

INTERPRETATION OF THE STRUCTURAL RELIABILITY INDEX BY STUDY OF HOT ROLLED STEEL BEAMS

Juliana Araujo da Cunha

André Luis Riqueira Brandão

Washington Batista Vieira

juliana_araujo@unifei.edu.br

andrerieira@unifei.edu.br

vieira@unifei.edu.br

*Instituto de Engenharias Integradas, Universidade Federal de Itajubá - Campus de Itabira
Rua Irmã Ivone Drumond, 200, Distrito Industrial, 35903-087, Itabira, Minas Gerais, Brasil.*

Marcílio Sousa da Rocha Freitas

marcilio@ufop.edu.br

*Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Universidade Federal de Ouro Preto,
Campus Universitário Morro do Cruzeiro, 35400-000, Ouro Preto, Minas Gerais, Brasil.*

Abstract. Reliability analysis is a used tool to measure a structure's ability of perform safety and serviceability requirements. Methods for reliability assessment have been developed based on using the probability distribution functions of input random variables accounting for the uncertainties coming both structural properties and external actions. In the present structural codes the safety verification is based on a linear analysis of the structure and the satisfaction of ultimate and serviceability limit states, using a semi-probabilistic security format through the consideration of resistance factor and load factors, which affect the action values and the characteristic values of the material properties. This work presents an investigation of the safety level of hot rolled steel I-beams dimensioned according to Brazilian building code NBR 8800:2008. The study allows an interpretation of the reliability indexes calculated for steel beams by the First-Order Reliability Method (FORM), when this reliability analysis is compared with structural design results. In the analyzed beams, it is assumed that local buckling and lateral-torsional buckling are not controlling limit states, i.e., the beam section is compact and laterally supported along the length. The results of this study show the correspondence of the structural reliability indices with the beams calculated by the standard.

Keywords: reliability index; steel beams; FORM method

1 Introdução

A finalidade das normas de projeto estrutural é controlar e padronizar o risco em níveis aceitáveis pela sociedade. Um estado-limite é uma condição onde a estrutura ou elemento estrutural torna-se inadequado para desempenhar a função proposta. Isto significa que os esforços e deslocamentos devem ser inferiores valores limites determinados, que dependem do material usado e do tipo de estrutura adotada. Distinguem-se dois tipos de estados-limites nesse método: estado-limite último (ELU) e estado-limite de serviço (ELS) (Ellingwood et al. [1]).

Os estados-limites últimos estão relacionados com a segurança da estrutura sujeita às combinações mais desfavoráveis de ações. Os estados-limites de serviço estão relacionados com o desempenho da estrutura sob condições normais de utilização. As condições usuais de segurança referentes aos estados-limites últimos podem ser expressa de forma simplificada pela desigualdade $R_d \geq S_d$. O lado esquerdo da inequação refere-se aos valores de cálculo dos esforços resistentes, enquanto o lado direito refere-se aos valores de cálculo dos esforços atuantes (ABNT [2]).

O estudo da confiabilidade estrutural consiste na análise da probabilidade de violação de um estado-limite de um dado componente estrutural. Uma vez identificadas as incertezas presentes no projeto e definidos os estados-limites relevantes, é possível calcular o nível de segurança do componente estrutural [1].

Este trabalho apresenta os resultados da avaliação do nível de confiabilidade de um modelo de viga em de perfil laminado para o estado-limite último de flexão (viga compacta), projetada segundo a norma NBR 8800 (2008). O índice de confiabilidade (β), obtido pelo método FORM (*First Order Reliability Method*), é apresentado em paralelo ao dimensionamento do perfil laminado, com o objetivo de uma melhor compreensão da análise da confiabilidade estrutural. O método de Simulação de Monte Carlo foi utilizado para verificação do método FORM, bem como para elaboração de gráficos e figuras para interpretação dos resultados.

2 Confiabilidade Estrutural

A análise de confiabilidade estrutural é baseada na existência de uma função de falha ou função de estado limite $G(\mathbf{X})$, onde \mathbf{X} representa para um caso geral, o vetor das variáveis aleatórias X_1, X_2, \dots, X_n . A Eq. (1) representa uma função de falha para duas variáveis X_1, X_2 . Considerando-se a análise aplicada a um componente estrutural, X_1 pode ser definida como a variável aleatória *Resistência* e X_2 a variável aleatória *Solicitação* (Haldar e Mahadevan [3]).

$$G(\mathbf{X}) = X_1 - X_2 \quad (1)$$

Na Figura 1 é mostrada a função densidade de probabilidade (f.d.p.) conjunta das variáveis X_1 e X_2 , bem como a função de falha $G(\mathbf{X})$. Tem-se um domínio de segurança quando $G(\mathbf{X}) > 0$ e um domínio de falha $G(\mathbf{X}) < 0$. A Eq. (2) pode ser usada para definir a probabilidade de falha.

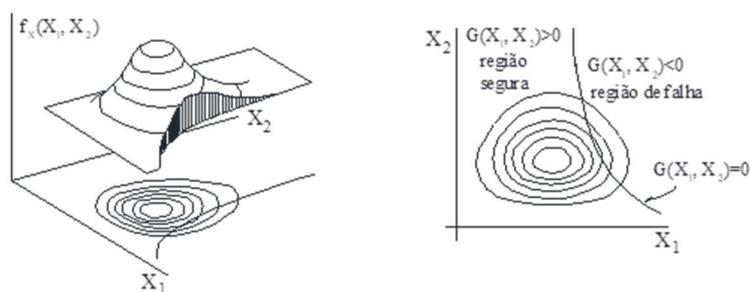


Figura 1. Integral de probabilidade de falha no espaço para duas variáveis básicas

$$P_f = P[G(\mathbf{X}) < 0] \quad (2)$$

Seja $f_X(\mathbf{X})$ a f.d.p. conjunta de um caso geral com n variáveis aleatórias, a probabilidade de falha pode ser descrita pela integral desta função avaliada no domínio de falha, como estabelecido na Eq. (3). A Eq. (3) é considerada como a equação fundamental da análise de confiabilidade. A confiabilidade (C) é o complemento da probabilidade de falha e pode ser definida pela Eq. (4).

$$P_f = \int_{G(\mathbf{X}) < 0} f_X(\mathbf{X}) dx \quad (3)$$

$$C = 1 - P_f \quad (4)$$

Em geral, a função $f_X(\mathbf{X})$ é praticamente impossível de se obter e mesmo que tal informação esteja disponível, a avaliação da Eq. (3) é uma tarefa complexa. Entretanto, uma alternativa é o emprego de métodos analíticos aproximados desta integral que facilitam a implementação computacional. Um exemplo é o método analítico FORM (*First Order Reliability Method*), que constitui um procedimento iterativo para determinação da probabilidade de falha e medidas de sensibilidade da estrutura. Uma alternativa é o Métodos de Simulação de Monte Carlo, baseado na geração de números aleatórios para cada distribuição de probabilidades dentro de um modelo [3].

2.1 First Order Reliability Method (FORM)

O Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM, *First Order Reliability Method*), está fundamentado na transformação das variáveis básicas \mathbf{X} em variáveis aleatórias estatisticamente independentes normais padrão \mathbf{U} . O método está ilustrado na Fig. 2, para o caso de 2 variáveis normais padrão U_1 e U_2 , sendo ϕ_u a f.d.p. conjunta das respectivas variáveis (Hasofer e Lind[4])

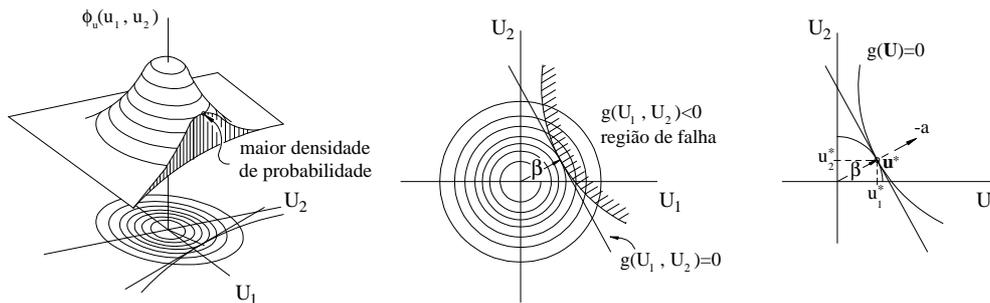


Figura 2. Método FORM, para duas variáveis normais padrão

Outra etapa do método consiste na aproximação da superfície de falha $g(\mathbf{U})=0$ por uma superfície linear (primeira ordem da expansão de Taylor) no ponto com a menor distância até a origem, definido como ponto de projeto e identificado por $\mathbf{u}^* = (u_1^*, u_2^*, \dots, u_n^*)$. O método está ilustrado na Figura 2, para o caso de 2 variáveis normais padrão U_1 e U_2 , sendo ϕ_u a f.d.p. conjunta das respectivas variáveis \mathbf{U} . O índice de confiabilidade β representa a distância do ponto de projeto até a origem, e pode ser calculado pela Eq. (5) que define a norma do vetor que contém as variáveis normais padrão no ponto de projeto.

$$\beta = \|\mathbf{U}^*\| \quad (5)$$

sendo

$$\mathbf{U}^* = -\beta \mathbf{a} \quad (6)$$

onde \mathbf{a} é o vetor unitário, normal à superfície de falha, no ponto do projeto.

Empregando as propriedades da distribuição normal padrão, Ellingwood et al. [1] demonstraram que a probabilidade de falha é dada pela Eq. (7)

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (7)$$

onde $\Phi(\cdot)$ representa a distribuição cumulativa normal padrão.

2.2 Simulação Monte Carlo

A Simulação de Monte Carlo (SMC) é um método de amostragem artificial utilizado na solução de experimentos aleatórios onde se tem conhecimento das distribuições de probabilidade das variáveis envolvidas. Esta técnica tem sido utilizada para determinar a confiabilidade de componentes ou sistemas estruturais. A sua utilização requer a geração de N amostras independentes do vetor das variáveis aleatórias \mathbf{X} obtidas a partir da função densidade de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias $f_X(\mathbf{X})$. A probabilidade de falha pode ser expressa, utilizando o método de Monte Carlo, partindo da integral definida pela Eq. (8).

$$P_f = \int_{g(\mathbf{X}) < 0} f_X(\mathbf{X}) d\mathbf{x} = \int I[g(\mathbf{X})] f_X(\mathbf{X}) d\mathbf{x} \quad (8)$$

sendo $I[g(\mathbf{X})]$ uma função indicadora definida por:

$$I[g(\mathbf{X})] = \begin{cases} 1 & \text{se } g(\mathbf{X}) \leq 0 \\ 0 & \text{se } g(\mathbf{X}) > 0 \end{cases} \quad (9)$$

Com o uso da função indicadora é possível calcular a integral da Eq. (8) sobre todo domínio e não apenas na região de falha. O resultado desta equação representa o valor esperado (valor médio) da função indicadora. Portanto, a probabilidade de falha pode ser estimada pela Eq. (10).

$$\hat{P}_f = \frac{1}{ns} \sum_j^{ns} I[G(\mathbf{X}_j)] \quad (10)$$

onde:

ns é o número de simulações;

\mathbf{X}_j é o j -ésimo vetor de amostras simulado contendo as n variáveis;

$\sum_j^{ns} I[G(\mathbf{X}_j)]$ representa o número de falhas (nf).

A Eq. (10) pode ser reescrita, portanto, da seguinte maneira:

$$\hat{P}_f = \frac{nf}{ns} \quad (11)$$

O índice de confiabilidade β pode ser calculado pela expressão:

$$\beta = \Phi^{-1}(1 - \hat{P}_f) \quad (12)$$

onde Φ^{-1} é a inversa da função densidade probabilidade normal acumulada padrão.

3 Formulação do problema

Neste item são apresentados os dados da viga para o dimensionamento estrutural com base na ABNT [2] e em paralelo, para análise de confiabilidade estrutural. As análises contemplam soluções em termos de perfil laminado a ser adotado, com o objetivo de analisar as diferentes soluções e buscar a compreensão da aplicação da confiabilidade. Considera-se uma viga simplesmente apoiada, de vão L , submetida às ações permanente (F_G) e variável (F_Q), conforme ilustrado na Figura 3. Uma vez que a viga é considerada compacta, a mesma estará sujeita à plastificação total da seção.

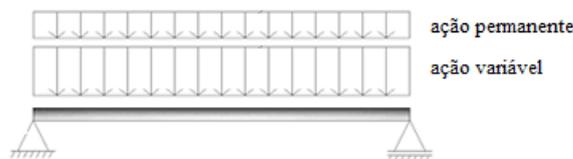


Figura 3. Carregamento distribuído atuante na viga simplesmente apoiada

Dados:

$L = 7500$ mm;

$F_{G,k} = 1,32$ kN/m (valor nominal da ação permanente);

$F_{Q,k} = 2,65$ kN/m (valor nominal da ação variável);

$M_{G,k} = 9,31$ kNm (valor nominal do fletor causado pela ação permanente);

$M_{Q,k} = 18,61$ kNm (valor nominal do fletor causado pela ação variável).

Para efeito de dimensionamento o coeficiente de ponderação da resistência adotado é $\gamma_m = 1,10$ e combinação de ações é $1,25F_{G,k} + 1,5F_{Q,k}$ [2].

O material adotado foi o aço ASTM A572, Grau 50, que tem como resistência ao escoamento, f_y , igual a 345 MPa.

A razão do carregamento ($\rho = F_{Q,k}/F_{G,k}$) adotada neste problema é igual a 2,0. Segundo Ellingwood *et al.* [1], nos projetos de estruturas de aço é comum a variação de ρ entre 1,0 e 2,0 (Figura 4). Além disso, valores de β na faixa de 2,5 a 2,9 são representativos para as estruturas de aço em geral. Na Figura 4 é mostrada a variação do índice de confiabilidade com a razão de carregamentos seguindo o formato do AISC [5] e da ABNT [2], sendo os valores em destaque, os índices de confiabilidade para ρ iguais a 1,0 e 2,0. Ressalta-se que o coeficiente de ponderação da resistência utilizados para obtenção de ambas as curvas foi essencialmente o mesmo: $\gamma_m = 1,10$ ou $\phi = 0,90$. A diferença das curvas se dá pelas combinações de ações empregadas, sendo $1,25F_{G,k} + 1,5F_{Q,k}$ da ABNT [2] e $1,2F_{G,k} + 1,6F_{Q,k}$ do AISC [5]. Verifica-se que, com a combinação de ações da norma brasileira, o índice de confiabilidade é ligeiramente inferior ao calculado por Ellingwood *et al.* [1].

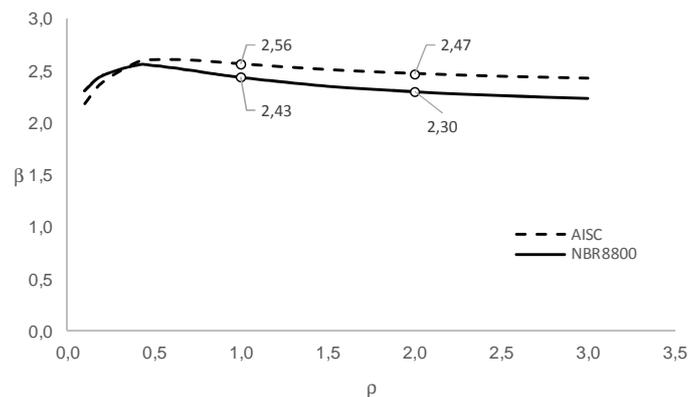


Figura 4. Índice de confiabilidade em função da razão de carregamentos (Adaptado de Ellingwood *et al.* [1])

Neste estudo, o índice de confiabilidade de referência (β_o) será de 2,30. Este valor alvo do problema em questão é específico para a razão de carregamento adotada, e não deve ser confundido com o índice de confiabilidade alvo consagrado em procedimentos de calibração de normas.

3.1 Definição da Função de Falha

A função de falha do problema proposto foi definida com base no estado-limite último, que em condições usuais de segurança pode ser expressa em termos da inequação que envolve os momentos fletores resistentes de cálculo (M_{Rd}) e solicitantes de cálculo (M_{Sd}). De acordo com a ABNT [2], $M_{Rd} \geq M_{Sd}$. Desta forma, tem-se a função de falha representada pela Eq. (13), em função das variáveis momento fletor resistente (M_R) e momento fletor solicitante (M_S). O momento fletor resistente é avaliado com base no conceito de plastificação total da seção.

$$G(\mathbf{X}) = M_R - M_S \quad (13)$$

Onde \mathbf{X} é vetor que contém as variáveis aleatórias.

Na forma expandida, a função de falha pode ser reescrita conforme a Eq. (14), em função das variáveis aleatórias envolvidas no problema.

$$G(M_R(Z_x, f_y, P), M_S(M_G, M_Q)) = Z_x f_y P - (M_G + M_Q) \quad (14)$$

Onde:

f_y é a variável resistência ao escoamento;

Z_x é a variável módulo de resistência plástico em relação ao eixo x ;

P é a variável coeficiente profissional;

M_G é a variável momento fletor causado pela ação permanente (F_G);

M_Q é a variável momento fletor causado pela ação variável (F_Q).

Em termos das ações permanente e variável (forças distribuídas F_G e F_Q), a função de falha pode ser definida de acordo com a Eq. (15).

$$G(M_R(Z_x, f_y, P), M_S(F_G, F_Q)) = Z_x f_y P - \frac{(F_G + F_Q)L^2}{8} \quad (15)$$

3.2 Estatísticas das variáveis básicas

O procedimento de análise da confiabilidade estrutural requer a identificação da incerteza de cada variável aleatória relacionada a um determinado componente estrutural. O conceito de incerteza pode ser definido como um parâmetro, associado ao resultado de uma medição, que caracteriza a dispersão de um valor medido e reflete a falta de conhecimento do valor nominal.

As estatísticas das variáveis aleatórias relacionadas às ações, ao material e à geometria da seção, empregados neste trabalho são apresentadas na Tabela 1. As estatísticas das variáveis aleatórias das ações são os momentos fletores M_G e M_Q , em decorrência da ação permanente (F_G) e da ação variável (F_Q), respectivamente. Segundo Ellingwood et al. [1], a ação F_Q é um carregamento com período de retorno de 50 anos. As variáveis aleatórias adotadas que representam as propriedades mecânica do aço e geométrica são a resistência ao escoamento (f_y) e o módulo de resistência plástico em relação ao eixo x (Z_x).

Na Tabela 1 são apresentados os dados estatísticos das variáveis aleatórias do problema. Os subscritos m e k mostram respectivamente valores médios e característicos (ou nominais). O coeficiente de variação (V), também conhecido como desvio padrão relativo, é uma medida padronizada de dispersão de uma distribuição de probabilidade ou de uma distribuição de frequências. Esta grandeza mostra a extensão da variabilidade em relação à média da população. É frequentemente expresso como uma porcentagem, sendo definido como a razão do desvio padrão pela média.

Tabela 1. Estatísticas das variáveis aleatórias das ações e da resistência

Variáveis	Média	Coef. Variação	f.d.p.	Ref.
Z_x	$Z_{x,m} = 1,00 Z_{x,k}$	$V_{Z_x} = 5 \%$	Lognormal	[1]
f_y	$f_{y,m} = 1,05 f_{y,k}$	$V_{f_y} = 10 \%$	Lognormal	[6]
M_G	$M_{G,m} = 1,05 M_{G,k}$	$V_{M_g} = 10 \%$	Normal	[1]
M_Q	$M_{Q,m} = 1,00 M_{Q,k}$	$V_{M_q} = 25 \%$	Extremos Tipo I	[1]

O coeficiente profissional (P) é a relação entre o valor da resistência medida ou ensaiada e a prevista por uma equação de projeto. Essa relação possui características estocásticas e pode ser considerada mais uma variável aleatória que caracteriza a variabilidade da resistência da barra, oriunda das incertezas do modelo estrutural adotado. Desta forma, o emprego da denominação erro de modelo para a variável P pode ser observado na literatura. Entretanto, a denominação coeficiente profissional foi consagrada pelo uso nas análises de confiabilidade estrutural e será utilizada neste trabalho. Para o caso de vigas compactas, o valor médio e o coeficiente de variação adotados para a variável P são: $P_m = 1,02$ e $V_P = 6\%$, com distribuição de probabilidade lognormal (Yura et al. [7]).

4 Resultados e discussão

4.1 Definição dos casos de análise

Após a etapa de definição de um modelo estrutural, a especificação do material e o levantamento das ações, deve-se verificar a seção adequada para a viga deste estudo. Na Tabela 2 são mostrados os perfis laminados verificados com a ABNT [2] e com a análise de confiabilidade utilizando o método analítico FORM (*First Order Reliability Method*). A letra “W” na nomenclatura é oriunda da expressão “Wide Shape Flange”, em referência às mesas (ou flanges) alargados do perfil padronizado (Gerdau [8]). O caso 1 da Tabela 2 pode ser compreendido como a etapa inicial do estudo, quando o perfil laminado é escolhido de forma arbitrária numa tabela de perfis de uma série comercial. Os casos 2 e 3 são as verificações subsequentes com o intuito de se obter o perfil adequado em termos de dimensionamento e de confiabilidade.

Tabela 2. Perfis laminados selecionados

Caso	Nomenclatura	Altura da seção (mm)	Massa linear (kg/m)	$Z_{x,k}$ (cm ³)	Área da seção (cm ²)
1	W150x22.5	152	22,5	179,6	29,0
2	W150x13.0	148	13,0	96,4	16,6
3	W150x18.0	153	18,0	139,4	23,4

Empregando-se as informações disponíveis na Tabela 1 para as ações, foram calculadas as estatísticas das variáveis aleatórias M_G e M_Q , que são apresentadas na Tabela 3. Em todos os casos de análise, as ações foram consideradas constantes. Os valores nominais de momento fletor foram obtidos a partir da atuação de carregamento distribuído uniforme de viga simplesmente apoiada.

Tabela 3. Dados das solicitações: valor nominal e estatísticas.

Variável Aleatória	Valor Nominal (kNm)	Valor Médio (kNm)	Desvio-Padrão	f. d. p.
M_G	$M_{G,k} = 9,31$	$M_{G,m} = 9,78$	$\sigma_G = 0,978$	Normal
M_Q	$M_{Q,k} = 18,61$	$M_{Q,m} = 18,61$	$\sigma_Q = 4,65$	Extremos tipo I

4.2 Análise de resultados

Empregando-se a informação estatística do coeficiente profissional P e dos dados constantes da Tabela 1 referentes às variáveis Z_x e f_y , foram calculadas as estatísticas da capacidade resistente de cada perfil, conforme os casos previamente definidos. Na Tabela 4 são apresentados para cada caso, os momentos fletores nominais e as informações estatísticas das variável M_R . Os valores nominais de momento fletor resistente foram obtidos a partir do conceito de momento de plastificação total da seção.

Tabela 4. Dados do momento resistente: valor nominal e estatísticas.

Caso	Nomenclatura	$M_{R,k}$ (kNm)	$M_{R,m}$ (kNm)	Desvios-Padrão	f. d. p.
1	W150x22.5	61,96	66,30	8,42	Lognormal
2	W150x13.0	33,26	35,59	4,52	Lognormal
3	W150x18.0	48,09	51,46	6,54	Lognormal

Na Tabela 5 são apresentados os resultados da análise de confiabilidade e do dimensionamento estrutural pela ABNT [2]. Para o caso 1, quando se procedeu a seleção inicial de um perfil laminado, o índice de confiabilidade obtido foi de 3,64, muito elevado em relação ao índice de confiabilidade de referência de 2,30. O dimensionamento pela ABNT [2] sugere uma certa robustez da seção transversal, uma vez que a razão de momentos de cálculo M_{Sd}/M_{Rd} , igual a 0,70, foi bem inferior à unidade. Em um

segundo momento (caso 2), a tentativa de um perfil mais leve mostrou a necessidade de continuidade da análise, pois o índice de confiabilidade de 1,17 pelo FORM e a probabilidade de falha foi em torno de 12,89%. A razão M_{Sd}/M_{Rd} de 1,31, mostrou que o dimensionamento pela norma não está adequado. A etapa seguinte é caracterizada pela análise de um perfil com peso linear de valor intermediário (caso 3) comparado às escolhas anteriores. O índice de confiabilidade de 2,67, apresentou uma melhor aproximação com o índice de confiabilidade de referência. O valor obtido no caso 3 foi cerca de 16% superior ao valor de referência tendo em vista que nenhum perfil da tabela comercial proporcionava o valor unitário para a razão M_{Sd}/M_{Rd} . Desta forma, o dimensionamento pode ser considerado adequado para a razão M_{Sd}/M_{Rd} de 0,91, sendo escolhido o perfil W150x18.0.

Tabela 5. Confiabilidade e Dimensionamento

	Análise de confiabilidade			Dimensionamento pela ABNT [2]		
	β_{FORM}	β_{SMC}	P_f (%)	M_{Rd} (kNm)	M_{Sd} (kNm)	M_{Sd}/M_{Rd}
Caso 1	3,64	3,67	0,016	56,33	39,55	0,70
Caso 2	1,17	1,14	12,89	30,24	39,55	1,31
Caso 3	2,67	2,65	0,37	43,72	39,55	0,91

O método de Simulação de Monte Carlo (SMC) foi utilizado para validação do método FORM, bem como para elaboração de gráficos de dispersão e histogramas. Foram empregadas 100.000 iterações neste método de confiabilidade. Na Figura 5 são mostrados os gráficos de cada caso, com os pontos que representam o par de variáveis aleatórias M_S e M_R fornecidas com a aplicação do método SMC. Os pontos na região de falha (acima da função linear) correspondem à probabilidade de falha de cada caso, ou seja, sempre que o valor M_S extrapola M_R numa iteração. No caso 1, verifica-se poucos pontos na região de falha. Uma vez que as informações estatísticas de M_S não se alteram, verifica-se um aumento significativo da probabilidade de falha do caso 1 para o caso 2, após adotar um perfil com menor $Z_{x,k}$. Desta forma, verifica-se que a “nuvem” de pontos desloca-se para a esquerda. No caso 3, com a escolha do perfil W150x18.0 a “nuvem” de pontos desloca-se para a direita, se ajustando ao nível de segurança requerido. A mudança no formato da “nuvem” de pontos, sobretudo na direção do eixo horizontal do gráfico, pode ser compreendida à partir da informação de o momento fletor resistente se modifica, sempre um novo perfil laminado é testado.

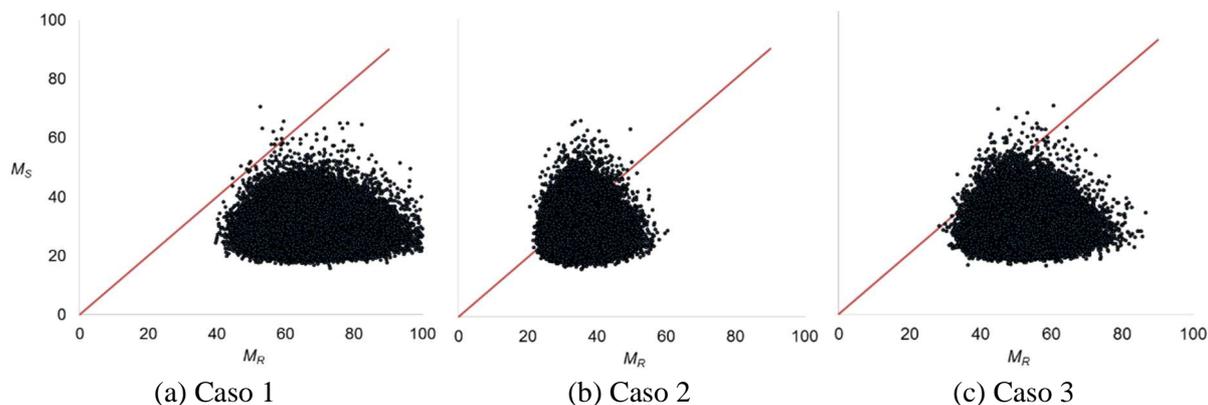


Figura 5. Gráficos de dispersão das variáveis aleatórias

Na Figura 6 são mostrados os gráficos dos casos em análise, após a transformação das variáveis do espaço original, M_S e M_R , em variáveis M_S' e M_R' no espaço reduzido. A função de falha passa pelo mesmo procedimento, que consiste em transformar cada uma das variáveis aleatórias não normais em variáveis aleatórias normais reduzidas (média igual a zero e desvio-padrão unitário). De acordo com a transformação realizada, os pontos da simulação se concentram na origem e a “nuvem” passa a ter projeção circular. Nesta situação, a variação do índice de confiabilidade β e da probabilidade de falha pode ser compreendida pelo translado da função de falha para cada caso, sempre que se verifica um novo perfil laminado. Observa-se novamente que o caso 3, representa a escolha de um perfil laminado de forma adequada do ponto de vista de segurança e economia.

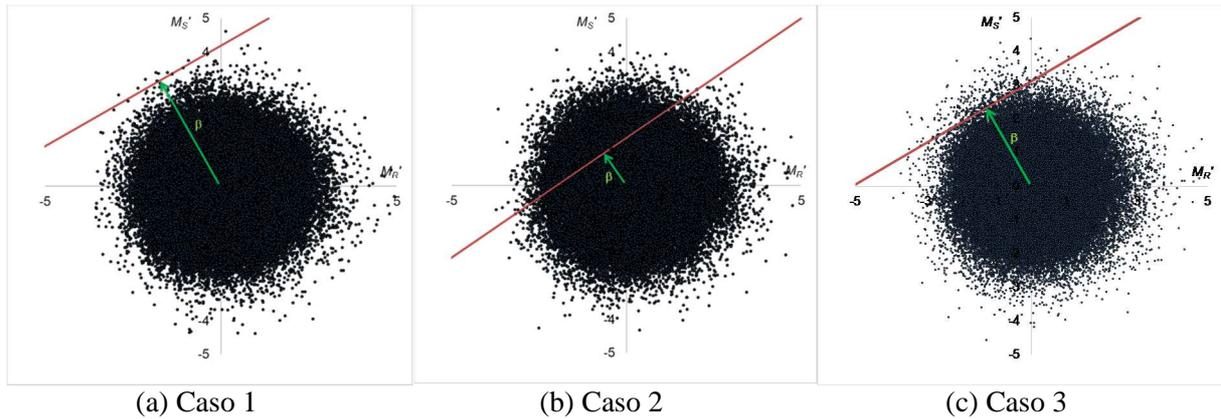


Figura 6. Gráficos de dispersão das variáveis aleatórias padronizadas

Com o mesmo conjunto de dados gerados pela SMC, foram construídos histogramas das variáveis M_S e M_R com auxílio do software Minitab 16 [9]. Na Figura 6 são apresentados os histogramas e as respectivas funções de distribuição de probabilidade das variáveis, ajustadas qualitativamente. Para o caso 1 as curvas ajustadas para as variáveis M_S e M_R , mostraram um afastamento acentuado, e conseqüentemente uma pequena área de sobreposição das curvas, demonstrando a baixa probabilidade de falha calculada. Para o caso 2, que apresentou maior P_f (ou menor β), as curvas das f.d.p. apresentaram uma área de sobreposição considerável sob as curvas, representando a probabilidade de falha de 12,89% (Tabela 5). Desta maneira, a área de sobreposição sob as curvas do caso 3 se apresenta como intermediária em relação aos casos 1 e 2.

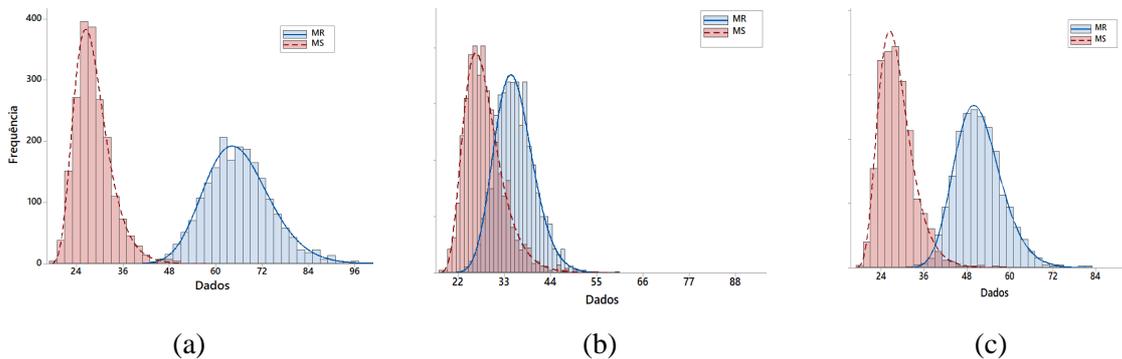


Figura 7. Histogramas e curvas ajustadas de M_S e M_R

5 Conclusão

Este trabalho apresentou um estudo sobre confiabilidade de vigas de aço fabricadas por laminação. O método analítico FORM (*First Order Reliability Method*) foi empregado para obtenção do índice de confiabilidade e da probabilidade de falha. O método de Simulação de Monte Carlo foi utilizado para validar os resultados obtidos pelo FORM. Os índices de confiabilidade obtidos foram condizentes com o dimensionamento realizado com a formulação da ABNT [2].

Na etapa inicial do estudo, quando se procedeu a escolha aleatória do perfil laminado, o índice de confiabilidade obtido foi de 3,64, muito elevado em relação ao índice de confiabilidade de referência (valor alvo de 2,30). O dimensionamento pela ABNT [2] sugere uma certa robustez da seção transversal, uma vez que a razão M_{Sd}/M_{Rd} , igual a 0,70, foi bem inferior à unidade. A dispersão dos pontos gerados pela Simulação de Monte Carlo (SMC) representa uma probabilidade de falha de 0,016%. Os histogramas dos momentos fletores M_S e M_R mostraram um afastamento acentuado, e conseqüentemente uma pequena área de sobreposição. Num segundo momento, a tentativa de um perfil mais leve, mostrou a necessidade de continuidade da análise, pois o índice de confiabilidade de 1,17 ficou muito abaixo do

valor alvo. A razão M_{Sd}/M_{Rd} de 1,31, mostrou que o dimensionamento pela norma não está adequado. A dispersão dos pontos gerados pela SMC mostrou a ocorrência de um número excessivo de falhas e os histogramas dos momentos fletores M_S e M_R apresentaram uma área de sobreposição considerável sob as curvas. A etapa seguinte é caracterizada pela análise de um perfil com peso linear de valor intermediário em relação às escolhas anteriores. O índice de confiabilidade de 2,65, apresentou uma boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo e a razão M_{Sd}/M_{Rd} , igual a 0,91, mostrou que o dimensionamento está adequado.

As conclusões deste trabalho enfatizam que a análise de confiabilidade estrutural pode ser considerada como um instrumento de verificação de uma estrutura projetada. Este trabalho permitiu a interpretação do índice de confiabilidade β , como uma medida relativa da segurança do projeto, quando se comparam dois ou mais projetos, o mais confiável será o que tiver o maior valor de β .

Agradecimentos

Os autores agradecem ao CNPq e à FAPEMIG pelo financiamento deste trabalho e à UNIFEI e à UFOP pela possibilidade de execução.

Referências

- [1] Ellingwood, B.; Galambos, T.V.; MacGregor, J.G. e Cornell, C.A. (1980). *Development of a Probability Cased Load Criterion for American National Standard A58: Building Code Requirements for Minimum Design Loads in Buildings and Other Structures*. US Dept. of Commerce, National Bureau of Standards. 222 p.
- [2] ABNT, NBR 8800 “*Projeto e Execução de Estruturas de Aço de Edifícios*”, Associação Brasileira de Normas Técnicas, Rio de Janeiro, 2008.
- [3] Haldar, A.; Mahadevan, S. *Probability, Reliability and Statistical Methods in Engineering Design*. USA: John Wiley & Sons, 2000.
- [4] Hasofer, A.M.; Lind, N.C. Exact and invariant second moment code format. *Journal of the engineering mechanics division: ASCE*, v. 100, n. EM1, p111-121, 1974.
- [5] AISC (2010). *American National Standard. Specification for Structural Steel Building*. AISC, Chicago, Illinois, Estados Unidos da América, 2010.
- [6] Galambos, T.V., Ellingwood, B., MacGregor, J.G., Cornell, C.A., 1982. Probability-based load criteria: assessment of current design practice. *Journal of the Structural Division*, Vol. 108, n. ST5, pp. 959-977.
- [7] Yura, J.A., Galambos, T.V , Ravidra, M.K ,”The Bending Resistance of Steel Beams”, *Journal of the Structural Division*, ASCE, Vol. 104, No ST9, Proc. Paper 14015, Sept 1978, pp. 1355-1370.
- [8] Gerdau (Brasil). *Tabela de Bitolas*. 2019. Disponível em: <<https://www.gerdau.com/br/pt/productsservices/products/Document%20Gallery/perfil-estrutural-tabela-de-bitolas.pdf>> . Acesso em: 17 jul. 2019.
- [9] Minitab *Statistical Software*. Versão 16. LLC.