

# Engenharia Civil

## Avaliação da segurança de vigas de alma senoidal sujeitas à flambagem lateral com torção - Parte 2: análise de confiabilidade

(Safety assessment of sinusoidal-web girders under laterally-torsioned buckling - Part 2: reliability analysis)

### Resumo

Ainda não existem normas de projeto de estruturas com perfil de alma corrugada que tratem de todos os fenômenos envolvidos em seu comportamento estrutural. É necessário, portanto, desenvolver recomendações que possam representar, adequadamente, seu comportamento sob os diversos modos de falha, a partir dos conceitos e métodos da Teoria da Confiabilidade. Nesse estudo, é abordada a avaliação da segurança de vigas de alma senoidal para o modo de falha de flambagem lateral com torção (FLT). Na segunda parte é apresentada a análise de confiabilidade dos elementos projetados segundo um procedimento que incorpora o modelo de cálculo proposto e os coeficientes de ponderação das ações e das resistências. São apresentados: (i) o método de confiabilidade utilizado; (ii) as funções de desempenho; (iii) os índices de confiabilidade implícitos no procedimento. Com base nos resultados obtidos, mostra-se que o procedimento proposto conduz a níveis de confiabilidade comparáveis àqueles dos perfis de alma plana.

**Palavras-chave:** Flambagem lateral com torção, vigas de aço, alma senoidal, segurança, confiabilidade.

### Abstract

*There are no design standards or specifications dealing with all the phenomena involved in the structural behavior of corrugated-web beams. The development of recommendations that might express their behavior more properly, within the concepts and methods of the Theory of Reliability, is therefore necessary. In this research, the safety assessment of sinusoidal-web beams for the laterally-torsioned buckling failure mode is performed. In this second part, the reliability analysis of such elements, designed according to a procedure that incorporates the calculation model and the load and resistance factors, is performed. Herein, the following are presented: (i) the used reliability method; (ii) the performance functions; (iii) the reliability indexes implicit in the procedure. Based on the results, it is shown that the proposed procedure leads to reliable levels compared to those of plane-web shapes.*

**Keywords:** Laterally-torsioned buckling, steel beams, sinusoidal-web, safety, reliability.

#### Roberval José Pimenta

*Doutorando, Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas - UFMG  
E-mail: roberval@codeparsa.com.br*

#### Lourdiane Gontijo das Mercês Gonzaga

*Doutoranda, Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas - UFMG  
E-mail: lourdianegonzaga@hotmail.com.br*

#### Gílson Queiroz

*Prof. Dr., Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas - UFMG  
E-mail: gilson@dees.ufmg.br*

#### Sofia Maria Carrato Diniz

*Prof. Dra., Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas - UFMG  
E-mail: sofia@dees.ufmg.br*

## 1. Introdução

Na primeira parte dessa pesquisa (Pimenta et al., 2008), foi proposto um modelo de cálculo de vigas de alma senoidal, referente à flambagem lateral com torção (FLT). Nesse modelo, baseado numa adaptação das normas ANSI/AISC 360-05 (2005) e ABNT NBR 8800 (2008), desprezou-se a alma senoidal no cálculo das propriedades geométricas. Foram, também, estudadas as estatísticas das variáveis aleatórias envolvidas. Na segunda parte, é apresentada a análise de confiabilidade dos elementos projetados segundo o procedimento que incorpora o modelo de cálculo proposto e os coeficientes de ponderação das ações e das resistências. São apresentados: (i) o método de confiabilidade utilizado; (ii) as funções de desempenho; (iii) os índices de confiabilidade implícitos no procedimento. Apresenta-se, também, um resumo dos parâmetros estatísticos das variáveis básicas discutidas em Pimenta et al. (2008).

## 2. Método de confiabilidade de primeira ordem

O primeiro passo para avaliar a confiabilidade ou a probabilidade de falha de uma estrutura é decidir o critério específico de desempenho e os parâmetros relevantes do carregamento e da resistência, chamados variáveis básicas  $X_p$ , e a relação funcional entre eles (Haldar & Mahadevan, 2000). Matematicamente, essa relação ou *função de desempenho* pode ser descrita como:

$$Z = g(X_p, X_r, \dots, X_n) \quad (1)$$

A *superfície de falha* ou o *estado-limite de interesse* pode ser definido como  $Z = 0$ , correspondente à fronteira entre as regiões *segura* e *insegura* no espaço dos parâmetros de projeto.

A probabilidade de falha  $p_f$ , conforme Ang e Tang (1984), é dada por:

$$p_f = \int \dots \int_{g(\mathbf{x}) < 0} f_x(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n \quad (2)$$

onde  $f_x(x_1, x_2, \dots, x_n)$  é a função densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias básicas  $X_p, X_r, \dots, X_n$ , sendo a integração efetuada na região de falha, ou seja, na região onde  $g(\mathbf{x}) < 0$ . Entretanto o cálculo de  $p_f$  pela equação anteriormente apresentada é, geralmente, um desafio formidável, tornando necessário o desenvolvimento de métodos alternativos simplificados, dos quais será utilizado, nesse trabalho, o *método de confiabilidade de primeira ordem* apresentado a seguir (Haldar & Mahadevan, 2000). Definindo-se as variáveis reduzidas por:

$$X'_i = \frac{X_i - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} \dots (i = 1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

o índice de confiabilidade (conhecido por *índice de Hasofer-Lind*) é definido como a mínima distância entre a ori-

gem das coordenadas reduzidas à superfície de falha, que pode ser expresso por:

$$\beta_{HL} = \sqrt{(\mathbf{x}^*)^T (\mathbf{x}^*)} \quad (4)$$

O ponto de distância mínima da superfície de falha é denominado ponto de projeto, dado pelo vetor  $x^*(x'_1, x'_2, \dots, x'_n)$ , no sistema de coordenadas original, e  $x'^*(x'_1, x'_2, \dots, x'_n)$ , no sistema reduzido.

O método de *Hasofer-Lind* apresenta o inconveniente de ser aplicável apenas a variáveis normais. No caso de distribuições não-normais, como é comum em problemas de engenharia, tornar-se-á necessário transformá-las em variáveis normais equivalentes, o que pode ser feito por meio da *transformação de dois parâmetros* (Ang & Tang, 1984). Por meio dessa transformação, chega-se às seguintes expressões para o cálculo da média e do desvio-padrão da variável normal equivalente:

$$\mu_{X_i}^N = x_i^* - \Phi^{-1} [F_{X_i}(x_i^*)] \sigma_{X_i}^N \quad (5)$$

$$\sigma_{X_i}^N = \frac{\phi \{ \Phi^{-1} [F_{X_i}(x_i^*)] \}}{f_{X_i}(x_i^*)} \quad (6)$$

onde  $\Phi^{-1}()$  representa a inversa da função de distribuição acumulada e  $\phi()$  representa a função densidade de probabilidade da distribuição normal padrão e  $F_{X_i}(x_i)$  e  $f_{X_i}(x_i)$  representam, respectivamente, a *CDF (Função de Distribuição Acumulada)* e o *PDF (Função Densidade de Probabilidade)* da variável não-normal original. Calculando-se, assim, as médias e os desvios-padrão e utilizando-se a formulação apresentada, obtém-se o índice de confiabilidade de *Hasofer-Lind-Rackwitz-Fiessler* ( $\beta_{HLRF}$ ). Esse índice constitui o cerne do método de confiabilidade de primeira ordem comumente conhecido por *FORM (First Order Reliability Method)*, que será utilizado nesse trabalho.

Como se pode facilmente perceber, o cálculo de  $\beta$ , pelas expressões anteriormente apresentada, requer um procedimento iterativo, como, por exemplo, o algoritmo apresentado em Haldar e Mahadevan (2000). Os passos necessários para se obter o índice de confiabilidade, incluindo o cálculo dos parâmetros das variáveis normais equivalentes, segundo esse algoritmo, são dados a seguir:

- Passo 1. Definir a equação do estado-limite apropriada.
- Passo 2. Assumir um valor inicial para o índice de confiabilidade  $\beta$ . O valor inicial de 3,0 é sugerido.
- Passo 3. Assumir valores iniciais para as coordenadas do ponto de projeto  $x_i^*$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ . Sugerem-se as médias das variáveis aleatórias.
- Passo 4. Calcular a média e o desvio-padrão da distribuição normal equivalente no ponto de projeto de cada variável não-normal. Se a variável for normal, utilizar os valores da média e do desvio-padrão da distribuição.

- Passo 5. Calcular as derivadas parciais ( $\partial g / \partial X_i$ ) no ponto de projeto.
- Passo 6. Calcular os cossenos diretores  $\alpha_i$  no ponto de projeto

$$\alpha_{X_i} = \frac{(\partial g / \partial X_i)^* \sigma_{X_i}^N}{\sqrt{\sum_{i=1}^n [(\partial g / \partial X_i)^* \sigma_{X_i}^N]^2}} \quad (7)$$

- Passo 7. Calcular os novos valores do ponto de projeto com

$$x_i^* = \mu_{X_i}^N - \alpha_i \beta \sigma_{X_i}^N \quad (8)$$

e repetir os passos 4 a 7 até que haja convergência do valor de  $\alpha_i$ . O valor de tolerância de 0,005 é sugerido.

- Passo 8. Calcular o novo valor de  $\beta$  por meio da equação do ponto de projeto (mantendo  $\beta$  como a variável desconhecida), com a condição de se satisfazer a equação do estado-limite no ponto de projeto.
- Passo 9. Repetir os passos 3 a 8 até haver convergência do valor de  $\beta$ . O valor de tolerância de 0,001 é sugerido.

### 3. Variáveis aleatórias envolvidas - descrição dos parâmetros estatísticos

As variáveis aleatórias envolvidas no fenômeno da flambagem lateral com torção foram estudadas em trabalhos anteriores (Pimenta et al., 2008). São apresentados, na Tabela 1, um resumo dos parâmetros estatísticos obtidos (coeficiente de tendência  $\delta$ , "bias coefficient", e coeficiente de variação  $V$ ) e seu padrão de distribuição.

Como se pode observar, além das variáveis tradicionais utilizadas em análises de confiabilidade, estudou-se, também, uma variável denominada coeficiente de discretização ( $D_c$ ). Embora o perfil de alma senoidal seja um perfil soldado, cujas largura e altura possam ser executadas com qualquer medida, não é isso o que se verifica na prática. A altura da alma é padronizada de acordo com os

submúltiplos das larguras-padrão de bobinas e as larguras das mesas mais utilizadas são: 150 mm, 200 mm, 250 mm, 300 mm e 350 mm. Teoricamente, também é possível qualquer combinação entre essas dimensões e as espessuras-padrão (Pimenta, 2008). Porém, para evitar distorções iniciais de fabricação muito pronunciadas e para evitar que a resistência da seção fique muito comprometida por flambagem local, são utilizadas apenas 24 combinações entre largura e espessura de mesa. Em conjunto com as seis alturas disponíveis, chega-se a um total de 144 seções, cujos coeficientes relativos ao momento-fletor (em kNcm), considerando a resistência plástica das seções, são mostrados na Figura 1. As linhas verticais que definem o lado esquerdo de cada pico representam o ponto de transição onde a capacidade de cada seção se torna insuficiente e a seção próxima mais resistente deve ser selecionada. A relação entre o momento resistente da seção e o momento-fletor atuante, no intervalo entre dois picos, é denominada coeficiente de discretização ( $D_c$ ) e pode ser tratada como mais uma variável aleatória que influencia a resistência. O

uso do coeficiente de discretização está sendo proposto na calibração dos coeficientes de ponderação da resistência das versões futuras da norma canadense (Schmidt & Bartlett, 2002) e parece haver uma tendência de sua utilização em versões futuras da norma americana (Galambos, 2006).

A análise estatística dos dados mostrados na Figura 2 conduz aos valores de 1,04, para a média do coeficiente de discretização e de 0,044, para o desvio-padrão e, conseqüentemente, um COV de 0,042. Teste de qui-quadrado para prova de aderência indica que a distribuição de extremos de Weibull é uma boa aproximação para os dados obtidos, como se observa na Figura 2.

### 4. Cálculo dos índices de confiabilidade

Segundo o modelo proposto, a equação do estado-limite na região plástica é dada por:

$$g() = ZPD_c F_y - c(D+L) = 0 \quad (9)$$

onde  $c$  é um parâmetro de transformação das ações com efeitos na estrutura.

Tabela 1 - Resumo dos Parâmetros Estatísticos.

Parâmetros				
	Variáveis	$\delta$	V	Distrib.
Resistência	Módulo Plástico Z	1,03	0,018	Normal
	Geométrica K	1,04	0,026	Normal
	Coef. Profissional P(Plástica)	0,99	0,020	Normal
	Coef. Profissional P(Inelástica)	0,98	0,021	Normal
	Coef. Profissional P (Elástica)	0,98	0,022	Normal
	Coef. Discretização $D_c$	1,04	0,042	Weibull
	Resistência ao Escoamento $F_y$	1,17	0,065	Lognormal
	Módulo de Elasticidade E	1,04	0,026	Lognormal
Solicitação	Tensão Residual $\Sigma_r$	1,00	0,300	Normal
	Ação Permanente D	1,05	0,100	Normal
	Ação Variável L	1,00	0,250	Gumbel

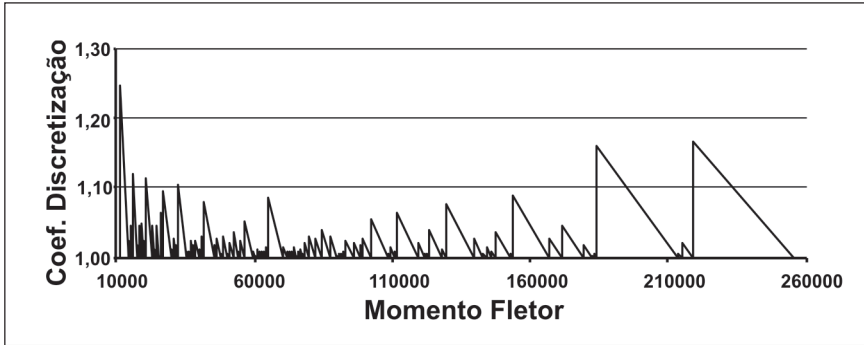


Figura 1 - Coeficiente de Discretização.

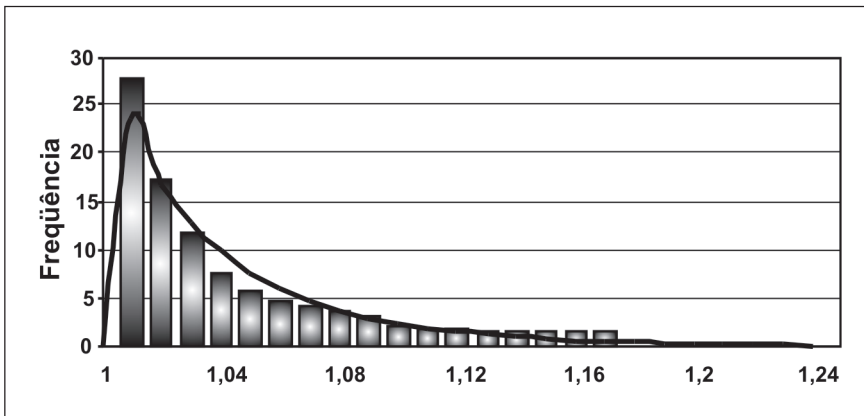


Figura 2 - Diagrama de Freqüência e PDF do Coeficiente de Discretização.

Na região elástica, será analisada apenas a situação de momento uniforme ( $C_b = 1,0$ ). A equação do estado-limite pode ser dada por:

$$g() = KPD_c E - c(D+L) = 0 \quad (10)$$

onde  $K$  é uma variável geométrica, dada por:

$$K = \frac{\pi^2 I_y}{l^2} \sqrt{\frac{C_w}{I_y} \left( 1 + 0,0390 \frac{Jl^2}{C_w} \right)} \quad (11)$$

onde  $I_y$  e  $C_w$  e  $J$  são, respectivamente, o momento de inércia em torno do eixo que passa pela alma e as constantes de empenamento e de torção e  $l$  é o vão da viga.

Finalmente, na região inelástica, considerando que o módulo de resistência elástico é, praticamente, igual ao módulo plástico para perfis de alma senoidal, a equação do estado-limite pode ser representada por (também apenas para momento uniforme):

$$g() = Z(F_y - \alpha \Sigma_y) PD_c - c(D+L) = 0 \quad (12)$$

onde  $\alpha$  é dado pela expressão:

$$\alpha = \frac{\lambda - \lambda_p}{\lambda_r - \lambda_p} \quad (13)$$

Nas expressões anteriormente apresentadas,  $l$ ,  $\lambda$ ,  $\lambda_p$ ,  $\lambda_r$  e, conseqüentemente,  $\alpha$  são consideradas variáveis determinísticas, sendo que  $\lambda_p$  e  $\lambda_r$ , ou seja, os índices de esbeltez plástico e elástico, respectivamente, representam os limites de aplicabilidade de cada função de desempenho, isto é, delimitam as regiões plástica, inelástica e elástica (Yura et al., 1978).

De acordo com o modelo do estado-limite utilizado pela ANSI/AISC 360-05 (2005) e pela ABNT NBR 8800 (2008), a resistência nominal  $R_n$  está relacionada com as ações nominais por meio das seguintes equações, respectivamente:

$$\phi R_n = c(\gamma_D D_n + \gamma_L L_n) \quad (14)$$

$$R_n / \gamma_R = c(\gamma_D D_n + \gamma_L L_n) \quad (15)$$

onde  $\phi$  e  $\gamma_R$  são os coeficientes de ponderação da resistência das normas americana e brasileira, tomados, respectivamente, iguais a 0,9 e 1,1 para flexão,  $\gamma_D$  e  $\gamma_L$  são os coeficientes de ponderação das ações permanente e acidental, tomados iguais a 1,2 e 1,6, respectivamente, na ASCE 7-05 (2006) e a 1,35 (valor médio) e 1,5, respectivamente, na ABNT NBR 8800 (2008). Chamando de  $q$  a relação entre a ação variável de referência  $L_0$  e a ação permanente nominal  $D_n$  e considerando uma área de influência de 1000 ft<sup>2</sup> (92 m<sup>2</sup>), conforme Galambos (1983), tem-se:

$$D_n = \frac{1,38}{q} L_n \quad (16)$$

com a qual se chega nas expressões:

$$L_n = \frac{\phi R_n / c}{1,38\gamma_D / q + \gamma_L} = \frac{\phi R_n}{c\gamma} \quad (17)$$

$$L_n = \frac{R_n / \gamma_R c}{1,38\gamma_D / q + \gamma_L} = \frac{R_n / \gamma_R}{c\gamma} \quad (18)$$

Utilizando as equações dos estados-limites e as relações entre a resistência nominal e as ações, podem-se calcular as derivadas parciais das funções de desempenho em relação a cada variável básica, os cossenos diretores, os valores de cada variável no ponto de projeto e, conseqüentemente, o valor do índice de confiabilidade por meio do algoritmo apresentado. Vale lembrar que, se a variável não possuir distribuição normal, será necessário calcular a média (ou o coeficiente de tendência) e o desvio-padrão (ou o coeficiente de variação) da distribuição normal equivalente.

É apresentado, na Tabela 2, um resumo dos coeficientes de ponderação da resistência e das ações utilizados. Os

valores dos índices de confiabilidade calculados são apresentados nas Tabelas 3 a 6, com e sem o coeficiente de discretização (respectivamente  $\beta_1$  e  $\beta_2$ ).

## 5. Conclusões

Na primeira parte dessa pesquisa, foi proposto um modelo de cálculo para determinação da resistência de vigas com alma senoidal à FLT, baseado numa adaptação das prescri-

Tabela 3 - Índices de Confiabilidade.

Região Plástica				
Relação de Carga	ANSI/AISC		NBR 8800	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
0,5	4,1	4,1	4,4	4,4
1,0	3,8	3,6	3,9	3,7
1,5	3,5	3,4	3,6	3,4
2,0	3,4	3,3	3,4	3,2
2,5	3,3	3,2	3,3	3,1
3,0	3,3	3,1	3,2	3,0
3,5	3,2	3,1	3,1	3,0
4,0	3,2	3,1	3,1	2,9

Tabela 5 - Índices de Confiabilidade.

Região Inelástica $\alpha = 0,8$				
Relação de Carga	ANSI/AISC		NBR 8800	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
0,5	3,5	3,4	3,8	3,7
1,0	3,5	3,3	3,6	3,4
1,5	3,3	3,2	3,4	3,2
2,0	3,3	3,1	3,2	3,1
2,5	3,2	3,1	3,1	3,0
3,0	3,2	3,0	3,1	2,9
3,5	3,1	3,0	3,0	2,9
4,0	3,1	3,0	3,0	2,9

Tabela 2 - Resumo dos Coeficientes de Ponderação.

Coeficientes de Norma	
ANSI/AISC 360-05	NBR 8800
$\gamma_D = 1,2$	$\gamma_D = 1,35$
$\gamma_L = 1,6$	$\gamma_L = 1,5$
$\phi = 0,9$	$\gamma_R = 1,1$

Tabela 4 - Índices de Confiabilidade.

Região Inelástica $\alpha = 0,5$				
Relação de Carga	ANSI/AISC		NBR 8800	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
0,5	3,9	3,8	4,2	4,1
1,0	3,7	3,5	3,8	3,6
1,5	3,5	3,3	3,5	3,4
2,0	3,4	3,2	3,3	3,2
2,5	3,3	3,2	3,2	3,1
3,0	3,2	3,1	3,2	3,0
3,5	3,2	3,1	3,1	3,0
4,0	3,2	3,0	3,1	2,9

Tabela 6 - Índices de Confiabilidade.

Região Elástica				
Relação de Carga	ANSI/AISC		NBR 8800	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
0,5	3,6	3,5	4,0	3,9
1,0	3,3	3,1	3,4	3,3
1,5	3,1	3,0	3,1	3,0
2,0	3,0	2,9	3,0	2,8
2,5	2,9	2,8	2,9	2,7
3,0	2,9	2,7	2,8	2,6
3,5	2,9	2,7	2,7	2,6
4,0	2,8	2,7	2,7	2,5

ções da ANSI/AISC 360-05 (2005) e da ABNT NBR 8800 (2008). Na segunda parte foram realizadas análises de confiabilidade estrutural via *FORM*, buscando verificar se o procedimento proposto, que incorpora o modelo de cálculo e os coeficientes de ponderação das ações e das resistências, conduz a índices de confiabilidade compatíveis com os dos perfis de alma plana. Os resultados das análises mostraram que os índices de confiabilidade dos perfis de alma senoidal são coerentes com aqueles utilizados na calibração da norma americana, na faixa entre 2,5 e 4,4 (Yura et al., 1978; Galambos, 1983; Ravindra & Galambos, 1978; Galambos et al., 1982; Ellingwood et al., 1982; Galambos, 2006), dentro dos parâmetros e da faixa de relação de carga pesquisados. Conclui-se, portanto, que os níveis de segurança obtidos são adequados, justificando, plenamente, a utilização do procedimento proposto para o projeto de perfis de alma senoidal sob o estado-limite de *FLT*.

## 6. Agradecimentos

Os autores agradecem à FAPEMIG e à CODEME Engenharia pelo suporte dado a essa pesquisa.

## 7. Referências bibliográficas

- ABNT NBR 8800: Projeto de estruturas de aço e de estruturas mistas de aço e concreto de edifícios.** Rio de Janeiro: Associação Brasileira de Normas Técnicas, Agosto de 2008.
- ANG, H.S., TANG, W.H. *Probability concepts in engineering planning and design - decision, risk and reliability.* EUA: John Wiley & Sons, 1984, v. 2.
- ANSI/AISC 360-05 (2005) - American National Standard ANSI/AISC 360-05, 2005. *Specification for Structural Steel Building.* AISC, Chicago, Illinois, Estados Unidos da América.
- ASCE 7-05 - ASCE Standard ASCE/SEI 7-05. *Minimum design loads for buildings and other structures.* EUA: American Society of Civil Engineers, 2006.
- ELLINGWOOD, B., MACGREGOR, J.G., GALAMBOS, T.V., CORNELL, C.A. Probability-based load criteria: load factors and load combinations. *Journal of the Structural Division, ASCE*, EUA, v. 108, n. ST5, 1982.
- GALAMBOS, T.V., ELLINGWOOD, B., MACGREGOR, J.G., CORNELL, C.A. Probability-based load criteria: assessment of current design practice. *Journal of the Structural Division, ASCE*, EUA, v. 108, n. ST5, 1982.
- GALAMBOS, T.V. Reliability of the member stability criteria in the 2005 AISC Specification. *Engineering Journal, AISC*, EUA: Fourth Quarter, 2006.
- GALAMBOS, T.V. A world view of beam stability and design practice. Proceedings of SSRC Annual Meeting. EUA, 1983.
- HALDAR, A., MAHADEVAN, S. *Probability, reliability and statistical methods in engineering design.* New York: John Wiley & Sons, 2000.
- PIMENTA, R.J. *Perfis de alma senoidal: proposição de métodos de cálculo e análise da confiabilidade estrutural.* Belo Horizonte: DEES-EE-UFGM, 2008. (Tese de Doutorado).
- PIMENTA, R.J., GONZAGA, L.G.M., QUEIROZ, G., DINIZ, S.M.C. Avaliação da segurança de vigas de alma senoidal sujeitas à flambagem lateral com torção, Parte 1: requisitos básicos. *REM-Revista Escola de Minas*, Ouro Preto, Brasil, 2008.
- RAVINDRA, M.K., GALAMBOS, T.V. Load and resistance factor design for steel. *Journal of the Structural Division, ASCE*, EUA, v. 104, n. ST9, 1978.
- SCHMIDT, B.J., BARTLETT, F.M. Review of resistance factor for steel: resistance distributions and resistance factor calibration. *Canadian Journal of Civil Engineers*, Canadá, v. 29, 2002.
- YURA, J.A., GALAMBOS, T.V., RAVINDRA, M.K. The bending resistance of steel beams. *Journal of the Structural Division, ASCE*. EUA, v. 104, n. ST9, 1978.

Artigo recebido em 28/03/2008 e aprovado em 10/02/2009.

**A REM tem novo endereço:**

**FUNDAÇÃO GORCEIX - REM**

**Rua Carlos Walter Marinho Campos, 57**

**Bairro: Vila Itacolomy**

**35400-000 - Ouro Preto - MG**

**www.rem.com.br**