

Universidade Federal de Ouro Preto

Escola de Minas

Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil
PROPEC

Dissertação

Análise da confiabilidade de barras em perfis formados a frio submetidas à força axial de compressão pelo método FORM

Denise Christie de Oliveira Capanema

Ouro Preto

2018



UFOP

C236a Capanema, Denise Christie de Oliveira Capanema .
Análise da confiabilidade de barras em perfis formados a frio submetidas à força axial de compressão pelo método FORM [manuscrito] / Denise Christie de Oliveira Capanema Capanema. - 2018.
180f.: il.: color; graf.; tabs.

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Assis das Neves .
Coorientador: Prof. Dr. Marcílio Sousa da Rocha Freitas.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Ouro Preto. Escola de Minas. Departamento de Engenharia Civil. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil.
Área de Concentração: Construção Metálica.

1. Estruturas metálicas. 2. Calibração. 3. Confiabilidade (Engenharia). 4. First Order Reliability Method (FORM). I. Neves , Francisco de Assis das. II. Freitas, Marcílio Sousa da Rocha. III. Universidade Federal de Ouro Preto. IV. Título.

CDU: 624.014

Catálogo: www.sisbin.ufop.br

Denise Christie de Oliveira Capanema

**ANÁLISE DA CONFIABILIDADE DE BARRAS EM PERFIS FORMADOS A FRIO
SUBMETIDAS À FORÇA AXIAL DE COMPRESSÃO PELO MÉTODO FORM**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação de Engenharia Civil da Universidade Federal de Ouro Preto, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil.

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Assis das Neves

Coorientador: Prof. Dr. Marcílio Sousa da Rocha Freitas

Área de Concentração: Estruturas e Construção

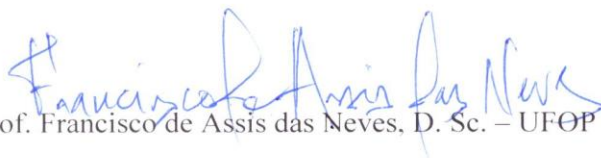
Ouro Preto

2018

**ANÁLISE DA CONFIABILIDADE DE BARRAS EM PERFIS FORMADOS A FRIO
SUBMETIDAS À FORÇA AXIAL DE COMPRESSÃO PELO MÉTODO FORM**

AUTORA: DENISE CHRISTIE DE OLIVEIRA CAPANEMA

Esta dissertação foi apresentada em sessão pública e aprovada em 12 de dezembro de 2018, pela Banca Examinadora composta pelos seguintes membros:



Prof. Francisco de Assis das Neves, D. Sc. – UFOP (Presidente)



Prof. Marcílio Sousa da Rocha Freitas, D. Sc. – UFOP



Prof. André Luis Riqueira Brandão, D. Sc. – UNIFEI



Prof. Flávio Teixeira de Souza, D. Sc. – IFMG

À minha família, amigos e professores por todo o incentivo, em especial a Deus, fonte de inspiração.

AGRADECIMENTOS

Se você está lendo esta página é porque eu consegui e não foi fácil chegar até aqui. Do processo seletivo, passando pela aprovação até a conclusão do Mestrado, foi um longo caminho percorrido, nada foi fácil, nem tampouco tranquilo. Mas primeiramente agradeço a Deus, por conceder-me o dom da vida e permitir vivenciar esta experiência tão única ao longo desses anos de mestrado, que apesar das frustrações e desânimos me proporcionou um ambiente propício de aprendizado e amizades, me fortalecendo durante a realização de um trabalho tão importante.

Ao meu orientador Marcílio Freitas, agradeço o suporte com os seus conhecimentos valiosos, as correções, os incentivos, a paciência e as suas tranquilas palavras que me encorajou durante esse desafio. Obrigada pela confiança dada. Ao Prof. André Brandão que foi fundamental durante a pesquisa e que sempre esteve a disposição com seus conhecimentos, obrigada pela atenção. Ao Prof. Assis das Neves obrigada pela confiança nesse projeto.

À minha irmã acadêmica Fernanda Ferra por toda paciência e contribuições para este trabalho. Foi essencial os estudos com você e os cafés maravilhosos para revigorar as energias com boas conversas.

À minha mãe Aldeni Antonia, amor incondicional. Que me gerou, dando educação, valores e ensinando a andar, que sempre renunciou os seus sonhos para que eu pudesse realizar os meus e que nunca deixou de me amar. A minha irmã Maria Fernanda, pela paciência cotidiana e por me incentivar sempre.

Ao meu pai Elizio Capanema, que apesar de não ter sido presente me fez forte perante as dificuldades e me deixou uma lição: “Será com os estudos que conseguirá tudo o que deseja na sua vida.” Ao meu padrasto Marcos Antonio que me inspirou a ser um ser humano melhor e buscar por meus objetivos de vida.

Aos modelos em que procuro me espelhar sempre: aos meus avós Antônio (in memoriam) e José Matos (in memoriam), amor incondicional eterno, e por me terem ensinado a ser nobre, na essência da palavra. Que falta vocês me fazem! À minha mãeinha Terezinha pela garra, perseverança e otimismo contagiantes até hoje, que sempre esteve ao meu lado.

À minha família, que sempre estiveram comigo apoiando com muita paciência, compreensão e amor. Em especial à prima Bel (Isabel Cristina) e ao primo Juninho

(João Junio), amigos de todas as horas e diversão garantida na cozinha. Às famílias Camargos e Joaquim Somar pela hospitalidade, carinho e alegria quando me recebem, em especial a tia Dina e a tia Maria pelas vibrações e todas as preces. As minhas madrinhas Celina Mendes e Aurea pelo amor e confiança de sempre. Amo vocês.

Aos irmãos que Deus colocou em minha vida e escolhi para conviver, obrigada: Naiara Borges por sempre ouvir meus desabafos e por acreditar sempre em mim; Humberto Andrade, parceiro de todas as horas e que me aguentou por tanto tempo na convivência diária; Roberta Camargos, amiga-irmã de todos os momentos; Thaís Diniz amiga que sempre esteve presente, Karine Carvalho pela torcida sempre; A minha amada Paola Neves que sempre preocupou comigo durante essa trajetória; Ao grande amigo Cristiano Starling por sempre proporcionar bons momentos, obrigada pela hospitalidade de sempre; A Wanusa, o Edvaldo e a Kelly que me ajudaram a conhecer mais sobre Deus e me fortaleceram nessa caminhada; Ao eterno grupo da graduação Kathleen Santana, Tatiana Aparecida e Renato Augusto por me socorrerem sempre e que me motivam a crescer a cada dia. Amor incondicional, sempre. Sendo assim saibam que a distância não nos separa, seus corações estão comigo e o meu com vocês.

Às amigas caninas Lara, Xenha, Lessi e Linda, às tartarugas Donatella e Michelangela, obrigada pela pata amiga e por me receberem sempre com tanta alegria e amor. À passarinha Like pelos seus belos cantos para revigorar as energias todas as manhãs.

À DECAP Engenharia pela realização de um sonho profissional e pelo incentivo nessa caminhada, em especial aos parceiros Diego Soares, Péricles Maciel, Renato Camargos, Débora Cristina e Silvia Diniz.

Ao projeto Crer'Ser, que me proporcionou conhecimentos valiosos, sobre todas as prioridades que devo ter na vida, sendo assim me ensinando escrever meu projeto de vida. Um agradecimento especial aos meus colegas da 7ª edição e aos coordenadores Hêladio e também as minhas madrinhas Dani e Marilza.

À Obra Social Glorieux, pela oportunidade de ser professora de informática, podendo assim ter contato com a arte de educar que tanto amo, em especial a Miriene e Cecilia por todo apoio e ao irmão Antonio e Danilo que sempre está presente na minha família.

À todos os professores que me acompanharam desde a graduação até aqui, agradeço todas as informações e apoio, em especial à professora Suzete Teixeira exemplo profissional, de amor e de ser humano, obrigada por confiar sempre em mim e por ser a minha “mãe acadêmica”. E também aos professores Josiane Militão, Mayra Stradioto, Eugênio Batista, Walter Duarte, Aline de Araújo, Everaldo Bonaldo, Juliana Bonaldo, Raquel Jacob, Carlos Roberto, Thiago Porto e Jane Barroso que foram essencial na motivação e realização desse projeto. Espero poder seguir os bons exemplos que aprendi com vocês.

À todos os colegas do mestrado, em especial ao Priscila Brandão, Lidiane de Paula, Wender Sousa, Lidiane de Deus, Laís Carvalho, João Souza e Tatiane Maga que me ensinaram que a amizade foi o elemento essencial para a conclusão dessa etapa e que a troca de opiniões e conhecimentos foram fundamentais para o enriquecimento deste projeto.

À Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP), ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil (PROPEC) e ao seu corpo docente, que durante essa caminhada foram fundamentais à minha formação.

Agradeço à CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pela concessão da bolsa durante todo o período de realização deste mestrado.

Aos meus familiares e amigos, minha eterna gratidão pelo apoio e compreensão nos momentos difíceis. Agradeço os seus preciosos ensinamentos, que tornaram minha vida mais afetuosa.

Por fim alcancei o meu objetivo, agradecendo a Deus pela oportunidade de me envolver com pessoas que direta ou indiretamente fizeram parte da minha formação e também pelas situações que favoreceram a concretização desse trabalho, que apesar das dificuldades, o apoio de todos me fizeram acreditar na minha capacidade. Com vocês, queridos, divido a alegria desta experiência. Meus sinceros agradecimentos e minha eterna gratidão.

“Abraço combina muito com engenharia: colunas alinhadas que dão conforto e segurança.” (Tiago Bezerra)

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo a avaliação dos índices de confiabilidade e coeficientes de ponderação da resistência para barras submetidas à força axial de compressão de perfis formados a frio projetadas segundo a norma brasileira ABNT NBR 14762:2010 e a norma americana AISI S100:2016. Foi empregado o método de confiabilidade de primeira ordem FORM (*First Order Reliability Method*) e feito comparação com os métodos de confiabilidade FOSM (*First Order Second Moment*) e SMC (Simulação de Monte Carlo). Foram analisados, no total, 322 resultados de ensaios experimentais de colunas de perfis formados a frio carregadas concentricamente com seções U simples e U enrijecido obtidos de vários pesquisadores, para obtenção das estatísticas para a relação carga de ensaio versus carga predita para os três métodos disponíveis na Norma Brasileira para perfis formados a frio: o Método da Largura Efetiva (MLE), o Método da Seção Efetiva (MSE) e o Método da Resistência Direta (MRD). Os coeficientes de ponderação da resistência são obtidos para combinações de ações gravitacionais previstas na norma AISI S100:2016 e na norma brasileira ABNT NBR 14762:2010, sendo: $1,2D_n+1,6L_n$ e $1,25D_n+1,5L_n$, além das relações entre ação variável e ação permanente, L_n/D_n , iguais a 5 para LRFD e 3 para LSD adotadas na calibração da norma AISI S100:2016. São considerados índices de confiabilidade alvo também empregados na calibração da norma AISI S100:2016, sendo $\beta_o = 2,5$ para LRFD e $\beta_o = 3,0$ para LSD. Os resultados mostraram que os índices de confiabilidade são mais conservadores com a menor relação L_n/D_n . Verificou-se que os índices de confiabilidade são superiores ao valor alvo $\beta_o = 2,5$ e inferiores para $\beta_o = 3,0$. Os resultados obtidos indicaram coeficientes de ponderação da resistência maiores que o valor adotado atualmente pela norma brasileira.

Palavras-chave: FORM, calibração, confiabilidade estrutural, perfil formados a frio, compressão.

ABSTRACT

This work aims to evaluate the reliability index and the resistance coefficients for bars subjected to axial compression force of cold formed profiles designed according to the Brazilian standard ABNT NBR 14762: 2010 and American standard AISI S100: 2016. The first order reliability method (FORM) was applied and compared to the reliability methods FOSM (First Order Second Moment) and SMC (Monte Carlo Simulation). A total of 322 experiments of concentrically loaded cold formed compression members with two cross section types C- and stiffened C-Sections. The results were taken from various researchers to obtain the statistics for the test load versus the predicted load ratio for the three methods available in Brazilian Standard for cold-formed profiles: the Effective Width Method (EWM), the Effective Section Method (ESM) and the Direct Strength Method (DSM). The resistance factors are obtained for gravity load combinations provided for in the AISI S100: 2016 standard and the Brazilian standard ABNT NBR 14762: 2010, being: $1.2D_n + 1.6L_n$ and $1.25D_n + 1.5L_n$. In the calibration of the AISI S100: 2016 standard live load to dead load ratio was used, L_n/D_n , equal to 5 for LRFD and 3 for LSD. Also, target reliability index of $\beta_o = 2.5$ for LRFD and $\beta_o = 3.0$ for LSD was considered. The results showed that the reliability indexes are more conservative with the lowest L_n/D_n ratio. It was verified that the reliability indexes are higher than the normative value of $\beta_o = 2.5$ and lower for $\beta_o = 3.0$. The results indicated a resistance factor greater than the value currently adopted by the Brazilian standard.

Key words: FORM, calibration, structural reliability, cold-formed steel, compression.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do peso de uma estrutura ao longo do tempo	37
Figura 2 – Função densidade de probabilidade $f_Q(q)$ e $f_R(r)$	39
Figura 3 – Ilustração do conceito de estado-limite	42
Figura 4 – Região de integração para determinação da probabilidade de falha	42
Figura 5 – Definição do índice de confiabilidade β	47
Figura 6 – Representação gráfica do método FORM	49
Figura 7 – Fluxograma de análise de confiabilidade pelo método FORM	55
Figura 8 – Pontos na simulação de Monte Carlo	58
Figura 9 – Distribuição de frequência e função densidade de probabilidade (lognormal) de P (compressão)	62
Figura 10 – Alguns tipos de seções transversais de perfis formados a frio	69
Figura 11 – Modos de flambagem do perfil U enrijecido submetido à força axial de compressão	70
Figura 12 – Flambagem global: (a) por torção e (b): por flexo-torção	71
Figura 13 – Curva de flambagem: NBR 14762:2010	72
Figura 14 – Representação esquemática do Método da Largura Efetiva: (a) Distribuição não linear de tensões ao longo da largura b da placa original e (b) Distribuição uniforme de tensões para a placa substituta de largura efetiva b_{ef}	74
Figura 15 – Coeficientes de flambagem local para vários tipos de seções	76
Figura 16 – Flambagem distorcional: (a) U enrijecido sob compressão uniforme, (b) U enrijecido sob flexão simples e (c) Seção tipo <i>rack</i> sob compressão uniforme	77
Figura 17 – Análise de estabilidade elástica de um perfil U enrijecido pelo software CUFSM: protótipo C4 120x60 ensaiado por Mulligan (1983)	79
Figura 18 – Definição das condições de apoio	82
Figura 19 – Distribuição de tensões residuais em chapas	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Classificação dos métodos de análise de confiabilidade.....	29
Tabela 2 – Seleção dos estados limites da NBR 14762:2010 e AISI S100:2016, formato de projeto, modos de falha e respectivos coeficientes de ponderação	30
Tabela 3 – Estados-limites típicos para estruturas.....	34
Tabela 4 – Dados estatísticos para os estados limites estudados	60
Tabela 5 – Estatísticas das ações consideradas.....	63
Tabela 6 – Fluxograma de entrada de dados para cálculo do índice de confiabilidade	65
Tabela 7 – Grupos de dados experimentais de barras submetidas à compressão centrada	82
Tabela 8 – Fluxograma para cálculo do índice de confiabilidade.....	87
Tabela 9 – Estatísticas do coeficiente profissional e índice de confiabilidade para todos os dados.....	94
Tabela A.1– Resultados experimentais e teóricos calculados com base nos métodos MSE, MLE e MRD	111
Tabela E.1 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para os perfis U simples.....	138
Tabela E.2 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para os perfis U _e	141
Tabela E.3 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo global	143
Tabela E.4 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo local.....	145
Tabela E.5 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo distorcional	148

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MSE	88
Gráfico 2 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MLE	89
Gráfico 3 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MRD	89
Gráfico 4 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para todos os dados	90
Gráfico 5 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE	91
Gráfico 6 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE	91
Gráfico 7 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE	92
Gráfico 8 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MSE	94
Gráfico 9 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MLE	95
Gráfico 10 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MRD.....	95
Gráfico 11 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para todos os dados para o MSE.....	96
Gráfico 12 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para todos os dados para o MLE	96
Gráfico B.1 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MSE.....	121
Gráfico B.2 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MLE.....	121
Gráfico B.3 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MRD.....	122
Gráfico B.4 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MSE	122
Gráfico B.5 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MLE	123

Gráfico B.6 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MRD	123
Gráfico B.7 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MSE	124
Gráfico B.8 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MLE	124
Gráfico B.9 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MRD	125
Gráfico B.10 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MSE	125
Gráfico B.11 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MLE	126
Gráfico B.12 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MRD	126
Gráfico B.13 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MSE	127
Gráfico B.14 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MLE	127
Gráfico B.15 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MRD	128
Gráfico C.1 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para perfis U simples.....	129
Gráfico C.2 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para perfis U_e	129
Gráfico C.3 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para o modo global	130
Gráfico C.4 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para o modo local	130
Gráfico C.5 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para o modo distorcional	130
Gráfico D.1 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MSE	131
Gráfico D.2 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MLE.....	131

Gráfico D.3 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MRD.....	132
Gráfico D.4 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MSE	132
Gráfico D.5 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MLE.....	133
Gráfico D.6 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MRD.....	133
Gráfico D.7 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo global para o MSE, MLE e MRD	134
Gráfico D.8 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MSE	134
Gráfico D.9 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MLE	135
Gráfico D.10 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MRD.....	135
Gráfico D.11 – Fatores de importância das variáveis aleatórias obtidos para o modo distorcional para o MSE	136
Gráfico D.12 – Fatores de importância das variáveis aleatórias obtidos para o modo distorcional para o MLE e MRD.....	136
Gráfico E.1 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MSE.....	139
Gráfico E.2 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MLE	139
Gráfico E.3 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MRD	139
Gráfico E.4 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MSE.....	142
Gráfico E.5 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MLE	142
Gráfico E.6 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MRD	142
Gráfico E.7 – Índice de confiabilidade obtido para o modo global para o MSE, MLE e MRD	144
Gráfico E.8 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MSE	146
Gráfico E.9 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MLE	146
Gráfico E.10 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MRD	146

Gráfico E.11 – Índice de confiabilidade obtido para o modo distorcional para o MSE	148
Gráfico E.12 – Índice de confiabilidade obtido para o modo distorcional para o MLE e MRD	149
Gráfico F.1 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MSE.....	150
Gráfico F.2 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MLE	150
Gráfico F.3 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MRD	151
Gráfico F.4 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MSE	151
Gráfico F.5 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MLE.....	152
Gráfico F.6 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MRD	152
Gráfico F.7 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo global para o MSE, MLE e MRD	153
Gráfico F.8 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MSE	153
Gráfico F.9 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MLE	154
Gráfico F.10 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MRD.....	154
Gráfico F.11 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo distorcional para o MSE	155
Gráfico F.12 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo distorcional para o MLE e MRD.....	155

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
AFOSM	Advanced First Order Second Moment
AISC	American Institute of Steel Construction
AISI	American Iron and Steel Institute
ASCE	American Society of Civil Engineers
ASD	Allowable Stress Design ou Allowable Strength Design
CUFSM	Cornell University Finite Strip Method
FORM	First Order Reliability Method
FOSM	First Order Second Moment
LSD	Limit States Design
LRFD	Load and Resistance Factor Design
MSE	Método da Seção Efetiva
MLE	Método da Largura Efetiva
MRD	Método da Resistência Direta
SMC	Simulação de Monte Carlo
SORM	Second Order Reliability Method

LISTA DE SÍMBOLOS

Letras Romanas Maiúsculas:

A	Área bruta da seção transversal da barra
A_{ef}	Área efetiva da seção transversal da barra
D	Ação permanente, do inglês <i>dead load</i> Largura nominal do enrijecedor de borda
D_m	Valor médio da ação permanente
D_n	Ação permanente nominal
E	Módulo de elasticidade do aço
E_m	Média do módulo de elasticidade do aço
F_{AISI}	Força resistente nominal obtida com base na norma americana AISI
F_{MSE}	Força axial de compressão resistente nominal obtido pelo MSE
F_{MLE}	Força axial de compressão resistente nominal obtido pelo MLE
F_{MRD}	Força axial de compressão resistente nominal obtido pelo MRD
F_R	Função de distribuição cumulativa da variável R
F	Variável aleatória fator fabricação
F_m	Média do fator fabricação
K_x, K_y, K_l	Coefficientes de flambagem global
L	Ação variável, do inglês <i>live load</i> Comprimento da barra
L_m	Valor médio da ação variável
L_n	Ação variável nominal
M	Variável aleatória fator material
M_m	Média do fator material
$N_{c,Rd}$	Força axial de compressão resistente de cálculo
$N_{c,Re}$	Valor característico da força axial de compressão resistente, associado à flambagem global
$N_{c,Rk}$	Valor característico da força axial de compressão resistente
$N_{c,Rl}$	Valor característico da força axial de compressão resistente, associado à flambagem local

$N_{c,Rdist}$	Valor característico da força axial de compressão resistente, associado à flambagem distorcional
N_{dist}	Força axial de flambagem distorcional elástica
N_e	Força axial de flambagem global elástica
N_l	Força axial de flambagem local elástica
N_{teo}	Força resistente teórica
N_{exp}	Força resistente obtida experimentalmente
P	Variável aleatória coeficiente profissional
P_m	Média do coeficiente profissional
P_f	Probabilidade de falha
Q	Ações estruturais devido às cargas aplicadas
Q_m	Valor médio da variável Q
R	Resistência
R_m	Valor médio da variável R
R_n	Resistência nominal
V_P	Coefficiente de variação do coeficiente profissional
V_M	Coefficiente de variação do fator material
V_F	Coefficiente de variação do fator fabricação
V_Q	Coefficiente de variação da variável Q
V_R	Coefficiente de variação da variável R
\underline{X}	Vetor das variáveis básicas de projeto X_1, X_2, \dots, X_n
Y^*	Ponto de projeto no espaço das variáveis originais

Letras Romanas Minúsculas:

b	Largura do elemento, é a dimensão plana do elemento sem incluir dobras
b_{ef}	Largura efetiva
b_f	Largura nominal da mesa
b_w	Largura nominal da alma
b_1, b_2	Larguras das abas de cantoneiras
f_u	Resistência à ruptura do aço na tração
f_y	Resistência ao escoamento do aço

f_{ya}	Resistência ao escoamento do aço modificada, considerando o trabalho a frio
f_n	Tensão nominal
$f_x(x)$	Função densidade de probabilidade da variável X
$f_R(r)$	Função densidade de probabilidade da variável R
$f_{R,S}(r, q)$	Função densidade de probabilidade conjunta das variáveis R e Q
$f_Q(q)$	Densidade de probabilidade da variável Q
$g(\underline{X})$	Função de desempenho
k	Coefficiente de flambagem local do elemento
k_l	Coefficiente de flambagem local para a seção completa
\ln	Logaritmo natural
$\ln(R)_m$	Valor médio da variável $\ln(R)$
$\ln(Q)_m$	Valor médio da variável $\ln(Q)$
$\ln\left(\frac{R}{Q}\right)_m$	Valor médio da variável $\ln(R/Q)$
n	Número de ensaios
t	Espessura da chapa ou do elemento
x^*	Coordenada no espaço original

Letras Gregas Maiúsculas:

$\Phi(\)$	Função de distribuição acumulada da variável normal padrão
Σ	Somatório

Letras Gregas Minúsculas:

α_i	Cosseno diretor em relação ao eixo coordenado
β	Índice de confiabilidade
β_o	Índice de confiabilidade alvo
γ	Coefficiente de ponderação da resistência
γ_D	Coefficiente de ponderação da ação permanente
γ_L	Coefficiente de ponderação da ação variável
γ_g	Coefficiente de ponderação da ação permanente
γ_q	Coefficiente de ponderação da ação variável

λ_{dist}	Índice de esbeltez reduzido associado à flambagem distorcional
λ_l	Índice de esbeltez reduzido associado à flambagem local
λ_p	Índice de esbeltez reduzido do elemento ou da seção completa
λ_o	Índice de esbeltez reduzido associado à flambagem global
$\phi()$	Função densidade de probabilidade da distribuição normal padrão
ϕ	Coefficiente de ponderação da resistência da norma americana AISI
ν	Coefficiente de Poisson do aço, adotado igual a 0,3
χ	Fator de redução da força axial de compressão resistente, associado à flambagem global
χ_{dist}	Fator de redução do esforço resistente, associado à flambagem distorcional
μ	Média ou valor esperado
μ_g	Valor médio da função g
μ_R	Valor médio da variável R
μ_Q	Valor médio da variável Q
μ_{R-Q}	Valor médio da variável $R-Q$
μ_{X_i}	Valor médio da variável básica de projeto X_i
σ	Desvio-padrão
	Tensão normal de compressão
σ_{cr}	Tensão crítica de flambagem elástica do elemento
σ_p	é o desvio padrão da relação entre os resultados experimental e calculado da resistência;
σ_M	é o desvio padrão que reflete incertezas das propriedades materiais;
σ_F	é o desvio padrão que reflete incertezas geométricas.
σ_g	Desvio-padrão da função g
σ_R	Desvio-padrão da variável R
σ_Q	Desvio-padrão da variável Q
σ_{R-Q}	Desvio-padrão da variável $R-Q$
$\sigma_{\ln(R/Q)}$	Desvio padrão da variável $\ln(R/Q)$
σ^2	Variância
ψ	Fator de redução das ações, fator de combinação de ações

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	25
1 INTRODUÇÃO	25
1.1 Objetivo.....	28
1.2 Metodologia.....	29
1.3 Estrutura do trabalho.....	31
CAPÍTULO 2	33
2 FUNDAMENTOS DA CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	33
2.1 Identificação das incertezas	35
2.2 Normas de projeto estrutural.....	36
2.3 Níveis de segurança	37
2.4 Métodos para análise da confiabilidade	39
2.4.1 Problema básico de confiabilidade	39
2.4.2 Métodos analíticos e Simulação de Monte Carlo.....	43
2.5 Estatísticas da resistência	58
Dados estatísticos do material e propriedade geométrica.....	59
Coeficiente profissional ou Erro do Modelo (CP).....	60
2.6 Variabilidade das ações	62
2.7 Função de Estado Limite.....	63
CAPÍTULO 3	67
3 PERFIS FORMADOS A FRIO	67
3.1 Critérios de dimensionamento de perfis formados a frio à compressão segundo a NBR 14762:2010 e AISI S100:2016.....	69
3.1.1 Flambagem local	72
3.1.2 Flambagem distorcional.....	77
3.1.3 Método da resistência direta.....	78
CAPÍTULO 4	81
4 APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	81
4.1 Análise e discussão dos resultados	85
4.1.1 Estatísticas do Erro do Modelo.....	88

4.1.2	<i>Relação índice de esbeltez versus erro do modelo</i>	89
4.1.3	<i>Fatores de importância</i>	90
4.1.4	<i>Probabilidade de falha (P_f) e Índice de confiabilidade (β)</i>	92
4.1.5	<i>Coefficientes de ponderação da resistência (γ)</i>	95
CAPÍTULO 5		97
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	97
5.1	Sugestões para trabalhos futuros	100
REFERÊNCIAS		101
APÊNDICE A		111
APÊNDICE B - ESTATÍSTICAS DO ERRO DO MODELO		121
APÊNDICE C - RELAÇÃO ÍNDICE DE ESBELTEZ VERSUS ERRO DO MODELO		129
APÊNDICE D - FATORES DE IMPORTÂNCIA DE CADA VARIÁVEL DO PROBLEMA		131
APÊNDICE E - PROBABILIDADE DE FALHA (P_f) E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE (β)		137
APÊNDICE F - COEFICIENTES DE PONDERAÇÃO DA RESISTÊNCIA (γ)		150

CAPÍTULO 1

1 INTRODUÇÃO

Quando se projeta uma estrutura procura-se obter uma solução segura, útil e econômica. No entanto, vai ocorrer sempre alguma probabilidade de falha ou mau desempenho, assim será inevitável o risco. Portanto, garantir segurança total ou desempenho absoluto das estruturas de engenharia não é viável.

As normas de projeto definem uma série de restrições que se traduzem em critérios de segurança adotados para o projeto de estruturas, de modo que a estrutura deve, durante toda a sua vida útil, apresentar resistência superior às solicitações, seja no âmbito da capacidade resistente dos materiais, bem como no seu aspecto global ou perda de equilíbrio. Tais critérios definem os estágios a partir dos quais a estrutura apresenta desempenho inadequado às finalidades para as quais foi projetada.

Até meados da década de 1970 um único coeficiente de segurança global era utilizado nos critérios normativos de projeto que eram baseados no princípio das tensões admissíveis. Logo, o coeficiente era ajustado ao longo dos anos num processo de tentativa e erro com base nas experiências anteriores. No final dos anos 1960 e ao longo dos anos, foram realizados vários estudos para o desenvolvimento de um novo formato de norma de projeto estrutural, hoje conhecido como Método dos Estados-Limites. (NOWAK; COLLINS, 2000).

As normas modernas com o emprego de análises probabilísticas proporcionam mais informações sobre a influência das diferentes variáveis aleatórias no desempenho estrutural. Pode-se dizer que houve uma mudança conceitual a nível mundial no que diz respeito ao projeto e dimensionamento de estruturas devido a adoção de normas baseadas no Método dos Estados-Limites.

Ellingwood e outros (1980) desenvolveram um novo formato de critério de carga baseada em probabilidade para as normas americanas. Os critérios contidos nesse novo formato, o qual a solicitação é entendida como um somatório de efeitos de carregamento e os coeficientes parciais de segurança foram introduzidos, sendo um coeficiente para cada uma das ações e um coeficiente para a resistência do elemento estrutural, consideravam que a falha estrutural acontecia quando

ultrapassada uma condição limite. O novo formato adotado nas normas americanas passou a ser conhecido como LRFD (*Load and Resistance Factor Design*).

A partir de um projeto de pesquisa financiado pelo American Institute of Steel Construction (AISC) foi desenvolvida no período de 1969 a 1976 uma proposta de critério para projeto em estados-limites (LRFD) que seria a base para a primeira especificação do AISC neste formato (AISC, 1986). Artigos publicados na revista *Journal of the Structural Division (ASCE)* em 1978 resumem esta proposta de critérios sendo: Um artigo que fornece a base geral para o critério de cálculo (RAVINDRA; GALAMBOS, 1978a); Cinco artigos apresentam o desenvolvimento de critérios para vários elementos estruturais, por exemplo, vigas, vigas esbeltas, ligações, vigas mistas, e vigas-colunas (YURA; GALAMBOS; RAVINDRA, 1978), (BJORHOVDE; GALAMBOS; RAVINDRA, 1978), (COOPER; GALAMBOS; RAVINDRA, 1978), (HANSELL *et al.*, 1978), (FISHER *et al.*, 1978); Um outro artigo está relacionado com cargas de vento e neve (CORNELL; GALAMBOS; RAVINDRA, 1978); e o artigo final relata o critério de cálculo proposto, LRFD, juntamente com comentários detalhados (RAVINDRA; GALAMBOS, 1978b).

O *American Iron and Steel Institute (AISI)* e o *American Institute of Steel Construction (AISC)* iniciaram um projeto de pesquisa em 1969 para desenvolver uma especificação prática de cálculo de estruturas de aço usando princípios da teoria da confiabilidade para tratar incertezas nas cargas e na resistência estrutural. A prescrição do LRFD representou a primeira tentativa, nos Estados Unidos, para implementar racionalmente conceitos probabilísticos no contexto de um moderno código de projeto estrutural em estados-limites.

No Brasil alguns trabalhos relacionados à aplicação da teoria de confiabilidade estrutural em normas de projeto de perfis formados a frio têm sido desenvolvidos, tais como Brandão, Freitas e Freitas (2013), Brandão (2007, 2012), Alves (2014), Bolandim (2011) e Sily (2012) que analisaram diferentes aspectos da utilização da teoria da confiabilidade a estruturas de aço.

A partir do final da década de 1980, houve a introdução no Brasil da NBR 8800:1986 – Projeto e Execução de Estruturas de Aço de Edifícios, baseada no Método dos Estados-Limites. Somente décadas depois ocorreu a publicação da norma brasileira NBR 14762:2001 – Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio: Procedimento, que, estabeleceu princípios

gerais para o dimensionamento de perfis estruturais de aço formados a frio, baseada no método dos estados-limites. Em 2010 passou a vigorar uma revisão desta norma com a denominação de NBR 14762:2010 – Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio: Procedimento.

Brandão, Freitas e Freitas (2013) apresentou uma revisão do procedimento de calibração do coeficiente de ponderação da resistência para um dado índice de confiabilidade alvo. A partir de resultados de ensaios de colunas de perfis formados a frio, carregadas, concentricamente, com seções U e U enrijecido, e foram obtidas estatísticas para a relação carga de ensaio versus carga predita para os três métodos disponíveis na Norma Brasileira para perfis formados a frio: o Método da Largura Efetiva (MLE), o Método da Seção Efetiva (MSE) e o Método da Resistência Direta (MRD).

Brandão (2007) realizou um estudo da segurança de elementos de barras e ligações de perfis formados a frio, para vários estados-limites, abordados em algumas normas de projeto. Foram calculados índices de confiabilidade, β , para diversas relações ação permanente/ação variável, bem como comparar os valores encontrados considerando diversas combinações de ações. O procedimento de calibração também foi abordado, com a avaliação dos coeficientes de minoração, γ , para as combinações de ações definidas. Os dados experimentais e a metodologia foram os mesmos utilizados na calibração da norma AISI S100-LRFD:2001.

Brandão (2012) aplicou um procedimento para análise de confiabilidade estrutural de barras e ligações em perfis formados a frio projetadas segundo a norma brasileira NBR 14762:2010. Desta forma, foram calculados coeficientes de ponderação da resistência com o emprego do método de confiabilidade de primeira ordem e segundo momento (FOSM - *First Order Second Moment*). No total 2495 resultados de ensaios experimentais obtidos de vários pesquisadores foram analisados, para obtenção das estatísticas da relação entre a resistência medida ou ensaiada e a prevista pelas equações de projeto.

Bolandim (2011) apresenta uma investigação de modelos analíticos de previsão da força de tração resistente para ligações parafusadas em chapas finas e perfis de aço formados a frio, de acordo com quatro especificações de projeto (ABNT NBR 14762:2010, AISI S100:2007, AS/NZS 4600:2005 e EUROCODE 3 Parte1.3:2006). Dessa forma, a análise de erro do modelo consistiu da plotagem das

probabilidades do erro do modelo, para que em seguida testes de aderência pudessem ser então aplicados de modo satisfatório, validando funções teóricas de distribuição de probabilidades para a representação da informação estatística dessa variável aleatória. As análises realizadas mostraram que os modelos brasileiros e americanos conseguem prever, em média, a ruptura da seção líquida de maneira mais eficiente do que as outras especificações, pois utilizam coeficientes de redução da área líquida, e também apontam que todos os modelos apresentam uma grande variabilidade dos resultados em torno da média, o que faz com que a confiabilidade dos modelos seja prejudicada.

Sily (2012) obteve, via Simulação de Monte Carlo, a distribuição de probabilidade da força axial de compressão resistente para perfis formados a frio utilizando as normas brasileira e norte-americana para três tipos distintos de seções transversais (U, U enrijecido e S enrijecido), levando-se em consideração incertezas de natureza inerente e epistêmica.

Alves (2014) avaliou a confiabilidade estrutural de ligações soldadas e parafusadas em perfis formados a frio, cujos projetos seguem a norma brasileira NBR 14762:2010. O método de confiabilidade de primeira ordem e segundo momento (FOSM) e o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM) foram empregados para obtenção de índices de confiabilidade. Os dados estatísticos utilizados para este trabalho foram obtidos a partir de dados disponíveis das propriedades mecânicas do material, das propriedades geométricas e da relação entre resistência nominal e ensaios experimentais em ligações.

Ainda há uma demanda de estudos de análise de confiabilidade pelo FORM para a norma de perfis formados a frio, uma vez que para outros tipos de estruturas essa metodologia é frequentemente empregada. (BRANDÃO, 2012).

1.1 Objetivo

Este trabalho tem como objetivo a avaliação dos índices de confiabilidade para barras submetidas à força axial de compressão de perfis formados a frio projetadas segundo a norma americana AISI S100:2016 e a norma brasileira ABNT NBR 14762:2010 pelo método FORM e comparando com o FOSM e Simulação de Monte Carlo (SMC).

1.2 Metodologia

Uma classificação dos métodos disponíveis para análises de confiabilidade é apresentada por Hurtado e Alvarez (2003), conforme apresentado na Tabela 1. Os métodos podem ser classificados como aqueles baseados na teoria das probabilidades (e expansões em séries de Taylor), que procuram estimar a confiabilidade com momentos de baixa ordem (normalmente médias e variâncias) das respostas estruturais e métodos baseados na geração de amostras sintéticas (Simulações de Monte Carlo).

Dessa maneira a estimativa da confiabilidade poderia ser conseguida sem maiores dificuldades, segundo Hurtado e Alvarez (2003). A categoria dos métodos baseados em simulações Monte Carlo geralmente usa programas computacionais para calcular as variáveis de uma resposta estrutural, pois podem ser considerados métodos diretos.

O método SORM (*Second Order Reliability Method*) não será apresentado neste trabalho.

Tabela 1 – Classificação dos métodos de análise de confiabilidade

MÉTODOS DE CONFIABILIDADE			
Expansão em Série de Taylor			Simulação de Monte Carlo (SMC)
FOSM	FORM	SORM	

Fonte: Elaborada pela autora a partir de Hurtado e Alvarez (2003).

No presente trabalho, primeiramente foi elaborado um banco de dados de resultados experimentais de diversos autores, para barras submetidas à força axial de compressão para os perfis U simples e U_e enrijecido, conforme os estados-limites apresentados na Tabela 2. Com o auxílio do software EXCEL[®] e utilizando a NBR 14762:2010 são obtidas as forças resistentes teóricas para cada um dos protótipos ensaiados. Com auxílio do software CUFSM 4.03[®] são avaliados os modos de flambagem.

Tabela 2 – Seleção dos estados limites da NBR 14762:2010 e AISI S100:2016, formato de projeto, modos de falha e respectivos coeficientes de ponderação

Modo de Falha	NBR 14762:2010		AISI S100:2016		
	Item da Norma	γ	Item da Norma	Formato de Projeto	ϕ
Barras Submetidas à força axial de compressão	9.7		E		
Flambagem global por flexão, por torção ou por flexo-torção	9.7.2	1,20	E2	LRFD	0,85
				LSD	0,80
Flambagem distorcional	9.7.3	1,20	E4	LRFD	0,85
				LSD	0,80

Fonte: Elaborada pela autora com dados extraídos da NBR 14762:2010.

Com o software MINITAB 18[®], para cada um dos protótipos ensaiados foi avaliado o erro do modelo ou coeficiente profissional, que representa a relação entre o resultado teórico e experimental, fornecendo um resultado estatístico, também chamado de coeficiente profissional, para ajustar a melhor distribuição de probabilidade além de fornecer a média e o desvio padrão, agrupando esses dados em relação ao Método da Largura Efetiva (MLE), Método da Seção Efetiva (MSE) e Método da Resistência Direta (MRD), além de agrupar pelos modos de flambagem: local, global e distorcional.

Galambos e outros (1982), Hsiao (1989), além das normas NBR 14762:2010 e AISI S100:2016 apresentam os parâmetros estatísticos que representam incertezas do material, geométricas e das ações.

Em seguida, com o software EXCEL[®] foi empregado o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM) para obtenção das probabilidades de falhas, P_f , dos índices de confiabilidade, β , em função de coeficientes de ponderação da resistência, γ , definidos pela NBR 14762:2010. E no formato da norma AISI S100:2016 emprega-se um coeficiente de ponderação da resistência $\phi=1/\gamma$, adotado nas versões LRFD (*Load and Resistance Factor Design*) e LSD (*Limit States Design*).

Foram utilizadas as combinações de ações das normas AISI S100:2016 e NBR 14762:2010, sendo as combinações: $1,2D_n+1,6L_n$ e $1,25D_n+1,5L_n$. Os resultados foram comparados com o índice de confiabilidade alvo, sendo $\beta_o=2,5$ para LRFD e $\beta_o=3,0$ para LSD, sendo as relações $L_n/D_n=5$ para LRFD e $L_n/D_n=3$ para LSD da calibração da norma AISI S100: 2016.

Serão apresentados gráficos dos resultados do índice de confiabilidade com os métodos FOSM, FORM e SMC com a calibração do coeficiente de ponderação da resistência para colunas de perfis formados a frio, cujo valor corrente é $\gamma = 1,20$ para a norma brasileira. O AISI-LRFD:2016 adota um valor equivalente, $\phi = 0,85$, e para o AISI-LSD:2016 o valor adotado é $\phi = 0,80$ como apresentados na Tabela 2. Para todas as análises apresentadas foi utilizado apenas o coeficiente de ponderação da resistência (γ) de 1,20.

Por fim foi avaliada uma variação dos coeficientes de ponderação, γ , de 1,10 a 1,30 levando em consideração a variação de 1 a 10 para a razão L_n/D_n .

1.3 Estrutura do trabalho

Esta Dissertação está dividida em 5 capítulos e apêndices do A ao F. No presente capítulo é apresentada uma breve introdução do papel da confiabilidade estrutural em normas de projeto, além de uma visão geral do trabalho desenvolvido incluindo as justificativas, os objetivos e a metodologia adotada.

O Capítulo 2 apresenta uma introdução à confiabilidade estrutural, incluindo teoria e métodos de análise da confiabilidade. Neste capítulo também são apresentadas as estatísticas das variáveis básicas das propriedades mecânicas do material, propriedades geométricas e ações.

O Capítulo 3 apresenta algumas considerações sobre perfis formados a frio. Também são apresentadas as recomendações de cálculo da NBR 14762:2010 e AISI S100:2016 relativas ao dimensionamento de barras submetidas à força axial de compressão.

O Capítulo 4 apresenta o banco de dados de ensaios de barras que foram utilizados na obtenção das estatísticas do coeficiente profissional. São realizadas abordagens sobre a referência de cada conjunto de dados, além da descrição dos programas experimentais de análise de confiabilidade, avaliação da confiabilidade de barras. São apresentados os resultados das estatísticas do coeficiente profissional. Também são apresentados os resultados da calibração, representados pelo coeficiente de ponderação da resistência correspondente a cada estado-limite estudado.

O Capítulo 5 apresenta as conclusões acerca do trabalho realizado e sugestões para trabalhos futuros.

O Apêndice A apresentam o banco de dados completo com detalhes sobre cada arranjo experimental, juntamente com as relações entre os valores das resistências medidas ou ensaiadas e as previstas pelas equações de projeto (previsões normativas).

O Apêndice B apresentam os gráficos da distribuição de probabilidade correspondente aos agrupamentos citados no trabalho.

O Apêndice C apresentam os gráficos da relação índice de esbeltez versus erro do modelo correspondente aos agrupamentos citados no trabalho.

O Apêndice D apresentam os gráficos dos fatores de importância de cada variável do problema correspondente aos agrupamentos citados no trabalho.

O Apêndice E apresentam tabelas e gráficos da probabilidade de falha e os índices de confiabilidade correspondente aos agrupamentos citados no trabalho.

O Apêndice F apresentam os gráficos da variação dos coeficientes de ponderação da resistência correspondente aos agrupamentos citados no trabalho.

CAPÍTULO 2

2 FUNDAMENTOS DA CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

O conhecimento e experiência de muitos engenheiros ao longo dos anos contribuíram com o desenvolvimento das normas de projeto em relação aos coeficientes de segurança. Os engenheiros frequentemente por meio da aplicação de coeficientes de segurança ou fatores de sobrecarga dimensionam estruturas conservadoras. Logo é comum encontrarmos estruturas que são superdimensionadas e onerosas, onde podem ocorrer falhas, pois uma eventual perda de vidas não pode ser compensada em um evento catastrófico. O projeto estrutural é a técnica de criar uma estrutura que desempenhe sua função satisfatoriamente. (GALAMBOS, 1992).

Uma estrutura deve ser bem projetada para ser segura, ter boas condições de utilização e otimizada em termos de custos, entretanto, alcançar este princípio de otimização na prática, não é fácil. (GALAMBOS *et al.* 1982). Ou seja, falar em segurança é dizer que a estrutura não irá falhar ou romper-se durante sua vida útil, evitando acidentes e prejuízo econômico, porque uma estrutura com problemas no projeto pode ocasionar excessos de manutenção.

Uma estrutura deve ser projetada prevendo-se a possibilidade de excesso de carga, que pode surgir a partir de mudanças no uso para o qual foi proposta, subestimação dos efeitos das cargas, simplificação na análise estrutural e variações no processo construtivo, como a resistência dos materiais ser menor do que a especificada, bem como desvios nas dimensões dos componentes estruturais. (SALMON; JOHNSON, 1990).

Um estado-limite pode ser considerado para cada um dos requisitos, incluindo a segurança em relação ao colapso da estrutura ou danos até um certo limite (deflexões máximas, por exemplo), para que o desempenho da estrutura seja satisfatório. A violação de um estado-limite pode ser definida como o ponto em que se atinge uma condição inadequada da estrutura. Na Tabela 3 estão exemplificados alguns estados-limites.

Tabela 3 – Estados-limites típicos para estruturas

Tipo de Estado-limite	Descrição
Último	Perda de equilíbrio da estrutura, admitida como corpo rígido; Esgotamento da capacidade resistente da estrutura; Colapso progressivo; Ressonância ou amplificações dinâmicas; Fadiga.
Serviço	Perda dos requisitos de durabilidade e aparência; Conforto do usuário e boa utilização da estrutura; Vibrações excessivas.

Fonte: Elaborada pela autora com dados extraídos de ALVES (2014).

Assim, com objetivo de atender os requisitos de segurança, economia e desempenho, o dimensionamento e a execução da estrutura projetada devem ser feitas de forma racional utilizando as normas técnicas.

O estudo da confiabilidade estrutural consiste na análise da probabilidade de violação de um estado-limite de um dado sistema estrutural, ou seja, está relacionada com as variáveis que descrevem o sistema estrutural, mais precisamente com a variabilidade das mesmas. Esta variabilidade apresenta-se nos sistemas estruturais sob forma de incertezas. A identificação das incertezas existentes no projeto é o passo inicial no processo dos cálculos e dimensionamentos.

As incertezas relacionadas aos erros humanos passam a ser mais influentes quando a confiabilidade “nominal” é usada como uma medida de segurança de uma estrutura contra o critério de risco mais geral. No entanto, tal influência não altera o valor mais apropriado da confiabilidade “nominal”. Por esta razão é racional o uso de medidas de segurança nominais para a verificação de projetos e avaliação de risco, bem como nas normas de dimensionamento estrutural. (MELCHERS, 1999).

Contudo, várias incertezas aparecem no dimensionamento de uma estrutura com perfis formados a frio, por exemplo, a resistência ao escoamento do aço, o módulo de elasticidade do material, entre outros.

Neste contexto, independente do formato do critério adotado, garantindo a segurança estrutural, normas de dimensionamento se tornaram necessárias no intuito de buscar uma maior uniformidade. Os critérios de dimensionamento devem ser desenvolvidos de maneira que possam ser usados pelos profissionais de forma simples, para não ocorrer complicações desnecessárias.

2.1 Identificação das incertezas

Identificar as incertezas presentes no projeto é o primeiro passo, uma vez definidos pelo projetista os estados-limites relevantes ao sistema estrutural, deve-se calcular o nível de segurança. As incertezas encontradas em um sistema podem ser devido a aleatoriedade do fenômeno físico, incerteza estatística devido à inadequação ou de poucos dados observados e incerteza no modelo escolhido para representar o fenômeno analisado.

Como é praticamente impossível a identificação de todas as incertezas envolvidas em projeto estrutural, existem várias maneiras de se classificar os tipos de incertezas. Melchers (1999) classifica as incertezas em dois grandes grupos: “(1) incertezas aleatórias ou intrínsecas, que se referem àquelas incertezas inerentes a um sistema; e (2) incertezas epistêmicas, aquelas que podem ser reduzidas com dados e informações adicionais, com modelos mais refinados e com melhor estimação dos parâmetros.”

Melchers (1999) apresenta uma classificação mais detalhada das incertezas, que são as:

- a) Incertezas fenomenológicas, associadas à ocorrência de eventos imprevisíveis, devidas ao desconhecimento de qualquer aspecto de um possível comportamento estrutural sob condições de serviço ou condições extremas;
- b) Incertezas de avaliação, associadas à definição e à quantificação do desempenho do sistema estrutural, bem como à caracterização dos estados-limites;
- c) Incertezas do modelo, associadas às simplificações e às hipóteses adotadas na modelagem do sistema estrutural, ao emprego de novos materiais, ao uso de técnicas construtivas. Este tipo de incerteza é devido, em geral, à falta de conhecimento, mas pode ser reduzida com pesquisa ou aumento da informação disponível;
- d) Incertezas estatísticas, associadas à extrapolação dos parâmetros estatísticos extraídos de populações finitas;

- e) Incertezas devidas a fatores humanos, associadas aos erros humanos ou à intervenção humana no comportamento do sistema estrutural;
- f) Incertezas físicas, associadas à aleatoriedade inerente às variáveis de projeto. Podem ser reduzidas com aumento dos dados disponíveis, ou em alguns casos, com o controle de qualidade. Como exemplo de incertezas físicas presentes em um projeto estrutural, citam-se:
 - Aos materiais, como a resistência ao escoamento e módulo de elasticidade do aço;
 - Às dimensões da seção transversal;
 - Às ações permanentes, variáveis e impostas (exemplos: temperatura, recalque).

2.2 Normas de projeto estrutural

É necessário a verificação da conformidade com a norma, porém é um trabalho árduo. Usualmente essa verificação é identificada pelos engenheiros, governo e sociedade, como segurança estrutural. Para que todas as estruturas de um mesmo tipo sejam mensuradas é realizado um padrão comum, chamado de norma de projeto, a qual faz o papel de regulador para assegurar que todas as estruturas daquela população de edificações obedeçam aos mesmos critérios mínimos, também protegendo os projetistas de uma injúria, caso o erro esteja na norma. Logo, existe uma pequena chance, mas aceitável, que um mau funcionamento da estrutura ocorra, porque a norma coloca para sociedade que existe essa possibilidade. (GALAMBOS *et al.* 1982).

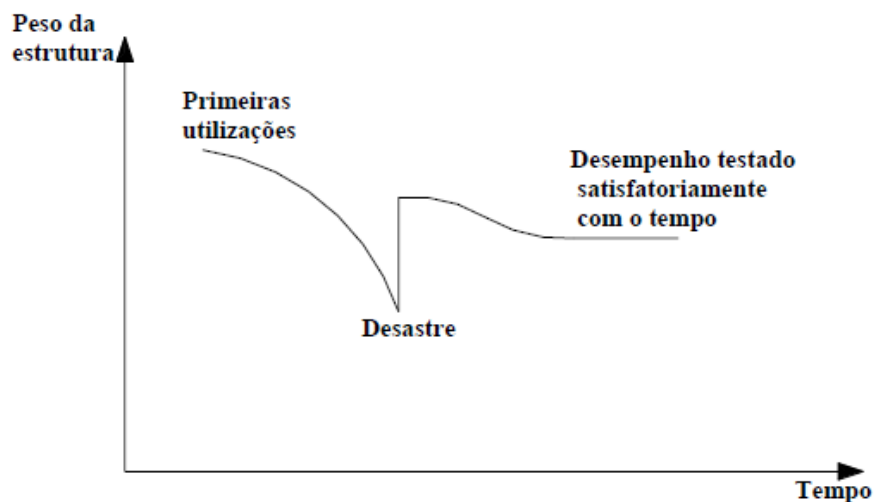
Todavia, alguns problemas não são conhecidos durante a etapa de projeto, com qualquer grau de certeza e apenas podem ser estimados. A maneira como uma norma é estruturada pode afetar a utilidade esperada para estruturas projetadas caso inclua estas incertezas segundo seus critérios. Logo o engenheiro calculista, seguindo as prescrições da norma, espera que a estrutura resultante seja suficientemente segura e útil, durante o período de vida esperado. (MELCHERS, 1999).

A Figura 1 apresenta a evolução das normas de cálculo, onde o peso da estrutura, representando o custo da construção, é expresso em função do tempo.

Segundo Castro (1997), quando se dimensiona um tipo de estrutura pela primeira vez, está tende a ser pesada, pois há falta de experiência e confiança no novo modelo. Se resultados positivos são obtidos, os calculistas ficam mais confiantes ao longo do tempo, adotando estruturas mais leves. Houve casos em que o peso da estrutura foi sendo reduzido até ocorrer a falha, daí aumentando novamente o peso e depois reduzindo-o de forma mais cautelosa até patamares satisfatórios.

Uma evolução mais rápida de otimização está sendo realizadas por diversas pesquisas em cálculo probabilístico, como o objetivo a redução deste tempo bem como o desenvolvimento de esquemas de calibração de normas. Então o processo lento, com custos caros e algumas vezes catastróficos é descrito pela Figura 1.

Figura 1 – Evolução do peso de uma estrutura ao longo do tempo



Fonte: CASTRO (1997).

Através da teoria da confiabilidade, pode ser feita uma abordagem mais detalhada para uma boa quantificação da segurança nas estruturas.

2.3 Níveis de segurança

Os métodos de confiabilidade estrutural são divididos em níveis, de acordo com a quantidade de informação usada e disponível sobre o problema estrutural. Devido à grande variedade de idealizações nos modelos de confiabilidade estrutural e às várias maneiras de combinar estas idealizações de modo a adequá-las a um tipo de dimensionamento, uma classificação faz-se necessária de acordo com

Madsen, Krenk e Lind (1986), sendo:

- a) Métodos do nível 0 são os métodos de confiabilidade que usam os princípios das “tensões admissíveis”. No método das tensões admissíveis todas as ações são tratadas similarmente e as tensões limites são reduzidas por um fator de segurança global;
- b) Métodos do nível I são os métodos de confiabilidade que empregam um valor característico para cada valor “incerto”. Como exemplos têm-se os formatos do tipo Método dos Estados-Limites;
- c) Métodos do nível II são os métodos de confiabilidade que empregam dois valores para cada parâmetro “incerto” (usualmente média e variância) e uma medida da correlação entre parâmetros (usualmente covariância). Os métodos do índice de confiabilidade são exemplos de métodos do nível II;
- d) Métodos do nível III são os métodos de confiabilidade que empregam a probabilidade de falha da estrutura como medida de sua confiabilidade, nos quais a função densidade de probabilidade das variáveis básicas é requerida;
- e) Métodos do nível IV são os métodos que combinam a confiabilidade com a otimização estrutural. Nestes métodos, todos os custos incorridos ao longo da vida útil devem ser calculados e referidos ao tempo presente. É considerado um grande avanço para a engenharia, uma abordagem probabilística do problema da segurança estrutural combinada com processos de otimização;
- f) Métodos do nível V são os métodos que incorporam o conceito do índice de qualidade de vida (LQI – *Life Quality Index*). O índice de qualidade de vida pode ser deduzido rigorosamente a partir de conceitos econômicos e do bem estar humano.

Um método de nível mais baixo é justificado por um método de confiabilidade de nível mais elevado. Para aproximar o nível mais elevado, os parâmetros de um dado método são então determinados por calibração. Desta maneira, um método de nível I pode ser justificado no nível II, no qual o método de nível I deve fornecer um índice de confiabilidade que é próximo a um valor alvo. Os métodos do nível I nas novas normas de dimensionamento são rotineiramente calibrados pelos métodos do nível II ou nível III. (MADSEN; KRENK; LIND, 1986).

2.4 Métodos para análise da confiabilidade

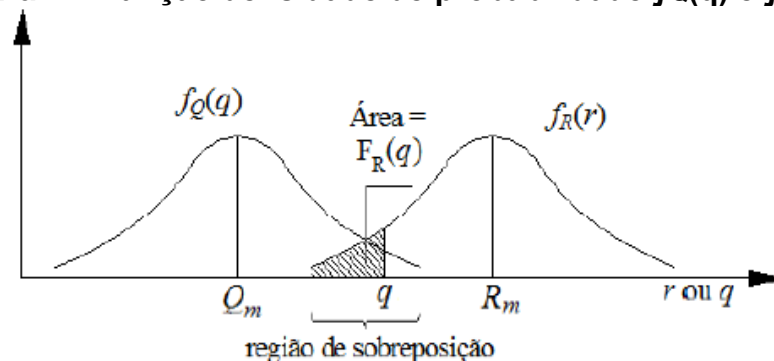
Dentro de critérios de segurança pré-definidos pela experiência, os principais objetivos da engenharia estrutural é assegurar um desempenho satisfatório das estruturas, respeitando condições econômicas de modo a não se tornar inviável.

2.4.1 Problema básico de confiabilidade

Não é fácil na engenharia estrutural assegurar um desempenho satisfatório das estruturas, pois existe uma possibilidade de que a estrutura venha a não atender aos requisitos mínimos de segurança, para os quais ela foi projetada, devido as existências de incertezas nas ações, nas propriedades mecânicas dos materiais, nas propriedades geométricas dos elementos estruturais, dentre outras.

A Figura 2 apresenta um caso no qual se consideram apenas duas variáveis: uma representando a demanda sobre o sistema, por exemplo, cargas na estrutura, Q , e a outra relacionada com a capacidade do sistema, por exemplo, resistência da estrutura, R . Tanto Q como R são variáveis aleatórias, sendo os parâmetros dessas variáveis aleatórias as médias, μ_Q e μ_R , e os seus respectivos desvios padrão, σ_Q e σ_R . Suas correspondentes funções densidade de probabilidade podem ser representadas por $f_Q(q)$ e $f_R(r)$.

Figura 2 – Função densidade de probabilidade $f_Q(q)$ e $f_R(r)$



Fonte: ANG; TANG (1990).

Segundo Ang e Tang (1990), a probabilidade de falha depende essencialmente de três fatores:

- a) Posição relativa das duas curvas: a probabilidade de falha diminui à medida que as duas curvas se distanciam, reduzindo a área de interseção. As posições relativas das duas curvas são representadas pelas médias μ_Q e μ_R das duas variáveis;
- b) A dispersão das duas curvas: a área de sobreposição e a probabilidade de falha são pequenas se as duas curvas forem estreitas. A dispersão é caracterizada pelos desvios padrões σ_Q e σ_R das duas variáveis. Menores serão os desvios padrões, quanto maior for a qualidade dos materiais empregados na obra, bem como a habilidade da mão de obra executora, e conseqüentemente, as curvas serão mais delgadas e a área de sobreposição será reduzida;
- c) As formas das duas curvas: as formas podem ser representadas pelas funções densidade de probabilidades $f_Q(q)$ e $f_R(r)$.

Selecionando-se as variáveis de projeto se consegue atingir o objetivo de um projeto seguro em procedimentos determinísticos de forma que a área de interseção das duas curvas seja a menor possível. Deslocando as posições das curvas por meio de coeficientes de segurança atinge esse objetivo na abordagem convencional, porém, isso implica em um aumento de custo.

O fundamento do conceito de projeto baseado em probabilidade é uma abordagem mais racional, na qual deveria calcular a probabilidade de falha levando em conta os três fatores descritos acima e selecionando as variáveis de projeto de forma atingir um risco aceitável.

Durante toda a vida útil da estrutura a análise de confiabilidade tem que garantir o evento ($R > Q$), essa garantia só é possível em termos probabilísticos $P(R > Q)$. Já a medida da falha do sistema destaca a probabilidade do evento complementar ($R < Q$). Então a confiabilidade do sistema pode ser indicada na medida real por essa probabilidade. A probabilidade de falha pode ser expressa segundo a Equação (1), sendo:

$$P_f = P(\text{falha}) = P(R < Q) \quad (1)$$

Pela integração da função densidade de probabilidade conjunta $f_{req.}(r, q)$ das variáveis aleatórias envolvidas, essa probabilidade pode ser calculada. No caso de variáveis aleatórias independentes, tem-se a Equação (2):

$$P_f = \int_0^{\infty} \left[\int_0^q f_R(r) dr \right] f_Q(q) dq = \int_0^{\infty} F_R(q) f_Q(q) dq \quad (2)$$

onde, $F_R(q)$ é a função distribuição acumulada de R avaliada no ponto q .

A Equação (2) é a equação básica do conceito de projeto baseado em uma análise probabilística, que estabelece quando a carga $Q = q$, a probabilidade de falha é $F_R(q)$ e como a carga é uma variável aleatória, a integração deve ser realizada para todos os valores possíveis de Q , com suas respectivas probabilidades representadas pela função densidade de Q . Como nem sempre a distribuição acumulada de R ou a função densidade de Q são disponíveis em forma explícita, sendo uma das dificuldades na aplicação da Equação (2).

Segundo Haldar e Mahadevan (2000), o primeiro passo para a avaliação da confiabilidade ou probabilidade de falha de uma estrutura é escolher critérios de desempenho da estrutura e os parâmetros de solicitações e resistências relevantes para o problema.

É necessário conhecer as relações funcionais entre as variáveis que correspondem a um determinado critério de desempenho, assim no lugar das variáveis Q e R haverá um vetor de variáveis básicas \underline{X} , composto pelas variáveis aleatórias X_i . Matematicamente, essa relação é a chamada função desempenho, segundo a Equação (3) pode ser escrita como:

$$g(\underline{X}) = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (3)$$

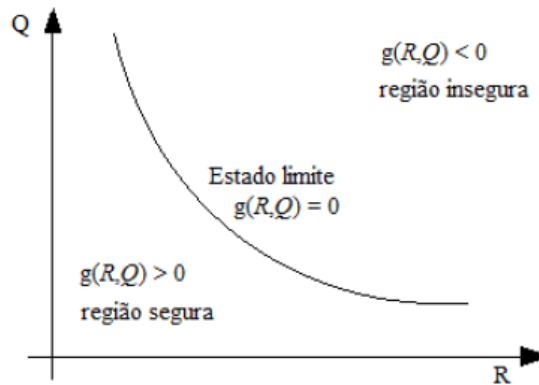
onde $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ é um vetor de variáveis de cálculo básicas do sistema.

Pode ser definida no estado-limite no qual $g(\underline{X}) = 0$, a chamada superfície de falha, ou função de estado-limite de interesse. Essa é a fronteira entre as regiões de segurança e de falha no espaço dos parâmetros de projeto e, também, representa o estado além do qual o sistema de engenharia não é mais capaz de desempenhar a

função para a qual foi projetado.

Na Figura 3 estão esquematizados o estado-limite e as regiões seguras e inseguras, onde, por simplicidade, R e Q são as duas variáveis aleatórias consideradas no projeto.

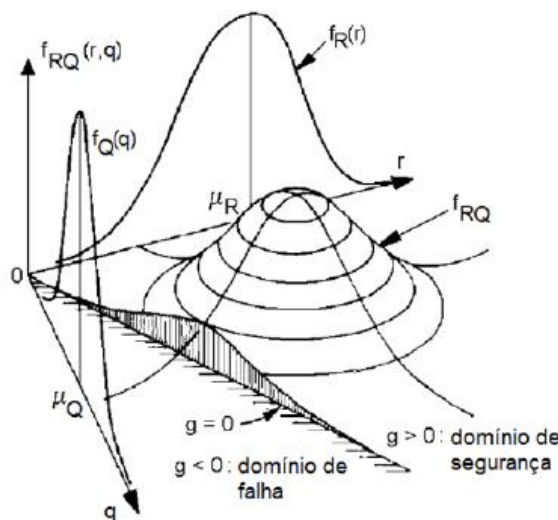
Figura 3 – Ilustração do conceito de estado-limite



Fonte: Adaptado de HALDAR; MAHADEVAN (2000) por BRANDÃO (2012).

A Figura 4 mostra funções densidade marginais f_R e f_Q para R e Q , respectivamente, juntamente com a função densidade bivariada $f_{R,Q}(r,q)$.

Figura 4 – Região de integração para determinação da probabilidade de falha



Fonte: Adaptado de MELCHERS (1999) por BRANDÃO (2012).

Um estado-limite pode ser uma função explícita ou implícita das variáveis aleatórias básicas e pode ser uma função simples ou complexa. No desenvolvimento de métodos de análise de confiabilidade estrutural a equação do estado-limite é uma

parte importante.

Usando a Equação (3), pode-se estabelecer que a falha ocorre quando $g(\underline{X}) < 0$. Portanto, na Equação (4) a probabilidade de falha p_f é dada pela integral:

$$p_f = \int \dots \int_{g(\underline{X}) < 0} f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n \quad (4)$$

onde $f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ é a função densidade conjunta para as variáveis básicas X_1, X_2, \dots, X_n e a integração é realizada na região de falha, isto é, onde $g(\underline{X}) < 0$.

A distribuição conjunta pode ser substituída pelo produto das funções densidade individuais na integral, se as variáveis básicas forem estatisticamente independentes.

A Equação (4) é uma representação mais geral da Equação (2), que realiza o cálculo de p_f , chamado de abordagem distribucional completa e esta é a equação fundamental da análise de confiabilidade. Em geral, a distribuição de probabilidades conjunta é muito difícil de se obter.

Haldar e Mahadevan (2000), explica que mesmo que esta informação estivesse disponível, seria extremamente complicado avaliar a integral múltipla da Equação (4). Assim, utilizar aproximações analíticas para as distribuições normais equivalentes, seria uma possível alternativa prática.

Os valores médios e as variâncias das respectivas variáveis aleatórias, podem ser suficientes apenas para estimar os primeiros e segundos momentos. Sob essa condição, à formulação baseada nos primeiros e segundos momentos deve ser limitada na implementação de conceitos de confiabilidade das variáveis aleatórias, ou seja, restrita à formulação de segundo momento.

A representação normal equivalente de distribuições não normais torna essa aproximação de segundo momento mais consistente. A confiabilidade pode ser medida como uma função dos primeiros e segundos momentos das variáveis de cálculo envolvidas, com a aproximação de segundo momento, ou seja, o índice de confiabilidade β é determinado.

2.4.2 Métodos analíticos e Simulação de Monte Carlo

As transformações do espaço original das variáveis aleatórias do problema (representadas pelo vetor X), com suas respectivas distribuições de probabilidade, para o espaço normal padrão no qual as variáveis aleatórias (representadas por um vetor Y), com distribuição normal padrão, possuem média nula e desvios padrão unitários, são os métodos de confiabilidade estrutural, facilitando os posteriores cálculos probabilísticos.

A equação do estado-limite é aproximada por uma função linear no método de primeira ordem e segundo momento (FOSM – *First Order Second Moment*), e a transformação estatística para a construção de $f_x(x)$ se limita aos momentos de até segunda ordem, ou seja, média e desvio padrão. (BECK; SOUZA, 2010).

De acordo com Alves (2014), no método de confiabilidade de primeira ordem (FORM – *First Order Reliability Method*) toda a informação estatística a respeito das variáveis aleatórias do problema é utilizada, ou seja, além da média e desvio padrão, é usada a distribuição de probabilidade bem como os coeficientes de correlação. Vale destacar que ainda se faz uma aproximação linear da função de falha do domínio de integração na Equação (4).

A simulação Monte Carlo é uma técnica que pode ser utilizada para gerar resultados numericamente sem a necessidade de realizar a simulação física do fenômeno. Podem ser utilizados resultados de testes prévios, ou outras informações, para estabelecer as distribuições de probabilidade dos parâmetros do problema. Esta informação é utilizada para gerar amostras de dados numéricos. (ANG; TANG, 1990).

Os métodos analíticos FOSM e FORM são métodos simplificados que possibilitam o cálculo da probabilidade de falha através de transformações nas variáveis que definem o problema evitando a integração numérica. Uma amostra obtida de uma simulação Monte Carlo é similar a uma amostra de observação experimental. Portanto, os resultados das simulações podem ser tratados estatisticamente. No presente trabalho foi utilizado o FORM e comparou com o FOSM e SMC.

2.4.2.1 Método do Segundo Momento e Primeira Ordem (FOSM)

Das variáveis aleatórias escolhidas para a análise, o método FOSM utiliza os dois primeiros momentos (médias e variâncias). Apenas as médias, Q_m e R_m e os desvios-padrão, σ_Q e σ_R , são conhecidos. Com estes dados, uma medida relativa de segurança pode ser obtida utilizando o índice de confiabilidade, β .

Segundo Hsiao (1989), dado que a exata distribuição de probabilidade do efeito de carga, Q , e da resistência, R , não são conhecidas, é conveniente assumir que estas variáveis seguem uma distribuição de probabilidade lognormal e são estatisticamente independentes. Logo, as seguintes transformações são definidas pela Equação (5):

$$\begin{aligned} X &= \ln(R) \\ Y &= \ln(Q) \end{aligned} \quad (5)$$

As equações (5) podem ser generalizadas para n variáveis aleatórias, cuja forma geral é $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$, onde X_1 e X_2 são variáveis aleatórias. Uma expansão em série de Taylor da função desempenho $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ em torno da média resulta na Equação (6):

$$Z = g(\mu_{X_1}, \mu_{X_2}, \dots, \mu_{X_n}) + \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_{X_i}) \frac{\partial g}{\partial X_i} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (X_i - \mu_{X_i})(X_j - \mu_{X_j}) \frac{\partial^2 g}{\partial X_i \partial X_j} \quad (6)$$

Utilizando a Equação (6) nos termos lineares, obtém-se a aproximação de primeira ordem da média e variância na Equação (7):

$$\begin{aligned} X_m &= \ln(R_m) \\ Y_m &= \ln(Q_m) \end{aligned} \quad (7)$$

A variância de X com base na aproximação de primeira ordem é obtido pela diferenciação da média, X_m , em relação à média da resistência, R_m pela Equação (8):

$$\sigma_x^2 = \left[\frac{d}{dR} (\ln(R_m)) \right] \sigma_R^2 \rightarrow \sigma_x^2 = \left[\frac{1}{R_m} \right]^2 \sigma_R^2 = V_R^2 \quad (8)$$

onde, V_R é o coeficiente de variação da resistência. Da mesma forma, pode-se mostrar que a variância de Y é também igual ao quadrado do coeficiente de variação do efeito de carga, isto é, $\sigma_Y^2 = V_R^2$.

A média da função de falha, Z_m , em termos da média da resistência e do efeito de carga é definida na Equação (9):

$$Z_m = \ln(R_m) - \ln(Q_m) = \ln\left(\frac{R_m}{Q_m}\right) \quad (9)$$

Um evento de falha pode ser definido como o estado no qual $R < Q$, ou $g(\underline{X}) = R - Q$. Portanto, a probabilidade de falha pode ser definida como $P_f = P[g(\underline{X}) < 0]$. Uma vez que, o efeito da carga, Q , e a resistência, R , são de distribuições lognormal, e $\ln(R)$ e $\ln(Q)$ serão de distribuição normal, a função de falha, Z , também é distribuído normalmente. A probabilidade de falha, P_f , é expresso na Equação (10):

$$P_f = P[Z \leq 0] = 1 - \Phi\left(\frac{Z_m}{\sigma_z}\right) \quad (10)$$

onde, o desvio padrão de z , $\sigma_z \cong \sqrt{V_R^2 + V_Q^2}$. O termo $\Phi(z)$ representa a área sob a curva da distribuição normal até o valor de z . Substituindo a Equação (9) na Equação (10), tem-se a Equação (11):

$$P_f = 1 - \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{R_m}{Q_m}\right)}{\sqrt{V_R^2 + V_Q^2}}\right) = 1 - \Phi(\beta) \quad (11)$$

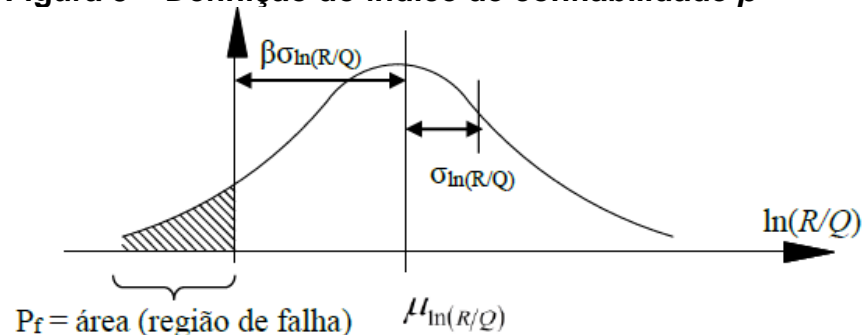
onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada da variável normal padrão.

Deste modo, o índice de confiabilidade, tal como estabelecido por Hsiao (1989), de acordo com a aproximação de primeira ordem, é expresso na Equação (12):

$$\beta = \frac{\ln\left(\frac{R_m}{Q_m}\right)}{\sqrt{V_R^2 + V_Q^2}} \quad (12)$$

O índice de confiabilidade β constitui uma medida relativa da segurança do projeto, o mais confiável será o que tiver o maior valor de β , quando se comparam dois ou mais projetos. É possível determinar as confiabilidades relativas de vários projetos mediante o esquema ilustrado na Figura 5.

Figura 5 – Definição do índice de confiabilidade β



Fonte: Adaptado da AISI S100:2016.

A área abaixo da curva $\ln(R/Q) \leq 0$ é a probabilidade de se violar o estado-limite. Pela curva de distribuição para $\ln(R/Q)$ mostrada na Figura 5, observa-se que um estado-limite é atingido quando $\ln(R/Q) \leq 0$.

No caso do presente estudo, o FOSM foi utilizado para comparar os resultados com os demais métodos de confiabilidade estrutural e com a norma americana AISI S100:2016

2.4.2.2 Método de confiabilidade de Primeira Ordem (FORM)

Na determinação da probabilidade de falha o método FORM foi utilizado inicialmente como uma primeira aproximação. O método de primeira ordem e segundo momento (FOSM), derivou o método avançado de primeira ordem e segundo momento (AFOSM – *Advanced First Order Second Moment Method*), que iniciou a denominação do método de confiabilidade de primeira ordem.

Conforme o trabalho de Sagrilo (1994), no método de confiabilidade de primeira ordem, as variáveis aleatórias (X) pertencentes ao espaço de projeto X ,

cujas distribuições estatísticas de probabilidade são quaisquer (diferentes ou não da distribuição normal) dependentes entre si ou não, são transformadas, da mesma forma que no método FOSM, em variáveis aleatórias (Y) normais padrão estatisticamente independentes.

Em função das variáveis normais padrão Y como $g(Y)$ e a superfície de falha $g(Y) = 0$, a equação de estado-limite $G(X)$ é reescrita e aproximada por um hiperplano no ponto de projeto Y^* . A distância entre Y^* e a origem representa o índice de confiabilidade do sistema, ou seja, esse ponto é denominado ponto de projeto, cuja distância até a origem é mínima.

Com isso, na Equação (13) a probabilidade de falha pode ser simplesmente calculada, como:

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (13)$$

onde β é a distância do ponto Y^* até a origem e é definido na Equação (14), sendo:

$$\beta = \|Y^*\| \quad (14)$$

Temos na Equação (15) que:

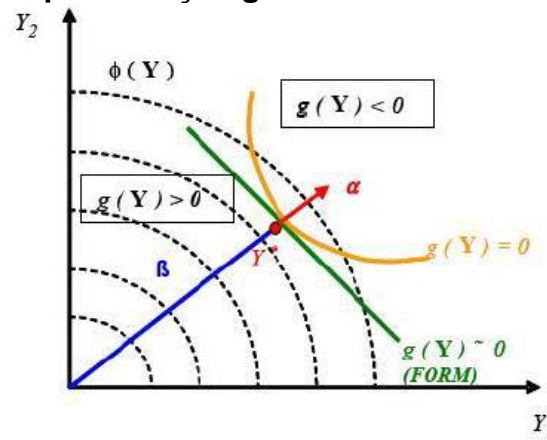
$$Y^* = -\alpha\beta \text{ e } g(Y) = \beta - \sum \alpha_i \beta_i \quad (15)$$

onde α é o vetor normal a superfície de falha no ponto de projeto.

Dependendo da forma da função $g(Y)$ no espaço das variáveis reduzidas, o método FORM calcula a probabilidade de falha de forma aproximada. Quando $g(Y)$ for convexa em torno do ponto de projeto, esta aproximação pode ser a favor da segurança ou contra a segurança no caso contrário.

A obtenção da confiabilidade pelo método FORM é mostrada na Figura 6. Nesse método, é fundamental importância o processo de transformação das variáveis aleatórias para o espaço normal padrão, bem como a busca do ponto de projeto. A busca ao ponto de projeto Y^* e a transformação das variáveis em variáveis normais padrões, são os principais desafios para este método. (ALVES, 2014).

Figura 6 – Representação gráfica do método FORM



Fonte: HASOFER; LIND (1974).

Existem várias formas de transformar as variáveis aleatórias X em aleatórias Y normais padrão e estatisticamente independentes, porém a metodologia com maior uso em confiabilidade estrutural baseia-se na transformação de variáveis normais correlacionadas em variáveis normais estatisticamente independentes, conhecida como transformação de Nataf (DER KIUREGHIAN; LIU, 1986).

Na Equação (16) pode ser obtido a seguinte transformação, se X apresentar apenas variáveis normais e estas forem correlacionadas entre si (ou não) um conjunto de variáveis normais padrão estaticamente independentes, sendo:

$$Y = J(X - m) \rightarrow J = \frac{\partial Y}{\partial x} = L^{-1}\sigma^{-1} \quad (16)$$

onde,

m é o vetor com as médias das normais equivalentes;

J é o Jacobiano da transformação;

σ é uma matriz diagonal contendo aos desvios padrões das variáveis X ;

L é a matriz triangular inferior obtida da decomposição de Cholesky da matriz dos coeficientes de correlação ρ , e é expressa pela Equação (17), por:

$$\rho = LL^T \quad (17)$$

$$L = \begin{bmatrix} L_{11} & 0 & 0 & 0 \\ L_{12} & L_{22} & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ L_{1n} & L_{2n} & \cdot & L_{nn} \end{bmatrix}$$

onde n é o número de variáveis aleatórias envolvidas na transformação e os termos L_{ij} são definidos na Equação (18) como:

$$\begin{aligned} L_{11} &= 1 \\ L_{i1} &= \rho_{i1} \quad i = 1, \dots, n \\ L_{ik} &= \frac{1}{L_{kk}} \left(\rho_{ik} - \sum_{j=1}^{k-1} L_{ij} L_{kj} \right), \quad 1 < k < i \\ L_{ii} &= \sqrt{1 - \sum_{j=1}^{i-1} L_{ij}^2}, \quad i > 1 \end{aligned} \tag{18}$$

onde ρ_{ik} é o coeficiente de correlação entre as variáveis X_i e X_k .

Para a determinação do ponto de projeto é necessário a definição do Jacobiano da transformação, sendo assim a Equação (19) define essa transformação como:

$$\begin{aligned} J &= \frac{\partial Y}{\partial X} \\ J &= \Gamma \sigma^{-1} \end{aligned} \tag{19}$$

Pode ser empregada uma transformação em normal equivalente, para os casos quando as variáveis não são normais, já que ocorre na maioria dos casos. Quando não há correlação entre variáveis, ou seja, as variáveis aleatórias são independentes, a matriz L torna-se uma matriz diagonal unitária ou matriz identidade.

Caso as variáveis X apresentem distribuição de probabilidade normal, a transformação de Nataf é possível. Segundo Haldar e Mahadevan (2000), quando uma variável apresenta distribuição de probabilidade não normal qualquer é necessário fazer anteriormente sua “normalização”, que consiste em substituir cada

distribuição de probabilidade não normal por uma distribuição normal equivalente.

As Equações (20) e (21) podem ser aplicadas diretamente para distribuições quaisquer não correlacionadas, caso contrário é necessário fazer sua correção com um coeficiente de correlação equivalente entre as variáveis. Der Kiureghian e Liu (1986) apresenta expressões analíticas para tal coeficiente para um grande número de distribuições de probabilidade.

$$\sigma_{X_i}^N = \sigma \left\{ \frac{\Phi^{-1}(F_{X_i}(x_i^*))}{f_{X_i}(x_i^*)} \right\} \quad (20)$$

$$\mu_{X_i}^N = x_i^* - \sigma_{X_i}^N \Phi^{-1}(F_{X_i}(x_i^*)) \quad (21)$$

onde,

$\sigma_{X_i}^N$ e $\mu_{X_i}^N$ é o desvio padrão e média da distribuição normal equivalente para variável X_i ;

$F_{X_i}(x_i^*)$ é a função de distribuição acumulada original da variável X_i ;

$f_{X_i}(x_i^*)$ é a função distribuição de probabilidade original da variável X_i ;

Φ é a função distribuição de probabilidade acumulada normal padrão.

Pode ser determinado através de um algoritmo de otimização ou programação não linear cuja restrição pode ser expressa por: mínimo $|Y|$ com $g(Y) = 0$, o ponto de projeto. O algoritmo mais usado na análise de confiabilidade estrutural é aquele desenvolvido por Hasofer e Lind (1974) e aprimorado por Rackwitz e Fiessler (1978), mas existem vários outros algoritmos de otimização para resolver este problema. Este algoritmo mais usado é comumente identificado como HLRF e é resumido pela seguinte Equação (22):

$$Y^{k+1} = \frac{1}{|\nabla g(Y^k)|^2} [\nabla g(Y^k)^T Y^k - g(Y^k)] \nabla g(Y^k)^T \quad (22)$$

onde,

$\nabla(Y^k)$ é o gradiente da função de falha no espaço reduzido;

$g(Y^k)$ é o valor da função de falha, ambos avaliados no ponto Y^k .

Segue a relações da Equação (23) para a utilização do método HLRF, sendo:

$$\begin{aligned} g(Y) &= G(X) \\ \nabla g(Y) &= (J^{-1})^T \nabla G(X) \end{aligned} \quad (23)$$

onde, $\nabla G(X)$ é o gradiente da função de falha no espaço original avaliado no ponto X .

A experiência tem mostrado que esse método pode não convergir em algumas situações, embora na maioria das vezes esse método alcance a convergência rapidamente. Para obter a probabilidade de falha usando o método FORM, foi utilizado neste trabalho o algoritmo de Haldar e Mahadevam (2000), sendo:

1. Primeiramente escolher um ponto de partida Y^k e $k=0$ no espaço original (geralmente o vetor das médias) e calcular a matriz dos coeficientes de correlação normais equivalentes.

2. Calcular as médias e desvios padrões normais equivalentes no ponto de partida através das Equações (20) e (21) e monta a matriz σ e o vetor m , com os respectivos desvios padrões e médias normais equivalentes.

3. Avaliar a função de falha $G(U)$, o Jacobiano e o gradiente de $G(X)$ no espaço reduzido através das Equações (19) e (23).

4. Transformar o ponto de partida para espaço reduzido usando a transformação de Nataf, através da Equação (24) na forma:

$$Y^k = J(X^k - m) \quad (24)$$

5. Avaliar o novo ponto de Y^{k+1} através do algoritmo HRLF conforme definido anteriormente.

6. Avaliar o índice de confiabilidade através da Equação (25) na forma:

$$\beta = \|Y^{k+1}\| \quad (25)$$

7. Avaliar o novo ponto Y^{k+1} no espaço original usando a Equação (26):

$$X^{k+1} = (J^{-1})^T(Y^{k+1}) + m \quad (26)$$

8. Tomar X^{k+1} como novo ponto de partida e repetir os passos de 2 até 8 até que a convergência seja obtida dentro de uma tolerância predefinida (TOL) pela Equação (27):

$$\frac{|X^{k+1}| - |X^k|}{|X^{k+1}|} \leq TOL \quad (27)$$

9. Após a convergência, ou seja, quando a tolerância predefinida é satisfeita pode-se então calcular a probabilidade de falha através da Equação (13).

O método FORM fornece, além da probabilidade de falha, os coeficientes de sensibilidade. Algumas das medidas de sensibilidade são os fatores de importância, fatores de omissão e fatores de sensibilidade paramétricos (ALVES, 2014).

Os fatores de importância indicam qual é a importância relativa de cada variável no valor final da probabilidade de falha. As variáveis que apresentam fatores de importância altos são os que efetivamente contribuem com a probabilidade de falha.

No presente trabalho foram utilizados os fatores de importância, denominados nas análises de coeficientes de sensibilidade, sendo cada variável aleatória i envolvida na análise de confiabilidade definido pela Equação (28) por:

$$I_i = \alpha_i^2 \quad (28)$$

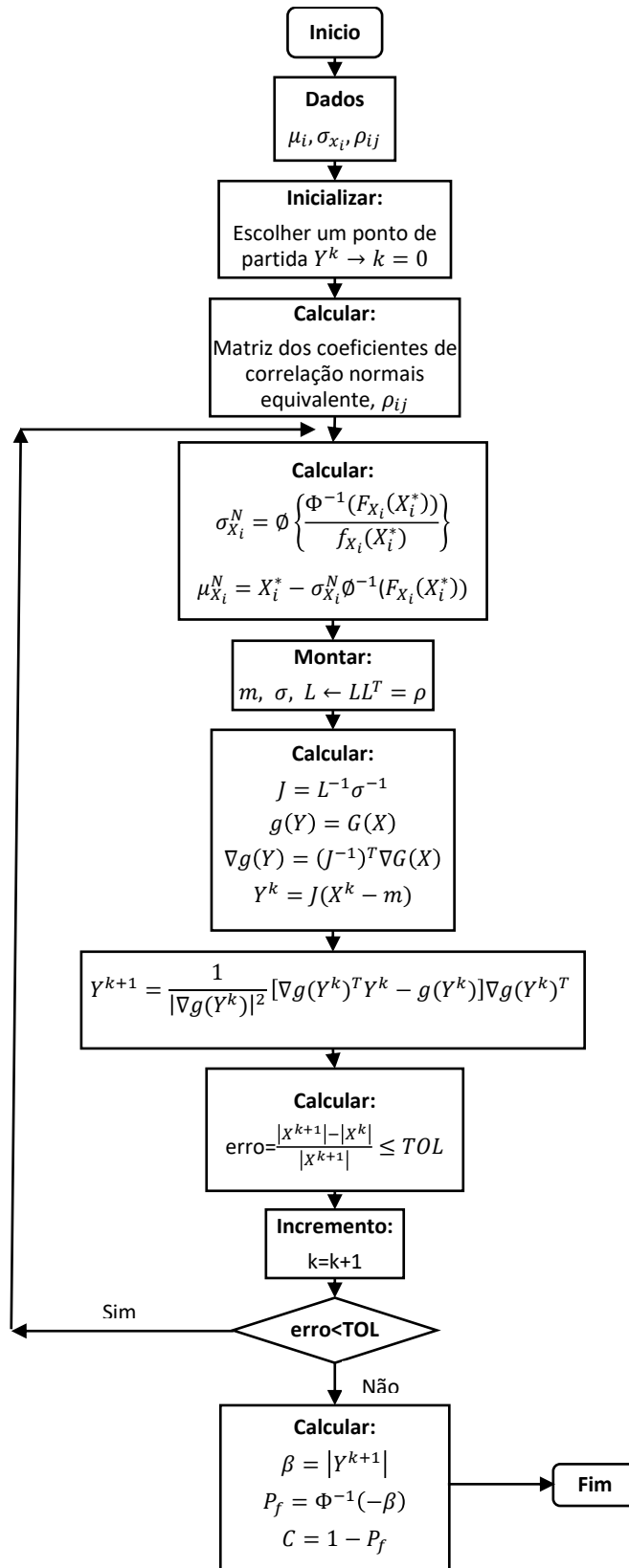
onde α_i é o cosseno diretor com relação a variável Y_i do vetor normal a superfície de falha no ponto de projeto e no espaço das variáveis reduzidas. Sendo assim o valor de α_i é dado pela Equação (29):

$$\alpha_i = \frac{\nabla g(Y^*)}{|\nabla(Y^*)|} \quad (29)$$

onde $\nabla g(Y^*)$ é a componente do gradiente da função de falha no espaço das variáveis reduzidas avaliado no ponto de projeto Y^* .

O processo de cálculo da análise de confiabilidade pelo método FORM é resumido pela Figura 7.

Figura 7 – Fluxograma de análise de confiabilidade pelo método FORM



Fonte: Elaborada pela autora.

2.4.2.3 Simulação de Monte Carlo (SMC)

Em termos de análise estrutural, a simulação pode ser entendida como uma forma de simular numericamente um experimento que na prática não é realizável ou relativamente caro.

Segundo Ang e Tang (1990), uma amostra obtida de uma simulação Monte Carlo é similar a uma amostra de observação experimental. Portanto, os resultados das simulações podem ser tratados estatisticamente. Por esta razão, o método Monte Carlo também é uma técnica de amostragem, possuindo os mesmos problemas da teoria da amostragem, ou seja, os resultados são também sujeitos a erros amostrais. Em geral, as soluções obtidas pelo método Monte Carlo com amostras finitas não são exatas, a menos que o tamanho da amostra seja infinitamente grande.

Segundo Nowak e Collins (2000) o Método Monte Carlo pode ser empregado para resolver problemas complexos, com muitas variáveis, além de permitir a verificação de resultados obtido por métodos analíticos.

Uma tarefa básica na simulação de Monte Carlo é a geração de números aleatórios. A geração automática de números aleatórios pode ser feita a partir da hipótese que os mesmos estão uniformemente distribuídos entre 0 e 1. Por transformações apropriadas, obtêm-se então as amostras das variáveis aleatórias correspondentes à distribuição de probabilidade prescrita. (KRUGER, 2008).

Com as amostras geradas resolve-se a relação determinística obtendo um conjunto de resultados de $g(X)$. Se $g(X)$ for maior que 0, então o critério de segurança foi satisfeito. Caso contrário, se $g(X) < 0$, a combinação dos valores de X levou a falha no sistema.

O número de simulações necessárias a realizar depende essencialmente da ordem de grandeza da probabilidade de falha P_f e do problema estrutural, ou seja, da função que descreve o estado limite $g(X)$. A probabilidade de falha pode ser descrita pela Equação (30):

$$P_f = \int_{g(X) \leq 0} I[g(X) \leq 0] f_x(X) dX \quad (30)$$

sendo I uma função “indicadora” definida pela Equação (31):

$$I = \begin{cases} 1: g(X) \leq 0 \text{ (região de falha)} \\ 0: g(x) > 0 \text{ (região de segurança)} \end{cases} \quad (31)$$

O método de Monte Carlo utiliza técnicas discretas (sucessivas simulações) de integração, assim, a integral da Equação (30) é aproximada pela Equação (32):

$$P_f = \tilde{P}_f = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I[g(\hat{X}^{(i)}) \leq 0] \quad (32)$$

onde n é o número total de simulações, e $\hat{X}^{(i)}$ é o vetor das variáveis básicas que representa a simulação i .

De acordo com Morales (2013), partindo da geração dos N conjuntos de números aleatórios utilizados para determinar a probabilidade de falha da estrutura, a função de falha desta é avaliada para cada um dos conjuntos aleatórios gerados e a função de falha será testada diversas vezes, sendo a probabilidade de falha expressa pela seguinte Equação (33):

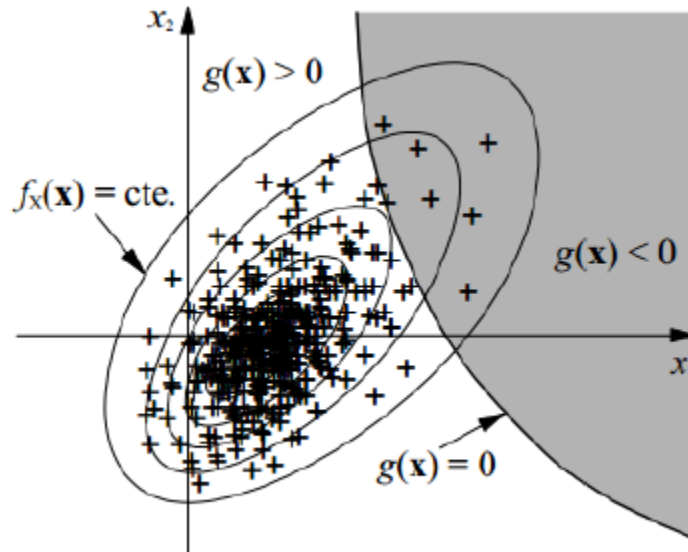
$$P_f = \frac{n(g(X) \leq 0)}{N} \quad (33)$$

onde $n(g(X) \leq 0)$ representa a quantidade de vezes que a função de falha cai na região de falha para uma quantidade N de avaliações.

A precisão do método de Monte Carlo depende da quantidade dos números aleatórios gerados, para tanto, estes devem ser gerados considerando-se que cada variável é uma distribuição e parâmetros estatísticos pré-definidos tal como a média e desvio padrão. Se duas variáveis tem um coeficiente de correlação predefinido esse coeficiente deve ser gerado pelo método.

Embora o método de simulação de Monte Carlo possa fornecer resultados precisos, sempre requer um grande esforço computacional, pois pode exigir uma amostra muito grande o que o torna muitas vezes inviável, principalmente se a função de falha não for explícita. (MORALES, 2013). A Figura 8 mostra os pontos na simulação de Monte Carlo.

Figura 8 – Pontos na simulação de Monte Carlo



Fonte: Adaptado de Pereira (2007).

No caso do presente estudo, o Método Monte Carlo foi utilizado para conferir e comparar resultados com os demais métodos de confiabilidade estrutural.

2.5 Estatísticas da resistência

São informações estatísticas necessárias para a utilização do método FORM, a média e o desvio padrão da variável resistência, R_m e σ_R , e o tipo de distribuição de probabilidade. A resistência de um elemento estrutural pode ser escrita pela Equação (34):

$$R = R_n(PMF) \quad (34)$$

onde,

R_n é a resistência nominal do elemento estrutural;

P é o erro do modelo;

M é o fator material;

F é o fator fabricação.

P , M e F são variáveis aleatórias adimensionais que refletem as hipóteses de cálculo (erro do modelo), incertezas do material e da geometria.

De acordo com Ravindra e Galambos (1978a), pela teoria probabilística de primeira ordem e assumindo que não há correlação entre M , F e P , o valor médio R_m pode ser observado na Equação (35) que define a resistência média.

$$R_m = R_n(P_m M_m F_m) \quad (35)$$

onde,

P_m é a relação média entre a resistência determinada experimentalmente e a resistência esperada para as propriedades do material e a seção transversal real das amostras ensaiadas;

M_m é a relação média entre a resistência mecânica real e o valor mínimo especificado;

F_m é a relação média entre a propriedade geométrica real da seção e o valor especificado (nominal).

O desvio padrão da variável R é apresentado pela Equação (36) igual a:

$$\sigma_R = \sqrt{\sigma_P^2 + \sigma_M^2 + \sigma_F^2} \quad (36)$$

onde,

σ_P é o desvio padrão da relação entre os resultados experimental e calculado da resistência;

σ_M é o desvio padrão que reflete incertezas das propriedades materiais;

σ_F é o desvio padrão que reflete incertezas geométricas.

Os valores médios P_m , M_m e F_m , e os correspondentes desvios padrão σ_P , σ_M e σ_F são os parâmetros estatísticos que definem a variabilidade da resistência.

Os dados estatísticos necessários para determinação de R_m e σ_R são P_m , M_m , F_m , σ_P , σ_M e σ_F podendo ser observados pelas Equações (35) e (36). Os valores de P_m e σ_P podem ser determinados comparando os resultados experimentais e as resistências teóricas calculadas a partir de uma prescrição normativa.

Dados estatísticos do material e propriedade geométrica

Foram desenvolvidos por Rang, Galambos e Yu (1979a, 1979b), os dados

estatísticos sobre limite de escoamento do aço, M_m e σ_M , utilizados na calibração de equações de projeto para perfis formados a frio.

Logo, são recomendados os valores médios e coeficientes de variação para:

- a) Resistência ao escoamento do aço: $(f_y)_m = 1,10 f_y$ e $V_{f_y} = 0,10$;
- b) Valor médio da resistência ao escoamento do aço modificado pelo trabalho a frio: $(f_{ya})_m = 1,10 f_{ya}$ e $V_{f_{ya}} = 0,10$;
- c) Resistência à ruptura: $(f_u)_m = 1,10 f_u$ e $V_{f_u} = 0,08$;
- d) Módulo de elasticidade: $E_m = 1,00 E$ e $V_E = 0,06$.

Conseqüentemente, os valores médios e desvio padrão, M_m e σ_M , são:

- a) Resistência ao escoamento do aço: $M_m = 1,10$ e $\sigma_M = 0,11$;
- b) Resistência ao escoamento usual considerando o trabalho a frio: $M_m = 1,10$ e $\sigma_M = 0,11$;
- c) Resistência à ruptura: $M_m = 1,10$ e $\sigma_M = 0,08$;
- d) Módulo de elasticidade: $M_m = 1,00$ e $\sigma_M = 0,06$.

O efeito das dimensões da seção transversal no fator fabricação, F é realizado também pelos estudos de Rang, Galambos e Yu (1979b). O valor médio e coeficiente de variação recomendados são $F_m = 1,00$ e $\sigma_F = 0,05$.

Os dados estatísticos mencionados acima são baseados em análises de várias amostras e são propriedades representativas de materiais e seções transversais usadas na aplicação industrial de estruturas de aço constituídas de perfis formados a frio (RANG; GALAMBOS; YU, 1979b).

Na Tabela 5 apresentam-se os dados estatísticos que refletem as incertezas do material e geométricas utilizados no presente trabalho.

Tabela 4 – Dados estatísticos para os estados limites estudados

Caso em análise	M_m	σ_M	F_m	σ_F
Barras submetidas à compressão	1,10	0,11	1,00	0,05

Fonte: Elaborada pela autora com dados extraídos de Hsiao (1989); ABNT NBR 14762:2010; AISI S100:2016.

Coeficiente profissional ou Erro do Modelo (CP)

O erro do modelo possui caráter aleatório e incertezas inerentes às variáveis consideradas no modelo adotado para a análise.

A análise probabilística da resistência ou de outras propriedades dos elementos estruturais depende da descrição probabilística das propriedades componentes, como por exemplo, as dimensões da seção transversal e a resistência dos materiais.

Diferenças entre os resultados teóricos e os resultados experimentais são esperadas, se essas propriedades são obtidas a partir de relações matemáticas, ou seja, um dos motivos dessa diferença é devida à variabilidade inerente às técnicas experimentais e às observações. Entretanto, o resultado de simplificações introduzidas pelo modelo matemático é outra razão da diferença, o qual relaciona os parâmetros materiais e geométricos ao comportamento do elemento estrutural. (MELCHERS, 1999).

Assim Hsiao (1989) diz que por se tratar de uma comparação entre resultados experimentais, N_{exp} , obtidos em laboratório por meio de ensaios, e resultados teóricos, $N_{teo}=N_{c,Rk}$ obtidos com base em modelos matemáticos segundo previsões normativas, a variável aleatória erro do modelo, P , é obtida considerando os valores médios de resistência dos materiais e sem a consideração dos coeficientes de ponderação da resistência. O erro do modelo é apresentado pela Equação (37):

$$P = \frac{N_{exp}}{N_{teo}} = \frac{N_{exp}}{N_{c,Rk}} \quad (37)$$

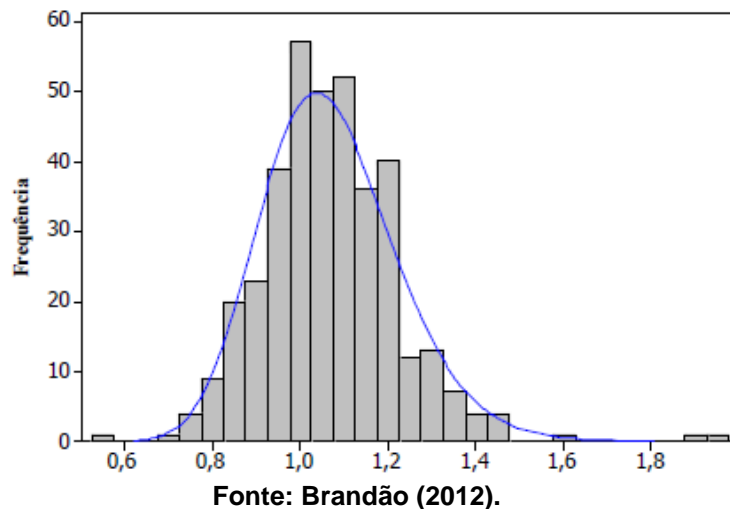
Os resultados experimentalmente obtidos de várias publicações, N_{exp} , são, portanto, comparados com o valor teórico, N_{teo} , obtém-se os parâmetros estatísticos, P_m e σ_P , requeridos na análise da confiabilidade.

Pode-se calcular a média da variável aleatória, P_m , a partir dos valores do erro do modelo, que indica o caráter de tendenciosidade do modelo teórico. Sendo assim, P_m , que deveria resultar unitária caso o modelo representasse exatamente o fenômeno físico estudado, de modo que possíveis correções possam ser feitas, na qual revela o quão conservador ou inseguro se encontra o modelo.

Histogramas podem ser obtidos, com os dados estatísticos dessa variável

aleatória, e podem fazer testes de aderência e ajustes para encontrar uma distribuição de probabilidade que melhor represente o erro do modelo. Na Figura 9 é apresentado o histograma do coeficiente profissional obtido com dados da relação entre os resultados experimentais e resultados teóricos para força axial de compressão. (Brandão, 2012).

Figura 9 – Distribuição de frequência e função densidade de probabilidade (lognormal) de P (compressão)



2.6 Variabilidade das ações

Em se tratando dos índices de confiabilidade β , sabe-se que seus valores variam consideravelmente de acordo com diferentes tipos de carregamento, diferentes tipos de materiais de construção e diferentes tipos de elementos estruturais dentro de uma dada especificação de projeto.

A soma da ação permanente com a ação variável representa quase todas as combinações de ações envolvendo ações gravitacionais. Estas combinações são importantes e governam os projetos em muitas situações práticas. (Galambos *et al.*, 1982).

Segundo Galambos e outros (1982), as ações devidas ao peso próprio (D) apresentam pequena variabilidade ao longo da vida útil da estrutura. Em geral, assume-se para este tipo de ação uma distribuição normal, tipicamente com média igual à ação nominal e um coeficiente de variação no intervalo de 0,05 - 0,10. Entretanto, há evidências que as ações devidas ao peso próprio (D) são subestimadas e uma média ligeiramente maior que o valor nominal da ação (L) seria

apropriada. (MELCHERS, 1999).

A Tabela 5 apresenta as propriedades estatísticas adotadas para as ações consideradas, ação permanente e ação variável, propostos por Ellingwood e outros (1980).

Tabela 5 – Estatísticas das ações consideradas

Tipo de ação	D_m/D_n^*	L_m/L_n^*	V	Tipo de distribuição de probabilidade
Permanente (D)	1,05	–	0,10	Normal
Variável (L)	–	1,00	0,25	Valores Extremos Tipo I

*Este é o quociente do valor médio da ação pelo valor nominal da mesma

D_m =Valor médio da ação permanente

L_m =Valor médio da ação variável

D_n =Ação permanente nominal

L_n =Ação variável nominal

Fonte: Elaborada pela autora com dados extraídos de GALAMBOS *et al.* (1982).

2.7 Função de Estado Limite

O Método dos Estados-Limites é também conhecido como método semi-probabilístico, fundamentado em análise estatística com coeficientes de ponderação aplicados tanto às ações quanto às resistências dos materiais, porém admitindo o comportamento estrutural como determinístico.

Discussões sobre a abordagem dos conceitos probabilísticos do Método dos Estados-Limites são apresentadas em detalhe por muitos autores (Ellingwood *et al.*, 1980; Hsiao, 1989). A ideia central deste critério é que as resistências devem ser minoradas e as cargas devem ser majoradas. A Equação (38) em princípio, aplica-se a seguinte desigualdade para LSD:

$$\phi R_n \geq \sum \gamma_i Q_i \quad (38)$$

onde,

R_n é a resistência nominal;

Q_i é o efeito das ações;

ϕ é o coeficiente de ponderação da resistência, $\phi < 1$;

γ_i é o coeficiente de ponderação das ações.

No formato da NBR 14762:2010, adota-se um coeficiente de ponderação da resistência maior que a unidade $\gamma = 1/\phi$ com $\gamma > 1$.

De acordo com Pimenta (2008) a resistência nominal R_n está relacionada à solicitação nominal S_n pelas Equações (39) e (40), dadas abaixo, conforme os formatos das normas americana e brasileira, respectivamente¹:

$$\phi R_n \geq \gamma S_n = c(\gamma_D D_n + \gamma_L L_n) \quad (39)$$

$$\frac{R_n}{\gamma} \geq \gamma S_n = c(\gamma_D D_n + \gamma_L L_n) \quad (40)$$

onde,

ϕ e γ são os coeficientes de ponderação da resistência dados nas normas americana e brasileira, respectivamente, para cada estado limite analisado;

γ_D e γ_L são os coeficientes de ponderação da ação permanente (do inglês *dead Load*) e da ação variável (do inglês *live Load*).

D_n é a ação permanente nominal;

L_n é a ação variável nominal;

c é o coeficiente determinístico de transformação das ações em efeitos.

As variáveis aleatórias como resistência e erro do modelo, em conjunto com as variáveis aleatórias de solicitação, ação permanente e ação variável, bem como suas incertezas foram consideradas na análise a partir da seguinte Equação (41):

$$\frac{R_n}{\gamma} = \gamma_D D_n + \gamma_L L_n \quad (41)$$

Na planilha do EXCEL[®] utilizada os dados de entrada são γ , γ_D , γ_L , L/D e um certo valor de R_n . Chega-se aos valores D_n e L_n que atende a igualdade da Equação

¹ Observa-se que na norma brasileira γ_D , γ_L , D_n e L_n são denominados γ_g , γ_q , F_{gk} , e F_{qk} , respectivamente.

(38). Sendo $L = L_n$; $D_m = 1,05D_n$; $\sigma_D = 0,1D_n$ e $\sigma_L = 0,25L_m$. Na Tabela 6 apresenta o fluxograma de entrada de dados para cálculo do índice de confiabilidade.

A Equação (41) foi resolvida para ações nominais L_n e D_n dentro de um intervalo de valores de razão de carregamentos (L_n / D_n). Um conjunto de razões de carregamento foi considerado nesse estudo, com o objetivo de tornar as análises mais abrangentes, sendo: $L_n / D_n = \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10\}$.

Logo chega-se na função de estado limite, como apresenta a Equação (42):

$$g(\cdot) = R_n(MFP) - (D+L). \quad (42)$$

Tabela 6 – Fluxograma de entrada de dados para cálculo do índice de confiabilidade

PONTO DE PROJETO						
γ	γ_D	γ_L	Rn (kN)	Dn/Ln	Dn	Ln
1,2	1,2	1,6	100	0,20	9,06	45,29

↓

VALORES PARA CÁLCULO DO ÍNDICE DE CONFIABILIDADE						
FDP	LN	LN		FDP	N	GM
	M	F		P	D	L
MÉDIAS	1,10	1,00		1,0781	9,51	45,29
C.V	0,10	0,05		0,06925	0,100	0,250
D.P.	0,110	0,050		0,074658	0,951	11,322

β_{FOSM}	3,144
β_{FORM}	2,976
β_{SMC100}	3,016
β_{SMC50}	3,073
P_{FORM}	1,46E-03

M	11,29
F	2,83
P	5,43
D	0,10
L	80,34
TOTAL	100,00

CAPÍTULO 3

3 PERFIS FORMADOS A FRIO

Segundo a NBR 14762:2010, o perfil obtido por dobramento, em prensa dobradeira, de tiras cortadas de chapas ou bobinas, ou por conformação contínua em conjunto de matrizes rotativas, a partir de bobinas laminadas a frio ou a quente, revestidas ou não, sendo ambas as operações realizadas com o aço em temperatura ambiente, é chamado de perfil formado a frio.

Se comparados aos perfis laminados e soldados, as principais vantagens desses perfis são a vasta gama de seções transversais que podem ser obtidas, a facilidade na montagem, a versatilidade de aplicação e o reduzido peso de seus elementos. (CHODRAUI, 2006).

Os perfis formados a frio têm diversas aplicações como: em torres de transmissão, silos reservatórios, *racks* de armazenamento, indústria mecânica e dentre outras. Com dimensões adequadas às necessidades do projeto de elementos estruturais leves, podem ser projetados para cada aplicação específica, tais como: terças, montantes e diagonais de treliças, travamentos e outras. Assim têm sido amplamente empregados em vários segmentos da construção metálica, ganhando espaço até mesmo em setores antes dominados pelos perfis laminados, como por exemplo, em edificações de pequeno e grande porte.

Aproximadamente em 1850, começou o uso dos perfis formados a frio na construção civil, quase que simultaneamente nos Estados Unidos e na Inglaterra. Todavia, só a partir de 1940, tais perfis passaram a ser largamente utilizados, sendo assim a aplicação desses perfis tem crescido bastante, impulsionada pela publicação de normas tanto na América do Norte como na Europa. (CHODRAUI, 2006).

O mercado brasileiro conduziu as empresas a adotarem soluções alternativas a partir da utilização de produtos de aço planos (chapas) devido à carência de produtos de aço não planos (perfis laminados), com isso houve a intensificação da substituição dos perfis laminados pelo uso dos perfis soldados, em dimensões médias, e pelo uso dos perfis formados a frio, em dimensões pequenas.

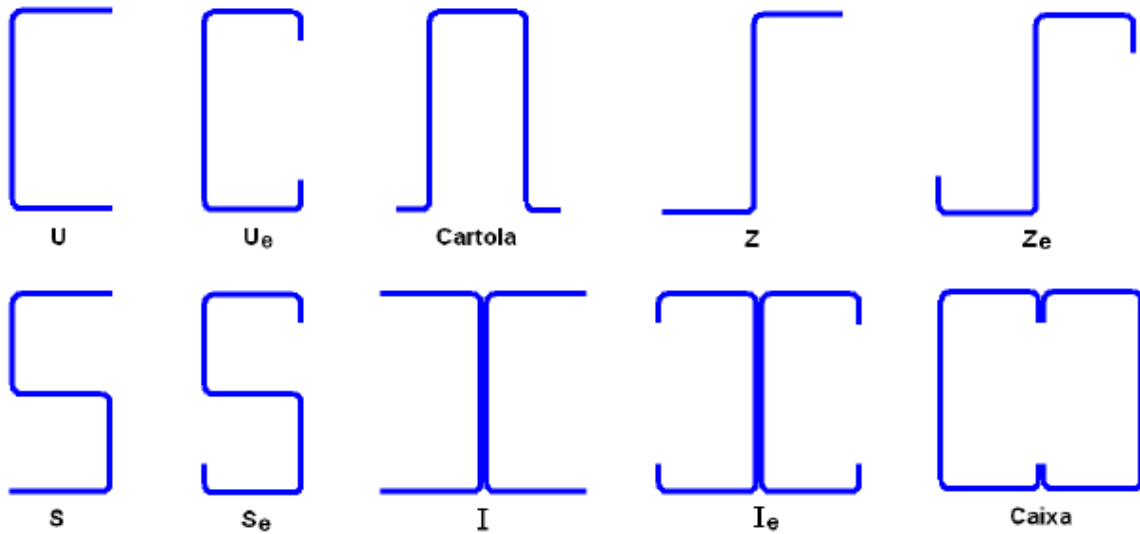
Entretanto, é necessário conhecer com detalhes o comportamento estrutural para um dimensionamento correto, pois apresenta particularidades em relação às demais estruturas, tais como as de concreto ou mesmo as compostas por perfis soldados ou laminados de aço.

A utilização dos perfis formados a frio na construção civil, em muitos casos representa uma solução econômica e elegante, além de ser estruturas mais leves, devido ao fato desses perfis possuírem maior esbelteza que os perfis laminados. Yu (2000) cita as seguintes vantagens para a utilização de perfis formados a frio como elementos estruturais na construção de edificações:

- a) Os perfis formados a frio são econômicos para carregamentos mais leves e para menores vãos;
- b) Inúmeras seções podem ser fabricadas obtendo-se dessa forma ótimas relações de resistência em função do peso;
- c) Painéis estruturais de paredes e pisos podem facilmente ser executados facilitando a passagem de dutos de eletricidade e encanamentos das instalações hidráulicas, além de resistirem a carregamentos;
- d) Esses painéis além de suportarem os carregamentos normais, também atuam estruturalmente como painéis diafragmas, resistindo a esforços de cisalhamento em seus próprios planos.

De acordo com a NBR 6355:2012 – Perfis estruturais de aço formados a frio: Padronização, do ponto de vista de projeto estrutural, os perfis formados a frio podem ser classificados em dois tipos principais: os perfis estruturais individuais, sendo as seções mais encontradas no mercado: perfis cantoneira, U, Ue (enrijecido), Z, Ze (enrijecido), Cr (cartola), cantoneira, caixa, I, le (enrijecido) como exemplifica a Figura 10, chapas corrugadas e *decks*, seções mais comuns de telhas, utilizadas geralmente como fechamentos laterais e coberturas de edificações industriais e comerciais, e as seções de *steel-deck*, que são utilizadas para a fabricação de lajes mistas, atuando como forma para a concretagem, e como armadura positiva das lajes após a cura do concreto.

Figura 10 – Alguns tipos de seções transversais de perfis formados a frio



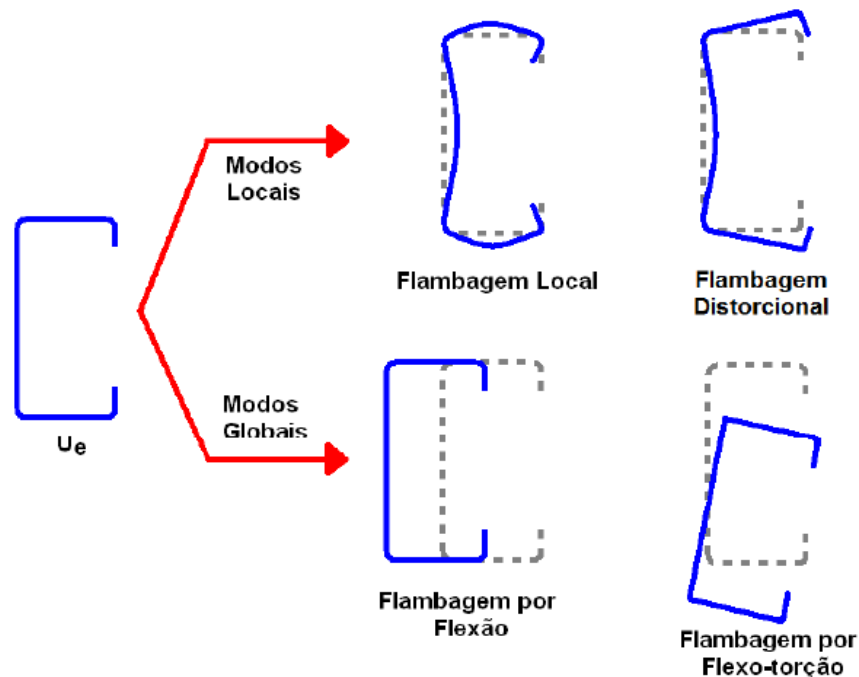
Fonte: SILY (2012).

3.1 Critérios de dimensionamento de perfis formados a frio à compressão segundo a NBR 14762:2010 e AISI S100:2016

As previsões de cálculo relativas aos estados-limites considerados neste trabalho, estão presentes nas especificações brasileira e americana de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio. Na obtenção da força resistente de cálculo, emprega-se um coeficiente de ponderação da resistência, γ , para formato da norma brasileira. No formato da norma americana emprega-se um coeficiente de ponderação da resistência ϕ , sendo $\phi = 1/\gamma$, adotado nas versões LRFD (*Load and Resistance Factor Design*) e LSD (*Limit States Design*).

Os perfis formados a frio estão sujeitos a diversos fenômenos de instabilidade, devido à sua alta relação largura-espessura das paredes que o compõem. Pode-se perceber que além dos fenômenos de flambagem globais por flexão e por flexo-torção, os perfis de paredes esbeltas estão sujeitos a flambagem local e a flambagem distorcional. A Figura 11 ilustra os possíveis modos de flambagem de um perfil U enrijecido submetido à compressão axial.

Figura 11 – Modos de flambagem do perfil U enrijecido submetido à força axial de compressão



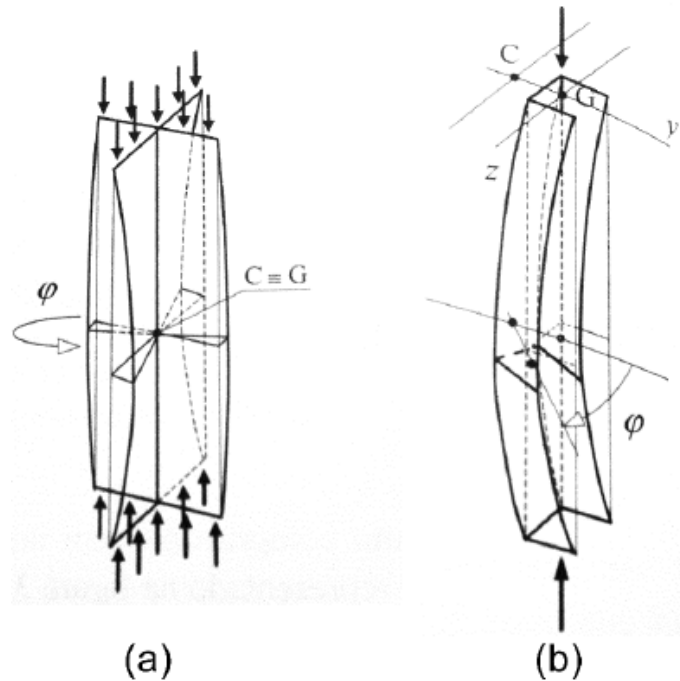
Fonte: SILY (2012).

Existem diversos estudos sobre o comportamento pós-crítico de flambagem, tais como o Método da Largura Efetiva (VON KARMAN, SECHLER, DONNELL, 1932 e WINTER, 1947) e o Método da Seção Efetiva (BATISTA, 2009 e 2010), uma outra alternativa é a utilização do Método da Resistência Direta (SCHAFER, 2006), na qual todos os três métodos são previstos na NBR 14762:2010.

Sendo assim a seguir será apresentada uma breve descrição dos métodos de dimensionamento de colunas em perfis formados a frio segundo a NBR 14762:2010. Os métodos de dimensionamento são basicamente os mesmos da norma AISI S100:2016, com exceção do método da seção efetiva.

O fenômeno de instabilidade devido à flambagem global, tratando-se de colunas, se caracteriza quando o elemento perde estabilidade devido a deslocamentos laterais ao longo de seu comprimento. A flambagem global do elemento estrutural coluna pode ser dividida em três: por flexão em torno de eixo da seção transversal; por torção em torno do eixo de cisalhamento ou, por flexo-torção, situação em que os dois tipos de flambagem ocorrem simultaneamente. As representações da flambagem por torção e por flexo-torção podem ser observadas na Figura 12.

Figura 12 – Flambagem global: (a) por torção e (b): por flexo-torção



Fonte: SILVA *et al.* (2016).

Pela Equação (43), a força axial de compressão resistente de cálculo $N_{c,Rd}$ deve ser calculada por:

$$N_{c,Rd} = \frac{\chi A_{ef} f_y}{\gamma} \quad (43)$$

onde,

$$\gamma = 1,20;$$

$$\phi = 0,85 \text{ para LRFD (AISI S100:2016);}$$

$$\phi = 0,80 \text{ para LSD (AISI S100:2016);}$$

χ é o fator de redução da força axial de compressão resistente (obtido da curva de flambagem em função do índice de esbeltez reduzido λ_0) associado à flambagem global, calculado conforme a Equação (44) indicado a seguir:

$$\lambda_0 \leq 1,5 \text{ se } \chi = 0,658\lambda_0^2$$

$$\lambda_0 > 1,5 \text{ se } \chi = \frac{0,877}{\lambda_0^2} \quad (44)$$

onde, λ_0 é o índice de esbeltez reduzido associado à flambagem global, dado pela Equação (45):

$$\lambda_0 = \left(\frac{A f_y}{N_e} \right)^{0,5} \quad (45)$$

onde,

A é a área bruta da seção transversal da barra.

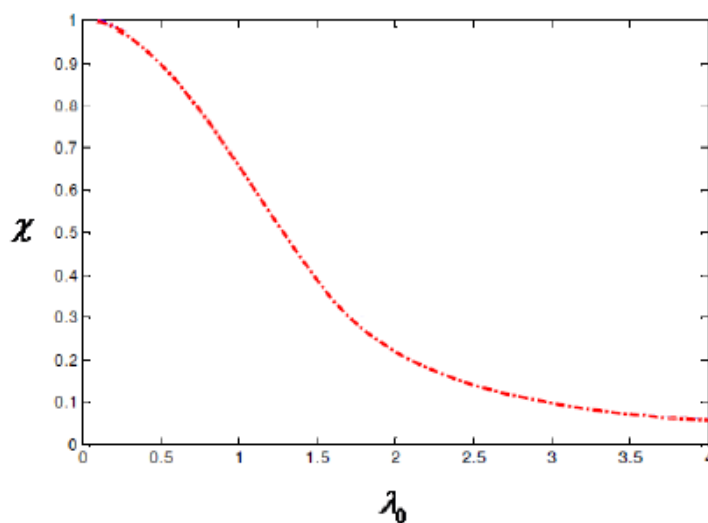
N_e é a força axial de flambagem global elástica, calculada segundo a NBR 14762:2010 nos itens 9.7.2.1 a 9.7.2.3.

A_{ef} é a área efetiva da seção transversal da barra, calculada com base em uma das duas opções apresentadas a seguir: Método da Largura Efetiva (MLE) ou Método da Seção Efetiva (MSE).

A Figura 13 apresenta o fator de redução em função do índice de esbeltez.

Na norma AISI S100:2016 a curva de flambagem está apresentada em termos da relação entre a tensão nominal e a resistência ao escoamento (f_n/f_y). Fazendo $\chi = f_n/f_y$ nas Equações (40) e (41), obtêm-se as expressões no padrão da norma americana.

Figura 13 – Curva de flambagem: NBR 14762:2010



Fonte: Brandão, 2012.

3.1.1 Flambagem local

A flambagem local de placa caracteriza-se pela perda de estabilidade, na qual as paredes que constituem a seção transversal mudam de forma com os deslocamentos laterais senoidais, mas os ângulos entre essas paredes mantem-se inalterados.

3.1.1.1 Método da Largura Efetiva (MLE)

Há décadas o Método da Largura Efetiva (MLE) tem sido empregado na obtenção de resistência de barras em perfis formados a frio. Trata-se de um método elementar, uma vez que analisa de maneira isolada cada elemento de chapa que compõe a seção transversal do perfil. Este método foi inicialmente proposto por Von Karman, Sechler, Donnell (1932) para os elementos de chapa perfeitos, isentos de imperfeições iniciais, sendo posteriormente calibrado por Winter (1947) para as chapas reais, através de um grande número de ensaios, considerando-se as imperfeições geométricas e do material. (CARVALHO *et al.*, 2004).

Derivado da solução original para o comportamento pós-crítico de placas perfeitas proposto por Von Karman, Sechler e Donnell (1932), a equação de Winter (1947) dada pela Equação (46) e (47), é encontrada na maioria das normas direcionadas ao cálculo estrutural de perfis formados a frio:

$$b_{ef} = \frac{b \left(1 - \frac{0,22}{\lambda_p} \right)}{\lambda_p} \leq b \quad (46)$$

$$\lambda_p = \left(\frac{f_y}{\sigma_{cr}} \right)^{0,5} \quad (47)$$

onde,

b é a largura do elemento;

b_{ef} é a largura efetiva de elementos de placa;

λ_p é o índice de esbeltez reduzido do elemento;

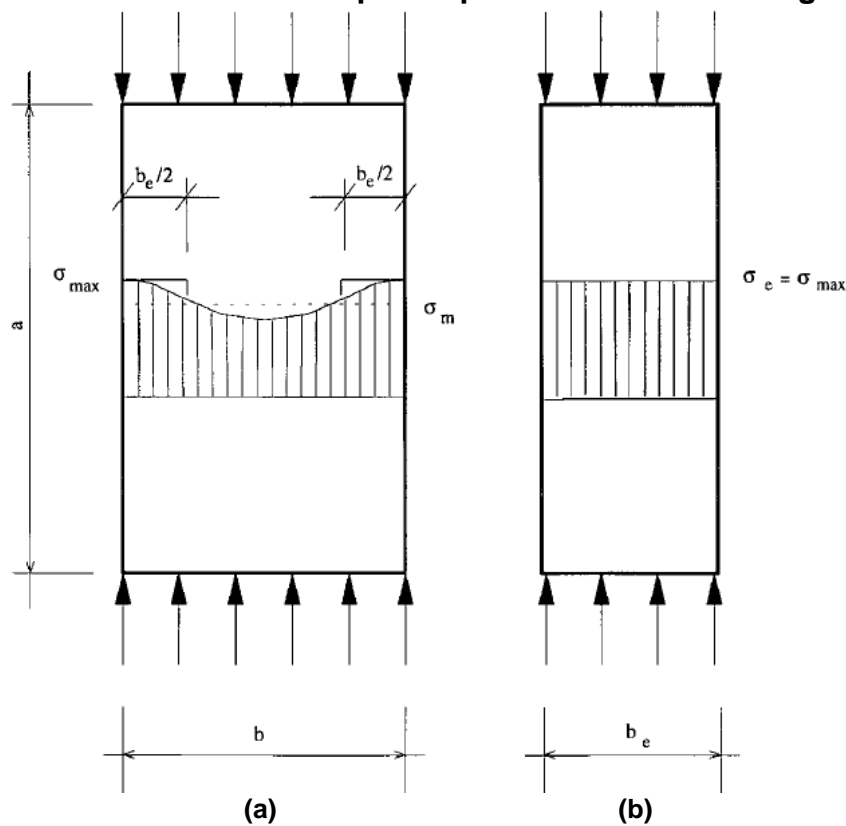
f_y é a resistência ao escoamento do aço;

σ_{cr} é a tensão crítica de flambagem elástica do elemento.

O MLE consiste em reduzir a rigidez da placa perfeita, substituindo a placa original de largura b por uma placa substituta de largura efetiva b_{ef} , sendo b_{ef} menor que b .

O princípio do MLE pode ser resumido na Figura 14 em que está representada a redistribuição de tensões de compressão na placa original quando a carga crítica de flambagem local é excedida e a distribuição uniforme de tensões na placa substituta.

Figura 14 – Representação esquemática do Método da Largura Efetiva: (a) Distribuição não linear de tensões ao longo da largura b da placa original e (b) Distribuição uniforme de tensões para a placa substituta de largura efetiva b_{ef}



Fonte: FREITAS (1996).

A tensão crítica de flambagem elástica de cada elemento da seção transversal, que considera individualmente uma placa com suas condições de contorno aproximadas e substituindo o elemento de placa atual, é representado pela Equação (48) clássica teórica:

$$\sigma_{cr} = k \frac{\pi^2 E}{12(1 - \nu^2)(b/t)^2}$$

(48)

onde,

σ_{cr} é a tensão crítica de flambagem elástica do elemento.

E é o módulo de elasticidade do aço;

ν é o coeficiente de Poisson do aço;

t é a espessura do elemento;

k é o coeficiente de flambagem local do elemento, que quantifica as condições de contorno e de carregamento das chapas.

As bases do método da largura efetiva (MLE) para colunas tomados no presente trabalho estão prescritos nas normas AISI S100:2016 e NBR 14762:2010. Algumas observações relevantes sobre este procedimento de cálculo foram destacadas por Batista (1989), sendo:

- a) A equação básica para o cálculo da largura efetiva é a Equação (46) (Winter, 1947) com $\sigma = \chi f_y$ em substituição à f_y na Equação (45);
- b) A área efetiva A_{ef} pode ser diretamente calculada através da largura efetiva, com a força de compressão aplicada no centroide da seção transversal bruta;
- c) A força axial de compressão resistente de cálculo para colunas longas deve ser calculada pela Equação (42).

3.1.1.2 Método da Seção Efetiva (MSE)

Sendo um método direto de avaliação do estado-limite de resistência última de coluna, a flambagem local de placa é considerada a partir do comportamento real da seção transversal e considera, portanto, a interação entre as placas (BATISTA, 2010). O método da seção efetiva (MSE) pode ser calculado de acordo com as Equações (49) e (50):

$$\lambda_p \leq 0,776 \text{ se } A_{ef} = A$$

$$\lambda_p > 0,776 \text{ se } A_{ef} = A \left(1 - \frac{0,15}{\lambda_p^{0,8}} \right) \frac{1}{\lambda_p^{0,8}} \quad (49)$$

$$\lambda_p = \left(\frac{\chi A f_y}{N_l} \right)^{0,5} \quad (50)$$

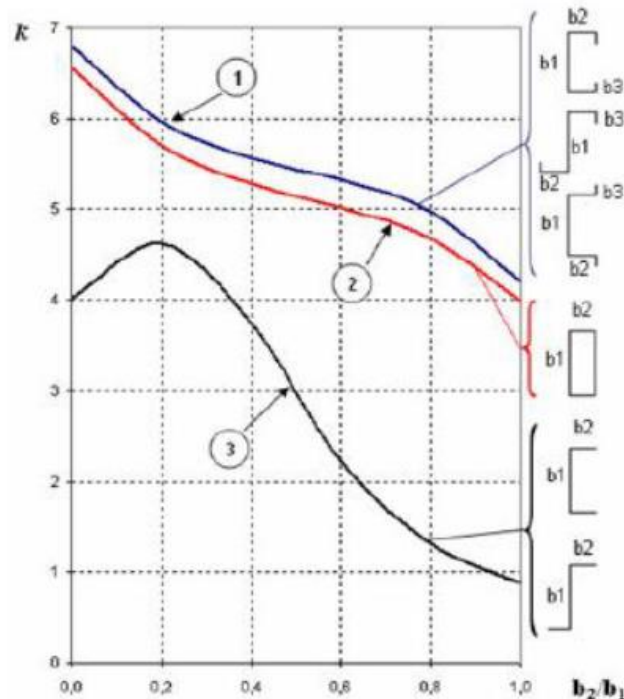
onde, N_l é a força axial de flambagem local elástica, calculada por meio da Equação (51), análise de estabilidade elástica, ou, de forma direta, por:

$$N_l = k_l \frac{\pi^2 E}{12(1 - \nu^2)(b_w/t)^2} A \quad (51)$$

Esta Equação (47) foi proposta em analogia à equação clássica de distribuição de tensões em placas, Equação (39).

De acordo com a NBR 14762:2010 os valores de k_l podem ser calculados por equações ou obtidos em tabelas que correspondem a valores obtidos diretamente da análise geral de estabilidade elástica. Os estudos paramétricos desenvolvidos por Batista e outros (2000) possibilitaram a determinação dos coeficientes de flambagem para diversos tipos de seção, conforme apresentado na Figura 15.

Figura 15 – Coeficientes de flambagem local para vários tipos de seções

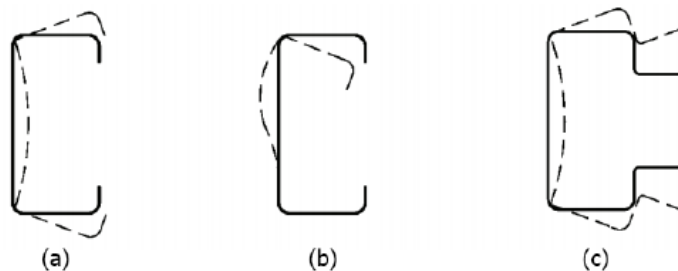


Fonte: BATISTA *et al.* (2000).

3.1.2 Flambagem distorcional

A flambagem distorcional se caracteriza pela perda de estabilidade na qual as alterações na seção transversal acontecem com deslocamentos de pelo menos um dos vértices, como pode ser visto na Figura 16. Dependendo da forma da seção e das dimensões dos elementos, o modo de flambagem distorcional pode corresponder ao modo crítico, devendo, portanto, ser considerado no dimensionamento.

Figura 16 – Flambagem distorcional: (a) U enrijecido sob compressão uniforme, (b) U enrijecido sob flexão simples e (c) Seção tipo rack sob compressão uniforme



Fonte: NBR 14762:2010.

Os perfis U simples (sem enrijecedores de borda) utilizados como barras isoladas, não são passíveis de flambagem distorcional, dispensando-se, portanto, tal verificação nesse caso. Para as barras com seção transversal aberta sujeitas à flambagem distorcional, a força axial de compressão resistente de cálculo $N_{c,Rd}$ deve ser calculada pela Equação (52), por:

$$N_{c,Rd} = \frac{\chi_{dist} A f_y}{\gamma} \quad (52)$$

onde,

$$\gamma = 1,20;$$

$$\phi = 0,85 \text{ para LRFD (AISI S100:2016);}$$

$$\phi = 0,80 \text{ para LSD (AISI S100:2016);}$$

onde, χ_{dist} é o fator de redução da força axial de compressão resistente, associado à flambagem distorcional, calculado pela Equação (53), por:

$$\lambda_{dist} \leq 0,561 \text{ se } \chi_{dist} = 1$$

$$\lambda_{dist} > 0,561 \text{ se } \chi_{dist} = \left(1 - \frac{0,25}{\lambda_{dist}^{1,2}}\right) \frac{1}{\lambda_{dist}^{1,2}} \quad (53)$$

onde,

A é área bruta da seção transversal da barra;

λ_{dist} é o índice de esbeltez reduzido associado à flambagem distorcional, calculado pela Equação (54), por:

$$\lambda_{dist} = \left(\frac{Af_y}{N_{dist}}\right)^{0,5} \quad (54)$$

onde, N_{dist} é a força axial de flambagem distorcional elástica, a qual deve ser calculada com base na análise de estabilidade elástica.

O uso de um programa computacional baseado no método das faixas finitas é admitido, por exemplo, o software CUFSM 4.03® (SCHAFER; ÁDÀNY, 2006) que foi utilizado neste trabalho, é baseado no Método das Faixas Finitas. Outra possibilidade é programa computacional GBTUL (BEBIANO *et al.*, 2008) baseado na teoria generalizada de viga.

3.1.3 Método da resistência direta

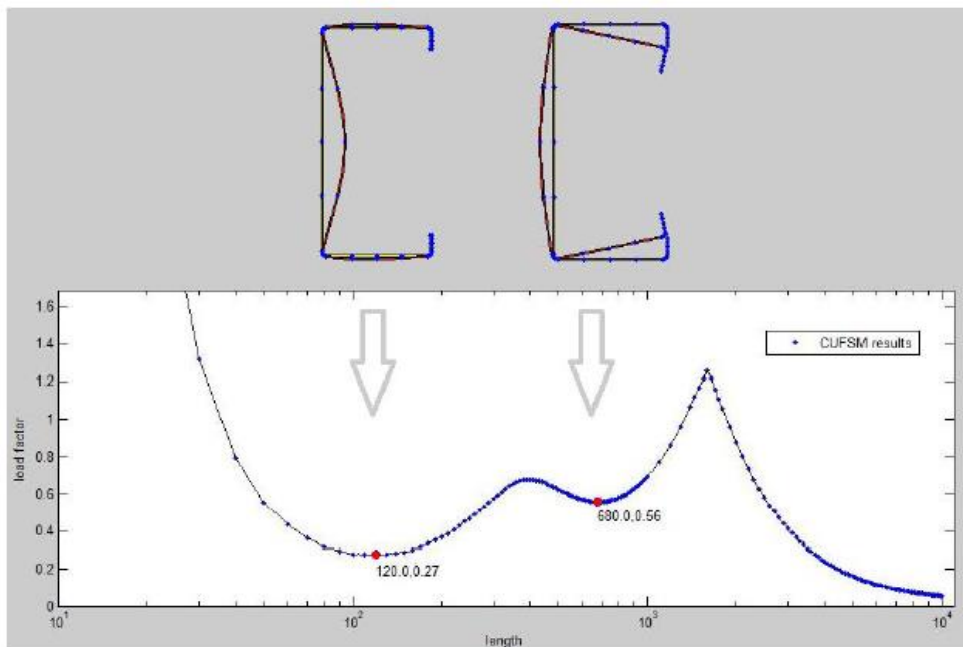
De acordo com Carvalho e outros (2004), o método da resistência direta (MRD) apresenta-se como uma alternativa ao método da largura efetiva (MLE) na determinação da resistência dos perfis formados a frio submetidos às solicitações de compressão ou flexão. Neste método, a obtenção da força axial de flambagem elástica, correspondente ao modo analisado (global ou local), pode ser feita por meio de métodos analíticos e/ou numéricos (como por exemplo, o Método dos Elementos Finitos ou o Método das Faixas Finitas).

O MRD está baseado nas propriedades geométricas da seção bruta e em análise geral de estabilidade elástica que permita identificar todos os modos de flambagem e seus respectivos esforços críticos. Esse método pode ser empregado

como alternativa para o cálculo da força axial de compressão resistente de cálculo, $N_{c,Rd}$.

No caso da flambagem global da barra, fórmulas incluídas no corpo principal da norma permitem a obtenção dos valores precisos das forças axiais de flambagem global elástica, N_e , respectivamente. Como exemplo, a Figura 17 ilustra o resultado da análise de estabilidade elástica do software CUFSM para um perfil U enrijecido submetido à compressão, onde se observa os modos local e distorcional.

Figura 17 – Análise de estabilidade elástica de um perfil U enrijecido pelo software CUFSM: protótipo C4 120x60 ensaiado por Mulligan (1983)



Fonte: Elaborado com auxílio do software CUFSM®.

Na NBR 14762:2010 esse método pode ser verificado no Anexo C. Já é atualmente identificado com a formulação introduzida no Anexo 1 do AISI S100:2016, onde se encontra uma solução, desenvolvida e calibrada por Schafer (2000), para colunas em perfis formados a frio.

A força axial de compressão resistente de cálculo $N_{c,Rd}$ é dada por $N_{c,Rk}/\gamma$, onde γ é igual a 1,20. No formato da norma americana, substitui-se $1/\gamma$, por $\phi = 0,85$ (LRFD) ou $\phi = 0,80$ (LSD). O valor característico da força axial de compressão resistente $N_{c,Rk}$ deve ser tomado como o menor valor calculado para flambagem global ($N_{c,Re}$), local ($N_{c,Rl}$) e distorcional ($N_{c,Rdist}$), os quais devem ser calculados pelas as Equações (55) a (60) conforme a seguir.

a) Flambagem global:

$$\begin{aligned} \lambda_0 \leq 1,5 \text{ se } N_{c,Re} &= (0,658\lambda_0^2) Af_y \\ \lambda_0 > 1,5 \text{ se } N_{c,Re} &= \left(\frac{0,877}{\lambda_0^2}\right) Af_y \end{aligned} \quad (55)$$

onde,

$$\lambda_0 = \left(\frac{Af_y}{N_e}\right)^{0,5} \quad (56)$$

b) Flambagem local:

$$\begin{aligned} \lambda_l \leq 0,776 \text{ se } N_{c,RI} &= N_{c,Re} \\ \lambda_l > 0,776 \text{ se } N_{c,RI} &= \left(1 - \frac{0,15}{\lambda_l^{0,8}}\right) \frac{N_{c,Re}}{\lambda_l^{0,8}} \end{aligned} \quad (57)$$

onde,

$$\lambda_l = \left(\frac{N_{c,Re}}{N_l}\right)^{0,5} \quad (58)$$

c) Flambagem distorcional:

$$\begin{aligned} \lambda_{dist} \leq 0,561 \text{ se } N_{c,Rdist} &= Af_y \\ \lambda_{dist} > 0,561 \text{ se } N_{c,Rdist} &= \left(1 - \frac{0,25}{\lambda_{dist}^{1,2}}\right) \frac{Af_y}{\lambda_{dist}^{1,2}} \end{aligned} \quad (59)$$

onde,

$$\lambda_{dist} = \left(\frac{Af_y}{N_{dist}}\right)^{0,5} \quad (60)$$

CAPÍTULO 4

4 APRESENTAÇÃO, ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Este capítulo apresenta o banco de dados de ensaios de barras em perfis formados a frio submetidas à força axial de compressão, utilizados nos cálculos dos coeficientes de ponderação da resistência. É considerado nas análises de confiabilidade de barras submetidas à força axial de compressão, resultados de perfis U simples e U enrijecidos (U_e) sujeitos à flambagem global, local ou distorcional. O banco de dados contém 322 resultados de ensaios obtidos de diversos programas experimentais.

Para determinar este coeficiente profissional são utilizados resultados experimentais de vários pesquisadores, além de resultados teóricos com base nas propriedades do material e propriedades geométricas dos protótipos ensaiados. Os resultados experimental e teórico são comparados, com a finalidade de se obter informações estatísticas do coeficiente profissional (P_m e σ_p). Para cada agrupamento, tabelas são apresentadas com informações do número de ensaios, n , de cada programa experimental.

Detalhes sobre cada programa experimental, incluindo os dados dos materiais, propriedades geométricas e arranjo experimental são fornecidos nos próximos itens e no Apêndice A.

No presente estudo, as resistências teóricas foram calculadas através da NBR 14762:2010, especificação principal e MRD, para todas as colunas ensaiadas resumidas na Tabela 7. Esta seção fornece detalhes sobre cada programa experimental, porém comentando somente os dados utilizados nesse trabalho. Todos os detalhes de cada estudo, incluindo as dimensões e restrições de apoio são fornecidos no Apêndice A.

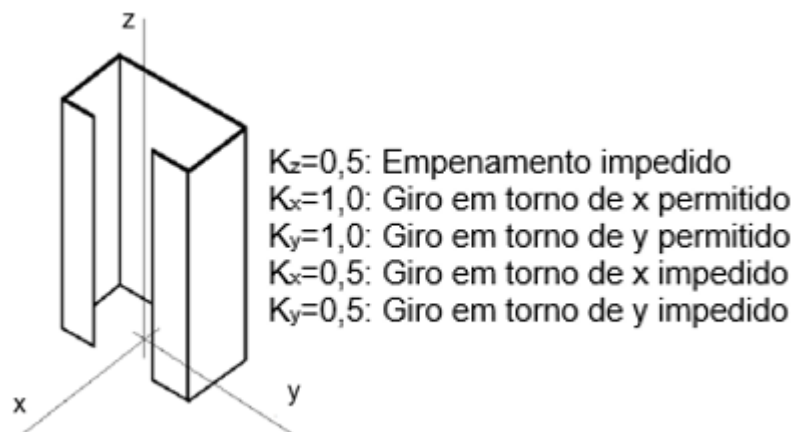
Tabela 7 – Grupos de dados experimentais de barras submetidas à compressão centrada

REFERÊNCIA	<i>n</i>	TIPO DE SEÇÃO
Chodraui (2006)	16	U, U _e
Moldovan (1994a)	29	U _e
Moldovan (1994b)	15	U
Moldovan (1994c)	19	U
Young e Rasmussen (1998a)	12	U _e
Young e Rasmussen (1998b)	14	U
Batista (1989)	12	U _e
Dat (1980)	43	U _e
Desmond <i>et al.</i> (1981)	7	U _e
Loughlan (1979)	13	U _e
Miller e Pekoz (1994a)	20	U _e
Miller e Pekoz (1994b)	24	U _e
Mulligan (1983)	36	U _e
Pu <i>et al.</i> (1999)	6	U _e
Thomasson (1978)	14	U _e
Young e Hancock (2003)	42	U _e
TOTAL	322	56 perfis U e 266 perfis U_e

Fonte: Elaborada pela autora.

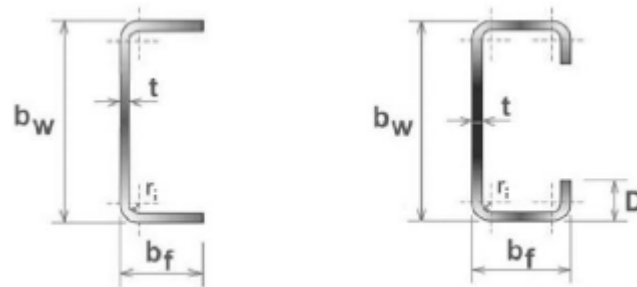
A Figura 18 apresenta uma representação esquemática das condições de contorno.

Figura 18 – Definição das condições de apoio



A notação utilizada para obtenção das propriedades geométricas da seção transversal de perfis U simples e U enrijecidos são apresentados na Figura 19.

Figura 19 – Distribuição de tensões residuais em chapas
 (a) Perfil U simples (b) Perfil U enrijecido



Segue uma breve descrição dos autores analisados neste trabalho:

Chodraui (2006) realizou análise teórica e experimental em perfis formados a frio submetidos à compressão. Especial atenção foi dada ao estudo da estabilidade elástica de perfis usualmente empregados no Brasil. Um total de 8 perfis U simples e 8 perfis U_e foi adotado no presente estudo. Espessuras de 2,38 mm e 3,88 mm foram empregadas tanto em ensaios com perfis U simples como U_e . Os comprimentos variaram entre 850 mm e 2700 mm e as condições de apoio definidas por $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$.

Moldovan (1994) conduziu ensaios de compressão em perfis U e U_e que apresentassem força normal de estabilidade elástica do modo global por flexão próxima a do modo global por flexo-torção. Ele verificou que o decréscimo de resistência devido à interação entre esses dois modos globais foi pequeno, especialmente quando comparado à perda de resistência quando do acoplamento entre o modo local e um modo global genérico, caso este de forte interação. Moldovan (1994) ensaiou 64 colunas, sendo 35 seções U e 29 seções U_e . Das 64 colunas, 27 eram colunas curtas com comprimento variando de 245 a 396 mm. As colunas longas variaram de 1070 a 1981 mm. A espessura dos perfis U_e variou entre 1,77 e 3,05 mm enquanto para perfis U simples a variação foi de 1,77 a 4,06 mm. As condições de apoio definidas por $K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$ e $K_z = 0,5$ para as colunas curtas, enquanto que para as colunas longas foi considerado apoio rotulado em torno do eixo de menor inércia, ou seja, $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$. Porém neste trabalho foram utilizados 63 perfis no estudo.

Young e Rasmussen publicaram dois artigos, um contendo 12 ensaios de colunas de seção U_e (1998a) e o outro contendo 14 colunas de seção U (1998b).

Tratavam-se de colunas curtas e colunas longas com comprimentos variando de 279 a 3000 mm. As espessuras de todas as colunas foram de aproximadamente 1,52 mm e todos os protótipos possuíam extremidades engastadas com coeficientes de flambagem, $K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$ e $K_z = 0,5$.

Batista (1989) contém 12 ensaios de compressão realizados. Os comprimentos variaram entre 1543 e 2608 mm e as condições de apoio definidas por $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$.

Dat (1980) utilizou 43 perfis U_e sendo as colunas fabricadas por conformação em equipamento denominado dobradeira² ou por conformação em mesa de roletes, denominada perfiladeira³. As espessuras de todas as seções examinadas variaram de 1,79 a 2,29 mm. Os comprimentos variaram de 533 a 2540 mm. Foram utilizados dispositivos na extremidade que permitiam giro em torno de um dos eixos somente, restringindo torção e empenamento. Estas barras foram posicionadas na máquina de ensaios de modo que o eixo principal de menor inércia fosse coincidente com a rótula, para haver, portanto, a condição bi-rotulada em torno deste eixo, enquanto que de engaste ($K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$).

Desmond e outros (1981) apresentaram em 7 seções U_e . Trata-se de colunas curtas com comprimentos até 457 mm, engastadas nas extremidades com coeficientes de flambagem, $K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$ e $K_z = 0,5$. Esse programa experimental tinha como objetivo a análise do efeito do enrijecedor no comportamento da mesa em termos de flambagem local.

Loughlan (1979) apresentou 13 perfis U_e com pequena excentricidade, em que não se obriga a análise de flexo-compressão. A espessura de todas as seções examinadas variou entre 0,8 e 1,6 mm. Todas as barras examinadas tinham comprimentos variando entre 1295 e 1905 mm. As resistências preditas foram obtidas assumindo que o eixo de menor inércia estava rotulado e os outros eixos foram engastados, ou seja, os coeficientes de flambagem adotados foram, $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$.

Miller e Pekoz (1994a e 1994b) realizaram um programa experimental que consistiu de um total de 80 seções U_e , porém foi utilizado apenas 44 perfis neste

² A chapa de aço é prensada por punção no equipamento, de modo a se obter a seção transversal desejada. (DAT, 1980).

³ O processo na perfiladeira caracteriza-se pela passagem da chapa de aço por uma série de roletes adequadamente posicionados, até que a seção transversal desejada seja alcançada. (DAT, 1980).

trabalho. O comprimento das colunas curtas variou de 279 a 493 mm, enquanto os comprimentos das colunas longas variaram de 1307 a 2534 mm. As condições de apoio adotadas foram engaste para colunas curtas ($K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$) e para colunas longas considerou-se rotação livre em torno de um dos eixos e restringida no outro ($K_x = 1,0$; $K_y = 0,5$ e $K_z = 0,5$ e também $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$).

Mulligan (1983) apresentou 36 seções U_e , sendo 24 colunas curtas e 13 colunas longas. A espessura de todas as seções examinadas variou de 1,14 a 1,52 mm. As colunas curtas foram engastadas nas extremidades (empenamento impedido) com coeficientes de flambagem, $K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$, e $K_z = 0,5$, enquanto as colunas longas tiveram o eixo de menor inércia rotulado, ou seja, $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$.

Pu e outros (1999) realizaram um programa experimental com seções U_e com e sem perfuração. Os 6 perfis não perfurados com 356 mm (colunas curtas) foram considerados no presente estudo. A máxima espessura dos perfis foi de 1,27 mm e com coeficientes de flambagem, $K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$ e $K_z = 0,5$.

Thomasson (1978) apresentou um total de 14 seções U enrijecido (U_e). As dimensões da alma, enrijecedores e mesa dos perfis foram resumidas por Peköz (1987) e Schafer (2000). O comprimento de todos os membros foi mantido constante a 2690 mm. Embora existam diferenças nas dimensões da alma, da mesa e da borda enrijecida, não há uma diferença considerável na espessura das amostras (0,635 a 1,397 mm), o que afeta o comportamento local de flambagem. Os ensaios deste conjunto incluem a verificação de seções de paredes finas com esbeltez excessiva, portanto não usuais. Os ensaios foram conduzidos assumindo que o eixo de menor inércia estava rotulado e os outros eixos foram engastados, ou seja, os coeficientes de flambagem adotados foram $K_x = 0,5$; $K_y = 1,0$ e $K_z = 0,5$.

Young e Hancock (2003) conduziram um programa experimental com 42 colunas de seção U_e . Todas as colunas tinham aproximadamente 1500 mm e espessura nominal variando de 1,52 a 2,29 mm. As colunas foram ensaiadas com extremidades restringidas à rotação ($K_x = 0,5$; $K_y = 0,5$, e $K_z = 0,5$).

4.1 Análise e discussão dos resultados

Esta seção apresenta a análise de confiabilidade de barras em perfis formados a frio submetidas à força axial de compressão com as equações de dimensionamento das normas ABNT NBR 14762:2010 e AISI S100:2016. Os tipos de seção de maior emprego e os modos de instabilidade típicos de perfis formados a frio foram investigados, a partir da obtenção das estatísticas do erro do modelo. Além dos fatores de importância de cada variável do problema, índices de confiabilidade e probabilidade de falha foram obtidos em função da relação entre as ações nominais L_n/D_n , na faixa de 1 e 10, sendo dado destaque para as relações 3 e 5, mais usuais para perfis formados a frio. Os resultados foram comparados com índices de confiabilidade alvo utilizados na calibração da norma norte americana: $\beta_o = 2,5$ (AISI – LRFD:2016) e $\beta_o = 3,0$ (AISI S100 – LSD:2016).

Foram utilizados neste estudo os dados de ensaios de compressão centrada com perfis U simples e U enrijecido (U_e). As resistências teóricas foram calculadas com o emprego dos três métodos disponíveis na NBR 14762:2010: o Método da Largura Efetiva (MLE), o Método da Seção Efetiva (MSE) e o Método da Resistência Direta (MRD) para todas as colunas do banco de dados de ensaios, por tipo de seção transversal e pela capacidade resistente a três estados-limites: flambagem global ou escoamento da seção, interação flambagem local-global e flambagem distorcional. No caso do MSE alguns dados foram suprimidos, devido às restrições geométricas impostas na NBR 14762:2010.

No caso da flambagem global os resultados foram os mesmos nos três agrupamentos MSE, MLE e MRD, pois a formulação é a mesma. Mas como pode haver interação entre os modos, justifica se os três grupos.

Os parâmetros estatísticos do erro do modelo, P_m e σ_p , são empregados com o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM). Os índices de confiabilidade calculados são apresentados em tabelas para duas combinações de ações, (1) $1,2D_n+1,6L_n$ e (2) $1,25D_n+1,5L_n$, e duas relações (L_n/D_n) de 3 e 5. Portanto, será dada atenção especial aos índices de confiabilidade calculados conforme as combinações (1) e (2):

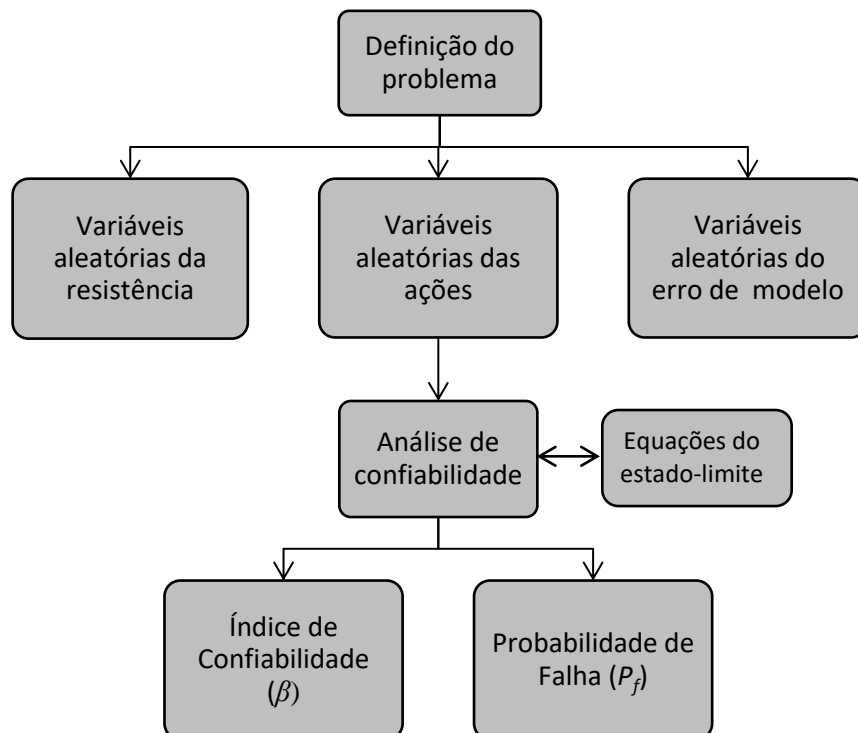
Combinação (1)→ LRFD: $1,2D_n+1,6L_n$, $L_n/D_n = 5$, $\beta_o=2,5$ e $P_f \approx 6 \times 10^{-3}$

Combinação (2)→LSD: $1,25D_n+1,5L_n$, $L_n/D_n = 3$, $\beta_o=3,0$ e $P_f \approx 1 \times 10^{-3}$

Os coeficientes de ponderação das ações γ_D e γ_L foram adotados de acordo as combinações de ações (1) e (2). Fixando-se um valor para a resistência nominal (R_n) é possível reconstruir os valores nominais da ação permanente (D_n) e ação variável (L_n). Na Tabela 8 um fluxograma foi apresentado para demonstrar a entrada de dados para o cálculo do índice de confiabilidade, como é descrito a seguir:

- Informação dos coeficientes de ponderação da resistência e das ações γ , γ_D , γ_L que satisfaça um determinado estado-limite, bem como a razão L_n/D_n ;
- Obtenção dos valores nominais R_n , L_n e D_n com base nos dados estatísticos de Galambos (1982);
- Reconstrução dos valores nominais D e L ;
- Informação das estatísticas das variáveis básicas M , F , P , D e L com base nos dados de Ellingwood citado por Hsiao (1989);
- Proceder análise de confiabilidade por meio da equação de estado-limite: $g(\cdot) = R_n(MFP) - (D+L)$

Tabela 8 – Fluxograma para cálculo do índice de confiabilidade



Fonte: Elaborada pela autora.

4.1.1 Estatísticas do Erro do Modelo

Esta seção apresenta os histogramas da variável erro do modelo (P) para os casos estudados. O coeficiente profissional (P) é a relação entre o valor da resistência teórica e experimental. Essa relação possui características estatísticas e pode ser considerada uma variável aleatória que caracteriza a variabilidade da resistência da barra, oriunda das incertezas do modelo adotado. Com os dados experimentais catalogados, calcula-se os valores de μ e σ e busca-se ajustar uma distribuição de frequência, com o auxílio do software MINITAB 18[®] foi possível fazer esses ajustes.

Foi realizado testes de Kolmogorov-Smirnov (KS) com nível de significância de 5% utilizando o software MINITAB 18[®]. Comprovou-se os coeficientes profissionais podem ser descritos pelas distribuições normal (N) e lognormal (LN), conforme cada agrupamento analisado. O Apêndice B apresenta os testes de aderência e as distribuições de frequência para cada agrupamento, nesta seção vamos apenas apresentar o agrupamento para todos os dados.

Os Gráficos de 1 a 3 apresentam a distribuição lognormal como o melhor ajuste para os métodos MSE, MLE e MRD correspondentes a todos os dados.

Gráfico 1 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MSE

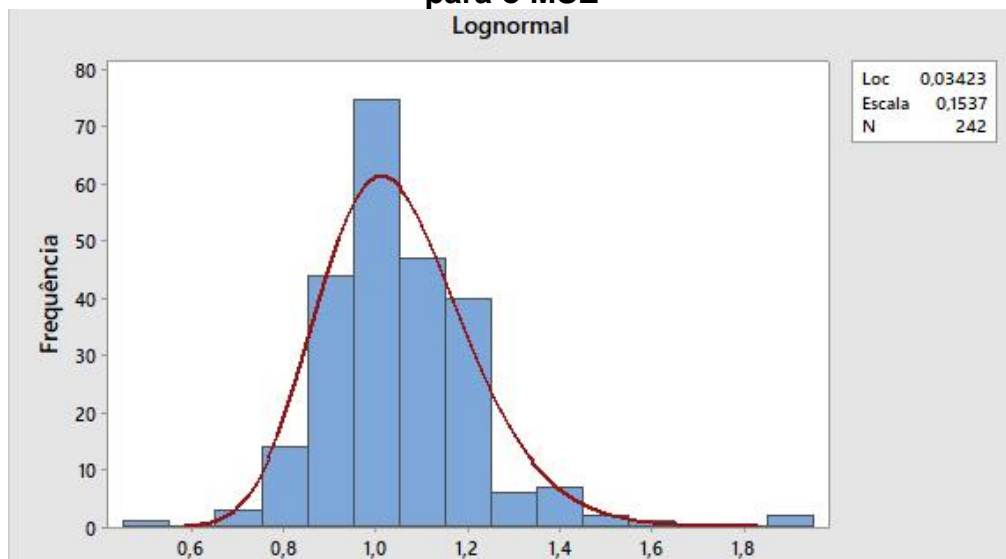
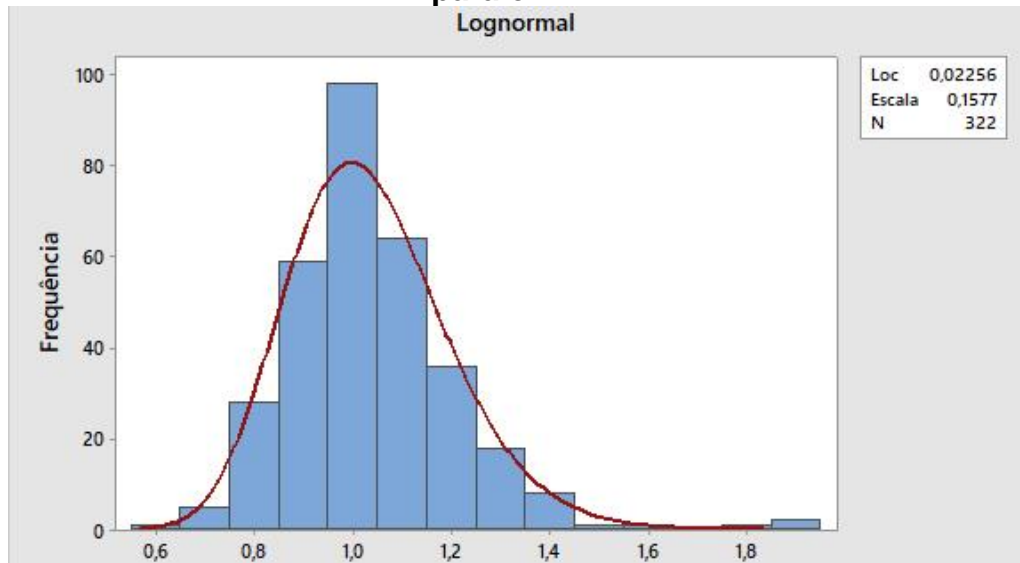
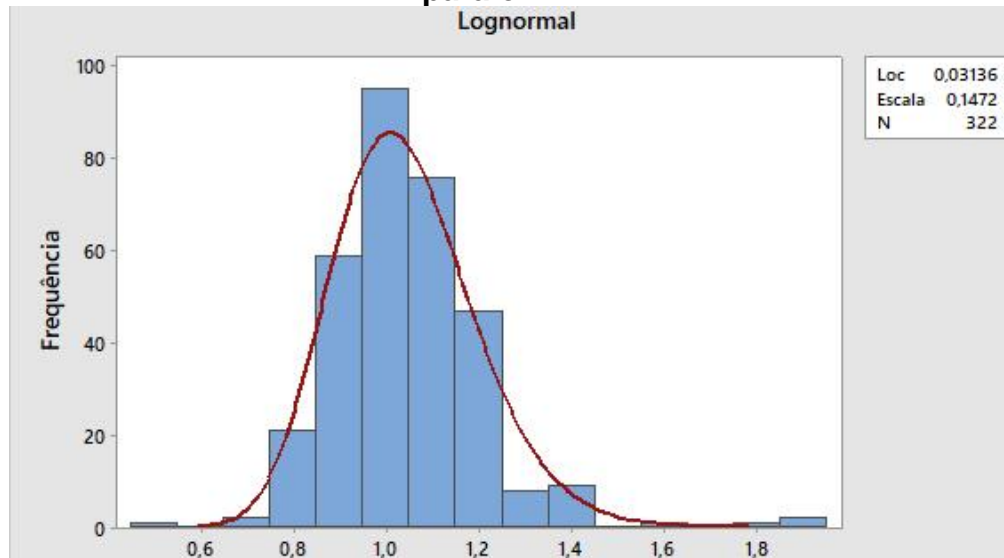


Gráfico 2 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico 3 – Distribuição de probabilidade correspondente a todos os dados para o MRD



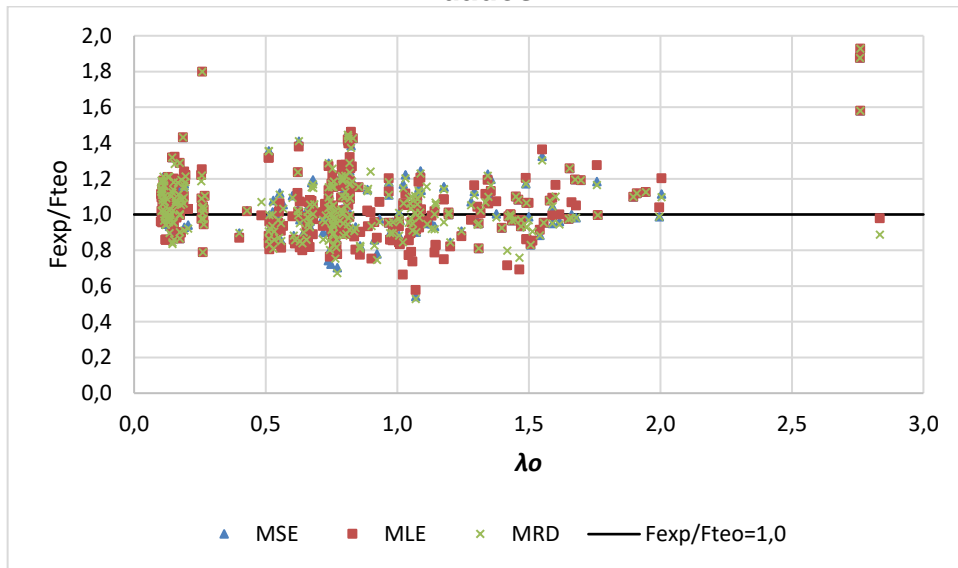
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

4.1.2 Relação índice de esbeltez versus erro do modelo

O Gráfico 4 apresenta as relações entre o resultado experimental e a resistência calculada de cada amostra, em função do índice de esbeltez reduzido associado à flambagem global. Os gráficos mostram uma divisão equilibrada entre os valores acima e os valores abaixo da unidade. Além disso, é possível verificar que a dispersão dos pontos segue um padrão similar para os métodos de

dimensionamento empregados: MSE, MLE e MRD. Nesta seção vamos apenas apresentar o agrupamento para todos os dados, os outros agrupamentos se encontram no Apêndice C.

Gráfico 4 – Relação índice de esbelteza versus erro do modelo para todos os dados



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

4.1.3 Fatores de importância

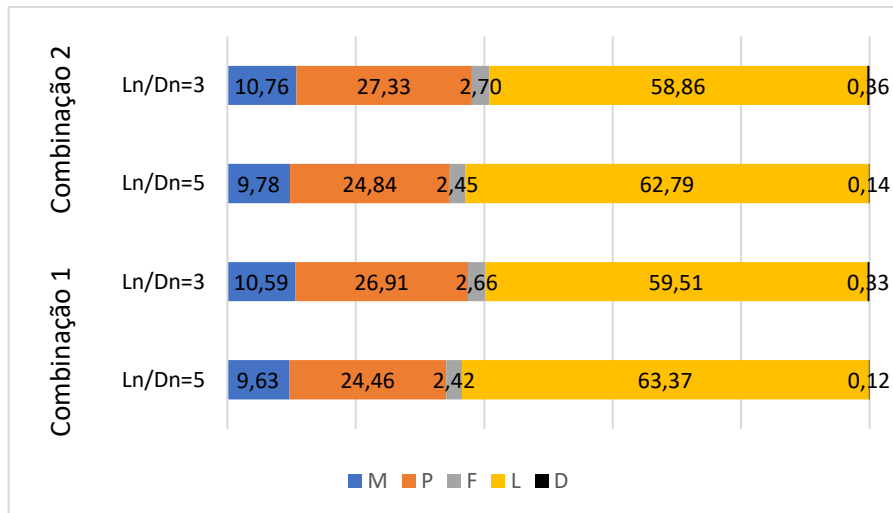
Com o método de confiabilidade FORM foi possível realizar uma análise de sensibilidade para determinar os fatores de importância e a sua influência na análise de Confiabilidade. Os dados estatísticos das variáveis M e F foram obtidos da Tabela 5, sendo adotada a distribuição lognormal (LN). Os dados estatísticos das variáveis D e L foram obtidos da Tabela 6, sendo adotada, respectivamente, a distribuição normal (N) e a distribuição de extremo tipo I (GM). No caso da variável P , os dados estatísticos foram obtidos de acordo com o procedimento apresentado na seção 2.5.2.

Os resultados obtidos mostram que a incerteza da ação variável (L) possui maior relevância na análise de confiabilidade realizada para todos os agrupamentos. A importante contribuição da incerteza da ação variável (L) para obtenção dos índices de confiabilidade se justifica por sua alta variabilidade. Além disso, a variável é representada por uma distribuição de valores extremos (Gumbel), que tem uma das caudas com maior área, quando comparado com a distribuição normal da

variável ação permanente (*D*), que teve a menor contribuição em relação as outras variáveis. A contribuição da incerteza do erro de modelo é predominante entre as variáveis que se relacionam com a parcela da resistência.

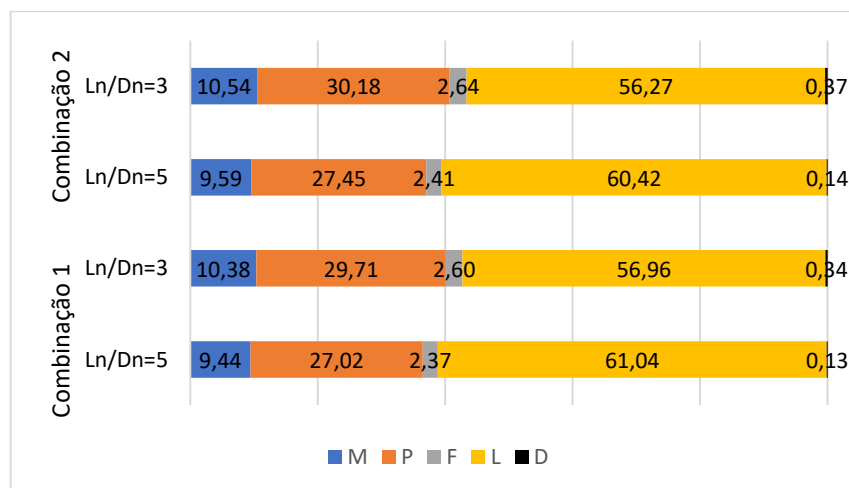
Os Gráficos 5 a 7 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para todas as colunas do banco de dados de ensaios, por tipo de seção transversal e pela capacidade resistente pelos estados-limites: modo global, modo local e modo distorcional com o emprego dos métodos MSE, MLE e MRD. Nesta seção vamos apenas apresentar o agrupamento para todos os dados, os outros agrupamentos se encontram no Apêndice D.

Gráfico 5 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE



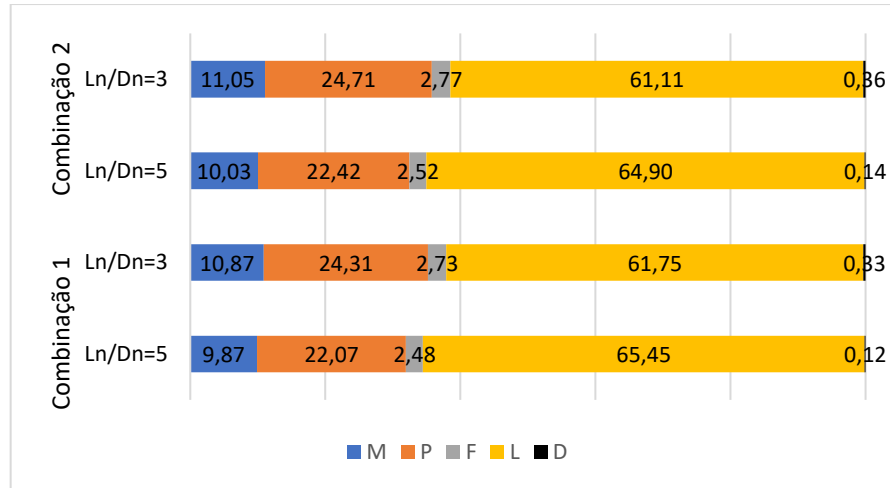
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 6 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 7 – Fatores de importância de cada variável do problema para todos os dados com o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

4.1.4 Probabilidade de falha (P_f) e Índice de confiabilidade (β)

A Tabela 9 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para todos os dados com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC.. Pode-se verificar que no caso do MSE o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,56, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,45, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,62$, $\beta_{FORM} = 2,56$ e $\beta_{SMC} = 2,55$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,50$, $\beta_{FORM} = 2,45$ e $\beta_{SMC} = 2,42$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MLE, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,49, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016, $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,37, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016, $\beta_o = 3,0$. Os índices de

confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,53$, $\beta_{FORM} = 2,49$ e $\beta_{SMC} = 2,48$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos. Já os índices de confiabilidade calculado com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,41$, $\beta_{FORM} = 2,37$ e $\beta_{SMC} = 2,35$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MRD, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,57, sendo que o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,47, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,64$, $\beta_{FORM} = 2,57$ e $\beta_{SMC} = 2,56$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,52$, $\beta_{FORM} = 2,47$ e $\beta_{SMC} = 2,46$. Novamente, o valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos.

Destaca-se que para a combinação (1) todos os métodos tiveram boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$, enquanto na combinação (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior ao alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$. Nesta seção vamos apenas apresentar o agrupamento para todos os dados, os outros agrupamentos se encontram no Apêndice E.

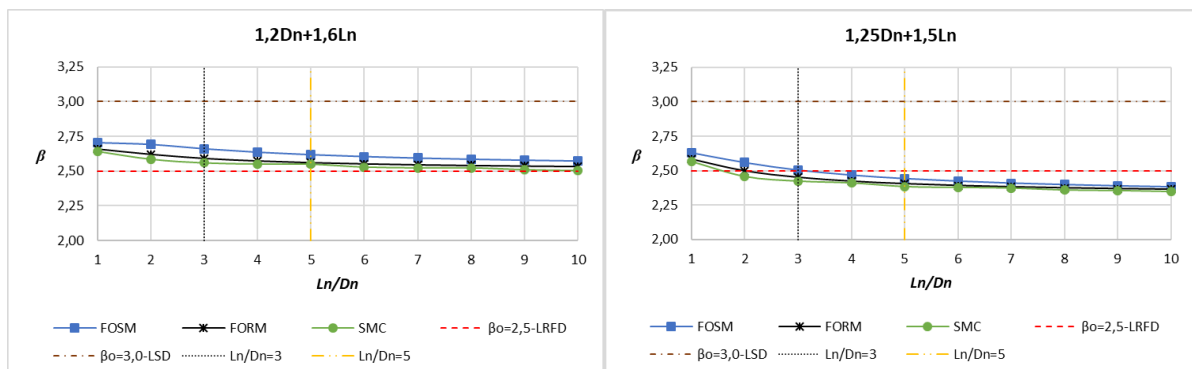
Tabela 9 – Estatísticas do coeficiente profissional e índice de confiabilidade para todos os dados

Parâmetros Estatísticos		Índice de Confiabilidade (β)	$1,2D_n + 1,6L_n$		$1,25D_n + 1,5L_n$		
			$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	
MSE	N	242	β_{FOSM}	2,66	2,62	2,50	2,44
	P_m	1,05	β_{FORM}	2,59	2,56	2,45	2,40
	V_P	0,16	β_{SMC}	2,56	2,55	2,42	2,38
			$P_f (FORM)$	4,78E-03	5,21E-03	7,11E-03	8,09E-03
MLE	N	322	β_{FOSM}	2,57	2,53	2,41	2,36
	P_m	1,04	β_{FORM}	2,51	2,49	2,37	2,33
	V_P	0,17	β_{SMC}	2,49	2,48	2,35	2,31
			$P_f (FORM)$	6,01E-03	6,43E-03	8,80E-03	9,83E-03
MRD	N	322	β_{FOSM}	2,68	2,64	2,52	2,46
	P_m	1,04	β_{FORM}	2,61	2,57	2,47	2,42
	V_P	0,15	β_{SMC}	2,59	2,56	2,46	2,38
			$P_f (FORM)$	4,57E-03	5,02E-03	6,83E-03	7,86E-03

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

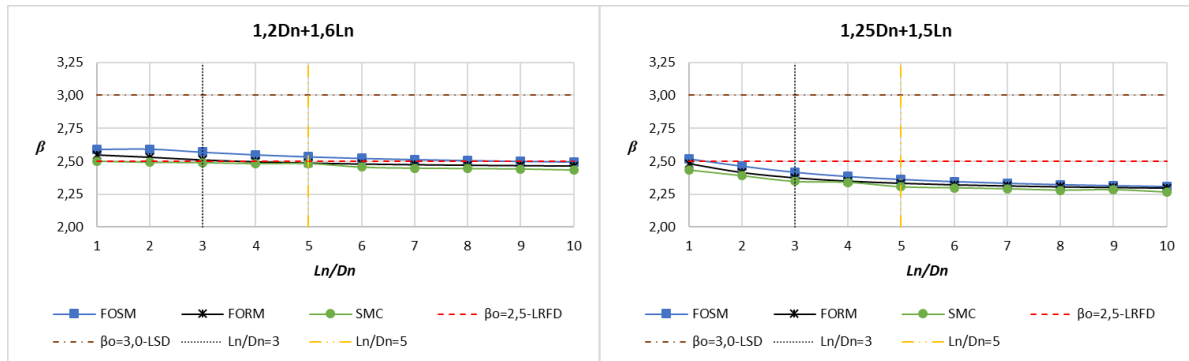
Os Gráficos 8 a 10 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para todos os dados. Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico 8 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MSE



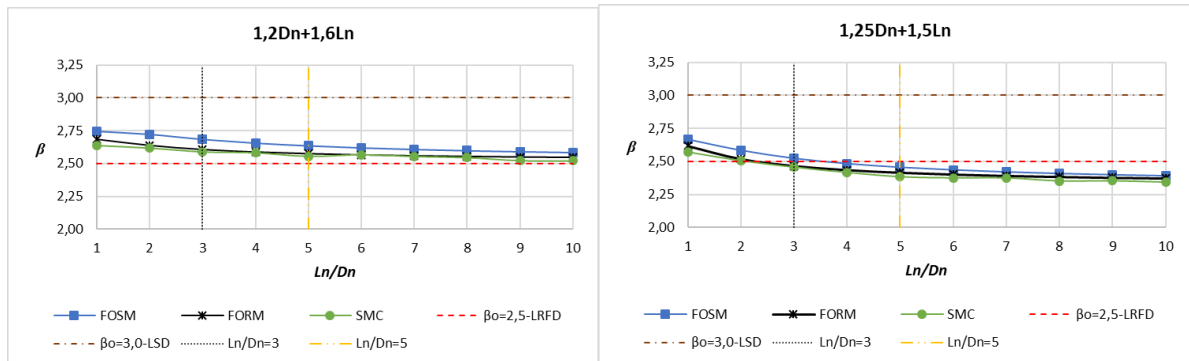
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 9 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 10 – Índice de confiabilidade obtido para todos os dados com o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

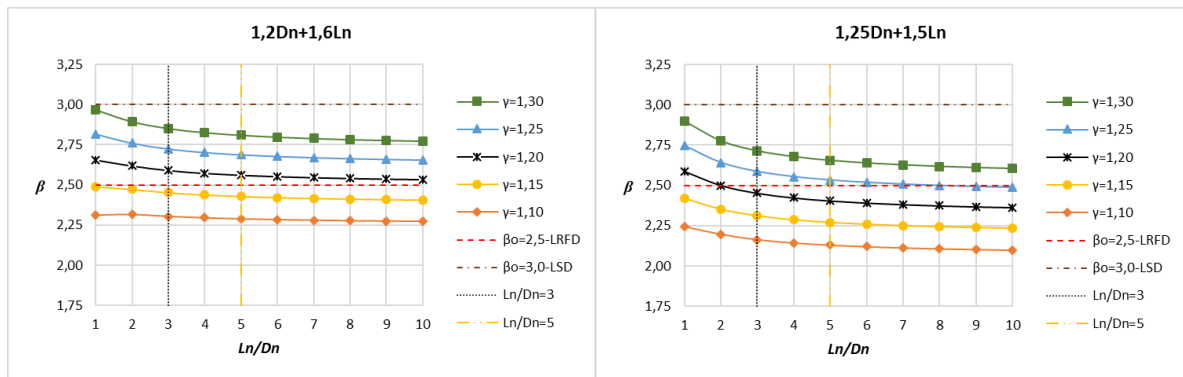
4.1.5 Coeficientes de ponderação da resistência (γ)

Utilizando apenas o método FORM, curvas de β em função da relação Ln/Dn foram plotadas para os coeficientes de ponderação da resistência γ variando de 1,10 a 1,30, com o propósito de se verificar a curva que melhor se ajusta ao nível de segurança requerido, ou seja $\beta_o = 2,5$, e que atenda à todos os métodos de dimensionamento.

Os Gráficos 11 a 13 apresentam a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado em todos os dados analisados para o MSE, MLE e MRD. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2, ou seja, igual o coeficiente recomendado pela norma. Para a combinação (2), exige um γ igual a 1,25 para a manutenção do mesmo nível de segurança. Nesta seção vamos apenas

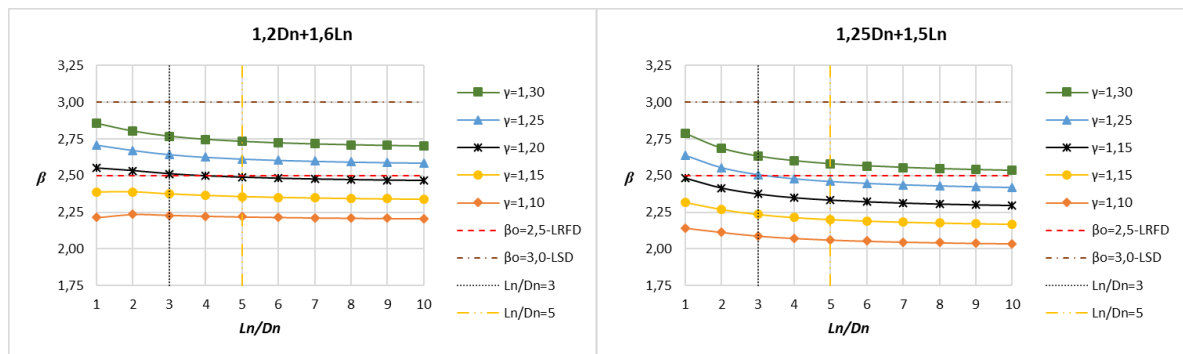
apresentar o agrupamento para todos os dados, os outros agrupamentos se encontram no Apêndice F.

Gráfico 11 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para todos os dados para o MSE



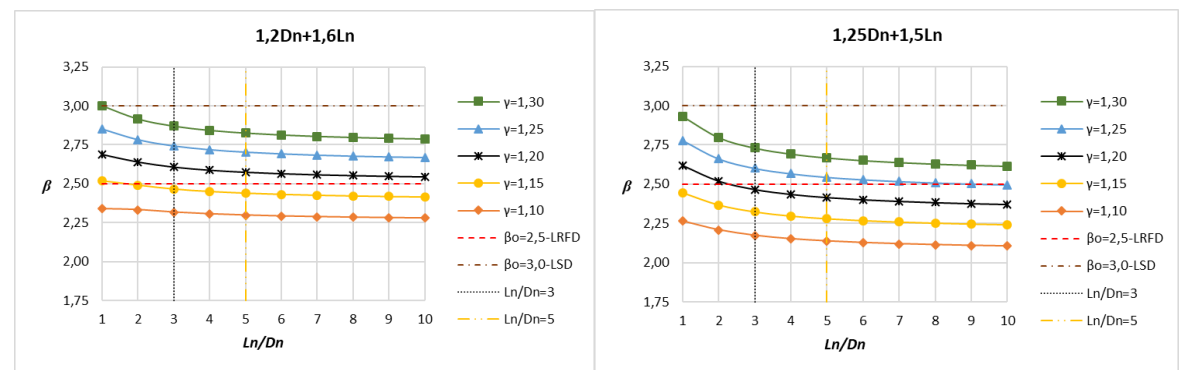
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 12 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para todos os dados para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico 13 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para todos os dados para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

CAPÍTULO 5

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo a avaliação dos índices de confiabilidade para barras submetidas à força axial de compressão de perfis formados a frio projetadas segundo a norma AISI S100:2016 e a norma brasileira ABNT NBR 14762:2010. Os tipos de seção de maior emprego, U simples e U_e enrijecido, e os modos de instabilidade típicos de perfis formados a frio foram investigados a partir da obtenção das estatísticas do erro do modelo.

Os fatores de importância de cada variável do problema foram analisados a partir dos índices de confiabilidade, com os resultados obtidos mostrando que a incerteza da ação variável (L) possui maior relevância na análise de confiabilidade realizada para todos os agrupamentos em relação as variáveis de ações e também a todas as variáveis apresentadas. Já a variável erro do modelo (P) possui maior relevância na análise de confiabilidade realizada para todos os agrupamentos em relação as variáveis de resistência.

Além dos fatores de importância, índices de confiabilidade foram obtidos em função da relação entre as ações nominais L_n/D_n na faixa de 1 a 10, sendo dado destaque para as relações 3 e 5, mais usuais para perfis formados a frio. Os resultados foram comparados com índices de confiabilidade alvo utilizados na calibração da norma norte americana: $\beta_o = 2,5$ (AISI – LRFD:2016) e $\beta_o = 3,0$ (AISI – LSD:2016).

Também foram analisadas as probabilidades de falha para as combinações de ações (1) $1,2D_n+1,6L_n$, e (2), $1,25D_n+1,5L_n$, sabendo-se perceber que quanto maior o índice de confiabilidade da estrutura, maior é a sua segurança, ou seja, menor a probabilidade de falha. Isto indica que quanto maior a média e menor o desvio padrão da função de falha, melhor é a situação da estrutura. Porém em todos os casos analisados a combinação (2) não obteve nenhum valor satisfatório de segurança em relação a $\beta_o = 3,0$ (AISI – LSD:2016).

Os índices de confiabilidade obtidos através do método FORM apresentaram boa aproximação com os índices de confiabilidade obtidos pela Simulação de Monte Carlo. Embora o método FOSM tenha sido utilizado nas análises de confiabilidade

estrutural de perfis formados a frio da norma AISI S100:2016, o método FORM pode ser considerado mais adequado, tendo em vista a precisão dos resultados constatada pela comparação com a SMC. Além disso, o FORM não apresenta problemas de convergência para as funções de estado-limite deste trabalho, sendo bastante eficiente para problemas com poucas variáveis aleatórias, como no caso do presente estudo.

Considerando os diversos agrupamentos para obtenção das estatísticas do erro do modelo, foram obtidos gráficos dos índices de confiabilidade, para as combinações de ações (1) e (2). Numa primeira análise empregou-se o coeficiente de ponderação da resistência (γ) de 1,2. Os resultados obtidos com a combinação (1) apresentaram-se bem ajustados ao índice de confiabilidade alvo de 2,5, sobretudo com o método FOSM, que apresentam valores um pouco superiores ao FORM. Este resultado era esperado, tendo em vista que a calibração do AISI-LRFD:2016 foi realizada com o método FOSM, sendo utilizada a combinação (1). Por outro lado, com a combinação (2) utilizada para calibração do AISI-LSD:2016 os resultados, ficaram inferiores ao alvo de 3,0.

Apesar de a combinação (2) ser a mesma da NBR 14762:2010, o nível de segurança não é o mesmo da norma AISI:2016, para barras em perfis formados a frio submetidas à força axial de compressão. Entretanto, os resultados mostram que nível de segurança da norma brasileira está mais próximo do formato LRFD da norma americana. Justifica-se este fato, pela aproximação entre os coeficientes de ponderação da resistência destas normas, ou seja, $\gamma \cong (\phi_{LRFD})^{-1}$. Desta forma, em se tratando da norma brasileira é coerente comparar os índices de confiabilidade, com o alvo de 2,5, e não 3,0. Ressalta-se ainda que própria norma brasileira faz menção ao alvo de 2,5 na seção 11: Dimensionamento com base em ensaios.

Em outra etapa deste estudo, desta vez utilizando apenas o método FORM, curvas de β em função da relação L_n/D_n foram plotadas para os coeficientes de ponderação da resistência (γ) variando de 1,10 a 1,30, com o propósito de se verificar a curva que melhor se ajusta ao nível de segurança requerido, ou seja, $\beta_o = 2,5$, e que atenda à todos os métodos de dimensionamento. As conclusões foram as seguintes:

- Com o erro do modelo baseado em todos os dados analisados, verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação

da resistência γ de 1,2, quando a análise é realizada com a combinação (1). A combinação (2), exige um γ igual a 1,25 para a manutenção do mesmo nível de segurança.

- Utilizando-se apenas os dados de seção U simples, verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,25, quando a análise é realizada com a combinação (1). Para a combinação (2), a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação γ de 1,3. Ressalta-se que apenas no caso do tradicional Método da Largura Efetiva, o coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2 é satisfatório para a combinação (1).
- Utilizando-se apenas os dados de seção U enrijecido (U_e), verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2, quando a análise é realizada com a combinação (1). Para a combinação (2), a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação γ de 1,25.
- Nos agrupamentos de dados com ocorrência da flambagem global, o coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,25 mostrou-se adequado para a combinação (1). Para a combinação (2), um γ de 1,3 permite índice de confiabilidade que se aproxima de 2,5.
- Com os dados referentes à flambagem distorcional, verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2, quando a análise é realizada com a combinação (1). Para a combinação (2), a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação γ de 1,25.
- Com os dados referentes à flambagem local, verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,15, quando a análise é realizada com a combinação (1). Para a combinação (2), a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação γ de 1,2.

Pode-se observar que em alguns casos o coeficiente de ponderação da resistência γ foram superiores em relação ao coeficiente de ponderação da resistência $\gamma=1,20$ adotado pela NBR 14762:2010.

5.1 Sugestões para trabalhos futuros

Sugere-se estudos de novos estados limites para perfis formados a frio utilizando o método FORM.

Outra possibilidade de prosseguimento deste trabalho é a utilização de resultados numéricos, a partir da análise pelo Método dos Elementos Finitos (MEF). Desta forma, a obtenção dos parâmetros estatísticos do erro do modelo (ou coeficiente profissional) seria feita em duas etapas:

1) A análise experimental é utilizada para calibrar e validar o modelo numérico. Nesta etapa é avaliada a incerteza da relação entre o valor experimental e o valor obtido via MEF.

2) A análise numérica é usada para verificar as equações de projeto. Nesta fase é avaliada a incerteza da relação entre o valor obtido via MEF e o valor obtido pela equação de projeto.

Este procedimento poderá melhorar os resultados da análise confiabilidade, uma vez que as estatísticas da variável erro do modelo contará com maior quantidade de amostras, além de permitir a investigação de novos subgrupos dos dados gerados. Tal procedimento é particularmente importante nos casos com número reduzidos de ensaios experimentais, como no caso deste trabalho, no que se refere ao estudo de colunas em PFF sujeitas ao modo distorcional.

REFERÊNCIAS

ALVES, A. R. **Obtenção do índice de confiabilidade de ligações de perfis formados a frio com o emprego do método FORM.** Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Ouro Preto, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Ouro Preto, 2014.

AMERICAN INSTITUTE OF STEEL CONSTRUCTION. **Manual of Steel Construction: Load and Resistance Factor Design.** Chicago: AISC, 1986.

AMERICAN NATIONAL STANDARDS INSTITUTE. **AMERICAN IRON AND STEEL INSTITUTE S100:** North American Specification for the Design of Cold-Formed Steel Structures Members. Washington: DC, 2001.

AMERICAN NATIONAL STANDARDS INSTITUTE. **AMERICAN IRON AND STEEL INSTITUTE S100:** North American Specification for the Design of Cold-Formed Steel Structures Members. Washington: DC, 2007.

AMERICAN NATIONAL STANDARDS INSTITUTE. **AMERICAN IRON AND STEEL INSTITUTE S100:** North American Specification for the Design of Cold-Formed Steel Structures Members. Washington: DC, 2016.

ANG, A. H-S.; TANG, W. H. **Probability Concepts in Engineering Planning and Design:** Decision, risk and reliability. EUA: John Wiley & Sons, v. 2, 562 p. 1990.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 6355:** Perfis estruturais de aço formados a frio – Padronização. Rio de Janeiro: ABNT, 2012.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 8800:** Projeto e Execução de Estruturas de Aço de Edifícios. Rio de Janeiro: ABNT, 1986.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 14762:** Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio – Procedimento. Rio de Janeiro: ABNT, 2001.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 14762:** Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio – Procedimento. Rio de Janeiro: ABNT, 2010.

BATISTA, E.M. **Étude de la stabilité des profils parois minces et section ouverte de types U et C.** Collection des publications de la Faculté des Sciences Appliquées es no. 119, University of Liege, 1989.

BATISTA, E. M.; VASQUEZ, E. G.; NAGAHAMA, K. J.; CAMOTIM, D. **Estudos dos modos de instabilidade local de placa e distorcional em perfis de chapa dobrada de aço.** Uruguai: Jornadas Sudamericanas de Ingenieria Estructural, 2000. p. 14.

BATISTA, E. M. **Local–global buckling interaction procedures for the design of cold-formed columns:** effective width and direct method integrated approach. Thin-Walled Structures, 2009. p.1218–1231.

BATISTA, E. M. **Effective section method:** A general direct method for the design of steel cold-formed members under local–global buckling interaction. Thin-Walled Structures, v.48, p. 345-356, 2010.

BEBIANO, R.; PINA, P.; SILVESTRE, N.; CAMOTIM, D. **GBTUL:** Buckling and Vibration Analysis of Thin-Walled Members. Technical University of Lisbon. 2008. Disponível em: <<http://www.civil.ist.utl.pt/gbt>>. Acesso em: 04 out. 2017.

BECK, A.T.; SOUZA JR, A.C. **A first attempt towards reliability based calibration of brazilian structural design codes.** J. of the Braz. Soc. of Mech. Sci, 2010.

BJORHOVDE, R.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K. **LRFD criteria for steel beam-columns**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1371-1387, 1978.

BOLANDIN, E. A. **Análise de confiabilidade em ligações parafusadas em chapas finas e perfis de aço formados a frio**. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, São Paulo, 2011.

BRANDÃO, A. L. R. **Segurança de estruturas em perfis formados a frio**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Ouro Preto, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Ouro Preto, 2007.

BRANDÃO, A. L. R. **Calibração de coeficiente de ponderação da resistência em barras e ligações de perfis formados a frio**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Ouro Preto, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Ouro Preto, 2012.

BRANDÃO, A. L. R.; FREITAS, M. S. R.; FREITAS, A. M. S. **Resistance factor calibration for cold-formed steel compression members**. REM: Ouro Preto, v. 66(2), p. 233-238, abr. jun. 2013.

CARVALHO, P. R. M.; GRIGOLETTI, G.; TAMAGNA, A.; ITURRIOZ, I. **Curso Básico de Perfis de Aço Formados a Frio**. Porto Alegre: Brasil, 2004.

CASTRO, L. A. **Análise de segurança no projeto de estruturas: método dos estados-limites**. Dissertação (Mestrado) – EESC/USP, 1997.

CHODRAUI, G. M. B. **Análise teórica e experimental de perfis de aço formados a frio submetidos à compressão**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, São Paulo, 2006.

COOPER, P. B.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K. **LRFD criteria for plate girders**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1389-1407, 1978.

CORNELL, C. A.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K. **Wind and Snow load factors for use in LRFD**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1443-1457, 1978.

DAT, D. T. **The strength of cold-formed steel columns**. Cornell University, Department of Structural Engineering Report No. 80-4, Ithaca, NY. 1980.

DER KIUREGHIAN, A.; LIU, P. **Structural reliability under incomplete probability information**. J. eng. mech., p. 85–104, 1986.

DESMOND, T. P.; PEKÖZ, T.; WINTER, G. **Edge stiffeners for thin-walled members**. ASCE Journal of Structural Division, v.107, n.2, p.329-353. 1981.

ELLINGWOOD, B.; MACGREGOR, J.G.; GALAMBOS, T.V.; CORNELL, C.A. **Development of a Probability-Based Load Criterion for American National Standard A58 – NBS Special Publication**. National Bureau of Standards, United States Department of Commerce, Washington: D.C, 1980.

EUROPEAN COMMITTEE FOR STANDARDISATION. **Eurocode 3: Design for Steel Structures: part 1.3 – General Rules: Supplementary Rules for Cold-Formed Thin Gauge Members and Sheeting**. Brussels, 2006.

FISHER, J. W.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K.; KULAK, G. L. **Load and resistance factor design criteria for connectors**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1427-1441, 1978.

FREITAS, A. M. S. **Análise do comportamento e da resistência de estruturas metálicas treliçadas sujeitas a interação entre modos de flambagem**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Rio de Janeiro, 1996.

GALAMBOS, T.V.; ELLINGWOOD, B.; MACGREGOR, J.G.; CORNELL, C.A. **Probability-based load criteria: assessment of current design practice.** USA: Journal of the Structural Division, v. 108, n. ST5, p. 959-977, 1982.

GALAMBOS, T. V. **Design Codes. Engineering Safety.** Inglaterra: McGraw-Hill, p. 47-71, 1992.

HALDAR, A.; MAHADEVAN, S. **Probability, Reliability and Statistical Methods in Engineering Design.** USA: John Wiley & Sons, 2000.

HANSELL, W. C.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K.; VIEST, I. M. **Composite beam criteria in LRFD.** 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1409-1426, 1978.

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.

HURTADO, J. E.; ALVAREZ, D. A. **Classification approach for reliability analysis with stochastic finite-element modeling.** Journal of Structural Engineering: ASCE, 2003.

HSIAO, L.E. **Reliability Based Criteria for Cold-Formed Steel Members.** Ph. D. Thesis, University of Missouri-Rolla, 1989.

KARMAN, V.; SECHLER, E. E.; DONNELL, L. H. **The Strength of Thin Walled Plates in Compression.** Transactions of ASME, v. 54, 1932.

KRUGER, C. M. **Análise de confiabilidade estrutural aplicada às barragens de concreto.** Tese (Doutorado). Departamento de Engenharia Civil – Universidade Federal do Paraná, Paraná, 2008.

LOUGHLAN, J. **Mode interaction in lipped channel columns under concentric or eccentric loading.** University of Strathclyde, Glasgow. Ph.D. Thesis. 1979.

MADSEN, H. O., KRENK, S. E LIND, N.C. **Methods of Structural Safety.** New Jersey: Prentice-Hall, 1986. 403 p.

MELCHERS, R. E. **Structural Reliability Analysis and Prediction.** Australia: John Wiley & Sons, 1999. 437 p.

MILLER, T. H.; PEKÖZ, T. **Unstiffened strip approach for perforated wall studs.** ASCE Journal of Structural Engineering, Vol.120, No.2, p.410-421. 1994.

MOLDOVAN, A. **Compression tests on cold-formed steel columns with monosymmetrical section.** Thin-Walled Structures, v.20, p.241-252. 1994.

MOOD A. M.; GRAYBILL F.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics.** McGraw-Hill Book Company, 1986.

MORALES, M. S. T. **Análise de confiabilidade de taludes em condições saturadas- não saturadas via análise limite no espaço cônico quadrático.** Tese (Doutorado). Departamento de Engenharia Civil – Pontifícia Universidade Católica de Rio de Janeiro (PUC-Rio), Rio de Janeiro, 2013.

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.

NOWAK, A. S.; COLLINS, K. R. **Reliability of Structures.** USA: McGraw-Hill, 2000, 338 p.

PEREIRA, A. **Otimização Baseada em Confiabilidade: Aplicação a Treliças Espaciais.** Tese (Doutorado). Departamento de Engenharia Civil – Pontifícia Universidade Católica de Rio de Janeiro (PUC-Rio), Rio de Janeiro, 2007.

PIMENTA, R. J. **Perfis de alma senoidal: proposição de métodos de cálculo e análise de confiabilidade estrutural**. Tese (Doutorado). Departamento de Engenharia Civil – Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Minas Gerais, 2008.

PU, Y.; GODLEY, M. H. R.; BEALE, R. G.; LAU, H. H. **Prediction of ultimate capacity of perforated lipped channels**. ASCE Journal of Structural Engineering, v.125, n.5, p.510-514. 1999.

RACKWITZ, R.; FIESSLER, B. **Structural reliability under random load sequences**. Comput. struct, p. 484-494, 1978.

RANG, T. N.; GALAMBOS; T. V.; YU, W. W. **Load and resistance factor design of cold-formed steel**: Study of design formats and safety index combined with calibration of the AISI formulas for cold work and effective design width, first progress report. University of Missouri-Rolla, 1979a.

RANG, T. N.; GALAMBOS, T. V.; YU, W. W. **Load and resistance factor design of cold-formed steel**: Statistical analysis of mechanical properties and thickness of materials combined with calibration of the AISI design provisions on unstiffened elements and connections, second progress report. University of Missouri-Rolla, 1979b.

RAVINDRA, M. K.; GALAMBOS, T.V. **Load and resistance factor design for steel**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: Asce, v.104, p. 1337-1353, 1978a.

RAVINDRA, M. K.; GALAMBOS, T. V. **Properties of steel for use in LRFD**. 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1459-1468, 1978b.

SAGRILO, L. V. S. **Análise de confiabilidade estrutural utilizando os métodos analíticos FORM e SORM**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Rio de Janeiro, 1994.

SALMON, C. G.; JOHNSON, J. E. **Steel Structures: Design and Behavior**. EUA: Harper Collins, 1990, 1086 p.

SCHAFER, B. W. **Distortional buckling of cold-formed steel columns**. Washington: American Iron and Steel Institute, 2000.

SCHAFFER, B. **Designing cold-formed steel using the direct strength method**. 18th International Specialty Conference on Cold Formed Steel Structures, Orlando, 2006.

SCHAFER, B. W.; ÁDÁNY, S. **Buckling analysis of cold-formed steel members using CUFSM: conventional and constrained finite strip methods**. Eighteenth International Specialty Conference on Cold-Formed Steel Structures, Orlando, 2006.

SILVA, L. S.; SIMÕES, R.; GERVÁSIO, H.; VELLASCO, P.; LIMA, L. **Dimensionamento de Estruturas de Aço: Comparação entre o Eurocode 3 e a Norma Brasileira NBR8800**. 1. ed. 2016, p. 316.

SILY, B. T. P. **Avaliação probabilística da resistência à compressão axial de perfis de aço formados a frio**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Engenharia de Estruturas, Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas, Belo Horizonte, 2012.

STANDARD AUSTRALIA / STANDARD NEW ZEALAND. **AS/NZS 4600: Cold-Formed Steel Design**. Sydney: NSW, 2005.

WINTER, G. **Strength of thin-walled compression flanges**. Transactions of ASME, 1947.

YOUNG, B.; HANCOCK, G. J. **Compression tests of channels with inclined simple edge stiffeners**. ASCE Journal of Structural Engineering, v.129, n.10, p.1403-1411. (2003).

YOUNG, B.; RASMUSSEN, K. J. R. **Design of lipped channel columns.** ASCE Journal of structural engineering, v.124, n.2, p.140-148. 1998a.

YOUNG, B.; RASMUSSEN, K. J. R. **Tests of fixed-ended plain channel columns.** ASCE Journal of Structural Engineering, v.124, n.2, p.131-139. 1998b.

YU, W.W. **Cold-Formed steel design.** New York: Jonh Wiley & Sons, 2000, 756 p.

YURA, J. A.; GALAMBOS, T. V.; RAVINDRA, M. K. **Bending resistance of steel beams.** 9. ed. Journal Of The Structural Division: ASCE, v.104, p. 1355-1370, 1978.

APÊNDICE A

Tabela A.1– Resultados experimentais e teóricos calculados com base nos métodos MSE, MLE e MRD

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	v	b _w (mm)	b _r (mm)	D (mm)	t (mm)	r _i (mm)	λ _o	Nu,exp (kN)	Nc,Rk (kN) MSE	/Nc,Rk (kN) MSE	Nc,Rk (kN) MLE	/Nc,Rk (kN) MLE	Nc,Rk (kN) MRD	/Nc,Rk (kN) MRD	Modo de Flambagem
1	Chodraui (2006)	U100x50 t238	U	850,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	371,00	0,30	100,00	50,00	0,00	2,38	3,57	0,73	119,00	116,13	1,02	114,01	1,04	119,70	0,99	(local-global controls)
2	Chodraui (2006)	U100x50 t238	U	1320,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	371,00	0,30	100,00	50,00	0,00	2,38	3,57	1,13	89,00	93,90	0,95	89,61	0,99	96,68	0,92	(local-global controls)
3	Chodraui (2006)	U100x50 t238	U	1800,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	371,00	0,30	100,00	50,00	0,00	2,38	3,57	1,54	55,00	62,17	0,88	60,16	0,91	62,17	0,88	(global controls)
4	Chodraui (2006)	U100x50 t238	U	2270,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	371,00	0,30	100,00	50,00	0,00	2,38	3,57	1,95	44,00	39,09	1,13	39,09	1,13	39,09	1,13	(global controls)
5	Chodraui (2006)	U100x50 t388	U	850,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	296,00	0,30	100,00	50,00	0,00	3,88	5,82	0,66	175,00	177,61	0,99	177,61	0,99	177,61	0,99	(global controls)
6	Chodraui (2006)	U100x50 t388	U	1320,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	296,00	0,30	100,00	50,00	0,00	3,88	5,82	1,03	146,00	137,30	1,06	137,30	1,06	137,30	1,06	(global controls)
7	Chodraui (2006)	U100x50 t388	U	1800,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	296,00	0,30	100,00	50,00	0,00	3,88	5,82	1,40	87,00	94,08	0,92	94,08	0,92	94,08	0,92	(global controls)
8	Chodraui (2006)	U100x50 t388	U	2270,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	296,00	0,30	100,00	50,00	0,00	3,88	5,82	1,76	60,00	60,16	1,00	60,16	1,00	60,16	1,00	(global controls)
9	Moldovan (1994b)	PI-1	U	245,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	61,47	50,55	0,00	1,78	1,78	0,15	47,06	47,41	0,99	44,49	1,06	49,13	0,96	(local-global controls)
10	Moldovan (1994b)	PI-2	U	252,73	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	61,47	50,55	0,00	1,78	1,78	0,15	42,17	47,39	0,89	44,47	0,95	49,12	0,86	(local-global controls)
11	Moldovan (1994b)	PI-3	U	244,60	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	61,98	50,55	0,00	1,78	1,78	0,15	41,19	47,54	0,87	44,68	0,92	49,26	0,84	(local-global controls)
12	Moldovan (1994b)	P4-1	U	295,15	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	79,76	62,48	0,00	1,78	1,78	0,14	52,93	51,93	1,02	51,83	1,02	54,08	0,98	(local-global controls)
13	Moldovan (1994b)	P4-2	U	292,35	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	82,30	60,45	0,00	1,78	1,78	0,13	52,93	52,54	1,01	52,15	1,02	55,25	0,96	(local-global controls)
14	Moldovan (1994b)	P4-3	U	295,15	0,50	0,50	0,50	203000	78077	208,98	0,30	82,30	59,44	0,00	1,78	1,78	0,13	53,96	52,56	1,03	52,08	1,04	54,77	0,99	(local-global controls)
15	Moldovan (1994b)	P6-1	U	297,18	0,50	0,50	0,50	203000	78077	213,94	0,30	85,09	59,44	0,00	2,79	2,79	0,13	118,68	112,59	1,05	101,47	1,17	115,55	1,03	(global controls)
16	Moldovan (1994b)	P9-1	U	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	213,94	0,30	98,04	82,30	0,00	3,05	3,05	0,13	143,19	138,15	1,04	128,00	1,12	144,13	0,99	(local-global controls)
17	Moldovan (1994b)	P9-2	U	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	213,94	0,30	96,01	82,30	0,00	3,05	2,79	0,13	128,46	137,40	0,93	126,51	1,02	143,29	0,90	(local-global controls)
18	Moldovan (1994b)	P9-3	U	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	213,94	0,30	94,23	81,28	0,00	3,05	3,05	0,14	142,21	136,36	1,04	125,30	1,13	142,35	1,00	(local-global controls)
19	Moldovan (1994b)	PII-1	U	297,18	0,50	0,50	0,50	203000	78077	247,94	0,30	79,25	83,31	0,00	4,06	3,81	0,15	221,61	-----	-----	196,15	1,13	232,28	0,95	(global controls)
20	Moldovan (1994b)	PII-2	U	297,18	0,50	0,50	0,50	203000	78077	247,94	0,30	80,26	81,28	0,00	4,06	3,81	0,15	234,38	-----	-----	196,34	1,19	229,29	1,02	(global controls)
21	Moldovan (1994b)	P14-1	U	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	247,94	0,30	102,11	103,12	0,00	3,81	3,81	0,14	240,25	-----	-----	206,01	1,17	234,49	1,02	(local-global controls)
22	Moldovan (1994b)	P14-2	U	348,74	0,50	0,50	0,50	203000	78077	247,94	0,30	100,08	102,11	0,00	4,06	3,81	0,14	257,91	-----	-----	223,34	1,15	258,82	1,00	(local-global controls)
23	Moldovan (1994b)	P14-3	U	348,74	0,50	0,50	0,50	203000	78077	247,94	0,30	100,08	102,11	0,00	4,06	3,81	0,14	251,06	-----	-----	223,34	1,12	258,82	0,97	(local-global controls)
24	Moldovan (1994c)	P2-1	U	1248,16	0,50	1,00	0,50	203000	78077	208,98	0,30	61,47	51,05	0,00	2,03	2,03	0,77	39,23	50,14	0,78	44,35	0,88	52,12	0,75	(local-global controls)
25	Moldovan (1994c)	P2-2	U	1248,16	0,50	1,00	0,50	203000	78077	208,98	0,30	60,96	50,80	0,00	2,03	2,03	0,77	42,17	49,91	0,84	44,06	0,96	51,65	0,82	(local-global controls)
26	Moldovan (1994c)	P3-1	U	1485,90	0,50	1,00	0,50	203000	78077	208,98	0,30	61,47	50,80	0,00	1,78	1,78	0,91	32,38	37,72	0,86	33,84	0,96	39,14	0,83	(local-global controls)
27	Moldovan (1994c)	P3-2	U	1485,90	0,50	1,00	0,50	203000	78077	208,98	0,30	62,48	50,29	0,00	1,78	1,52	0,92	29,40	37,73	0,78	33,80	0,87	39,38	0,75	(local-global controls)
28	Moldovan (1994c)	P5-1	U	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	208,98	0,30	89,15	58,17	0,00	1,78	1,52	1,07	21,57	39,76	0,54	37,34	0,58	40,96	0,53	(local-global controls)
29	Moldovan (1994c)	P7-1	U	1208,53	0,50	1,00	0,50	203000	78077	213,94	0,30	82,80	58,93	0,00	3,05	2,79	0,66	89,23	103,91	0,86	97,31	0,92	103,91	0,86	(global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
65	Batista (1989)	C30	Ue	1630,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	376,00	0,30	156,00	54,00	30,00	1,49	1,49	1,02	82,00	70,09	1,17	77,89	1,05	71,43	1,15	(local-global controls)
66	Batista (1989)	C31	Ue	2040,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	376,00	0,30	156,00	54,00	30,00	1,49	1,49	1,28	64,00	59,66	1,07	65,95	0,97	60,78	1,05	(local-global controls)
67	Batista (1989)	C36 - 1	Ue	2138,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	376,00	0,30	156,00	53,00	46,00	1,50	1,50	1,29	74,00	65,55	1,13	63,58	1,16	66,75	1,11	(local-global controls)
68	Batista (1989)	C36 - 2	Ue	2563,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	376,00	0,30	156,00	53,00	46,00	1,50	1,50	1,55	71,00	53,55	1,33	52,05	1,36	54,50	1,30	(local-global controls)
69	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 1	Ue	1015,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	383,00	0,30	125,00	50,00	25,00	2,38	3,57	0,72	168,00	171,01	0,98	179,52	0,94	173,08	0,97	(local-global controls)
70	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 2	Ue	1575,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	383,00	0,30	125,00	50,00	25,00	2,38	3,57	1,12	132,00	138,90	0,95	137,38	0,96	139,37	0,95	(global controls)
71	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 3	Ue	2130,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	383,00	0,30	125,00	50,00	25,00	2,38	3,57	1,51	75,00	90,44	0,83	90,03	0,83	90,44	0,83	(global controls)
72	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 4	Ue	2700,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	383,00	0,30	125,00	50,00	25,00	2,38	3,57	1,91	63,00	56,28	1,12	56,28	1,12	56,28	1,12	(global controls)
73	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 5	Ue	985,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	281,00	0,30	125,00	50,00	25,00	3,88	5,82	0,62	282,00	228,07	1,24	228,07	1,24	228,07	1,24	(global controls)
74	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 6	Ue	1530,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	281,00	0,30	125,00	50,00	25,00	3,88	5,82	0,97	173,00	181,22	0,95	181,22	0,95	181,22	0,95	(global controls)
75	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 7	Ue	2070,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	281,00	0,30	125,00	50,00	25,00	3,88	5,82	1,31	106,00	130,79	0,81	130,79	0,81	130,79	0,81	(global controls)
76	Chodraui (2006)	Ue 125x50x25 - 8	Ue	2615,00	0,50	1,00	0,50	205000	78846	281,00	0,30	125,00	50,00	25,00	3,88	5,82	1,66	108,00	85,87	1,26	85,87	1,26	85,87	1,26	(global controls)
77	Dat (1980)	PBC 14 (I) A3	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,52	89,85	90,21	1,00	93,45	0,96	90,21	1,00	(global controls)
78	Dat (1980)	PBC 14 (I) A5	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,74	85,85	79,94	1,07	83,79	1,02	79,94	1,07	(global controls)
79	Dat (1980)	PBC 14 (I) A9	Ue	1447,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,09	62,05	61,41	1,01	63,79	0,97	61,41	1,01	(global controls)
80	Dat (1980)	PBC 14 (I) A11	Ue	1752,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,32	49,82	48,76	1,02	49,40	1,01	48,76	1,02	(global controls)
81	Dat (1980)	PBC 14 (I) A13	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,49	46,71	39,84	1,17	38,77	1,20	39,84	1,17	(global controls)
82	Dat (1980)	PBC 14 (I) A14	Ue	2260,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,70	36,48	30,62	1,19	30,62	1,19	30,62	1,19	(global controls)
83	Dat (1980)	PBC 14 (II) A1	Ue	533,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,40	84,52	94,26	0,90	97,15	0,87	94,26	0,90	(global controls)
84	Dat (1980)	PBC 14 (II) A2	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,52	75,17	90,21	0,83	93,45	0,80	90,21	0,83	(global controls)
85	Dat (1980)	PBC 14 (II) A4	Ue	838,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,63	72,51	85,38	0,85	88,96	0,82	85,38	0,85	(global controls)
86	Dat (1980)	PBC 14 (II) A6	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,74	64,05	79,94	0,80	83,79	0,76	79,94	0,80	(global controls)
87	Dat (1980)	PBC 14 (II) A7	Ue	1143,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,86	60,05	74,02	0,81	77,51	0,77	74,02	0,81	(global controls)
88	Dat (1980)	PBC 14 (II) A8	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,97	60,76	67,79	0,90	70,80	0,86	67,79	0,90	(global controls)
89	Dat (1980)	PBC 14 (II) A10	Ue	1600,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,20	46,48	55,02	0,84	56,61	0,82	55,02	0,84	(global controls)
90	Dat (1980)	PBC 14 (II) A12	Ue	1905,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	308,54	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,43	42,26	42,74	0,99	42,27	1,00	42,74	0,99	(global controls)
91	Dat (1980)	RFC 14 (I) B2	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,53	86,74	95,82	0,91	98,57	0,88	95,82	0,91	(global controls)
92	Dat (1980)	RFC 14 (I) B4	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,77	80,07	84,19	0,95	87,84	0,91	84,19	0,95	(global controls)
93	Dat (1980)	RFC 14 (I) B5	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,01	71,17	70,57	1,01	73,81	0,96	70,57	1,01	(global controls)
94	Dat (1980)	RFC 14 (I) B6	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,01	68,95	70,57	0,98	73,81	0,93	70,57	0,98	(global controls)
95	Dat (1980)	RFC 14 (I) B9	Ue	2044,70	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,59	39,14	37,43	1,05	35,79	1,09	37,43	1,05	(global controls)
96	Dat (1980)	RFC 14 (I) B10	Ue	2044,70	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,59	35,59	37,43	0,95	35,79	0,99	37,43	0,95	(global controls)
97	Dat (1980)	RFC 14 (I) B11	Ue	2156,46	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,68	40,26	33,65	1,20	33,65	1,20	33,65	1,20	(global controls)
98	Dat (1980)	RFC 14 (II) B1	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,53	82,29	95,82	0,86	98,57	0,83	95,82	0,86	(global controls)
99	Dat (1980)	RFC 14 (II) B3	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	0,77	72,51	84,19	0,86	87,84	0,83	84,19	0,86	(global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	Nu _{exp} (kN)	Nc,Rk (kN) MSE	/Nc,Rk (kN) MSE	Nc,Rk (kN) MLE	/Nc,Rk (kN) MLE	Nc,Rk (kN) MRD	/Nc,Rk (kN) MRD	Modo de Flambagem
100	Dat (1980)	RFC 14 (II) B7	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,01	62,28	70,57	0,88	73,81	0,84	70,57	0,88	(global controls)
101	Dat (1980)	RFC 14 (II) B8	Ue	1600,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	330,33	0,30	75,44	42,42	18,80	1,78	3,18	1,24	51,15	56,44	0,91	58,22	0,88	56,44	0,91	(global controls)
102	Dat (1980)	PBC 13 (I) C3	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,74	117,43	101,91	1,15	103,26	1,14	101,91	1,15	(global controls)
103	Dat (1980)	PBC 13 (I) C4	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,97	96,08	86,58	1,11	85,05	1,13	86,58	1,11	(global controls)
104	Dat (1980)	PBC 13 (I) C5	Ue	1600,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,20	70,50	70,43	1,00	70,43	1,00	70,43	1,00	(global controls)
105	Dat (1980)	PBC 13 (I) C6	Ue	2082,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,56	44,26	46,38	0,95	46,38	0,95	46,38	0,95	(global controls)
106	Dat (1980)	PBC 13 (I) C7	Ue	2540,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,90	34,25	31,18	1,10	31,18	1,10	31,18	1,10	(global controls)
107	Dat (1980)	PBC 13 (II) C1	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,51	155,69	114,85	1,36	118,16	1,32	114,85	1,36	(global controls)
108	Dat (1980)	PBC 13 (II) C2	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,16	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,51	104,00	114,85	0,91	118,16	0,88	114,85	0,91	(global controls)
109	Dat (1980)	RFC 13 (I) D6	Ue	990,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,74	131,22	101,93	1,29	103,28	1,27	101,93	1,29	(global controls)
110	Dat (1980)	RFC 13 (I) D7	Ue	1143,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,85	108,98	94,46	1,15	94,49	1,15	94,46	1,15	(global controls)
111	Dat (1980)	RFC 13 (I) D8	Ue	1295,40	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,97	102,31	86,59	1,18	85,06	1,20	86,59	1,18	(global controls)
112	Dat (1980)	RFC 13 (I) D9	Ue	1447,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,08	88,96	78,53	1,13	75,18	1,18	78,53	1,13	(global controls)
113	Dat (1980)	RFC 13 (I) D10	Ue	1600,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,20	71,17	70,44	1,01	70,44	1,01	70,44	1,01	(global controls)
114	Dat (1980)	RFC 13 (I) D11	Ue	1752,60	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,31	59,38	62,50	0,95	62,50	0,95	62,50	0,95	(global controls)
115	Dat (1980)	RFC 13 (I) D12	Ue	1905,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,42	54,27	54,86	0,99	54,86	0,99	54,86	0,99	(global controls)
116	Dat (1980)	RFC 13 (I) D13	Ue	2209,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	1,65	40,17	41,20	0,97	41,20	0,97	41,20	0,97	(global controls)
117	Dat (1980)	RFC 13 (II) D3	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,51	155,69	114,87	1,36	118,18	1,32	114,87	1,36	(global controls)
118	Dat (1980)	RFC 13 (II) D4	Ue	685,80	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,51	99,20	114,87	0,86	118,18	0,84	114,87	0,86	(global controls)
119	Dat (1980)	RFC 13 (II) D5	Ue	838,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	305,23	0,30	75,95	42,93	19,05	2,29	2,92	0,63	153,46	108,80	1,41	111,23	1,38	108,80	1,41	(global controls)
120	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-4-0	Ue	254,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	277,00	0,30	69,00	49,00	4,00	1,78	1,39	0,16	86,30	-----	-----	65,22	1,32	67,22	1,28	(local-global controls)
121	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-4-1.33	Ue	254,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	277,00	0,30	69,00	49,00	6,60	1,78	1,39	0,15	89,00	-----	-----	74,16	1,20	75,35	1,18	(local-global controls)
122	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-4-6.69	Ue	254,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	277,00	0,30	69,00	49,00	17,00	1,78	1,39	0,13	109,00	90,03	1,21	90,03	1,21	90,03	1,21	(distortional controls)
123	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-9-0.0	Ue	457,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	328,00	0,30	104,00	80,00	7,60	2,54	3,81	0,20	195,30	-----	-----	159,95	1,22	160,97	1,21	(local-global controls)
124	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-9-0.48	Ue	457,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	328,00	0,30	104,00	80,00	9,00	2,54	3,81	0,19	200,20	-----	-----	167,49	1,20	169,48	1,18	(local-global controls)
125	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-9-2.87	Ue	457,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	328,00	0,30	104,00	80,00	15,00	2,54	3,81	0,19	257,60	179,77	1,43	179,77	1,43	179,77	1,43	(distortional controls)
126	Desmond <i>et al.</i> (1981)	E-21-9-5.26	Ue	457,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	328,00	0,30	104,00	80,00	22,00	2,54	3,81	0,17	267,00	207,29	1,29	207,29	1,29	207,29	1,29	(distortional controls)
127	Loughlan (1979)	L6	Ue	1829,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	129,00	51,00	19,00	0,80	0,80	1,01	16,90	17,45	0,97	20,28	0,83	17,54	0,96	(local-global controls)
128	Loughlan (1979)	L7	Ue	1524,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	127,00	51,00	19,00	0,80	0,80	0,84	17,70	19,03	0,93	22,02	0,80	19,14	0,92	(local-global controls)
129	Loughlan (1979)	L8	Ue	1219,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	127,00	51,00	20,00	0,80	0,80	0,67	19,20	20,56	0,93	23,50	0,82	20,67	0,93	(local-global controls)
130	Loughlan (1979)	L15	Ue	1829,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	155,00	64,00	26,00	0,80	0,80	0,79	21,80	21,16	1,03	23,31	0,94	21,55	1,01	(local-global controls)
131	Loughlan (1979)	L16	Ue	1524,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	155,00	64,00	26,00	0,80	0,80	0,66	23,00	22,25	1,03	24,45	0,94	22,66	1,01	(local-global controls)
132	Loughlan (1979)	L17	Ue	1219,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	242,00	0,30	153,00	64,00	26,00	0,80	0,80	0,53	23,60	23,26	1,01	25,41	0,93	23,65	1,00	(local-global controls)
133	Loughlan (1979)	L24	Ue	1829,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	154,00	51,00	19,00	1,63	1,63	1,03	65,90	53,92	1,22	59,01	1,12	54,79	1,20	(local-global controls)
134	Loughlan (1979)	L25	Ue	1829,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	154,00	64,00	25,00	1,65	1,65	0,79	71,30	69,86	1,02	78,95	0,90	71,20	1,00	(local-global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
135	Loughlan (1979)	L26	Ue	1524,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	154,00	64,00	25,00	1,68	1,68	0,66	73,00	75,88	0,96	86,20	0,85	77,34	0,94	(local-global controls)
136	Loughlan (1979)	L27	Ue	1219,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	153,00	64,00	26,00	1,65	1,65	0,53	73,90	77,55	0,95	88,29	0,84	78,99	0,94	(local-global controls)
137	Loughlan (1979)	L31	Ue	1829,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	180,00	64,00	25,00	1,63	1,63	0,80	75,70	66,49	1,14	77,88	0,97	67,15	1,13	(local-global controls)
138	Loughlan (1979)	L32	Ue	1524,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	180,00	63,00	25,00	1,63	1,63	0,68	73,00	69,52	1,05	82,06	0,89	72,81	1,00	(local-global controls)
139	Loughlan (1979)	L33	Ue	1219,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	180,00	64,00	27,00	1,63	1,63	0,53	80,20	74,26	1,08	87,20	0,92	75,02	1,07	(local-global controls)
140	Miller e Pekoz (1994a)	LC-1	Ue	1307,08	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	88,90	34,04	9,91	2,03	3,30	1,49	50,35	47,25	1,07	47,25	1,07	47,25	1,07	(global controls)
141	Miller e Pekoz (1994a)	LC-2	Ue	1309,88	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	88,90	34,04	10,92	2,03	3,30	1,47	45,86	49,11	0,93	49,11	0,93	49,11	0,93	(global controls)
142	Miller e Pekoz (1994a)	LC-3	Ue	1309,88	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	88,90	34,04	10,92	2,03	3,30	1,47	47,64	49,11	0,97	49,11	0,97	49,11	0,97	(global controls)
143	Miller e Pekoz (1994a)	LC-4	Ue	1309,88	0,50	1,00	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	34,04	7,11	1,02	2,79	1,49	15,84	-----	-----	18,35	0,86	17,01	0,93	(local-global controls)
144	Miller e Pekoz (1994a)	LC-4	Ue	1309,88	0,50	1,00	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	34,04	7,11	1,02	2,79	1,49	15,80	-----	-----	18,35	0,86	17,01	0,93	(local-global controls)
145	Miller e Pekoz (1994a)	LC-6	Ue	1308,10	0,50	1,00	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	34,04	7,87	1,02	2,79	1,47	13,30	-----	-----	19,23	0,69	17,53	0,76	(local-global controls)
146	Miller e Pekoz (1994a)	LC-7	Ue	1307,08	0,50	1,00	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	33,02	7,87	1,02	2,79	1,51	15,10	-----	-----	17,69	0,85	16,68	0,91	(local-global controls)
147	Miller e Pekoz (1994a)	LC-10	Ue	1308,10	1,00	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	88,90	35,05	10,92	2,03	3,30	0,81	97,99	93,49	1,05	82,15	1,19	93,49	1,05	(global controls)
148	Miller e Pekoz (1994a)	LC-14	Ue	2531,11	0,50	1,00	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	34,04	7,87	1,02	2,79	2,84	6,49	-----	-----	6,64	0,98	7,31	0,89	(local-global controls)
149	Miller e Pekoz (1994a)	LC-15	Ue	2533,90	1,00	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	150,88	34,04	7,87	1,02	2,79	1,42	14,50	-----	-----	20,25	0,72	18,17	0,80	(local-global controls)
150	Miller e Pekoz (1994a)	LC-17	Ue	2532,13	1,00	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	34,04	10,92	2,03	3,30	1,45	55,65	50,58	1,10	50,58	1,10	50,58	1,10	(global controls)
151	Miller e Pekoz (1994a)	LC-18	Ue	2532,13	1,00	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	1,45	49,86	51,42	0,97	51,42	0,97	51,42	0,97	(global controls)
152	Miller e Pekoz (1994a)	LC-19	Ue	2531,11	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	2,76	26,73	14,25	1,88	14,25	1,88	14,25	1,88	(global controls)
153	Miller e Pekoz (1994a)	LC-21	Ue	1299,97	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	34,04	10,92	2,03	3,30	1,46	54,13	49,99	1,08	49,99	1,08	49,99	1,08	(global controls)
154	Miller e Pekoz (1994a)	LC-22	Ue	1312,93	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	1,43	52,53	52,48	1,00	52,48	1,00	52,48	1,00	(global controls)
155	Miller e Pekoz (1994a)	LC-23	Ue	1318,01	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	1,44	50,35	52,13	0,97	52,13	0,97	52,13	0,97	(global controls)
156	Miller e Pekoz (1994a)	LC-24	Ue	1305,05	1,00	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	0,80	103,69	94,51	1,10	82,86	1,25	94,51	1,10	(global controls)
157	Miller e Pekoz (1994a)	LC-25	Ue	1309,88	1,00	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	150,88	34,04	7,87	1,02	2,79	0,81	24,24	-----	-----	27,22	0,89	27,22	0,89	(distortional controls)
158	Miller e Pekoz (1994a)	LC-30	Ue	2532,13	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	2,76	27,45	14,24	1,93	14,24	1,93	14,24	1,93	(global controls)
159	Miller e Pekoz (1994a)	LC-31	Ue	2532,13	0,50	1,00	0,50	203000	78077	366,11	0,30	89,92	35,05	10,92	2,03	3,30	2,76	22,51	14,24	1,58	14,24	1,58	14,24	1,58	(global controls)
160	Miller e Pekoz (1994b)	1-1	Ue	279,40	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	91,69	36,83	11,94	2,03	1,27	0,16	124,55	116,52	1,07	116,52	1,07	116,52	1,07	(distortional controls)
161	Miller e Pekoz (1994b)	1-2	Ue	279,40	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,94	2,03	1,27	0,16	123,22	116,52	1,06	116,52	1,06	116,52	1,06	(distortional controls)
162	Miller e Pekoz (1994b)	1-3	Ue	279,40	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,43	2,03	1,27	0,16	124,55	115,43	1,08	115,43	1,08	115,43	1,08	(distortional controls)
163	Miller e Pekoz (1994b)	1-4	Ue	457,20	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	151,89	33,78	7,37	1,02	1,78	0,26	19,22	-----	-----	24,34	0,79	24,34	0,79	(distortional controls)
164	Miller e Pekoz (1994b)	1-5	Ue	457,20	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	151,89	34,04	7,87	1,02	1,78	0,26	24,64	-----	-----	25,26	0,98	25,26	0,98	(distortional controls)
165	Miller e Pekoz (1994b)	1-6	Ue	457,20	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	151,64	34,04	7,62	1,02	1,78	0,26	26,07	-----	-----	25,18	1,04	25,18	1,04	(distortional controls)
166	Miller e Pekoz (1994b)	1-7	Ue	320,04	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,18	2,03	1,27	0,18	125,00	115,09	1,09	115,09	1,09	115,09	1,09	(distortional controls)
167	Miller e Pekoz (1994b)	1-8	Ue	320,04	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,68	2,03	1,27	0,18	125,66	116,19	1,08	116,19	1,08	116,19	1,08	(distortional controls)
168	Miller e Pekoz (1994b)	1-9	Ue	314,96	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,83	11,18	2,03	1,27	0,18	137,89	115,43	1,19	115,43	1,19	115,43	1,19	(distortional controls)
169	Miller e Pekoz (1994b)	1-10	Ue	256,54	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,94	1,78	1,40	0,14	127,66	96,76	1,32	96,76	1,32	96,76	1,32	(distortional controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
170	Miller e Pekoz (1994b)	1-11	Ue	261,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	358,53	0,30	92,20	36,58	11,68	2,03	1,27	0,15	132,56	116,19	1,14	116,19	1,14	116,19	1,14	(distortional controls)
171	Miller e Pekoz (1994b)	1-14	Ue	472,44	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	152,15	35,05	7,87	1,02	1,78	0,26	27,93	-----	-----	25,63	1,09	25,63	1,09	(distortional controls)
172	Miller e Pekoz (1994b)	1-15	Ue	482,60	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	152,15	35,05	7,87	0,76	1,91	0,26	27,53	-----	-----	15,31	1,80	15,31	1,80	(distortional controls)
173	Miller e Pekoz (1994b)	1-16	Ue	482,60	0,50	0,50	0,50	203000	78077	309,57	0,30	151,89	34,29	7,87	1,02	1,78	0,27	27,98	-----	-----	25,32	1,11	25,32	1,11	(distortional controls)
174	Miller e Pekoz (1994b)	2-1	Ue	304,80	0,50	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	92,20	36,58	11,94	2,03	1,27	0,17	106,76	118,27	0,90	118,27	0,90	118,27	0,90	(distortional controls)
175	Miller e Pekoz (1994b)	2-2	Ue	304,80	0,50	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	92,20	36,32	11,94	2,03	1,27	0,17	118,77	118,44	1,00	118,44	1,00	118,44	1,00	(distortional controls)
176	Miller e Pekoz (1994b)	2-3	Ue	304,80	0,50	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	92,20	36,58	11,94	2,03	1,27	0,17	118,10	118,27	1,00	118,27	1,00	118,27	1,00	(distortional controls)
177	Miller e Pekoz (1994b)	2-4	Ue	304,80	0,50	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	92,20	36,58	11,94	2,03	1,27	0,17	102,53	118,27	0,87	118,27	0,87	118,27	0,87	(distortional controls)
178	Miller e Pekoz (1994b)	2-5	Ue	304,80	0,50	0,50	0,50	203000	78077	366,11	0,30	92,20	36,58	11,94	2,03	1,27	0,17	117,88	118,27	1,00	118,27	1,00	118,27	1,00	(distortional controls)
179	Miller e Pekoz (1994b)	2-6	Ue	490,22	0,50	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	151,64	35,05	7,62	1,02	1,78	0,27	25,98	-----	-----	25,25	1,03	25,25	1,03	(distortional controls)
180	Miller e Pekoz (1994b)	2-7	Ue	485,14	0,50	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	151,89	35,05	7,87	1,02	1,78	0,26	25,58	-----	-----	25,33	1,01	25,33	1,01	(distortional controls)
181	Miller e Pekoz (1994b)	2-8	Ue	492,76	0,50	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	151,64	35,05	7,87	1,02	1,78	0,27	23,89	-----	-----	25,30	0,94	25,30	0,94	(distortional controls)
182	Miller e Pekoz (1994b)	2-9	Ue	490,22	0,50	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	151,89	35,05	7,87	1,02	1,78	0,26	24,69	-----	-----	25,33	0,97	25,33	0,97	(distortional controls)
183	Miller e Pekoz (1994b)	2-10	Ue	490,22	0,50	0,50	0,50	203000	78077	302,68	0,30	151,64	35,05	7,87	1,02	1,78	0,26	26,47	-----	-----	25,30	1,05	25,30	1,05	(distortional controls)
184	Moldovan (1994a)	P17-1	Ue	292,35	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	81,79	56,39	15,75	1,78	2,67	0,12	77,49	77,42	1,00	77,42	1,00	77,42	1,00	(distortional controls)
185	Moldovan (1994a)	P17-2	Ue	293,12	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	81,28	56,39	16,76	1,78	2,67	0,12	77,49	78,44	0,99	78,44	0,99	78,44	0,99	(distortional controls)
186	Moldovan (1994a)	P18-1	Ue	1069,85	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	85,09	55,37	11,94	1,78	2,92	0,55	66,68	68,80	0,97	69,93	0,95	68,80	0,97	(global controls)
187	Moldovan (1994a)	P18-2	Ue	1069,85	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	84,84	56,64	16,26	1,78	2,92	0,52	67,66	73,44	0,92	77,55	0,87	73,44	0,92	(global controls)
188	Moldovan (1994a)	P19-1	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	85,34	54,86	16,76	1,78	2,92	0,98	51,96	54,24	0,96	56,85	0,91	54,24	0,96	(global controls)
189	Moldovan (1994a)	P19-2	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	86,36	54,86	16,76	1,78	2,67	0,98	49,02	54,64	0,90	57,35	0,85	54,64	0,90	(global controls)
190	Moldovan (1994a)	P20-1	Ue	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	96,01	65,28	20,83	1,78	2,67	0,11	87,27	90,36	0,97	90,36	0,97	90,36	0,97	(distortional controls)
191	Moldovan (1994a)	P20-2	Ue	346,71	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	94,23	66,29	20,83	1,78	2,92	0,12	96,13	90,17	1,07	90,17	1,07	90,17	1,07	(distortional controls)
192	Moldovan (1994a)	P21-1	Ue	1466,09	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	95,00	64,77	19,81	1,78	2,67	0,61	69,61	81,25	0,86	83,08	0,84	81,25	0,86	(global controls)
193	Moldovan (1994a)	P21-2	Ue	1466,09	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	93,22	65,28	19,81	1,78	2,67	0,61	71,57	81,18	0,88	83,30	0,86	81,18	0,88	(global controls)
194	Moldovan (1994a)	P22-1	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	98,81	64,01	19,56	1,78	2,67	0,84	64,72	71,36	0,91	73,88	0,88	71,36	0,91	(global controls)
195	Moldovan (1994a)	P22-2	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	98,04	65,79	20,32	1,78	2,92	0,81	69,61	73,67	0,94	76,16	0,91	73,67	0,94	(global controls)
196	Moldovan (1994a)	P23-1	Ue	344,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	210,98	0,30	96,01	69,34	22,86	3,05	4,32	0,11	200,04	165,16	1,21	168,05	1,19	165,16	1,21	(global controls)
197	Moldovan (1994a)	P23-2	Ue	344,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	210,98	0,30	96,01	69,34	22,86	3,05	4,32	0,11	192,21	165,16	1,16	168,05	1,14	165,16	1,16	(global controls)
198	Moldovan (1994a)	P24-1	Ue	1109,47	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	95,00	71,37	21,08	3,05	4,32	0,43	156,89	153,40	1,02	153,99	1,02	153,40	1,02	(global controls)
199	Moldovan (1994a)	P25-1	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	96,77	69,60	21,84	3,05	4,32	0,78	123,57	128,15	0,96	121,41	1,02	128,15	0,96	(global controls)
200	Moldovan (1994a)	P25-2	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	96,52	69,34	21,34	3,05	4,32	0,79	130,42	126,86	1,03	119,11	1,09	126,86	1,03	(global controls)
201	Moldovan (1994a)	P26-1	Ue	393,19	0,50	0,50	0,50	203000	78077	210,98	0,30	113,03	83,31	26,67	3,05	4,57	0,11	214,76	198,59	1,08	210,16	1,02	198,59	1,08	(global controls)
202	Moldovan (1994a)	P26-2	Ue	395,22	0,50	0,50	0,50	203000	78077	210,98	0,30	114,05	87,12	25,65	3,05	4,57	0,11	213,78	201,76	1,06	201,76	1,06	201,76	1,06	(distortional controls)
203	Moldovan (1994a)	P26-3	Ue	396,24	0,50	0,50	0,50	203000	78077	210,98	0,30	119,89	87,12	25,65	3,05	4,57	0,11	208,89	204,85	1,02	204,85	1,02	204,85	1,02	(distortional controls)
204	Moldovan (1994a)	P27-1	Ue	1684,02	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	135,13	54,86	24,38	3,05	4,32	0,83	186,34	130,55	1,43	130,55	1,43	130,55	1,43	(global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
205	Moldovan (1994a)	P27-2	Ue	1684,02	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	119,89	82,30	24,89	3,05	4,32	0,56	167,70	176,08	0,95	184,45	0,91	176,08	0,95	(global controls)
206	Moldovan (1994a)	P27-3	Ue	1684,02	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	120,65	82,04	24,89	3,05	4,32	0,56	150,04	176,08	0,85	184,33	0,81	176,08	0,85	(global controls)
207	Moldovan (1994a)	P28-1	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	118,11	84,58	24,89	3,05	4,32	0,64	143,19	170,49	0,84	178,92	0,80	170,49	0,84	(global controls)
208	Moldovan (1994a)	P28-2	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	210,98	0,30	120,14	83,82	25,40	3,05	4,32	0,64	153,95	170,96	0,90	179,16	0,86	170,96	0,90	(global controls)
209	Moldovan (1994a)	P29-1	Ue	396,24	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	118,87	86,11	25,65	1,78	2,92	0,11	119,66	105,20	1,14	107,19	1,12	106,02	1,13	(local-global controls)
210	Moldovan (1994a)	P29-2	Ue	396,24	0,50	0,50	0,50	203000	78077	212,98	0,30	121,92	85,09	24,89	1,78	2,92	0,10	117,70	103,62	1,14	105,78	1,11	104,43	1,13	(local-global controls)
211	Moldovan (1994a)	P30-1	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	119,89	85,34	25,15	1,78	2,92	0,62	94,12	93,73	1,00	94,95	0,99	94,47	1,00	(local-global controls)
212	Moldovan (1994a)	P30-2	Ue	1981,20	0,50	1,00	0,50	203000	78077	212,98	0,30	119,89	85,34	25,15	1,78	2,92	0,62	96,13	93,73	1,03	94,95	1,01	94,47	1,02	(local-global controls)
213	Mulligan (1983)	60x30 (SC)	Ue	304,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	226,00	0,30	81,00	39,90	8,90	1,27	1,27	0,15	46,40	41,27	1,12	41,27	1,12	41,27	1,12	(distortional controls)
214	Mulligan (1983)	90x30	Ue	304,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	226,00	0,30	115,06	39,90	8,90	1,27	1,27	0,12	44,70	-----	-----	44,97	0,99	40,95	1,09	(local-global controls)
215	Mulligan (1983)	120x30	Ue	278,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	226,00	0,30	152,90	40,90	8,90	1,27	1,27	0,11	45,10	-----	-----	44,57	1,01	40,63	1,11	(local-global controls)
216	Mulligan (1983)	60x60-1	Ue	458,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	78,99	81,00	17,00	1,27	1,02	0,19	58,80	-----	-----	55,42	1,06	55,42	1,06	(distortional controls)
217	Mulligan (1983)	60x60-2	Ue	458,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	78,00	80,00	17,00	1,27	1,27	0,19	60,50	-----	-----	54,79	1,10	55,24	1,10	local (MLE), distortional (MRD)
218	Mulligan (1983)	120x60-1	Ue	456,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	150,11	81,03	17,00	1,27	1,02	0,12	57,90	55,75	1,04	57,40	1,01	56,75	1,02	(local-global controls)
219	Mulligan (1983)	120x60-2	Ue	456,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	150,11	81,03	16,00	1,27	1,02	0,12	60,50	55,42	1,09	55,51	1,09	56,41	1,07	(local-global controls)
220	Mulligan (1983)	180x60-1	Ue	559,05	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	227,08	80,01	17,02	1,27	1,02	0,12	56,94	-----	-----	58,23	0,98	51,77	1,10	(local-global controls)
221	Mulligan (1983)	180x60-2	Ue	685,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	227,08	80,01	17,02	1,27	1,02	0,14	56,94	-----	-----	58,14	0,98	51,68	1,10	(local-global controls)
222	Mulligan (1983)	240x60-1	Ue	559,05	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	298,96	81,03	17,02	1,27	1,02	0,11	56,94	-----	-----	58,61	0,97	49,89	1,14	(local-global controls)
223	Mulligan (1983)	240x60-2	Ue	914,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	239,00	0,30	300,00	81,03	17,02	1,27	1,02	0,18	53,50	-----	-----	59,61	0,90	50,79	1,05	(local-global controls)
224	Mulligan (1983)	240x60-3	Ue	558,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	230,00	0,30	299,00	81,03	17,02	1,27	1,02	0,11	56,00	-----	-----	58,61	0,96	49,89	1,12	(local-global controls)
225	Mulligan (1983)	60x90-1	Ue	647,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	223,00	0,30	80,01	113,03	19,05	1,02	1,27	0,26	51,20	-----	-----	41,95	1,22	43,17	1,19	(local-global controls)
226	Mulligan (1983)	60x90-2	Ue	647,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	223,00	0,30	78,99	113,03	19,05	1,02	1,27	0,19	52,50	-----	-----	41,90	1,25	43,05	1,22	(local-global controls)
227	Mulligan (1983)	90x90-1	Ue	646,94	0,50	0,50	0,50	203000	78077	225,00	0,30	114,05	113,03	19,05	1,02	1,27	0,19	52,90	45,64	1,16	43,10	1,23	46,13	1,15	(local-global controls)
228	Mulligan (1983)	90x90-2	Ue	646,94	0,50	0,50	0,50	203000	78077	225,00	0,30	113,03	113,03	19,05	1,02	1,27	0,19	53,47	45,61	1,17	43,08	1,24	46,11	1,16	(local-global controls)
229	Mulligan (1983)	180x90-1	Ue	891,03	0,50	0,50	0,50	203000	78077	412,00	0,30	279,91	144,02	33,02	1,52	1,52	0,16	138,74	128,54	1,08	141,19	0,98	129,13	1,07	(local-global controls)
230	Mulligan (1983)	180x90-2	Ue	891,03	0,50	0,50	0,50	203000	78077	412,00	0,30	279,91	145,03	33,02	1,52	1,52	0,16	139,81	128,92	1,08	141,25	0,99	129,67	1,08	(local-global controls)
231	Mulligan (1983)	180x90-3	Ue	646,94	0,50	0,50	0,50	203000	78077	368,00	0,30	223,01	113,03	19,05	1,27	1,27	0,15	67,66	-----	-----	78,19	0,87	80,17	0,84	(local-global controls)
232	Mulligan (1983)	180x90-4	Ue	647,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	199,00	0,30	222,00	114,05	18,03	1,27	1,27	0,11	61,47	-----	-----	54,85	1,12	54,68	1,12	(local-global controls)
233	Mulligan (1983)	180x90-5	Ue	647,95	0,50	0,50	0,50	203000	78077	199,00	0,30	222,00	114,05	19,10	1,27	1,27	0,11	64,90	-----	-----	56,75	1,14	54,93	1,18	(local-global controls)
234	Mulligan (1983)	270x90-1	Ue	762,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	199,00	0,30	329,95	114,05	18,00	1,27	1,27	0,10	60,54	-----	-----	55,30	1,09	50,87	1,19	(local-global controls)
235	Mulligan (1983)	270x90-2	Ue	971,04	0,50	0,50	0,50	203000	78077	203,00	0,30	328,93	114,05	18,00	1,27	1,27	0,13	62,36	-----	-----	55,82	1,12	51,45	1,21	(local-global controls)
236	Mulligan (1983)	360x90	Ue	762,00	0,50	0,50	0,50	203000	78077	201,00	0,30	439,93	112,00	19,05	1,27	1,27	0,10	55,60	-----	-----	57,81	0,96	48,64	1,14	(local-global controls)
237	Mulligan (1983)	C1 120x60	Ue	1600,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	223,00	0,30	155,40	80,00	18,00	1,14	2,28	0,57	43,61	41,29	1,06	46,62	0,94	42,23	1,03	(local-global controls)
238	Mulligan (1983)	C2 120x60	Ue	1906,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	220,00	0,30	155,40	80,00	17,00	1,14	2,28	0,68	46,28	39,25	1,18	43,01	1,08	40,13	1,15	(local-global controls)
239	Mulligan (1983)	C3 120x60	Ue	3076,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	220,00	0,30	156,00	80,00	17,00	1,14	2,76	1,09	36,50	32,09	1,14	35,46	1,03	32,72	1,12	(local-global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	Nu _{exp} (kN)	Nc,Rk (kN) MSE	/Nc,Rk (kN) MSE	Nc,Rk (kN) MLE	/Nc,Rk (kN) MLE	Nc,Rk (kN) MRD	/Nc,Rk (kN) MRD	Modo de Flambagem
240	Mulligan (1983)	C4 120x60	Ue	3073,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	220,00	0,30	154,00	80,00	18,00	1,14	2,76	1,08	37,40	32,55	1,15	36,95	1,01	33,20	1,13	(local-global controls)
241	Mulligan (1983)	C5 120 x 60(a)	Ue	1905,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	220,00	0,30	155,00	79,00	18,00	1,22	2,90	0,68	52,40	43,87	1,19	50,18	1,04	44,81	1,17	(local-global controls)
242	Mulligan (1983)	C1 180 x 60	Ue	1830,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	225,00	0,30	231,00	80,00	17,00	1,14	2,76	0,68	42,72	-----	-----	43,92	0,97	37,15	1,15	(local-global controls)
243	Mulligan (1983)	C2 180 x 60(b)	Ue	2416,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	223,00	0,30	231,00	80,00	18,00	1,14	2,86	0,89	38,94	-----	-----	41,66	0,93	34,05	1,14	(local-global controls)
244	Mulligan (1983)	C3 180 x 60	Ue	2999,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	223,00	0,30	231,00	80,00	17,00	1,12	2,68	1,11	33,82	-----	-----	35,06	0,96	29,24	1,16	(local-global controls)
245	Mulligan (1983)	C4 180 x 60(a)	Ue	2414,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	228,00	0,30	229,00	80,00	18,00	1,22	2,88	0,90	48,06	-----	-----	47,45	1,01	38,72	1,24	(local-global controls)
246	Mulligan (1983)	C1 180 x 90	Ue	1907,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	219,00	0,30	221,00	113,00	20,00	1,22	2,88	0,48	54,74	-----	-----	54,98	1,00	51,11	1,07	(local-global controls)
247	Mulligan (1983)	C2 180 x 90	Ue	2516,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	244,00	0,30	222,00	112,00	19,00	1,22	2,98	0,68	53,85	-----	-----	53,59	1,00	50,93	1,06	(local-global controls)
248	Mulligan (1983)	C3 180 x 90(a)	Ue	2516,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	233,00	0,30	222,00	112,00	19,00	1,22	2,98	0,67	52,51	-----	-----	52,45	1,00	49,74	1,06	(local-global controls)
249	Pu et al. (1999)	U-1,2-0-0-1	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	192,85	0,30	97,54	51,56	15,75	1,27	2,16	0,12	41,72	44,07	0,95	48,56	0,86	44,28	0,94	(local-global controls)
250	Pu et al. (1999)	U-1,2-0-0-2	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	192,85	0,30	97,54	51,56	15,75	1,27	2,16	0,12	41,72	44,07	0,95	48,56	0,86	44,28	0,94	(local-global controls)
251	Pu et al. (1999)	U-1,2-0-0-3	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	192,85	0,30	97,54	51,56	15,75	1,27	2,16	0,12	41,72	44,07	0,95	48,56	0,86	44,28	0,94	(local-global controls)
252	Pu et al. (1999)	U-0,8-0-0-1	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	171,27	0,30	96,77	51,56	15,75	0,76	1,65	0,11	20,42	17,49	1,17	20,00	1,02	17,55	1,16	(local-global controls)
253	Pu et al. (1999)	U-0,8-0-0-2	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	171,27	0,30	96,77	51,56	15,75	0,76	1,65	0,11	20,82	17,49	1,19	20,00	1,04	17,55	1,19	(local-global controls)
254	Pu et al. (1999)	U-0,8-0-0-3	Ue	356,62	0,50	0,50	0,50	203000	78077	171,27	0,30	96,77	51,56	15,75	0,76	1,65	0,11	20,33	17,49	1,16	20,00	1,02	17,55	1,16	(local-global controls)
255	Thomasson (1978)	A71	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	391,00	0,30	299,20	100,30	19,60	0,63	2,02	1,05	16,00	-----	-----	20,24	0,79	16,38	0,98	(local-global controls)
256	Thomasson (1978)	A74	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	391,00	0,30	299,70	100,70	20,60	0,64	2,02	1,04	16,20	-----	-----	20,97	0,77	16,99	0,95	(local-global controls)
257	Thomasson (1978)	A75	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	398,00	0,30	299,20	100,50	20,00	0,64	2,02	1,06	15,50	-----	-----	21,01	0,74	17,02	0,91	(local-global controls)
258	Thomasson (1978)	A76	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	288,00	0,30	300,00	100,20	20,20	0,65	2,03	0,90	14,50	-----	-----	19,26	0,75	15,50	0,94	(local-global controls)
259	Thomasson (1978)	A101	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	464,00	0,30	300,00	100,50	20,20	0,94	2,28	1,15	36,90	-----	-----	44,55	0,83	34,99	1,05	(local-global controls)
260	Thomasson (1978)	A102	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	460,00	0,30	300,00	100,50	20,20	0,94	2,28	1,14	35,00	-----	-----	44,44	0,79	34,90	1,00	(local-global controls)
261	Thomasson (1978)	A103	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	460,00	0,30	299,30	100,60	19,60	0,94	2,54	1,15	37,10	-----	-----	44,66	0,83	34,79	1,07	(local-global controls)
262	Thomasson (1978)	A104	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	475,00	0,30	298,30	99,60	19,50	0,96	2,54	1,18	34,50	-----	-----	46,07	0,75	36,03	0,96	(local-global controls)
263	Thomasson (1978)	A151	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	382,00	0,30	299,30	100,00	20,30	1,45	3,00	1,06	76,60	-----	-----	80,01	0,96	69,61	1,10	(local-global controls)
264	Thomasson (1978)	A152	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	379,00	0,30	300,10	100,00	20,20	1,43	3,00	1,05	70,00	-----	-----	77,99	0,90	67,65	1,03	(local-global controls)
265	Thomasson (1978)	A153	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	393,00	0,30	299,80	99,80	20,80	1,38	2,80	1,07	71,30	-----	-----	76,39	0,93	64,59	1,10	(local-global controls)
266	Thomasson (1978)	A154	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	393,00	0,30	300,60	100,40	23,40	1,39	2,80	1,05	73,00	-----	-----	85,29	0,86	66,97	1,09	(local-global controls)
267	Thomasson (1978)	A155	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	380,00	0,30	299,20	100,80	23,60	1,40	2,80	1,02	57,00	-----	-----	85,84	0,66	67,55	0,84	(local-global controls)
268	Thomasson (1978)	A156	Ue	2690,00	0,50	1,00	0,50	203000	78077	381,00	0,30	299,40	99,80	21,10	1,39	2,80	1,05	69,00	-----	-----	77,20	0,89	65,00	1,06	(local-global controls)
269	Young e Hancock (2003)	ST15A30	Ue	1504,19	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,33	50,29	10,67	1,52	1,02	0,82	76,06	82,39	0,92	77,07	0,99	83,25	0,91	(local-global controls)
270	Young e Hancock (2003)	ST15A45	Ue	1502,92	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,84	50,29	10,67	1,52	1,02	0,82	81,36	82,44	0,99	77,20	1,05	83,02	0,98	(local-global controls)
271	Young e Hancock (2003)	ST15A60	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	98,81	51,31	10,67	1,52	1,02	0,82	83,49	83,24	1,00	76,84	1,09	83,83	1,00	(local-global controls)
272	Young e Hancock (2003)	ST15A90	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	98,81	49,53	10,67	1,52	1,02	0,83	97,37	81,68	1,19	76,70	1,27	82,22	1,18	(local-global controls)
273	Young e Hancock (2003)	ST15A120	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	49,78	10,92	1,52	1,02	0,82	102,31	82,23	1,24	77,46	1,32	82,78	1,24	(local-global controls)
274	Young e Hancock (2003)	ST15A135	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	49,78	10,92	1,52	1,02	0,82	90,48	82,23	1,10	77,46	1,17	82,78	1,09	(local-global controls)

Item	Referência	Nomenclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	v	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
275	Young e Hancock (2003)	ST15A150	Ue	1502,92	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	49,78	10,92	1,52	1,02	0,82	97,37	82,23	1,18	77,37	1,26	83,06	1,17	(local-global controls)
276	Young e Hancock (2003)	ST19A30	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	51,31	10,41	1,78	1,02	0,82	117,61	106,77	1,10	98,95	1,19	107,83	1,09	(local-global controls)
277	Young e Hancock (2003)	ST19A45	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,06	51,31	10,92	1,78	1,02	0,82	126,73	107,48	1,18	100,24	1,26	108,48	1,17	(local-global controls)
278	Young e Hancock (2003)	ST19A60	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	51,05	10,67	1,78	1,02	0,82	139,23	106,85	1,30	99,61	1,40	107,99	1,29	(local-global controls)
279	Young e Hancock (2003)	ST19A90	Ue	1503,93	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,33	49,28	10,41	1,78	1,02	0,82	144,92	104,53	1,39	99,04	1,46	105,58	1,37	(local-global controls)
280	Young e Hancock (2003)	ST19A120	Ue	1503,93	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,08	49,53	11,68	1,78	1,02	0,81	155,64	106,65	1,46	109,60	1,42	107,64	1,45	(local-global controls)
281	Young e Hancock (2003)	ST19A135	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,57	49,53	11,68	1,78	1,02	0,82	152,93	106,62	1,43	109,42	1,40	107,27	1,43	(local-global controls)
282	Young e Hancock (2003)	ST19A150	Ue	1504,19	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,08	49,28	11,68	1,78	1,02	0,81	154,35	106,35	1,45	109,31	1,41	107,41	1,44	(local-global controls)
283	Young e Hancock (2003)	ST24A30	Ue	1484,88	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,08	50,80	11,68	2,29	1,02	0,80	156,04	162,50	0,96	155,85	1,00	164,12	0,95	(local-global controls)
284	Young e Hancock (2003)	ST24A45	Ue	1481,58	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	101,09	50,55	11,68	2,29	1,02	0,79	180,86	162,33	1,11	156,16	1,16	163,93	1,10	(local-global controls)
285	Young e Hancock (2003)	ST24A60	Ue	1502,92	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,58	51,31	11,43	2,29	1,02	0,80	198,66	162,20	1,22	155,53	1,28	163,21	1,22	(local-global controls)
286	Young e Hancock (2003)	ST24A90	Ue	1479,04	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,33	49,78	11,94	2,29	1,02	0,79	194,16	161,58	1,20	155,45	1,25	163,44	1,19	(local-global controls)
287	Young e Hancock (2003)	ST24A120	Ue	1478,03	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	101,35	50,04	11,68	2,29	1,02	0,79	198,79	161,63	1,23	155,58	1,28	163,52	1,22	(local-global controls)
288	Young e Hancock (2003)	ST24A135	Ue	1478,28	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	50,29	12,19	2,29	1,02	0,79	197,37	162,96	1,21	156,89	1,26	164,39	1,20	(local-global controls)
289	Young e Hancock (2003)	ST24A150	Ue	1482,60	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,58	50,29	11,94	2,29	1,02	0,79	195,68	162,34	1,21	156,25	1,25	163,52	1,20	(local-global controls)
290	Young e Hancock (2003)	LT15A30	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,58	100,33	10,41	1,52	1,02	0,75	70,46	76,99	0,92	76,99	0,92	76,99	0,92	(distortional controls)
291	Young e Hancock (2003)	LT15A45	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	100,84	10,67	1,52	1,02	0,76	71,57	-----	-----	80,55	0,89	80,55	0,89	(distortional controls)
292	Young e Hancock (2003)	LT15A60	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	100,58	10,67	1,52	1,02	0,76	75,98	-----	-----	80,42	0,94	80,42	0,94	(distortional controls)
293	Young e Hancock (2003)	LT15A90	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	99,57	10,16	1,52	1,02	0,76	74,29	76,43	0,97	76,43	0,97	76,43	0,97	(distortional controls)
294	Young e Hancock (2003)	LT15A120	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	100,08	10,92	1,52	1,02	0,76	80,29	-----	-----	81,13	0,99	81,13	0,99	(distortional controls)
295	Young e Hancock (2003)	LT15A135	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,06	100,08	10,67	1,52	1,02	0,76	79,09	-----	-----	80,93	0,98	80,93	0,98	(distortional controls)
296	Young e Hancock (2003)	LT15A150	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	99,82	10,92	1,52	1,02	0,76	76,87	-----	-----	81,00	0,95	81,00	0,95	(distortional controls)
297	Young e Hancock (2003)	LT19A30	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	98,55	101,60	10,41	1,78	1,02	0,77	99,11	-----	-----	97,09	1,02	97,09	1,02	(distortional controls)
298	Young e Hancock (2003)	LT19A45	Ue	1503,17	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	100,58	10,67	1,78	1,02	0,76	107,69	-----	-----	102,50	1,05	102,50	1,05	(distortional controls)
299	Young e Hancock (2003)	LT19A60	Ue	1502,92	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,57	101,09	10,41	1,78	1,02	0,76	115,92	-----	-----	97,86	1,18	97,86	1,18	(distortional controls)
300	Young e Hancock (2003)	LT19A90	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	99,82	10,41	1,78	1,02	0,76	113,30	98,10	1,15	98,10	1,15	98,10	1,15	(distortional controls)
301	Young e Hancock (2003)	LT19A120	Ue	1503,43	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	99,82	11,68	1,78	1,02	0,75	127,31	108,64	1,17	108,64	1,17	108,64	1,17	(distortional controls)
302	Young e Hancock (2003)	LT19A135	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	99,31	11,43	1,78	1,02	0,75	120,10	104,01	1,15	104,01	1,15	104,01	1,15	(distortional controls)
303	Young e Hancock (2003)	LT19A150	Ue	1503,93	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,57	99,57	11,43	1,78	1,02	0,75	129,62	147,47	0,88	106,39	1,22	103,16	1,26	local (MLE), distortional (MRD)
304	Young e Hancock (2003)	LT24A30	Ue	1502,66	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,06	101,60	11,18	2,29	1,02	0,76	128,02	-----	-----	153,61	0,83	153,61	0,83	(distortional controls)
305	Young e Hancock (2003)	LT24A45	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	101,60	11,18	2,29	1,02	0,76	137,54	-----	-----	153,73	0,89	153,73	0,89	(distortional controls)
306	Young e Hancock (2003)	LT24A60	Ue	1503,68	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,31	101,60	11,68	2,29	1,02	0,76	149,15	-----	-----	159,32	0,94	159,32	0,94	(distortional controls)
307	Young e Hancock (2003)	LT24A90	Ue	1502,41	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,33	100,08	11,94	2,29	1,02	0,75	161,83	224,10	0,72	161,64	1,00	161,18	1,00	local (MLE), distortional (MRD)
308	Young e Hancock (2003)	LT24A120	Ue	1484,12	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	99,82	100,33	12,45	2,29	1,02	0,74	177,04	-----	-----	163,62	1,08	161,71	1,09	local (MLE), distortional (MRD)

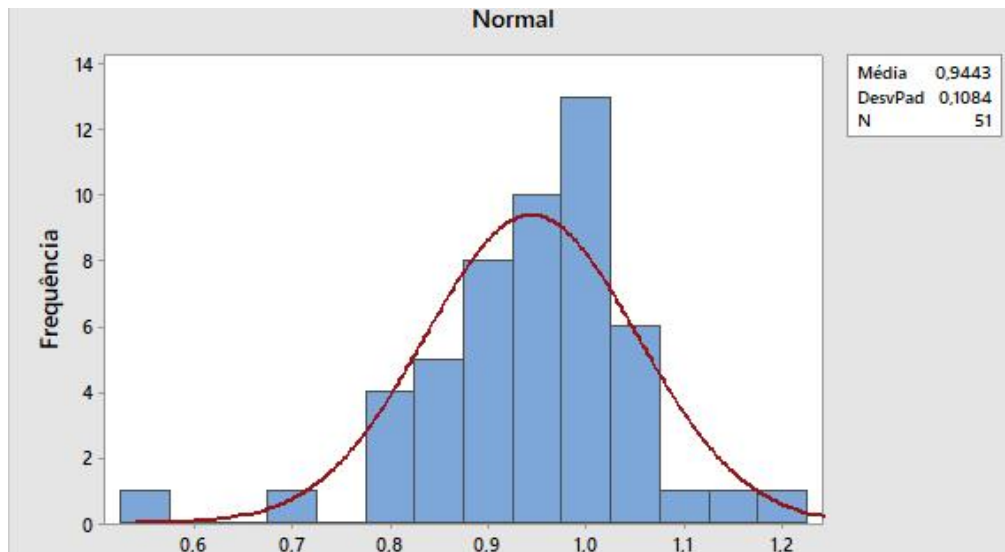
Item	Referência	Nomeclatura	S.T.	L (mm)	K _x	K _y	K _z	E (MPa)	G (MPa)	f _y (MPa)	ν	b _w (mm)	b _f (mm)	D (mm)	t (mm)	r _f (mm)	λ _o	N _{u,exp} (kN)	N _{c,Rk} (kN) MSE	/N _{c,Rk} (kN) MSE	N _{c,Rk} (kN) MLE	/N _{c,Rk} (kN) MLE	N _{c,Rk} (kN) MRD	/N _{c,Rk} (kN) MRD	Modo de Flambagem
309	Young e Hancock (2003)	LT24A135	Ue	1491,74	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,33	100,33	11,68	2,29	1,02	0,74	167,83	161,18	1,04	161,18	1,04	161,18	1,04	(distortional controls)
310	Young e Hancock (2003)	LT24A150	Ue	1484,88	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,00	0,30	100,58	100,33	11,68	2,29	1,02	0,74	166,94	224,76	0,74	161,49	1,03	161,03	1,04	local (MLE), distortional (MRD)
311	Young e Rasmussen (1998a)	L36F0280	Ue	279,40	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	37,08	12,45	1,52	1,00	0,17	100,31	89,03	1,13	98,24	1,02	90,14	1,11	(local-global controls)
312	Young e Rasmussen (1998a)	L36F1000	Ue	999,24	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	36,83	12,45	1,52	1,00	0,60	89,68	81,01	1,11	90,64	0,99	82,00	1,09	(local-global controls)
313	Young e Rasmussen (1998a)	L36F1500	Ue	1499,87	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,54	37,08	12,70	1,52	1,00	0,89	82,47	72,39	1,14	80,68	1,02	72,93	1,13	(local-global controls)
314	Young e Rasmussen (1998a)	L36F2000-1	Ue	2001,27	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	36,83	12,19	1,52	1,00	1,18	70,15	60,75	1,15	64,70	1,08	61,46	1,14	(local-global controls)
315	Young e Rasmussen (1998a)	L36F2000-2	Ue	2001,27	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	36,83	12,19	1,52	1,00	1,18	70,15	60,75	1,15	64,70	1,08	61,46	1,14	(local-global controls)
316	Young e Rasmussen (1998a)	L36F3000	Ue	3000,50	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	37,08	12,70	1,52	1,00	1,68	39,32	40,03	0,98	37,44	1,05	40,03	0,98	(global controls)
317	Young e Rasmussen (1998a)	L48F0300	Ue	300,23	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,54	49,02	11,68	1,52	1,00	0,17	112,01	95,12	1,18	95,12	1,18	95,12	1,18	(distortional controls)
318	Young e Rasmussen (1998a)	L48F1000	Ue	1000,51	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,54	48,77	11,94	1,52	1,00	0,55	102,40	91,46	1,12	96,33	1,06	92,08	1,11	(local-global controls)
319	Young e Rasmussen (1998a)	L48F1500	Ue	1501,14	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	96,52	49,02	12,70	1,52	1,00	0,82	98,71	83,58	1,18	86,86	1,14	84,13	1,17	(local-global controls)
320	Young e Rasmussen (1998a)	L48F2000	Ue	2001,27	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	96,27	49,28	12,45	1,52	1,00	1,09	90,17	72,53	1,24	74,74	1,21	73,37	1,23	(local-global controls)
321	Young e Rasmussen (1998a)	L48F2500	Ue	2500,88	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,54	49,02	11,94	1,52	1,00	1,34	73,97	60,35	1,23	61,97	1,19	60,74	1,22	(local-global controls)
322	Young e Rasmussen (1998a)	L48F3000	Ue	2999,74	0,50	0,50	0,50	203000	78077	450,30	0,30	97,28	49,02	12,70	1,52	1,00	1,58	54,36	49,92	1,09	50,48	1,08	50,46	1,08	(local-global controls)

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

APÊNDICE B - ESTATÍSTICAS DO ERRO DO MODELO

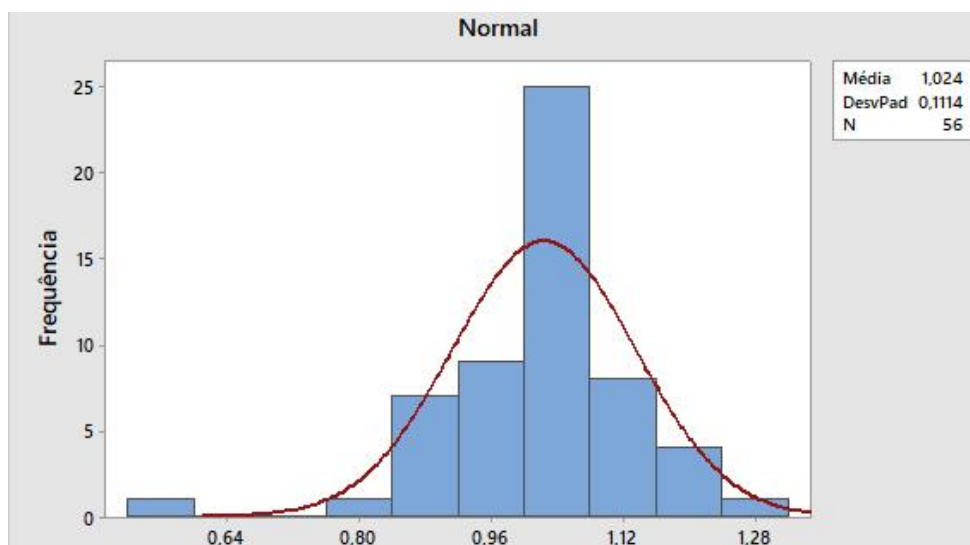
Os Gráficos B.1 a B.3 apresentam a distribuição normal como o melhor ajuste para os métodos MSE, MLE e MRD correspondentes aos perfis U simples.

Gráfico B.1 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MSE



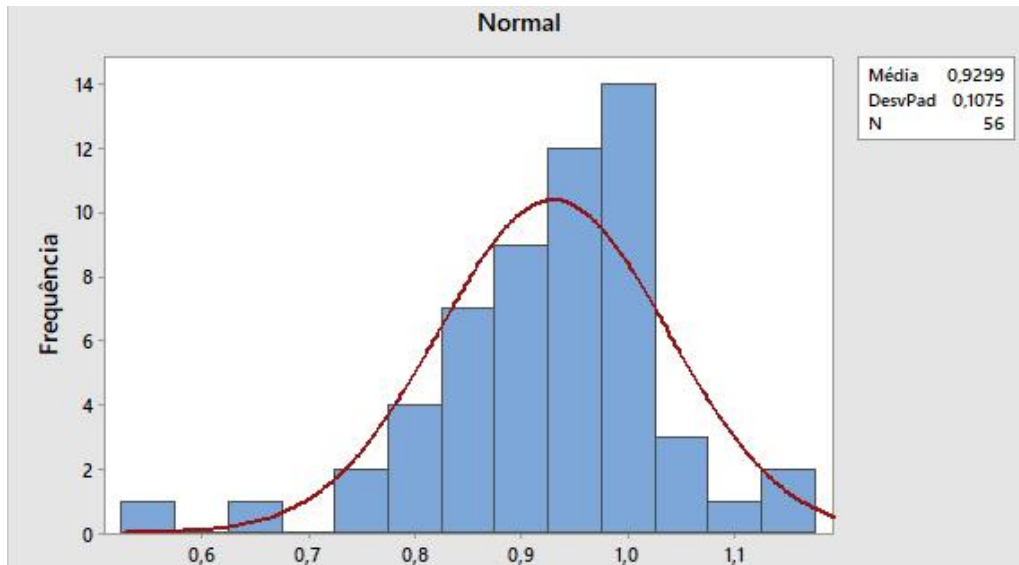
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.2 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

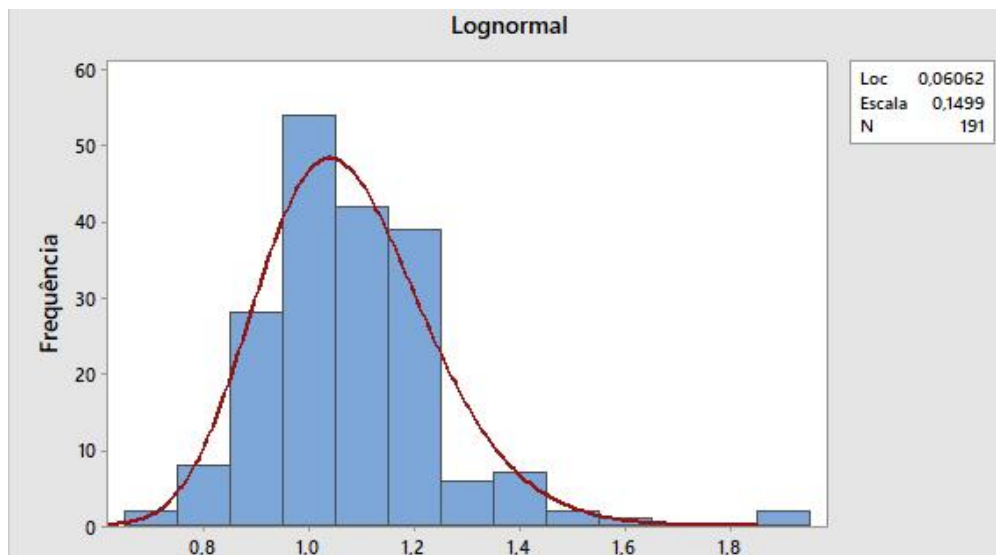
Gráfico B.3 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U simples para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

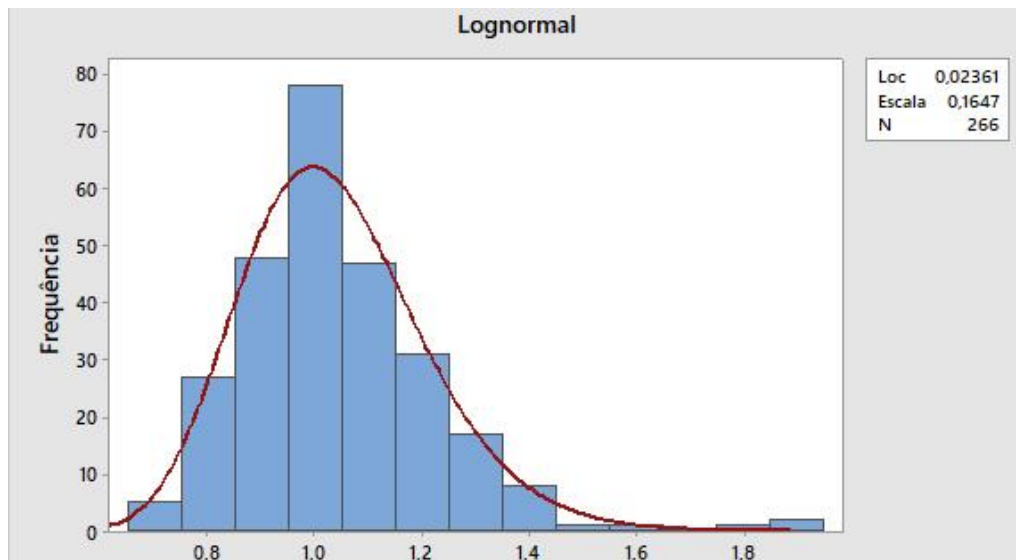
Os Gráficos B.4 a B.6 apresentam a distribuição lognormal como o melhor ajuste para os métodos MSE, MLE e MRD correspondentes aos perfis U_e .

Gráfico B.4 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MSE



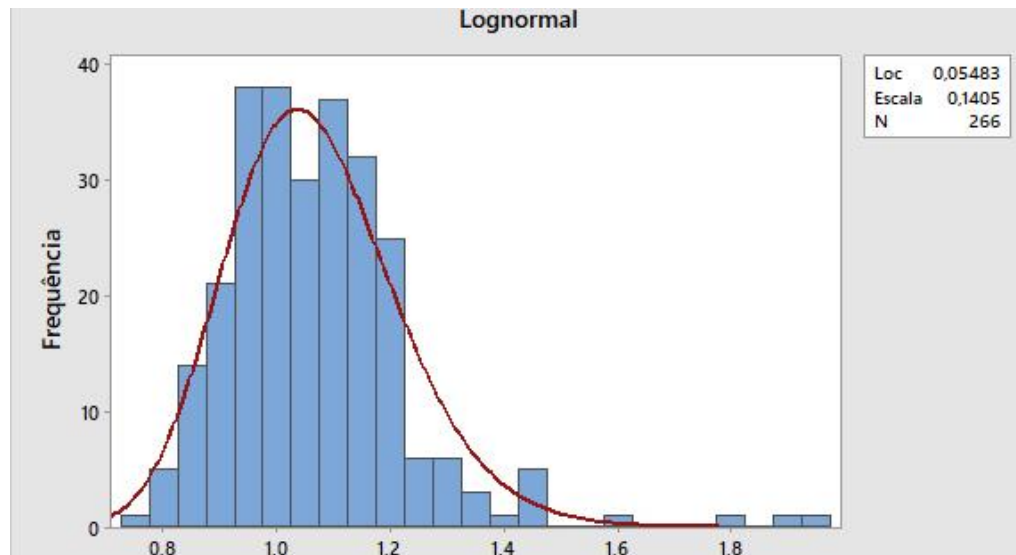
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.5 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

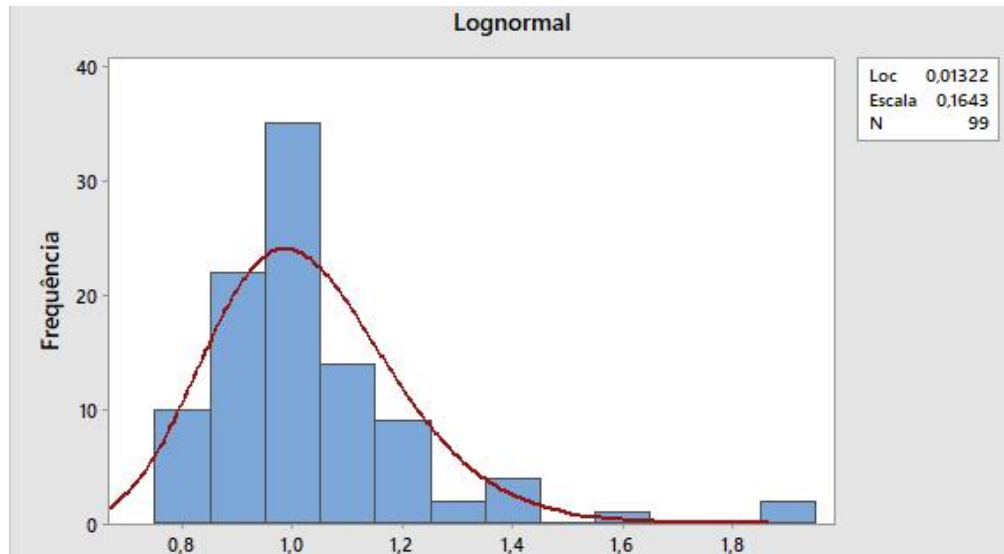
Gráfico B.6 – Distribuição de probabilidade correspondente aos perfis U_e para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

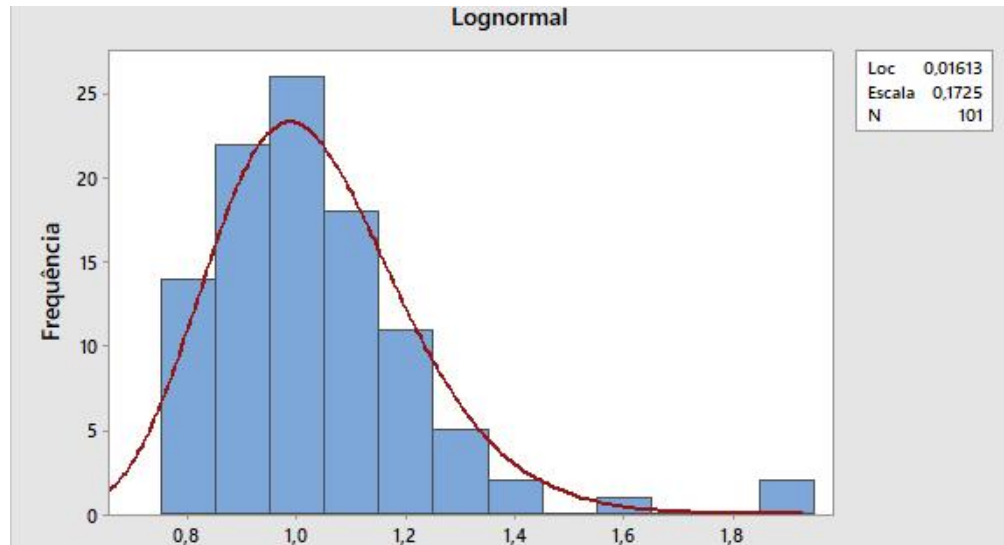
Os Gráficos B.7 a B.9 apresentam a distribuição lognormal como o melhor ajuste para os métodos MSE, MLE e MRD correspondentes ao modo global.

Gráfico B.7 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MSE



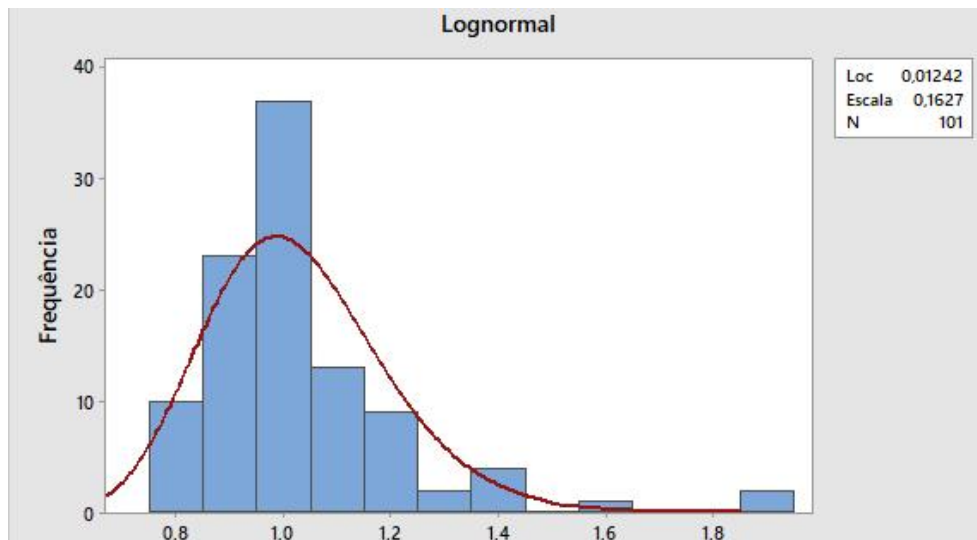
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.8 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

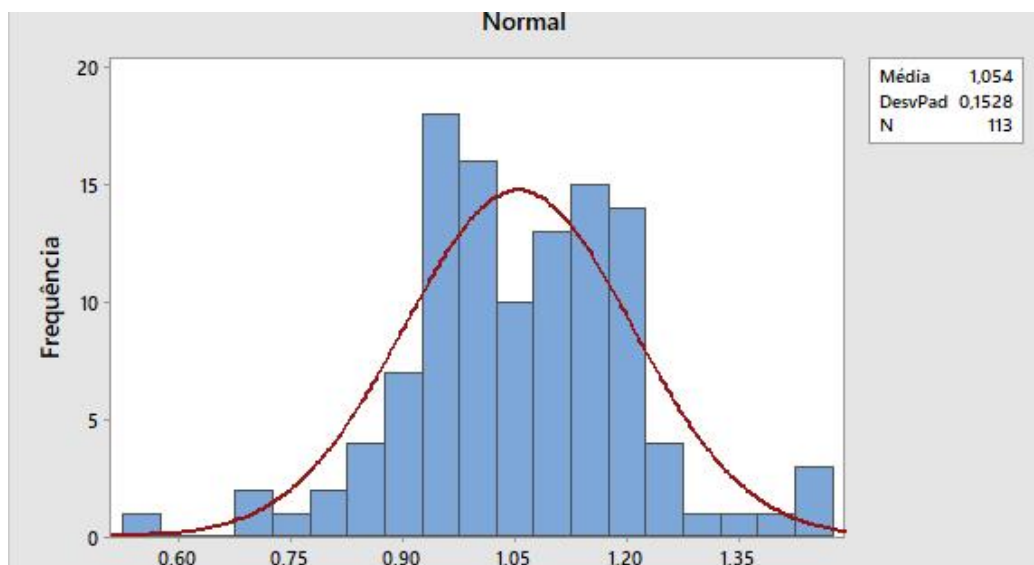
Gráfico B.9 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo global para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

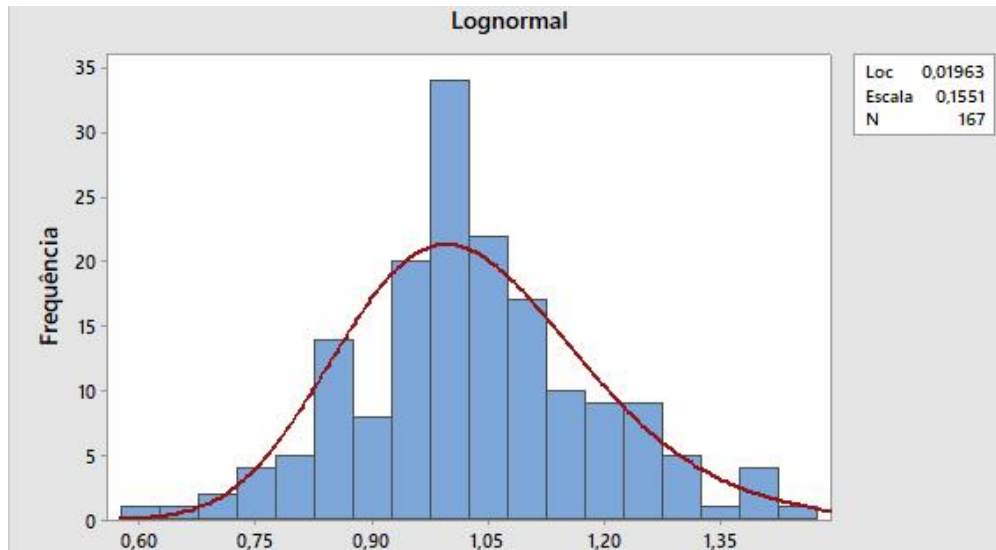
Os Gráficos B.10 a B.12 apresentam a distribuição normal como o melhor ajuste para os métodos MSE e MRD e a distribuição lognormal para o MLE correspondentes ao modo local.

Gráfico B.10 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MSE



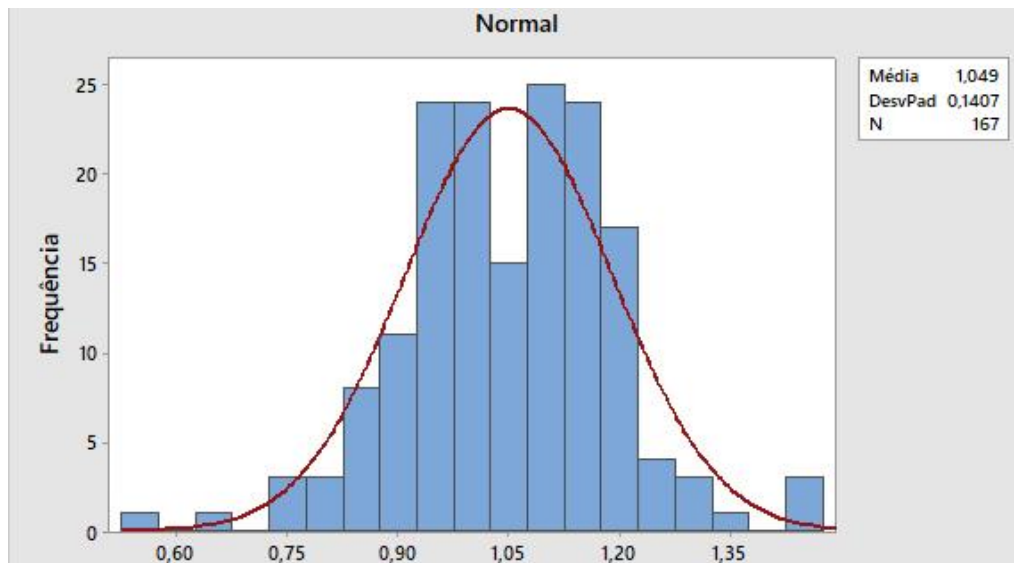
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.11 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

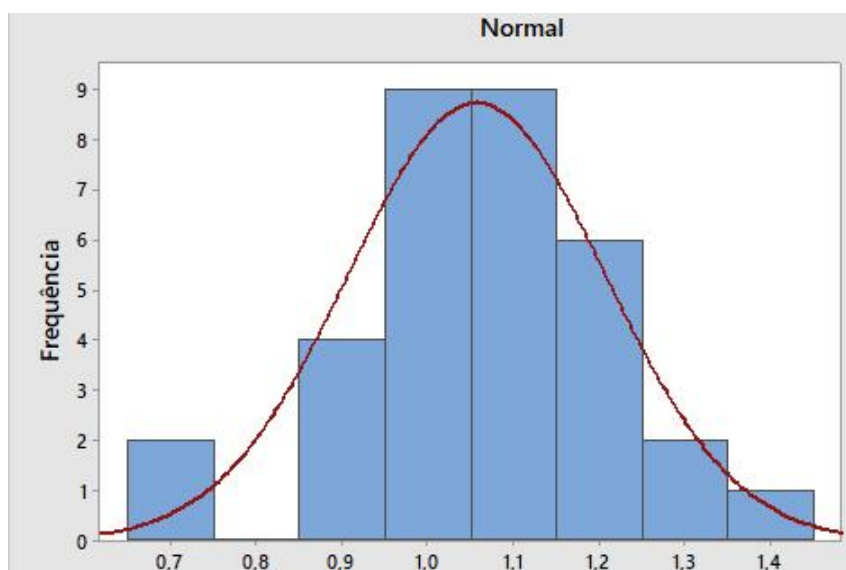
Gráfico B.12 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo local para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

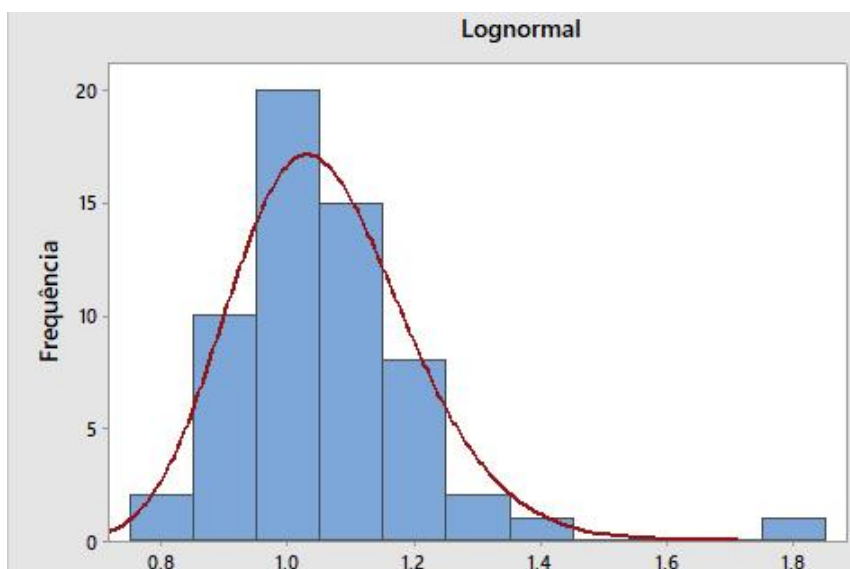
Os Gráficos B.13 a B.15 apresentam a distribuição lognormal como o melhor ajuste para os métodos MLE e MRD e a distribuição normal para o MSE correspondentes ao modo distorcional.

Gráfico B.13 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MSE



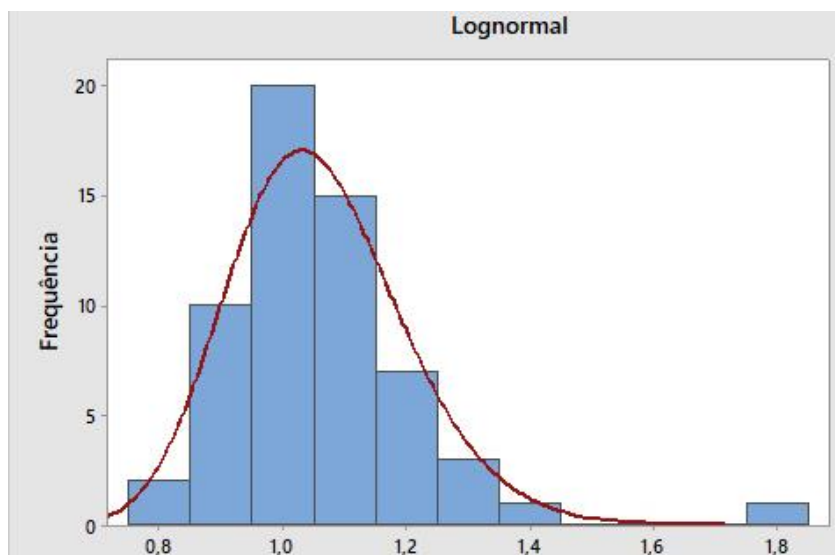
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.14 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

Gráfico B.15 – Distribuição de probabilidade correspondente ao modo distorcional para o MRD

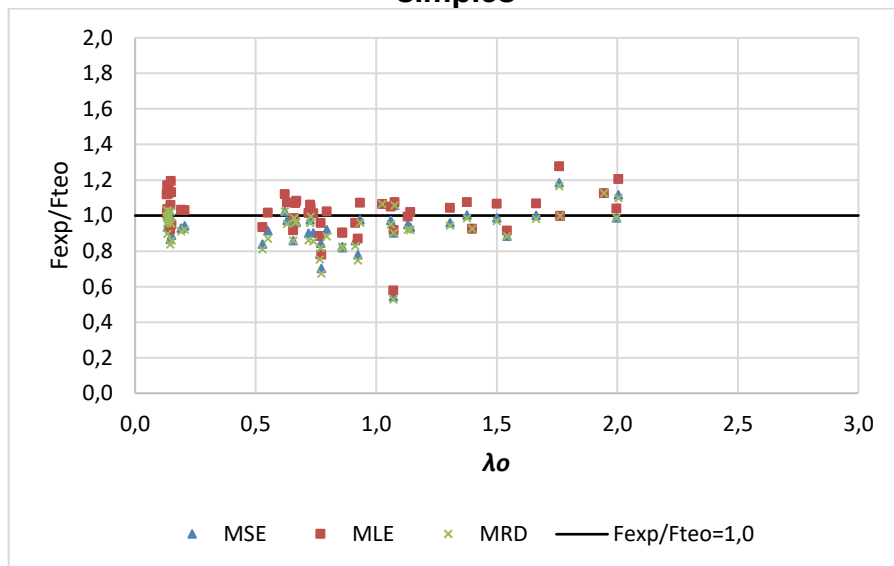


Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software MINITAB 18®.

APÊNDICE C - RELAÇÃO ÍNDICE DE ESBELTEZ VERSUS ERRO DO MODELO

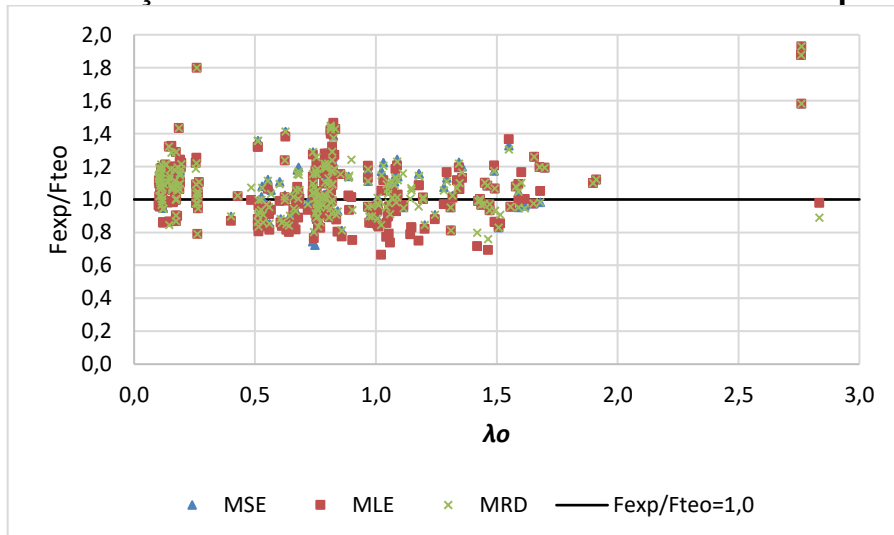
Os Gráficos C.1 a C.5 apresentam as relações entre o resultado experimental e a resistência calculada de cada amostra, em função do índice de esbeltez reduzido associado à flambagem global. Os gráficos mostram uma divisão equilibrada entre os valores acima e os valores abaixo da unidade. Além disso, é possível verificar que a dispersão dos pontos segue um padrão similar para os métodos de dimensionamento empregados: MSE, MLE e MRD.

Gráfico C.1 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para perfis U simples



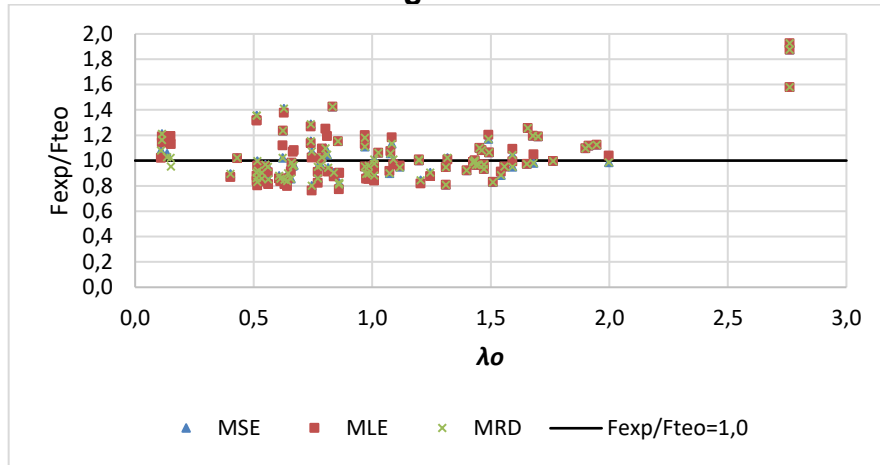
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico C.2 – Relação índice de esbeltez versus erro do modelo para perfis Ue



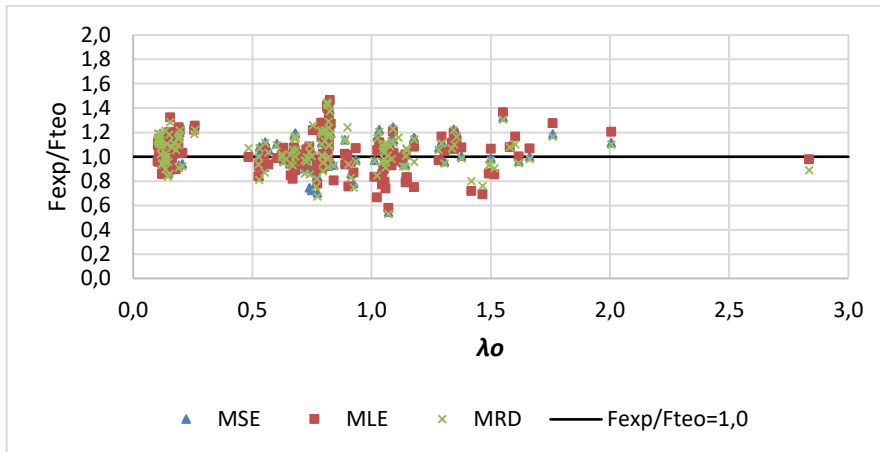
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico C.3 – Relação índice de esbelteza versus erro do modelo para o modo global



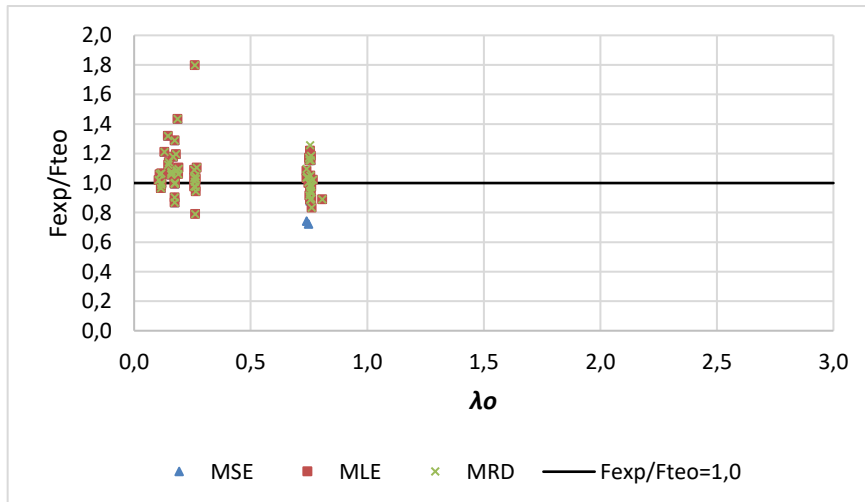
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico C.4 – Relação índice de esbelteza versus erro do modelo para o modo local



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico C.5 – Relação índice de esbelteza versus erro do modelo para o modo distorcional

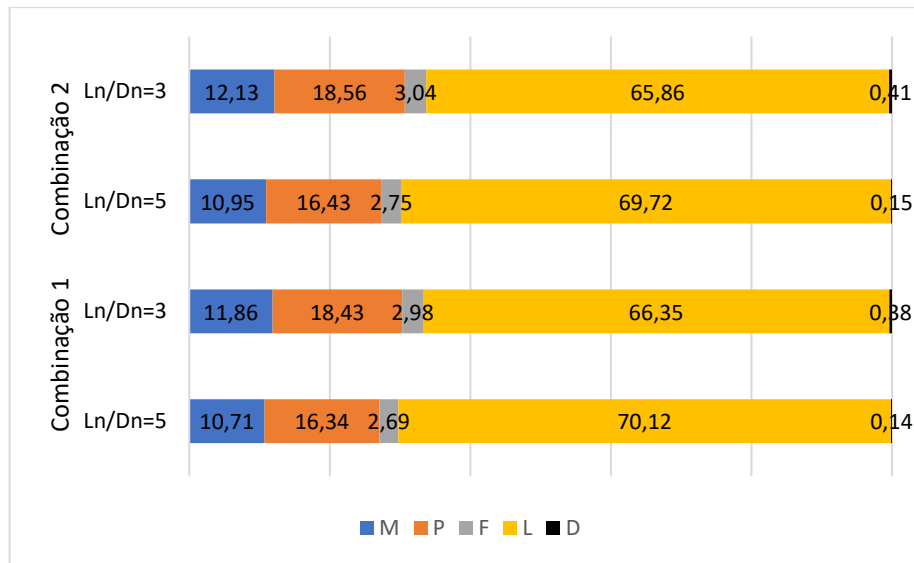


Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

APÊNDICE D - FATORES DE IMPORTÂNCIA DE CADA VARIÁVEL DO PROBLEMA

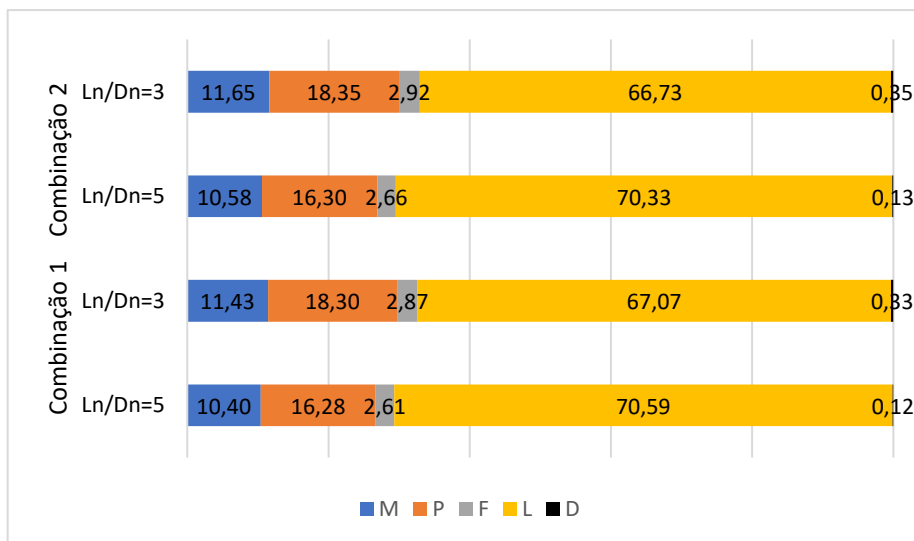
Os Gráficos D.1 a D.3 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para os perfis U simples com o MSE, MLE e MRD.

Gráfico D.1 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MSE



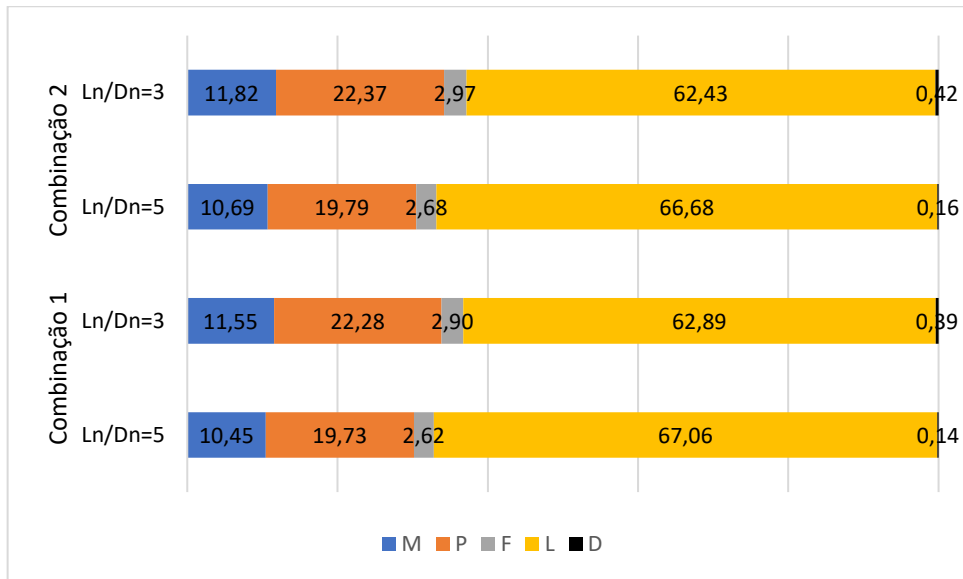
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico D.2 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

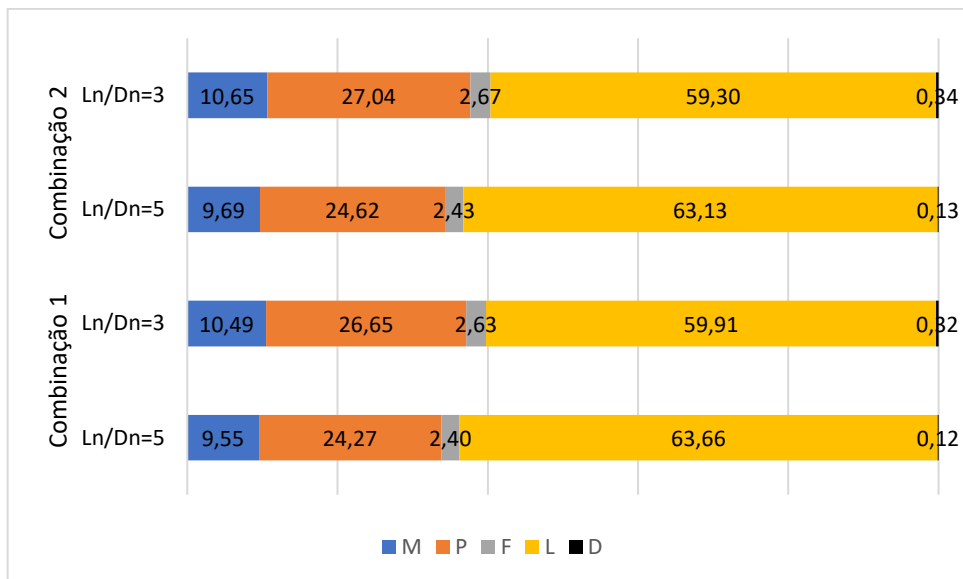
Gráfico D.3 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U simples para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

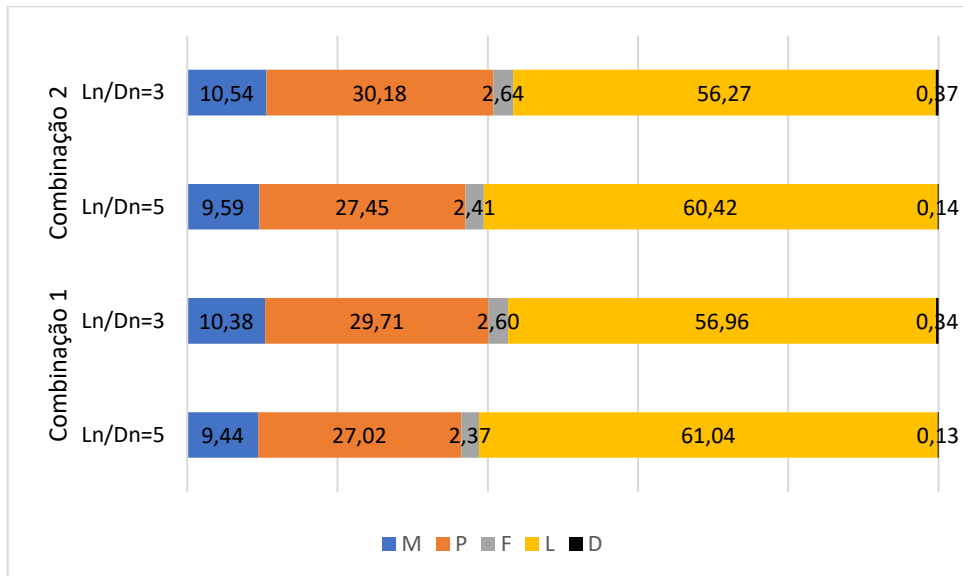
Os Gráficos D.4 a D.6 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para os perfis U_e enrijecido com o MSE, MLE e MRD.

Gráfico D.4 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MSE



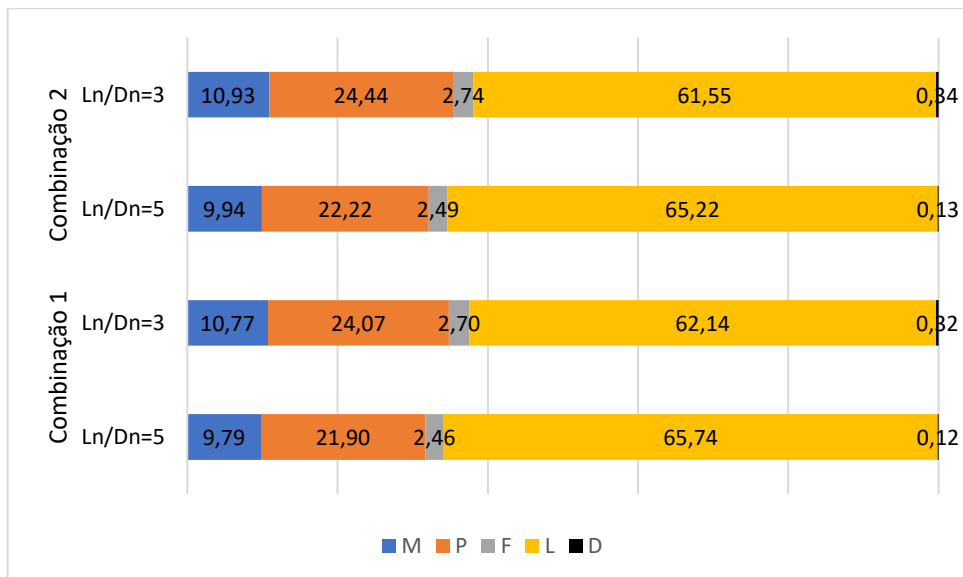
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico D.5 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

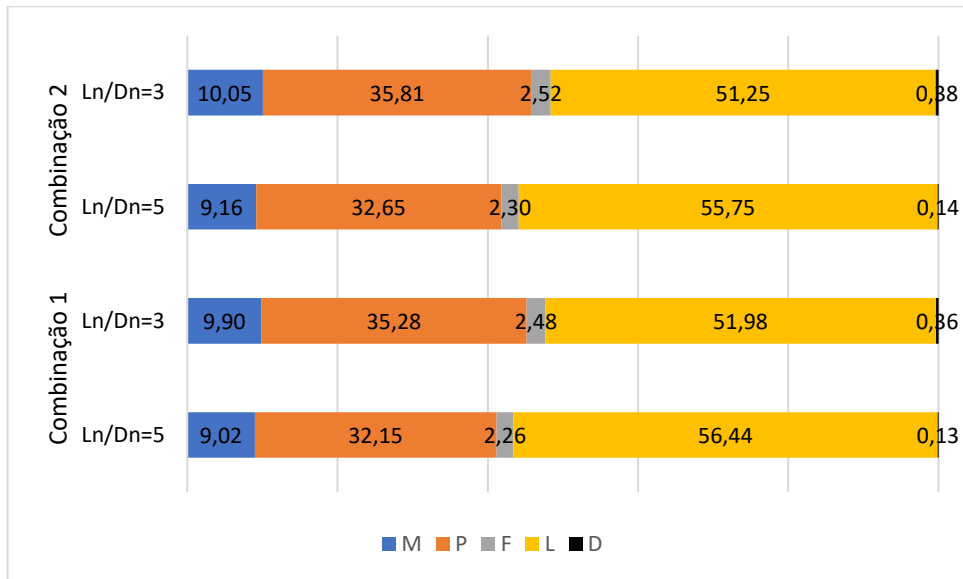
Gráfico D.6 – Fatores de importância de cada variável do problema para os perfis U_e para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

O Gráfico D.7 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para o modo global com o MSE, MLE e MRD.

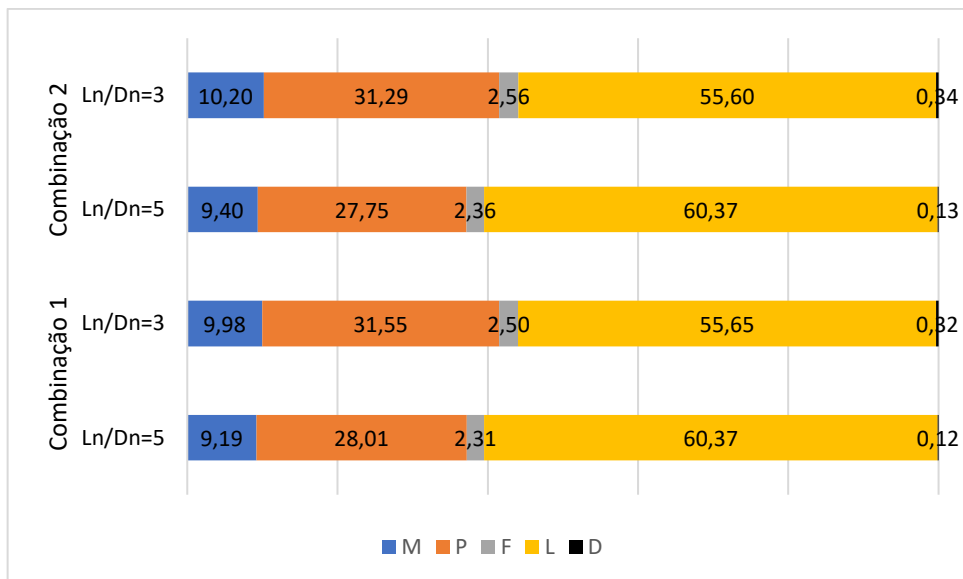
Gráfico D.7 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo global para o MSE, MLE e MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Os Gráficos D.8 a D.10 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para o modo local com o MSE, MLE e MRD.

Gráfico D.8 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico D.9 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

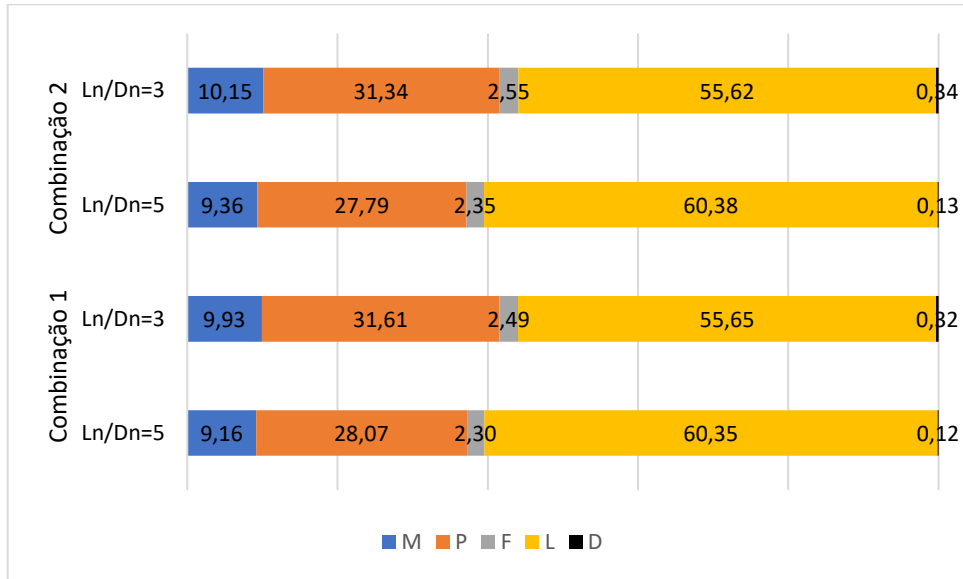
Gráfico D.10 – Fatores de importância de cada variável do problema para o modo local para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

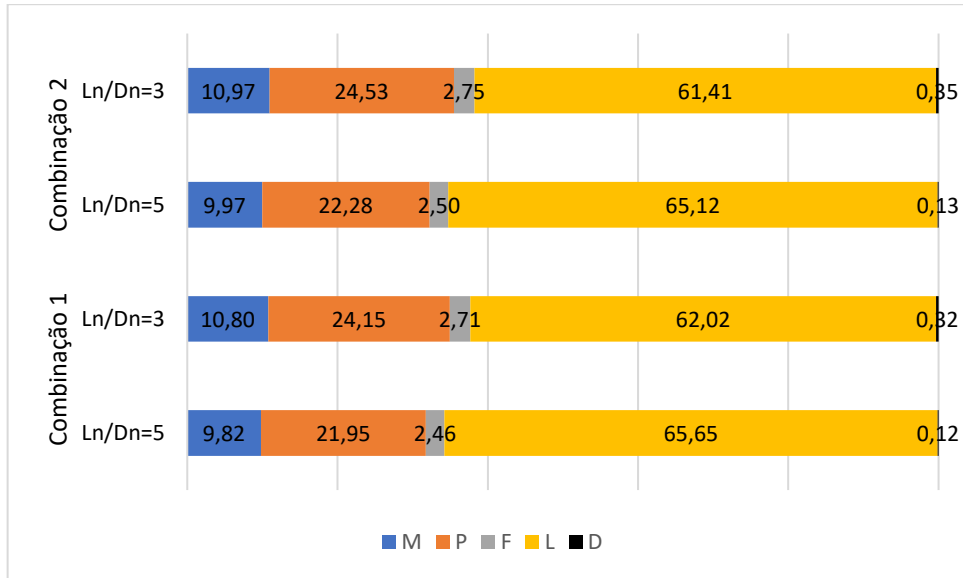
Os Gráficos D.11 a D.12 apresentam as medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias calculadas para o modo distorcional com o MSE, MLE e MRD.

Gráfico D.11 – Fatores de importância das variáveis aleatórias obtidos para o modo distorcional para o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico D.12 – Fatores de importância das variáveis aleatórias obtidos para o modo distorcional para o MLE e MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

APÊNDICE E - PROBABILIDADE DE FALHA (P_f) E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE (β)

A Tabela E.1 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para os perfis U simples com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC. Pode-se verificar que no caso do MSE o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,40, sendo inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,28, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,44$, $\beta_{FORM} = 2,40$ e $\beta_{SMC} = 2,36$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é um pouco superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,32$, $\beta_{FORM} = 2,28$ e $\beta_{SMC} = 2,23$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é um pouco superior ao método FORM, que é ligeiramente superior ao obtido por SMC.

Pelo MLE, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,66, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,56, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,76$, $\beta_{FORM} = 2,66$ e $\beta_{SMC} = 2,63$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior ao obtido por SMC em relação ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculado com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,65$, $\beta_{FORM} = 2,56$ e $\beta_{SMC} = 2,50$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é ligeiramente superior ao obtido por SMC.

Pelo MRD, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,33, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,20, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,36$, $\beta_{FORM} = 2,33$ e $\beta_{SMC} = 2,30$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é pouco

superior em relação ao método FORM, que é também pouco superior ao obtido pelo SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,23$, $\beta_{FORM} = 2,20$ e $\beta_{SMC} = 2,16$. Novamente, o valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é pouco superior em relação ao método FORM, porém é ligeiramente superior ao obtido pelo SMC.

Destaca-se que para a combinação (1) somente pelo MLE teve boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$, enquanto na combinação (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior ao alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$.

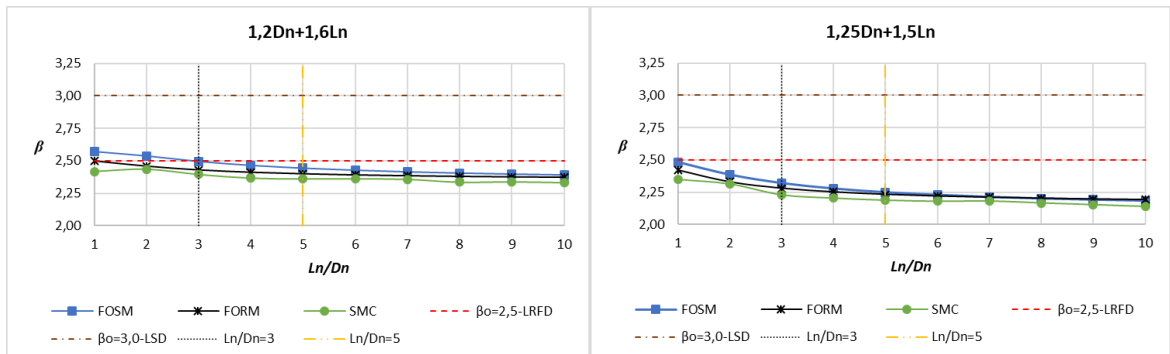
Tabela E.1 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para os perfis U simples

	Parâmetros Estatísticos		Índice de Confiabilidade (β)	1, 2 D_n + 1, 6 L_n		1, 25 D_n + 1, 5 L_n	
				$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$
MSE	N	51	β_{FOSM}	2,49	2,44	2,32	2,25
	P_m	0,94	β_{FORM}	2,43	2,40	2,28	2,23
	V_P	0,11	β_{SMC}	2,39	2,36	2,23	2,19
			$P_f(FORM)$	7,61E-03	8,26E-03	1,13E-02	1,28E-02
MLE	N	56	β_{FOSM}	2,83	2,76	2,65	2,56
	P_m	1,02	β_{FORM}	2,71	2,66	2,56	2,50
	V_P	0,11	β_{SMC}	2,67	2,63	2,50	2,46
			$P_f(FORM)$	3,40E-03	3,87E-03	5,21E-03	6,20E-03
MRD	N	56	β_{FOSM}	2,40	2,36	2,23	2,17
	P_m	0,93	β_{FORM}	2,35	2,33	2,20	2,16
	V_P	0,12	β_{SMC}	2,30	2,30	2,16	2,13
			$P_f(FORM)$	9,43E-03	1,00E-02	1,38E-02	1,53E-02

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

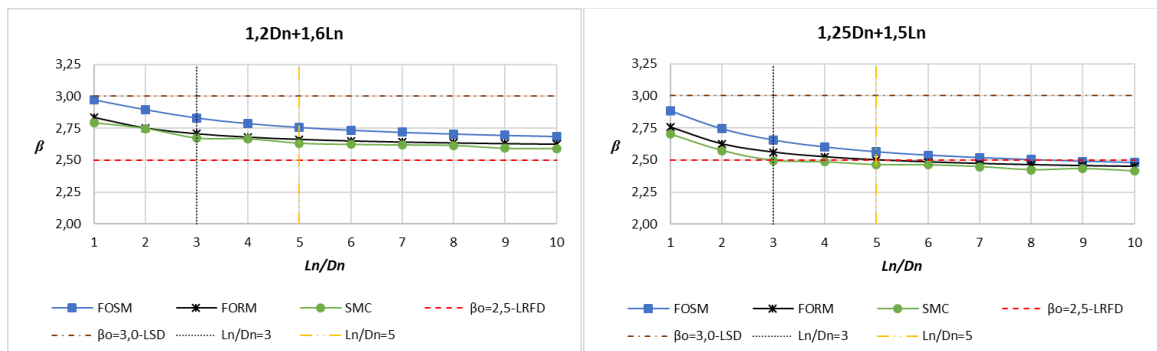
Os Gráficos E.1 a E.3 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para os perfis U simples. Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico E.1 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MSE



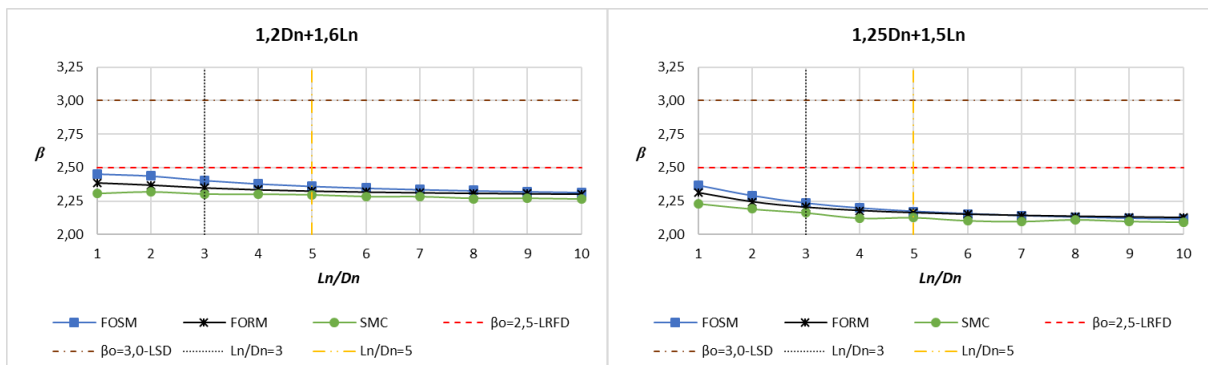
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.2 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.3 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U simples com o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

A Tabela E.2 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para os perfis U_e enrijecido com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC.

Pode-se verificar que no caso do MSE o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,65, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,54, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,72$, $\beta_{FORM} = 2,65$ e $\beta_{SMC} = 2,65$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados idênticos. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,61$, $\beta_{FORM} = 2,54$ e $\beta_{SMC} = 2,52$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MLE, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,49 sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,37, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,53$, $\beta_{FORM} = 2,49$ e $\beta_{SMC} = 2,49$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados idênticos. Já os índices de confiabilidade calculado com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,41$, $\beta_{FORM} = 2,37$ e $\beta_{SMC} = 2,35$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MRD, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,66, sendo que o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,66, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,74$, $\beta_{FORM} = 2,66$ e $\beta_{SMC} = 2,65$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,63$, $\beta_{FORM} = 2,56$ e $\beta_{SMC} = 2,58$. Novamente, o valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente

superior em relação ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Destaca-se que para a combinação (1) todos os métodos tiveram boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$, enquanto na combinação (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior ao alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$.

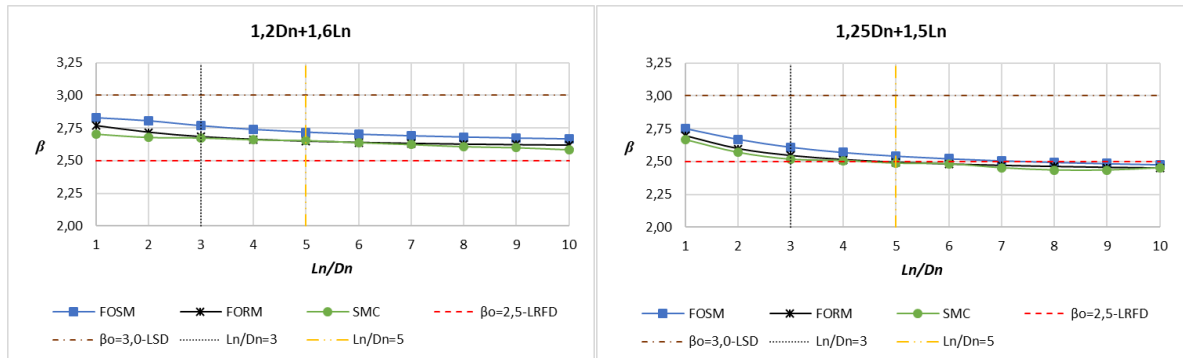
Tabela E.2 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para os perfis U_e

	Parâmetros Estatísticos		Índice de Confiabilidade (β)	$1,2D_n + 1,6L_n$		$1,25D_n + 1,5L_n$	
				$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$
MSE	N	191	β_{FOSM}	2,77	2,72	2,61	2,54
	P_m	1,08	β_{FORM}	2,68	2,65	2,54	2,49
	V_P	0,16	β_{SMC}	2,67	2,65	2,52	2,49
			$P_f (FORM)$	3,65E-03	4,04E-03	5,48E-03	6,34E-03
MLE	N	266	β_{FOSM}	2,57	2,53	2,41	2,36
	P_m	1,04	β_{FORM}	2,51	2,49	2,37	2,33
	V_P	0,17	β_{SMC}	2,50	2,49	2,35	2,32
			$P_f (FORM)$	6,01E-03	6,43E-03	8,80E-03	9,83E-03
MRD	N	266	β_{FOSM}	2,79	2,74	2,63	2,56
	P_m	1,07	β_{FORM}	2,70	2,66	2,56	2,51
	V_P	0,15	β_{SMC}	2,68	2,65	2,58	2,51
			$P_f (FORM)$	3,46E-03	3,87E-03	5,23E-03	6,11E-03

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

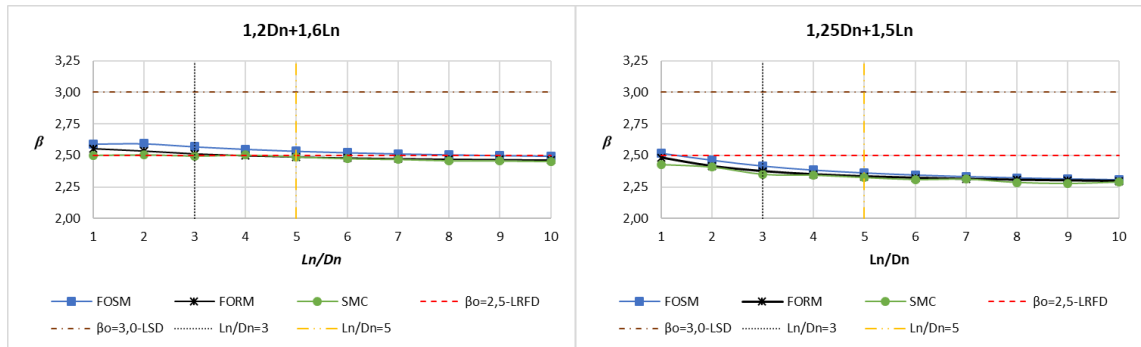
Os Gráficos E.4 a E.6 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para os perfis U_e . Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico E.4 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MSE



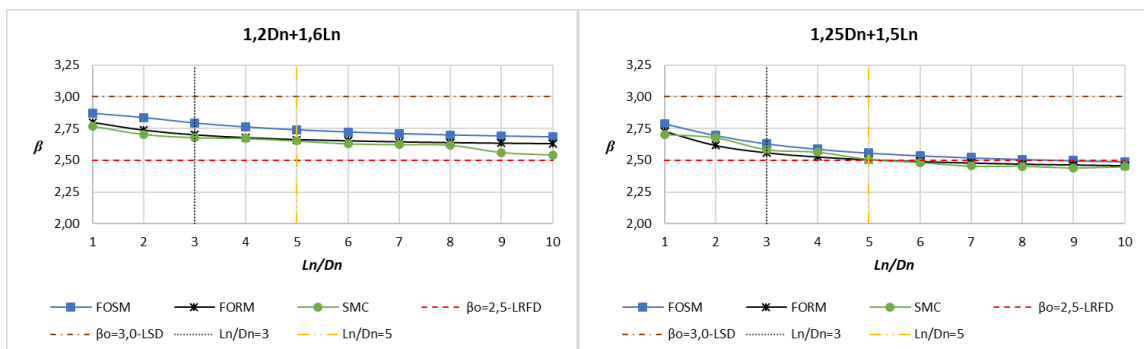
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.5 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.6 – Índice de confiabilidade obtido para os perfis U_e com o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

A Tabela E.3 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para o modo global com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC. Pode-se verificar que no caso do MSE, MLE e MRD o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,37, sendo inferior em relação ao alvo de calibração do

AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,25, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$.

Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,40$, $\beta_{FORM} = 2,37$ e $\beta_{SMC} = 2,35$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,28$, $\beta_{FORM} = 2,25$ e $\beta_{SMC} = 2,23$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Destaca-se que para a combinação (1) e (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$ e alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$.

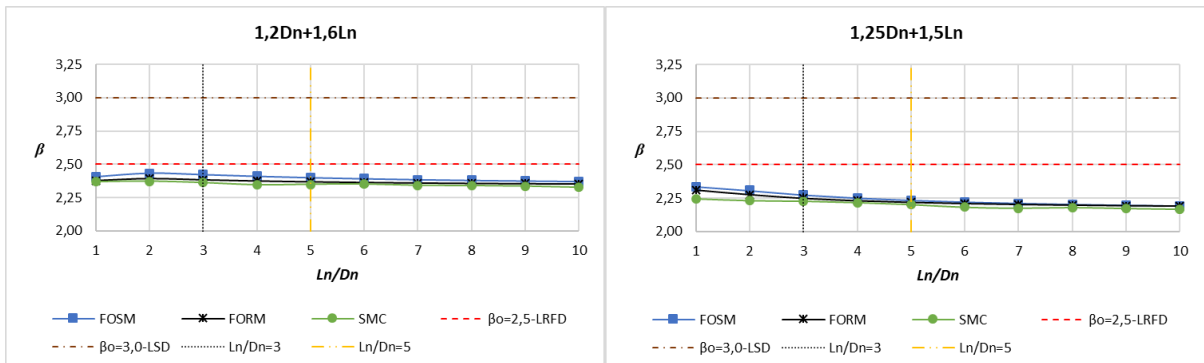
Tabela E.3 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo global

Parâmetros Estatísticos		Índice de Confiabilidade (β)	$1,2D_n + 1,6L_n$		$1,25D_n + 1,5L_n$		
			$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	
MSE MLE MRD	N	99	β_{FOSM}	2,42	2,40	2,28	2,23
	P_m	1,03	β_{FORM}	2,38	2,37	2,25	2,22
	V_P	0,19	β_{SMC}	2,36	2,35	2,23	2,20
			$P_f (FORM)$	8,59E-03	8,91E-03	1,23E-02	1,33E-02

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

O Gráfico E.7 apresenta os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para o modo global. Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico E.7 – Índice de confiabilidade obtido para o modo global para o MSE, MLE e MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

A Tabela E.4 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para o modo local com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC. Pode-se verificar que no caso do MSE o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,62, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,51, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,72$, $\beta_{FORM} = 2,62$ e $\beta_{SMC} = 2,57$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,54$, $\beta_{FORM} = 2,46$ e $\beta_{SMC} = 2,42$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MLE, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,54, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,43, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,60$, $\beta_{FORM} = 2,54$ e $\beta_{SMC} = 2,54$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados idênticos. Já os índices de confiabilidade calculado com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,42$, $\beta_{FORM} = 2,38$ e $\beta_{SMC} = 2,37$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método

FORM, enquanto os métodos FORM e SMC forneceram resultados praticamente idênticos.

Pelo MRD, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,67, sendo que o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,56, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,77$, $\beta_{FORM} = 2,67$ e $\beta_{SMC} = 2,62$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, que também é um superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,58$, $\beta_{FORM} = 2,51$ e $\beta_{SMC} = 2,49$. Novamente, o valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Destaca-se que para a combinação (1) todos os métodos tiveram boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$, enquanto na combinação (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior ao alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$.

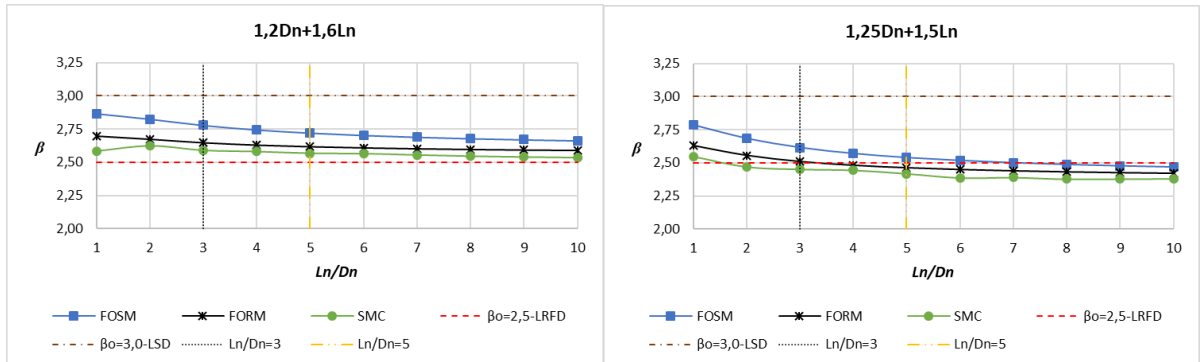
Tabela E.4 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo local

	Parâmetros Estatísticos		Índice de Confiabilidade (β)	1, 2 D_n + 1, 6 L_n		1, 25 D_n + 1, 5 L_n	
				$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$
MSE	N	113	β_{FOSM}	2,78	2,72	2,54	2,61
	P_m	1,05	β_{FORM}	2,65	2,62	2,46	2,51
	V_P	0,14	β_{SMC}	2,59	2,57	2,42	2,45
			$P_f (FORM)$	4,08E-03	4,43E-03	6,03E-03	6,87E-03
MLE	N	167	β_{FOSM}	2,65	2,60	2,42	2,49
	P_m	1,03	β_{FORM}	2,58	2,54	2,38	2,43
	V_P	0,15	β_{SMC}	2,56	2,54	2,37	2,43
			$P_f (FORM)$	5,01E-03	5,48E-03	7,47E-03	8,54E-03
MRD	N	167	β_{FOSM}	2,84	2,77	2,58	2,67
	P_m	1,05	β_{FORM}	2,70	2,67	2,51	2,56
	V_P	0,13	β_{SMC}	2,68	2,62	2,49	2,50
			$P_f (FORM)$	3,44E-03	3,82E-03	5,17E-03	6,02E-03

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

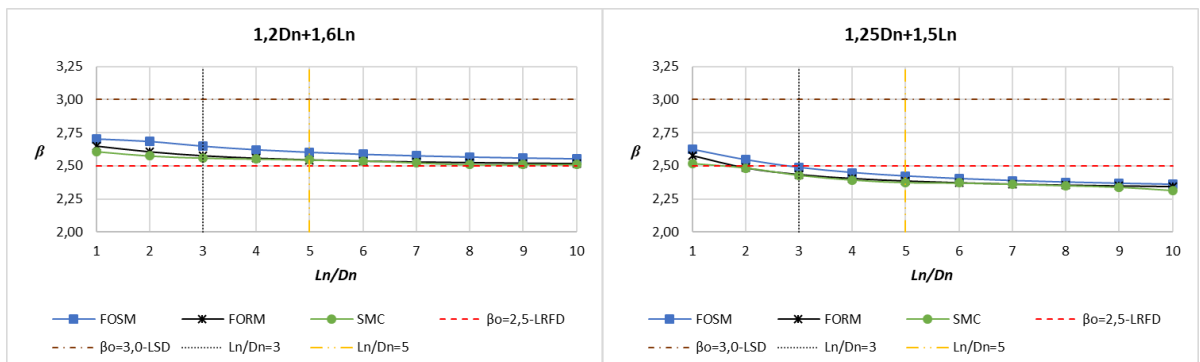
Os Gráficos E.8 a E.10 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para o modo local. Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico E.8 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MSE



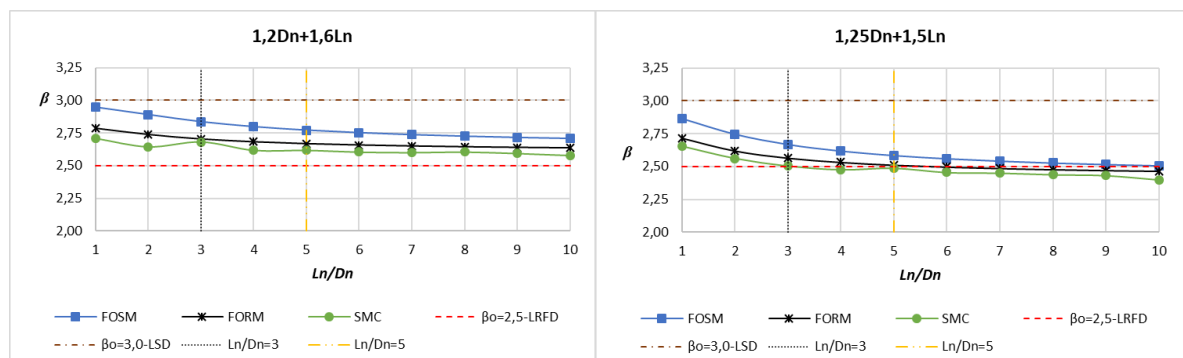
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.9 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.10 – Índice de confiabilidade obtido para o modo local com o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

A Tabela E.5 apresenta as probabilidades de falha e índices de confiabilidade para o modo distorcional com os métodos de confiabilidade FOSM, FORM e SMC. Pode-se verificar que no caso do MSE o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,65, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,54, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,76$, $\beta_{FORM} = 2,65$ e $\beta_{SMC} = 2,59$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, que também é superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculados com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,65$, $\beta_{FORM} = 2,54$ e $\beta_{SMC} = 2,50$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Pelo MLE e MRD, o índice de confiabilidade calculado pela combinação (1) foi de 2,63, sendo o alvo de calibração do AISI-LRFD:2016 $\beta_o = 2,5$, o que se mostra adequado. Utilizando-se a combinação (2), o índice de confiabilidade foi de 2,53, inferior em relação ao alvo de calibração do AISI-LSD:2016 $\beta_o = 3,0$. Os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) são $\beta_{FOSM} = 2,70$, $\beta_{FORM} = 2,63$ e $\beta_{SMC} = 2,61$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é ligeiramente superior em relação ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC. Já os índices de confiabilidade calculado com a combinação (2) foram $\beta_{FOSM} = 2,59$, $\beta_{FORM} = 2,53$ e $\beta_{SMC} = 2,51$. O valor do índice de confiabilidade usando método FOSM é novamente ligeiramente superior ao método FORM, que também é um pouco superior ao obtido por SMC.

Destaca-se que para a combinação (1) todos os métodos tiveram boa aproximação com o índice de confiabilidade alvo $\beta_o = 2,5$, para $L_n/D_n=5$, enquanto na combinação (2) todos os métodos resultaram num índice de confiabilidade inferior ao alvo $\beta_o = 3,0$, para $L_n/D_n=3$.

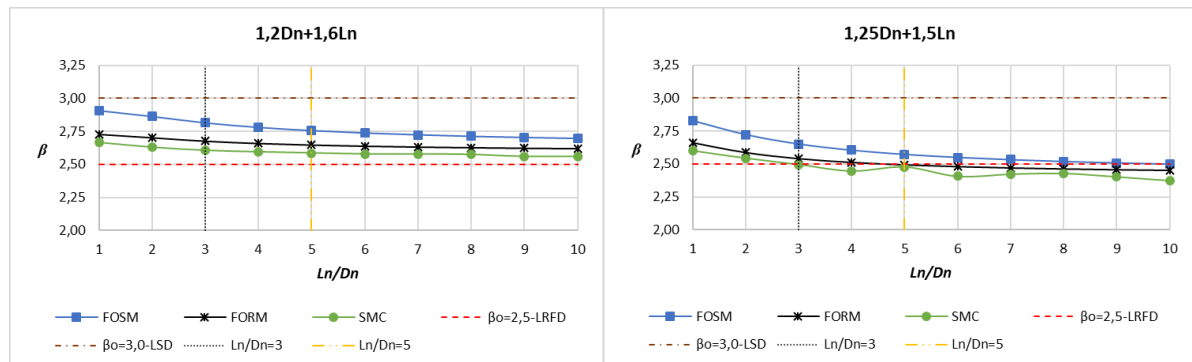
Tabela E.5 – Estatísticas do coeficiente profissional, índice de confiabilidade e probabilidade de falha para o modo distorcional

Parâmetros Estatísticos			Índice de Confiabilidade (β)	$1,2D_n + 1,6L_n$		$1,25D_n + 1,5L_n$	
				$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$	$L_n/D_n = 3$	$L_n/D_n = 5$
MSE	N	33	β_{FOSM}	2,81	2,76	2,65	2,57
	P_m	1,06	β_{FORM}	2,68	2,65	2,54	2,49
	V_P	0,14	β_{SMC}	2,61	2,59	2,50	2,48
			$P_f (FORM)$	3,73E-03	4,07E-03	5,54E-03	6,33E-03
MLE MRD	N	59	β_{FOSM}	2,76	2,70	2,59	2,52
	P_m	1,06	β_{FORM}	2,67	2,63	2,53	2,48
	V_P	0,15	β_{SMC}	2,68	2,61	2,51	2,46
			$P_f (FORM)$	3,79E-03	4,22E-03	5,72E-03	6,64E-03

Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

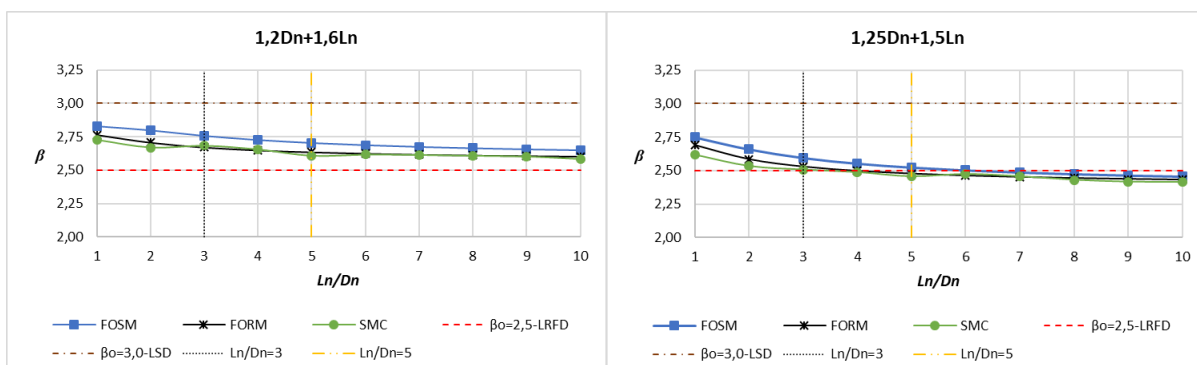
Os Gráficos E.11 e E.12 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) para o modo distorcional. Para as situações em que a razão de carregamento (L_n/D_n) está entre 1 e 3, os valores de β decaem de forma mais acentuada que no trecho restante, mantendo-se quase constante.

Gráfico E.11 – Índice de confiabilidade obtido para o modo distorcional para o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico E.12 – Índice de confiabilidade obtido para o modo distorcional para o MLE e MRD

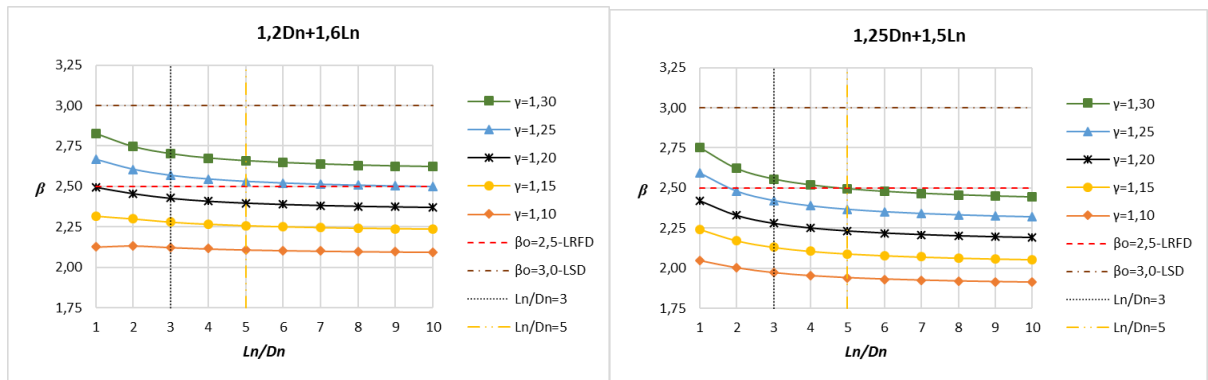


Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

APÊNDICE F - COEFICIENTES DE PONDERAÇÃO DA RESISTÊNCIA (γ)

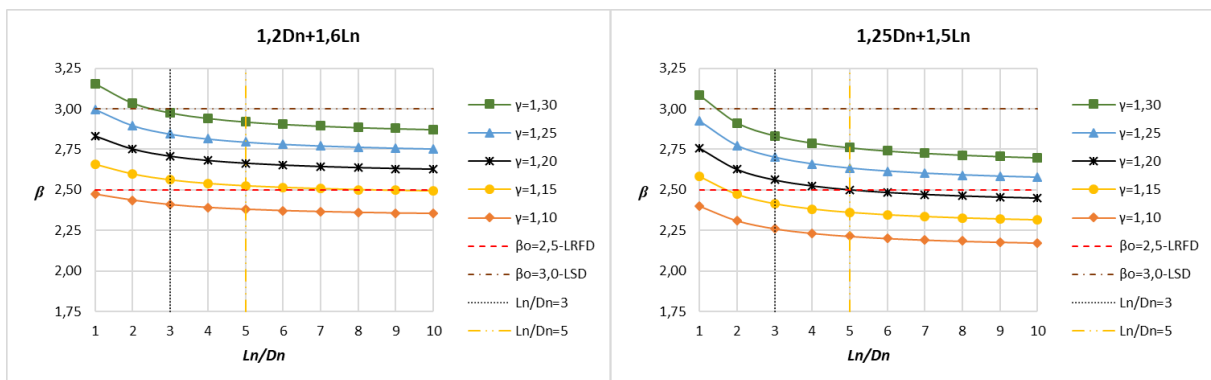
Os Gráficos F.1 a F.3 apresentam a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado apenas nos dados da seção U simples analisados para o MSE e MRD. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,25, ressalta-se que apenas no caso do MLE, o coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,15. Já combinação (2), exige um γ igual a 1,3 para a manutenção do mesmo nível de segurança.

Gráfico F.1 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MSE



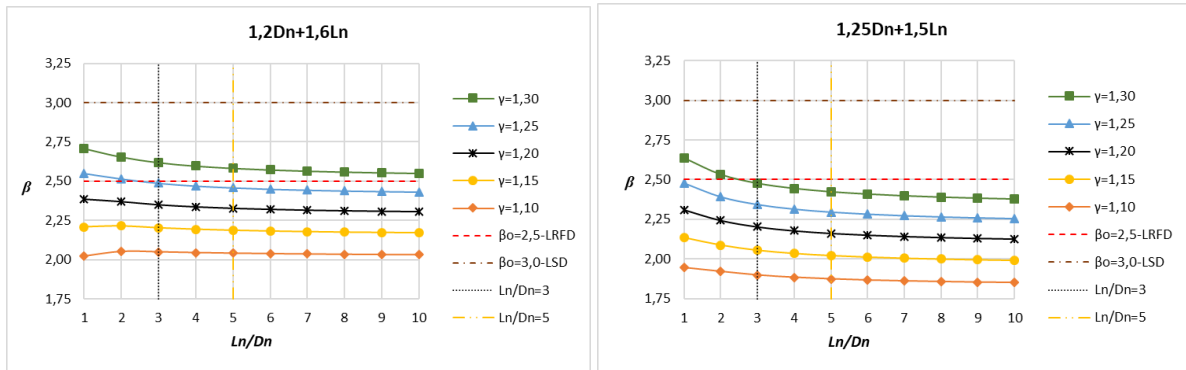
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico F.2 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

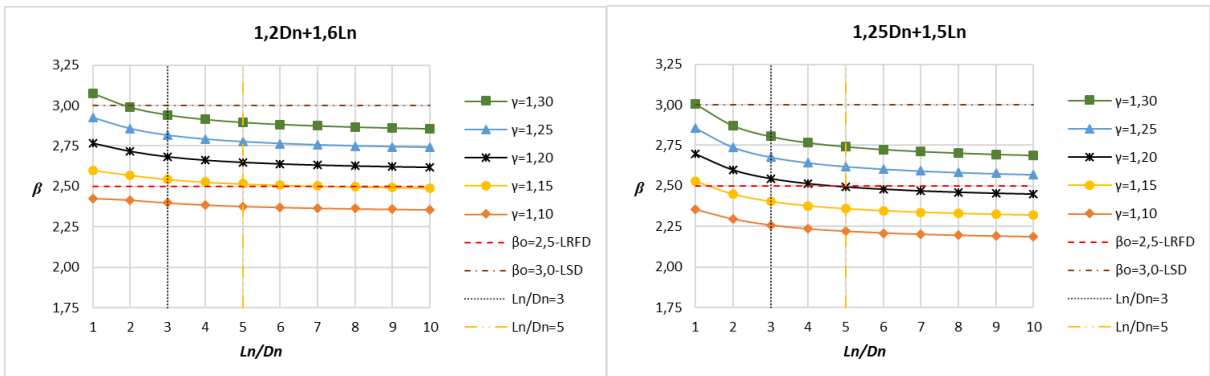
Gráfico F.3 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U simples para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

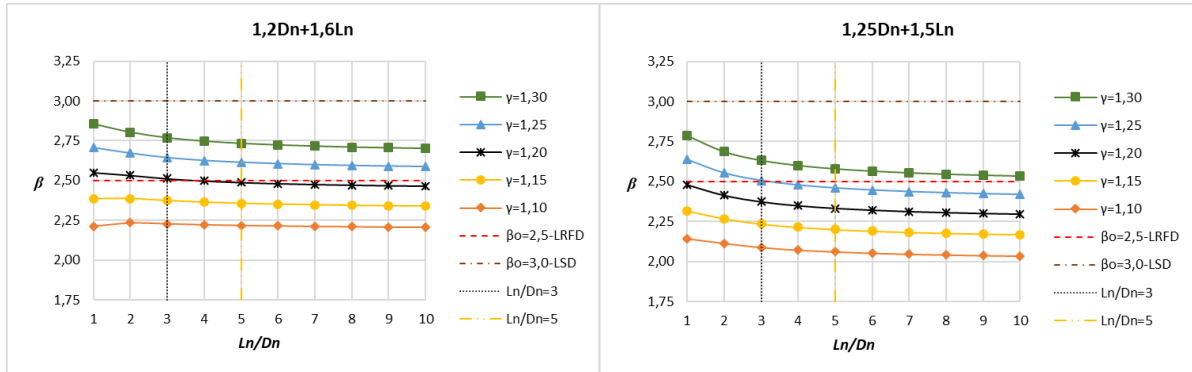
Os Gráficos F.4 a F.6 apresentam a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado apenas nos dados da seção U_e enrijecido analisados para o MLE. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2, ou seja, o coeficiente de ponderação da resistência é satisfatório. Ressalta-se que para o MSE e MRD a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,15 para combinação (1). Já para o MSE e MRD para combinação (2), exige um γ igual a 1,20, ou seja, o coeficiente de ponderação da resistência é satisfatório. Porém no MLE para combinação (2), exige um γ igual a 1,25 para a manutenção do mesmo nível de segurança.

Gráfico F.4 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MSE



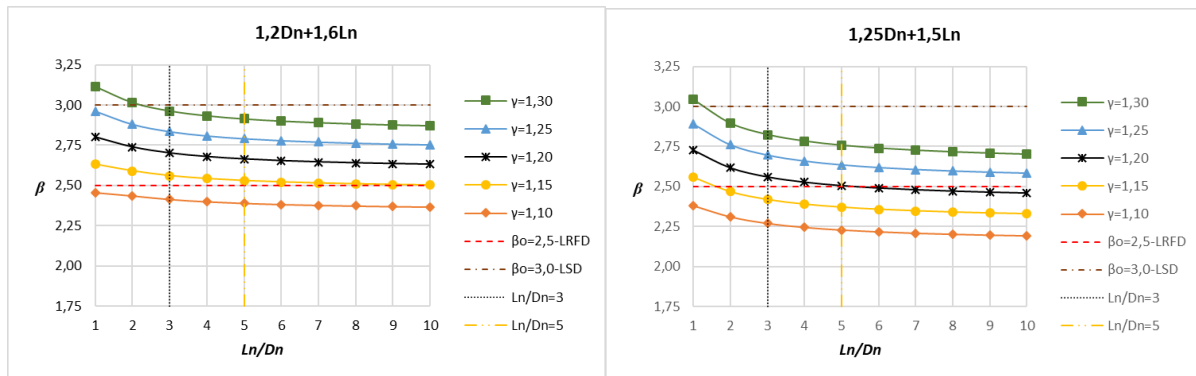
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico F.5 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

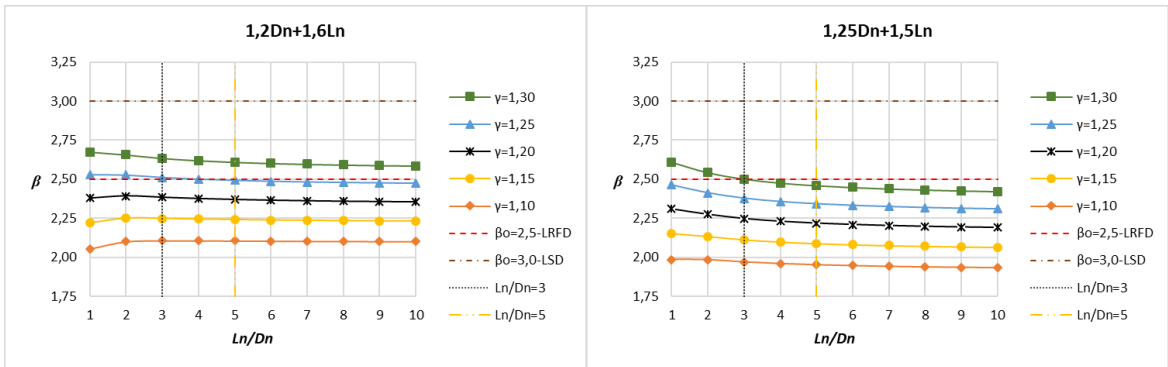
Gráfico F.6 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para os perfis U_e para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

O Gráfico F.7 apresenta a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado apenas no modo global analisados para o MSE, MLE e MRD. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,25. Já para combinação (2), exige um γ igual a 1,30, permite que o índice de confiabilidade se aproxime de $\beta_o = 2,5$.

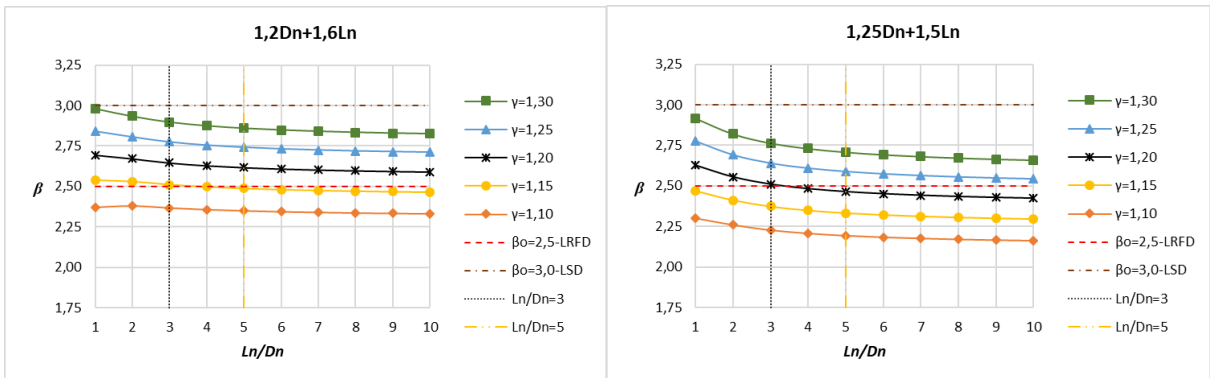
Gráfico F.7 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo global para o MSE, MLE e MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

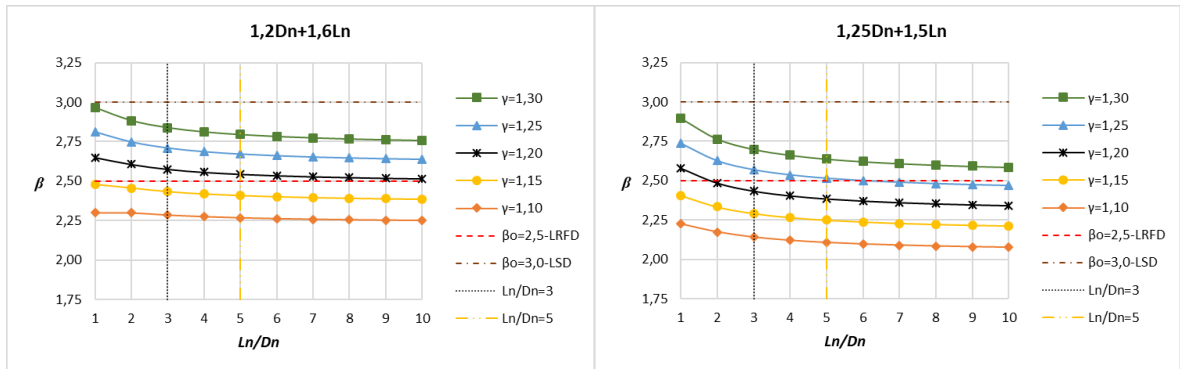
Os Gráficos F.8 a F.10 apresentam a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado apenas os dados do modo local analisados para o MLE. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,2, ou seja, o coeficiente de ponderação da resistência é satisfatório. Ressalta-se que para o MSE e MRD a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,15 para combinação (1). Já para o MSE e MRD para combinação (2), exige um γ igual a 1,20, ou seja, o coeficiente de ponderação da resistência é satisfatório. Porém no MLE para combinação (2), exige um γ igual a 1,25 para a manutenção do mesmo nível de segurança.

Gráfico F.8 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MSE



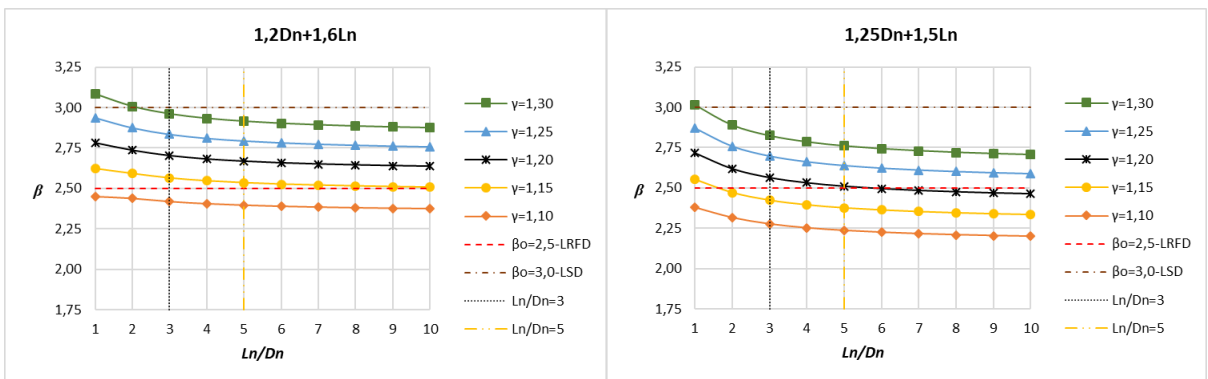
Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico F.9 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MLE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

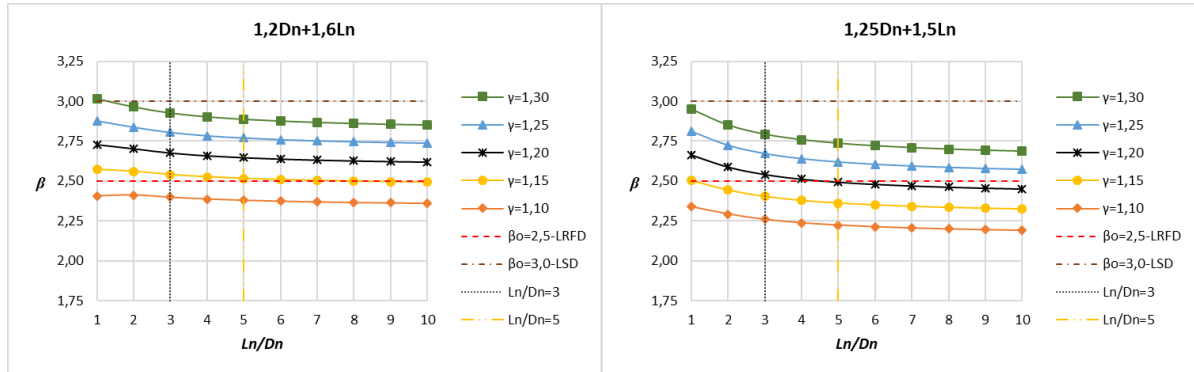
Gráfico F.10 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo local para o MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

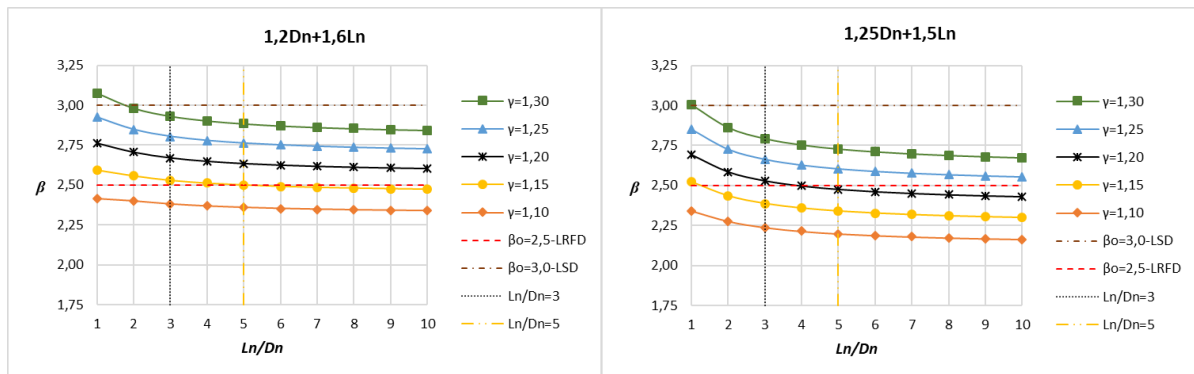
Os Gráficos F.11 e F.12 apresentam a variação dos coeficientes de ponderação da resistência com o erro do modelo baseado apenas os dados do modo distorcional analisados para o MSE, MLE e MRD. Para a combinação (1) verificou-se que a curva adequada corresponde ao coeficiente de ponderação da resistência γ de 1,15. Já para combinação (2), exige um γ igual a 1,20, ou seja, o coeficiente de ponderação da resistência é satisfatório.

Gráfico F.11 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo distorcional para o MSE



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

Gráfico F.12 – Variação dos coeficientes de ponderação da resistência para o modo distorcional para o MLE e MRD



Fonte: Elaborada pela autora com auxílio do software EXCEL®.

