

CALIBRAÇÃO DE NORMAS DE PERFIS FORMADOS A FRIO

Marcílio Sousa da Rocha Freitas^a, André Luís Riqueira Brandão^{a,b} e Arlene Maria Sarmanho Freitas^a

^a*Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Universidade Federal de Ouro Preto, Campus Universitário Morro do Cruzeiro, 35400-000, Ouro Preto - MG, Brasil, {marcilio,arlene}@em.ufop.br, <http://www.propec.ufop.br>*

^b*Universidade Federal de Itajubá, Campus de Itabira, Rua São Paulo, 377 - Bairro Amazonas, 35900-370, Itabira - MG, Brasil, andreriqueira@unifei.edu.br, <http://www.unifei.edu.br>*

Palavras-chave: Segurança estrutural, calibração de normas, perfis formados a frio

Resumo. As estruturas devem oferecer segurança e boas condições de utilização. Segurança significa que a estrutura não irá se romper ou falhar, durante sua vida útil, de modo que a integridade da vida de seus usuários seja obtida, ou ainda provocar um grande prejuízo econômico. Além de oferecer essas condições, as estruturas devem ser otimizadas quanto a seus custos, pois a obtenção daquelas condições sem esta preocupação é mais simples de ser atingido. Para facilitar a solução deste problema foram criadas normas de projeto que tem por objetivo regulamentar o dimensionamento de estruturas e componentes estruturais de tal forma a garantir a segurança, utilidade e economia. Brandão (2007) apresentou anteriormente um estudo da segurança de barras e ligações de perfis formados a frio. Os objetivos daquele estudo foram a avaliação do índice de confiabilidade, para diversas relações ação permanente/ação variável, bem como, comparar os valores encontrados considerando diversas combinações de ações. Em seguida, para um índice de confiabilidade alvo, foram determinados os coeficientes de ponderação da resistência. Os dados experimentais e a metodologia foram os mesmos utilizados na calibração da norma AISI-LRFD (1991). Neste trabalho será adotada a metodologia apresentada no sentido de realizar o processo de calibração da norma brasileira de perfis formados a frio. Anteriormente, foram utilizados os dados estatísticos apresentados em Hsiao (1989), sem qualquer atualização, levando-se em conta apenas a norma AISI (2001), mesmo nos estudos onde a combinação de ações de outras normas estava presente. Este trabalho propõe um procedimento para a calibração da norma brasileira NBR 14762, sendo utilizados alguns dos ensaios de perfis formados a frio citados por Hsiao (1989), mas foram incorporados outros resultados, para a definição dos parâmetros estatísticos da resistência, ou seja, média e coeficiente de variação da relação entre a resistência determinada experimentalmente e a resistência teórica, baseada nas fórmulas da norma brasileira.

1 INTRODUÇÃO

Em um projeto estrutural procura-se a solução mais econômica e segura possível. Isto significa que a estrutura deve apresentar-se resistente, estável, duradoura e com o menor custo. A estrutura deve, durante toda a sua vida útil, possuir resistência superior às solicitações, seja no âmbito da capacidade resistente dos materiais, bem como no seu aspecto global ou perda de equilíbrio. Com este intuito as normas de projeto definem uma série de restrições que se traduzem em critérios de segurança adotados para o projeto de estruturas. Tais critérios definem os estágios a partir dos quais a estrutura apresenta desempenho inadequado às finalidades para as quais foi projetada: são os chamados Estados Limites. Assim, as estruturas são projetadas com o uso de coeficientes parciais de segurança, aplicados sobre as resistências dos elementos e ações atuantes na estrutura, que tem como objetivo suprir as incertezas possíveis inerentes às variáveis de projeto.

Considerando que incertezas estão sempre presentes, só é possível assegurar um desempenho adequado em termos probabilísticos, ou seja, em termos de uma probabilidade de falha. A Teoria da Confiabilidade Estrutural é empregada com o objetivo de melhor avaliar a segurança estrutural. As variáveis de projeto são tratadas como aleatórias, com a modelagem de suas incertezas por meio de distribuições de probabilidade adequadas (Freitas *et al*, 2007, Brandão *et al*, 2008) Neste trabalho apresenta-se um estudo da segurança de elementos de barras e ligações em perfis formados a frio. Foi empregada a mesma metodologia de calibração utilizada na norma AISI (1996). A análise dos resultados se concentra nas relações ação permanente / ação variável de 1/5 e 1/3, empregadas na calibração das normas americana AISI (1991) e canadense S136 (1994).

2 SEGURANÇA ESTRUTURAL

2.1 Conceitos Probabilísticos

A verificação da segurança estrutural é feita através da comparação dos efeitos das cargas nominais, Q , com as resistências nominais, R , sendo tanto Q como R parâmetros aleatórios (Figura 1). Um estado limite está sendo violado quando $R < Q$. Visto que a possibilidade de ocorrência deste evento nunca é nula, um projeto bem sucedido deve contar com uma probabilidade mínima disto acontecer. Quando as distribuições reais das probabilidades de R e Q são conhecidas é possível determinar com precisão a probabilidade de que $(R - Q) < 0$ para qualquer projeto.

Em geral as distribuições de R e Q não são desconhecidas, e só podemos conhecer os valores médios, Q_m e R_m , e os desvios padrão, σ_Q e σ_R . É conveniente escrever a distribuição normal de $\ln(R/Q)$, de modo que, a probabilidade de falha pode ser escrita como:

$$P_f = P(g < 0) = P \left[\ln \left(\frac{R}{Q} \right) < 0 \right] \quad (1)$$

onde $g = R - Q$

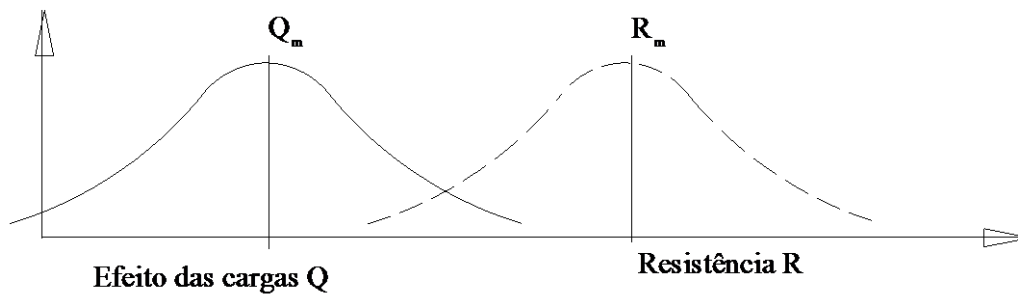


Figura 1: Definição das variáveis aleatórias Q e R

Padronizando a variável $\ln(R/Q)$, a equação (1) pode ser reescrita como a seguir:

$$P_f = P \left[\frac{\ln\left(\frac{R}{Q}\right) - \left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m}{\sigma_{\ln(R/Q)}} < - \frac{\left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m}{\sigma_{\ln(R/Q)}} \right] \quad (2)$$

De outro modo,

$$P_f = F_U \left[- \frac{\left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m}{\sigma_{\ln(R/Q)}} \right] \quad (3)$$

onde F_U = função de distribuição acumulada da distribuição lognormal.

Para a Eq. (3) pode-se observar que:

$$\mu_g = \left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m \quad (4)$$

e

$$\sigma_g = \sigma_{\ln(R/Q)} \quad (5)$$

Aplicando as Eqs. (3), (4) e (5), pode-se reescrever como a seguir:

$$P_f = F_U(-\beta) \quad (6)$$

onde,

$$\beta = \frac{\left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m}{\sigma_{\ln(R/Q)}} \quad (7)$$

Por aproximação, a Eq. (4) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\mu_g = \left[\ln\left(\frac{R}{Q}\right) \right]_m \cong \ln\left(\frac{R_m}{Q_m}\right) \quad (8)$$

A Eq. (5) pode ser reescrita na forma abaixo:

$$\sigma_g = \sigma_{\ln(R/Q)} \cong \sqrt{\left(\frac{\sigma_R}{R_m}\right)^2 + \left(\frac{\sigma_Q}{Q_m}\right)^2} \quad (9)$$

Colocando a Eq. (9) em função dos coeficientes de variação da resistência e dos efeitos das cargas, tem-se:

$$\sigma_g \cong \sqrt{V_R^2 + V_Q^2} \quad (10)$$

A Eq. (7) pode ser reescrita como a seguir:

$$\beta = \frac{\ln\left(\frac{R_m}{Q_m}\right)}{\sqrt{V_R^2 + V_Q^2}} \quad (11)$$

O índice de confiabilidade β constitui 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 . É possível determinar as confiabilidades relativas de vários projetos mediante o esquema ilustrado na Figura 2. Pela curva de distribuição para $\ln(R/Q)$ mostrada na figura, observa-se que um estado limite é atingido quando $\ln(R/Q) \leq 0$. A área abaixo da curva $\ln(R/Q) \leq 0$ é a probabilidade de se violar o estado limite. O tamanho desta área depende da distância entre a origem e o valor médio $\ln[(R/Q)]_m$.

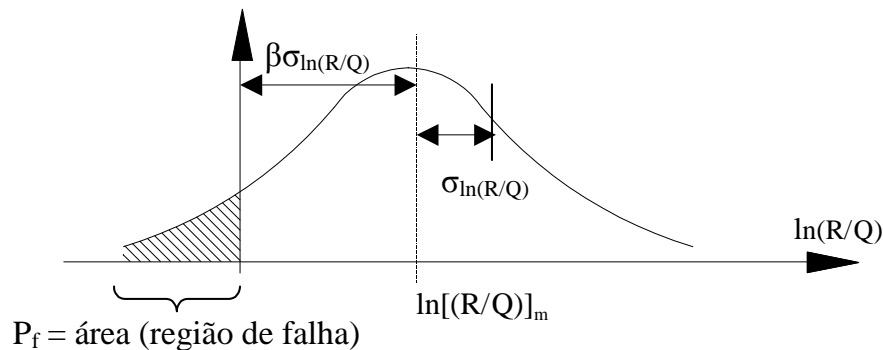


Figura 2: Definição das variáveis aleatórias Q e R

2.2 Formulação baseado no Método dos Estados Limites

Discussões sobre a abordagem dos conceitos probabilísticos do Método dos Estados Limites são apresentadas em detalhe por muitos autores (Cornell, 1969; Lind, 1971; Ang e Cornell, 1974; e Galambos Ravindra, 1977; Ravindra e Galambos, 1978; Ellingwood et al., 1980; Hsiao, 1988; Hsiao et al., 1990).

Em princípio, aplica-se a seguinte desigualdade:

$$\phi R_n \geq \sum \gamma_i Q_i \quad (12)$$

onde R_n é a resistência nominal, Q_i é o efeito de cargas, ϕ é o coeficiente de ponderação da resistência e γ_i é o coeficiente de ponderação das ações.

Para a determinação do coeficiente de ponderação da resistência ϕ , a especificação do AISI para perfis formados a frio segue uma abordagem baseada no trabalho de Hsiao et al. (1990). A resistência efetiva é expressa em termos das combinações de ações, devidamente fatoradas como mostra a Eq. (13):

$$\phi R_n = c(\gamma_D D_n + \gamma_L L_n) = \left(\gamma_D \frac{D_n}{L_n} + \gamma_L \right) c L_n \quad (13)$$

onde γ_D é o coeficiente de ponderação da ação permanente, γ_L é o coeficiente de ponderação da ação variável, D_n é a ação permanente, L_n é a ação variável e c é o coeficiente determinístico, que relaciona a intensidade da ação ao efeito da mesma.

A resistência média e o coeficiente de variação são definidos pelas Eqs. (14) e (15), respectivamente (Ravindra e Galambos, 1978):

$$R_m = R_n (P_m M_m F_m) \quad (14)$$

$$V_R = \sqrt{V_P^2 + V_M^2 + V_F^2} \quad (15)$$

onde P_m é a média da relação entre a resistência determinada experimentalmente e a prevista pelas equações de projeto (fator profissional), M_m é a média da relação entre a propriedade mecânica determinada experimentalmente e o valor especificado (fator material), F_m é a média da relação entre a propriedade geométrica medida da seção e o valor nominal (fator fabricação), V_P é o coeficiente de variação da relação entre os resultados experimental e calculado, V_M é o coeficiente de variação que reflete incertezas das propriedades materiais e V_F é o coeficiente de variação que reflete incertezas geométricas.

A média do efeito de carga pode ser expressa como:

$$Q_m = \left(1,05 \frac{D_n}{L_n} + 1 \right) c L_n \quad (16)$$

onde D_m é a ação permanente média e L_m é a ação variável média. Na Eq. (16) foram empregados $D_m = 1,05 D_n$ e $L_m = L_n$ (Ellingwood et al., 1980). Das Eqs. (13) e (16), obtém-se:

$$\frac{R_m}{Q_m} = \frac{C_\gamma R_m}{\phi R_n} \quad (17)$$

onde C_γ é o coeficiente de calibração (NAS, 2001) definido por:

$$C_\gamma = \frac{\left(\gamma_D \frac{D_n}{L_n} + \gamma_L \right)}{\left(1,05 \frac{D_n}{L_n} + 1 \right)} \quad (18)$$

O coeficiente de variação das cargas é igual a:

$$V_Q = \frac{\sqrt{(D_m V_D)^2 + (L_m V_L)^2}}{D_m + L_m} \quad (19)$$

Combinando as Eqs. (11), (14) e (17), uma expressão do coeficiente de ponderação da resistência pode ser obtido:

$$\phi = C_\gamma (M_m F_m P_m) e^{-\beta \sqrt{V_R^2 + V_Q^2}} \quad (20)$$

Além da combinação de ações 1,2D_n+1,6L_n e a relação ação permanente/ação variável D_n/L_n = 1/5, o AISI-LRFD adota o índice de confiabilidade alvo β_o de 2,5 para barras e 3,5 para ligações, respectivamente.

2.3 Adaptações na formulação do índice de confiabilidade e coeficiente de ponderação da resistência

No formato da NBR 14762 (2001) o coeficiente de ponderação da resistência é um número divisor maior que 1 aplicado à resistência nominal, isto é γ = 1/φ. Logo, as formulações do índice de confiabilidade e do coeficiente de ponderação da resistência podem ser reescritas de forma genérica:

$$\beta_H = \frac{\ln[C_\gamma \gamma (M_m F_m P_m)]}{\sqrt{V_M^2 + V_F^2 + V_P^2 + V_Q^2}} \quad (21)$$

$$\gamma_H = \frac{e^{\beta_o \sqrt{V_M^2 + V_F^2 + V_P^2 + V_Q^2}}}{C_\gamma (M_m F_m P_m)} \quad (22)$$

O índice “H” das equações anteriores indica que se trata da formulação adotada por Hsiao (1989), apesar da substituição do parâmetro φ por γ.

Na formulação de dimensionamento com base em ensaios, o AISI (2001) introduziu um fator de correção C_p aplicado ao coeficiente de variação V_p, que neste caso leva em conta apenas os dados de ensaios. O fator de correção C_p é dado por:

$$C_p = \frac{m \left(1 + \frac{1}{n} \right)}{(m-2)} \quad \text{para } n \geq 4 \quad (23)$$

$$C_p = 5,7 \quad \text{para } n = 3$$

Onde n é o número de ensaios e m é o grau de liberdade, igual a (n – 1)

Apresenta-se uma adequação das Eqs. (21) e (22):

$$\beta_{Hm} = \frac{\ln[C_\gamma \gamma (M_m F_m P_m)]}{\sqrt{V_M^2 + V_F^2 + C_p V_P^2 + V_Q^2}} \quad (24)$$

$$\gamma_{Hm} = \frac{e^{\beta_o \sqrt{V_M^2 + V_F^2 + C_p V_P^2 + V_Q^2}}}{C_\gamma (M_m F_m P_m)} \quad (25)$$

O índice “Hm” das Eqs. (24) e (25) representa a abreviação do termo “Hsiao modificado”.

Apesar da equivalência com as expressões do anexo F do AISI (2001), a modificação refere-se à consideração de que V_P não será baseado apenas nos dados experimentais, mas também através de cálculos de resistência pelas fórmulas de projeto.

Nas análises subsequentes, serão adotados os seguintes dados:

- Combinação de ações: $1,2D_n+1,6L_n$ (AISI, 1996) e $1,25D_n+1,5L_n$, (NBR 14762, 2010);
- Relação ação permanece/ação variável: $D_n/L_n = 1/5$ e $1/3$; conforme AISI (1996) e S136 (1994), respectivamente;
- Coeficiente de ponderação da resistência: $\gamma = 1,1$ (na avaliação do índice de confiabilidade);
- Índice de confiabilidade alvo: $\beta_o = 2,5$ (na avaliação do coeficiente de ponderação da resistência).

3 ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS ALEATÓRIAS

Numa análise de confiabilidade, o que se pretende é a avaliação da probabilidade de falha ou do índice de confiabilidade correspondente. Para o desenvolvimento dos critérios de cálculo baseados em probabilidade são requeridos dados das variáveis solicitação e resistência estrutural. A informação básica requerida é a distribuição de probabilidade de cada variável solicitação e resistência e estimativas de suas médias e coeficientes de variação.

Na tabela 1 apresentam-se os dados estatísticos que refletem as incertezas do material e geométricas:

| Caso em análise | M_m | V_M | F_m | V_F |
|--|-------|-------|-------|-------|
| Barras submetidas à tração ou à compressão | 1,10 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |
| Barras submetidas à flexão simples: | | | | |
| - Momento fletor: barras estáveis lateralmente | 1,10 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |
| - Flambagem lateral com torção | 1,00 | 0,06 | 1,00 | 0,05 |
| - Painel conectado à mesa tracionada | 1,10 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |
| - Força cortante | 1,10 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |
| - Momento fletor e força cortante combinados | 1,10 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |
| Barras submetidas à flexão composta | 1,05 | 0,10 | 1,00 | 0,05 |

Tabela 1: Dados estatísticos para determinação do coeficiente de ponderação da resistência (adaptado da NBR 14762:2001)

Os dados estatísticos das ações, $D_m = 1,05 D_n$; $V_D = 0,1$; $L_m = L_n$; $V_L = 0,25$ (Ellingwood et al, 1980), foram adotados na análise da confiabilidade. As cargas de colapso, obtidas experimentalmente em colunas e vigas-coluna (P_{exp}), foram obtidas de várias publicações. O valor predito (P_{NBR}) foi calculado de acordo com a NBR 14762 (2001). Os valores de P_m e V_P são definidos a partir da análise estatística da relação P_{exp}/P_{NBR} , como é demonstrado na tabela 2, para ensaios de compressão centrada realizados por Mulligan (1983).

| Amostra | P_{exp} (kN) | P_{NBR} (kN) | P_{exp}/P_{NBR} |
|--------------------------|----------------|----------------|-------------------|
| C1 120 x 60 | 43,61 | 39,22 | 1,11 |
| C2 120 x 60 | 46,28 | 34,03 | 1,36 |
| C3 120 x 60 | 36,49 | 22,11 | 1,65 |
| C4 120 x 60 | 37,38 | 21,40 | 1,74 |
| C5 120 x 60(a) | 52,51 | 38,73 | 1,35 |
| C1 180 x 60 | 42,72 | 40,04 | 1,06 |
| C2 180 x 60 | 38,94 | 33,91 | 1,17 |
| C3 180 x 60 | 33,82 | 27,00 | 1,25 |
| C4 180 x 60(a) | 48,06 | 38,46 | 1,25 |
| C1 180 x 90 | 54,74 | 49,74 | 1,10 |
| C2 180 x 90 | 53,85 | 44,80 | 1,20 |
| C3 180 x 90(a) | 52,51 | 43,75 | 1,20 |
| Número de amostras | | $N =$ | 12 |
| Média | | $P_m =$ | 1,2866 |
| Coefficiente de variação | | $V_p =$ | 0,1649 |

Tabela 2: Comparação de cargas experimentais e calculadas de colunas sujeitas a compressão centrada

4 CALIBRAÇÃO DE BARRAS SUBMETIDAS À COMPRESSÃO

4.1 Dados experimentais

Três conjuntos de dados experimentais foram considerados para realizar a calibração dos procedimentos teóricos descritos acima. O programa experimental conduzido por Mulligan (1983) apresentou 37 colunas em perfis U enrijecidos (U_e), sendo 24 colunas curtas e 13 esbeltas. Desse conjunto, foram analisadas 12 amostras à compressão (C) centrada e 9 à flexo-compressão (FC). A espessura de todas as seções analisadas foi de 1,14 mm. As colunas curtas tiveram o empenamento restringido, com os coeficientes de flambagem $K_x = 0.5$, $K_y = 0.5$, e $K_t = 0.5$ enquanto as colunas esbeltas ficaram restringidas no eixo de menor inércia, isto é, $K_x = 0.5$, $K_y = 1.0$, e $K_t = 0.5$.

Young (2004) realizou experimentos em colunas de 25 cantoneiras enrijecidas de abas iguais. O comprimento das colunas variou entre 250 e 3500 mm. As séries ensaiadas denominadas $L_e1.2$, $L_e1.5$ e $L_e1.9$, referem-se à cantoneiras enrijecidas de espessuras 1.2, 1.5 e 1.9 mm. As colunas tiveram as extremidades restringidas à rotação, isto é, $K_x = 0.5$, $K_y = 0.5$, e $K_t = 0.5$.

Chodraui (2006) realizou análise teórica e experimental em perfis formados à frio submetidos à compressão. Especial atenção foi dada ao estudo da estabilidade elástica de cantoneiras, com foco principal na coincidência entre o modo local-placa e o modo local distorcional. Apresentou uma análise em perfis usualmente empregados no Brasil (perfis U, U enrijecido e cantoneiras simples e duplas). A tabela 3 apresenta o tipo de seção, condições de extremidade e comprimento real (L_r) de cada amostra.

| Seção | L_r (mm) |
|--------------------|------------|
| U 100x50x2,38 | 850 |
| $K_x L_r = 0,5L_r$ | 1320 |
| $K_y L_r = 1,0L_r$ | 1800 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 2270 |
| U 100x50x3,88 | 850 |
| $K_x L_r = 0,5L_r$ | 1320 |
| $K_y L_r = 1,0L_r$ | 1800 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 2270 |
| Ue 125x25x50x2,38 | 1015 |
| $K_x L_r = 0,5L_r$ | 1575 |
| $K_y L_r = 1,0L_r$ | 2130 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 2700 |
| Ue 125x25x50x3,88 | 985 |
| $K_x L_r = 0,5L_r$ | 1530 |
| $K_y L_r = 1,0L_r$ | 2070 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 2615 |
| L 60x2,38 | 615 |
| $K_1 L_r = 0,5L_r$ | 970 |
| $K_2 L_r = 1,0L_r$ | 1330 |
| $K_3 L_r = 0,5L_r$ | 1685 |
| 2L 60x2,38 | 1045 |
| $K_x L_r = 1,0L_r$ | 1620 |
| $K_y L_r = 0,5L_r$ | 2190 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 2765 |
| 2L 60x2,38 | 1490 |
| $K_x L_r = 0,5L_r$ | 2020 |
| $K_y L_r = 1,0L_r$ | 2550 |
| $K_z L_r = 0,5L_r$ | 3060 |

Tabela 3: Dados geométricos das amostras ensaiadas (Chodraui, 2006)

4.2 Análise dos resultados

A tabela 4 apresenta os resultados para Índice de confiabilidade (β) e coeficiente de ponderação da resistência (γ) para os conjuntos experimentais citados anteriormente. Como esperado, verifica-se uma relação entre β e γ . Quando β tende para β_0 , nesse caso de calibração igual a 2,5, γ tende a 1,1, conforme norma brasileira e norma americana ($\phi=1/1,1$).

| Dados Experimentais | | | | 1,2Dn + 1,6Ln | | 1,25Dn + 1,5Ln | |
|---------------------------|-------|------|---------------|---------------|-------------|----------------|-------------|
| Ref./Tipos de seção/série | | | | Dn/Ln = 1/5 | Dn/Ln = 1/3 | Dn/Ln = 1/5 | Dn/Ln = 1/3 |
| Mulligan (1983) Ue (C) | N | 12 | β_H | 3,00 | 3,06 | 2,82 | 2,90 |
| | P_m | 1,29 | β_{Hm} | 2,85 | 2,89 | 2,68 | 2,75 |
| | V_P | 0,16 | γ_H | 0,95 | 0,94 | 1,00 | 0,99 |
| | | | γ_{Hm} | 0,99 | 0,98 | 1,04 | 1,02 |
| Mulligan (1983) Ue (FC) | N | 9 | β_H | 2,35 | 2,37 | 2,19 | 2,23 |
| | P_m | 1,10 | β_{Hm} | 2,16 | 2,17 | 2,01 | 2,03 |
| | V_P | 0,19 | γ_H | 1,15 | 1,14 | 1,21 | 1,19 |
| | | | γ_{Hm} | 1,23 | 1,22 | 1,29 | 1,28 |
| Young (2004) Le1.2 | N | 8 | β_H | 2,62 | 2,60 | 2,52 | 2,52 |
| | P_m | 2,14 | β_{Hm} | 2,17 | 2,15 | 2,09 | 2,08 |
| | V_P | 0,47 | γ_H | 1,04 | 1,04 | 1,09 | 1,09 |
| | | | γ_{Hm} | 1,36 | 1,37 | 1,43 | 1,43 |
| Young (2004) Le1.5 | N | 8 | β_H | 2,84 | 2,83 | 2,73 | 2,74 |
| | P_m | 2,21 | β_{Hm} | 2,36 | 2,34 | 2,28 | 2,27 |
| | V_P | 0,44 | γ_H | 0,93 | 0,94 | 0,98 | 0,98 |
| | | | γ_{Hm} | 1,20 | 1,21 | 1,26 | 1,26 |
| Young (2004) Le1.9 | N | 9 | β_H | 3,08 | 3,09 | 2,96 | 2,99 |
| | P_m | 1,96 | β_{Hm} | 2,68 | 2,67 | 2,57 | 2,58 |
| | V_P | 0,34 | γ_H | 0,86 | 0,86 | 0,91 | 0,90 |
| | | | γ_{Hm} | 1,01 | 1,02 | 1,06 | 1,06 |
| Young (2004) Le-tot | N | 25 | β_H | 2,88 | 2,87 | 2,77 | 2,78 |
| | P_m | 2,10 | β_{Hm} | 2,74 | 2,73 | 2,64 | 2,65 |
| | V_P | 0,41 | γ_H | 0,92 | 0,93 | 0,97 | 0,97 |
| | | | γ_{Hm} | 0,98 | 0,98 | 1,03 | 1,02 |
| Chodraui (2006) U100 | N | 8 | β_H | 3,09 | 3,20 | 2,88 | 3,02 |
| | P_m | 1,16 | β_{Hm} | 3,02 | 3,12 | 2,82 | 2,94 |
| | V_P | 0,07 | γ_H | 0,95 | 0,94 | 1,00 | 0,98 |
| | | | γ_{Hm} | 0,97 | 0,95 | 1,01 | 0,99 |
| Chodraui (2006) Ue125 | N | 8 | β_H | 2,55 | 2,60 | 2,37 | 2,43 |
| | P_m | 1,09 | β_{Hm} | 2,38 | 2,41 | 2,21 | 2,26 |
| | V_P | 0,14 | γ_H | 1,08 | 1,07 | 1,14 | 1,12 |
| | | | γ_{Hm} | 1,14 | 1,13 | 1,20 | 1,18 |
| Chodraui (2006) L60 | N | 4 | β_H | 2,26 | 2,30 | 2,07 | 2,13 |
| | P_m | 0,98 | β_{Hm} | 1,84 | 1,83 | 1,68 | 1,69 |
| | V_P | 0,11 | γ_H | 1,17 | 1,16 | 1,23 | 1,21 |
| | | | γ_{Hm} | 1,36 | 1,35 | 1,43 | 1,41 |
| Chodraui (2006) 2L60 | N | 8 | β_H | 3,31 | 3,43 | 3,11 | 3,25 |
| | P_m | 1,25 | β_{Hm} | 3,20 | 3,30 | 3,01 | 3,13 |
| | V_P | 0,09 | γ_H | 0,90 | 0,88 | 0,94 | 0,92 |
| | | | γ_{Hm} | 0,92 | 0,90 | 0,96 | 0,94 |

Tabela 4: Índice de confiabilidade β e coeficiente de ponderação da resistência γ

Os desvios entre β_H e β_{Hm} (ou γ_H e γ_{Hm}) são evidentes, pois quando o número de amostras (N) é reduzido, o fator de correção (C_p) aumenta sua influência na formulação β_{Hm} (ou γ_{Hm}), como se verifica em Young (2004) para a série $L_e1.9$. Porém, P_m e V_P também influenciam relativamente, nesse tipo de análise. Em Young (2004), para a série L_e -tot, observa-se que tais desvios são minimizados pois considera todas as amostras reunidas.

Como estudado em Brandão (2007), os resultados para $D_n/L_n = 1/3$, são em geral superiores em relação à $D_n/L_n = 1/5$, porém nos casos analisados são inferiores a 5%.

Em Chodraui (2006), na série L60 os índices de confiabilidade relativamente baixos conduziram à elevados valores para os coeficientes de ponderação das resistências. Nesta

séria, foram ensaiadas apenas 4 amostras. Em Young (2004), na série L_c1.2, cantoneiras enrijecidas com espessura de 1,2 mm, os índices de confiabilidade apresentaram pequenos desvios em relação ao índice de confiabilidade alvo, entretanto os valores elevados dos coeficientes de ponderação das resistências, foram influenciados pelos altos valores de P_m e V_p .

5 CONCLUSÕES

Neste trabalho foi apresentado um estudo da segurança de elementos de barras em perfis formados a frio. Foi empregada a mesma metodologia de calibração utilizada na norma AISI para 2 combinações de ações. Os resultados foram resumidos em uma tabela apresentando as variações do índice de confiabilidade (β) em função das combinações de ações estabelecidas.

Verifica-se através dos resultados apresentados que o coeficiente de ponderação aplicado à ação variável tem maior influência na determinação do índice de confiabilidade, em relação ao coeficiente de ponderação aplicado à ação permanente. Além disso, o aumento da razão do carregamento D_n/L_n resulta em um maior índice de confiabilidade, dada à maior variabilidade da sobrecarga ($V_L = 0,25$) comparada à variabilidade do peso próprio ($V_D = 0,10$).

Foram mostrados neste trabalho todos os procedimentos que vem sendo adotados na calibração das normas AISI (1991), S136 (1994) e NAS (2001). Sugere-se a utilização dos mesmos procedimentos para a calibração das normas brasileiras de estruturas metálicas. Para tal, é necessária a definição pelos comitês de revisão dos níveis de segurança desejado da relação ação permanente/ação variável a ser utilizada. É importante que os dados experimentais sejam complementados principalmente com a incorporação de resultados de ensaios realizados no Brasil.

6 AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq e à FAPEMIG pelo financiamento deste trabalho.

REFERÊNCIAS

- Ang, A. H. S. e Cornell, C. A., Reliability bases of structural safety and design. *Journal of the Structural Division*, 100, ST9, 1755-1769, 1974.
- AISI, Cold-formed steel design manual. *American Iron and Steel Institute*, Washington, DC., 1991.
- AISI, Cold-formed steel design manual. *American Iron and Steel Institute*, Washington, DC., 2001.
- NBR 14762, *Associação Brasileira de Normas Técnicas*. Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio, Rio de Janeiro, 2001.
- Brandão, A. L. R. Segurança de Estruturas em Perfis Formados a Frio, Dissertação de Mestrado – UFOP, 2007.
- Brandão, A. L. R., Freitas, M. S. R., Freitas, A. M. S. Segurança de Estruturas em Perfis Formados a Frio. In: XXXIII Jornadas Sudamericanas de Ingeniería Estructural, Santiago – Chile, 2008.
- Chodraui, G. M. B., Shifferaw, Y., Malite, M., e Schafer, B. W., Cold-formed steel angles under axial compression. Eighteenth International Specialty Conference on Cold-Formed Steel Structures: Recent Research and Developments in Cold-Formed Steel Design and Construction, Orlando, FL, United States, 285-300, 2006.
- Cornell, A. C., A probability based structural code. *ACI Journal*, **66**, 12, 974-985, 1969.
- Ellingwood, B., Galambos, T. V., MacGregor, J. G. e Cornell, C. A. Development of a

- probability based load criterion for American National Standard A58: Building code requirements for minimum design loads in buildings and other structures. National Bureau of Standards, U.S. Department of Commerce, 1980.
- Freitas, M. S. R. et al. Confiabilidade de Vigas Metálicas Dimensionadas pela Norma Brasileira NBR 8800, *REM – Revista Escola de Minas*, vol. 60, 2, pp. 261-269, 2007.
- Galambos, T. V. e Ravindra, M. K. The basis for load and resistance factor design criteria of steel building structures. *Canadian Journal of Civil Engineering*, 4, 178-189, 1977.
- Hsiao, L. E., Yu, W. W. e Galambos, T. V., AISI LRFD method for cold-formed steel structural members.” *Journal of Structural Engineering*, 116, 2, 500-517, 1990.
- Hsiao, L. E., Yu, W. W., Galambos, T. V. Load and Resistance Factor Design of Cold-Formed Steel: Calibration of the AISI Design Provisions, 9th Progress Report, University of Missouri-Rolla, 1988.
- Hsiao, L.E. Reliability Based Criteria for Cold-Formed Steel Members. Ph.D. Thesis, Universidade de Missouri-Rolla, Rolla, Missouri, 1989.
- Lind, N. C. Consistent partial safety factors. *Journal of the Structural Division*, 97, ST6, 1651-1669, 1971.
- NAS. North American Specification for the Design of Cold-formed Steel Structural Members. 2001.
- Mulligan, G. P., The influence of local buckling on the structural behavior of singly-symmetric cold- formed steel columns, Ph.D. Thesis, Cornell University, Ithaca, NY, 1983.
- Ravindra, M. K. e Galambos, T. V., Load and resistance factor design for steel. *Journal of the Structural Division*, 104, ST9, 1337-1353, 1978.
- S136 Canadian Standards Association. “Cold Formed Steel Structural Members”, Ontario, Canada, 1994.
- Young, B., Tests e design of fixed-ended cold-formed steel plain angle columns. *Journal of Structural Engineering*, 130(12), 1931-1940, 2004.