveis aleatórias.

Para ter em conta a incerteza nos modelos para a obtenção do momento actuante  $M_E$  (modelo estrutural) e do momento resistente  $M_R$  (modelo de resistência), introduziram-se duas novas variáveis básicas,  $\theta_E$  e  $\theta_R$ , ambas modeladas por meio de distribuições Lognormais, como recomendado em [14]. A função estado limite passou então a ter a forma:

$$Z = \theta_R M_R - \theta_E M_E \quad (2)$$

A probabilidade  $p_f = P(Z < 0)$  foi avaliada para o período de um ano, por ser esse o período de vida residual da ponte. Assim, relativamente à sobrecarga rodoviária, que é a única acção variável do problema, interessou a distribuição dos máximos anuais. O Quadro 1 mostra os diferentes modelos probabilísticos adoptados para cada uma das variáveis básicas do problema.

Quadro 1. Variáveis básicas do problema em estudo e respectivos modelos probabilísticos.

Variável		Un.	Distribuição	Parâmetros		Obs
Designação	Abrev.			$\mu$	$\sigma$	
Momento devido ao PP	$M_{PP}$	kNm	Normal	$\mu = 608.2$	$\sigma = 30.4$	
Momento devido à RCP	$M_{RCP}$	kNm	Normal	$\mu = 108.4$	$\sigma = 10.8$	
Peso transmitido por uma roda do VT	$Q_1$	kN	Gumbel	$u = 38.0$	$\alpha = 0.56$	(1)
Resistência do betão	$f_c$	kN/m <sup>2</sup>	Lognormal	$a = 10.81$	$b = 0.25$	
Resistência do aço	$f_{s0.2}$	kN/m <sup>2</sup>	Normal	$\mu = 460e3$	$\sigma = 30e3$	
Índice de secção residual de armaduras	$i_c$	-	Beta	$\alpha = 1.75$	$\beta = 1.75$	
Cota da 1.ª camada de armadura	$c_1$	m	Uniforme	$a = 0.04$	$b = 0.06$	
Cota da 2.ª camada de armadura	$c_2$	m	Uniforme	$a = 0.09$	$b = 0.13$	
Incerteza do modelo estrutural	$\theta_E$	-	Lognormal	$\mu = 1.0$	$V = 0.05$	(2)
Incerteza do modelo de resistência	$\theta_R$	-	Lognormal	$\mu = 1.0$	$V = 0.05$	(2)

(1) Distribuição de máximos anuais.

(2) A média e coeficiente de variação apresentados referem-se à própria variável e não à variável Normal subjacente.

Por não ser possível na presente comunicação apresentar uma justificação detalhada para todos os modelos probabilísticos que constam no Quadro acima, optou-se por justificar apenas os modelos referentes à resistência do betão (variável  $f_c$ ) e índice de perda de secção devido à corrosão (variável  $i_c$ ). Uma justificação pormenorizada dos restantes modelos pode ser consultada em [6].

## 4.2 Resistência do betão

Relativamente à resistência do betão, dispunha-se de uma amostra de 9 carotes obtida numa inspecção anterior, com média e desvio padrão iguais a:  $\bar{f}_c = 51.2$  MPa,  $s = 13.2$  MPa, a que corresponde um coeficiente de variação  $V = 0.26$ . Trata-se de um coeficiente de variação bastante elevado, sugerindo

que se trata de um betão de elevada heterogeneidade. Os modelos probabilísticos comumente utilizados na descrição da resistência do betão são o modelo Normal e o modelo Lognormal. No presente caso, atendendo ao elevado valor do coeficiente de variação, a opção pelo modelo Normal originaria a possibilidade de existirem resistências muito baixas, pouco verossímeis, pelo que se optou pelo modelo Lognormal.

Os parâmetros da distribuição Lognormal estimados a partir da média e do desvio padrão da amostra acima são iguais a  $\mu_X = 10.81$  e  $\sigma_X = 0.25$ , podendo escrever-se:

$$f_c \sim LN(10.81, 0.25) \quad (3)$$

A função densidade de probabilidade (FDP) a que corresponde este modelo é dada por:

$$f_{fc}(y) = \frac{c}{y} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln y - 10.81}{0.25}\right)^2\right) \quad (4)$$

onde  $c = 1 / (\sigma_X \sqrt{2\pi}) = 1.596$ , representa a constante de normalização.

Este modelo não contempla, porém, os efeitos da incerteza estatística, isto é, a incerteza originada no facto de se ter estimado os parâmetros do modelo a partir de uma amostra finita, com dimensão  $n = 9$  no presente caso.

Como recomendado em [6], a incerteza estatística só deve ser ignorada se se demonstrar que o seu impacto é relativamente pequeno na quantidade que estiver a ser estimada, que no caso em apreço é a probabilidade  $p_f = P(Z < 0)$ , descrita acima. Para modelar adequadamente o efeito da incerteza estatística, dispõe-se das metodologias Bayesianas.

Apresenta-se de seguida o modelo Bayesiano de uma população Lognormal. Considere-se uma amostra  $\{f_{c1}, \dots, f_{cn}\}$  de  $n$  resistências do betão. Seja  $\bar{x}$  e  $s_X$  a média e desvio padrão da amostra  $\{x_1, \dots, x_n\} = \{\ln f_{c1}, \dots, \ln f_{cn}\}$ . A FDP do modelo preditivo Bayesiano de uma população Lognormal (partindo de distribuições *a priori* não informativas), é dado por [6]:

$$f_{fc}(y) = \frac{c}{by} \left(1 + \frac{1}{\nu} \left(\frac{\ln y - a}{b}\right)^2\right)^{-(\nu+1)/2}, \quad c = \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{\pi\nu}} \quad (5)$$

onde  $c$  é a constante de normalização e os parâmetros  $a$ ,  $b$  e  $\nu$  são dados por:

$$a = \bar{x}; \quad b = s_X \sqrt{1 + \frac{1}{n}}; \quad \nu = n - 1 \quad (6)$$

Concretizando com os dados da amostra disponível obteve-se  $a = 10.81$ ,  $b = 0.276$ , pelo que o modelo (5) assume a forma:

$$f_{fc}(y) = \frac{1.401}{y} \left(1 + \frac{1}{n-1} \left(\frac{\ln y - 10.81}{0.276}\right)^2\right)^{-n/2} \quad (7)$$

onde  $n = 9$ .

A grande diferença entre o modelo (4) e este último modelo é que este depende da dimensão da amostra, mostrando que o efeito da incerteza estatística está a ser contabilizado. Quando  $n \rightarrow \infty$  constata-se que os dois modelos coincidem. Para apreciar melhor o efeito da dimensão da amostra, A Figura 3 compara estes modelos. Conforme se pode observar pela Figura, a incerteza estatística provoca um aumento do peso das caudas.

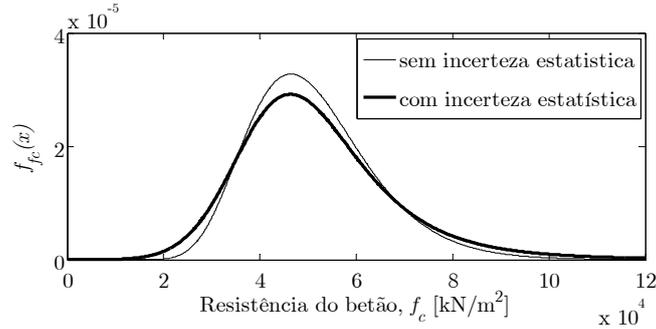


Figura 3. Comparação dos modelos (4) e (7) para a resistência do betão, respectivamente sem e com incerteza estatística incluída.

Constatou-se, porém, que o uso dos modelos (4) e (7) conduz a estimativa das de probabilidade de falha muito próximas, concluindo-se assim que a incerteza estatística originada na amostra de carotes não é significativa, podendo assim ser ignorada. Tal deve-se ao facto da fiabilidade da ponte ser muito pouco sensível à resistência do betão, como veio a comprovar-se depois.

### 4.3 Índice de secção residual

Relativamente à variável  $X = i_c$ , designada no presente estudo por índice de secção residual de armaduras, ou mais simplesmente por índice de corrosão, pretende descrever a incerteza na perda de secção das armaduras em resultado da corrosão. Esta variável foi definida pela razão entre a área residual,  $A_{res}$ , e a área das armaduras sem perda de secção (armaduras sãs),  $A_{sã}$ , isto é,  $i_c = A_{res} / A_{sã}$ . Trata-se assim de uma variável compreendida entre 0 e 1, correspondendo 0 a perda total e 1 secção intacta. Por ser uma variável com limites bem definidos, decidiu-se modelá-la com uma distribuição Beta, dada pela seguinte expressão:

$$f_X(x|\alpha, \beta) = c x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} \quad (8)$$

onde  $\alpha > 0$  e  $\beta > 0$  são os parâmetros do modelo e  $c$  uma constante de normalização.

Uma vez que nesta fase do estudo havia considerável incerteza a respeito do verdadeiro estado de perda de secção e, além disso, havia alguma dificuldade em quantificar os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , decidiu-se fazer uso da metodologia Bayesiana que, em essência, consiste em modelar tais parâmetros como variáveis aleatórias. Devido à elevada incerteza nestes parâmetros, optou-se por modelá-los por meio de distribuições uniformes, no presente caso distribuições uniformes no intervalo entre 1 e 8, o que garantia à partida todas as formas verossímeis da distribuição da variável em causa ( $X = i_c$ ).

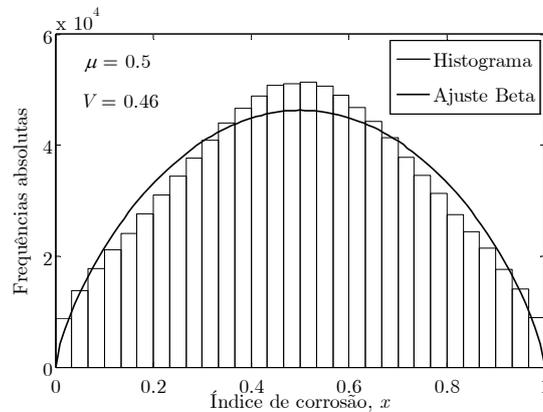


Figura 4. Histograma preditivo *a priori* da variável  $X = i_c$  considerando que  $\alpha$  e  $\beta$  são independentes e uniformemente distribuídos no intervalo entre 1 e 8.

Considerando então as referidas distribuições uniformes, obteve-se via método de Monte Carlo (MC) a distribuição preditiva da variável  $X = i_c$ , que se representa na Figura 4. Conforme se observa a média da variável é igual a 0.5, o que se harmoniza com as expectativas iniciais de existir uma perda de secção de 50%.

#### 4.4 Determinação da probabilidade de rotura

Uma vez munidos de todos os modelos probabilísticos das diferentes variáveis básicas, o problema de fiabilidade foi analisado pelo método de FORM e pelo método de MC, tendo-se obtido  $\beta = 2.96$ . Esta fiabilidade é assim inferior à fiabilidade pretendida, embora alguns países a considerem aceitável (os EUA, por exemplo, que recomenda um mínimo de 2.5 [15]).

Uma análise probabilística deve ser sempre acompanhada de uma análise de sensibilidade. Os coeficientes de sensibilidade  $\alpha$  que se obtêm desta análise constituem uma medida da contribuição que cada variável tem na fiabilidade estimada. Se for decidido colher informação adicional a fim de re-avaliar a fiabilidade da ponte, deve-se privilegiar as variáveis com coeficiente de sensibilidade superior. A Figura 5 mostra em diagrama circular os valores dos quadrados dos coeficientes de sensibilidade, cuja soma, como se sabe, tem de ser unitária.

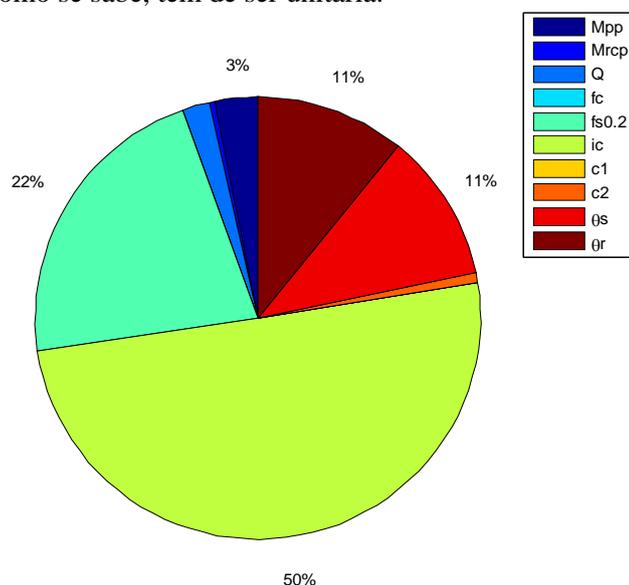


Figura 5. Quadrado dos coeficientes de sensibilidade FORM.

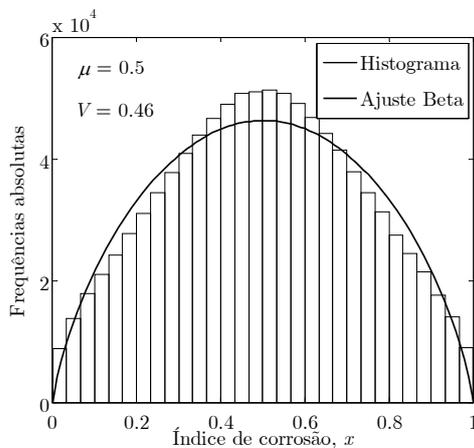
Conforme se observa, a variável com maior coeficiente de sensibilidade é a variável  $X = i_c$  usada para descrever a secção residual das armaduras. Isto significa que a fiabilidade estimada ( $\beta = 2.96$ ) foi afectada em grande medida por essa variável. Tal sensibilidade é devida, por um lado, ao seu elevado coeficiente de variação ( $V = 0.46$ ) e, por outro, ao facto de ser uma variável efectivamente importante na quantificação do momento resistente.

Com base nestas constatações foi decidido colher informação adicional a fim de reduzir a incerteza a respeito da verdadeira secção residual das armaduras. Procedeu-se assim a uma campanha de medição de diâmetros de armadura. Por dificuldade de acesso à secção crítica e ainda pela conveniência em não introduzir danos nesta secção (justamente por ser a secção crítica), seleccionaram-se quatro locais junto ao encontro SUL, cujo estado foi considerado representativo do estado existente na secção crítica. A Figura 6 mostra algumas das medições efectuadas.

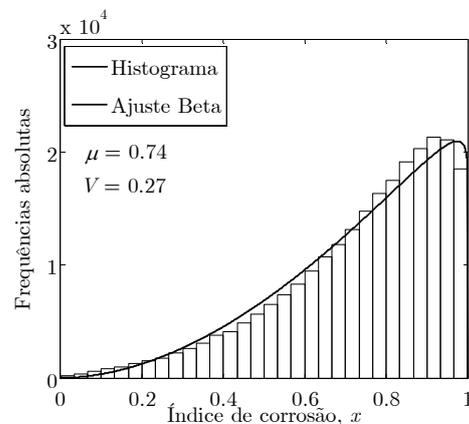


Figura 6. Medição de diâmetros armaduras em diferentes locais.

Destas medições resultou a seguinte amostra:  $i_c = \{0.99, 0.99, 0.46, 0.52\}$ . Munidos desta amostra, a metodologia Bayesiana permitiu obter uma nova distribuição de probabilidade da variável em causa ( $X = i_c$ ) — chamada distribuição preditiva *a posteriori* (porque foi obtida depois de colhida a amostra). A Figura seguinte mostra o histograma associado à referida distribuição, mostrando ainda, para efeitos comparativos, o histograma *a priori*. Conforme se pode observar, os dados contidos na amostra colhida da ponte fez deslocar para a direita uma boa parte da massa probabilística, verificando-se assim uma alteração substancial das expectativas que se tinha inicialmente. Verificou-se também uma redução de incerteza, traduzida na redução do coeficiente de variação.



(a) Histograma *a priori*



(b) Histograma *a posteriori*

Figura 7 Histograma preditivo do índice de corrosão. Os parâmetros e indicados,  $\mu$  e  $V$ , são a média e o coeficiente de variação da amostra gerada.

Estes novos dados foram usados para re-avaliar a fiabilidade da ponte, tendo-se obtido um índice de fiabilidade  $\beta = 3.90$ , o que representa um aumento significativo em relação à estimativa inicial. Estes resultados ilustram dois aspectos importantes: por um lado a capacidade das metodologias Bayesianas em actualizar modelos probabilísticos pela inclusão de dados amostrais; por lado a vantagem em usar dados colhidos da ponte a fim de actualizar estimativas de fiabilidade.

O valor encontrado ( $\beta = 3.90$ ) é superior à fiabilidade requerida pela ponte, de modo que o risco de a manter em serviço até à sua substituição é muito pequeno. Este aspecto ilustra um facto que tem ocorrido de forma sistemática: pontes que não cumprem os critérios de segurança para pontes novas apresentam em muitos casos fiabilidades aceitáveis [16].

Isto mostra que quando uma ponte em avaliação não cumpre os critérios tradicionais de segurança, não devemos recomendar imediatamente acções de reforço. É bastante provável que uma avaliação probabilística, usando dados colhidos dessa ponte, permita concluir que a sua fiabilidade é aceitável, evitando-se assim gastos desnecessários.

## **5. CONCLUSÕES**

Quando se procede à avaliação estrutural de uma ponte existente, deve-se começar por empregar métodos simples de verificação da segurança, como o método dos coeficientes parciais de segurança. Se desta forma não se verificar a segurança, a decisão de reforçar a ponte deve ser cuidadosamente ponderada. A experiência tem mostrado que pontes que não cumprem critérios tradicionais de segurança, apresentam níveis de fiabilidade aceitáveis, como se verificou no caso de estudo apresentado.

Na maioria das situações a decisão de reforço de uma ponte não deve ser tomada sem antes proceder a uma avaliação probabilística do problema. A avaliação probabilística permite modelar de forma consistente e robusta as diferentes fontes de incerteza do problema em mãos, que são específicas desse problema, e assim estimar a fiabilidade de forma mais realista. Se a análise conduzir à conclusão de que a fiabilidade é aceitável, os fundos poupados poderão ser empregues de forma mais eficiente em trabalhos de manutenção.

O caso de estudo apresentado evidenciou também as potencialidades das metodologias Bayesianas em avaliações estruturais de pontes existentes. Estas metodologias apresentam dois pontos fortes: por um lado, permitem combinar informação colhida da ponte com informação anterior (experiência acumulada, ou informação colhida de outras pontes semelhantes, por exemplo); por outro lado, tais metodologias dão-nos a garantia de que a incerteza originada pelo uso de amostras de pequena dimensão (como acontece frequentemente) é tida devidamente em conta.

## **AGRADECIMENTOS**

O 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, onde este trabalho foi realizado, e ainda o financiamento parcial por parte da Fundação para a Ciência e Tecnologia, através da bolsa SFRH/BD/45022/2008.

## REFERÊNCIAS

- [1] BRIME (2001). D14: *Final Report. Bridge Management in Europe*. IV Frame-Work program, Brussels, <http://www.trl.co.uk/brime/index.htm>.
- [2] COST 345 (2004). Working Groups 4 and 5: *Numerical techniques for Safety and Serviceability Assessment. Procedures Required for Assessment Highway Structures*. European Commission. Directorate General Transport, <http://cost345.zag.si>.
- [3] SAMARIS (2006). Deliverable D19: *State of the Art Report on Assessment of Structures in Selected EEA and CE Countries*. Sustainable and Advanced Materials for Road Infrastructure — V Framework programme, <http://samaris.zag.si/>.
- [4] SUSTAINABLE BRIDGES (2007). *Guideline for Load and Resistance Assessment of Existing European Railway Bridges*. Research Project “Sustainable Bridges - Assessment for Future Traffic Demands and Longer Lives”, European Commission, 6th Framework Programme. <http://www.sustainablebridges.net>.
- [5] Val, D. & Stewart, M. G. (2002). Safety factors for assessment of existing structures. *Journal of Structural Engineering*, **128**, 258-265.
- [6] Jacinto, L. (2011). *Avaliação da segurança de pontes existentes — Abordagem probabilística Bayesiana*. Faculdade de Ciências e Tecnologia da Universidade Nova de Lisboa. Tese de doutoramento.
- [7] Jacinto, L.; Neves, L. C. & Santos, L. O. (2011). Avaliação da segurança de pontes existentes — análise probabilística. Actas do 2.º Congresso Nacional sobre Segurança e Conservação de Pontes, Coimbra. Paulo Cruz, Carlos Rebelo, Tiago Mendonça (eds.).
- [8] Wisniewski, D. (2007). *Safety Formats for the Assessment of Concrete Bridges*, Ph.D. Thesis. Universidade do Minho, Departamento de Engenharia Civil, Azurém, Guimarães.
- [9] NP EN 1990 (2009). *Eurocódigo – Bases para o projecto de estruturas*. IPQ, Instituto Português da Qualidade, Caparica.
- [10] Steenbergen, R.D.J.M. & Vrouwenvelder, A.C.W.M. (2010). Safety philosophy for existing structures and partial factors for traffic loads on bridges. *HERON* Vol. **55**, No. 2.
- [11] ISO 2394 (1998). *General Principles on Reliability for Structures*. International Organization for Standardization, Genève.
- [12] RSA (1983). *Regulamento de Segurança e Acções para Estruturas de Edifícios e Pontes*. Decreto-Lei n.º 235/83 de 31 de Maio. Imprensa Nacional – Casa da Moeda, Lisboa.
- [13] NP EN 1992-1-1 (2010). *Eurocódigo 2 – Projecto de estruturas de betão. Parte 1-1: Regras gerais e regras para edifícios*. IPQ, Instituto Português da Qualidade, Caparica.
- [14] JCSS (2001). *Probabilistic Model Code*. Joint Committee on Structural Safety, <http://www.jcss.ethz.ch>, 12-th draft.
- [15] Casas, J. R., Wisniewski, D. & Sloth, M. (2008). Upgrading existing railway bridges in Europe for higher speeds and loads — assessment procedures and requirements. *Proc. of the 17th Congress of IABSE*, "Creating and Renewing Structures, Chicago.
- [16] Enevoldsen, I. (2009). Practical Implementation of Probability Based Assessment Methods for Bridges. Actas do 1.º Congresso Nacional sobre Segurança e Conservação de Pontes, Lisboa. Cruz, P., Mendonça, T., Neves, L., Santos, L. (eds.).