

UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO ESCOLA DE MINAS DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL



OBTENÇÃO DO ÍNDICE DE CONFIABILIDADE DE LIGAÇÕES DE PERFIS FORMADOS A FRIO COM O EMPREGO DO MÉTODO FORM

ANTÔNIO ROQUE ALVES

ORIENTADORES: Prof. Dr. Marcílio Sousa da Rocha Freitas Prof. Dr. André Luís Riqueira Brandão

> Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Departamento de Engenharia Civil da Escola de Minas da Universidade Federal de Ouro Preto, como parte integrante dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Engenharia Civil, área de concentração: Construção Metálica.

Ouro Preto, dezembro de 2014.

UNIVERSIDADE LEDERAL DE OURO PRETO ESCOLA DE MINAS DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL ROGRAMA DE PONGRADINAÇÃO EM ENGENHARIA CIVIL

OUTENÇÃO DO INDICE DE CONLIABILIDADE DE LIGAÇÕES DE PERFIS FORMADOS À FRIO COM O EMPREGO DO MÉTODO FORM

INTONIO ROOUE ALVEA

(3RIENTADORES: Pool 12c Marcilio Sousa da Ecolta Freitas Fron 12c Andre Luis Riqueira Brancho

do método FORM [manuscrito] / Antôni	de perfis formados a frio com
9f.: il.: color; grafs; tabs.	o Roque Alves 2014.
dor: Prof. Dr. Marcilio Sousa da Rocha Fre	eitas.
itador: Prof. Dr. André Luis Riqueira Bran	dão.
ação (Mestrado) - Universidade Federal de OPEC. e Concentração: Construção Metálica.	Ouro Preto. Escola de
trução metalica. 2. Confiabilidade (Engeni	naria). 3. Ligações
Is. I. Freitas, Marcilio Sousa da Rocha. II. I	Brandão, André Luis
II. Universidade Federal de Ouro Preto. IV	7. Titulo.
	CDU: 624.014.2

Catalogação: www.sisbin.ufop.br

OBTENÇÃO DO ÍNDICE DE CONFIABILIDADE DE LIGAÇÕES DE PERFIS FORMADOS A FRIO COM O EMPREGO DO MÉTODO FORM

AUTOR: ANTÔNIO ROQUE ALVES

Esta dissertação foi apresentada em sessão pública e aprovada em 04 de dezembro de 2014, pela Banca Examinadora composta pelos seguintes membros:

h.s March

Prof. Marcilio Sousa da Rocha Freitas, D.Sc. - UFOP (Presidente)

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

Prof. André Teófilo Beck, Ph.D. - EESC/USP

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

"Pensar é apenas seguir, raciocinar é juntar dados, e refletir é avaliar o que vale a pena." Elan Klever

Dedico à minha querida esposa Elaine.

Agradecimentos

A Deus por sempre ter guiado meus passos para que chegassem a este momento.

Ao meu falecido pai Danilo Bento, que sempre foi um exemplo de alegria de viver, de luta e de superação e me inspirou a ser um ser humano melhor e buscar por meus objetivos de vida.

À minha mãe Maria José que sempre me colocou em primeiro lugar em sua vida, buscando sempre o melhor para mim, me dando a oportunidade de realizar os meus sonhos.

À minha família, que sempre estiveram comigo apoiando com muita paciência, compreensão e amor.

Ao meu irmão, José Maria, por todo apoio e contribuições.

Aos meus professores orientadores, André e Marcílio, pelos ensinamentos, motivação e sobretudo pela atuação compromissada.

À Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP) e ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil (PROPEC), pela oportunidade.

Resumo

Os dispositivos mais utilizados para a união de elementos estruturais em aço são os parafusos e a solda elétrica. Esses dispositivos devem ser dimensionados de acordo com o método dos estados limites, o qual se aplicam coeficientes de ponderação da resistência e coeficientes de ponderação das ações.

O objetivo deste trabalho é avaliar a confiabilidade estrutural de ligações soldadas e parafusadas em perfis formados a frio, cujos projetos seguem a norma brasileira ABNT NBR 14762 (2010). Desta forma, os métodos de confiabilidade FOSM (*First Order Second Moment*) e FORM (*First Order Reliabilty Method*) 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.

Os índices de confiabilidade foram obtidos para as mesmas combinações de ações gravitacionais e relações entre ações nominais, variável e permanente (L_n/D_n) empregadas na calibração da norma americana AISI S100 (2007). Em seguida, foram obtidos índices de confiabilidade para L_n/D_n variando de 1 a 10 e comparados com os resultados da tese de Brandão (2012), que utilizou o método FOSM. 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 inferiores ao valor alvo ($\beta_o = 3,5$). Sugere-se a calibração dos coeficientes de ponderação da resistência da norma brasileira.

Palavras chave: perfis formados a frio, índice de confiabilidade, confiabilidade estrutural, método FORM.

Abstract

Welding and bolted fastening are the two most common types of connections in steel construction. These connections shall be designed in accordance with the load and resistance factor criteria design (LRFD). In this method, separate load and resistance factors are applied to specified loads and nominal resistances to ensure that the probability of reaching a limit state is acceptably small.

The objective of this work is to evaluate the structural reliability of welded and bolted connections, based on the design equations of the brazilian code for cold-formed steel members. The First-Order Second-Moment and First-Order Reliability Methods were used to assess the reliability indices. Statistical data used for this work were obtained from the measured mechanical and sectional properties and from test-to-prediction ratios of the available experimental results.

The reliability indices were obtained for the same gravity load combination and the same live-to- dead ratio (L_n/D_n) employed in the calibration of the AISI S100 (2007). Then, reliability indices were obtained for (L_n/D_n) ratio ranging 1 from 10, and compared with the results by FOSM method, from Brandao (2012). The results showed that the reliability indices are more conservative with the lowest ratio (L_n/D_n) . It was found that the reliability indices are lower than the target reliability index ($\beta_o = 3.5$). It is suggested the calibration of the resistance factor for the brazilian code.

Keywords: cold-formed, reliability index, structural reliability, FORM method.

Sumário

AGRADECIMENTOS	IV
RESUMO	V
LISTA DE TABELAS	IX
LISTA DE SÍMBOLOS	XIII
CAPÍTULO 1	1
INTRODUÇÃO	1
1.1 GENERALIDADES	1
1.2 OBJETIVO	3
1.3 METODOLOGIA	3
1.4 Estrutura do trabalho	4
CAPÍTULO 2	6
FUNDAMENTOS DA CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	6
2.1 PROJETOS ESTRUTURAIS	6
2.2 Identificação das incertezas	7
2.3 FUNDAMENTOS DA ANÁLISE DE CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	8
2.4 NORMAS DE PROJETO ESTRUTURAL	8
2.5 Níveis de segurança	
2.6 MÉTODOS PARA ANÁLISE DA CONFIABILIDADE	
2.6.1 Problema basico da confiabilidade	
2.0.2 Ινιείουος υπαιπικός γορινίε γολιγι	10
2.7 DADOS ESTATISTICOS DO MATERIAL E PROPRIEDADES GEOMETRICAS (SEÇÃO TRANSVERSAL)	
2.9 VARIABILIDADE DO ERRO DE MODELO.	
CAPÍTULO 3	
PERFIS FORMADOS A FRIO	29
	20
3.2 MATERIAIS E FABRICAÇÃO	
3.3 CONSIDERAÇÕES DE PROJETO	
3.5 DREVISÕES TEÓRICAS RASEADAS NAS NORMAS ARNT NER 14762 (2010) E AISI S100 (2007)	
3.5.1 Ligações soldadas	
3.5.2 Ligações parafusadas	
3.5.3 Ligações com parafusos auto-atarraxantes	
CAPÍTULO 4	45
ERRO DE MODELO	45
4.1 VISÃO GERAL SOBRE O BANCO DE DADOS EXPERIMENTAIS	45
4.2 LIGAÇÕES SOLDADAS	
4.3 LIGAÇÕES PARAFUSADAS	
4.4 LIGAÇÕES COM PARAFUSOS AUTO-ATARRAXANTES	53
CAPÍTULO 5	56
ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	56
5.1 INTRODUÇÃO	
5.2 Função estado-limite	
5.5 Ligações soldadas	59

5.6 LIGAÇÕES PARAFUSADAS	65
5.6.1 Pressão de contato (esmagamento) com a consideração da deformação do furo.	
5.6.2 Pressão de contato (esmagamento) sem a consideração da deformação do furo.	
5.6.3 Rasgamento entre furo e borda	
5.7 LIGAÇÕES COM PARAFUSOS AUTO-ATARRAXANTES	
5.7.1 Força de cisalhamento resistente de cálculo	
5.7.2 Força de tração resistente de cálculo	
CAPÍTULO 6	82
CONCLUSÕES	82
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	86

Lista de Tabelas

Tabela 1.1 – Seleção dos estados limites da NBR 14762 (2010)4
Tabela 2.1 – Estados-limites típicos para estruturas8
Tabela 2.2 – Dados estatísticos para os estados limites estudados (adaptado: Hsiao, 1989; ABNT NBR 14762 e
2010; AISI S100, 2007)
Tabela 2.3 – Estatísticas das ações consideradas (Galambos et al., 1982)
Tabela 3.1 – Fator de contato, C (adaptado: AISI S100, 2007)41
Tabela 3.2 – Fator de modificação, m _f , para o tipo de ligação por contato (adaptado: AISI S100, 2007)
Tabela 4.1 – Grupos de dados experimentais de ligações soldadas47
Tabela 4.2 – Grupos de dados estatísticos de ligações soldadas
Tabela 4.3 – Grupos de dados experimentais de ligações parafusadas
Tabela 4.4 – Pressão de contato (esmagamento) com a consideração da deformação do furo
Tabela 4.5 – Pressão de contato (esmagamento) sem a consideração da deformação do furo
Tabela 4.6 – Rasgamento entre furo e borda
Tabela 4.7 – Grupos de dados experimentais de ligações com parafusos auto-atarraxantes
Tabela 4.8 – Grupos de dados estatísticos de ligações com parafusos auto-atarraxantes
Tabela 5.1— Fluxograma de entrada de dados para cálculo do índice de confiabilidade
Tabela 5.2 – Estado-limite último de ruptura do metal-base 59
Tabela 5.3 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para ligações soldadas60
Tabela 5.4 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade eta para EPF66
Tabela 5.5 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade eta para EPF (chapas)69
Tabela 5.6 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade eta para rasgamento entre furo e borda 71
Tabela 5.7 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para força de cisalhamento (PAA) 78
Tabela 5.8 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para força de tração (PAA)

Lista de Figuras

Figura 2.1 – Evolução do peso de uma estrutura ao longo do tempo9
Figura 2.2 – Função densidade de probabilidade f _R (r) e f _Q (q) (Ang e Tang, 1984)12
Figura 2.3 – Ilustração do conceito de estado-limite (Ang e Tang, 1984)14
Figura 2.4 – Classificação dos métodos de análise de confiabilidade (Brandão, 2012)15
Figura 2.5 – Definição do índice de confiabilidade $ eta$ (Ang e Tang, 1984)18
Figura 2.6 – Representação gráfica do método FORM (Hasofer e Lind, 1974)19
Figura 2.7 – Histograma do erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente (Fonte: software
EasyFit 5.2 standard)
Figura 3.1 – Alguns tipos de seções transversais de perfis formados a frio30
Figura 3.2 – Processo de fabricação das chapas metálicas31
Figura 3.3 – Roletes utilizados na conformação de perfis (Moliterno, 1998)32
Figura 3.4 – Distribuição de tensões residuais em chapas (Brandão, 2012)33
Figura 3.5 – Gráfico de encruamento (adaptado: AISI S100, 2007)34
Figura 3.6 – Solda de filete em superfícies planas (ABNT NBR 14762, 2010)36
Figura 3.7 – Solda de filete em superfícies curvas (adaptado: ABNT NBR 14762, 2010)
Figura 3.8 – Dimensões para cálculo da resistência ao rasgamento do metal-base (adaptado: ABNT NBR 14762,
2010)
Figura 4.1 – Orientação do carregamento aplicado e detalhe da solda na extremidade da placa de carregamento
(Zhao <i>et al.,</i> 1999)46
Figura 4.2 – Configurações das ligações soldadas ensaiadas por Teh e Hancock (2005)47
Figura 4.3 – Histogramas da variável erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente a soldas de
filete em superfícies planas (Fonte: software EasyFit 5.2 standard)48
Figura 4.4 – Histogramas da variável erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente a soldas de
filete em superfícies curvas (Fonte: <i>software EasyFit 5.2 standard</i>)48
Figura 4.5 – Esmagamento da parede do furo em ensaio de Maiola (2004)51
Figura 4.6 – Falha por rasgamento entre furo e borda da amostra SS-118-A307 (Rogers e Hancock, 1997)51
Figura 4.7 – Falha por esmagamento do furo/inclinação excessiva (tilting) em ligação com 4 parafusos dispostos
em "quadrado" (Rogers e Hancock, 1997)53
Figura 4.8 – Modos de falha observado em ligações com parafusos auto-atarraxantes
Figura 5.1 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas,
solicitação paralela ao eixo da solda, <i>L/t</i> < 2560
Figura 5.2 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas,
solicitação paralela ao eixo da solda, $L/t \ge 25$
Figura 5.3 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas,
solicitação normal ao eixo61

Figura 5.4 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies curvas,
solicitação normal ao eixo da solda62
Figura 5.5 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies curvas,
solicitação paralela ao eixo da solda62
Figura 5.6 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao
eixo da solda, <i>L/t</i> < 2563
Figura 5.7 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao
eixo da solda, L/t \geq 2563
Figura 5.8 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação normal ao
eixo64
Figura 5.9 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies curvas, solicitação normal ao
eixo da solda64
Figura 5.10 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies curvas, solicitação paralela ao
eixo da solda65
Figura 5.11 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em chapas com uso de
arruelas (Maiola)67
Figura 5.12 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em chapas sem uso de
arruelas (Maiola)67
Figura 5.13 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em chapas EPF com ou
sem uso de arruelas
Figura 5.14 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em cantoneiras
Figura 5.15 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em perfis U
Figura 5.16 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em cantoneiras e perfis69
Figura 5.17 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF com uso de arruela (CS)70
Figura 5.18 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF sem uso de arruela (CS)70
Figura 5.19 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando RFB (CS)71
Figura 5.20 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando RFB (CD)72
Figura 5.21 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com uso de arruelas
Figura 5.22 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF sem uso de arruelas
Figura 5.23 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com ou sem uso de arruelas
Figura 5.24 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (cantoneiras)74
Figura 5.25 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (perfis U)75
Figura 5.26 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (cantoneiras e perfis U)
Figura 5.27 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com uso de arruelas (CS)
Figura 5.28 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF sem uso de arruelas (CS)
Figura 5.29 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com ou sem uso de arruelas
Figura 5.30 – Índices de confiabilidade obtidos para RFB (CS e CD)77
Eigura E 21 Configurates de sensibilidade para ligenãos com DAA considerando asmagamento/tilting 79

Figura 5.32 – Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA considerando esmagamneto/tilting	79
Figura 5.33 – Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA para o caso <i>pull-out</i>	80
Figura 5.34 – Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA para o caso <i>pull-over</i>	80
Figura 5.35 – Índices de confiabilidade obtidos para <i>pull-out</i>	81
Figura 5.36 – Índices de confiabilidade obtidos para <i>pull-over</i>	81

Lista de Símbolos

D

Letras Romanas Maiúsculas:

- ação permanente, dead load - distância da superfície de falha à origem no espaço das variáveis reduzidas - largura nominal do enrijecedor de borda D_m - valor médio da ação permanente D_n - ação permanente nominal Ε - módulo de elasticidade transversal do aço E_m - média do módulo de elasticidade transversal do aço E(X)- valor esperado de X $F_{a,Rd}$ - força de tração resistente de cálculo, associada ao arrancamento do parafuso - força de cisalhamento resistente de cálculo por parafuso, associada à resistência do $F_{c,Rd}$ metal-base Fteo - força resistente teórica - força resistente obtida experimentalmente F_{exp} $F_R(q)$ - função de distribuição cumulativa da variável R no ponto q - força resistente de cálculo, em geral F_{Rd} F - variável aleatória fator fabricação F_m - média do fator fabricação Ι - fator de importância ou coeficiente de sensibilidade L - ação variável - comprimento do filete de solda - comprimento da ligação - ação variável nominal L_n N_{t.Rd} - força axial de tração resistente de cálculo М - variável aleatória fator material - média do fator material M_m Р - variável aleatória erro de modelo P_m - média do erro de modelo P_f - probabilidade de falha Q - ações estruturais devido às cargas aplicadas
- valor médio da variável Q Q_m

R - resistência

 R_m - valor médio da variável R

R_n - resistência nominal

VAR(X)- variância de X

- *V_P* coeficiente de variação do erro de modelo
- *V_M* coeficiente de variação do fator material
- *V_F* coeficiente de variação do fator fabricação
- V_R coeficiente de variação da variável Q
- *V_R* coeficiente de variação da variável *R*
- \underline{X} vetor das variáveis básicas de projeto $X_1, X_2, \dots X_n$
- \underline{X}^* ponto de projeto no espaço das variáveis originais
- *Y_i* variável aleatória reduzida

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
- *c* coeficiente determinístico
 - comprimento, na direção longitudinal da barra, de atuação da força concentrada
- d_f dimensão do furo na direção perpendicular à solicitação
- *d* diâmetro nominal do parafuso
- *d_h* diâmetro da cabeça ou do flange do parafuso auto-atarraxante
- d_w diâmetro da arruela do parafuso auto-atarraxante
- *d_{we}* diâmetro efetivo associado ao rasgamento do metal-base (*pull-over*)
- *e* distância, na direção da força, do centro do furo-padrão à borda mais próxima do

furo adjacente ou à extremidade do elemento conectado

- base do logaritmo natural, igual a 2,718...
- *e*₁; *e*₂ distâncias do centro dos furos de extremidade às respectivas bordas, na direção perpendicular à solicitação
- f_u resistência à ruptura do aço na tração

- f_{ul} resistência à ruptura na tração do elemento conectado em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso auto-atarraxante
- f_{u2} resistência à ruptura na tração do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso auto-atarraxante
- f_w resistência à ruptura da solda
- 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 de 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
- $f_Q(q)$ função densidade de probabilidade da variável Q
- $g(\underline{X})$ função de desempenho
- *g* espaçamento dos parafusos na direção perpendicular à solicitação
 - distância entre os parafusos ou soldas na direção perpendicular ao eixo da barra
- *h* largura da alma (altura da parte plana da alma)
 - dimensão do enrijecedor em ligações com solda de filete em superfície curva
- ln logaritmo natural
- m_f é o fator de modificação para o tipo de ligação por contato empregado no cálculo da força resistente ao esmagamento em ligações parafusadas
- *n* número de ensaios
- n_f quantidade de furos contidos na linha de ruptura analisada
- *n*_{par} quantidade de parafusos
- *r*_e raio externo de dobramento
- *r_i* raio interno de dobramento
- *s* espaçamento dos parafusos na direção da solicitação
- *t* espessura da chapa ou do elemento
 - menor espessura da parte conectada
- *t_c* profundidade de penetração do parafuso auto-atarraxante
- *t_{ef}* dimensão efetiva (garganta efetiva) da solda de penetração ou de filete
- t_w espessura da arruela
- *t*₁ espessura do elemento conectado em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso auto-atarraxante

espessura do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso auto-atarraxante

w₁; w₂ - pernas do filete de solda em superfícies planas

- *x* excentricidade da ligação
- x^* coordenada no espaço original
- *z* ponto de projeto no espaço gaussiano padrão

Letras Gregas Maiúsculas

 $\Phi()$ - função de distribuição acumulada da variável normal padrão

Σ - somatório

Letras Gregas Minúsculas

- *α_i* co-seno diretor em relação ao eixo coordenado Z_i
- α_e coeficiente empregado no cálculo da força resistente ao esmagamento em ligações parafusadas
- β índice de confiabilidade
- β_o índice de confiabilidade alvo
- γ coeficiente de ponderação da resistência
- γ_D coeficiente de ponderação da ação permanente
- γ_L coeficiente de ponderação da ação variável
- $\phi()$ função de distribuição normal padrão
- ϕ coeficiente de ponderação da resistência da norma americana
- ξ parâmetro de localização da distribuição log-normal
- 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*
- $\mu_{ln(R/Q)}$ valor médio da variável $\ln(R/Q)$
- σ desvio padrão
- 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

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
ASTM	– American Society for Testing and Materials
FORM	– First Order Reliability Method
FOSM	– First Order Second Moment
LQI	– Life Quality Index
LRFD	– Load and Resistence Factor Design
LSD	– Limit State Design
MVFOSM	- Mean value First order Second moment Method
NBR	– Norma Brasileira Registrada
PAA	 Parafusos auto-atarraxantes
SORM	– Second Order Reliability Method

Capítulo 1

Introdução

1.1 Generalidades

Quando se projeta uma estrutura, o engenheiro se depara com incertezas associadas aos materiais, às ações a que a mesma estará submetida e incertezas de modelos teóricos e de execução. A maneira mais simples, adotada nas normas de projeto estrutural, de tratar as incertezas é adotar coeficientes de segurança que visam criar margens de segurança e assim "controlar" o risco de falha estrutural.

Até meados da década de 1970, os critérios normativos de projeto eram baseados no princípio das tensões admissíveis, onde um único coeficiente de segurança global era utilizado. Esse coeficiente era ajustado ao longo dos anos num processo de tentativa e erro com base nas experiências anteriores.

No final dos anos 1960 e início de 1970, colocou-se a eficiência das normas de segurança baseadas no método das tensões admissíveis em dúvida. Nessa mesma época, foram realizados vários estudos para o desenvolvimento de uma nova metodologia de avaliação da segurança.

Nesse período, Ellingwood liderou o desenvolvimento de um novo formado para as normas americanas, baseado no método dos estados-limites. Os critérios contidos nesse novo formato eram simples, pois consideravam que a falha estrutural acontecia quando ultrapassada uma condição limite, escrita em termos das variáveis resistência *R* e solitação *S*. Nesse formato, 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. O novo formato adotado nas normas americanas passou a ser conhecido como LRFD (*Load and Resistance Factor Design*).

Alguns trabalhos relacionados a aplicação da teoria de confiabilidade estrutural em normas de projeto de estruturas metálicas têm sido desenvolvidos no Brasil. Alguns mais diretamente relacionados a este trabalho são Santos (2000), Castanheira (2004), Bolandim (2011) e Brandão (2012) que analisam diferentes aspectos da utilização da teoria da confiabilidade a estruturas de aço.

Santos (2000) desenvolveu um trabalho sobre a confiabilidade na flexão de vigas de perfis I soldados, segundo a norma brasileira ABNT NBR 8800 (2008) "Projeto e Execução de Estruturas de Aço de Edifícios". Foi utilizada a técnica de simulação numérica de Monte Carlo com Amostragem por Importância Adaptativa, fazendo uma análise qualitativa da variabilidade para um mesmo critério de dimensionamento (função de estado-limite). Também foi apresentada uma metodologia prática para uniformização da confiabilidade, permitindo o cálculo do coeficiente de resistência ϕ em função de um índice de confiabilidade preestabelecido.

Castanheira (2004) analisou a confiabilidade de perfis laminados para a mesma situação abordada por Santos (2000). Foram utilizados dois métodos de confiabilidade: método FORM e simulação de Monte Carlo. Os resultados de ambos foram semelhantes, e compatíveis com os resultados obtidos por Santos (2000).

Bolandim (2011) investigou modelos analíticos de previsão de força de tração resistente para ligações parafusadas em chapas finas e perfis formados a frio, de acordo com quatro especificações de projeto, incluindo a ABNT NBR 14762 (2010).

Brandão (2012) utilizou um procedimento para análise da confiabilidade estrutural de elementos de barras e ligações de perfis formados a frio, para vários estados limites, abordados em alguns códigos de projeto. Foram calculados índices de confiabilidade, coeficientes de ponderação da resistência com o emprego do método FOSM (*First Order Second Moment*) que é um método de confiabilidade de primeira ordem e segundo momento. Brandão analisou 2495 resultados de ensaios experimentais obtidos de vários pesquisadores para obtenção das estatísticas da relação entre a resistência medida ou ensaiada e a prevista pelas equações de projeto.

No Brasil, a introdução do método dos estados limites no projeto de estruturas metálicas ocorreu com a norma NBR 8800 (1986) na década de 1980. Depois houve a publicação da norma brasileira NBR 14762 (2001) – *Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio*, que, baseada no método dos estados limites, estabeleceu princípios gerais para o dimensionamento de perfis estruturais de aço formados a frio, constituídos por chapas ou tiras de aço-carbono ou aço de baixa liga, com espessura máxima igual a 8 mm, conectados por parafusos ou soldas e destinados a estruturas de edifícios. Em 2010 passou a vigorar uma revisão desta norma com a denominação de ABNT NBR 14762 (2010).

1.2 Objetivo

O objetivo deste trabalho é fazer a avaliação dos índices de confiabilidade de ligações de perfis formados a frio projetadas segundo a norma brasileira ABNT NBR 14762 (2010). Dessa forma, foram calculados esses índices com o emprego dos métodos de confiabilidade de primeira ordem e segundo momento (FOSM – *First Order Second Moment*) e de primeira ordem FORM (*First Order Reability Method*). Os dados para obtenção desses índices incluem os parâmetros estatísticos das variáveis aleatórias envolvidas, o nível de confiabilidade requerido, as relações entre as ações permanente e variável, além das combinações de ações. As combinações de ações foram obtidas das normas americana e brasileira: $1,2D_n + 1,6L_n$ (AISI-LRFD, 2007) e $1,25D_n + 1,5L_n$ (AISI-LSD, 2007 e NBR 14762, 2010).

1.3 Metodologia

Para atingir os objetivos deste trabalho, primeiramente foram levantados conjuntos experimentais para ligações de diversos autores conforme os estados limites apresentados na tabela 1.1. Para cada um dos protótipos dos ensaios foram utilizados os cálculos do erro de modelo, *P*, que corresponde à razão entre forças resistentes experimentais e teóricas, da tese de Brandão (2012). Para as ligações estudadas foram obtidos os parâmetros estatísticos para a variável erro de modelo, ou seja, a média, o desvio padrão e o tipo de distribuição de probabilidade que melhor represente essa variável.

Os parâmetros estatísticos que representam incertezas do material, geométricas e das ações foram obtidos de Hsiao (1989), além da norma brasileira NBR 14762, 2010.

Em seguida foi empregado o método de confiabilidade FORM para obtenção dos índices de confiabilidade, β , em função de coeficientes de ponderação da resistência, γ , definidos pela norma brasileira.

É importante ressaltar que as combinações de ações foram obtidas das normas americana e brasileira: Combinação (1) $1,2D_n + 1,6L_n$ e combinação (2) $1,25D_n + 1,5L_n$. Os resultados foram comparados com o índice de confiabilidade alvo, $\beta_0 = 3,5$, da calibração da norma americana (AISI-LRFD, 2007).

Item da norma	Modo de falha	Y
10.2	Ligações soldadas	
10.2.3	Soldas de filete em superfícies planas	
10.2.3 (a)	Ruptura do metal-base: solicitação paralela ao eixo da solda	
	- para L/t<25	1,65
	- para L/t≥25	2,00
10.2.3 (b)	Ruptura do metal-base: solicitação normal ao eixo da solda	1,55
10.2.4	Soldas de filete em superfícies curvas	
10.2.4 (a)	Ruptura do metal-base: solicitação normal ao eixo da solda	1,65
10.2.4 (b)	Ruptura do metal-base: solicitação paralela ao eixo da solda	1,80
10.3	Ligações parafusadas	
10.3.4	Rasgamento entre furos ou entre furo e borda	1,45
10.3.5	Pressão de contato (esmagamento)	1,55
10.5	Ligações com parafusos auto-atarraxantes	
10.5.2	Força de cisalhamento resistente de cálculo	
10.5.2.1	Resistência do metal-base	2.00
10.5.3	Força de tração resistente de cálculo	,
10.5.3.1	Resistência ao rasgamento do metal-base (pull-out)	2,00
10.5.3.2	Resistência ao rasgamento do metal-base (pull-over)	2,00

Tabela 1.1 - Seleção dos estados limites da NBR 14762 (2010)

1.4 Estrutura do trabalho

Este trabalho está dividido em 6 capítulos. Neste capítulo 1 é apresentada uma visão geral do trabalho desenvolvido incluindo o objetivo e a metodologia adotada.

O capítulo 2 apresenta uma introdução ao assunto confiabilidade estrutural, incluindo teoria e métodos de análise da confiabilidade, Método das tensões admissíveis, Método dos estados limites, métodos de primeira e de segunda ordem. Nesse capítulo são apresentadas as estatísticas das variáveis aleatórias básicas do material, propriedades geométricas e ações. As informações básicas apresentadas são a estimativa da média e coeficientes de variação de cada variável.

O capítulo 3 apresenta algumas considerações sobre perfis formados a frio com um breve histórico sobre o desenvolvimento das normas de projeto. Em seguida são apresentadas as previsões de cálculo baseadas na ABNT NBR 14762 (2010) e AISI S100 (2007), relativas ao dimensionamento de ligações, conforme os estados limites de ligações soldadas, ligações parafusadas e ligações com parafusos auto-atarraxantes.

No capítulo 4 são apresentados uma visão geral sobre o banco de dados com as informações estatísticas para a variável, *P*, erro de modelo e os programas experimentais utilizados na análise de confiabilidade.

O capítulo 5 trata da obtenção e análise dos índices de confiabilidade e dos coeficientes de sensibilidade de ligações de perfis formado a frio, projetadas segundo a NBR 14762 (2010). São apresentados os resultados das estatíticas do erro de modelo, ou seja, a estimativa da média e coeficientes de variação de cada variável e a respectiva distribuição de probabilidade. Também é feita uma comparação entre os métodos FOSM e FORM para cada estado-limite estudado.

No último capítulo são apresentadas as principais conclusões obtidas neste trabalho.

Capítulo 2

Fundamentos da Confiabilidade Estrutural

2.1 Projetos estruturais

As estruturas devem fornecer boas condições de utilização e funcionamento e é claro segurança. Falar em segurança é dizer que a estrutura não irá falhar ou romper-se durante sua vida útil, evitando acidentes e prejuízo econômico.

O estudo da confiabilidade estrutural consiste na análise da probabilidade de violação de um estado-limite de um dado sistema estrutural. Isso inclui tanto a segurança contra a falha estrutural, quanto a diminuição da eficiência de parte da estrutura. A situação limite relativa ao colapso da estrutura é denominada de estado-limite último. Quanto à disfunção no uso da estrutura denomina-se estado-limite de utilização. Após definição dos estados-limites para o projeto, deve-se definir o nível de segurança com respeito a esses estados. A identificação das incertezas existentes no projeto é o passo inicial no processo dos cálculos e dimensionamentos.

Assim, o dimensionamento e a execução das estruturas devem ser feitas de forma racional utilizando as normas técnicas com objetivo de atender os requisitos de segurança, economia e desempenho da estrutura projetada. Entretanto, várias incertezas aparecem no dimensionamento de uma estrutura como, por exemplo, no dos perfis formados a frio (PFF), a resistência ao escoamento do aço, o módulo de elasticidade do material, o comprimento das barras, entre outros. Consequentemente, a segurança só pode ser estabelecida em termos probabilísticos.

O projeto estrutural é a técnica de criar uma estrutura que desempenhe sua função satisfatoriamente. Os engenheiros frequentemente dimensionam estruturas conservadoras, por meio da aplicação de coeficientes de segurança ou fatores de sobrecarga. Na prática, os coeficientes de segurança são definidos por normas de projeto e representam o conhecimento e experiência de muitos engenheiros ao longo da história. Falhas acontecem, podendo até serem catastróficas. Também é comum encontrarmos estruturas que são superdimensionadas e onerosas.

O principal objetivo de um projeto estrutural é garantir os requisitos básicos que são custo, segurança, durabilidade e minimização dos impactos ambientais. Vale destacar que a

segurança é o mais importante desses requisitos, pois uma eventual perda de vidas não pode ser compensada em um evento catastrófico. O custo de manutenção é também muito importante, porque uma estrutura com problemas no projeto pode ocasionar excessos de manutenção.

2.2 Identificação das incertezas

Após a escolha dos estados limites a serem adotados no projeto e especificar o nível de segurança devemos identificar as incertezas presentes nesse projeto.

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. As incertezas qualitativas aparecem devido a fatores que são difíceis de quantificar, como a definição dos parâmetros relevante no desempenho, deterioração dos materiais, habilidades e experiência da mão de obra (operários e engenheiros), impactos ambientais, fatores humanos, condições das estruturas existentes, entre outras.

A definição de todas as incertezas envolvidas em projeto estrutural é praticamente impossível. Apesar desta limitação, existem várias maneiras de se classificar os tipos de incertezas.

Segundo Bulleit (2008), podemos classificar as incertezas devido ao:

- a) Tempo: Incerteza na previsão de qual carga a estrutura irá suportar ou qual era a resistência do material.
- b) Limites estatísticos: Às vezes não é possível obter dados estatísticos suficientes pra determinação dos parâmetros da variável em estudo;
- c) Limites do modelo: O modelo estrutural adotado na análise não é perfeito;
- d) Aleatoriedade: As propriedades estruturais não são simples números e variam em determinada faixa (módulo de elasticidade, por exemplo), pois são variáveis aleatórias;
- e) Erro humano: Muitas vezes são cometidos erros durante a fase de projeto ou construção.

2.3 Fundamentos da análise de confiabilidade estrutural

Quando uma estrutura é submetida a um conjunto de cargas, ela irá se comportar de uma forma que depende do tipo e intensidade das cargas e da resistência da estrutura. Os requisitos para que o desempenho da estrutura seja satisfatório podem incluir a segurança em relação ao colapso da estrutura, ou danos até um certo limite (deflexões máximas, por exemplo). Cada um dos requisitos pode ser considerado um estado-limite. A violação de um estado-limite pode ser definida como o ponto em que se atinge uma condição inadequada da estrutura.

Alguns estados-limites estão exemplificados na tabela 2.1.

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, aparência, conforto do usuário e boa utilização da estrutura Vibrações excessivas

Tabela 2.1 – Estados-limites típicos para estruturas

A análise de confiabilidade estrutural teve Freudenthal (1947) como um dos seus primeiros formuladores nos Estados Unidos. Na última década, houve grandes contribuições para o avanço do campo da segurança estrutural, utilizando na maioria das vezes, a teoria da probabilidade, análise de decisões e outros métodos relacionados. A teoria da probabilidade é uma das bases lógicas para tratarmos as incertezas do sistema.

2.4 Normas de projeto estrutural

As normas de projeto têm como finalidade fornecer as condições mínimas para uma estrutura segura. Sua evolução se dá de acordo ao conhecimento disponível, baseando-se em experiências e calibrando-se através dos sucessos e fracassos. Espera-se que as normas de cálculo forneçam as exigências mínimas para estruturas seguras.

A evolução esquemática das normas de cálculo é ilustrada na figura 2.1, onde o peso da estrutura, refletindo um aspecto do custo da construção, é relacionado com o tempo. Quando

uma certa classe de estruturas é usada pela primeira vez, ela em geral resulta pesada, pois há falta de experiência e confiança. Se experiências bem sucedidas são conseguidas, os calculistas ficam mais confiantes e o peso tende a cair. Esta tendência às vezes continua até ocorrer uma falha. Em reação, as exigências sobre projeto aumentam novamente, muitas vezes mais do que o necessário. O peso eventualmente decresce gradualmente até que um nível de cálculo satisfatório, testado com o tempo, seja alcançado.

O processo descrito pelo esquema da figura 2.1 é lento, caro e algumas vezes até mesmo trágico. Muitas pesquisas realizadas em cálculo probabilístico têm-se focalizado no alívio destas demoras e no desenvolvimento de esquemas de calibração de normas que permitam uma otimização mais rápida.



Figura 2.1 – Evolução do peso de uma estrutura ao longo do tempo (Castro, 1997)

Uma norma de projeto estrutural é uma referência a partir da qual todas as estruturas de um mesmo tipo são tratadas. Na fase de projeto, a norma faz o papel de regulador para assegurar que todas as estruturas daquela população de edificações obedeçam aos mesmos critérios adotados. A verificação da conformidade com a norma é um trabalho árduo, porém necessário.

Uma norma de projeto é usada como uma ferramenta de previsão, no sentido em que o projetista, seguindo as prescrições contidas nessa norma, possa esperar que a estrutura resultante seja suficientemente segura e útil, durante o período de vida útil esperado. Entretanto, durante a fase de projeto, alguns problemas não são conhecidos com qualquer grau de certeza e apenas podem ser estimados. A maneira como uma norma é estruturada para incorporar estas

incertezas afetará a utilidade esperada para qualquer estrutura projetada segundo seus critérios (Melchers, 1999).

Durante a década de 1960 surgiram diversos estudos para o cálculo em estados limites e a ideia de que os parâmetros de cálculo podem ser racionalmente quantificados através da teoria da probabilidade. A análise probabilística aplicada em confiabilidade estrutural é composta por atividades relacionadas e distintas.

Do ponto de vista científico, é importante uma abordagem mais detalhada para uma boa quantificação da segurança nas estruturas, o que pode ser feito através da teoria da confiabilidade.

2.5 Níveis de segurança

Devido às diversas maneiras de combinar os modelos de confiabilidade estrutural e adequá-las a um tipo de dimensionamento, as formas de introdução de critérios de segurança são classificadas em níveis, de acordo com a quantidade de informações usadas e disponíveis sobre o problema estrutural.

Os métodos que usam o formato das "tensões admissíveis" são chamados *métodos do nível 0*. No método das tensões admissíveis todas as ações são tratadas similarmente e as tensões elásticas são reduzidas por um fator de segurança.

Os métodos que empregam um valor característico para cada valor "incerto" são chamados *métodos do nível I*. Correspondem aos formatos do tipo método dos estados limites. O método dos estados limites também é conhecido como método semi-probabilistico.

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) são chamados *métodos do nível II*. O método FOSM é um exemplo de método do nível II.

Os métodos de confiabilidade que empregam a probabilidade de falha da estrutura ou componente estrutural como medida de sua confiabilidade, nos quais a função densidade de probabilidade das variáveis básicas é requerida, são chamados *métodos do nível III*. O método FORM é um exemplo de método desse nível.

Os métodos de confiabilidade que envolvem elementos de confiabilidade e otimização (minimização do custo total e maximização do benefício auferido ao longo da vida útil da estrutura) são chamados *métodos do nível IV*. A abordagem probabilística do problema da segurança estrutural combinada com processos de otimização é considerado um grande avanço para a engenharia.

Os métodos que incorporam o conceito do índice de qualidade de vida, conhecido do inglês como *Life Quality Index* (LQI) são chamados *métodos do nível V*. O índice de qualidade de vida pode ser deduzido rigorosamente a partir de conceitos econômicos e do bem estar humano. Tal índice pode ser utilizado de forma objetiva na determinação de metas nacionais no gerenciamento de riscos e na alocação de recursos escassos na diminuição de riscos.

O princípio de um método é um ajuste em termos daquele método de nível mais elevado. Então um método de nível I pode ser ajustado no nível II, no qual ele fornece um índice de confiabilidade que é próximo a um valor objetivo. Os parâmetros do método são determinados por calibração para aproximar o nível mais elevado. Os métodos do nível I nas novas normas de dimensionamento são rotineiramente calibrados pelos métodos do nível II ou nível III (Madsen *et al.*, 1986).

2.6 Métodos para análise da confiabilidade

2.6.1 Problema básico da confiabilidade

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

Entretanto, realizar essa tarefa não é fácil, pois as existências de incertezas nas ações, nas propriedades mecânicas dos materiais, nas propriedades geométricas dos elementos estruturais, dentre outras contribuem para que exista uma possibilidade de que a estrutura venha a não atender aos requisitos mínimos de segurança, para os quais ela fora projetada. A figura 2.2 mostra 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. Os parâmetros dessas variáveis aleatórias são suas médias, $\mu_Q e \mu_R$, e os seus respectivos desvios padrão, σ_Q e σ_R . Suas correspondentes funções densidade de probabilidade podem ser representadas por $f_Q(q) e f_R(r)$. A probabilidade de falha depende essencialmente de três fatores: 1. *Posição relativa das duas curvas*: à medida que as duas curvas se distanciam, reduzindo a área de interseção, a probabilidade de falha diminui. As posições relativas das duas curvas são representadas pelas médias $\mu_Q e \mu_R$ das duas variáveis;

2. A dispersão das duas curvas: se as duas curvas forem estreitas, a área de sobreposição e a probabilidade de falha também são pequenas. A dispersão é caracterizada pelos desvios padrões σ_Q e σ_R das duas variáveis. Assim, quanto maior for a qualidade dos materiais empregados na obra, bem como a habilidade da mão de obra executora, menores serão os desvios padrões e, consequentemente, as curvas serão mais delgadas e a área de sobreposição será reduzida;

3. As formas das duas curvas: as formas podem ser representadas pelas funções densidade de probabilidades $f_Q(q) e f_R(r)$.



Figura 2.2 – Função densidade de probabilidade $f_R(r)$ e $f_Q(q)$ (Ang e Tang, 1984)

O objetivo de um projeto seguro em procedimentos determinísticos pode ser alcançado selecionando-se as variáveis de projeto de forma que a área de interseção das duas curvas seja a menor possível. A abordagem convencional atinge esse objetivo deslocando as posições das curvas por meio de coeficientes de segurança. Evidentemente, isso implica em um aumento de custo. Uma abordagem mais racional deveria calcular a probabilidade de falha levando em conta os três fatores descritos acima e selecionando as variáveis de projeto de forma que um risco *aceitável* seja atingido. Este é o fundamento do conceito de projeto baseado em probabilidade.

A análise de confiabilidade tem que garantir o evento (R > Q) durante toda a vida útil da estrutura. Essa garantia só é possível em termos probabilísticos P(R > Q). Essa probalilidade indica a medida real da confiabilidade do sistema. Vale destacar que a probalidade do evento complementar (R < Q) é a correspondente medida da falha do sistema.

Pode-se exprimir a probabilidade de falha por:

$$P_f = P(falha) = P(R < Q) \tag{2.1}$$

Essa probabilidade pode ser calculada pela integração da função densidade de probabilidade conjunta $f_{req.}(\mathbf{r},q)$ das variáveis aleatórias envolvidas. No caso de variáveis aleatórias independentes tem-se:

$$P_f = \int_0^\infty \left[\int_0^q f_R(r) dr \right] f_Q(q) dq = \int_0^\infty F_R(q) f_Q(q) dq$$
(2.2)

onde $F_R(q)$ é a função distribuição acumulada de R avaliada no ponto q. A equação (2.2) estabelece que 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 verossimilhanças representadas pela função densidade de Q. A equação (2.2) é a equação básica do conceito de projeto baseado em uma análise probabilística.

Uma das dificuldades na aplicação da equação (2.2) é o fato de que nem sempre a distribuição acumulada de R ou a função densidade de Q são disponíveis em forma explícita.

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. Assim, no lugar das variáveis Q e R haverá um vetor de variáveis básicas \underline{X} , composto pelas variáveis aleatórias Xi e é necessário conhecer as relações funcionais entre as variáveis que correspondem a um determinado critério de desempenho.

Matematicamente, essa relação é a chamada *função desempenho*, que pode ser escrita como:

$$g(\underline{X}) = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$$
(2.3)

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

A chamada *superfície de falha*, ou função de estado-limite de interesse, pode ser definida no estado-limite no qual $g(\underline{X}) = 0$. 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 2.3 estão esquematizados o estado-limite e as regiões seguras e de falha, onde, por simplicidade, X_1 e X_2 são as duas variáveis aleatórias consideradas no projeto. Tem-se a função de densidade de probabilidade conjunta e suas curvas de nível projetada da superfície de $f_x(\mathbf{X})$ no plano X_1X_2 . Todos os pontos contidos numa mesma curva de nível possuem o mesmo valor de $f_x(\mathbf{X})$, ou seja, a mesma densidade de probabilidade.



Figura 2.3 - Ilustração do conceito de estado-limite

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

Usando a equação (2.3), pode-se estabelecer que a falha ocorre quando $g(\underline{X}) < 0$. Portanto, a probabilidade de falha p_f é dada pela integral:

$$p_{f} = \int \dots \int_{g(\underline{\mathbf{X}}) < 0} f_{X}(x_{1}, x_{2}, \dots, x_{3}) dx_{1} dx_{2} \dots dx_{n}$$
(2.4)

onde $f_X(x_1, x_2, ..., x_3)$ é a função densidade conjunta para as variáveis básicas $X_1, X_2, ..., X_n$ e a integração é realizada na região de falha, isto é, onde $g(\underline{X}) < 0$. Se as variáveis básicas forem estatisticamente independentes, a distribuição conjunta pode ser substituída pelo produto das funções densidade individuais na integral.

A equação (2.4) é uma representação mais geral da equação (2.2). O cálculo de p_f pela equação (2.4) é 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. Segundo Haldar e Mahadevan (2000), mesmo que esta informação estivesse disponível, seria extremamente complicado avaliar a integral múltipla da equação (2.4). Assim, uma possível alternativa prática, é utilizar aproximações analíticas para as distribuições normais equivalentes. Geralmente as informações disponíveis podem ser suficientes apenas para estimar os primeiros e segundos momentos, isto é, os valores médios e as variâncias das respectivas variáveis aleatórias. Sob essa condição, a implementação de conceitos de confiabilidade deve ser limitada à formulação baseada nos primeiros e segundos momentos das variáveis aleatórias, ou seja, restrita à formulação de segundo momento. Essa aproximação de segundo momento é consistente com a representação normal equivalente de distribuições não normais. Com a aproximação de segundo momento, a confiabilidade pode ser medida como uma função dos primeiros e segundos momentos das variáveis dos confiabilidade β é determinado.

Hurtado e Alvarez (2003) apresentam uma classificação de métodos disponíveis para análises de confiabilidade (figura 2.4). Os métodos podem ser classificados como aqueles baseados na teoria das probabilidades (e expansões em séries de Taylor) e métodos baseados na geração de amostras sintéticas (simulações Monte Carlo). Na primeira categoria, podem ser encontrados métodos que procuram estimar a confiabilidade com momentos de baixa ordem (normalmente médias e covariâncias) das respostas estruturais. A estimativa da confiabilidade de uma estrutura por esses métodos deve recorrer a várias hipóteses básicas, tais como a normalidade das variáveis analisadas. Além desses, também podem ser encontrados métodos que procuram estimar as funções densidade de algumas variáveis relevantes. Segundo Hurtado e Alvarez (2003), dessa maneira a estimativa da confiabilidade poderia ser conseguida sem maiores dificuldades. Em outro extremo, existe a categoria dos métodos baseados em simulações Monte Carlo, os quais podem ser considerados métodos diretos, pois geralmente usam programas computacionais para calcular as variáveis de resposta estrutural.

A figura 2.4 apresenta uma classificação dos métodos de confiabilidade. A simulação de Monte Carlo e método SORM (*Second Order Reliability Method*), não serão apresentados neste trabalho.



Figura 2.4 - Classificação dos métodos de análise de confiabilidade (adaptado de Hurtado e Alvarez, 2003).

2.6.2 Métodos analíticos FOSM e FORM

Os métodos de confiabilidade estrutural recebem esse nome porque envolvem 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, facilitando os posteriores cálculos probabilísticos.

Segundo Beck (2010) no método de primeira ordem e segundo momento (FOSM – *First Order Second Moment*) a equação do estado-limite é aproximada por uma função linear, 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.

Uma representação das variáveis aleatórias do problema apenas por seus momentos de até segunda ordem é equivalente a considerar que tais variáveis possuem distribuição normal. Esse método é a base dos demais métodos de transformação. No presente trabalho foi utilizado o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM – *First Order Reliability Method*). Nesse método 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 (2.4).

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.

2.6.2.1 Método do segundo momento e primeira ordem (FOSM)

O método FOSM utiliza os dois primeiros momentos (médias e variâncias) das variáveis aleatórias escolhidas para a análise. Quando se utilizam apenas duas variáveis, a função desempenho pode ser escrita como:

$$g(\underline{X}) = X_1 - X_2, \text{ com } X_1 = R \ e \ X_2 = Q$$

$$(2.5)$$

Uma variável aleatória X tem distribuição Normal ou gaussiana quando a sua função densidade de probabilidades tem a forma (Mood *et al.*, 1986):

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{(x-\mu)}{2\sigma}\right)^2}$$
(2.6)

$$X \in \mathfrak{R}, \mu \in \mathfrak{R}, \sigma \in \mathfrak{R}^+, E(X) = \mu, \quad VAR(X) = \sigma^2$$

Assumindo que $R \in Q$ sejam estatisticamente independentes e normalmente distribuídas, $g(\underline{X})$ também é normal, pois uma combinação linear de variáveis aleatórias gaussianas é também gaussiana.

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 $p_f = P[g(\underline{X}) < 0]$, ou:

$$P_{f} = P\left[\frac{g(\underline{X}) - \mu_{g(X)}}{\sigma_{g(X)}} < 0\right]$$
(2.7)

onde,

$$P_{f} = P \left[\frac{R - Q - \mu_{R-Q}}{\sigma_{R-Q}} < 0 \right]$$
(2.8)

ou seja,

$$P_f = \Phi\left(\frac{0 - \left(\mu_R - \mu_Q\right)}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_Q^2}}\right)$$
(2.9)

ou,

$$P_f = 1 - \Phi\left(\frac{\mu_R - \mu_Q}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_Q^2}}\right)$$
(2.10)

onde $\Phi()$ é a função distribuição acumulada da normal padrão.
A probabilidade de falha depende da relação entre o valor médio de $g(\underline{X})$ e seu desvio padrão. Esta razão é conhecida como *índice de confiabilidade*, geralmente denotado por β :

$$\beta = \frac{\mu_{g(X)}}{\sigma_{g(X)}} = \frac{\mu_{R-Q}}{\sigma_{R-Q}} = \frac{\mu_{R} - \mu_{Q}}{\sqrt{\sigma_{R}^{2} + \sigma_{Q}^{2}}}$$
(2.11)

Comparando-se a expressão acima com a anterior, definida para a probabilidade de falha, pode-se redefinir a probabilidade de falha como:

$$P_{f} = 1 - \Phi(\beta) = \Phi(-\beta) \tag{2.12}$$

O índice de confiabilidade β constitui uma medida relativa da segurança do projeto. Quando se comparam dois ou mais projetos, o mais confiável será o que tiver o maior valor de β . É possível determinar as confiabilidades relativas de vários projetos mediante o esquema ilustrado na figura 2.5.



Figura 2.5 – Definição do índice de confiabilidade β

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

2.6.2.2 Método de confiabilidade de primeira ordem (FORM)

O método FORM foi utilizado inicialmente como uma primeira aproximação na determinação da probabilidade de falha. O método de confiabilidade de primeira ordem, inicialmente denominado método avançado de primeira ordem e segundo momento (AFOSM, *Advanced First Order Second Moment Method*) é derivado do método de primeira ordem e segundo momento (FOSM). Conforme os trabalhos de Beck (2010) e Sagrilo e De Lima (2010), 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. A equação de estado-limite G(X) é reescrita em função das variáveis normais padrão Y como g(Y) e a superfície de falha g(Y) = 0 é aproximada por um hiper-plano no ponto de projeto *Y**. Esse ponto é denominado ponto de projeto, cuja distância até a origem é mínima. A distância entre *Y** e a origem representa o índice de confiabilidade do sistema.

Com isso, a probabilidade de falha pode ser simplesmente calculada como:

$$p_f = \Phi(-\beta) \tag{2.13}$$

onde β é a distância do ponto Y^* até a origem e é definido como:

$$\beta = \|Y^*\| \tag{2.14}$$

Temos que

$$Y^* = -\alpha\beta \quad e \quad g(Y) = \beta - \sum \alpha_i \beta_i \tag{2.15}$$

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

O método FORM calcula a probabilidade de falha de forma aproximada e dependendo da forma da função g(Y) no espaço das variáveis reduzidas. Esta aproximação pode ser a favor da segurança quando g(Y) for convexa em torno do ponto de projeto ou ser contra a segurança no caso contrário.

A figura 2.6 mostra graficamente a obtenção da confiabilidade pelo método FORM. 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. Para este método os principais desafios são a busca ao ponto de projeto Y^* e a transformação das variáveis em variáveis normais padrões. Existem várias formas para se transformar as variáveis aleatórias Xem aleatórias Y normais padrão e estatisticamente independentes. A metodologia com maior uso em confiabilidade estrutural baseia-se na transformação de variáveis normais correlacionadas em variáveis normais estatisticamente independentes. Essa transformação é conhecida como transformação de Nataf (Der Kiureghian e Liu, 1986).



Figura 2.6 - Representação gráfica do método FORM (Hasofer e Lind, 1974)

Se *X* apresentar apenas variáveis normais e estas forem correlacionadas entre si (ou não) um conjunto de variáveis normais padrão estaticamente independentes pode ser obtido pela seguinte transformação:

$$Y = \Gamma \sigma^{-1} (X - m) \tag{2.16}$$

onde m é o vetor das médias das variáveis X,

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

e $\Gamma = L^{-1}$, sendo L a matriz triangular inferior obtida da decomposição de Cholesky da matriz dos coeficientes de correlação de *X*, e é expressa por:

$$L = \begin{bmatrix} L_{11} & 0 & 0 & 0 \\ L_{12} & L_{22} & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ L_{1n} & L_{2n} & \vdots & L_{nn} \end{bmatrix}$$
(2.17)

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

$$L_{11} = 1$$

$$L_{i1} = \rho_{i1} \quad i = 1, n$$

$$L_{ik} = \frac{1}{L_{kk}} \left(\rho_{ik} - \sum_{j=1}^{k-1} L_{ij} L_{kj} \right) \qquad 1 < k < i$$

$$L_{ii} = \sqrt{1 - \sum_{j=1}^{i-1} L_{ij}^2} \qquad i > 1$$
(2.18)

onde ρ_{ij} é o coeficiente de correlação entre as variáveis X_i e X_j .

Para a determinação do ponto de projeto é necessário a definição do Jacobiano da transformação:

$$J = \frac{\partial Y}{\partial X}$$
(2.19)
$$J = \Gamma \sigma^{-1}$$

Na maioria dos casos as variáveis não são normais e para estes casos, uma transformação em normal equivalente, pode ser empregada. 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.

A transformação de Nataf é possível desde que as variáveis *X* apresentem distribuição de probabilidade normal. 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 (2.20) e (2.21) 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, (2010) apresenta expressões analíticas para tal coeficiente para um grande número de distribuições de probabilidade.

$$\sigma_u^N = \varphi \left\{ \frac{\phi^{-1} \left(F u_i(X^*) \right)}{f u_i(X_i^*)} \right\}$$
(2.20)

$$\mu_{u}^{N} = X_{i}^{*} - \sigma_{u}^{N} \phi^{-1} (F u_{i}(X^{*}))$$
(2.21)

onde $\sigma_u^N \in \mu_u^N$ é o desvio padrão e média da distribuição normal equivalente para variável X_i ; $(Fu_i(X^*))$ é a função de distribuição acumulada original da variável X_i ;

 $fu_i(X_i^*)$ é a função distribuição de probabilidade original da variável X_i ;

 ϕ é a função distribuição de probabilidade acumulada normal padrão.

O ponto de projeto, cuja distância à origem no espaço reduzido é a menor possível, 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.

Existem vários algoritmos de otimização para resolver este problema. O algoritmo mais usado na análise de confiabilidade estrutural é aquele desenvolvido por Hasofer and Lind e aprimorado por Rackwitz e Fiessier. Este algoritmo é comumente identificado como HLRF e é resumido pela seguinte expressão recursiva:

$$\mathbf{Y}^{k+1} = \frac{1}{\left|\nabla g(\boldsymbol{Y}^{k})\right|^{2}} \left[\nabla g(\boldsymbol{Y}^{k})^{T} \boldsymbol{Y}^{k} - g(\boldsymbol{Y}^{k})\right] \nabla g(\boldsymbol{Y}^{k})^{T}$$
(2.22)

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 . Para a utilização do método HLRF, são de extrema utilidade as seguintes relações:

$$g(Y) = G(X)$$

$$Y = \Gamma \sigma^{-1} (X - m)$$

$$\nabla g(Y) = (J^{-1})^T \nabla G(X)$$
(2.23)

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

A experiência tem mostrado que embora na maioria das vezes esse método alcance a convergência rapidamente, ele pode não convergir em algumas situações.

Na obtenção da probabilidade de falha usando o método FORM segundo Haldar e Mahadevam (2000) é utilizado o seguinte algoritmo:

- 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 (2.20) e (2.21) 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 (2.19) e (2.23).
- Transformar o ponto de partida para espaço reduzido usando a transformação de Nataf, na forma:

$$Y^{k} = J(X^{k} - m)$$
(2.24)

- 5. Avaliar o novo ponto de Y^{k+1} através do algoritmo HRLF conforme definido anteriormente.
- 6. Avaliar o índice de confiabilidade na forma:

$$\beta = \left\| \mathbf{Y}^{\mathbf{k}+1} \right\| \tag{2.25}$$

7. Avaliar o novo ponto Y^{k+1} no espaço original usando a expressão:

$$\mathbf{X}^{k+1} = (J^{-1})^T (\mathbf{Y}^{k+1}) + m \tag{2.26}$$

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):

$$\frac{\left|\mathbf{X}^{k+1}\right| - \left|\mathbf{X}^{k}\right|}{\left|\mathbf{X}^{k+1}\right|} \le TOL$$
(2.27)

9. Após a convergência, ou seja, quando a tolerância predefinida é satisfeita pode-se então calcular a probabilidade de falha através da equação (2.13).

O método FORM fornece, além da probabilidade de falha, outras medidas importantes para a análise prática de confiabilidade. Essas medidas são conhecidas como medidas de sensibilidade. Algumas das medidas de sensibilidade são os fatores de importância, fatores de omissão e fatores de sensibilidade paramétricos. 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.

O fator de importância de cada variável aleatória *i* envolvida na análise de confiabilidade é definido por:

$$I_i = \alpha_i^2 \tag{2.28}$$

onde α_i é o cosseno diretor com relação a variável U_i do vetor normal a superfície de falha no ponto de projeto e no espaço das variáveis reduzidas.

O valor de α_i é dado pela equação:

$$\alpha_i = \frac{\nabla g(Y^*)}{|\nabla(Y^*)|} \tag{2.29}$$

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

2.7 Dados estatísticos do material e propriedades geométricas (seção transversal)

Para a utilização do método FORM, a média e o coeficiente de variação da variável resistência, R_m e V_m , e o tipo de distribuição de probabilidade são informações estatísticas necessárias. A resistência de um elemento estrutural pode ser escrita da seguinte forma:

$$R = R_n (PMF) \tag{2.30}$$

onde R_n é a resistência nominal do elemento estrutural, P é o erro de modelo, M é o fator material e F é o fator fabricação. P, M e F são variáveis aleatórias adimensionais que refletem as hipóteses de cálculo (erro de modelo), incertezas do material e da geometria.

Pela teoria probabilística de primeira ordem e assumindo que não há correlação entre $M, F \in P$, o valor médio R_m e o coeficiente de variação V_R podem ser observados na equação (2.31) que define a resistência média (Ravindra e Galambos, 1978).

$$R_m = R_n \left(P_m M_m F_m \right) \tag{2.31}$$

onde,

 $P_m = \acute{e}$ 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; $M_m = \acute{e}$ a relação média entre a resistência mecânica real e o valor mínimo especificado; $F_m = \acute{e}$ a relação média entre a propriedade geométrica real da seção e o valor especificado (nominal).

O coeficiente de variação da variável R é igual a

$$V_{R} = \sqrt{V_{P}^{2} + V_{M}^{2} + V_{F}^{2}}$$
(2.32)

onde,

 $V_P = \acute{e}$ o coeficiente de variação da relação entre os resultados experimental e calculado da resistência;

 $V_M = \acute{e}$ o coeficiente de variação que reflete incertezas das propriedades materiais;

 $V_F = \acute{e}$ o coeficiente de variação que reflete incertezas geométricas

Os valores médios P_m , M_m e F_m , e os correspondentes coeficientes de variação V_P , V_M e V_F são os parâmetros estatísticos que definem a variabilidade da resistência.

Para as equações (2.31) e (2.32) pode-se observar que os dados estatísticos necessários para determinação de R_m e V_R são P_m , M_m , F_m , V_P , V_M e V_F . Os valores de P_m e V_P podem ser

determinados comparando os resultados experimentais e as resistências teóricas calculadas a partir de uma prescrição normativa.

Os dados estatísticos sobre limite de escoamento de aços sem encruamento (virgens), M_m e V_M , utilizados na calibração de equações de projeto para perfis formados a frio, foram desenvolvidos por Rang *et al.* (1979a, 1979b). Logo, são recomendados os valores médios e coeficientes de variação para:

- resistência ao escoamento da chapa virgem: $(f_y)_m = 1,10$ f_y e $V_{fy} = 0,10$

- valor médio da resistência ao escoamento do aço modificada considerando o trabalho a frio: $(f_{ya})_m=1,10f_{ya}$ e $V_{fya}=0,11$

- resistência à ruptura da chapa virgem: $(f_u)_m = 1,10f_u \text{ e } V_{fu} = 0,08$

- módulo de elasticidade: $E_m = 1,00E$ e $V_E = 0,06$

Consequentemente, os valores médios e coeficientes de variação, M_m e V_M , são:

- resistência ao escoamento da chapa virgem: $M_m = 1,10$ e $V_M = 0,10$
- resistência ao escoamento usual considerando o trabalho a frio: $M_m = 1,10 \text{ e } V_M = 0,11$
- resistência à ruptura chapa virgem: $M_m = 1,10$ e $V_M = 0,08$
- módulo de elasticidade: $M_m = 1,00 \text{ e } V_M = 0,06$

Rang *et al.* (1979b) também faz abordagem do efeito das dimensões da seção transversal (espessura da chapa, largura de mesa, altura da alma, dimensões dos enrijecedores, raio de curvatura interno, etc) sobre o fator fabricação, *F*. Com base nas suas conclusões, o valor médio e coeficiente de variação selecionados são $F_m = 1,00$ e $V_F = 0,05$.

Os dados estatísticos mencionados acima são baseados em análises de várias amostras (Rang *et al.*, 1979b) e são propriedades representativas de materiais e seções transversais usadas na aplicação industrial de estruturas de aço constituídas de perfis formados a frio (PFF).

Na tabela 2.2 apresentam-se os dados estatísticos que refletem as incertezas do material e geométricas utilizados no presente trabalho.

Casos em análise	M_m	V_M	F_m	V_F
Ligações soldadas				
- Solda de filete em superfícies planas: ruptura do metal-base	1,10	0,08	1,00	0,15
- Solda de filete em superfícies curvas	1,10	0,10	1,00	0,10
Ligações parafusadas				
- Rasgamento entre furos ou entre furo e borda	1,10	0,08	1,00	0,05
- Pressão de contato (esmagamento)	1,10	0,08	1,00	0,05
- Ruptura por tração na seção líquida (RSL)	1,10	0,08	1,00	0,05
Ligações parafusadas com parafusos auto-atarraxantes				
- Pressão de contato (esmagamento) e inclinação do parafuso (tilting)	1,10	0,08	1,00	0,05
- Arrancamento do parafuso (<i>pull-out</i>) e rasgamento da chapa (<i>pull-over</i>)	1,10	0,10	1,00	0,10

Tabela 2.2 – Dados estatísticos para os estados limites estudados (adaptado: Hsiao, 1989; ABNT NBR 14762 e 2010; AISI S100, 2007)

2.8. 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.

Quase todas combinações de ações envolvendo ações gravitacionais são representadas pela soma da ação permanente com a ação variável. As combinações de ações gravitacionais são importantes e governam os projetos em muitas situações práticas (Galambos *et al.*, 1982).

As ações devidas ao peso próprio 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 são subestimadas e uma média ligeiramente maior que o valor nominal da ação, seja 5%, seria apropriada (Melchers, 1999). A tabela 2.3 apresenta as estatísticas adotadas para as ações consideradas, ação permanente e ação variável, propostos por Galambos *et al.* (1982).

Tipo de ação	D_m/D_n^*	L_m/L_n^*	V	Tipo de distribuição de probabilidade
Permanente (D)	1,05	-	0,10	normal (N)
Variável (L)	-	1,00	0,25	gumbel max (GM)

Tabela 2.3 – Estatísticas das ações consideradas (Galambos et al., 1982)

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

2.9 Variabilidade do erro de modelo

O erro de modelo possui caráter aleatório e incertezas inerentes às variáveis consideradas no modelo adotado para a análise. Vale lembrar que a análise da confiabilidade deve incluir a incerteza do modelo relacionado à formulação do estado-limite relevante.

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

Por se tratar de uma comparação entre resultados experimentais, F_{exp} , obtidos em laboratório por meio de ensaios, e resultados teóricos, F_{teo} , obtidos com base em modelos matemáticos segundo previsões normativas, a variável aleatória erro de modelo, P, é obtida considerando os valores médios de resistência dos materiais e sem a consideração dos coeficientes de ponderação da resistência.

$$P = \frac{F_{exp}}{F_{teo}}$$
(2.33)

onde:

 F_{exp} a força resistente da ligação obtida experimentalmente;

 F_{teo} a força resistente da ligação obtida teoricamente por meio de cada especificação de projeto abordada.

A partir dos valores do erro de modelo pode-se calcular a média da variável aleatória, P_m , 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, revela o quão conservador ou inseguro se encontra o modelo, de modo que possíveis correções possam ser feitas.

Os resultados experimentalmente obtidos de várias publicações, F_{exp} , são portanto comparados com o valor teórico, F_{teo} , que quando calculado segundo as prescrições da ABNT NBR 14762 (2010) será substituído por F_{NBR} na equação (2.33). A partir dessa comparação, obtém-se os parâmetros estatísticos, $P_m e V_P$, requeridos na análise da confiabilidade.

Com os dados estatísticos dessa variável aleatória, histogramas podem ser construídos e pode-se fazer testes de aderência e ajustes para encontrar uma distribuição de probabilidade que melhor represente o erro de modelo.

A figura 2.7, a seguir, ilustra um histograma com uma curva de distribuição de probabilidade para amostras de erro de modelo.



Figura 2.7 – Histograma do erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente (Fonte: *software EasyFit 5.2 standard*, 2005)

No capítulo 4 serão apresentados os resultados do cálculo dos parâmetros estatísticos de todas as amostras da variável aleatória erro de modelo, obtidas a partir dos dados de ligações.

Capítulo 3

Perfis formados a frio

3.1 Conceitos iniciais

Os perfis formados a frio estão conquistando um grande campo de aplicação, sendo utilizados em vários setores da construção metálica de pequeno e grande porte. Os perfis formados a frio são produzidos a partir da dobra de chapas a temperatura ambiente. As espessuras de seus membros geralmente variam de 0,39 mm a 6,35 mm, embora se possam ter perfis formados a frio para uso estrutural com espessuras com até 19mm. (Yu, 2000).

Os perfis de aço formados a frio são cada vez mais viáveis para o uso na construção metálica, em vista da rapidez e economia exigidas pelo mercado. São eficientemente utilizados em torres de transmissão, silos reservatórios, *racks* de armazenamento, instalações de drenagem, sinalização e proteção rodoviária, indústria mecânica. Podem ser projetados para cada aplicação específica, com dimensões adequadas às necessidades do projeto de elementos estruturais leves, tais como terças, montantes e diagonais de treliças, travamentos, etc.

A maleabilidade das chapas finas de aço permite a fabricação de grande variedade de seções transversais, desde a mais simples cantoneira, eficiente para trabalhar à tração, até os perfis formados a frio duplos (seção caixão), que devido à boa rigidez à torção (eliminando travamentos), menor área exposta (reduzindo a área de pintura) e menor área de estagnação de líquidos ou detritos (reduzindo a probabilidade de corrosão) oferecem soluções econômicas. Como toda estrutura feita de aço, a construção pré-fabricada com perfis formados a frio possui um tempo menor de execução. Entretanto, para um dimensionamento correto, é necessário conhecer com detalhes o comportamento estrutural, 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 carência de produtos de aço não planos (perfis laminados) no mercado brasileiro conduziu as empresas a adotarem soluções alternativas a partir da utilização de produtos de aço planos (chapas), daí a intensificação do uso dos perfis soldados, em substituição aos laminados de médias dimensões, e os perfis formados a frio em substituição aos laminados de pequenas dimensões. A utilização dos perfis formados a frio na construção civil, em muitos casos representa uma solução econômica e elegante, isto devido ao fato desses perfis

possuírem maior esbeltez que os perfis laminados, conduzindo dessa forma a estruturas mais leves. Em geral, a utilização de perfis formados a frio como elementos estruturais na construção de edificações possui as seguintes vantagens (Yu, 2000):

- Os perfis formados a frio são econômicos para carregamentos mais leves e para menores vãos;
- Inúmeras seções podem ser fabricadas pelas operações de dobramento a frio, obtendo-se dessa forma ótimas relações de resistência em função do peso;
- Painéis estruturais de paredes e pisos podem facilmente ser executados com tais perfis, facilitando a passagem de dutos de eletricidade e encanamentos das instalações hidráulicas, além de resistirem a carregamentos;
- Os perfis têm a forma e as dimensões adequadas à solicitação. Esses perfis podem ser criados com suas dimensões de forma otimizada de maneira que o valor da resistência seja igual ao da solicitação.

Os perfis formados a frio podem ser classificados, do ponto de vista da análise estrutural em dois tipos principais: (1) os perfis estruturais individuais e (2) os painéis e *decks* (figura 3.1).



Figura 3.1 - Alguns tipos de seções transversais de perfis formados a frio

As seções de perfis estruturais individuais mais frequentemente encontradas no mercado, são: perfis cantoneira, U, U_e (enrijecido), Z, Z_e (enrijecido) e C_r (cartola) (ABNT NBR 6355, 2012). Já para o grupo dos perfis classificados como os painéis e *decks*, as seções mais comuns são as de telhas, utilizadas geralmente como tapamentos laterais e coberturas de edificações industrias 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 a armadura positiva das lajes após a cura do concreto.

3.2 Materiais e fabricação

Os perfis formados a frio geralmente são fabricados a partir de bobinas de chapas finas laminadas a frio ou a quente. A figura 3.2 ilustra o processo de fabricação dessas bobinas.



Figura 3.2 - Processo de fabricação das chapas metálicas (Moliterno, 1998)

Os processos de fabricação podem ser em mesas de roletes ou dobradeira. As principais diferenças entre os processos são o limite de comprimento das peças, a distribuição das tensões residuais, os custos de aquisição dos equipamentos de fabricação e o volume de produção aliado à variedade de seções.

O processo de conformação de um perfil estrutural através de mesa de roletes ou matriz rotativa (figura 3.3) segue diversas etapas até a sua forma final. As etapas do processo de fabricação e conformação da seção transversal são:

a) corte da bobina em rolos da largura necessária;

- b) planagem na chapa, para entrada na mesa de conformação;
- c) conformação do perfil na mesa de roletes;
- d) corte do perfil no comprimento desejado.



Figura 3.3 – Roletes utilizados na conformação de perfis (Moliterno, 1998)

No caso da conformação por dobradeira, utiliza-se lâminas para a confecção da seção transversal do perfil a ser utilizada. Estas lâminas são fabricadas a partir da configuração da seção transversal que se deseja.

3.3 Considerações de projeto

Sabe-se que não existe carregamento perfeitamente centrado, material perfeitamente homogêneo ou um eixo perfeitamente reto, o que significa na prática a inexistência de um perfil industrial de aço sem imperfeições. Essas imperfeições são tais, que contribuem diretamente para os fenômenos de instabilidade estrutural. Para os perfis formados a frio, as principais são:

- Tensões residuais;
- Imperfeições geométricas;
- Variação das propriedades mecânicas do aço em decorrência do trabalho a frio.

As tensões residuais acontecem na fase de fabricação da chapa bobinada e no processo de dobramento a frio para obtenção do perfil. Para as chapas finas fabricadas a quente, o aspecto da distribuição das tensões residuais é mostrado na figura 3.4.



Figura 3.4 – Distribuição de tensões residuais em chapas (Freitas, 2004)

Para o caso da família dos perfis laminados, sabe-se que essas tensões se desenvolvem na direção longitudinal do perfil, e que são ocasionadas em grande parte pelo processo de resfriamento sofrido. Ou seja, como o resfriamento das regiões superficiais se dá mais rapidamente do que nas regiões internas, o gradiente de tensão assim criado, conduz ao aparecimento das tensões residuais.

Já as imperfeições geométricas longitudinais apresentadas pelos perfis formados a frio são dadas pelas suas flechas iniciais. No entanto, os métodos de fabricação apresentados anteriormente, permitem a obtenção de peças praticamente "retas".

Um outro tipo de imperfeição comumente encontrada nos perfis formados a frio, são as causadas pela variação nas características mecânicas do aço. Durante a conformação a frio o aço sofre encruamento e modifica suas características mecânicas. Esse encruamento do aço, ou seja, a plastificação a frio, ocasiona uma elevação do limite elástico do material assim como de sua resistência à ruptura, como ilustrado na figura 3.5. A curva *A* representa a curva de tensão-deformação do aço virgem (aço recebido do produtor ou distribuidor antes das operações de formação a frio). A curva *B* é obtida com o descarregamento no intervalo de encruamento. A curva *C* representa o recarregamento imediato. A curva *D* é a curva de tensão-deformação de recarregamento após o envelhecimento induzido pelo trabalho a frio. Deve-se notar que as resistências ao escoamento das curvas *C* e *D* são maiores que resistência ao escoamento do aço virgem e que as ductilidadedes diminuem após o encruamento e o envelhecimento induzido pelo trabalho a frio.



Figura 3.5 - Gráfico de encruamento (Adaptado: AISI S100, 2007)

Resumidamente, pode-se afirmar que as imperfeições podem contribuir favoravelmente ao comportamento estrutural dos perfis formados a frio, como é o caso do encruamento, assim como contribuem desfavoravelmente, como é o caso das imperfeições de origem geométricas e das tensões residuais.

3.4 Particularidades do comportamento mecânico dos perfis formados a frio

Destacam-se as seguintes características dos perfis formados a frio:

a) Os perfis formados a frio, caracterizam-se por terem uma grande esbeltez local, dada pela relação elevada de b/t, sendo b a largura de suas paredes e t a espessura das mesmas. Isto faz com que modos de colapso por flambagem local ou flambagem distorcional, sejam críticos no dimensionamento destes tipos de elementos.

b) Os perfis formados por chapa dobrada são, em geral, monossimétricos, abertos e com baixa rigidez à torção. Isso faz com que os modos de flambagem globais por flexo-torção tenham que ser analisados.

c) As características da fabricação do perfil fazem com que nas dobras, o material que forma o perfil tenha encruamento e, por essa razão, o valor da resistência ao escoamento aumenta, devido ao efeito do trabalho a frio, o que pode ser considerado no dimensionamento. Porém esse processo também provoca uma perda de ductilidade do aço. A diminuição da ductilidade implica numa menor capacidade do material sofrer deformação. Por esse motivo, a chapa deve ser conformada com raio de dobramento adequado ao material e à sua espessura, evitando o aparecimento de fissuras.

d) Os perfis formados a frio, em geral, são pouco compactos, o que conduz a afirmar que a reserva de resistência plástica desse tipo de perfil não é significativa.

3.5 Previsões teóricas baseadas nas normas ABNT NBR 14762(2010) e AISI S100 (2007)

Neste item, os valores apresentados para γ correspondem ao coeficiente de ponderação da resistência adotado na norma brasileira e ϕ ao adotado nas versões LRFD e LSD da norma americana.

3.5.1 Ligações soldadas

3.5.1.1 Soldas de filete em superfícies planas

A força resistente de cálculo de uma solda de filete em superfície plana F_{Rd} , deve ser calculada por:

a) estado-limite último de ruptura do metal-base: solicitação paralela ao eixo da solda. - para L/t < 25:

$$F_{Rd} = \left(1 - 0.01 \frac{L}{t}\right) t L f_u / \gamma$$

$$\gamma = 1.65$$

$$\phi = 0.60 \ (LRFD)$$

$$\phi = 0.50 \ (LSD)$$
(3.1)

- para $L/t \ge 25$:

$$F_{Rd} = 0,75 t L f_{u} / \gamma$$

$$\gamma = 2,00$$
(3.2)
$$\phi = 0,50 (LRFD)$$

$$\phi = 0,40 (LSD)$$

b) estado-limite último de ruptura do metal-base: solicitação normal ao eixo da solda.

$$F_{Rd} = tLf_u / \gamma$$

$$\gamma = 1,55$$

$$\phi = 0,65 (LRFD)$$

$$\phi = 0,60 (LSD)$$

(3.3)

c) estado-limite último de ruptura da solda:

Além das forças resistentes de cálculo obtidas em a) e b) anteriores, para espessura t > 2,5 mm a força resistente de cálculo F_{Rd} não deve exceder o seguinte valor:

$$F_{Rd} = 0,75 t_{ef} L f_{w} / \gamma$$

$$\gamma = 1,65$$

$$\phi = 0,60 (LRFD)$$

$$\phi = 0,50 (LSD)$$
(3.4)

onde:

 f_w é a resistência à ruptura da solda;

 f_u é a resistência à ruptura do aço (metal-base);

L é o comprimento do filete de solda;

t é o menor valor entre t_1 e t_2 conforme figura 3.6;

 t_{ef} é a dimensão efetiva (garganta efetiva) da solda de filete, considerada como o menor valor entre 0,7 w_1 ou 0,7 w_2 ;

 w_1 , w_2 são as pernas do filete, conforme figura 3.7. Nas juntas por sobreposição, $w_1 \leq t_1$.



Figura 3.6 - Solda de filete em superfícies planas (ABNT NBR 14762, 2010)

3.5.1.2 Soldas de filete em superfícies curvas

A força resistente de cálculo de uma solda de filete em superfícies curvas F_{Rd} , deve ser calculada por:

a) estado-limite último de ruptura do metal-base: solicitação normal ao eixo da solda (figura 3.7a)

$$F_{Rd} = 0.83 t L f_u / \gamma$$

 $\gamma = 1.65$
 $\phi = 0.60 (LRFD)$
 $\phi = 0.50 (LSD)$
(3.5)

 b) estado-limite último de ruptura do metal-base: solicitação paralela ao eixo da solda (figuras 3.7b a 3.7g)

- para $t_{ef} \ge 2t$ e se a dimensão *h* do enrijecedor é maior ou igual ao comprimento da solda *L* (figura 3.7d):

$$F_{Rd} = 1,50 t L f_u / \gamma$$

 $\gamma = 1,80$
 $\phi = 0,55 (LRFD)$
 $\phi = 0,45 (LSD)$
(3.6)

- para $t \le t_{ef} < 2t$ ou se a dimensão *h* do enrijecedor é menor que o comprimento da solda *L* (figura 3.7e):

$$F_{Rd} = 0.75 t L f_u / \gamma$$

 $\gamma = 1.80$
 $\phi = 0.55 (LRFD)$
 $\phi = 0.45 (LSD)$
(3.7)

c) estado-limite último de ruptura da solda:

Além das forças resistentes de cálculo obtidas em a) e b) anteriores, para espessura t > 2,5 mm a força resistente de cálculo F_{Rd} não deve exceder o seguinte valor:

$$F_{Rd} = 0.75 t_{ef} L f_{w} / \gamma$$

$$\gamma = 1.65$$

$$\phi = 0.60 (LRFD)$$

$$\phi = 0.50 (LSD)$$
(3.8)

onde,

 f_w é a resistência à ruptura da solda;

 f_u é a resistência à ruptura do aço (metal-base);

h é a altura do enrijecedor;

L é o comprimento do filete de solda;

t é espessura do metal-base conforme figuras 3.7a a 3.7g;

 r_e é o raio externo de dobramento conforme figuras 3.7d a 3.7g;

 t_{ef} é a dimensão efetiva (garganta efetiva) da solda de filete, dada por:

- face externa do filete rente ao metal-base (figuras 3.7d e 3.7e):

solda em apenas uma superfície curva: $t_{ef} = 0.3r_e$

solda em duas superfícies curvas: $t_{ef} = 0.5r_e$ (para $r_e > 12.5$ mm, $t_{ef} = 0.37r_e$)

- face externa do filete saliente ao metal-base (figuras 3.7f e 3.7g):

 $0,7w_1$ ou $0,7w_2$ (o menor valor)

*w*₁, *w*₂ são as pernas do filete, conforme figuras 3.7d a 3.7g.

Valores de t_{ef} maiores que os estabelecidos anteriormente podem ser adotados, desde que comprovados por medições.





Figura 3.7 - Solda de filete em superfícies curvas (Adaptado: ABNT NBR 14762, 2010)

3.5.2 Ligações parafusadas

3.5.2.1 Rasgamento entre furos ou entre furo e borda

A força resistente de cálculo ao rasgamento, F_{Rd} , deve ser calculada por:

$$F_{Rd} = tef_{u} / \gamma$$

 $\gamma = 1,45$
 $\phi = 0,70 \ (LRFD), \text{ se } f_{u}/f_{y} \ge 1,08$
 $\phi = 0,60 \ (LRFD), \text{ se } f_{u}/f_{y} < 1,08$
(3.9)

onde,

 f_u é a resistência à ruptura do aço (metal-base);

t é a espessura do componente elemento analisado;

e é a distância, tomada na direção da força, do centro do furo-padrão à borda mais próxima do furo adjacente ou à extremidade do elemento conectado.

A NBR 14762 (2010) recomenda o uso de aços com qualificação estrutural e que possuam propriedades mecânicas adequadas para receber o trabalho a frio. Devem apresentar a

relação entre a resistência à ruptura e a resistência ao escoamento f_u/f_y maior ou igual a 1,08 e o alongamento após ruptura não deve ser menor que 10% para base de medida igual a 50 mm ou 7% para base de medida igual a 200 mm, tomando-se como referência os ensaios de tração conforme ASTM A370.

3.5.2.2 Pressão de contato (esmagamento) com a consideração da deformação do furo

A força resistente de cálculo ao esmagamento F_{Rd} , deve ser calculada por:

$$F_{Rd} = \alpha_e dt f_u / \gamma$$

$$\gamma = 1,55$$

$$\phi = 0,65 \ (LRFD)$$

$$\phi = 0,55 \ (LSD)$$

(3.10)

onde,

 f_u é a resistência à ruptura do aço (metal-base);

d é o diâmetro nominal do parafuso;

t é a espessura do componente elemento analisado ($t \le 4,75$ mm);

 α_e é um coeficiente adimensional utilizado na norma brasileira, igual a (0,183*t* + 1,53), com *t* em milímetros.

A norma AISI S100 (2007) apresenta o mesmo método de dimensionamento, salientando a consideração da deformação do furo. Conforme o AISI S100 (2007), a consideração da deformação do furo pode ser considerada para um alongamento maior que 6,4 mm.

3.5.2.3 Pressão de contato (esmagamento) sem a consideração da deformação do furo

A norma AISI S100 (2007), ao tratar de falha por esmagamento, quando a deformação do furo não é uma consideração de projeto, apresenta uma formulação em função da presença de arruelas e do tipo de ligação por contato, ou seja, cisalhamento simples ou duplo. A força resistente nominal ao esmagamento F_{Rk} , (ou P_n na nomenclatura da norma americana) deve ser calculada por:

$$P_n = Cm_f dt f_u$$

$$\phi = 0,60 \ (LRFD) \tag{3.11}$$

$$\phi = 0,50 \ (LSD)$$

onde,

C é o fator de contato, determinado de acordo com a tabela 3.1;

 m_f é o fator de modificação para o tipo de ligação por contato, que deve ser determinado de acordo com a tabela 3.2;

 f_u é a resistência à ruptura do aço (metal-base);

d é o diâmetro nominal do parafuso;

t é a espessura do elemento conectado analisado;

Espessura da parte conectada, <i>t</i> (mm)	Relação do diâmetro do conector pela espessura do elemento, <i>d/t</i>	С
	<i>d/t</i> < 10	3,0
$0,61 \le t \le 4,76$	$10 \le d/t \le 22$	4 - 0, 1(d/t)
	<i>d/t</i> > 22	1,8

Tabela 3.1 – Fator de contato, *C* (Adaptado: AISI S100, 2007)

Tabela 3.2 – Fator de modificação, *m_f*, para o tipo de ligação por contato (Adaptado: AISI S100, 2007)

Tipo de ligação por contato	m f
Cisalhamento simples e chapas externas de ligações sujeitas ao corte duplo com arruelas sob a cabeça do parafuso e a porca.	1,00
Cisalhamento simples e chapas externas de ligações sujeitas ao corte duplo sem arruelas sob a cabeça do parafuso e a porca, ou com uma arruela apenas.	0,75
Chapas internas de ligações sujeitas ao corte duplo com ou sem arruelas	1,33

A norma NBR 14762 (2010) não prevê esse método de dimensionamento.

3.5.3 Ligações com parafusos auto-atarraxantes

3.5.3.1 Pressão de contato (esmagamento) e inclinação do parafuso (tilting)

A força de cisalhamento resistente de cálculo por parafuso, associada à resistência do metal-base, deve ser calculada por:

a) para $t_2/t_1 \le 1, 0, F_{c,Rd}$ é o menor dos valores:

$$F_{c,Rd} = 4.2 (t_2^3 d)^{0.5} f_{u2} / \gamma$$

$$F_{c,Rd} = 2.7 t_1 df_{u1} / \gamma$$

$$F_{c,Rd} = 2.7 t_2 df_{u2} / \gamma$$
(3.12)

b) para $t_2/t_1 \ge 2,5$, $F_{c,Rd}$ é o menor dos valores:

$$F_{c,Rd} = 2.7t_1 df_{u1} / \gamma$$

$$F_{c,Rd} = 2.7t_2 df_{u2} / \gamma$$
(3.13)

c) para $1,0 < t_2/t_1 < 2,5$, $F_{c,Rd}$ deve ser determinado por interpolação linear.

$$\gamma = 2,00$$

 $\phi = 0,50 (LRFD)$
 $\phi = 0,40 (LSD)$

onde,

 t_1 é a espessura do elemento conectado em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso;

 t_2 é a espessura do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso;

d é o diâmetro nominal do parafuso;

 f_{ul} é a resistência à ruptura na tração do elemento conectado em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso;

 f_{u2} é a resistência à ruptura na tração do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso.

3.5.3.2 Resistência ao arrancamento do parafuso (pull-out)

A força de tração resistente de cálculo, $F_{a,Rd}$, associada ao arrancamento do parafuso, deve ser calculada por:

$$F_{a,Rd} = 0.85t_c df_{u2} / \gamma$$

 $\gamma = 2.00$
 $\phi = 0.50 \ (LRFD)$
 $\phi = 0.40 \ (LSD)$
(3.14)

onde,

 t_c é o menor valor entre a profundidade de penetração e a espessura do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso;

d é o diâmetro nominal do parafuso;

 f_{u2} é a resistência à ruptura na tração do elemento conectado que não está em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso.

3.5.3.3 Resistência ao rasgamento do metal-base (pull-over)

A força de tração resistente de cálculo, $F_{r,Rd}$, associada ao rasgamento do metal-base, deve ser calculada por:

$$F_{r,Rd} = 1.5t_1 d_{we} f_{u1} / \gamma$$

$$\gamma = 2.00$$

$$\phi = 0.50 (LRFD)$$

$$\phi = 0.40 (LSD)$$

(3.15)

onde,

 f_{u1} é a resistência à ruptura na tração do elemento conectado em contato com a arruela ou a cabeça do parafuso;

 d_{we} é o diâmetro efetivo associado ao rasgamento do metal-base, calculado por:

a) parafuso de cabeça circular, ou hexagonal, ou hexagonal com flange, com arruela independente sob a cabeça do parafuso (figura 3.9a):

$$d_{we} = d_h + 2t_w + t_l \le d_w \tag{3.16}$$

b) parafuso de cabeça circular, ou hexagonal, ou hexagonal com flange, sem arruela independente sob a cabeça do parafuso (figura 3.9b):

$$d_{we} = d_h, \le 12,7 \text{ mm}$$
 (3.17)

c) arruela em domo, não maciça e independente sob a cabeça do parafuso (figura 9c):

$$d_{we} = d_h + 2t_w + t_1 \le d_w \tag{3.18}$$

com d_h , $2t_w$ e t_l definidos na figura 3.14 e $d_{we} \le 16$ mm.



Figura 3.8 - Dimensões para cálculo da resistência ao rasgamento do metal-base (adaptado: ABNT NBR 14762,

2010)

Capítulo 4

Erro de modelo

4.1 Visão geral sobre o banco de dados experimentais

Este capítulo apresenta o banco de dados de ensaios de ligações em perfis formados a frio, utilizados nos cálculos dos coeficientes de ponderação da resistência. Para cada estadolimite, tabelas são apresentadas com informações do número de ensaios, *n*, de cada programa experimental, bem como as informações estatísticas do banco de dados de ligações que serão usadas no programa de análise de confiabilidade estrutural que será utilizado posteriormente. Os ajustes da melhor distribuição de probabilidade para o erro de modelo de cada grupo de ligação com seu respectivo modo de ruína foram realizados pelo *software EasyFit 5.2 Standard* se baseando em testes de aderência mais utilizados pela teoria da probabilidades.

O banco de dados de ligações soldadas contém 245 ensaios de solda de filete em superfícies planas e superfícies curvas, obtidos de 3 programas experimentais. Os protótipos falharam por ruptura do metal-base.

A base de dados de ligações parafusadas contém 818 resultados de ensaios em chapas e perfis, de diversos programas experimentais. Foram considerados nas análises de confiabilidade, resultados de ensaios cuja falha ocorreu por pressão de contato (esmagamento da parede do furo) ou rasgamento entre furo e borda. Os resultados de ensaios correspondentes ao esmagamento da parede do furo foram separados para dois critérios de projetos: (i) a deformação do furo é uma consideração de projeto e (ii) a deformação do furo é desconsiderada.

Nas análises de confiabilidade de ligações com parafusos auto-atarraxantes em chapas submetidas à força de tração (ênfase na ligação terça-telha), foram incorporados ao banco de dados, resultados relacionados à falha por arrancamento do parafuso (*pull-out*) ou rasgamento do metal-base (*pull-over*). Nas análises de confiabilidade de ligações em chapas submetidas à força de cisalhamento, foram relacionados resultados relativos à falha por esmagamento e *tilting*. O banco de dados de ligações com parafusos auto-atarraxantes contém 247 resultados.

4.2 Ligações soldadas

Um total de 342 testes foram realizados por McGuire e Peköz (1979) em ligações soldadas: solda de filete, solda de ponto e cordão de solda. Deste total, foram adotados 157 resultados de ensaios referentes à solda de filete em superfícies planas e solda de filete em superfícies curvas.

Teh e Hancock (2005) descrevem ensaios experimentais realizados em ligações soldadas, soldas de filete em superfícies planas e em superfícies curvas. Foram utilizadas chapas com espessuras de 1,5 e 3,0 mm geralmente em aço G450 ($f_y = 450$ MPa; $f_u = 480$ MPa) utilizado neste programa experimental. Um total de 76 resultados de ensaios foram utilizados na calibração.

Zhao *et al.* (1999) descrevem uma série de ensaios de solda de filete longitudinal (solicitação paralela ao eixo da solda). Foram ensaiadas três diferentes seções tubulares retangulares denominadas RHS, do inglês *rectangular hollow section*, com espessura da chapa menor que 3,0 mm. Os perfis utilizados nos ensaios são em aço grau C450L0 RHS fabricados conforme os requisitos da norma australiana AS1163 (1991), que é semelhante a norma ASTM-A500 (1984). A resistência ao escoamento nominal do material é de 450 MPa e resistência última é de 500 MPa. As amostras foram classificadas conforme o acabamento da solda, ou seja, com ou sem cordão de solda no contorno da chapa *gusset*. O modo de falha predominante foi a ruptura do metal-base ao longo do contorno da solda. Foram utilizados na calibração 12 resultados de ensaios.

As figuras 4.1 e 4.2 apresentam a configuração dos ensaios realizados por Teh e Hancock (2005) e Zhao *et al.* (1999).



Figura 4.1 – Orientação do carregamento aplicado e detalhe da solda na extremidade da placa de carregamento (Zhao *et al.*, 1999)



Figura 4.2 – Configurações das ligações soldadas ensaiadas por Teh e Hancock (2005)

A tabela 4.1 apresenta um resumo dos programas experimentais incluídos no banco de dados para ligações soldadas.

Autor	n
McGuire e Peköz (1979)	157
Teh e Hancock (2005)	76
Zhao et al. (1999)	12
Total	245

Tabela 4.1 - Grupos de dados experimentais de ligações soldadas

As ligações soldadas foram reunidas em 5 grupos distintos de acordo com os casos definidos pela norma NBR 14762 (2010). Foram obtidos os seguintes resultados estatísticos: Os três primeiros casos foram considerados soldas de filetes em superfícies planas e os dois últimos, soldas de filetes em superfícies curvas.

A tabela 4.2 apresenta um resumo dos dados estatísticos incluídos no banco de dados para ligações soldadas.

Caso	Modo de falha (ruptura do metal-base) Soldas de filete em superfícies planas	n	Pm	V _P	Distribuição de Probabilidade
1	Filete longitudinal $(L/t < 25)^*$	51	0.93	0.12	Normal
2	Filete longitudinal ($L/t \ge 25$)	29	0.80	0.11	Normal
3	Filete transversal	79	0.98	0.11	Normal
	Soldas de filete em superfícies curvas				
4	Filete transversal	56	1.00	0.15	Normal
5	Filete longitudinal	30	0.90	0.13	Gumbel

Tabela 4.2 – Grupos de dados estatísticos de ligações soldadas

*L/t é a relação entre o comprimento do filete de solda e a espessura da chapa conectada

Nas figuras 4.3 e 4.4 são apresentados os histogramas da variável erro de modelo (*P*) para os casos estudados, obtidos com o auxílio do *software EasyFit 5.2 standard*. A função densidade de probabilidade correspondente foi representada junto aos histogramas. Verifica-se que nos quatro primeiros casos, a variável erro de modelo pode ser descrita pela distribuição normal. E no último caso, a distribuição gumbel max foi melhor ajustada.



Figura 4.3 – Histogramas da variável erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente a soldas de filete em superfícies planas (Fonte: *software EasyFit 5.2 standard*)



Figura 4.4 – Histogramas da variável erro de modelo e distribuição de probabilidade correspondente a soldas de filete em superfícies curvas (Fonte: *software EasyFit 5.2 standard*)

4.3 Ligações parafusadas

Em Carril *et al.* (1994), os estudos experimentais foram realizados para investigar a força axial de tração resistente, a resistência ao esmagamento da parede do furo (pressão de contato) e da interação entre estes dois modos de falha, em ligações parafusadas de chapas planas. O efeito da deformação do furo na resistência ao esmagamento da parede do furo, também foi investigado. Na investigação experimental, ligações do tipo cisalhamento simples, com arruelas e sem arruelas, foram empregadas em arranjos com um parafuso e com múltiplos parafusos. Foi adotado no presente trabalho um total de 35 ensaios em chapas finas.

Os relatórios parciais 5º e 6º *Tests on Bolted Connections*, da Universidade de Cornell, datados de 1954, foram resumidos por Hsiao (1989). Foram realizados ensaios com ligações do tipo cisalhamento simples (com arruelas) e cisalhamento duplo (amostras mescladas com e sem arruelas). Foram adotados 16 ensaios em chapas finas, que falharam por pressão de contato (esmagamento).

O principal objetivo da pesquisa de Dhalla (1971) foi estudar a influência da ductilidade no comportamento estruturalviabilidade de perfis estruturais formados a frio. Foi realizada uma investigação experimental com ligações do tipo cisalhamento simples (com arruelas) e cisalhamento duplo (com e sem arruelas). Este estudo se limitou a determinar a influência de dois fatores: a ductilidade e a amplitude entre a resistência ao escoamento e resistência à ruptura, no comportamento de barras e ligações em PFF submetido à carga estática. Um total de 23 resultados de ensaios de ligações que falharam por pressão de contato (esmagamento) foi utilizado.

McKinney *et al.* (1975) apresentaram em 2 etapas os resultados de um estudo de perfis estruturais em aço formados a frio fabricados a partir de chapas grossas: (i) flambagem local de elementos comprimidos; (ii) efeitos de trabalho a frio nas propriedades mecânicas de chapas, barras e ligações parafusadas. Foram realizados ensaios com ligações do tipo cisalhamento simples (com arruelas) e cisalhamento duplo (com e sem arruelas). Um total de 20 resultados de ensaios da etapa (ii) em ligações parafusadas que falharam por pressão de contato (esmagamento) foi adotado.

Chong e Matlock (1974) estudaram a resistência de ligações parafusadas em chapas finas com e sem arruelas, submetidas ao cisalhamento simples. Em seus ensaios, foram observados os mesmos modos de falha descritos por Winter (1956). A influência de determinados parâmetros (diâmetro do parafuso, distância entre furos e entre furo e borda) sobre a resistência de as ligações parafusadas foi bastante explorada. Um total de 33 resultados de ensaio de ligações parafusadas que falharam por pressão de contato (esmagamento) foi adotado no presente trabalho.

Yu e Mosby (1978) apresentaram os resultados de 370 testes adicionais para um estudo da resistência de esmagamento da parede de furos em ligações parafusadas influenciadas pela intensidade do torque empregado na instalação. Os protótipos foram fabricados com um parafuso apenas e ensaiados na Universidade de Missouri-Rolla. Três diferentes diâmetros de parafusos e sete tipos diferentes de chapas de aço com várias propriedades mecânicas também foram utilizados, com e sem o uso de arruelas. Foram realizados ensaios com ligações sujeitas, tanto ao cisalhamento simples quanto ao cisalhamento duplo. Um total de 151 ensaios que falharam por pressão de contato (esmagamento) foi adotado no presente trabalho.

Um estudo realizado por Macadam (1990) indicou que uma falha por tração poderia ocorrer em uma amostra de ensaio, após uma deformação excessiva por esmagamento da parede do furo. Um total de 17 ensaios de cisalhamento simples de ligações com um parafuso, com e sem arruelas foi adotado. Estas amostras selecionadas falharam por pressão de contato (esmagamento).

Rogers e Hancock (1998) apresentaram uma proposta para projeto de ligação parafusada fabricada com aços de alta resistência, com espessura inferior a 1,0 mm. Os autores concluíram a necessidade de um coeficiente denominado fator de contato (C) para a formulação da resistência ao esmagamento. Um total de 106 ensaios de cisalhamento em ligações parafusadas que falharam por pressão de contato (esmagamento) foi adotado.

Yu (1982) sintetizou as mudanças dos critérios de projeto e documentou os dados de pesquisa utilizados para a revisão da Seção 4.5 da especificação AISI (1980). Foram adotados 22 ensaios de cisalhamento simples, com ligação de um parafuso, com e sem arruelas. Estas amostras falharam por pressão de contato (esmagamento).

Wallace e La Boube (2000) apresentaram um estudo experimental da resistência ao esmagamento da parede do furo em ligações parafusadas de PFF, usando furos alargados sem arruelas. Os parâmetros dos ensaios incluiam a espessura da chapa, o tipo de ligação, o número de parafusos, e o diâmetro de parafuso. Os resultados dos ensaios indicaram que os usos de furos alargados sem as arruelas causavam deformação excessiva e consequentemente redução da resistência da ligação. Com base nos dados de ensaios, um método foi desenvolvido para

determinar com boa precisão a resistência de cálculo para ligações parafusadas quando são empregados furos alargados sem as arruelas. Foi adotado um total de 119 dados de ensaios, com e sem arruelas, que falharam por pressão de contato (esmagamento).

Em Maiola (2004) foram realizados estudos do comportamento estrutural de ligações parafusadas em chapas finas e perfis formados a frio, mediante análise teórica e experimental de corpos-de-prova. Cada configuração de ligação foi fabricada em duplicata, sendo que em cada configuração de chapa fina foi ensaiada com e sem arruela junto à cabeça do parafuso e à porca, enquanto os perfis foram ensaiados sem a utilização de arruelas. Foram utilizados parafusos de alta resistência ISSO 7411 grau 8.8, instalados em furos realizados por puncionamento através de aperto manual, e aços ZAR 345 (espessura de 1,55 mm), SAE 1008 (espessuras de 2,75 e 3,75 mm) e COR 420 (espessura de 4,75 mm). Foi adotado um total de 108 resultados de ensaios que falharam por pressão de contato (esmagamento), sendo 69 chapas, 20 perfis U e 19 cantoneiras. A figura 4.5 apresenta uma falha de esmagamento da parede do furo em ensaio realizado com perfil U.



Figura 4.5 – Esmagamento da parede do furo em ensaio de Maiola (2004)

Segundo Sheerah (2009), pesquisas com ligações parafusadas, sem emprego de arruelas, com furos alargados e furos pouco alongados não são muito frequentes. A norma AISI S100 (2007) não apresenta provisões para tais configurações. O objetivo da sua tese foi o estudo experimental de ligações com chapas sem arruelas, com diâmetro de furos alargados e dimensões de furos pouco alongados. Além da variação da tipologia dos furos, as amostras foram preparadas para cisalhamento simples ou cisalhamento duplo, com situações de um ou dois parafusos. Os diâmetros dos parafusos utilizados nas ligações foram de 12,7 e 6,35 mm. Foram adotados 168 resultados de ensaios, sendo 115 correspondentes à falha por pressão de contato (esmagamento) e 53 correspondentes à falha por rasgamento entre furo e borda. Um

protótipo que apresentou falha por rasgamento é ilustrado pela figura 4.6. Com relação à falha por esmagamento, foram excluídos os dados com pequena deformação (alongamento), para que a deformação do furo fosse uma consideração de projeto.



Figura 4.6 - Falha por rasgamento entre furo e borda da amostra SS-118-A307 (Sheerah - 2009)

A tabela 4.3 apresenta um resumo dos programas experimentais incluídos no banco de dados para ligações parafusadas.

Autor	п	Tipo
Carril et al. (1994)	35	Chapas
Rel. Universidade de Cornell (1954)	16	Chapas
Dhalla (1971)	23	Chapas
McKinney et al. (1975)	20	Chapas
Chong et al. (1974)	33	Chapas
Yu e Mosby (1978)	151	Chapas
Macadam (1990)	17	Chapas
Rogers e Hancock (1988)	106	Chapas
Yu (1982)	22	Chapas
Wallace e LaBoube (2000)	119	Chapas
Maiola (2004)	108	Chapas e perfis
Sheerah (2009)	168	Chapas
Total	818	

Tabela 4.3 – Grupos de dados experimentais de ligações parafusadas

A análise estatística dos resultados obtidos para o erro de modelo em ligações parafusadas consistiu em um procedimento de reunir os dados experimentais em grupos como mostra as tabelas 4.4, 4.5 e 4.6, onde os dados foram reunidos em 3 grupos.

(Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	n	Pm	VP	Distribuição de Probabilidade
1	EPF em chapas com uso de arruelas (Maiola)	31	0,86	0,22	Normal
2	EPF em chapas sem uso de arruelas (Maiola)	153	0,92	0,28	Normal
3	EPF todos os dados de chapas (Maiola)	184	0,91	0,27	Normal
4	EPF em cantoneiras	19	1,01	0,30	Gumbel
5	EPF em perfis U	20	1,05	0,27	Normal
6	EPF em cantoneiras e perfis U	39	1,03	0,28	Normal

Tabela 4.4 – Pressão de contato (esmagamento) com a consideração da deformação do furo

*EPF = Esmagamento da Parede do Furo

Tabela 4.5 – Pressão de contato (esmagamento) sem a consideração da deformação do furo

(Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	n	Pm	VP	Distribuição de Probabilidade
1	EPF com uso de arruelas CS*	289	1,06	0,16	Lognormal
2	EPF sem uso de arruelas CS	123	1,02	0,15	Gumbel
3	EPF com e sem uso de arruelas	130	1,00	0,19	Lognormal
	*00 0. 11	1			

*CS = Cisalhamento simples

Tabela 4.6 –	Rasgamento	entre	furo e	borda
--------------	------------	-------	--------	-------

C	Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	п	Pm	VP	Distribuição de Probabilidade
1	RFB Cisalhamento simples	32	0,94	0,20	Frechet
2	RFB Cisalhamento duplo	21	1,03	0,15	Normal
3	RFB CS e CD	53	0,98	0,19	Gumbel

*RFB = Rasgamento entre furoe borda; **CS = Cisalhamento simples; ***CD = Cisalhamento duplo

4.4 Ligações com parafusos auto-atarraxantes

Rogers e Hancock (1997) apresentaram ensaios de ligações com parafusos autoatarraxantes sujeitas ao cisalhamento simples. A figura 4.7 apresenta uma falha típica por esmagamento do furo/inclinação excessiva (*tilting*). As chapas de aço, com espessuras variando de 0,42 a 1,00 mm, foram dispostas durante os ensaios, nas direções longitudinal, transversal e diagonal com o objetivo de determinar o grau de anisotropia e sua influência na resistência da ligação e no tipo de falha.


Figura 4.7 – Falha por esmagamento do furo/inclinação excessiva (*tilting*) em ligação com 4 parafusos dispostos em "quadrado" (Rogers e Hancock, 1997)

Os ensaios também apresentaram variação da espessura, tipo, quantidade e orientação dos parafusos, com o objetivo de verificar o comportamento das ligações submetidas à falha por pressão de contato e inclinação do parafuso. Os arranjos foram constituídos de ligações com um, dois ou quatro parafusos auto-atarraxantes. As ligações com dois parafusos foram orientados na direção longitudinal ou transversal em relação ao carregamento durante os ensaios e com quatro parafusos foram dispostos em "quadrado" ou "losango". A possibilidade de falha por cisalhamento do parafuso foi eliminada com a especificação apropriada de sua resistência e dimensões. Um total de 114 resultados de ensaios foi utilizado no presente trabalho.

Macindoe e Pham (1996) também conduziram ensaios de ligações parafusadas de cisalhamento simples, submetidas à falha por pressão de contato e inclinação do parafuso. As ligações foram fabricadas com um ou dois parafusos auto-atarraxantes. No caso de amostras com dois parafusos, os mesmos foram orientados na direção longitudinal ou transversal, em relação à carga aplicada. Um total de 109 resultados de ensaios foi utilizado no presente trabalho.

Atualmente, o emprego de parafusos auto-atarraxantes em ligações metálicas tem aumentado de forma significativa, principalmente como dispositivo de ligação entre componentes leves da construção metálica, como por exemplo, nas ligações entre telhas metálicas e terças. Tais ligações apresentam modos de falha diferentes dos observados para as ligações parafusadas convencionais, em função do tipo de parafuso e das reduzidas espessuras dos elementos conectados, definidos como arrancamento do parafuso (*pull-out*) e rasgamento do metal-base (*pull-over*) como mostra a figura 4.8.



Figura 4.8 – Modos de falha observados em ligações com parafusos auto-atarraxantes (Freitas, 2004)

Freitas (2004) desenvolveu um estudo abrangente sobre as ligações metálicas com parafusos auto-atarraxantes, com ênfase na ligação telha-terça, onde são apresentados 26 ensaios padronizados para caracterização dos parafusos e para avaliação do comportamento estrutural e resistência de ligações. Dois diâmetros nominais de parafusos auto-atarraxantes foram utilizados, d = 5,5 mm e d = 6,3 mm e espessuras variadas dos componentes de ligação. Nestes ensaios verificaram-se os modos de ruptura arrancamento do parafuso e rasgamento do metal-base, semelhantes aos identificados em sinistros nas coberturas e vedações laterais, devido aos efeitos de sucção provocados pela ação do vento. Foram adotados 24 resultados de ensaios na análise de confiabilidade, sendo que 9 falharam por arrancamento do parafuso e 15 falharam por rasgamento do metal-base. A tabela 4.7 apresenta um resumo dos programas experimentais incluídos no banco de dados para ligações com parafusos auto-atarraxantes.

Tabela 4.7 – Grupos de dados experimentais de ligações com parafusos auto-atarraxantes

Autor	n	Tipo
Rogers e Hancock (1996)	114	chapas
Macindoe e Pham (1996)	109	chapas
Freitas (2004)	24	chapas
Total	247	

As informações estatísticas necessárias para a análise de confiabilidade posterior estão resumidas na tabela 4.8.

Tabela 4.8 – Grupos de dados estatísticos de ligações com parafusos auto-atarraxantes

(Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	n	Pm	VP	Distribuição de Probabilidade
1	Esmagamento / tilting	223	1,02	0,16	Gumbel
2	Pull-out	9	0,77	0,12	Normal
3	Pull-over	15	1,20	0,25	Normal

Capítulo 5

Análise e discussão dos resultados

5.1 Introdução

Neste capítulo são avaliados os índices de confiabilidade e os coeficientes de sensibilidade de ligações de perfis formado a frio, projetadas segundo a NBR 14762 (2010). Os estados-limites analisados foram:

- Ligações soldadas (soldas de filete);

- Ligações parafusadas (rasgamento entre furos ou entre furo e borda e pressão de contato);

- Ligações com parafusos auto-atarraxantes (força de cisalhamento e força de tração).

Os parâmetros estatísticos do erro de modelo, P_m e V_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 de ação permanente/ação variável (L_n/D_n) de 3 e 5. Portanto, serão dadas atenção especial aos índices de confiabilidade calculados conforme as situações abaixo:

i) LRFD: $L_n/D_n = 5$; combinação (1);

ii) LSD: $L_n/D_n = 3$; combinação (2).

As análises dos índices de confiabilidade foram feitas para a situação (i), cujo valor alvo é $\beta_o=3,5$.

A combinação de ações utilizada na calibração do AISI-LSD, ou seja, a combinação (2), é definida pela NBR 14762 (2010), como sendo a combinação última normal.

Por fim será feita uma apresentação gráfica dos resultados do índice de confiabilidade com os métodos FOSM e FORM levando em consideração a variação de 1 a 10 para a razão L_n/D_n .

5.2 Função estado-limite

De acordo com a especificação de projeto prevista na norma, a condição essencial de segurança referente a cada estado-limite último é expressa pela seguinte desigualdade:

$$\Theta(S_d, R_d) \ge 0 \tag{5.1}$$

onde

 S_d indica os valores de cálculo dos esforços atuantes, determinados com base nas combinações ultimas de ações;

 R_d indica os valores de cálculo dos correspondentes esforços resistentes de acordo com o tipo de situação.

Dessa forma para que as análises de confiabilidade fossem realizadas, adotou-se como base de cálculo a resistência teórica nominal (R_n), admitindo-se que essa represente de forma correta a resistência das ligações.

As variáveis aleatórias como resistência e erro de 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:

$$\frac{1}{\gamma}R_n = \gamma_D D_n + \gamma_L L_n \tag{5.2}$$

A equação 5.2 foi resolvida para ações nominais $L_n \in D_n$ dentro de um intervalo de valores de razão de carregamentos (L_n/D_n) . No total, um conjunto de dez razões de carregamento foi considerado nesse estudo, com o objetivo de tornar as análises mais abrangentes, sendo : $\frac{L_n}{D_n} = \{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10\}.$

A equação de estado-limite utilizada para a realização das análises de confiabilidade foi:

$$g(X) = X_1 X_2 - X_3 - X_4 \tag{5.3}$$

onde,

 X_1 corresponde a resistência à ruptura da ligação levando em consideração o fator do material e o fator de fabricação (*RMF*);

 X_2 é a variável aleatória erro de modelo (P);

 X_3 é a ação permanente (D);

 X_4 é a ação variável (L).

A tabela 5.1 representa uma planilha de entrada de dados, com base na função de estadolimite, definida pela equação (5.3). Nesta planilha, o coeficiente de ponderação γ da resistência foi definido para cada estado-limite de acordo com as normas brasileira e americana. Os coeficientes de ponderação das ações $\gamma_D e \gamma_L$ 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 das ações permanentes (D_n) e ações variáveis (L_n). Em seguida, são inseridos na planilha os dados estatísticos das variáveis X_1 , X_2 , $X_3 e X_4$. Os dados estatísticos da variável X_1 foram obtidos da tabela 2.2, sendo adotado a distribuição lognormal (LN). Os dados estatísticos das variáveis $X_3 e X_4$, foram obtidos da tabela 2.3. No caso da variável X_2 , os dados estatísticos foram obtidos de acordo com o procedimento apresentado da seção 2.9.

γ	γD	γL	Rn (kN)	Dn/Ln	Dn	Ln	
1,65	1,25	1,50	100,00	1/3	10,54	31,62	
		J	ŀ				
DADOS ESTATÍSTICOS	м	F	RMF	Р	D	L	
Média	1,10	1,00	110,00	1,02	11,07	31,62	
Coeficiente de Variação	0,08	0,05	0,09	0,15	0,10	0,25	
Desvio Padrão	0,09	0,05	10,38	0,15	1,11	7,91	
			RMF (LN)	P (*)	D (N)	L (G.M)	
			Xı	X 2	X3	X 4	
		μ	110,00	1,02	11,07	31,62	
		σ	10,38	0,15	1,11	7,91	

Tabela 5.1 – Fluxograma de entrada de dados para cálculo do índice de confiabilidade

5.5 Ligações soldadas

Esta seção apresenta os resultados do índice de confiabilidade para ligações soldadas. As resistências teóricas foram calculadas de acordo com a norma brasileira para os modos de falha apresentados na tabela 5.2.

Caso	Modo de falha (ruptura do metal-base)	Tipo de ligação	Nomenclatura	YNBR (1/YNBR)
	Soldas de filete em superfícies planas	r organ		,
1	Solicitação paralela ao eixo da solda (L/t<25)	Cisalhamento simples (CS)	LFWS	1,65 (0,60)
		Cisalhamento duplo (CD)	LFWD	
2	Solicitação paralela ao eixo da solda (L/t ≥25)	Cisalhamento simples (CS)	LFWS	2,00 (0,50)
		Cisalhamento duplo (CD)	LFWD	
3	Solicitação normal ao eixo da solda	Cisalhamento simples (CS)	TFWS	1,55 (0,65)
		Cisalhamento duplo (CD)	TFWD	
	Soldas de filete em superfícies curvas			
4	Solicitação normal ao eixo da solda	Cisalhamento simples (CS)	TBWS	1,65 (0,60)
5	Solicitação paralela ao eixo da solda	Cisalhamento duplo (CD)	LBWD	1,80 (0,55)

Tabela 5.2 – Estado-limite último de ruptura do metal-base

Nota:

LFW Longitudinal Fillet Welds TFW Transverse Fillet Welds LBW Longitudinal Flare-Bevel Welds TBW Transverse Flare-Bevel Welds

A tabela 5.3 apresenta os índices de confiabilidade para 5 estados-limite (ver casos na tabela 5.2).

Os casos 2, 4 e 5 apresentam para o índice de confiabilidade calculado com a combinação (1), $L_n/D_n = 5$ resultados muito próximos, mas inferiores, aos recomendados pela especificação do AISI-LRFD, ou seja, $\beta = 3,27$ ($\gamma = 2,00$), $\beta = 3,23$ ($\gamma = 1,65$), $\beta = 3,40$ ($\gamma = 1,80$).

Analisando a combinação (2), $L_n/D_n = 3$, obtém-se $\beta = 3,19$ ($\gamma = 2,00$), $\beta = 3,15$ ($\gamma = 1,65$), $\beta = 3,33$ ($\gamma = 1,80$) resultados muito inferiores aos recomendados pelas normas consideradas.

Os casos 1 e 3 apresentam para o índice de confiabilidade calculado com a combinação (1), $L_n/D_n = 5$ resultados não conservadores em relação aos recomendados pela norma americana, ou seja, $\beta = 3,13$ ($\gamma = 1,65$), $\beta = 3,07$ ($\gamma = 1,55$).

Em relação a combinação (2) $L_n/D_n = 3$, obtém-se $\beta = 3,05$ ($\gamma = 1,65$), $\beta = 2,99$ ($\gamma = 1,55$), resultados também bastante inferiores aos recomendados pelas normas consideradas.

			1	soldadas				
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	Da	rômati	ros	$1,2D_{n} +$	+ 1,6 <i>L</i> _n	$1,25D_{n} +$	$+1,5L_n$	
	Estatísticos			$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	
	n	$P_{\rm m}$	V_P	Índi	Índice de Confiabilidade β_{FORM}			
(1) LFWD+LFWS L/t<25	51	0,93	0,11	3,18	3,13	3,05	2,98	
(2) LFWD+LFWS≥25	29	0,80	0,11	3,32	3,27	3,19	3,12	
(3) TFWD+TFWS	79	0,98	0,11	3,12	3,07	2,99	2,92	
(4) TBWD	56	1,00	0,15	3,27	3,23	3,15	3,09	
(5) LBWD	30	0,90	0,13	3,47	3,40	3,33	3,24	

Tabela 5.3 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para ligações

As medidas de sensibilidade para as variáveis aleatórias das ligações soldadas estão indicadas nas figuras 5.1, 5.2, 5.3, 5.4 e 5.5. Pode-se notar que a variável X_3 possuem contribuição baixa em relação as outras variáveis. Vale destacar que o valor do índice de confiabilidade é afetado principalmente pelas variáveis X_2 , que representa o erro de modelo e X_4 que representa as ações variáveis. Os coeficientes de sensibilidade em função das razões de carregamento (L_n/D_n) consideradas das variáveis de resistência (X_2) e de carregamento variável (X_4) , introduzem maior propensão na probabilidade de falha das ligações.



Figura 5.1 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao eixo da solda, L/t < 25



Figura 5.2 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao eixo da solda, $L/t \ge 25$



Figura 5.3 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação normal ao eixo

Os índices de sensibilidade para as ligações soldadas quase não sofreram alterações para as combinações (1) $1,20D_n + 1,60L_n = (2) 1,25D_n + 1,50L_n = relações L_n/D_n$ igual a 3 e a 5. O índice de confiabilidade das ligações soldadas é afetado pelo grau de incerteza presente nas variáveis aleatórias.



Figura 5.4 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies curvas,





Figura 5.5 – Índices de sensibilidade das variáveis aleatórias obtidos para solda de filete em superfícies curvas, solicitação paralela ao eixo da solda

As figuras 5.6, 5.7, 5.8, 5.9 e 5.10 apresentam os índices de confiabilidade β em função da razão de carregamento (L_n/D_n) . 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.

Nas figuras 5.6 e 5.7 o índice de confiabilidade para ligações soldadas, levando em consideração que a solicitação é paralela ao eixo da solda, varia em torno de 4,5% entre os métodos FOSM e FORM.

Para a figura 5.6, considerando as combinações e parâmetros da AISI-LRFD, ou seja para a combinação (1) e razão $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,27$ e $\beta_{FORM} = 3,13$. Para a combinação (2) e razão $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 3,19$ e $\beta_{FORM} = 3,05$ que são valores inferiores ao valor alvo ($\beta_0 = 3,5$).



Figura 5.6 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao eixo da solda, L/t < 25

Na figura 5.7, temos para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,43$ e $\beta_{FORM} = 3,27$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 3,36$ e $\beta_{FORM} = 3,19$.



Figura 5.7 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação paralela ao eixo da solda, $L/t \ge 25$

A figura 5.8 considera que a solicitação é normal ao eixo da solda e nesse caso o índice de confiabilidade decai inicialmente até uma razão $L_n/D_n = 4$ mantendo-se quase constante a partir dessa razão. O valor do índice de confiabilidade usando o método FOSM é de quase 4,2% a mais em relação ao metódo FORM. Considerando a combinação (1) e e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,20$ e $\beta_{FORM} = 3,07$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 3,12$ e $\beta_{FORM} = 2,99$.



Figura 5.8 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies planas, solicitação normal ao eixo

A figura 5.9 mostra a diferença entre os índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies curvas para os métodos FOSM e FORM. Vale destacar que essa diferença foi diminuindo com o aumento da razão L_n/D_n . Considerando a combinação (1) e e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,46$ e $\beta_{FORM} = 3,23$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 3,39$ e $\beta_{FORM} = 3,15$.



Figura 5.9 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies curvas, solicitação normal ao eixo da solda

A figura 5.10 mostra os índices de confiabilidade obtidos para a solda de filete em superficies curvas onde a solicitação é paralela ao eixo da solda. Para os métodos FOSM e FORM nota-se uma diferença em torno de 3,5% para os valores de β . Considerando a combinação (1) e e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,52$ e $\beta_{FORM} = 3,40$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 3,46$ e $\beta_{FORM} = 3,33$.



Figura 5.10 – Índices de confiabilidade obtidos para solda de filete em superfícies curvas, solicitação paralela ao eixo da solda

5.6 Ligações parafusadas

Esta seção apresenta os resultados do índice de confiabilidade para ligações parafusadas. As resistências teóricas foram calculadas conforme a norma brasileira, para os seguintes estados-limites:

- pressão de contato (esmagamento da parede do furo - EPF);

- rasgamento entre furos ou entre furo e borda - RFB.

Adicionalmente, são apresentadas análises de confiabilidade para o estado-limite pressão de contato, sem a consideração da deformação do furo, com base na norma AISI S100 (2007). A NBR 14762 (2010), ao tratar deste estado-limite, não faz menção à deformação do furo. A norma AISI-S100 (2007), por sua vez, traz, para a verificação da falha por EPF, duas situações de projeto: (1) resistência sem considerar a deformação do furo e (2) resistência levando em conta a deformação do furo. Adotou-se um alongamento de 6,4 mm, valor máximo aceitável de acordo com o AISI S100 (2007). A primeira situação de cálculo não está contemplada na norma brasileira, porém a segunda situação é abordada pela norma brasileira com a mesma formulação da norma norte-americana.

A norma norte-americana ao tratar do modo de falha EPF, quando a deformação do furo não é uma consideração de projeto, apresenta uma formulação em função da presença de arruelas e do tipo de arranjo da ligação parafusada, ou seja, cisalhamento simples ou duplo.

Pode-se adiantar que os índices de confiabilidade obtidos para o modo de ruína ruptura da seção líquida (RSL), apresentaram certa tendência a estar um pouco acima dos índices de confiabilidade para o modo de ruína esmagamento da parede do furo (EPF), o que é desejável, porque o esmagamento não provoca o colapso da estrutura.

5.6.1 Pressão de contato (esmagamento) com a consideração da deformação do furo

A tabelas 5.4 apresenta os resultados dos coeficientes de ponderação da resistência para chapas e perfis com ligações parafusadas (cantoneiras e perfis U), constantes do banco de dados, cuja falha ocorreu por esmagamento da parede do furo (EPF), considerando a deformação do furo. O valor recomendado pela norma brasileira para o coeficiente de ponderação da resistência é $\gamma = 1,55$.

As análises de confiabilidade em ligações parafusadas em chapas e perfis que apresentaram como ruína o esmagamento da parede do furo (EPF) apontaram que:

- Os modelos fornecem baixa confiabilidade, devido a coeficientes de variação consideráveis, tanto pelos desvios padrão quanto pelas médias dos erros de modelo inseguros $(P_m < 1, 0)$.

- Foram utilizados dados de ensaios em chapas de dois pesquisadores e ensaios em perfis de apenas um pesquisador. Outras referências podem ser incorporadas ao presente trabalho, com intuito de ratificar a necessidade de revisão do critério de projeto.

	Da	râmet	205	1,2 <i>D</i> _n	+ 1,6 <i>L</i> _n	1,25 <i>D</i> _n -	+ 1,5 <i>L</i> _n
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	estatísticos			$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$
	n	P_m	V_P	Ín	dice de conf	iabilidade β	FORM
EPF em chapas com uso de arruelas (Maiola)	31	0,86	0,22	2,11	2,13	2,01	2,01
EPF em chapas sem uso de arruelas (Maiola)	153	0,92	0,28	1,86	1,89	1,79	1,80
EPF todos os dados de chapas (Maiola)	184	0,91	0,27	1,99	2,01	1,92	1,94
EPF em cantoneiras	19	1,01	0,30	2,43	2,43	2,31	2,30
EPF em perfis U	20	1,05	0,27	2,21	2,24	2,14	2,15
EPF em cantoneiras e perfis U	39	1,03	0,28	2,04	2,07	1,98	1,99

Tabela 5.4 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para EPF

As figuras 5.11, 5.12, 5.13, 5.14, 5.15 e 5.16 mostram os coeficientes de sensibilidade obtidos para o esmagamento da parede fo furo (EPF). Verifica-se que a variável X_2 representa de 70% a 89% na contribuição do valor de β , mostrando que o erro de modelo tem a maior influência, implicando em modelos de baixa confiabilidade. Quando considera os

dados experimentais juntos nota-se que a variavel erro de modelo aumenta sua contribuição na probabilidade de falha chegando a quase 90%.



Figura 5.11 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em chapas com uso de arruelas (Maiola)



Figura 5.12 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em chapas sem uso de arruelas (Maiola)



Figura 5.13 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF todos os dados de chapas (Maiola)



Figura 5.14 - Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em cantoneiras



Figura 5.15 - Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em perfis U



Figura 5.16 - Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF em cantoneiras e perfis U

5.6.2 Pressão de contato (esmagamento) sem a consideração da deformação do furo

A tabela 5.5 apresenta os resultados dos índices de confiabilidade β , agrupados de acordo com o tipo de arranjo da ligação parafusada, ou seja:

i) cisalhamento simples e chapa externa de ligação em cisalhamento duplo (CS), com o uso de arruelas;

 ii) cisalhamento simples e chapa externa de ligação em cisalhamento duplo (CS), sem o uso de arruelas;

iii) chapa interna de cisalhamento duplo (CD), com ou sem arruelas.

O resultado do grupo (iii) teve um valor inferior ao valor alvo da norma americana, ou seja, para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, $\beta = 2,90$. Esse resultado é desfavorável à segurança em comparação aos resultados dos grupos (i) e (ii). Em relação a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$ $\beta = 2,80$, que é um valor muito inferior ao valor alvo definido pelas normas consideradas.

Tabela 5.5 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para EPF (chapas)

	Dorômotros			1,2 <i>D</i> _n	$+ 1,6L_{n}$	$1,25D_{n}+1,5L_{n}$	
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	estatísticos		$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	
	n	Pm	V_{P}	Ínc	lice de conf	fiabilidade β	FORM
EPF com uso de arruelas (CS)	289	1,06	0,16	3,30	3,23	3,16	3,08
EPF sem uso de arruelas (CS)	123	1,02	0,15	3,32	3,24	3,17	3,07
EPF com ou sem arruelas (CD)	130	1,00	0,19	2,94	2,90	2,80	2,75

As figuras 5.17 e 5.18 mostram os coeficientes de sensibilidade obtidos para esmagamento da parede do furo com uso e sem o uso de arruelas considerando cisalhamento simples. Para esses casos, verificou-se que as variáveis X_2 , erro de modelo e X_4 , carregamento variável, têm maiores influências na probabilidade de falha. Para o caso 8, considerando as combinações (1) e (2), verifica-se que a variável X_4 contribui com quase 80% na probabilidade de falha.



Figura 5.17 - Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando EPF com uso de arruelas (CS)





5.6.3 Rasgamento entre furo e borda

Com base nos resultados de ensaios experimentais de chapas finas, cuja falha ocorreu com o rasgamento entre furos ou entre furo e borda (RFB) das mesmas, obtidos em Sheerah (2009), apresentam-se na tabela 5.6 os resultados do índice de confiabilidade desse modo de falha. Os índices de confiabilidade estão organizados em três grupos:

I) cisalhamento simples (CS);

II) cisalhamento duplo (CD);

III) todos os ensaios.

Tabela 5.6 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para rasgamento

		UII		e coraa				
	Parâmetros - estatísticos			1,2 <i>D</i> _n	+ 1,6 <i>L</i> _n	$1,25D_{n}$	$1,25D_{\rm n}+1,5L_{\rm n}$	
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)				$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$	
	n	$P_{\rm m}$	V_{P}	Índice de confiabilidade $eta_{ extsf{form}}$				
RFB (CS)	33	0,94	0,20	2,99	2,98	2,88	2,85	
RFB (CD)	20	1,03	0,15	2,91	2,88	2,78	2,73	
RFB todos os ensaios	53	0,98	0,19	3,22	3,15	3,07	2,99	

entre furo e borda

Nas figuras 5.19 e 5.20 considerou os casos cuja falha ocorreu com rasgamento entre furos ou entre furo e borda (RFD) das mesmas. Nota-se que a maior contribuição na probabilidade de falha é da variável X_4 , carregamento variável.

Esse comportamento dos coeficientes de sensibilidade é condizente com a realidade de que a influência da variável aleatória X_4 , na razão de carregamento $L_n/D_n = 3$ ou 5, é maior em relação às demais variáveis consideradas.



Figura 5.19 – Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando RFB (CS)



Figura 5.20 - Coeficientes de sensibilidade para ligações parafusadas considerando RFB (CD)

A seguir são apresentados os índices de confiabilidade β , obtidos para cada tipo de ligação de acordo com cada especificação de projeto.

As figuras 5.21, 5.22 e 5.23 apresentam os índices de confiabilidade β para chapas finas que sofreram esmagamento da parede dos furos (EPF) em função da razão de carregamento (L_n/D_n) , onde as linhas contínuas e pontilhadas representam a confiabilidade das ligações usando os métodos FOSM e FORM, respectivamente.

Para a razão de carregamento (L_n/D_n) entre 1,0 e 2,0 verifica que ocorre um aumento do índice de confiabilidade e a partir da faixa de carregamento $L_n/D_n > 2,0$, o índice de confiabilidade é praticamente constante.

Verifica-se também uma diferença entre os valores dos índices de confiabilidade obtidos pelos métodos FOSM e FORM relativamente grande, o que pode ser um alerta à ineficiência do modelo com relação aos critérios de confiabilidade.

Na figura 5.21 os índices de confiabilidade foram obtidos para EPF com uso de arruelas que ficaram praticamente constantes para as razões L_n/D_n . Vale destacar que para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,54$ e $\beta_{FORM} = 2,28$ e para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, temos $\beta_{FOSM} = 2,42$ e $\beta_{FORM} = 2,17$.



Figura 5.21 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com uso de arruelas

Na figura 5.22, que considera EPF sem uso de arruelas verificou-se que o índice de confiabilidade manteve-se praticamente constante. Para os valores devidos pelas normas obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,22$ e $\beta_{FORM} = 1,89$ para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$. Para a outra combinação e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 2,10$ e $\beta_{FORM} = 1,79$.



Figura 5.22 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF sem uso de arruelas

Na figura 5.23 considera-se os dois casos anteriores juntos, ou seja o esmagamento da parede do furo com e sem arruelas e obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,43$ e $\beta_{FORM} = 2,01$ para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 2,31$ e $\beta_{FORM} = 1,92$. Os índices de confiabilidade quase não variam com a razão L_n/D_n .



Figura 5.23 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com e sem uso de arruelas

A figura 5.24 apresenta os índices de confiabilidade para as ligações parafusadas em cantoneiras de abas iguais (conectadas por apenas uma aba) e desiguais (conectadas apenas pela menor aba) ilustrando a influência causada pelo erro de modelo nos valores de β usando os metódos FOSM e FORM. Levando em consideração a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,58$ e $\beta_{FORM} = 2,63$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 2,47$ e $\beta_{FORM} = 2,53$. Diferente dos outros casos analisados o índice de confiabilidade para o método FORM foi maior que o FOSM que manteve-se praticamente constante com a variação da razão L_n/D_n .



Figura 5.24 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (cantoneiras)

A figura 5.25 apresenta os índices de confiabilidade para as ligações parafusadas em perfis U que sofrem esmagamento da parede do furo (EPF). Considerando os métodos FOSM e FORM verificou-se uma diferença de β em torno de 20% com os valores dos índices de confiabilidade praticamente constante para (L_n/D_n) entre 4,0 e 10,0. Levando em consideração

a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,86$ e $\beta_{FORM} = 2,30$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 2,76$ e $\beta_{FORM} = 2,21$.



Figura 5.25 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (perfils U)

A figura 5.26 apresenta os índices de confiabilidade para as ligações parafusadas em perfis U junto com EPF para cantoneiras. Observa-se para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, temse $\beta_{FOSM} = 2,74$ e $\beta_{FORM} = 2,18$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, obtém-se $\beta_{FOSM} = 2,63$ e $\beta_{FORM} = 2,09$.



Figura 5.26 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF (cantoneiras e perfis U)

A norma norte-americana ao tratar do modo de falha EPF, quando a deformação do furo não é uma consideração de projeto, apresenta uma formulação em função da presença de arruelas e do tipo de arranjo da ligação parafusada, ou seja, cisalhamento simples ou duplo.

A figura 5.27 apresenta os índices de confiabilidade levando em consideração o uso de arruelas considerando que ocorra cisalhamento simples. Para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$,

obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,83$ e $\beta_{FORM} = 3,61$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 3,78$ e $\beta_{FORM} = 3,55$.



Figura 5.27 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF com uso de arruelas (CS)

A figura 5.28 apresenta os índices de confiabilidade considerando que ocorra cisalhamento simples sem o uso de arruelas. Obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,80$ e $\beta_{FORM} = 3,67$ para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$. Para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 3,76$ e $\beta_{FORM} = 3,62$.



Figura 5.28 – Índices de confiabilidade obtidos para EPF sem uso de arruelas (CS)

A figura 5.29 apresenta os índices de confiabilidade levando em consideração o esmagamento da parede do furo com e sem o uso de arruelas. Para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$ obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,46$ e $\beta_{FORM} = 3,31$. Já considerando a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$ tem-se $\beta_{FOSM} = 3,39$ e $\beta_{FORM} = 3,24$.



Figura 5.29 - Índices de confiabilidade obtidos para EPF com ou sem uso de arruelas

Por fim na figura 5.30 considerou-se todos os casos cuja falha ocorreu com o rasgamento entre furos ou entre furo e borda (RFB) das mesmas. Para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$ obtémse $\beta_{FOSM} = 2,94$ e $\beta_{FORM} = 2,95$ e para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 2,84$ e $\beta_{FORM} = 2,86$. Nota-se que os valores de β são bem próximos quando comparamos os métodos FOSM e FORM.



Figura 5.30 - Índices de confiabilidade obtidos para RFB (CS e CD)

5.7 Ligações com parafusos auto-atarraxantes

5.7.1 Força de cisalhamento resistente de cálculo

Esta seção apresenta os resultados da análise de confiabilidade para ligações com parafusos auto-atarraxantes (PAA), submetidas à força de cisalhamento (resistência do metalbase). O modo de falha analisado é chamado de pressão de contato (esmagamento) e inclinação do parafuso (*tilting*). O coeficiente de ponderação da resistência recomendado pela norma brasileira é $\gamma = 2,00$.

A tabela 5.7 apresenta os resultados dos índices de confiabilidade para força de cisalhamento por parafuso (resistência do metal-base). Verifica-se que o resultado do índice de

confiabilidade para a especificação AISI-LRFD, obtem-se $\beta = 4,24$ para a combinação (1) com $L_n/D_n = 5$. Utilizando-se a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$ obtem-se $\beta = 4,22$.

		015	umume		/		
	D	arâmatr	205	1,2 <i>D</i> _n	+ 1,6 <i>L</i> _n	$1,25D_{n}$	$+ 1,5L_n$
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	Parâmetros Estatísticos $1,2D_n + 1,6L_n$ $D_n = 3$ $D_n = 5$ $1,25D_n + 1,5L_n$ $D_n = 3$ 	Estatísticos			$\frac{L_n}{D_n} = 5$		
	n	P_m	V_P	Índ	ice de Con	fiabilidade,	$\beta_{\rm form}$
esmagamento/tilting	223	1,02	0,16	4,36	4,24	4,22	4,08

Tabela 5.7 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para força de cisalhamento (PAA)

A figura 5.31 mostra os coeficientes de sensibilidade para as ligações com parafusos auto-atarraxantes. Para o modo de falha pressão de contato e inclinação do parafuso verifica-se que a variável aleatória X_4 é a que apresenta a maior contribuição na probabilidade de falha.



Figura 5.31 – Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA considerando esmagamento/tilting

A figura 5.32 apresenta os índices de confiabilidade para as ligações com parafusos auto-atarraxantes submetidas à força de cisalhamento levando em consideração o esmagamento e inclinação do parafuso (*tilting*). Comparando os métodos FOSM e FORM nota-se uma diferença em torno de 3% para os valores de β . Vale comentar que para a razão L_n/D_n igual a 1 o índice de confiabilidade β é praticamente igual para os dois métodos usados. Para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$ obtém-se $\beta_{FOSM} = 4,40$ e $\beta_{FORM} = 4,24$ e para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 4,39$ e $\beta_{FORM} = 4,22$. Esses valores são superiores quando consideramos o valor n_n que é 3,5 de acordo com a norma AISI-LRFD.



Figura 5.32 – Índices de confiabilidade obtidos para esmagamento/tilting

5.7.2 Força de tração resistente de cálculo

Esta seção apresenta os resultados da análise de confiabilidade para ligações com parafusos auto-atarraxantes, submetidas à força de tração. Os modos de falha analisados são *pull-out* e *pull-over*. O coeficiente de ponderação da resistência recomendado pela norma brasileira é $\gamma = 2,00$.

A tabela 5.8 apresenta os resultados dos índices de confiabilidade para cada um dos modos de falha citados, além de apresentar os resultados para todos os dados ensaiados. Para o modo de falha *pull-out*, empregando-se os parâmetros do AISI-LRFD, combinação (1) e L_n/D_n = 5, obtém-se β = 3,22 que é um valor próximo mas inferior ao valor alvo. Para a combinação (2) e L_n/D_n = 3, obtém-se β = 3,14.

Para o modo de falha *pull-over*, empregando-se os parâmetros do AISI-LRFD, combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, obtém-se $\beta = 2,93$. Esse valor é bem menor que o alvo recomendado pela norma americana. Se for considerada a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, obtém-se $\beta = 2,86$, que é um valor muito inferior ao valor alvo.

Tabela 5.8 – Estatísticas do erro de modelo e índice de confiabilidade β para força de tração

	D	Darâmetros			$1,2D_{n}+1,6L_{n}$		$+ 1,5L_{n}$
Casos definidos pela NBR 14762 (2010)	$\begin{array}{c} \text{os pela} \\ \text{(2010)} \\ \hline \begin{array}{c} \begin{array}{c} \text{Parâmetros} \\ \text{estatísticos} \\ \hline \begin{array}{c} \frac{L_n}{D_n} = 3 \\ \hline \begin{array}{c} \frac{L_n}{D_n} = 5 \\ \hline \begin{array}{c} \frac{L_n}{D_n} = 5 \\ \hline \end{array} \\ \hline \begin{array}{c} n \\ 9 \\ \hline \begin{array}{c} 0,77 \\ 0,12 \\ \hline \end{array} \\ \hline \begin{array}{c} 3,27 \\ 3,22 \\ \hline \end{array} \\ \hline \begin{array}{c} 3,27 \\ 3,22 \\ \hline \end{array} \\ \hline \end{array} \\ \hline \end{array} \\ \begin{array}{c} n \\ 15 \\ 1,20 \\ 0,25 \\ 2,91 \\ 2,93 \\ \hline \end{array} \end{array}$	$\frac{L_n}{D_n} = 3$	$\frac{L_n}{D_n} = 5$				
	n	P_m	V_P	Índ	$\beta_{\rm form}$		
Pull-out	9	0,77	0,12	3,27	3,22	3,14	3,07
Pull-over	15	1.20	0.25	2.91	2.93	2.86	2.87

(PAA)

As figuras 5.33 e 5.34 mostram os coeficientes de sensibilidade para as ligações com parafusos auto-atarraxantes para os casos *pull-out* e *pull-over*.



Figura 5.33 - Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA para o caso pull-out



Figura 5.34 - Coeficientes de sensibilidade para ligações com PAA para o caso pull-over

A variável X_2 , erro de modelo tem uma contribuição em torno de 90% para os casos analisados. Para o modo de falha *pull-out*, as variáveis X_2 , erro de modelo e X_4 , carregamento variável, apresentam maiores influências na probabilidade de falha. Nesse modo de falha o número de ensaios é pequeno e os dados apresentam grande variabilidade, ocasionando valores dos índices de confiabilidade inferiores ao alvo. Para o modo de falha *pull-over*, a variáveil X_2 , erro de modelo apresenta maior influência na probabilidade de falha. Nesse modo de falha o erro de modelo apresenta grande variabilidade ocasionando valores dos índices de confiabilidade inferiores ao alvo.

As figuras 5.35 e 5.36 apresentam os índices de confiabilidade para ligações com parafusos auto-atarraxantes, submetidas à força de tração. Com a análise verificou-se uma diferença em torno de 4 a 6% para os valores de β obtidos para *pull-out* considerando os métodos FOSM e FORM e considerando a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$ obtém-se $\beta_{FOSM} = 3,40$ e $\beta_{FORM} = 3,22$ e para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 3,33$ e $\beta_{FORM} = 3,14$.



Figura 5.35 – Índices de confiabilidade obtidos para pull-out

Para os índices de confiabilidade obtidos para *pull-over* a diferença entre os métodos ficou bem acima em relação aos outros casos analisados devido ao coeficente de variação do erro de modelo. Os índices de confiabilidade são praticamente constantes para as razões L_n/D_n . Para a combinação (1) e $L_n/D_n = 5$, tem-se $\beta_{FOSM} = 3,92$ e $\beta_{FORM} = 2,93$ e para a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, tem-se $\beta_{FOSM} = 3,86$ e $\beta_{FORM} = 2,86$.



Figura 5.36 - Índices de confiabilidade obtidos para pull-over

Capítulo 6

Conclusões

Neste trabalho foram mostrados os procedimentos adotados na determinação de índices de confiabilidade para alguns estados limites definidos na norma brasileira ABNT NBR 14762 (2010). Considerando a semelhança entre os métodos de dimensionamento para ligações de perfis formados a frio descritos pelas normas brasileira e americana AISI S100 (2007), os resultados foram comparados para duas combinações de ações, (1) $1,2D_n+1,6L_n$ e (2) $1,25D_n+1,5L_n$, e duas relações de ação permanente/ação variável (L_n/D_n), 3 e 5. Esses índices de confiabilidade obtidos para ligações de perfis formados a frio foram calculados com o emprego do método de confiabilidade de primeira ordem (FORM). Um total de 1310 resultados de ensaios experimentais, relacionados aos estados limites abordados, foram utilizados na obtenção das estatísticas do erro de modelo. Os resultados obtidos pelo método FORM foram comparados com resultados obtidos pelo método FOSM para ligações soldadas, ligações parafusadas e ligações auto-atarraxantes considerando L_n/D_n variando de 1 a 10.

É importante ressaltar que as combinações de ações foram obtidas das normas americana e brasileira: $1,2D_n + 1,6L_n$ (AISI-LRFD, 2007) e $1,25D_n + 1,5L_n$ (AISI-LSD, 2007 e NBR 14762, 2010). Os resultados foram comparados com o índice de confiabilidade alvo da norma americana (AISI-LRFD, 2007), ou seja, $\beta_o = 3,5$. A norma brasileira não especifica qual índice de confiabilidade alvo foi adotado na sua calibração deixando a entender que não foi calibrada.

As análises de confiabilidade de ligações soldadas foram realizadas para os estados limites últimos de ruptura do metal-base. Foram consideradas as fórmulas de projeto para soldas de filete em superfícies planas e em superfícies curvas.

Nos casos de soldas de filete em superfícies planas para solicitação paralela ao eixo da solda ($L/t \ge 25$), os índices de confiabilidade calculados com a combinação (1) e relação $L_n/D_n = 5$ foram inferiores ao alvo ($\beta_o = 3,5$) da norma americana AISI-LRFD e para a combinação (2), adotada pela norma brasileira, os valores obtidos são inferiores ao alvo mesmo se adotado $\beta_o = 3,5$. A mesma situação ocorre para os casos de Solicitação paralela ao eixo da solda (L/t < 25) e Solicitação normal ao eixo da solda. Resultados semelhantes são encontrados para os casos envolvendo soldas de filete em superfícies curvas calculados com a combinação

(1) e $L_n/D_n = 5$, bem como com a combinação (2) e $L_n/D_n = 3$, mesmo considerando $\beta_o = 3,5$. Isto mostra a necesidade de adoção de valores maiores para coeficiente de ponderação da resistência em todos os casos.

As análises de confiabilidade de ligações parafusadas foram realizadas para os estados limites últimos de pressão de contato (esmagamento) e rasgamento entre furos ou entre furo e borda. Os resultados para ligações parafusadas em chapas e perfis que apresentaram falha por esmagamento da parede do furo (EPF) com a consideração da deformação do furo, mostraram que:

Os modelos fornecem baixa confiabilidade, devido a coeficientes de variação consideráveis, e pelas médias dos erros de modelo inseguros ($P_m < 1,0$). Desta forma os índices de confiabilidade, β , são bem inferiores aos valores alvos.

Foram utilizados dados de ensaios em chapas de dois pesquisadores e ensaios em perfis de apenas um pesquisador.

As análises de confiabilidade de ligações parafusadas em chapas que apresentaram falha por esmagamento da parede do furo (EPF) sem a consideração da deformação do furo, forneceram índices de confiabilidade, β adequados à especificação americana. As análises de confiabilidade de ligações parafusadas em chapas que apresentaram falha por rasgamento entre furos ou entre furo e borda (RFB) das mesmas, apresentaram índices de confiabilidade inferiores em relação às normas de referência. Os índices de confiabilidade calculado para o caso de ligação de duplo cisalhamento (CD), $\beta = 2,91$, apresentou-se inferior às normas de referência. Entretanto, para o caso de cisalhamento simples (CS), o β calculado é próximo ao recomendado ($\beta_o = 3,5$). Deve-se ressaltar que os ensaios utilizados na calibração foram obtidos de apenas um pesquisador. Além disso os ensaios foram realizados para configurações com furos alargados ou pouco alongados, enquanto que a formulação para RFB depende da posição do centro do furo-padrão.

As análises de confiabilidade realizadas para ligações parafusadas em cantoneiras, referentes ao modo de falha de EPF, mostraram que os índices de confiabilidade foram inferiores ao valor alvo $\beta_o=3,5$.

As análises de confiabilidade de ligações com parafusos auto-atarraxantes (PAA) foram realizadas para os modos de ruína esmagamento/*tilting*, *pull-out* e *pull-over*.

Os resultados de ligações com parafusos auto-atarraxantes, submetidas à força de cisalhamento, que falharam por esmagamento/*tilting*, indicaram que:

- o modelo fornece elevada confiabilidade, com índices de confiabilidade bem acima do valor alvo de 3,5, em todas as situações de combinação de ações e relação L_n/D_n ;

- o índice de confiabilidade recomendado pelas especificações ABNT NBR 14762
(2010) e AISI \$100 (2007) são conservadores em relação ao valor calculado.

As análises de confiabilidade de ligações com parafusos auto-atarraxantes (PAA), submetidas à força de tração, apresentaram resultados compatíveis com as normas de brasileira e americana, para o modo de falha arrancamento do parafuso (*pull-out*). Empregando-se os parâmetros de calibração do AISI-LRFD obtém-se um $\beta = 3,22$, inferior, mas próximo do valor recomendado pelo AISI-LRFD. O valor de $\beta = 3,27$ é bem inferior para o caso do alvo ser o do AISI-LSD.

Para o modo de falha rasgamento do metal-base (*pull-over*), o índices de confiabilidade, β , foram inferiores aos recomendados pelas normas de referência. Utilizando-se dos parâmetros de calibração do AISI-LRFD obtém-se um $\beta = 2,93$, enquanto que pelo AISI-LSD, obtém-se $\beta = 2,91$.

A partir de uma análise global, considerando todos os casos analisados, de ligações, as seguintes conclusões podem ser citadas:

- O índice de confiabilidade, β , calculado de acordo com a especificação AISI para o LSD apresenta-se sempre inferior ao valor calculado para o LRFD. Este fato exigiria a adoção de um coeficiente de ponderação da resistência superior no caso do LSD, visto que o alvo de calibração é maior neste último caso.

Na comparação entre os métodos FOSM e FORM, podemos citar as seguintes conclusões:

Para as ligações estudadas, os índices de confiabilidade apresentaram em média, de
5 a 10% de diferença entre os métodos, cujos valores são inferiores aos valores alvos estabelecidos pela norma americana.

- Para as ligações parafusadas verificou-se, de uma maneira geral, que a contribuição da variável aleatória erro de modelo na segurança dessas ligações é considerável, especialmente para razões de carregamento (L_n/D_n) entre 1,0 e 3,0. Sendo assim, a presença do erro de modelo (P) nas análises de confiabilidade para o caso das ligações parafusadas em chapas finas mostrou que:

- Existe uma diminuição significativa dos valores de β das ligações, para as especificações das normas consideradas, quando da variação das espessuras (*t*) dessas chapas

para o modo de ruína EPF;

- Existe a necessidade de modificações nos modelos normativos de previsão para o EPF no sentido de melhorar a segurança estrutural;

- A grande variabilidade dos resultados dos modelos de cálculo perante a média do erro de modelo é considerável para o modo de ruína por RSL, porém os índices de confiabilidade apontam resultados satisfatórios para os modelos de norma brasileira.

Sugestões para trabalhos posteriores

Vários aspectos sobre análise de confiabilidade de perfis formados a frio precisam ser investigados. Sugerem-se os seguintes trabalhos que podem dar prosseguimento a esta pesquisa:

- Obtenção dos coeficientes de ponderação da resistência para as ligações consideradas.

- Estudo da relação ação permanente/ação variável, L_n/D_n , nas construções metálicas brasileiras.

- Desenvolvimento de um modelo de cálculo para a previsão da força resistente de cálculo para pressão de contato (esmagamento), sem a consideração da deformação do furo.

- Análise da confiabilidade de barras submetidas aos diversos estados limites contemplados na norma brasileira de dimensionamento de estruturas de perfis formados a frio.

Referências bibliográficas

ABNT NBR 6355 (2012). Perfis estruturais de aço formados a frio – Padronização.

AISI S100 (2007). Specification for the design of cold-formed steel structural members.

ABNT NBR 14762 (2010). Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio – Procedimento.

Ang, A. H-S. e Cornell, C. A. (1984). Reliability bases of structural safety and design. Journal of the structural division, ASCE, Vol. 100, Número 9, pp. 1755-1769.

Beck, A.T. e Dória, A.S. (2008). Reliability analysis of I-section steel columns designed according to new Brazilian building codes. J. of the Braz. Soc. of Mech. Sci. & Eng. 30, 152-150.

Beck, A.T.; Souza Jr, A.C. (2010). A first attempt towards reliability based calibration of brazilian structural design codes. J. of the Braz. Soc. of Mech. Sci.

Bolandim, E., Beck, A., and Malite, M. (2013). Bolted connections in cold-formed steel: Reliability analysis for rupture in net section. J. struct. eng. 139, SPECIAL ISSUE: Cold-formed steel structures, 748–756.

Benjamin, J. R., and Cornell, C. A. (1970). Probability, statistics, and decisions for civil engineers, McGraw-Hill Company Inc., New York.

Bolandim, E. A. (2011). Análise de confiabilidade em ligações parafusadas em chapas finas e perfis de aço formados a frio. Dissertação de mestrado – EESC/USP.

Brandão, A. L. R. (2012), Calibração de coeficiente de ponderação da resistência em barras e ligações de perfis formados a frio, Tese de doutorado – UFOP.

Brandão, A. L. R (2007). Segurança de estruturas em perfis formados a frio. Ouro Preto: Escola de Minas, Universidade Federal de Ouro Preto. Dissertação de mestrado – UFOP.

Castanheira, A. M. (2004). Avaliação da confiabilidade de vigas metálicas dimensionadas pela NBR 8800. Dissertação de mestrado – UFOP.

Carril, Jeffery L., LaBoube, Roger A., and Yu, W.W. (1994). Tensile and bearing capacities of bolted connections, first summary report, University of Missouri-Rolla.

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

Chong, K.P., and R.B. Matlock (1974). Light-gage steel bolted connections without washers, Journal of the structural division, ASCE proceedings, Vol. 101 No. ST7.

Cornell, C. A. (1967). Bounds on the reliability of structural systems. Journal of the structural division, ASCE, Vol. 93, número, pp. 171-200.

Dhalla, A.K., and G. Winter (1971). Influence of ductility on the structural behavior of coldformed steel members, report n^o. 336, department of structural engineering, Cornell University.

Der Kiureghian, A. and Liu, P. (1986). Structural reliability under incomplete probability information. J. eng. mech., 112(1), 85–104.

Ellingwood, B., MacGregor, J.G., Galambos, T.V., Cornell, C.A. (1982). Probability-based load criteria: Load factors and load combinations. Journal of the structural division, ASCE, Vol. 108, n°. ST5.

Freitas, M. F. de (2004). Ligações metálicas constituídas por parafusos autoatarraxantes. Dissertação (mestrado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos.

Freudenthal, A. M. (1947). The safety of structures, transactions of the ASCE, Vol. 112, pp. 125-159.

Freudenthal, A. M. (1961). Safety, reliability and structures design. Journal of the structural division, ASCE, Vol. 87, pp. 1-16.

Freudenthal, A. M., Garrelts, J. M., Shinozuka, M. (1966). The safety of structures, transactions of the ASCE, Vol. 92, pp. 267-325.

Galambos, T.V., Ellingwood, B., MacGregor, J.G., Cornell, C.A. (1982). Probability-based load criteria: assessment of current design practice. USA, Journal of the structural division, ASCE, Vol. 108, n. ST5, pp. 959-977.

Galambos, T. V. (1992). Design codes. Engineering safety. McGraw-Hill, Inglaterra, pp. 47-71.

Hasofer, A.M., Lind, N.C. (1974). Exact and invariant second moment code format, Journal of the engineering mechanics division, ASCE, Vol. 100 n° EM1 pp111-121.

Haldar, A., Mahadevan, S. (2000). Probability, reliability and statistical methods in engeneering design.

Hsiao, L.E. (1989). Reliability based criteria for cold-formed steel members. Ph. D. Thesis, Universidad de Missouri-Rolla, Rolla, Missouri.

Hsiao, L. E., Yu, W. W., and Galambos, T. V. (1988). Load and resistance factor design of cold-formed steel: Load and resistance factor design specification for cold-formed steel structural members with commentary, 10th Progress Report, University of Missouri-Rolla.

Hurtado, J. E., Alvarez, D. A. (2003). Classification approach for reliability analysis with stochastic finite-element modeling. Journal of structural engineering. ASCE.

Lewis, E. E. (1987). Introduction to reliability engineering, John Wiley & Sons, EUA, 400p.

Li, Y., Yin, Y., Ellingwood, B. R., and Bulleit, W. M. (2008). Uniform hazard versus uniform risk bases for perfromance-based earthquake engineering of light-Frame wood Construction, 4th International ASRANet colloquium on integrating structural analysis, risk, and reliability, Athens, Greece.

Macadam, J.N. (1990). Net section tension, AISI Advisory group subcommittee 3 - connections.

Madsen, H. O., Krenk, S. e Lind, N.C. (1986). Methods of structural safety, Prentice-Hall, New Jersey, 403p.

Macindoe, L., Pham, L. (1996). Test data from screwed and blind riveted connection tests. CSIRO division of building, construction and engineering confidential document 96/22(M), Highett Victoria, Australia.

Maiola, C. H. (2004). Ligações parafusadas em chapas finas e perfis de aço formados a frio. São Carlos. Tese (doutorado). Escola de Engenharia de São Carlos – Universidade de São Paulo.

Melchers, R. E. (1999). Structural reliability analysis and prediction, John Wiley & Sons, Australia, 437p.

Moliterno, A. (1998). Elementos para projetos em perfis leves de aço. 1 ed, São Paulo. Editora Edgard Blucher.

Mood A. M., Graybill F., Boes, D. C. (1986). Introduction to the theory of statistics, McGraw-Hill Book Company.

McKinney, W.M., V.A.S. Liu, and Yu, W.W. (1975). Study of cold-formed steel structural members made of thick sheets and plates, final report, University of Missouri-Rolla.

Paula, V. F. de (2006). Análise experimental e numérica de cantoneiras de aço formadas a frio, sob tração e conectadas por parafusos, publicação n.º E.TD 005A/06, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 167p.

Rackwitz, R. e Fiessler, B. (1978). Structural reliability under random load sequences. Comput. struct., 9:484-494.

Rang, T. N., Galambos, T. V., and Yu, W. W. (1979a). 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.

Rang, T. N., Galambos, T. V., and Yu, W. W. (1979b). 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.

Ravindra, M. K. e Galambos, T.V. (1978). Load and resistance factor design for steel, Journal of the structural division, ASCE, vol. 104, 9, pp. 1337-1353.

Rogers, C.A., Hancock, G.J. (1997). Screwed connection tests of thin G550 and G300 sheet steels, research report n^o. R761, centre for advanced structural engineering, University of Sydney, Sydney, NSW, Australia.

Rogers, C.A., Hancock, G.J. (1998). New bolted connection design formulae for G550 and G300 sheet steels less than 1.0mm thick, research report n^o. R769, centre for advanced structural engineering, University of Sydney, Sydney, NSW, Australia.

Sagrilo, L. V. S. (1994) Análise de confiabilidade estrutural utilizando os métodos analíticos FORM e SORM. Tese de doutorado – COPPE/UFRJ, D.Sc., Engenharia Civil.

Salmon, C. G. e Johnson, J. E. (1990). Steel structures – Design and behavior, Harper Collins, EUA, 1086p.

Santos, L. L. (2000). Sobre a confiabilidade de vigas segundo as normas de estruturas metálicas, Dissertação de mestrado, UFRGS, 131p.

Sheerah, Ibraheem. (2009). Cold-formed steel bolted connections without washers on oversized and slotted holes. Master of science (Engineering systems), 104 pp.

Wallace, J.A., Schuster, R.M. and LaBoube, R.A. (2000). Testing of bolted cold formed steel connections in bearing, canadian cold formed steel research group, University of Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada.

Winter, G. (1956). Tests on bolted connections in light gage steel, Journal of the structural division, ASCE, vol. 82, n°. ST2, pp. 920-1 - 920-25.

Yu, W.W., e R.L. Mosby (1978). Bolted connections in cold-formed steel structures. Third progress report, University of Missouri-Rolla.

Yu, W. W. (1982). AISI Design criteria for bolted connections. Proceedings of the sixth international specialty conference on cold-formed steel structures, University of Missouri-Rolla, Missouri.

Yu, W.W. (2000). Cold-Formed steel design. New York: Jonh Wiley e Sons. 756p..