

WAGNER CARVALHO SANTIAGO

**CALIBRAÇÃO BASEADA EM CONFIABILIDADE
DOS COEFICIENTES PARCIAIS DE
SEGURANÇA DAS PRINCIPAIS
NORMAS BRASILEIRAS DE
PROJETO ESTRUTURAL**

São Carlos

2019

WAGNER CARVALHO SANTIAGO

**CALIBRAÇÃO BASEADA EM CONFIABILIDADE
DOS COEFICIENTES PARCIAIS DE
SEGURANÇA DAS PRINCIPAIS
NORMAS BRASILEIRAS DE
PROJETO ESTRUTURAL**

VERSÃO CORRIGIDA

(A versão original encontra-se na Escola de Engenharia de São Carlos)

Tese apresentada à Escola de engenharia de São Carlos da universidade de São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Ciências – Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil (Engenharia de Estruturas).

Orientador: Prof^o. Dr. André Teófilo Beck

São Carlos

2019

AUTORIZO A REPRODUÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTA TRABALHO,
POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS
DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Prof. Dr. Sérgio Rodrigues Fontes da
EESC/USP com os dados inseridos pelo(a) autor(a).

S235c Santiago, Wagner Carvalho
Calibração baseada em confiabilidade dos
coeficientes parciais de segurança das principais
normas brasileiras de projeto estrutural / Wagner
Carvalho Santiago; orientador André Teófilo Beck. São
Carlos, 2018.

Tese (Doutorado) - Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Civil (Engenharia de Estruturas) e Área de
Concentração em Estruturas -- Escola de Engenharia de
São Carlos da Universidade de São Paulo, 2018.

1. Confiabilidade estrutural. 2. Calibração de
norma. 3. Estados limites. 4. Coeficientes parciais de
segurança. 5. Estruturas de concreto. 6. Estruturas
metálicas. I. Título.

FOLHA DE JULGAMENTO

Candidato: Engenheiro **WAGNER CARVALHO SANTIAGO**.

Título da tese: "Calibração baseada em confiabilidade dos coeficientes parciais de segurança das principais normas brasileiras de projeto estrutural".

Data da defesa: 26/02/2019.

Comissão Julgadora:

Resultado:

Prof. Associado **André Teófilo Beck**
(Orientador)
(Escola de Engenharia de São Carlos/EESC)

APROVADO

Prof. Titular **Fernando Rebouças Stucchi**
(Escola Politécnica/EP-USP)

APROVADO

Prof. Dr. **Sergio Hampshire de Carvalho Santos**
(Universidade Federal do Rio de Janeiro/UFRJ)

APROVADO

Prof. Dr. **Américo Campos Filho**
(Universidade Federal do Rio Grande do Sul/UFRGS)

APROVADO

Profa. Dra. **Sofia Maria Carrato Diniz**
(Universidade Federal de Minas Gerais/UFMG)

APROVADO

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil
(Engenharia de Estruturas):

Prof. Titular **Humberto Breves Coda**

Decano da Comissão de Pós-Graduação:

Prof. Titular **Humberto Breves Coda**

Em memória de Thiago Carvalho Ramos.

AGRADECIMENTOS

À Deus, pelo dom da vida, pela proteção e por sempre iluminar o meu caminho.

À minha mãe, Evanildes Santiago, pelo amor incondicional e exemplo moral.

Ao meu pai, Antônio Santiago Filho, pelo incentivo e ensinamento.

Ao meu irmão, Rômulo Santiago, pela parceria na vida e nos negócios.

À minha tia Cacilda Carvalho pelo carinho e apoio após a cirurgia.

À minha prima Andrea Carvalho pelo suporte antes, durante e após a cirurgia.

Às minhas tias por acreditarem e torcerem por mim.

Ao meu namorado, Rafael Akisue, pelo afeto e auxílio técnico-científico.

Ao meu orientador, André Beck, pela disponibilidade, paciência e valiosa orientação.

Ao meu colega de doutorado, Henrique Kroetz, pela assistência na programação.

Aos funcionários do Departamento de Engenharia de Estruturas da EESC-USP pelo eficiente amparo.

Aos professores do colegiado de Engenharia Civil da UNIVASF que votaram a favor do meu afastamento.

Aos profissionais Ailton Ripamonte, Aline Heloá de Souza, André Moraes, Antônio Nereu Cavalcanti Filho, Carlos Baccini, Cesar Pinto, Dagoberto Façanha, Daniel Miranda, Deolinda de Oliveira Alves, Diego Copola, Douglas Couto, Egydio Herve Neto, Enio Barbosa, Everaldo Vich, Fábio Luiz Willirich, Fabrizio Eizo, Fernando Stucchi, Gabriela Ramirez, Gezeli Bandeira de Mello, Girley da Silva Vespaziano, Gustavo Simone Barboza, João Marcelo Linhares Feijão, Jônatas Moraes, Josafá de Oliveira Filho, Karoline Melo Moraes, Luis Guilherme Vellacich, Luis Gustavo, Luiz Cabral, Luiz Felipe Ferrira Mello, Luiz Paulo Prigol, Marcos Aurélio Vianna de Escobar, Murilo Marques, Paulo Sousa, Pedro Joaquim Ribeiro Cardoso, Renato Trindade, Rodrigo Montezuma, Rodrigo Nurnberg, Valdinei Jacques Alves, Vinícios Wagner Oliveira, Vitor Hugo e Warley Ricardo dos Santos pelo fornecimento dos dados fundamentais para a realização deste trabalho.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e tecnológico (CNPq) pela bolsa concedida.

RESUMO

SANTIAGO, W.C. **Calibração Baseada em Confiabilidade dos Coeficientes Parciais de Segurança das Principais Normas Brasileiras de Projeto Estrutural.** 2019. 181 p. Tese (Doutorado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2019.

Este trabalho apresenta uma calibração baseada em confiabilidade dos coeficientes parciais de segurança das normas brasileiras utilizadas no dimensionamento de estruturas metálicas e de concreto. O estudo tem como objetivo a determinação de coeficientes parciais de segurança que reflitam a realidade das estruturas brasileiras projetadas de acordo com as normas ABNT NBR 8681:2003 Ação e segurança nas estruturas, NBR 6118:2014 Projeto de estruturas de concreto e NBR 8800:2008 Projeto de estruturas de aço e de estruturas mistas de aço e concreto. O trabalho está fundamentado na teoria de confiabilidade estrutural, que permite uma representação explícita das incertezas envolvidas em termos das resistências e ações. O estudo aborda uma metodologia de calibração que envolve a obtenção de um conjunto de coeficientes parciais de segurança que minimiza as variações dos índices de confiabilidade das mais diversas estruturas projetadas segundo as normas de interesse, em relação ao índice de confiabilidade alvo utilizado na calibração. O trabalho revela que os coeficientes otimizados tendem a majorar as ações consideradas principais e a minorar as ações consideradas secundárias nas combinações normais de projeto. O estudo também mostra que os novos coeficientes conduzem a uma confiabilidade mais uniforme para as diferentes situações de projeto e tipologias de estruturas.

Palavra-chave: confiabilidade estrutural, calibração de norma, estados limites, coeficientes parciais de segurança, estruturas de concreto, estruturas metálicas.

ABSTRACT

SANTIAGO, W.C. **Reliability-Based Calibration of Partial Safety Factors From Main Brazilian Codes.** 2019. 181 p. Thesis (D. Sc.) - School of Engineering of São Carlos, University of São Paulo, São Carlos, 2019.

This work presents a reliability-based calibration of partial safety factors from Brazilian design codes used in the design of steel and concrete structures. The study aims to find partial safety factors that reflect the reality of Brazilian structures projected according to the codes NBR 8681:2003 Loads and safety in the structures, NBR 6118:2014 Design of concrete structures and NBR 8800:2008 Design of steel structures and mixed steel-concrete structures. The work is based on reliability theory, which allows an explicit representation of the uncertainties involved in terms of resistances and loads. The study deals with a calibration methodology that involves obtaining a set of partial safety factors that minimizes the variations of the reliability indices of the most diverse structures projected according to the codes of interest, in relation to the target reliability index used in the calibration. The work reveals that the optimized factors tend to increase the main loads and to reduce the secondary loads in the load combinations. The study also shows that the new factors lead to more uniform reliability for different design situations and structural typology.

Keywords: structural reliability, code calibration, limits states, partial safety factors, concrete structures, steel structures.

LISTA DE SÍMBOLOS

$F_X(x)$	Função de distribuição acumulada de probabilidades
$f_X(x)$	Função de densidade de probabilidades
μ	Média
$Var[x]$	Variância
σ	Desvio-padrão
C.V.	Coeficiente de variação
$g(x)$	Equação de estado limite
R	Variável aleatória de resistência
S	Variável aleatória de solicitação
P_f	Probabilidade de falha
β	Índice de confiabilidade
$f_{RS}(r, s)$	Função conjunta de densidade de probabilidade
μ_R	Média da variável aleatória de resistência
μ_S	Média da variável aleatória de solicitação
$\Phi()$	Função cumulativa normal padrão
$f_y(\mathbf{y})$	Função conjunta de probabilidades no espaço normal padrão
α	Coeficiente de sensibilidade
γ_i	Coeficiente de segurança interno
$\sigma_{m\acute{a}x}$	Tensão máxima
σ_r	Tensão de ruptura
γ_e	Coeficiente de segurança externo
σ_s	Tensão solicitante
F. S	Fator de segurança
R_k	Resistência característica do material
γ_R	Coeficiente de segurança de minoração da resistência do material
S_{kj}	Solicitação característica
γ_j	Coeficiente de segurança de majoração da solicitação

γ_g	Coeficiente de segurança de majoração da ação permanente
γ_q	Coeficiente de segurança de majoração da ação acidental
γ_w	Coeficiente de segurança de majoração da ação do vento
ψ_q	Coeficiente de ponderação da ação acidental secundária
ψ_w	Coeficiente de ponderação da ação do vento secundária
f_c	Variável aleatória resistência à compressão do concreto
f_y	Variável aleatória resistência ao escoamento de barras de aço
f_{pt}	Variável aleatória resistência à tração de cabos de protensão
b	Variável aleatória base de peças de concreto
h	Variável aleatória altura de peças de concreto
d_s	Variável aleatória altura útil de peças de concreto armado
d_p	Variável aleatória altura útil de peças de concreto protendido
A_p	Variável aleatória área de cabos de protensão
$E_{m,r}$	Variável aleatória erro de modelo de resistência
f_{ck}	Resistência característica à compressão do concreto
f_{yk}	Resistência característica ao escoamento de barras de aço
f_{ptk}	Resistência característica à tração de cabos de protensão
b_n	Dimensão nominal da base de peças de concreto
h_n	Dimensão nominal altura de peças de concreto
d_{sn}	Valor nominal da altura útil de peças de concreto armado
d_{pn}	Valor nominal da altura útil de peças de concreto protendido
A_p	Valor nominal da área de cabos de protensão
f_u	Variável aleatória resistência à ruptura de perfis e chapas de aço
f_{ub}	Variável aleatória resistência à ruptura de parafusos estruturais
Z	Variável aleatória módulo resistente plástico
W	Variável aleatória módulo resistente elástico
A_g	Variável aleatória área bruta
A_e	Variável aleatória área líquida efetiva
d	Variável aleatória altura de peças metálicas
t_w	Variável aleatória espessura da alma de peças metálicas
\emptyset_b	Variável aleatória diâmetro de parafusos estruturais
f_{uk}	Resistência característica à ruptura de perfis e chapas de aço

f_{ubk}	Resistência característica à ruptura de parafusos estruturais
Z_n	Valor nominal do módulo resistente plástico
W_n	Valor nominal do módulo resistente elástico
A_{gn}	Valor nominal da área bruta
A_{en}	Valor nominal da área líquida efetiva
d_n	Valor nominal da altura de peças metálicas
t_{wn}	Valor nominal da espessura da alma de peças metálicas
g	Variável aleatória ação permanente
q_{apt}	Variável aleatória ação acidental em um ponto arbitrário no tempo
q_{50}	Variável aleatória ação acidental máxima de 50 anos
w_1	Variável aleatória ação do vento máximo anual
w_{50}	Variável aleatória ação do vento máximo de 50 anos
$E_{m,s}$	Variável aleatória erro de modelo de sollicitação
g_n	Valor nominal da ação permanente
q_n	Valor nominal da ação acidental
w_n	Valor nominal da ação do vento
γ_c	Coeficiente de segurança de minoração da resistência do concreto
γ_s	Coeficiente de segurança de minoração da resistência de barras de aço e cabos de protensão
γ_{a1}	Coeficiente de segurança de minoração da resistência ao escoamento de aço estrutural
γ_{a2}	Coeficiente de segurança de minoração da resistência à ruptura de aço estrutural e de parafuso
β_{alvo}	Índice de confiabilidade alvo
ξ_g	Peso de cada situação de projeto
w_{ij}	Peso que expressa a importância relativa de cada razão entre carregamentos
$S[.]$	Função de efeitos de sollicitações
$R[.]$	Função de resistência
ρ	Taxa geométrica de armadura longitudinal passiva
A_s	Área da armadura longitudinal
α_c	Parâmetro que representa a diminuição da resistência do concreto sob efeito de cargas de longa duração

λ_c	Relação entre a profundidade do diagrama retangular de compressão equivalente do concreto e a profundidade efetiva da linha neutra
$\left(\frac{A_{sw}}{S}\right)$	Armadura transversal por unidade de comprimento
e	Excentricidade da força normal
$e_{1,min}$	Excentricidade decorrente do momento mínimo de primeira ordem
μ	Momento adimensional
v	Força normal adimensional
ω	Taxa mecânica de armadura longitudinal
$\left(\frac{A_s}{m}\right)$	Área de armadura por metro
e_p	Excentricidade do cabo de protensão
ρ_p	Taxa geométrica de armadura longitudinal ativa
η	Coeficiente que relaciona o nível de tensão na armadura de protensão em função da profundidade da linha neutra
C_b	Fator modificador do diagrama de momento fletor
M_r	Momento elástico
M_{cr}	Momento crítico
λ	Parâmetro de esbeltez
λ_p	Parâmetro de esbeltez de plastificação
λ_r	Parâmetro de esbeltez elástico
b_f	Largura da mesa
t_f	Espessura da mesa
k_v	Coeficiente que leva em consideração a existência ou não de enrijecedores ao longo do comprimento da viga
χ	Fator de redução associado à flambagem global
Q	Fator de redução relacionado com a flambagem local
λ_e	Parâmetro de esbeltez dos elementos da seção
$\lambda_{e,lim}$	Parâmetro de esbeltez limite dos elementos da seção
C_t	Coeficiente de redução da área líquida efetiva
C_{pc}	Coeficiente que considera a localização do plano de corte no parafuso

LISTA DE ABREVIATURAS

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
ACI	American Concrete Institute
AISC	American Institute of Steel Construction
ANSI	American National Standard Institute
ASTM	American Society for Testing and Materials
ESB	Escoamento da Seção Bruta
FORM	First Order Reliability Method
FLA	Flambagem Local da Alma
FLM	Flambagem Local da Mesa
FLT	Flambagem Local por Torção
HLRF	Hasofer, Lind, Racksitz e Flessler
JCSS	Joint Committee on Structural Safety
NBR	Norma Brasileira Registrada
NM	Norma Mercosur
PSO	Particle Swarm Optimization
RBDO	Reliability-Based Design Optimization
RSL	Ruptura da Seção Líquida

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	23
1.1 Considerações Iniciais	23
1.2 Histórico	24
1.3 Objetivo	25
1.4 Metodologia	25
1.5 Organização da Tese	26
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	29
2.1 Confiabilidade Estrutural	29
2.1.1 Histórico	29
2.1.2 Incertezas em Projetos de Engenharia	30
2.1.3 Variáveis Aleatórias	31
2.1.4 Testes de Aderência	33
2.1.5 Equação de Estado Limite	34
2.1.6 Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM)	36
2.2 Segurança das Estruturas	37
2.2.1 Método do Coeficiente de Segurança Interno.....	37
2.2.2 Método do Coeficiente de Segurança externo	38
2.2.3 Método das Tensões Admissível	39
2.2.4 Método dos Estados Limites	39
2.3 Calibração de Normas com Base em Confiabilidade Estrutura	41
2.3.1 Otimização Estrutural Sob Incertezas	41
2.3.2 Índice de Confiabilidade Alvo	43
3. ESTATÍSTICAS	47
3.1 Variáveis de Resistência	47
3.1.1 Estruturas de Concreto	47
3.1.2 Estruturas Metálicas.....	56
3.2 Variáveis de Solicitação	62
4. CALIBRAÇÃO	71
4.1 Procedimentos	71

4.2 Situações de Projeto	73
4.2.1 Estruturas de Concreto.....	74
4.2.2 Estruturas Metálicas	81
5. RESULTADOS	93
5.1 Estruturas de Concreto.....	93
5.2 Estruturas Metálicas	116
5.3 Considerações Adicionais.....	136
6. CONCLUSÕES	139
6.1 Conclusões Gerais	139
6.2 Conclusões Sobre as Estatísticas Brasileiras	139
6.3 Conclusões Sobre a Calibração	140
6.4 Sugestões para Trabalhos Futuros	141
7. REFERÊNCIAS	143
APÊNDICE A	151
APÊNDICE B	157
APÊNDICE C	161
APÊNDICE D	165
APÊNDICE E	167
APÊNDICE F	169
APÊNDICE G	171
APÊNDICE H	173
APÊNDICE I	175

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Iniciais

São intrínsecas a todo projeto estrutural incertezas, sobretudo, associadas aos materiais que serão empregados na construção da estrutura e às ações a que ela estará sujeita durante e após a sua execução.

As principais normas de projeto existentes no mundo levam em consideração essas e outras incertezas através do método dos estados limites, que é um método que envolve o estabelecimento de fronteiras entre comportamentos estruturais desejáveis e indesejáveis.

Neste formato, são propostos coeficientes parciais de segurança tanto para minorar a resistência dos elementos estruturais como para majorar as ações; criando, assim, uma margem de segurança.

Quando convertidas a este formato, as normas americanas passaram por um processo de calibração baseado em confiabilidade. Como medida do nível de segurança, foi adotado o índice de confiabilidade.

As normas europeias também empregam o método dos estados limites para garantir a segurança das estruturas projetadas por elas. No entanto, não há evidências na literatura de que os coeficientes indicados nelas derivem de um processo generalizado de calibração.

As normas brasileiras também se valem do método dos estados limites, embora os seus coeficientes não tenham sido calibrados com base em confiabilidade.

Desta forma, é importante que as normas nacionais passem por um processo de calibração que esteja pautado em confiabilidade e devidamente alinhado com as peculiaridades das estruturas projetadas e edificadas no país.

1.2 Histórico

Nos anos 70 foi criado um comitê formado por profissionais de países de todo o mundo com vista a desenvolver pesquisas na área de confiabilidade e segurança estrutural, o JCSS – *Joint Committe on Structural Safety* (VROUWENVELDER, 1997).

Nesta mesma década foram feitas também publicações de dados estatísticos de carregamentos, bem como de combinações de ações para estruturas com coeficientes de ponderação determinados com base em análises de confiabilidade (ELLINGWOOD *et al.*, 1980).

Esses estudos permitiram que nos anos 80 as normas americanas de estruturas fossem as primeiras a terem coeficientes parciais de segurança calibrados com base em confiabilidade estrutural.

Desde o começo desse século tem sido empreendidas pesquisas nos Estados Unidos da América com resultados estatísticos e de calibração da norma de projeto de estruturas de concreto daquele país, o ACI – 318 *Building Code Requirements for Structural Concrete*.

Entre estes trabalhos, ganham destaque: Nowak & Szerszen (2003), Szerszen & Nowak (2003), Nowak *et al.* (2011), Nowak & Collins (2012) e Nowak & Rackoczy (2012).

Na Europa, cada país está responsável por calibrar os próprios coeficientes. Dentre os trabalhos já publicados, merecem destaque: Gayton *et al* (2004) e Gulvanessian & Holicky (2005).

Uma primeira abordagem do problema de calibração dos coeficientes parciais de segurança das normas brasileira foi realizada no departamento de Engenharia de Estruturas da Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo (SOUZA JUNIOR, 2009).

No Departamento de Estruturas da Faculdade de Engenharia Civil, Arquitetura e Urbanismo da Universidade Estadual de Campinas também existiu uma iniciativa de calibração com base em confiabilidade dos coeficientes de ponderação usados nos projetos de pontes de concreto protendido no país (NOVA & SILVA, 2017).

1.3 Objetivo

Este trabalho envolve um estudo acerca dos coeficientes parciais de segurança utilizados nas normas brasileiras NBR 8681:2003 Ação e segurança nas estruturas, NBR 6118:2014 Projeto de estruturas de concreto e NBR 8800:2008 Projeto de estruturas de aço e de estruturas mistas de aço e concreto.

Estudo este fundamentado na teoria de confiabilidade estrutural, que permite uma representação explícita das incertezas através das variáveis aleatórias de resistências e solicitações, resultando em uma estimativa quantitativa da segurança: o índice de confiabilidade.

Desta forma, o trabalho aborda uma metodologia de calibração orientada para a obtenção de conjuntos de coeficientes parciais de segurança que minimizam as variações dos índices de confiabilidade das mais diversas estruturas projetadas segundo as normas de interesse, em relação ao índice de confiabilidade alvo adotado.

Em resumo, este estudo tem como objetivo encontrar conjuntos de coeficientes parciais de segurança que reflitam a realidade das estruturas brasileiras, de maneira que eles possam ser adotados em algumas das principais normas de projeto estrutural empregadas no país.

1.4 Metodologia

O foco central do trabalho é promover uma calibração, com base em confiabilidade estrutural, dos coeficientes parciais de segurança indicados nas principais normas brasileiras usadas na elaboração de projetos de estruturas metálicas e de concreto. Para tanto, são considerados os procedimentos listados nos próximos parágrafos e que estão baseados em Melchers & Beck (2018).

Primeiro, definir os tipos de elementos estruturais e materiais cobertos pelas normas brasileiras a terem seus coeficientes calibrados, bem como as ações a serem consideradas e as proporções entre elas. Este conjunto de parâmetros de projeto é conhecido como “ponto de calibração”.

Segundo, definir as variáveis básicas no espaço de projeto com vista à determinação do índice de confiabilidade das normas brasileiras de estruturas estudadas, para cada um dos pontos de calibração.

Terceiro, definir os estados limites que devem ter as suas funções expressas em termos das variáveis básicas que serão tratadas posteriormente como variáveis aleatórias.

Quarto, determinar as propriedades estatísticas das variáveis básicas em consonância com a realidade brasileira. Em outras palavras, definir as distribuições e os seus respectivos parâmetros para cada uma das variáveis aleatórias integrantes dos problemas.

Quinto, selecionar na literatura um índice de confiabilidade alvo para refletir a segurança das estruturas segundo as normas que tiverem os seus coeficientes parciais de segurança calibrados.

Sexto, de maneira interativa, determinar os coeficientes parciais de segurança para cada ponto de calibração a partir da resolução de um problema de otimização no qual se busca minimizar a diferença entre o índice de confiabilidade alvo adotado e o índice de confiabilidade obtido para cada situação extrema.

Sétimo, selecionar os coeficientes parciais de segurança para as normas avaliadas, estando eles devidamente adaptados para um grande conjunto de situações de projetos.

De maneira macroscópica, o trabalho de calibração aqui proposto está dividido em duas grandes etapas: levantamento das estatísticas para a realidade brasileira e calibração propriamente dita dos coeficientes de segurança.

1.5 Organização da Tese

O Capítulo 1 apresenta, de maneira resumida, uma descrição introdutória ao trabalho. Nele, são apresentados histórico, objetivo, metodologia e organização da tese.

O capítulo 2 apresenta uma revisão bibliográfica sobre os principais assuntos envolvidos no trabalho. São apresentados nele conceitos e informações importantes para o desenvolvimento da tese.

O capítulo 3 apresenta as estatísticas que balizam a calibração proposta no trabalho. Nele, são apresentadas as distribuições de probabilidades das variáveis aleatórias de resistência e solitação.

O capítulo 4 apresenta um detalhamento do processo de calibração proposto no trabalho. São apresentados nele os procedimentos e problemas adotados no desenvolvimento da tese.

O capítulo 5 apresenta um grande apanhado dos resultados do trabalho. Nele, são apresentados os conjuntos dos coeficientes parciais de segurança calibrados na tese.

O capítulo 6 apresenta uma síntese dos resultados obtidos no trabalho. São apresentados nele as principais conclusões e considerações a cerca dos resultados decorrentes da calibração proposta na tese.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Confiabilidade Estrutural

Segundo Thoft-Christensen & Murotsu (1986), a confiabilidade de uma estrutura está associada com o grau de confiança que ela tem em cumprir o seu propósito de projeto por um determinado período de referência.

2.1.1 Histórico

Freudenthal (1947) foi quem primeiro discutiu a utilização de teorias estatísticas na avaliação da segurança estrutural. Ele sugeriu que a probabilidade de falha poderia ser calculada pela integração da região formada pelas distribuições de probabilidades das variáveis envolvidas no problema.

Cornell (1969), por sua vez, foi quem definiu o índice de confiabilidade. Ele propôs que tal índice corresponderia à razão entre a média e o desvio-padrão da função de estado limite.

Hasofer & Lind (1974) criaram o conceito do formato invariante do índice de confiabilidade. Eles estabeleceram que o índice de confiabilidade representa a menor distância entre a média das variáveis aleatórias e a superfície de falha no espaço normal padrão.

Rackwitz & Fiessler (1978) foram os primeiros a apresentar um algoritmo consistente para o cálculo do índice de confiabilidade. A rotina levava em consideração a média, o desvio padrão e as funções marginais de probabilidades das variáveis.

Rackwitz & Fiessler (1978) ainda propuseram que as distribuições fossem todas transformadas em distribuições normais equivalentes e que as cargas fossem assumidas como sequências aleatórias dependentes do tempo.

2.1.2 Incertezas em Projetos de Engenharia

Em decorrência das inúmeras incertezas presentes em um problema de engenharia estrutural, é comum que exista uma discrepância entre o comportamento apresentado por uma estrutura e o comportamento previsto para ela.

Algumas incertezas podem ser reduzidas através da coleta de dados sobre os processos envolvidos e/ou através de um melhor conhecimento do comportamento da estrutura.

a) Incerteza física

Esta incerteza está relacionada com a aleatoriedade das propriedades dos materiais, da geometria dos elementos e da simultaneidade das diferentes ações que podem incidir sobre uma estrutura.

b) Incerteza de previsão

Esta incerteza está associada à previsão de condições futuras de um processo ou sistema. Nos projetos estruturais existem grandes incertezas com relação à previsão dos carregamentos que atuarão na estrutura quando da sua utilização.

c) Incerteza fenomenológica

Esta incerteza está relacionada com eventos inimagináveis que podem ocorrer durante a construção e/ou utilização de uma estrutura. Infelizmente, este tipo de incerteza costuma apresentar difícil apreciação.

d) Incerteza de modelo

Esta incerteza está associada com as aproximações teóricas do comportamento real dos materiais e com as simplificações dos efeitos das ações sobre a estrutura. Esta incerteza pode ser quantificada, por exemplo, comparando a resistência de um elemento estrutural, prevista por um modelo de cálculo, com a resistência aferida em ensaio mecânico.

e) Incerteza de decisão

Esta incerteza está relacionada com a dificuldade de definição sobre se um evento ocorreu ou não. A definição de uma falha é um exemplo deste tipo de incerteza.

f) Erro humano

Esta incerteza decorre dos erros cometidos nas fases de projeto, construção e utilização de uma estrutura. O erro humano costuma ser uma importante causa de falha em estruturas.

2.1.3 Variáveis Aleatórias

Uma variável aleatória é uma função que associa um valor real a cada resultado de um experimento aleatório, podendo ser classificada em discreta ou contínua.

A discreta é aquela que possui uma quantidade enumerável de valores, enquanto a contínua é aquela que apresenta um número infinito de valores possíveis em um intervalo de números reais.

No mais, cabe destacar que é usual representar uma variável aleatória por uma letra maiúscula e uma realização relaciona a ela por uma letra minúscula.

a) Função de distribuição acumulada de probabilidades

Dado um número real x qualquer, o conjunto $\{X \leq x\}$ formado por todos os pontos amostrais w_i tais que $x(w_i) \leq x$ representa um evento. A probabilidade de ocorrência deste evento é um número que depende de x , e que é dado pela função $F_X(x)$ também conhecida como função de distribuição acumulada de probabilidades (BECK, 2014).

De maneira resumida, o número $F_X(x)$ corresponde à probabilidade de que a variável aleatória X assuma qualquer valor menor do que x , conforme ilustra a equação 2.1.

$$F_X(x) = P[\{X \leq x\}] \quad (2.1)$$

b) Função de densidade de probabilidades

A função de densidade de probabilidades ($f_X(x)$), por sua vez, representa a derivada da função acumulada de probabilidades em relação a x , conforme apresenta a equação 2.2.

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx} \quad (2.2)$$

c) Média e variância de uma variável aleatória

A média (μ) de uma variável aleatória, também conhecida como esperança, é obtida através da integral expressa na equação 2.3.

$$\mu = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx \quad (2.3)$$

A variância ($Var[x]$), que representa a regularidade e dispersão de uma variável aleatória em torno da sua média, é obtida através da equação 2.4.

$$Var[x] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx = \sigma^2 \quad (2.4)$$

No mais, a raiz quadrada da variância é o desvio-padrão (σ), enquanto a razão entre o desvio-padrão e a média é o coeficiente de variação (C.V.).

2.1.4 Testes de Aderência

Os testes de aderência consistem de avaliações acerca da adequabilidade de diferentes modelos estatísticos a um conjunto de dados observados ou a uma população amostrada.

Portanto, os testes de aderência podem ser usados na construção de variáveis aleatórias porventura envolvidas em algum problema de confiabilidade estrutural.

a) Teste Qui-Quadrado

O teste de ajuste Qui-Quadrado é um teste do tipo não paramétrico que envolve a avaliação de possíveis divergências entre as frequências observadas e esperadas de um conjunto de dados.

O princípio básico deste método é verificar se a frequência absoluta referente a um conjunto de dados observados é significativamente diferente da distribuição de frequência absoluta esperada.

b) Teste Kolmogorov-Smirnov

O teste de ajuste Kolmogorov-Smirnov é um teste não paramétrico que envolve o encontro da máxima distância entre a função de distribuição acumulada dos dados objeto de análise e a função de distribuição esperada.

O princípio básico deste método é verificar em qual ponto há uma maior divergência entre a distribuição do conjunto de dados observados e a distribuição esperada.

c) Teste Anderson-Darling

O teste de ajuste Anderson-Darling é um teste não paramétrico que decorre de uma modificação do teste de ajuste Kolmogorov-Smirnov e que também envolve o encontro de um valor crítico de distância entre a função de distribuição acumulada dos dados observados e a função de distribuição esperada.

A diferença deste método é que os valores críticos são fixos para diferentes distribuições (normal, lognormal, exponencial, logística, uniforme, entre outras definidas na literatura).

2.1.5 Equação de Estado Limite

Ao associar variáveis aleatórias de resistência (R) e solicitação (S) por meio de um vetor $x = \{R, S\}$, uma equação de estado limite ($g(x)$) é capaz de descrever um possível modo de falha de uma estrutura ou de um componente estrutural, conforme apresenta a equação 2.5.

$$g(x) = R - S = 0 \tag{2.5}$$

A superfície formada pela equação de estado limite constitui uma fronteira entre o domínio de segurança e o domínio de falha do problema avaliado, conforme ilustra a equação 2.6.

$$\begin{cases} D_s = \{g(x) > 0\} & \text{(domínio de segurança)} \\ D_f = \{g(x) \leq 0\} & \text{(domínio de falha)} \end{cases} \quad (2.6)$$

Toda equação de estado limite permite, entre outras coisas, determinar a probabilidade de falha (P_f) e o índice de confiabilidade (β) que estão associados a algum problema da engenharia de estruturas.

A probabilidade de falha é um indicativo da propensão à violação de estados limites. A formulação necessária para a sua determinação está indicada na equação 2.7

$$P_f = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^s f_{RS}(r, s) dr ds \quad (2.7)$$

sendo $f_{RS}(r, s)$ a função conjunta de densidade de probabilidade das variáveis de resistência e solicitação.

O índice de confiabilidade, por conseguinte, é um indicativo do grau de segurança contra falha ou ruína de uma estrutura. Para R e S independentes e com distribuição normal, o índice de confiabilidade é dado pela equação 2.8.

$$\beta = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (2.8)$$

sendo μ_R a média da variável de resistência, μ_S a média da variável de solicitação, σ_R^2 a variância da variável de resistência e σ_S^2 a variância da variável de solicitação.

Ainda, é possível associar a probabilidade de falha ao índice de confiabilidade, conforme indica a equação 2.9.

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (2.9)$$

sendo $\phi()$ a função cumulativa normal padrão.

2.1.6 Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM)

O Método de Confiabilidade de Primeira Ordem ou FORM – *First Order Reliability Method* – é um método utilizado na determinação da confiabilidade de uma estrutura ou sistema.

O FORM parte da construção de uma função conjunta de distribuição de probabilidades a partir das distribuições de probabilidades de cada uma das variáveis aleatórias do problema e da matriz de correlação composta por coeficientes de correlação entre pares de variáveis (BECK, 2014).

Este método envolve a transformação do vetor de variáveis aleatórias X , com distribuição qualquer, em um conjunto Y de variáveis aleatórias normais com média nula e desvio-padrão unitário.

A função conjunta de distribuição de probabilidades no espaço normal padrão ($f_y(\mathbf{y})$) é chamada de distribuição normal padrão multi-variável ou multi-dimensional e é determinada a partir da expressão indicada na equação 2.10.

$$f_y(\mathbf{y}) = \phi_n(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2\right] \quad (2.10)$$

sendo $\|\mathbf{y}\| = \sqrt{\mathbf{y}^T \cdot \mathbf{y}}$ a norma euclidiana do vetor \mathbf{Y} .

O ponto sobre o domínio de falha no espaço das variáveis reduzidas com maior probabilidade de ocorrência é chamado de ponto de projeto ou ponto mais provável de falha.

O índice de confiabilidade corresponde justamente à distância entre o ponto de projeto e a origem do espaço normal padrão, que é também a menor distância entre a origem do espaço das variáveis reduzidas e a superfície de falha.

Assim, o índice de confiabilidade pode ser encontrado através da resolução de problemas de otimização por métodos numéricos baseados em algoritmos como o de Hasofer, Lind, Rackwitz e Fiessler (HLRF).

O FORM ainda permite avaliar a importância relativa de cada variável aleatória envolvida no problema através dos cossenos diretores do hiper-plano, também chamados de coeficientes de sensibilidade (α).

Esses coeficientes correspondem à razão entre o gradiente da equação de estado limite no espaço normal padrão e o seu próprio módulo, conforme apresenta a equação 2.11.

$$\alpha = \frac{\nabla g(\mathbf{y})}{\|\nabla g(\mathbf{y})\|} \quad (2.11)$$

2.2 Segurança das Estruturas

Segurança é a capacidade que uma estrutura apresenta em suportar diferentes ações sem entrar em colapso ou comprometer alguma funcionalidade da edificação.

A segurança de uma estrutura pode ainda ser quantificada de acordo com a probabilidade de falha associada com estados capazes de comprometer o seu desempenho.

2.2.1 Método do Coeficiente de Segurança Interno

O método do coeficiente de segurança interno é resultado da evolução das teorias associadas com a mecânica das estruturas. Neste método, a segurança é introduzida pelo emprego de um coeficiente de segurança interno (γ_i).

Este método consiste em impor que as máximas tensões ($\sigma_{m\acute{a}x}$) observadas no material durante a utilização da estrutura não ultrapassem as correspondentes tensões de ruptura (σ_r) devidamente minoradas por coeficiente de segurança interno, conforme indica a equação 2.12.

$$\sigma_{m\acute{a}x} \leq \frac{\sigma_r}{\gamma_i} \quad (2.12)$$

A determinao do coeficiente de segurana interno  feita de maneira emprica, sendo os seus valores justificados por resultados disponveis de estruturas projetadas com o emprego deste mtodo (SALES *et al.*, 2005).

Embora esse tenha sido o primeiro mtodo proposto para garantir segurana s estruturas, ele apresenta deficincias, sendo a principal delas a falta de distino na considerao das incertezas associadas ao sistema e  natureza das estruturas.

2.2.2 Mtodo do Coeficiente de Segurana Externo

O mtodo do coeficiente de segurana externo surgiu com a compreenso de que a maioria das estruturas no apresenta resposta linear frente s aes incidentes, haja vista que a teoria da elasticidade representa uma aproximao do comportamento no linear das estruturas.

Desta maneira, para medir externamente a distncia entre as condies de utilizao das estruturas e as correspondentes condies de colapso, foi criado o mtodo do coeficiente de segurana externo (SALES *et al.*, 2005).

Neste mtodo, a segurana da estrutura  garantida atravs da adoo de um coeficiente de segurana externo (γ_e) que majora as tenses associadas aos esforos solicitantes (σ_s), conforme apresenta a equao 2.13.

$$\gamma_e \cdot \sigma_s \leq \sigma_r \quad (2.13)$$

 importante observar que este mtodo no  capaz de levar em considerao a variabilidade dos diversos tipos de aes, bem como a simultaneidade de ocorrncia.

O mtodo do coeficiente de segurana externo tambm se mostra falho na garantia da segurana das estruturas por no considerar a variabilidade no comportamento dos materiais.

2.2.3 Método das Tensões Admissíveis

O método das tensões admissíveis serviu de base para as normas de dimensionamento de estruturas em todo o mundo até recentemente, já que ele estabelece uma sistemática clara para a introdução da segurança nos projetos estruturais (SALES *et al.*, 2005).

Este método introduz a segurança através do emprego de um fator de segurança (F. S.) que corresponde ao coeficiente de segurança interno no caso dos elementos sujeitos a solicitações estabilizantes ou ao inverso do coeficiente de segurança externo no caso de elementos sujeitos a solicitações não estabilizantes, conforme ilustra a equação 2.14.

$$\sigma_{m\acute{a}x} \leq \frac{\sigma_r}{F. S.} \quad (2.14)$$

No método das tensões admissíveis há apenas a preocupação com o estabelecimento de uma distância arbitrária entre a situação de utilização da estrutura e a situação correspondente à sua ruptura ou colapso.

Não existe, por exemplo, a preocupação com a verificação de eventuais condições que possam inviabilizar a utilização da estrutura, tais como deformação excessiva, vibração, entre outras.

2.2.4 Método dos Estados Limites

Entre os anos de 1947 e 1949 foi desenvolvido na Rússia o conceito de dimensionamento nos estados limites, que consistiu de uma primeira tentativa em disciplinar os principais aspectos inerentes da análise de estruturas (SALES *et al.*, 2005).

Os estados limites podem ser definidos como fronteiras entre o comportamento desejável e indesejável de uma estrutura, sendo representados matematicamente por uma função de estado limite.

O método dos estados limites passa pelo estabelecimento de limites acima dos quais a estrutura perde a sua utilidade ou funcionalidade. Neste método, a segurança de uma estrutura é determinada pela sua capacidade em suportar ações sem atingir quaisquer estados limites últimos ou estados limites de serviço.

Os estados limites últimos estão associados ao colapso total ou parcial da estrutura, enquanto os estados limites de serviço estão relacionados com a interrupção do uso normal da estrutura.

Os estados limites últimos podem ter origem em diversos fenômenos, dos quais é possível citar: perda de estabilidade de parte ou do conjunto da estrutura, ruptura de seções críticas, instabilidade por deformação, colapso progressivo e instabilidade global.

Os estados limites de serviço são originários em diversos fenômenos, merecendo destaque: flechas ou rotações excessivas, deslocamentos excessivos sem perda de equilíbrio, fissuração excessiva com comprometimento da durabilidade da estrutura e vibrações excessivas.

No método dos estados limites a segurança é garantida pela minoração da resistência do material, bem como pela majoração das solicitações, conforme apresenta a equação 2.15.

$$\frac{R_k}{\gamma_R} \geq \sum_{j=1}^n \gamma_j \cdot S_{kj} \quad (2.15)$$

sendo R_k a resistência característica do material, γ_R o coeficiente parcial de segurança para minoração da resistência, S_{kj} as solicitações características nominais do problema e γ_j os coeficientes parciais de segurança para majoração das respectivas solicitações.

A resistência característica corresponde ao valor que apresenta 95% de probabilidade de ser superado quando da realização de ensaios em amostras pertencentes a lotes do material.

No caso da ação permanente, a solicitação característica nominal compreende o valor médio (independente da sua atuação ser favorável ou desfavorável).

No caso da ação variável, a solicitação característica nominal corresponde ao valor que apresenta 35% de chance em ser ultrapassado no sentido desfavorável durante um período de 50 anos (o que equivale a um período de retorno de 140 anos).

Embora o método dos estados limites represente uma evolução dos métodos anteriormente tratados, incide sobre ele a crítica de que os parâmetros geométricos e de modelos são adotados de maneira determinística.

2.3 Calibração de Normas com Base em Confiabilidade Estrutural

A calibração de normas tem como objetivo ajustar os coeficientes de segurança para que os projetos estruturais apresentem resultados compatíveis com um nível alvo predeterminado (NOWAK & SZERSZEN, 2003).

Desta maneira, a calibração dos coeficientes parciais de segurança é o processo de encontro do conjunto $\{\gamma_g, \gamma_q, \gamma_w, \psi_q, \psi_w \text{ e } \gamma_R\}$ que minimiza as variações dos índices de confiabilidade das mais diversas estruturas projetadas dentro do escopo de uma determinada norma, em relação a um índice de confiabilidade alvo.

2.3.1 Otimização Estrutural Sob Incertezas

A otimização estrutural é o processo numérico que visa maximizar a performance de um problema de engenharia de estruturas frente a alguma medida de desempenho previamente estabelecida.

Todo processo de otimização envolve um conjunto de variáveis de projeto, uma função objetivo e um grupo de restrições. Em alguns problemas ainda são consideradas as incertezas intrínsecas a alguns parâmetros.

a) Contextualização

Os primeiros trabalhos sobre otimização estrutural datam da primeira metade do século passado, entre os quais ganham destaque: Michell (1904) e Forsell (1924).

Todavia, os maiores avanços nesta área foram assistidos anos depois. Dentre os principais trabalhos, merecem destaque: Maxwell (1952), Hilton & Feigen (1960), Kabala (1962), Switsky (1965) e Frangopol (1985).

Os primeiros trabalhos a respeito de otimização sob incertezas também datam deste período, entre eles ganham destaque: Ghista (1966), Kiner (1966) e Moses (1977).

Contudo, os maiores avanços sobre este tipo de problema foram feitos neste século. Dentre os trabalhos mais relevantes, merecem destaque: Joanini & Rackwitz (2008), Holicky (2009), Biondini & Frangopol (2009), Valdebenito & Schuëller (2010), Gomes & Beck (2013), Saad *et al* (2016) e Li, Bai & Wang (2018).

b) Otimização baseada em confiabilidade (RBDO)

A otimização baseada em confiabilidade busca a minimização de uma função objetivo de um problema sujeito a restrições probabilísticas envolvendo condições de falha de uma estrutura ou sistema, conforme ilustra a equação 2.16.

$$\begin{cases} d^* = \min[f(d) \mid P_{f_i}(d) \leq P_{falvo}, i = 1, \dots, n] \\ d^* = \min[f(d) \mid \beta_i(d) \geq \beta_{alvo}, i = 1, \dots, n] \end{cases} \quad (2.16)$$

Neste tipo de otimização estrutural, as incertezas em termos de resistências e solicitações são modeladas probabilisticamente, já as restrições de projeto são representadas por probabilidades de falhas ou índices de confiabilidade associados aos possíveis modos de falha do problema.

Desta maneira, nesta metodologia de otimização estrutural a robustez do sistema acaba sendo função do índice de confiabilidade ou da probabilidade de falha que serviu como restrição.

A solução de um problema de otimização baseado em confiabilidade requer que a sua função seja resolvida para diferentes configurações, de modo que um problema de confiabilidade seja resolvido a cada etapa de processamento.

c) Algoritmo de Enxame de Partículas (PSO)

Existem diversos algoritmos orientados para a identificação das regiões mais importantes no espaço de projeto, de maneira que eles favorecem o encontro das soluções associadas a problemas de otimização.

Um destes algoritmos é o de enxame de partículas (PSO) proposto por Kennedy & Eberhart (1995), que consiste de uma técnica meta-heurística adequada à identificação de mínimos globais no espaço de projeto.

Na otimização inspirada em enxame de partículas, um conjunto de pontos é definido aleatoriamente no espaço de projeto e a função objetivo é avaliada em cada um deles, sendo o posicionamento das partículas atualizado com base em regras pré-estabelecidas até que haja convergência.

2.3.2 Índice de Confiabilidade Alvo

Todo processo de calibração envolve, entre outras coisas, a escolha de um índice de confiabilidade alvo para refletir a segurança das estruturas projetadas segundo a norma objeto de calibração.

Uma maneira de determinar o índice de confiabilidade alvo é através da análise do nível de segurança das estruturas projetadas pela norma avaliada antes da sua calibração. Estruturas projetadas pela norma americana ANSI A58, por exemplo, apresentavam índice de confiabilidade entre 2,5 e 3,5 antes da calibração (GALAMBOS *et al.*, 1982).

Melchers & Beck (2018) recomendam um valor de índice de confiabilidade para edificações residenciais e comerciais entre 3,0 e 3,5 para um período de referência igual a 50 anos.

O Eurocode EN 1990 (CEN, 2001) recomenda para edifícios residenciais e comerciais um valor de índice de confiabilidade igual a 3,8 para um período de 50 anos.

O JCSS (2001) propõe diferentes valores para o índice de confiabilidade alvo para o estado limite último e para o estado limite de serviço irreversível, conforme apresenta a Tabela 2.1.

Tabela 2.1 – Índice de confiabilidade alvo para o estado limite último e para o estado limite de serviço irreversível (Adaptado de JCSS, 2001).

Custo relativo da medida de segurança	Estado Limite Último			Estado Limite de Serviço
	Consequências de Falha			
	Mínimas	Moderadas	Elevadas	
Alto	3,1	3,3	3,7	1,3
Normal	3,7	4,2	4,4	1,7
Pequeno	4,2	4,4	4,7	2,3

A consequência mínima de falha é aquela em que o risco de morte é pequeno a ponto de negligenciado, a exemplo de silos, estruturas agrícolas e postes de redes elétricas (JCSS, 2001).

A consequência moderada de falha é aquela em que o risco de morte é mediano e já não pode ser negligenciado, a exemplo de edifícios residenciais e comerciais (JCSS, 2001).

A consequência elevada de falha é aquela em que o risco de morte é verdadeiramente alto, a exemplo de edifícios hospitalares, pontes e teatros (JCSS, 2001).

É possível ainda avaliar a consequência de falha em função do modo de ruína dos componentes estruturais. Elementos que possuem modo de ruptura frágil apresentam maior consequência de falha que aqueles que possuem modo de ruptura dúctil.

O custo alto da medida de segurança é aquele cuja incorporação da medida no projeto pode impactar na viabilidade econômica em decorrência do aumento no custo final da construção.

O custo normal da medida de segurança é aquele cuja adoção da medida no projeto não impacta de maneira significativa no orçamento final da edificação.

O custo pequeno da medida de segurança é aquele cuja incorporação da medida no projeto não costuma repercutir em aumentos no custo final da construção.

3. ESTATÍSTICAS

3.1 Variáveis de Resistência

As variáveis de resistência coletadas neste trabalho estão apresentadas de acordo com a tipologia da estrutura, sendo que as distribuições daquelas não disponíveis na literatura foram ajustadas com base nos testes de aderência Qhi-Quadrado, Kolmogorov-Smirnov e Anderson-Darling após análise estatística prévia das amostras com vista à eliminação de dados não pertencentes aos grupos (*outliers*).

3.1.1 Estruturas de Concreto

Foram levantadas as seguintes variáveis relacionadas com a resistência das estruturas de concreto construídas no Brasil: resistência à compressão do concreto (f_c), resistência ao escoamento de barras de aço (f_y), resistência à tração de cabos de protensão (f_{pt}), dimensão da seção transversal de peças de concreto (b e h), altura útil de peças de concreto (d_s e d_p), área dos cabos de protensão (A_p) e erro de modelo de resistência ($E_{m,r}$).

a) Resistência à compressão do concreto (f_c)

A variável aleatória f_c foi construída com base em resultados de ensaios de resistência à compressão axial aos 28 dias de idade realizados em mais de 39 mil corpos de prova cilíndricos moldados *in loco* em obras das cinco regiões do Brasil entre os anos de 2011 e 2016.

Os dados foram classificados em sete classes – C20, C25, C30, C35, C40, C45 e C50 – conforme as informações disponibilizadas nos relatórios de controle tecnológico e nas cartas de traço.

Como o objetivo deste trabalho foi obter descrições estatísticas que representassem o conjunto de concretos produzidos no país, então os dados provenientes de diferentes obras e lotes foram agrupados e analisados em blocos. As estatísticas nacionais foram então obtidas a partir de ponderações das estatísticas regionais, sendo o peso empregado na ponderação função do número de amostras disponível para cada classe em cada uma das regiões do país.

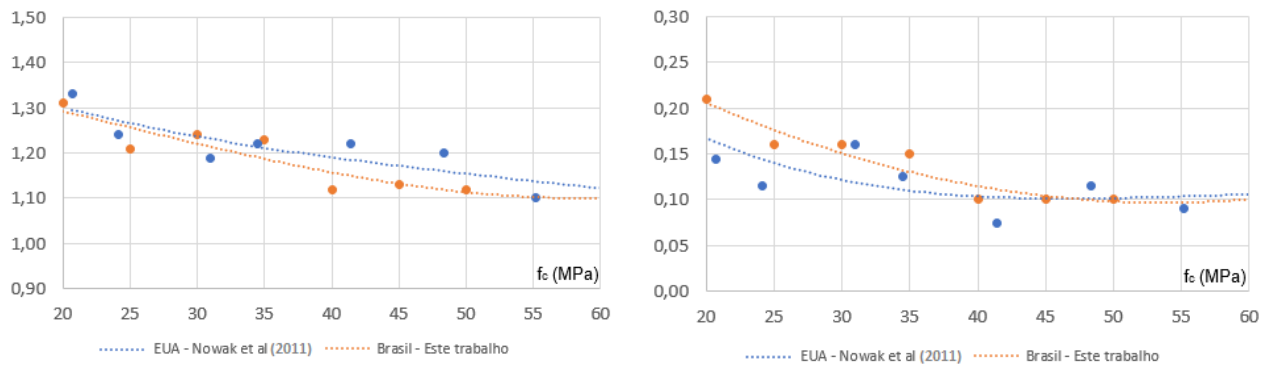
Um resumo dos resultados referentes à variável aleatória f_c está apresentado na Tabela 3.1, bem como no Apêndice A. Vale ressaltar que a média está escrita em função da resistência característica do concreto (f_{ck}).

Tabela 3.1 – Variável aleatória f_c em função de diferentes classes de resistência do concreto.

Variável	Classe	Amostras	μ	C.V.
f_c	C20	4511	$1,31.f_{ck}$	0,21
	C25	1053	$1,21.f_{ck}$	0,16
	C30	6685	$1,24.f_{ck}$	0,16
	C35	7804	$1,23.f_{ck}$	0,15
	C40	3982	$1,12.f_{ck}$	0,10
	C45	2527	$1,13.f_{ck}$	0,10
	C50	13272	$1,12.f_{ck}$	0,10

A média variou de 1,12 a 1,31 em relação à resistência característica, enquanto o coeficiente de variação alternou entre 0,10 e 0,21. Para concretos com resistências similares fabricados nos Estados Unidos da América, Nowak *et al.* (2011) indicaram uma variação da média de 1,10 a 1,33 em função da resistência característica do concreto e uma variação do coeficiente de variação de 0,09 a 0,16.

A Figura 3.1 apresenta os valores recomendados para os parâmetros das curvas de distribuição de probabilidades da variável f_c a partir do ajuste de curvas de tendência.



a) μ (em relação ao f_{ck})

b) C.V.

Figura 3.1 – Valores recomendados para os parâmetros da distribuição da variável aleatória f_c .

No caso dos concretos brasileiros, a média variou de 1,10 a 1,30 em relação à resistência característica e o coeficiente de variação orbitou entre 0,10 e 0,20. No caso dos concretos estadunidenses, a média variou de 1,11 a 1,31 em função da resistência característica e o coeficiente de variação girou entre 0,11 e 0,17. Esta figura denota que os concretos produzidos no Brasil não são tão diferentes daqueles produzidos nos Estados Unidos da América.

As médias e os coeficientes de variação das curvas de distribuição de probabilidades da variável f_c que foram empregados na resolução dos problemas de calibração constam na Tabela 3.2, tendo os seus respectivos parâmetros sido extraídos da Figura 3.1.

Tabela 3.2 – Variável aleatória f_c recomendada para diferentes classes de resistência do concreto.

Variável	Classe	Distribuição	μ	C.V.
f_c	C20	Normal	$1,30.f_{ck}$	0,20
	C25	Normal	$1,25.f_{ck}$	0,17
	C30	Normal	$1,22.f_{ck}$	0,15
	C35	Normal	$1,19.f_{ck}$	0,13
	C40	Normal	$1,16.f_{ck}$	0,11
	C45	Normal	$1,13.f_{ck}$	0,10
	C50	Normal	$1,11.f_{ck}$	0,10
	C55	Normal	$1,10.f_{ck}$	0,09
	C60	Normal	$1,10.f_{ck}$	0,09

No mais, os dados empregados foram fornecidos pelas seguintes empresas, instituições de ensino e laboratórios: AJL Engenharia, Centro de Tecnologia da UFAL, CONSULTARE Laboratório, CSP Projetos e Consultoria, EGELTE Engenharia, ITAIPU BINACIONAL, Laboratório de Ensaios de Materiais da FACENS, Laboratório de Materiais de Construção e Técnicas Construtivas da UNIVASF, MPA Controle Tecnológico, SENAI-DF, SILCO Engenharia, TECNOL Tecnologia em Concreto, TECNOCON Engenharia e VENTUSCORE Soluções em Concreto.

b) Resistência ao escoamento de barras de aço (f_y)

A variável aleatória f_y foi construída com base em resultados de ensaios de tração realizados em mais de 8,7 mil barras de aço CA-50 oriundas de diferentes lotes produzidos no Brasil ao longo do ano de 2016. De acordo com o diâmetro, os dados foram classificados em cinco grupos: 8, 12,5, 16, 20 e 25mm.

Um resumo dos resultados relativos à variável aleatória f_y está apresentado na Tabela 3.3, assim como no Apêndice B. Cabe mencionar que a média está escrita em função da resistência característica de escoamento (f_{yk}).

Tabela 3.3 – Variável aleatória f_y em função de diferentes diâmetros.

Variável	Ø (mm)	Amostras	Distribuição	μ	C.V.
f_y	8	3352	Normal	$1,29 \cdot f_{yk}$	0,04
	12,5	2416	Normal	$1,19 \cdot f_{yk}$	0,04
	16	1441	Normal	$1,17 \cdot f_{yk}$	0,03
	20	571	Normal	$1,18 \cdot f_{yk}$	0,04
	25	961	Normal	$1,20 \cdot f_{yk}$	0,05

A média variou de 1,17 a 1,29 em relação à resistência característica de escoamento, enquanto o coeficiente de variação orbitou entre 0,03 e 0,05. Para os Estados Unidos da América, o Nowak *et al.* (2011) encontraram uma variação da média entre 1,12 e 1,18 em função da resistência característica de escoamento e uma variação do coeficiente de variação entre 0,02 e 0,04.

A Tabela 3.4 apresenta os parâmetros da distribuição ajustada para qualquer diâmetro, sendo que eles foram utilizados na resolução dos problemas de calibração. Apesar das diferenças nas características das barras de aço produzidas em diferentes países, esta tabela ainda apresenta as distribuições indicadas por diferentes autores.

Tabela 3.4 – Variável aleatória f_y recomendada para qualquer diâmetro.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
f_y	Normal	$1,22 \cdot f_{yk}$	0,04	Este Trabalho
	Normal	$1,13 \cdot f_{yk}$	0,03	Nowak <i>et al.</i> (2011)
	Normal	$1,145 \cdot f_{yk}$	0,05	Nowak & Szerszen (2003)
	Normal	$1,12 \cdot f_{yk}$	0,05	JCSS (2001)

No mais, os dados empregados foram fornecidos diretamente pela ArcelorMittal Brasil que é a maior produtora de aços longos da América Latina, sendo ela responsável por fabricar grande parte das barras de aço para concreto armado utilizadas na indústria da construção civil no Brasil.

c) Resistência à tração de cabos de protensão (f_{pt})

A variável aleatória f_{pt} foi construída com base em resultados de ensaios de tração realizados em mais de 4,2 mil cordoalhas de relaxação baixa pertencentes a diferentes lotes fabricados no Brasil entre os anos de 2011 e 2015. Os dados foram divididos em quatro grupos conforme a bitola e a resistência à tração: CP 190 RB 9,5, CP 190 RB 12,7, CP 190 RB 15,2 e CP 210 RB 12,7.

Um resumo com os resultados referentes à variável aleatória f_{pt} está apresentado na Tabela 3.5, bem como no Apêndice C. Cabe ressaltar que a média está escrita em função da resistência característica à tração (f_{ptk}).

Tabela 3.5 – Variável aleatória f_{pt} em função de diferentes grupos.

Variável	Grupo	Amostras	Distribuição	μ	C.V.
f_{pt}	CP 190 RB 9,5	948	Normal	$1,10 \cdot f_{ptk}$	0,03
	CP 190 RB 12,7	358	Normal	$1,09 \cdot f_{ptk}$	0,01
	CP 190 RB 15,2	2881	Normal	$1,06 \cdot f_{ptk}$	0,01
	CP 210 RB 12,7	63	Normal	$1,05 \cdot f_{ptk}$	0,03

A média variou de 1,05 a 1,10 em relação à resistência característica de tração, enquanto o coeficiente de variação alternou entre 0,01 e 0,03. Para os Estados Unidos da América, Nowak & Szerszen (2003) verificaram uma variação na média entre 1,02 e 1,12 em função da resistência característica à tração e uma gravitação do coeficiente de variação entre 0,01 e 0,025.

A distribuição ajustada para qualquer tipo de cordoalha e que foi adotada no processo de calibração está apresentada na Tabela 3.6. A título de curiosidade, esta mesma tabela também apresenta as distribuições propostas por diferentes fontes.

Tabela 3.6 – Variável aleatória f_{pt} recomendada para qualquer tipo de cordoalha.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
f_{pt}	Normal	$1,07 \cdot f_{ptk}$	0,015	Este Trabalho
	Normal	$1,045 \cdot f_{ptk}$	0,025	Nowak & Szerszen (2003)
	Normal	$1,04 \cdot f_{ptk}$	0,025	JCSS (2001)

Por fim, os dados empregados foram obtidos junto à ArcelorMittal Brasil que é a maior fornecedora de aço no país e uma das principais responsáveis pela fabricação das cordoalhas para concreto protendido utilizadas em obras ao longo de todo o Brasil.

d) Dimensão da seção transversal de peças de concreto (b e h)

A impossibilidade de realização de um estudo experimental fez com que neste trabalho fossem adotadas a prescrição da NBR 14931:2004 e a distribuição proposta pelo JCSS (2001) para as variáveis aleatórias base (b) e altura (h) da seção transversal de peças de concreto.

Os parâmetros da distribuição de probabilidades das variáveis b e h usados no processo de calibração estão apresentados na Tabela 3.7. Cabe mencionar que a média está escrita em função do valor em milímetro da dimensão nominal (b_n e h_n).

Tabela 3.7 – Variáveis aleatórias b e h recomendada para qualquer tipo de peça de concreto.

Variável	Distribuição	μ	σ	Fonte
b	Normal	b_n	$4 + 0,006 \cdot b_n$	JCSS (2001)
h	Normal	h_n	$4 + 0,006 \cdot h_n$	

e) Altura útil de peças de concreto (d_s e d_p)

Assim como no caso da dimensão da seção transversal, para as variáveis aleatórias altura útil da peça de concreto armado (d_s) e altura útil da peça de concreto protendido (d_p) foi adotada a prescrição da NBR 14931 associada com a distribuição proposta pelo JCSS (2001).

Os parâmetros da distribuição de probabilidades da variável d_s e d_p empregados na calibração estão apresentados na Tabela 3.8. Cabe destacar que a média está escrita em função do valor em milímetro da altura útil nominal (d_{sn} e d_{pn}).

Tabela 3.8 – Variáveis aleatórias d_s e d_p recomendada para qualquer tipo de peça de concreto.

Variável	Distribuição	μ	σ	Fonte
d_s	Normal	d_{sn}	10,0 mm	JCSS (2001)
d_p	Normal	d_{pn}	10,0 mm	

Alternativamente, é possível considerar as incertezas relacionadas com a altura útil através do cobrimento da armadura. Até porque é mais usual encontrar resultados estatísticos relacionados com o cobrimento do que com a altura útil propriamente dita.

f) Área dos cabos de protensão (A_p)

A variável aleatória A_p foi construída com base em aferições realizadas em mais de 1,6 mil cordoalhas de relaxação baixa provenientes de diferentes lotes produzidos no Brasil entre os anos de 2011 e 2015. Os dados foram divididos em quatro grupos conforme a bitola e a resistência à tração: CP 190 RB 9,5, CP 190 RB 12,7, CP 190 RB 15,2 e CP 210 RB 12,7.

Um resumo dos resultados relativos à variável aleatória A_p está apresentado na Tabela 3.9, assim como no Apêndice D. Cabe ressaltar que a média está escrita em relação ao valor nominal de referência da área do cabo (A_{pn}).

Tabela 3.9 – Variável aleatória A_p em função de diferentes grupos.

Variável	Grupo	Amostras	Distribuição	μ	C.V.
A_p	CP 190 RB 9,5	948	Log-normal	$1,02.A_{pn}$	0,01
	CP 190 RB 12,7	358	Log-normal	$1,09.A_{pn}$	0,01
	CP 190 RB 15,2	313	Log-normal	$1,01.A_{pn}$	0,01
	CP 210 RB 12,7	59	Log-normal	$1,01.A_{pn}$	0,01

A média variou de 1,01 a 1,09 em relação ao valor nominal de referência da área do cabo, enquanto o coeficiente de variação se manteve constante assumindo o valor 0,01. A Tabela 3.10 ilustra os resultados referentes a uma distribuição ajustada para todos os grupos e que foi usada na resolução do problema de calibração.

Tabela 3.10 – Variável aleatória A_p recomendada para qualquer tipo de cordoalha.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
A_p	Log-normal	$1,03.A_{pn}$	0,01	Este Trabalho

Por fim, os dados empregados foram obtidos junto à ArcelorMittal Brasil que é responsável pela fabricação de grande parte das cordoalhas para concreto protendido utilizadas em obras ao longo de todo o país.

g) Erro de modelo de resistência ($E_{m,r}$)

A variável aleatória $E_{m,r}$ exprime a diferença entre o comportamento real de um elemento estrutural e o comportamento previsto para ele a partir do modelo de cálculo empregado em seu dimensionamento.

A Tabela 3.11 apresenta os resultados relativos à variável $E_{m,r}$ adotados no processo de calibração e levantados a partir de trabalhos disponíveis na literatura alinhados com os modelos de dimensionamento utilizados nos escritórios brasileiros.

Tabela 3.11 – Variável aleatória $E_{m,r}$ em função de diferentes situações de projeto em estruturas de concreto.

Variável	Situação de Projeto	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
$E_{m,r}$	Vigas de concreto armado sujeitas à flexão	Normal	1,02	0,06	Nowak <i>et al.</i> (2011)
	Vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento	Normal	1,075	0,10	Stucchi & Santos (2007)
	Pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal	Normal	1,15	0,145	Santos (2012)
	Lajes de concreto armado sujeitas à flexão	Normal	1,02	0,06	Nowak <i>et al.</i> (2011)
	Vigas de concreto protendido sujeitas à flexão	Normal	1,044	0,092	San Martins (2014)

Como os modelos de cálculo para dimensionamento de vigas fletidas de concreto armado são bastante parecidos no Brasil e nos Estados Unidos da América, então foram adotados os parâmetros da variável $E_{m,r}$ indicados por Nowak *et al.* (2011).

Em função da escassez de publicações, foram adotados os parâmetros para a variável $E_{m,r}$ indicados por Stucchi & Santos (2007) no caso das vigas de concreto armado submetidas a esforços de cisalhamento dimensionadas segundo os modelos propostos pela NBR 6118:2014.

Assim como as vigas fletidas, as lajes sujeitas à flexão no Brasil são dimensionadas segundo modelos que são essencialmente os mesmos dos Estados Unidos da América. Desta forma, mais uma vez foi possível adotar os parâmetros da variável $E_{m,r}$ indicados por Nowak *et al.* (2011).

Santos (2012) fez um apanhado de resultados de ensaios realizados em pilares de concreto armado; isso possibilitou, após uma filtragem dos dados, a construção da variável $E_{m,r}$ a partir da consideração dos modelos de dimensionamento propostos pela NBR 6118:2014.

San Martins (2014) construiu a variável $E_{m,r}$ para as peças fletidas de concreto protendido a partir de uma comparação entre o modelo de dimensionamento proposto pela norma NBR 6118:2014 e os resultados experimentais de vigas protendidas ensaiadas à flexão.

De uma forma geral, ainda hoje há muito desconhecimento a cerca da variável erro de modelo; seja pela escassez de resultados experimentais ou pela falta de padronização nos resultados disponíveis.

3.1.2 Estruturas Metálicas

Foram coletadas as seguintes variáveis relacionadas com a resistência das estruturas metálicas edificadas no Brasil: resistência ao escoamento de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_y), resistência à ruptura de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_u), resistência à ruptura de parafusos estruturais (f_{ub}), módulo resistente da seção transversal de peças metálicas (Z e W), área de peças metálicas (A_g e A_e), altura de peças metálicas (d), espessura da alma de peças metálicas (t_w), diâmetro de parafusos estruturais (ϕ_b) e erro de modelo ($E_{m,r}$).

a) Resistência ao escoamento de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_y)

A variável aleatória f_y foi construída com base em resultados de ensaios de tração procedidos em mais de 1,1 mil perfis e chapas de aço com função estrutural provenientes de diferentes lotes produzidos no Brasil e na China entre os anos de 2012 e 2016.

Independente do país origem, os resultados são referentes a materiais empregados na construção de estruturas metálicas no Brasil. Logo, foram coletados dados de um representante de aço-carbono (ASTM A36) e de um representante de aço de baixa liga e alta resistência mecânica (ASTM A572 GR50).

Um resumo dos resultados referentes à variável aleatória f_y está apresentado na Tabela 3.12, bem como no Apêndice E. Vale observar que a média está escrita em relação à resistência característica de escoamento (f_{yk}).

Tabela 3.12 – Variável aleatória f_y em função do tipo de aço.

Variável	Grupo	Amostras	Distribuição	μ	C.V.
f_y	ASTM A36	511	Normal	$1,34 \cdot f_{yk}$	0,09
	ASTM A572 GR50	599	Normal	$1,22 \cdot f_{yk}$	0,08

Para efeito de comparação, a Tabela 3.13 apresenta os resultados divulgados por Ellingwood *et al.* (1980), resultados esses ajustados para qualquer tipo de aço com função estrutural.

Tabela 3.13 – Variável aleatória f_y para qualquer tipo de aço.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
f_y	Normal	$1,10 \cdot f_{yk}$	0,11	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Os dados empregados foram fornecidos diretamente pela fabricante ArcelorMittal Brasil, assim como pelas empresas SIDERTEC e Aço Vertical Edificações que trabalham com a montagem de estruturas metálicas e empregam em seus serviços perfis produzidos por diferentes fabricantes brasileiros e chineses.

b) Resistência à ruptura de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_u)

A variável aleatória f_u foi construída com base em resultados de ensaios de tração realizados em mais de 1,1 mil perfis e chapas de aço com função estrutural provenientes de diversos lotes produzidos no Brasil e na China entre os anos de 2012 e 2016. Mais uma vez os dados foram separados em dois grupos conforme a tipologia do aço.

Um resumo dos resultados relativos à variável aleatória f_u está apresentado na Tabela 3.14, bem como no Apêndice F. Cabe destacar que a média está escrita em função da resistência última característica (f_{uk}).

Tabela 3.14 – Variável aleatória f_u em função do tipo de aço.

Variável	Grupo	Amostras	Distribuição	μ	C.V.
f_u	ASTM A36	511	Normal	$1,16.f_{uk}$	0,06
	ASTM A572 GR50	599	Normal	$1,19.f_{uk}$	0,05

A título de comparação, a Tabela 3.15 ilustra os resultados divulgados por Ellingwood *et al.* (1980), que foram ajustados para qualquer tipo de aço com função estrutural.

Tabela 3.15 – Variável aleatória f_u para qualquer tipo de aço.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
f_u	Normal	$1,10.f_{uk}$	0,11	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Os dados utilizados foram fornecidos pela fabricante ArcelorMittal Brasil, bem como pelas empresas de montagem de estruturas metálicas SIDERTEC e Aço Vertical Edificações que empregam em suas construções perfis fabricados em diferentes siderúrgicas brasileiras e chinesas.

c) Resistência à ruptura de parafusos estruturais (f_{ub})

A variável aleatória f_{ub} foi construída com base em resultados de ensaios realizados em duas centenas de parafusos de aço ASTM A325 pertencentes a diferentes lotes fabricados no Brasil nos anos de 2016 e 2017.

A Tabela 3.16 e o Apêndice G apresenta os resultados referentes à distribuição da variável aleatória f_{ub} usada na calibração. Para efeito de comparação, esta tabela também apresenta os resultados divulgados por Ellingwood *et al.* (1980).

Tabela 3.16 – Variável aleatória f_{ub} para parafusos de aço ASTM A325.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
f_u	Normal	$1,06.f_{ubk}$	0,06	Este Trabalho
	Normal	$1,20.f_{ubk}$	0,06	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Os dados empregados foram fornecidos diretamente pelas empresas fabricantes de parafusos HARD e Walsywa, ambas situadas no Brasil e voltadas para o abastecimento do mercado nacional.

d) Módulo resistente da seção transversal de peças metálicas (Z e W)

A escassez de publicações sobre o assunto fez com que neste trabalho fossem adotados os resultados proposto pelo JCSS (2001) para as variáveis módulo resistente plástico (Z) e módulo resistente elástico (W) da seção transversal.

Os parâmetros da distribuição de probabilidades das variáveis Z e W adotados no processo de calibração estão apresentados na Tabela 3.17. Cabe mencionar que a média está escrita em função do valor nominal (Z_n e W_n).

Tabela 3.17 – Variáveis aleatórias Z e W recomendada para qualquer tipo de peça metálica.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
Z	Normal	Z_n	0,04	JCSS (2001)
W	Normal	W_n	0,04	

e) Área de peças metálicas (A_g e A_e)

Assim como no caso do módulo resistente da seção transversal, foi adotada a prescrição do JCSS (2001) para as variáveis aleatórias área bruta (A_g) e área líquida efetiva (A_e) de peças metálicas.

A Tabela 3.18 apresenta os parâmetros da distribuição de probabilidades da variável A_g e A_e usados na calibração. Cabe destacar que a média está escrita em função do valor nominal da área (A_{gn} e A_{en}).

Tabela 3.18 – Variáveis aleatórias A_g e A_e recomendada para qualquer tipo de peça metálica.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
A_g	Normal	A_{gn}	0,032	JCSS (2001)
A_e	Normal	A_{en}	0,032	

f) Altura de peças metálicas (d)

A impossibilidade de realização de um estudo experimental fez com que neste trabalho fossem adotadas para a variável aleatória d as prescrições da norma NBR 15980:2011, assim como a distribuição proposta pelo JCSS (2001).

Os parâmetros da distribuição de probabilidades da variável d utilizados no processo de calibração estão apresentados na Tabela 3.19. Cabe mencionar que a média está escrita em função do valor nominal da altura (d_n).

Tabela 3.19 – Variável aleatória d para qualquer tipo de peça metálica.

Variável	Distribuição	μ	σ	Fonte
d	Normal	d_n	3,0 mm	JCSS (2001)

g) Espessura da alma de peças metálicas (t_w)

A falta de publicações sobre o assunto fez com que neste trabalho fosse adotada para a variável aleatória t_w a distribuição proposta pelo JCSS (2001) devidamente associada com as prescrições das normas NBR 15980:2011, NBR 11888:2018 e NM 144:1998.

A Tabela 3.20 apresenta os resultados relativos aos parâmetros da distribuição de probabilidades da variável t_w adotados na calibração. Cabe destacar que a média está escrita em função da espessura nominal da alma (t_{wn}).

Tabela 3.20 – Variável aleatória t_w para todos os grupos.

Variável	Distribuição	μ	σ	Fonte
t_w	Normal	t_{wn}	0,5 mm	JCSS (2001)

h) Diâmetro de parafusos estruturais (ϕ_b)

A variável aleatória ϕ_b foi construída com base em avaliações dimensionais realizadas em duas centenas de parafusos de aço ASTM A325 originários de diferentes lotes produzidos no Brasil nos anos de 2016 e 2017.

Os parâmetros da variável ϕ_b usados no problema de calibração estão apresentados na Tabela 3.21. Cabe esclarecer que os dados foram obtidos junto às empresas fabricantes de parafusos HARD e Walsywa.

Tabela 3.21 – Variável aleatória ϕ_b para todos os grupos.

Variável	Distribuição	μ	σ	Fonte
ϕ_b	Normal	ϕ_b	1,0 mm	Este Trabalho

i) Erro de modelo de resistência ($E_{m,r}$)

A variável aleatória $E_{m,r}$ foi levantada a partir de resultados disponíveis na literatura que correspondem aos modelos de dimensionamento utilizados nos escritórios de cálculo estrutural brasileiros. A Tabela 3.22 apresenta os resultados referentes à variável $E_{m,r}$ adotados na resolução do problema de calibração.

Tabela 3.22 – Variável aleatória $E_{m,r}$ em função de diferentes situações de projeto em estruturas metálicas.

Variável	Situação de Projeto	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
$E_{m,r}$	Vigas metálicas sujeitas à flexão	Normal	1,02	0,10	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)
	Vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento	Normal	1,03	0,11	
	Peças metálicas sujeitas à compressão	Normal	1,03	0,09	
	Peças metálicas sujeitas à tração	Normal	1,00	0,00	
	Ligações parafusadas	Normal	1,00	0,00	

Como os modelos para dimensionamento de estruturas metálicas são basicamente os mesmos no Brasil e nos Estados Unidos da América, então foram adotados os parâmetros da variável $E_{m,r}$ indicados por Ellingwood *et al.* (1980).

Assim como no caso das estruturas de concreto, ainda hoje há grande desconhecimento a cerca da variável erro de modelo relacionada com os componentes das estruturas metálicas.

3.2 Variáveis de Solicitação

Foram levantadas as seguintes variáveis de solicitação relacionadas com as estruturas erguidas no Brasil: ação permanente (g), ação variável do tipo acidental (q), ação variável do vento (w) e erro de modelo de solicitação ($E_{m,s}$). As distribuições destas variáveis foram obtidas diretamente da literatura ou ajustadas com base nos testes estatísticos de aderência já mencionados.

a) Ação permanente (g)

A ação permanente corresponde às cargas que atuam de forma praticamente constante em uma estrutura ao longo da sua vida útil (peso próprio, alvenaria, revestimento, contrapiso, forro etc.).

Embora a variável aleatória g esteja relacionada com os desvios decorrentes dos processos construtivos no peso próprio da edificação, neste trabalho ela foi ajustada a partir da percepção dos projetistas a respeito da questão.

Desta forma, a variável g foi construída com base em resultados enviados por diferentes engenheiros calculistas que determinaram o peso próprio de uma mesma edificação com base no retorno dado pelo mercado para o qual eles desenvolvem projetos estruturais.

A edificação em questão corresponde a um prédio residencial de múltiplos pavimentos com 18 apartamentos, área social, circulação, cobertura e reservatório, conforme apresentado no Apêndice H.

Vale esclarecer que o projeto proposto corresponde a uma generalização dos edifícios mais comumente construídos no país, tanto no que tange ao partido arquitetônico quanto aos acabamentos e materiais de revestimentos.

A Tabela 3.23 apresenta um resumo dos resultados relativos à variável aleatória g , estando a média expressa em função da ação permanente nominal (g_n) determinada com base nos pesos dos materiais estabelecidos na NBR 6120:1980. Para efeito de comparação, esta Tabela também apresenta os resultados divulgados por Ellingwood *et al.* (1980).

Tabela 3.23 – Variável aleatória g segundo diferentes fontes.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
g	Normal	$1,06.g_n$	0,12	Este Trabalho
	Normal	$1,05.g_n$	0,10	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Não foi possível realizar uma comparação com o modelo proposto pelo JCSS (2001) por ele apenas contemplar o peso próprio da estrutura, diferentemente dos modelos propostos neste trabalho e por Ellingwood *et al.* (1980) que consideram o peso próprio da edificação.

No mais, participaram deste estudo os seguintes engenheiros projetistas de diferentes regiões do Brasil: Carlos Baccini, Cesar Pinto, Daniel Miranda, Douglas Couto, Enio Barbosa, Fernando Stucchi, Josafá de Oliveira Filho, Luiz Cabral, Murilo Marques, Paulo Sousa, Rodrigo Nurnberg, Vitor Hugo.

b) Ação variável do tipo acidental (q)

A ação variável do tipo acidental é aquela que costuma apresentar grande variação ao longo da vida útil da estrutura, pois ela está associada à ocupação da edificação (mobiliários, equipamentos, pessoas etc.).

A variável aleatória q foi construída a partir do modelo estocástico proposto pelo JCSS (2001); este modelo contempla a soma entre duas parcelas independentes de carregamentos: contínua e intermitente. A intensidade de cada uma das duas parcelas de carregamentos foi representada por um campo

estocástico cujos parâmetros variaram de acordo com a tipologia da edificação, conforme apresenta a equação 3.1.

$$W(x, y) = m + V + U(x, y) \quad (3.1)$$

sendo $W(x, y)$ a intensidade do carregamento, m a média geral da intensidade do carregamento, V a distribuição que descreve a variabilidade da parcela contínua do carregamento relacionada com duas áreas diferentes em um mesmo pavimento ou em pavimentos diferentes, e $U(x, y)$ a distribuição que descreve a variabilidade das parcelas contínua e independente em função da área e da forma do carregamento.

Considerando uma resposta elástico-linear da estrutura, os efeitos de cada parcela de carregamento sobre áreas pré-estabelecidas foram determinados com base na equação 3.2.

$$q = \frac{\int_A W(x, y) \cdot i(x, y) dA}{\int_A i(x, y) dA} \quad (3.2)$$

sendo $i(x, y)$ a função de influência para o efeito do carregamento sobre uma área previamente estabelecida.

Por conseguinte, os parâmetros das parcelas contínua e intermitente que compõem o carregamento foram encontrados de acordo com a equação 3.3.

$$\begin{cases} E[q] = m \\ Var[q] = \sigma_V^2 + \sigma_U^2 \cdot \frac{A_0}{A} \cdot K \end{cases} \quad (3.3)$$

sendo A_0 a área tributária de referência, A a área adota na análise e K o fator de forma que compreende à maneira com que o carregamento se distribui sobre a área avaliada (Figura 3.2).

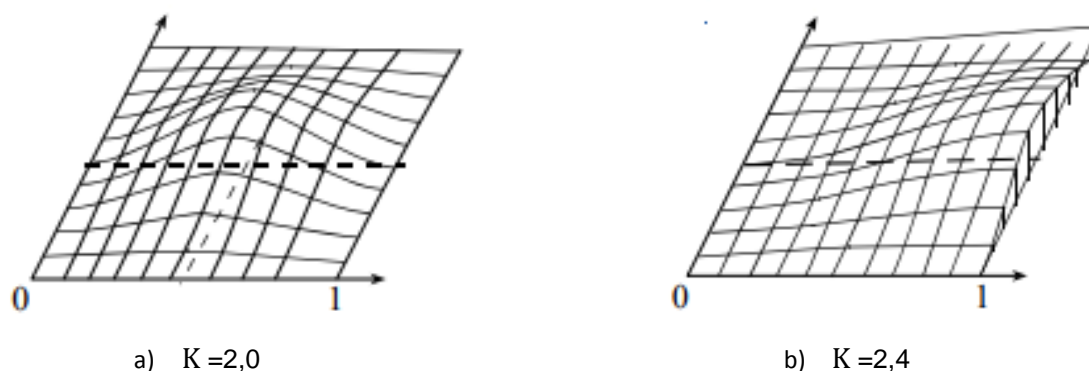


Figura 3.2 – Fator de forma da ação variável do tipo acidental (Adaptado do JCSS, 2001).

O tempo entre as mudanças de ambas as parcelas do carregamento foi representado por uma distribuição exponencial dependente da taxa de ocorrência (λ).

Já o número de mudanças dessas duas parcelas foi representado por um processo de pulso de Poisson também dependente da taxa de ocorrência, cabendo destacar que a duração da parcela intermitente assumiu um valor fixo (d_p).

Finalmente, a tabela 3.24 apresenta os parâmetros adotados na simulação do processo estocástico da ação acidental em função das tipologias de edificações consideradas neste estudo.

Tabela 3.24 – parâmetros do processo estocástico relacionado com q (baseado em JCSS, 2001).

Tipologia	A_0 (m ²)	A (m ²)	K (adm.)	Parcela Contínua				Parcela Intermitente			
				m (KN/m ²)	σ_V (KN/m ²)	σ_U (KN/m ²)	$1/\lambda$ (adm.)	m (KN/m ²)	σ_U (KN/m ²)	$1/\lambda$ (adm.)	d_p (dias)
Escritório	20	20	2,0	0,5	0,3	0,6	5	0,2	0,4	0,3	1
Residência	20	20	2,4	0,3	0,15	0,3	7	0,3	0,4	1	1
Hospital	20	30	2,4	0,4	0,4	0,6	10	0,2	0,4	1	1
Escola	100	100	2,4	0,6	0,15	0,4	11	0,5	1,4	0,3	5
Biblioteca	20	30	2,0	1,7	0,5	1	11	-	-	-	-

Sendo o máximo carregamento a maior das somas entre as parcelas contínua e intermitente em um período de referência, foi possível ajustar uma distribuição de extremos para a ação acidental em um ponto arbitrário no tempo (q_{apt}) e em um período de 50 anos (q_{50}), conforme apresentado no Apêndice I.

A Tabela 3.25 apresenta os valores de referência da ação acidental nominal (q_n) extraídos da norma NBR 6120:1980, embora esta norma esteja no momento passando por revisão.

Tabela 3.25 – Valores de referência de q_n .

Tipologia	q_n (KN/m ²)
Escritório	2,0
Residência	2,0
Hospital	2,0
Escola	3,0
Biblioteca	4,0

A Tabela 3.26 apresenta um resumo dos resultados referentes à variável aleatória q_{apt} , estando a média devidamente expressa em função da ação acidental nominal (q_n).

Tabela 3.26 – Variável aleatória q_{apt} em função de diferentes tipos de edificação.

	Tipologia	Distribuição	μ	C.V.
q_{apt}	Escritório	Gamma	0,26. q_n	0,55
	Residência	Gamma	0,23. q_n	0,55
	Hospital	Gamma	0,23. q_n	0,55
	Escola	Gamma	0,24. q_n	0,53
	Biblioteca	Gamma	0,27. q_n	0,53

A Tabela 3.27 apresenta uma distribuição ajustada para a variável q_{apt} que é válida para todas as situações, da mesma forma que ela também ilustra os resultados divulgados por Ellingwood *et al.* (1980).

Tabela 3.27 – Variável aleatória q_{apt} segundo diferentes fontes.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
q_{apt}	Gamma	0,25. q_n	0,55	Este Trabalho
	Gamma	0,25. q_n	0,55	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

A Tabela 3.28 apresenta um resumo dos resultados relativos à variável aleatória q_{50} , estando a média mais uma vez expressa em função da ação acidental nominal (q_n).

Tabela 3.28 – Variável aleatória q_{50} em função de diferentes tipos de edificação.

Variável	Tipologia	Distribuição	μ	C.V.
q_{50}	Escritório	Gumbel	$1,00 \cdot q_n$	0,37
	Residência	Gumbel	$1,03 \cdot q_n$	0,41
	Hospital	Gumbel	$1,01 \cdot q_n$	0,42
	Escola	Gumbel	$1,02 \cdot q_n$	0,43
	Biblioteca	Gumbel	$0,98 \cdot q_n$	0,40

A Tabela 3.29 apresenta uma distribuição ajustada para a variável q_{50} que é válida para quaisquer tipos de ocupação. Para efeito de comparação, ela também ilustra os resultados divulgados por outras fontes.

Tabela 3.29 – Variável aleatória q_{50} segundo diferentes fontes.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
q_{50}	Gumbel	$1,00 \cdot q_n$	0,40	Este Trabalho
	Gumbel	$0,60 \cdot q_n$	0,35	Holicky & Sykora (2011)
	Gumbel	$1,00 \cdot q_n$	0,25	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

A Tabela 3.30 apresenta os valores da ação acidental referentes ao período de retorno de 140 anos, tendo tais valores sido determinados com base nas distribuições da variável q construídas a partir de q_n unitário (Figura 3.3).

Tabela 3.30 – Valores de q_{140} .

Tipologia	q_{140} (KN/m ²)
Escritório	2,7
Residência	2,7
Hospital	2,7
Escola	4,0
Biblioteca	5,3

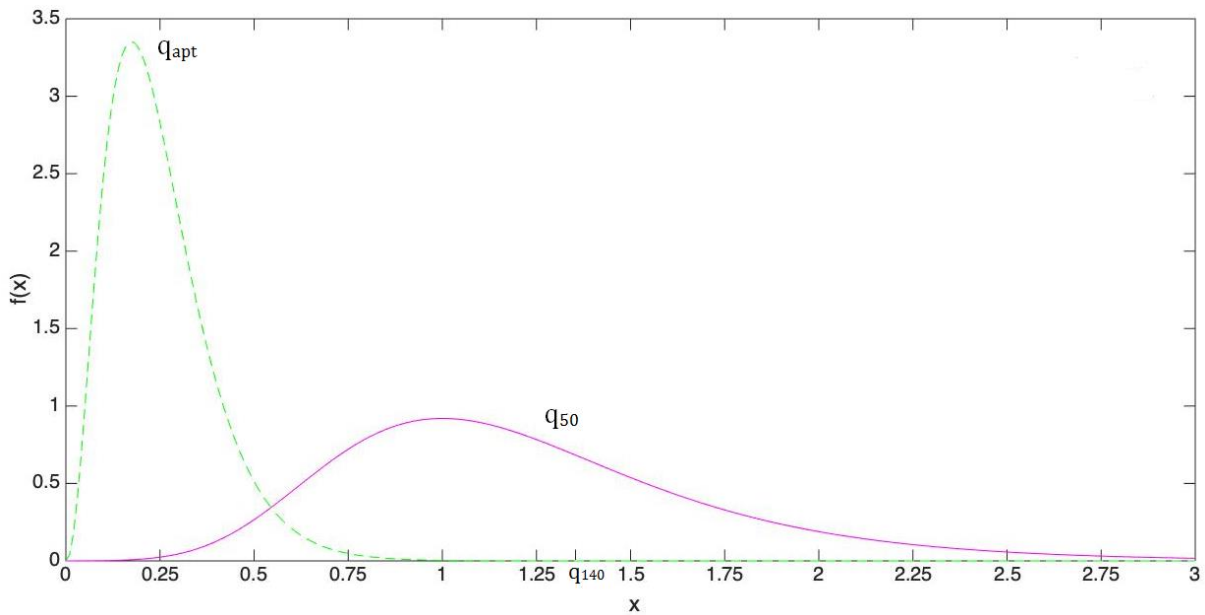


Figura 3.3 – Distribuições das variáveis aleatórias q_{apt} e q_{50} .

c) Ação variável do vento (w)

O vento é um fenômeno natural que apresenta grande variabilidade, se tornando uma variável de difícil consideração nos projetos estruturais. A velocidade, a geometria da edificação e a vizinhança são fatores que influenciam o efeito que o vento terá sobre a estrutura.

Uma aproximação dos efeitos do vento pode ser feita tratando o fenômeno como um problema estático, fazendo uso das equações de Bernoulli com vista a transformar a velocidade do vento em pressão.

Portanto, a Tabela 3.31 apresenta um resumo dos resultados referentes à pressão do vento máximo anual (w_1), escrito em função do valor nominal da ação variável do vento (w_n), segundo diferentes fontes.

Tabela 3.31 – Variável aleatória w_1 segundo diferentes fontes.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
w_1	Gumbel	$0,33.w_n$	0,47	Beck & Souza Jr (2010)
	Gumbel	$0,33.w_n$	0,59	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Enquanto a Tabela 3.32 apresenta um resumo dos resultados relativos à pressão do vento máximo de 50 anos (w_{50}), também expresso em função do valor nominal da ação variável do vento (w_n), segundo diferentes fontes.

Tabela 3.32 – Variável aleatória w_{50} segundo diferentes fontes.

Variável	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
w_{50}	Gumbel	$0,90.w_n$	0,34	Beck & Souza Jr (2010)
	Gumbel	$0,78.w_n$	0,37	Ellingwood <i>et al.</i> (1980)

Em ambos os casos, foram adotados os resultados propostos por Beck & Souza Jr (2010), haja vista que eles foram obtidos a partir de estatísticas nacionais do vento.

Todavia, no momento um grupo de pesquisa na UFRGS está trabalhando na revisão da norma NBR 6123:1990, o que poderá repercutir em mudanças na variável w .

Por fim, a Figura 3.4 ilustra as distribuições de probabilidades das variáveis aleatórias w_1 e w_{50} devidamente construídas com base no valor unitário de w_n .

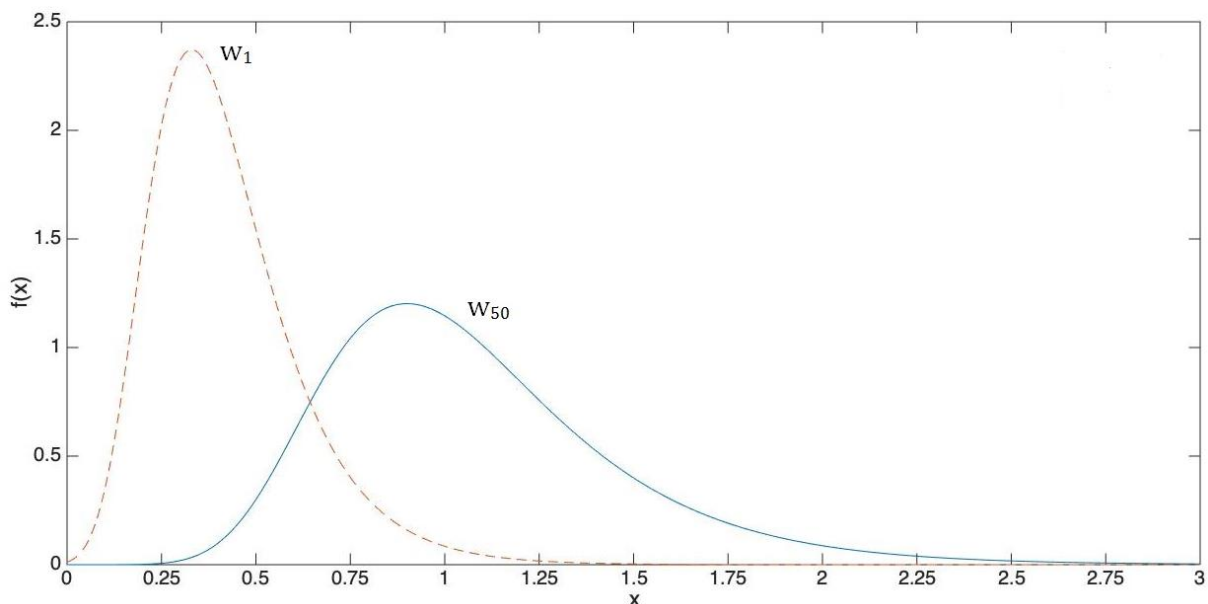


Figura 3.4 – Distribuições das variáveis aleatórias w_1 e w_{50} .

d) Erro de modelo de solicitação ($E_{m,s}$)

A variável aleatória $E_{m,s}$ foi levantada a partir das informações disponibilizadas pelo JCSS (2001), haja vista a escassez de trabalhos sobre as incertezas na determinação das ações associadas a um projeto. Portanto, a Tabela 3.33 apresenta um resumo dos resultados da variável $E_{m,s}$ para diferentes tipos de situações de projeto.

Tabela 3.33 – Variável aleatória $E_{m,s}$ em função de diferentes tipos de situações de projeto.

Variável	Solicitação de Projeto	Distribuição	μ	C.V.	Fonte
$E_{m,s}$	Vigas sujeitas à flexão	Log-normal	1,00	0,10	JCSS (2001)
	Vigas sujeitas ao cisalhamento	Log-normal	1,00	0,10	
	Lajes sujeitas à flexão	Log-normal	1,00	0,20	
	Elementos sujeitos à compressão	Log-normal	1,00	0,05	

4. CALIBRAÇÃO

4.1 Procedimentos

A calibração dos coeficientes parciais de segurança utilizados nas normas brasileiras NBR 8681:2003, NBR 8800:2008 e NBR 6118:2014 foi feita resolvendo o problema de otimização baseado em confiabilidade (RBDO) expresso na equação 4.1.

$$\begin{aligned} &\text{determinar: } d = \{\gamma_g, \gamma_q, \gamma_w, \psi_q, \psi_w, \gamma_c, \gamma_s, \gamma_{a1} \text{ e } \gamma_{a2}\} \\ &\text{que minimiza: } d^* = \sum_{g=1}^m \sum_{h=1}^n \sum_{i=1}^o \sum_{j=1}^p \left\{ [\beta_{\text{alvo}} - \min_k(\beta_{ghijk})]^2 \cdot w_{ij} \right\} \cdot \xi_g \end{aligned} \quad (4.1)$$

sendo ξ_g o peso de cada situação de projeto na calibração, w_{ij} o peso que expressa a importância relativa de cada razão entre carregamentos, k a equação de estado limite crítica, e β_{ghijk} o índice de confiabilidade obtido pelo método de confiabilidade de primeira ordem (FORM) para as diferentes razões de carregamentos ij das variações h do componente g .

A equação 4.2 apresenta os pesos ξ_g referentes às diferentes situações de projetos consideradas na calibração dos coeficientes usados na elaboração de projetos de estruturas de concreto.

$$\xi_g = \begin{cases} 0,20 & \text{(Vigas de concreto armado sujeitas à flexão)} \\ 0,20 & \text{(Vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento)} \\ 0,20 & \text{(Pilares de concreto armado sujeito à flexo – compressão normal)} \\ 0,20 & \text{(Lajes de concreto armado sujeitas à flexão)} \\ 0,20 & \text{(Vigas de concreto protendido sujeitas à flexão)} \end{cases} \quad (4.2)$$

A equação 4.3, por sua vez, os pesos ξ_g referentes às diferentes situações de projetos consideradas na calibração dos coeficientes usados na elaboração de projetos de estruturas metálicas.

$$\xi_g = \begin{cases} 0,20 & \text{(Vigas metálicas sujeitas à flexão)} \\ 0,20 & \text{(Vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento)} \\ 0,20 & \text{(Peças metálicas sujeitas à compressão)} \\ 0,20 & \text{(Peças metálicas sujeitas à tração)} \\ 0,20 & \text{(Ligações parafusadas)} \end{cases} \quad (4.3)$$

A Tabela 4.1 apresenta os pesos w_{ij} para as tipologias de estruturas avaliadas neste trabalho e quaisquer razões entre a ação acidental e a ação permanente (q_n/g_n) ou entre a ação do vento e a ação permanente (w_n/g_n), tendo tais pesos sido adaptados de Ellingwood *et al.* (1980).

Tabela 4.1 – Pesos w_{ij} para diferentes razões q_n/g_n ou w_n/g_n .

q_n/g_n ou w_n/g_n	w_{ij}	
	Estruturas de Concreto	Estruturas Metálicas
0	1,0	0,0
0,5	4,5	1,0
1	3,0	2,0
1,5	1,0	2,5
2	0,5	3,5
3	0,0	0,7
5	0,0	0,3

As equações de estado limite utilizadas na avaliação dos índices de confiabilidade durante todo o processo de calibração estão expressas na equação 4.4, estando elas baseadas na regra de Turkstra (1970).

$$\begin{cases} g_1(X) = E_{m,r} \cdot R(f_y, f_c, \dots) - E_{m,s} \cdot S(g + q_{50} + w_1) = 0 \\ g_2(X) = E_{m,r} \cdot R(f_y, f_c, \dots) - E_{m,s} \cdot S(g + q_{apt} + w_{50}) = 0 \end{cases} \quad (4.4)$$

Estas duas equações são válidas para as cinco combinações de carregamentos que derivam da equação geral de combinações apresentada na equação 4.5.

$$S[\gamma_g \cdot g_n + \gamma_i \cdot q_{ni} + \sum_{j \neq i}^n \gamma_j \cdot \psi_j \cdot q_{vj}] \leq R \left[\frac{r_k}{\gamma_{VR}} \right] \quad (4.5)$$

sendo $S[.]$ uma função de efeitos de solicitações, $R[.]$ uma função de resistência, r_k a resistência característica do elemento estrutural, γ_R o coeficiente parcial de segurança de minoração da resistência do material ou do elemento estrutural, γ_i e γ_j os coeficientes parciais de segurança de majoração das ações, e ψ_j os fatores de combinação das ações.

Em um problema de calibração envolvendo combinações de ações permanentes, acidentais e de vento, a equação geral de combinação normal origina outras cinco, conforme apresenta a equação 4.6.

$$S_D = \begin{bmatrix} \gamma_g \cdot g \\ \gamma_g \cdot g + \gamma_q \cdot Q_{50} \\ \gamma_g \cdot g + \gamma_w \cdot W_{50} \\ \gamma_g \cdot g + \gamma_q \cdot Q_{50} + \gamma_w \cdot \psi_w \cdot W_1 \\ \gamma_g \cdot g + \gamma_w \cdot W_{50} + \gamma_q \cdot \psi_q \cdot Q_{apt} \end{bmatrix} \quad (4.6)$$

As três primeiras linhas são casos particulares em que ao menos uma ação variável é nula, enquanto as duas últimas linhas expressam combinações de três ações não nulas.

Com relação ao índice de confiabilidade alvo, ele assumiu o valor 3,0 por corresponder a um número próximo do valor médio dos índices de confiabilidade antes da calibração, além de ser um número de referência recomendado por Melchers & Beck (2018).

Ainda, cabe destacar que o problema de otimização foi inteiramente resolvido através de um algoritmo baseado na abordagem de enxame de partículas (PSO).

4.2 Situações de Projeto

No processo de calibração de uma norma é importante que sejam consideradas diferentes situações de projeto com vista a permitir que os conjuntos de coeficientes parciais de segurança calibrados sejam representativos.

Desta maneira, a ordem convencional de projeto é invertida; ao invés de uma peça ser dimensionada a partir de um carregamento conhecido, é encontrado o carregamento máximo que pode ser imposto a uma peça pré-definida.

Este procedimento permite que seja determinada a ação permanente nominal (g_n) de acordo com a equação 4.7. De posse desse valor, é possível determinar também a ação acidental nominal (q_n) e a ação do vento nominal (w_n).

$$g_n = \begin{cases} \frac{R_D}{\gamma_g + \gamma_q \cdot (q_n/g_n) + \gamma_w \cdot \psi_w \cdot (w_n/g_n)} \\ \frac{R_D}{\gamma_g + \gamma_w \cdot (w_n/g_n) + \gamma_q \cdot \psi_q \cdot (q_n/g_n)} \end{cases} \quad (4.7)$$

sendo R_D a resistência de projeto encontrada com base nas prescrições da norma de interesse e que corresponde ao carregamento máximo admitido na seção crítica.

Portanto, nesta sessão são apresentadas as situações de projeto consideradas quando da realização da calibração dos coeficientes de ponderação das normas NBR 8681:2003, NBR 8800:2008 e NBR 6118:2014.

4.2.1 Estruturas de Concreto

Foram consideradas as seguintes situações de projetos relacionadas com as estruturas de concreto construídas no Brasil: vigas de concreto armado sujeitas à flexão, vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal, lajes de concreto armado sujeitas à flexão e vigas de concreto protendido sujeitas à flexão.

a) Vigas de concreto armado sujeitas à flexão

Foram consideradas vigas de concreto armado projetadas para resistir esforços de flexão com concretos de cinco classes de resistência, três razões entre base e altura útil (b/d_s) e três taxas geométricas de armaduras simples (ρ).

Com o objetivo de considerar a influência da resistência à compressão do concreto no problema, foram adotadas as seguintes classes de resistência para o material: C20, C30, C40, C50 e C60.

Com vista a considerar o impacto das dimensões da seção transversal na resistência de vigas fletidas, foram empregadas as seguintes razões entre base e altura útil: 0,25, 0,50 e 0,75.

Com a máxima de considerar o papel da quantidade de armaduras longitudinais no problema, foram adotadas as seguintes taxas geométricas simples: ρ_{\min} , 0,5% e ρ_{\max} .

Cabe destacar que a NBR 6118:2014 estabelece que ρ_{\min} é função da resistência característica à compressão do concreto (f_{ck}) e ρ_{\max} é função do limite da altura da linha neutra na seção da viga ($x/d_s \leq 0,45$ para concretos com $f_{ck} \leq 50$ MPa e $x/d_s \leq 0,35$ para concretos com $50 \text{ MPa} < f_{ck} \leq 90$ MPa).

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com as vigas de concreto armado sujeitas à flexão está apresentada na equação 4.8.

$$R = \left[A_s \cdot f_y \cdot \left(d_s - \frac{\left(\frac{\lambda_c}{2} \right) \cdot A_s \cdot f_y}{\alpha_c \cdot \lambda_c \cdot b \cdot f_c} \right) \right] \quad (4.8)$$

sendo A_s a área de aço encontrada de maneira determinística a partir da taxa geométrica de armadura, α_c o parâmetro que representa o efeito Rüschi, e λ_c a relação entre a profundidade do diagrama retangular de compressão equivalente do concreto e a profundidade efetiva da linha neutra.

A equação 4.9 apresenta as expressões usadas na determinação do parâmetro α_c , enquanto a equação 4.10 indica as formulações empregadas na determinação do parâmetro λ_c .

$$\alpha_c = \begin{cases} 0,85 & \text{(para concretos com } f_{ck} \leq 50 \text{ MPa)} \\ 0,85 \cdot \left[1,0 - \frac{(f_{ck} - 50)}{200} \right] & \text{(para concretos com } 50 \text{ MPa} < f_{ck} \leq 90 \text{ MPa)} \end{cases} \quad (4.9)$$

$$\lambda_c = \begin{cases} 0,80 & \text{(para concretos com } f_{ck} \leq 50 \text{ MPa)} \\ 0,80 - \left[\frac{(f_{ck} - 50)}{400} \right] & \text{(para concretos com } 50 \text{ MPa} < f_{ck} \leq 90 \text{ MPa)} \end{cases} \quad (4.10)$$

No mais, foi adotada a classe II de agressividade ambiental na determinação do cobrimento nominal das armaduras das vigas, conforme prescrição da NBR 6118:2014.

b) Vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento

Foram consideradas vigas de concreto armado projetadas para resistir esforços de cisalhamento com concretos de cinco classes de resistência, três razões entre base e altura útil (b/d_s) e três quantidades de armaduras transversais por unidade de comprimento ($\frac{A_{sw}}{S}$).

Visando considerar o impacto da resistência à compressão do concreto no problema, foram adotadas as seguintes classes de resistência para o material: C20, C30, C40, C50 e C60.

Objetivando considerar a influência das dimensões da seção transversal na resistência das vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, foram empregadas as seguintes razões entre base e altura útil: 0,25, 0,50 e 0,75.

Visando considerar o papel da quantidade de estribos no problema, foram adotadas as seguintes quantidades de armaduras transversais por unidade de comprimento: $\left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{min}$, $5 \cdot \left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{min}$ e $\left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{max}$.

Cabe salientar que a NBR 6118:2014 estabelece que $\left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{min}$ é função da resistência característica à compressão do concreto (f_{ck}) e da base da seção transversal da viga (b), enquanto $\left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{max}$ é função da força cortante resistente de cálculo relativa à ruína da biela comprimida (V_{Rd2}).

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com as vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento está ilustrada na equação 4.11.

$$R = \left[0,9 \cdot d_s \cdot \left(\left(\frac{A_{sw}}{s} \right) \cdot f_y + 0,14 \cdot b \cdot \sqrt[3]{f_c^2} \right) \right] \quad (4.11)$$

É importante mencionar que foi considerado o modelo de Cálculo I proposto pela NBR 6118:2014, que é aquele que contempla a treliça clássica de Ritter-Mörsch com ângulo de 45° entre as diagonais comprimidas do concreto e o eixo longitudinal da viga.

Desta forma, a equação 4.12 apresenta a expressão usada na determinação da força cortante resistente de cálculo relativa à ruína da biela comprimida conforme o modelo de cálculo I.

$$V_{Rd2} = 0,27 \cdot \left(1,0 - \frac{f_{ck}}{250} \right) \cdot \frac{f_{ck}}{\gamma_c} \cdot b \cdot d_s \quad (4.12)$$

Por fim, foi adotada a classe II de agressividade ambiental na determinação do cobrimento nominal dos estribos das vigas, conforme prescrição da NBR 6118:2014.

c) Pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal

Foram considerados pilares curtos de concreto armado projetados para resistir esforços de flexão composta normal com concretos de três classes de resistência, três razões entre base e altura (b/h), três taxas geométricas de armadura (ρ), três excentricidades relativas (e/h) e três razões entre o valor da distância da borda ao centro geométrico da linha de armaduras e a altura (d'/h).

Com vista a considerar a influência da resistência à compressão do concreto na resistência dos pilares curtos, foram adotadas as seguintes classes de resistência para o material: C20, C40 e C60.

Com o objetivo de considerar o papel das dimensões da seção transversal da peça no problema, foram empregadas as seguintes razões entre base e altura: 0,2, 0,6 e 1,0.

Com a máxima de considerar o impacto da quantidade de armaduras longitudinais no problema, foram consideradas as seguintes taxas geométricas para uma distribuição simétrica na seção: ρ_{\min} , 2,0% e 4,0%.

Com a premissa de considerar o impacto de diferentes valores de momentos fletores sobre os pilares curtos, foram adotadas as seguintes excentricidades relativas: $e_{1,\min}/h$, 0,2 e 0,4. Cabendo esclarecer que $e_{1,\min}$ decorre do momento mínimo de primeira ordem estabelecido pela NBR 6118:2014.

Com o objetivo de considerar diferentes braços de alavanca, foram empregadas as seguintes razões entre o valor da distância da borda ao centro geométrico da linha de armaduras: 0,05, 0,10 e 0,15.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com os pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal está indicada na equação 4.13, conforme proposto por Tramontini (2016).

$$R = \left[\frac{(A \cdot b \cdot h \cdot f_c) + (C \cdot A_s \cdot f_y)}{\left(B + \frac{e}{h}\right)} \right] \quad (4.13)$$

sendo A, B e C coeficientes que definem segmentos de retas aproximados a partir das curvas de interações de ábacos adimensionais usados no dimensionamento de pilares submetidos a esforços de flexo-compressão normal.

A equação 4.14 apresenta a expressão que permitiu o encontro dos coeficientes A, B e C com base na substituição das coordenadas que definiam dois segmentos aproximados de retas nas regiões consideradas dos ábacos usados no dimensionamento dos pilares.

$$\mu = A + B \cdot v + C \cdot \omega \quad (4.14)$$

sendo μ , v e ω momento adimensional, força normal adimensional e taxa mecânica de armadura longitudinal, respectivamente.

É importante destacar que foram considerados ábacos de iteração elaborados por meio de softwares embasados nas prescrições da NBR 6118:2014 para os estados limites últimos.

d) Lajes de concreto armado sujeitas à flexão

Foram consideradas lajes planas de concreto armado projetadas para resistir esforços de flexão com concretos de quatro classes de resistência, quatro alturas (h) e três áreas de armaduras por metro $\left(\frac{A_s}{m}\right)$.

Objetivando considerar o papel da resistência à compressão do concreto nas lajes fletidas de concreto armado, foram adotadas as seguintes classes de resistência para o material: C20, C30, C40 e C50.

Visando considerar a influência da altura em faixas métricas de lajes de concreto armado sujeitas à flexão, foram empregadas as seguintes alturas: 10 cm, 15 cm, 20 cm e 25 cm.

Visando levar em consideração o impacto da quantidade de armaduras passivas na resistência das lajes planas fletidas de concreto armado, foram adotadas as seguintes áreas: $\left(\frac{A_{s,min}}{m}\right)$, $\left(\frac{0,5 \cdot h}{m}\right)$ e $\left(\frac{A_{s,max}}{m}\right)$.

Cabe observar que foram consideradas lajes armadas nas duas direções para determinação de $\left(\frac{A_{s,min}}{m}\right)$ e $\left(\frac{A_{s,max}}{m}\right)$, sendo a primeira também função da resistência característica à compressão do concreto e a segunda do limite da altura da linha neutra na seção da laje.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com as lajes de concreto armado sujeitas à flexão está apresentada na equação 4.15.

$$R = \left[\left(\frac{A_s}{m}\right) \cdot f_y \cdot \left(d_s - \frac{0,59 \cdot \left(\frac{A_s}{m}\right) \cdot f_y}{b \cdot f_c} \right) \right] \quad (4.15)$$

sendo b igual a 100 cm, já que toda a avaliação foi feita para faixas métricas de lajes planas de concreto armado.

No mais, foi adotada a classe II de agressividade ambiental na determinação do cobrimento nominal das armaduras das lajes, conforme prescrição da NBR 6118:2014.

e) Vigas de concreto protendido sujeitas à flexão

Foram consideradas vigas de concreto protendido com aderência projetadas para resistir esforços de flexão com concretos de quatro classes de resistência, duas razões entre base e altura útil (b/d_s), duas excentricidades do cabo de protensão (e_p), duas taxas de armaduras passivas (ρ) e três taxas de armaduras ativas (ρ_p).

Com o objetivo de considerar a influência da resistência à compressão do concreto nas vigas fletidas de concreto protendido, foram adotadas as seguintes classes de resistência para o material: C30, C40, C50 e C60.

Com vista a considerar o papel das dimensões da seção transversal nas vigas fletidas de concreto protendido, foram empregadas as seguintes razões entre base e altura útil: 0,25 e 0,50.

Com a premissa de levar em consideração o impacto da posição dos cabos de protensão na resistência do problema, foram adotadas as seguintes excentricidades: 0,20.h e 0,40.h.

Com o objetivo de levar em consideração a influência da quantidade de armaduras passivas na capacidade resistente das vigas fletidas de concreto protendido, foram adotadas as seguintes taxas: 0,35% e 0,70%.

Com a máxima de considerar a influência da quantidade de armaduras de protensão no problema, foram adotadas as seguintes taxas de armadura ativa do tipo CP 190 RB: 0,30%, e 0,60%.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com as vigas de concreto protendido sujeitas à flexão está ilustrada na equação 4.16.

$$R = \left\{ A_p \cdot \eta \cdot f_{pt} \cdot \left[d_p - \left(\frac{\lambda_c}{2} \right) \cdot \left(\frac{(A_p \cdot \eta \cdot f_{pt}) + (A_s \cdot f_y)}{\alpha_c \cdot \lambda_c \cdot b \cdot f_c} \right) \right] \right\} + \left\{ A_s \cdot f_y \cdot \left[d_s - \left(\frac{\lambda_c}{2} \right) \cdot \left(\frac{(A_p \cdot \eta \cdot f_{pt}) + (A_s \cdot f_y)}{\alpha_c \cdot \lambda_c \cdot b \cdot f_c} \right) \right] \right\} \quad (4.16)$$

sendo η o coeficiente que relaciona o nível de tensão na armadura de protensão em função da profundidade da linha neutra na seção da viga.

Cabe mencionar que a posição da linha neutra para cada um dos casos avaliados foi encontrada de maneira iterativa através do método da bissecante com controle de convergência e erro.

Por fim, foi adotada a classe II de agressividade ambiental na determinação do cobrimento nominal das armaduras das vigas protendidas, conforme prescrição da NBR 6118:2014.

4.2.2 Estruturas Metálicas

Foram consideradas as seguintes situações de projetos relacionadas com as estruturas metálicas edificadas no país: vigas metálicas sujeitas à flexão, vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento, peças metálicas sujeitas à compressão, peças metálicas sujeitas à tração e ligações parafusadas.

a) Vigas metálicas sujeitas à flexão

Foram consideradas vigas metálicas dimensionadas para resistir esforços de flexão com dois tipos de aços estruturais, dezoito perfis laminados e dezoito perfis soldados.

Objetivando considerar a influência do tipo de aço na capacidade resistente de vigas fletidas, foram adotados os seguintes tipos de aços estruturais: ASTM A36 e ASTM A572 GR50.

Visando considerar diferentes perfis laminados usados em projetos de vigas submetidas à flexão, foram empregadas as seguintes bitolas: W150 x 13, W 150 x 29,8, W 200 x 15, W 200 x 46,1, W 250 x 17,9, W 250 x 73, W 310 x 21, W 310 x 70, W 360 x 32,9, W 360 x 91, W 410 x 38,8, W 410 x 75, W 460 x 52, W 460 x 89, W 530 x 66, W 530x 92, W 610 x 101 e W 610 x 174.

Visando considerar diferentes perfis soldados utilizados em projetos de vigas sujeitas à flexão, foram adotadas as seguintes séries: VS 400 x 68, VS 450 x 71, VS 500 X 86, VS 550 x 88, VS 600 x 125, VS 650 x 128, VS 700 x137, VS 750 x140, VS 800 x 143, VS 850 x 155, VS 900 x 159, VS 950 x 162, VS 1000 x 180, VS 1100 x 199, VS 1200 x 244, VS 1300 x 281, VS 1400 x 309, VS 1500 x 319.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e associada com as vigas metálicas fletidas em relação ao maior eixo de momento de inércia está indicada na equação 4.17.

$$R = \begin{cases} Z \cdot f_y & (\text{se } \lambda \leq \lambda_p) \\ C_b \cdot \left[Z \cdot f_y - (Z \cdot f_y - M_r) \cdot \left(\frac{\lambda - \lambda_p}{\lambda_r - \lambda_p} \right) \right] & (\text{se } \lambda_p < \lambda \leq \lambda_r) \\ M_{cr} & (\text{se } \lambda > \lambda_r) \end{cases} \quad (4.17)$$

sendo C_b o fator modificador do diagrama de momento fletor, M_r o momento elástico, M_{cr} o momento crítico, λ o parâmetro de esbeltez do elemento considerado, λ_p o parâmetro de esbeltez de plastificação e λ_r o parâmetro de esbeltez elástico.

Desta forma, a capacidade resistente de cada uma das vigas metálicas analisadas correspondeu ao menor dos valores encontrados para cada um dos seguintes estados limites de instabilidade: flambagem local da alma (FLA) e flambagem local da mesa (FLM).

Neste trabalho não foi considerado o estado limite referente à flambagem lateral por torção (FLT), já que foi assumido que as vigas estavam contidas lateralmente.

Para o estado limite de flambagem local da alma (FLA), a equação 4.18 apresenta as formulações usadas na determinação do momento elástico e do momento crítico.

$$\text{Momentos resistentes} = \begin{cases} M_r = W \cdot f_y \\ M_{cr} \rightarrow N/A \end{cases} \quad (4.18)$$

Ainda para o estado limite de flambagem local da alma (FLA), a equação 4.19 apresenta as expressões empregadas na determinação dos parâmetros de esbeltez.

$$\text{Parâmetros de esbeltez} = \begin{cases} \lambda = \frac{d}{t_w} \\ \lambda_p = 3,76 \cdot \sqrt{\frac{E}{f_y}} \\ \lambda_r = 5,70 \cdot \sqrt{\frac{E}{f_y}} \end{cases} \quad (4.19)$$

Para o estado limite de flambagem local da mesa (FLM), a equação 4.20 apresenta as formulações utilizadas na determinação do momento elástico e do momento crítico.

$$\text{Momentos resistentes} = \begin{cases} M_r = W \cdot 0,7 \cdot f_y \\ M_{cr} = \frac{0,69 \cdot E \cdot W}{\lambda^2} \quad (\text{perfis laminados}) \\ M_{cr} = \frac{4}{\sqrt{\frac{d}{t_w}}} \cdot \frac{0,90 \cdot E \cdot W}{\lambda^2} \quad (\text{perfis soldados}) \end{cases} \quad (4.20)$$

Ainda para o estado limite de flambagem local da mesa (FLM), a equação 4.21 apresenta as expressões adotadas na determinação dos parâmetros de esbeltez.

$$\text{Parâmetros de esbeltez} = \begin{cases} \lambda = \frac{b_f}{2 \cdot t_f} \\ \lambda_p = 0,38 \cdot \sqrt{\frac{E}{f_y}} \\ \lambda_r = 0,83 \cdot \sqrt{\frac{E}{0,7 \cdot f_y}} \quad (\text{perfis laminados}) \\ \lambda_r = 0,95 \cdot \sqrt{\frac{4}{\sqrt{\frac{d}{t_w}}}} \cdot \sqrt{\frac{E}{0,7 \cdot f_y}} \quad (\text{perfis soldados}) \end{cases} \quad (4.21)$$

sendo b_f a largura da mesa e t_f a espessura da mesa, independente do perfil ser laminado ou soldado.

Para os dois estados limites considerados neste estudo, o coeficiente C_b adotado foi igual a 1,0, isso porque tal coeficiente só assume algum valor diferente deste no estado limite de flambagem lateral por torção (FLT).

No mais, tanto para o aço ASTM A36 como para o aço ASTM A572 GR50 foi adotado módulo de elasticidade (E) igual a 200.000 MPa, conforme prescrição da NBR 8800:2008.

b) Vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento

Foram consideradas vigas metálicas dimensionadas para resistir esforços de cisalhamento com dois tipos de aços estruturais, dezoito perfis laminados e dezoito perfis soldados.

Com a máxima de considerar o impacto do tipo de aço na capacidade resistente de vigas submetidas a esforços cortantes, foram adotados os seguintes tipos de aços estruturais: ASTM A36 e ASTM A572 GR50.

Com vista a considerar diferentes perfis laminados usados em projetos de vigas submetidas ao corte, foram empregadas as seguintes bitolas: W150 x 13, W 150 x 29,8, W 200 x 15, W 200 x 46,1, W 250 x 17,9, W 250 x 73, W 310 x 21, W 310 x 70, W 360 x 32,9, W 360 x 91, W 410 x 38,8, W 410 x 75, W 460 x 52, W 460 x 89, W 530 x 66, W 530x 92, W 610 x 101 e W 610 x 174.

Com o objetivo de considerar diferentes perfis soldados utilizados em projetos de vigas sujeitas ao cisalhamento, foram adotadas as seguintes séries: VS 400 x 68, VS 450 x 71, VS 500 X 86, VS 550 x 88, VS 600 x 125, VS 650 x 128, VS 700 x137, VS 750 x140, VS 800 x 143, VS 850 x 155, VS 900 x 159, VS 950 x 162, VS 1000 x 180, VS 1100 x 199, VS 1200 x 244, VS 1300 x 281, VS 1400 x 309, VS 1500 x 319.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e relacionada com as vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento está apresentada na equação 4.22.

$$R = \begin{cases} 0,60 \cdot d \cdot t_w \cdot f_y & (\text{se } \lambda \leq \lambda_p) \\ \left(\frac{\lambda_p}{\lambda}\right) \cdot 0,60 \cdot d \cdot t_w \cdot f_y & (\text{se } \lambda_p < \lambda \leq \lambda_r) \\ 1,24 \cdot \left(\frac{\lambda_p}{\lambda}\right)^2 \cdot 0,60 \cdot d \cdot t_w \cdot f_y & (\text{se } \lambda > \lambda_r) \end{cases} \quad (4.22)$$

Cabe salientar que as expressões que determinaram as equações de estados limites foram definidas com base na consideração de que as vigas estavam também fletidas em relação ao eixo perpendicular à alma, de modo que os parâmetros de esbeltez foram encontrados conforme a equação 4.23.

$$\text{Parâmetros de esbeltez} = \begin{cases} \lambda = \frac{d}{t_w} \\ \lambda_p = 1,10 \cdot \sqrt{\frac{k_v \cdot E}{f_y}} \\ \lambda_r = 1,37 \cdot \sqrt{\frac{k_v \cdot E}{f_y}} \end{cases} \quad (4.23)$$

sendo k_v o coeficiente que modifica os valores de λ_p e λ_r em função da existência ou não de enrijecedores ao longo do comprimento da viga.

Desta maneira, foi adotado k_v igual a 5,0 no processo de calibração proposto neste trabalho, haja vista que foram consideradas vigas cujas almas não contavam com enrijecedores transversais.

Por fim, assim como no caso das vigas fletidas, foi considerado módulo de elasticidade (E) igual a 200.000 MPa tanto para o aço ASTM A36 como para o aço ASTM A572 GR50.

c) Peças metálicas sujeitas à compressão

Foram consideradas peças metálicas dimensionadas para resistir esforços de compressão com dois tipos de aços estruturais, seis tipos de perfis, dois comprimentos (l) e três condições de vinculação (k).

Visando levar em consideração a influência do tipo de aço na capacidade resistente de peças comprimidas, foram adotados os seguintes tipos de aços estruturais: ASTM A36 e ASTM A572 GR50.

Objetivando considerar diferentes tipos de perfis laminados e soldados usados em projetos de peças sujeitas a forças axiais de compressão, foram empregadas as seguintes bitolas: W 250 x 73, W 360 x 101, HP 250 x 85, CS 250 x 66, CVS 350 x 118 e L 203 x 19.

Visando considerar o impacto da esbeltez na resistência de peças metálicas submetidas à compressão, foram assumidos dois comprimentos entre os apoios: 295 cm e 590 cm.

Objetivando levar em consideração a influência das condições de vinculação no problema, foram adotados três tipos de vinculações: engastado-engastado ($k = 0,65$), rotulado-rotulado ($k = 1,00$) e engastado-livre ($k = 2,10$).

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e associada com as peças metálicas sujeitas à compressão está apresentada na equação 4.24.

$$R = \chi \cdot Q \cdot A_g \cdot f_y \quad (4.24)$$

sendo χ o fator de redução associado à flambagem global e Q o fator de redução relacionado com a flambagem local.

A equação 4.25 apresenta as expressões usadas na determinação do fator de redução relacionado com a flambagem global, fator esse entendido como um percentual da resistência total da barra que pode ser atingido antes de algum modo de flambagem global.

$$\chi = \begin{cases} 0,659\lambda_0^2 & (\text{se } \lambda_0 \leq 1,5) \\ \frac{0,877}{\lambda_0^2} & (\text{se } \lambda_0 > 1,5) \end{cases} \quad (4.25)$$

sendo λ_0 o índice de esbeltez reduzido determinado com base no índice de esbeltez e na força axial de flambagem elástica ou carga crítica de Euler.

Os índices de esbeltez das barras comprimidas analisadas corresponderam à maior razão entre o produto $k.l$ e o raio de giração (r), tendo eles sido sempre inferiores a 200.

O fator de redução associado à flambagem local, entendido como um percentual da resistência total da barra que pode ser atingido antes da ocorrência da flambagem local em algum ponto da peça, assumiu valor igual a 1,0 dada a ausência de instabilidade local nos problemas considerados.

Cabe destacar que a questão da instabilidade local dos elementos das seções (alma ou aba) foi avaliada a partir da formulação ilustrada na equação 4.26.

$$\lambda_e \leq \lambda_{e,\text{lim}} \quad (4.26)$$

sendo λ_e e $\lambda_{e,\text{lim}}$ parâmetros de esbeltez dos elementos das seções (alma ou aba).

A equação 4.27 indica a expressão usada na determinação dos valores de λ_e dos elementos de todas as seções transversais consideradas no estudo.

$$\lambda_e = \frac{b_e}{t_e} \quad (4.27)$$

sendo b_e a largura do elemento considerado (alma ou aba) e t_e a espessura do elemento considerado (alma ou aba).

A equação 4.28 apresenta os valores de $\lambda_{e,\text{lim}}$ determinados em função do módulo de elasticidade e da tensão de escoamento do aço.

$$\lambda_{e,lim} = \begin{cases} 42 & \text{(para a alma de perfis I de aço ASTM A36)} \\ 36 & \text{(para a alma de perfis I de aço ASTM A572 GR50)} \\ 16 & \text{(para a aba de perfis I de aço ASTM A36)} \\ 13,5 & \text{(para a aba de perfis I de aço ASTM A572 GR50)} \\ 13 & \text{(para a aba de cantoneiras de aço ASTM A36)} \\ 11 & \text{(para a aba de cantoneiras de aço ASTM A572 GR50)} \end{cases} \quad (4.28)$$

No mais, tanto para o aço ASTM A36 como para o aço ASTM A572 GR50 foi assumido módulo de elasticidade (E) igual a 200.000 MPa, conforme prescrição da NBR 8800:2008.

d) Peças metálicas sujeitas à tração

Foram consideradas peças metálicas dimensionadas para resistir forças axiais de tração com dois tipos de aços estruturais, duas chapas simples, quatro perfis, duas ligações soldadas longitudinalmente, uma ligação soldada transversalmente e três ligações parafusadas.

Com o objetivo de considerar o impacto do tipo de aço na capacidade resistente de peças submetidas a esforços de tração, foram adotados os seguintes tipos de aços estruturais: ASTM A36 e ASTM A572 GR50.

Com vista a considerar diferentes chapas usadas em projetos de peças metálicas tracionadas, foram empregadas as seguintes chapas no equacionamento do problema: 152 x 6,35 e 152 x 12,7.

Com a máxima de considerar diferentes tipos de perfis usados em projetos de peças metálicas sujeitas à tração, foram adotadas as seguintes bitolas: L 102 x 76 x 9,5, L 102 x 102 x 9,5, C 152 x 15,6 e W 150 x 18.

Com o objetivo de considerar a influência das soldas longitudinais aplicadas ao longo das bordas de peças metálicas submetidas a esforços de tração, exceto no caso do perfil W 150 x 18, foram empregados os seguintes comprimentos de soldagem: d e 2,0.d.

Com a máxima de considerar o impacto das soldas transversais na resistência de peças metálicas tracionadas, foi adotada uma área conectada por solda igual a 60% da área bruta da seção. No caso do perfil W 150 x 18, ainda foram consideradas áreas conectadas por solda iguais a 75% e 100% da área bruta da seção.

Com vista a considerar a influência das ligações parafusadas na capacidade resistente de peças metálicas sujeitas a forças axiais de tração, foram adotadas as seguintes quantidades de parafusos com diâmetros de 16 mm: 4, 5 e 6.

Em conformidade com as prescrições da NBR 8800:2008, o diâmetro efetivo dos furos foi igual ao diâmetro do furo-padrão acrescido de 2,0 mm, a distância mínima entre centros de furos e a borda foi igual a 22 mm, e a distância entre centros de furos não foi inferior ao triplo do diâmetro do parafuso.

Cabe salientar ainda que nos perfis dos tipos U e I os furos ficaram concentrados na alma, enquanto nos perfis tipo cantoneira os furos ficaram distribuídos uniformemente em ambas as abas.

A capacidade resistente de cada uma das peças metálicas tracionadas correspondeu ao menor valor encontrado para os seguintes estados limites: escoamento da seção bruta (ESB) e ruptura da seção líquida (RSL).

Portanto, a parcela de resistência da equação de estado limite usada no processo de calibração correspondeu à expressão que forneceu o menor resultado entre as duas indicadas na equação 4.29.

$$R = \begin{cases} A_g \cdot f_y & \text{(ESB)} \\ C_t \cdot A_e \cdot f_y & \text{(RSL)} \end{cases} \quad (4.29)$$

sendo C_t o coeficiente de redução da área líquida efetiva.

A equação 4.30 apresenta os valores do coeficiente de redução da área líquida que foram usados nos casos das chapas em que a força de tração foi transmitida somente por soldas longitudinais ao longo de ambas as bordas.

$$C_t = \begin{cases} 1,00 & \text{(se } l_w \geq 2 \cdot d) \\ 0,87 & \text{(se } 1,5 \cdot d < l_w < 2 \cdot d) \\ 0,75 & \text{(se } d < l_w < 1,5 \cdot d) \end{cases} \quad (4.30)$$

sendo l_w o comprimento efetivo da solda na direção da força axial.

A equação 4.31 apresenta a formulação usada na determinação do coeficiente de redução da área líquida efetiva no caso das ligações feitas por soldas transversais.

$$C_t = \frac{A_c}{A_g} \quad (4.31)$$

sendo A_c a área dos elementos da seção transversal que foi conectada por solda.

A equação 4.32 apresenta a expressão usada na determinação do coeficiente de redução da área líquida nos casos em que a força de tração foi transmitida apenas por alguns dos elementos da seção transversal.

$$C_t = 1,0 - \frac{e_c}{l_c \text{ ou } l_w} \begin{cases} \leq 0,90 \\ \geq 0,60 \end{cases} \quad (4.32)$$

sendo e_c a excentricidade da ligação e l_c a distância entre o primeiro e o último parafuso na linha de furação com o maior número de parafusos na direção da força de tração.

Nos casos em que todos os elementos da seção transversal foram conectados por solda ou parafusos, o coeficiente de redução da área líquida efetiva assumiu valor igual a 1,0.

e) Ligações parafusadas

Foram consideradas ligações com parafusos de aço ASTM A325 submetidos a esforços de tração e cisalhamento. Todavia, a avaliação da segurança das ligações ficou restrita à capacidade resistente dos parafusos.

Objetivando considerar a influência do diâmetro dos parafusos na segurança das ligações caracterizadas por parafusos sujeitos à tração, foram adotados parafusos com os seguintes diâmetros: 16 mm, 20 mm, 22 mm, 24 mm, 30 mm e 36 mm.

Visando considerar o impacto da quantidade de parafusos na segurança das ligações caracterizadas por parafusos tracionados, foram empregadas as seguintes quantidades de parafusos: 2, 4, 6, 8, 10 e 12.

Objetivando considerar o papel do diâmetro dos parafusos na segurança das ligações caracterizadas por parafusos submetidos ao cisalhamento, foram adotados parafusos com os seguintes diâmetros: 16 mm, 24 mm e 36 mm.

Visando considerar a influência da quantidade de parafusos na segurança das ligações caracterizadas por parafusos sujeitos ao corte, foram empregadas as seguintes quantidades de parafusos: 2, 6 e 12.

Objetivando considerar o impacto da quantidade de planos de cortes na segurança das ligações caracterizadas por parafusos sujeitos ao cisalhamento, foram adotados 1 e 2 planos de corte.

Visando considerar o papel da localização dos planos de cortes na segurança das ligações caracterizadas por parafusos submetidos ao cisalhamento, foram considerados planos de cortes passantes e não passantes pelas roscas dos parafusos.

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e associada com as ligações caracterizadas por parafusos sujeitos à tração está apresentada na equação 4.33.

$$R = \frac{\sum_1^n 0,1875 \cdot \pi \cdot \phi_b^2 \cdot f_{ub}}{Y_{a2}} \quad (4.33)$$

A parcela de resistência da equação de estado limite utilizada na calibração e associada com as ligações caracterizadas por parafusos sujeitos ao corte está apresentada na equação 4.34.

$$R = \frac{\sum_1^n C_{pc} \cdot 0,75 \cdot \pi \cdot \phi_b^2 \cdot f_{ub}}{Y_{a2}} \quad (4.34)$$

sendo C_{pc} o coeficiente que leva em consideração a região por onde passa o plano de corte no parafuso.

A equação 4.35 apresenta os valores do coeficiente C_{pc} em função da localização dos planos de cortes nos parafusos, tendo eles sido usados no processo de calibração.

$$C_{pc} = \begin{cases} 0,4 & \text{(se o plano de corte passa pela rosca do parafuso)} \\ 0,5 & \text{(se o plano de corte não passa pela rosca do parafuso)} \end{cases} \quad (4.35)$$

5. RESULTADOS

5.1 Estruturas de Concreto

A Tabela 5.1 apresenta o conjunto dos coeficientes parciais de segurança atualmente indicado nas normas brasileiras NBR 8681:2003 e NBR 6118:2014, bem como o correspondente conjunto decorrente do processo de calibração.

Tabela 5.1 – Coeficientes parciais de segurança para as estruturas de concreto.

Coeficientes	S/ Calibração	C/ Calibração
		$\beta_{alvo} = 3,0$
γ_c	1,40	1,38 (1,40)*
γ_s	1,15	1,17 (1,15)*
γ_g	1,40	1,27 (1,25)*
γ_q	1,40	1,70 (1,70)*
γ_w	1,40	1,65 (1,65)*
ψ_q	0,50 / 0,70 / 0,80	0,36 (0,35)*
ψ_w	0,60	0,33 (0,30)*
$\gamma_q \cdot \psi_q$	0,70 / 0,98 / 1,12	0,61 (0,60)*
$\gamma_w \cdot \psi_w$	0,84	0,54 (0,50)*

*Valores arredondados entre parênteses.

A calibração baseada em confiabilidade resultou em uma diminuição nos valores dos coeficientes γ_c , γ_g , ψ_q e ψ_w que foi compensada pelo aumento nos valores dos coeficientes γ_s , γ_q e γ_w .

Para $\psi_q = 0,5$ os novos coeficientes implicam em um aumento médio do carregamento da ordem de 4,0 %, para $\psi_q = 0,7$ os novos coeficientes resultam em aumento na média do carregamento de pouco mais de 1,0 %, e para $\psi_q = 0,8$ os novos coeficientes não repercutem em qualquer aumento na média do carregamento.

A título de curiosidade, a Tabela 5.2 aponta conjuntos de coeficientes calibrados para outros valores de índices de confiabilidade alvo indicados na literatura.

Tabela 5.2 – Coeficientes parciais de segurança calibrados para as estruturas de concreto com diferentes valores de β_{alvo} .

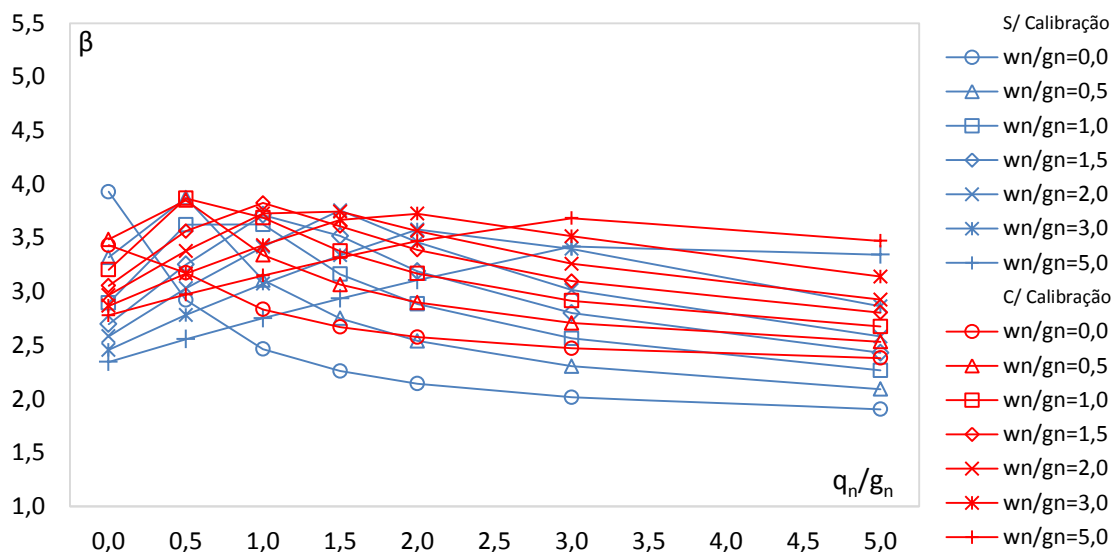
Coeficientes	C/ Calibração	
	$\beta_{alvo} = \beta_{médio}$	$\beta_{alvo} = 3,8$
γ_c	1,30	1,54
γ_s	1,12	1,29
γ_g	1,25	1,43
γ_q	1,69	2,01
γ_w	1,63	1,96
ψ_q	0,34	0,44
ψ_w	0,31	0,41
$\gamma_q \cdot \psi_q$	0,57	0,88
$\gamma_w \cdot \psi_w$	0,51	0,80

Independente do valor do índice de confiabilidade alvo, os coeficientes calibrados tendem sempre a majorarem as ações consideradas principais e a reduzirem as ações consideradas secundárias nas combinações de projeto.

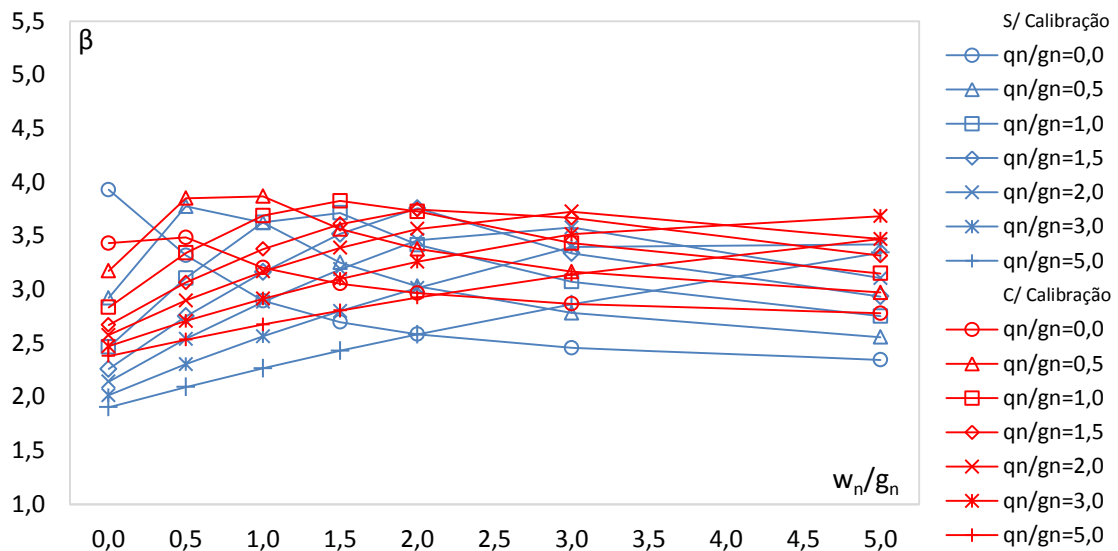
Sobre o impacto dos novos coeficientes na segurança das estruturas de concreto, é importante esclarecer que ele varia de acordo com o tipo de componente estrutural considerado.

a) Vigas de concreto armado sujeitas à flexão

A Figura 5.1 apresenta os índices de confiabilidade obtidos para uma viga de concreto armado projetada para resistir esforços de flexão com concreto da classe C40, razão entre base e altura útil de 0,5, taxa geométricas de armadura longitudinal de 0,5% e ψ_q de 0,5.



a) Índices de confiabilidade em função da razão entre ações acidental e permanente.

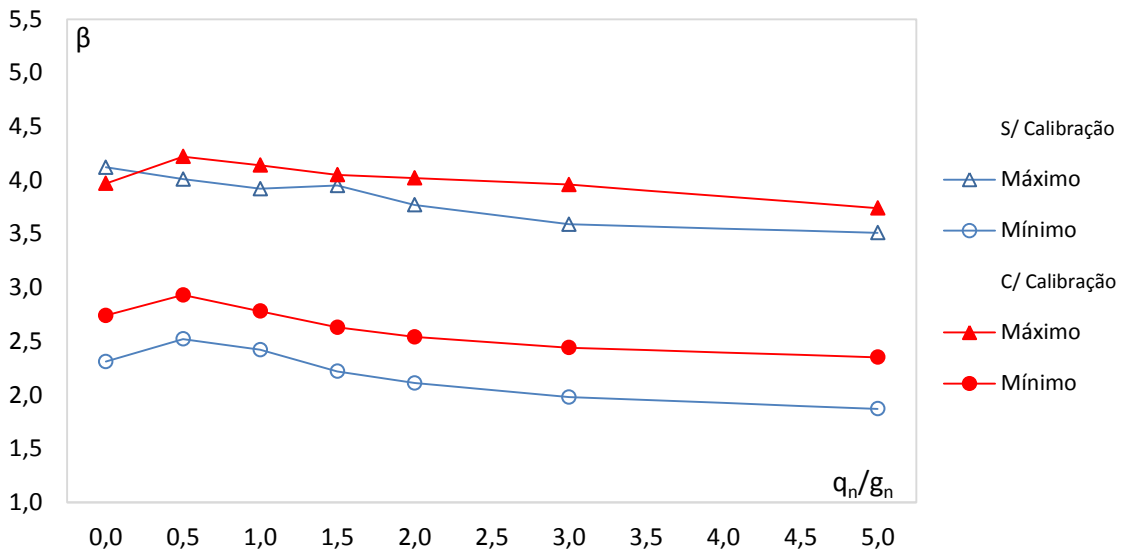


b) Índices de confiabilidade em função da razão entre ações do vento e permanente.

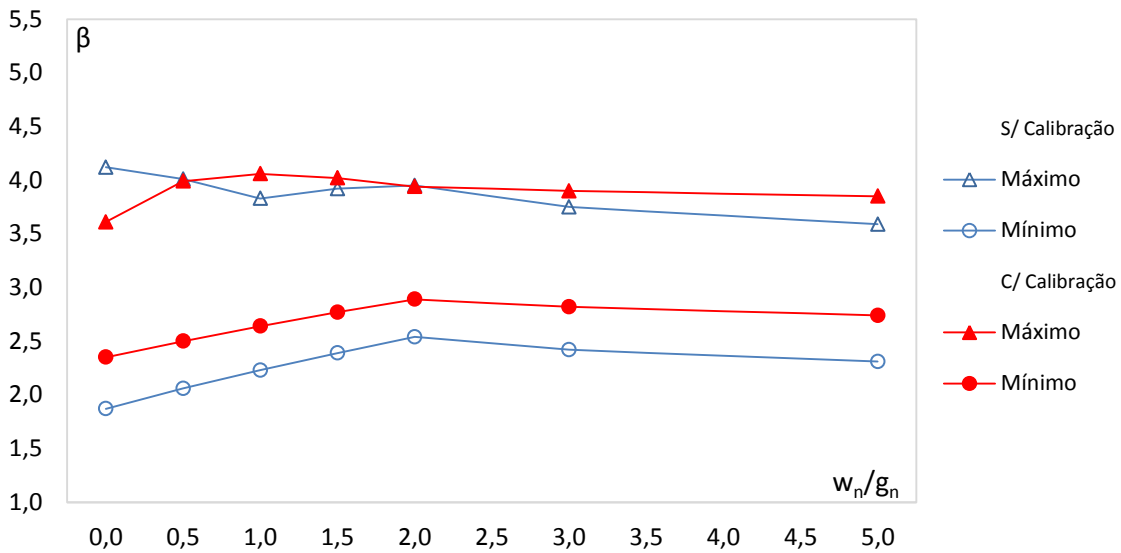
Figura 5.1 – Índices de confiabilidade para o exemplo de uma viga de concreto armado sujeita à flexão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura evidencia que os coeficientes calibrados implicam em uma confiabilidade mais uniforme para a viga de concreto armado do exemplo. Extrapolando para outras configurações de vigas projetadas para resistir esforços de flexão, a Figura 5.2 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.

A Figura 5.2 é menos poluída, mas esconde as variações decorrentes dos demais parâmetros do problema. Portanto, para as demais situações de projeto são apresentados apenas os limites superior e inferior dos índices de confiabilidade obtidos.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

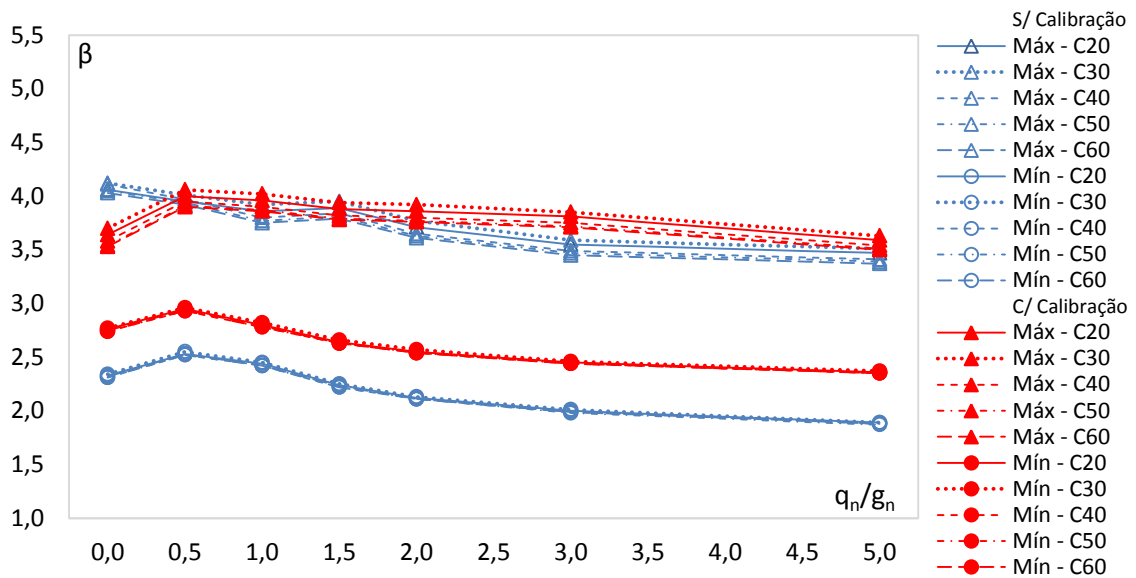
Figura 5.2 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas à flexão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura demonstra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas mais seguras de concreto armado submetidas à flexão, vide a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,95 para 3,23 e a redução da dispersão dos resultados.

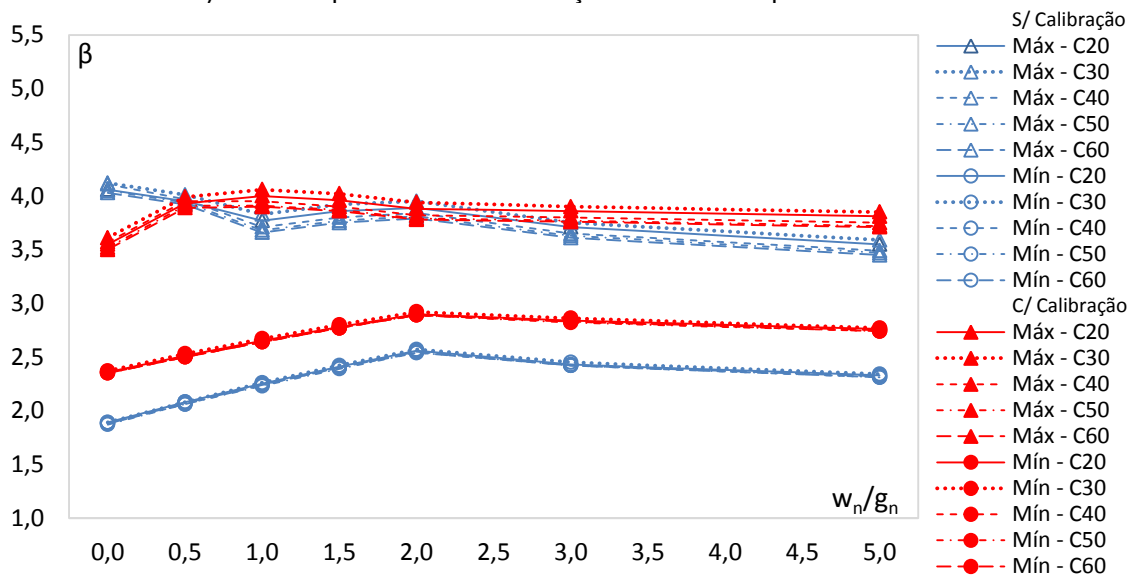
A Figura 5.2 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade observados foram 1,87 e 2,31 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,21 e 2,62 nos quadros sem e com calibração.

Com o objetivo de permitir uma avaliação da influência da resistência do concreto no problema, a Figura 5.3 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as diferentes classes de resistência consideradas.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.3 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Se por um lado as vigas de concreto armado com maiores taxas longitudinais de armaduras apresentam maior confiabilidade, por outro elas apresentam maior dispersão entre os resultados de diferentes classes de resistência do concreto.

Esse comportamento decorre do aumento da altura da linha neutra que é acompanhado pelo aumento do bloco de tensões de compressão do concreto, resultando na elevação da importância relativa da variável f_c que é diretamente afetada pelas diferenças existentes em seus parâmetros em cada uma das classes.

A Tabela 5.3 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade em cada uma das classes de resistência do concreto consideradas para as vigas de concreto armado submetidas à flexão.

Tabela 5.3 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Classe	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $1,5$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
C20	1,89	2,36	2,24	2,64
C30	1,90	2,37	2,25	2,66
C40	1,88	2,31	2,22	2,62
C50	1,87	2,35	2,21	2,63
C60	1,88	2,35	2,23	2,63

Os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas com calibração foram cerca de 25 % maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram, via de regra, maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para todas as razões entre carregamentos.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das vigas de concreto armado sujeitas à flexão, sobretudo aquelas que apresentam menores taxas longitudinais de armaduras e menores alturas úteis.

Embora os impactos econômicos dos novos coeficientes variem de projeto para projeto, é desejável uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de vigas de concreto armado submetidas à flexão.

Fixada a seção da viga, para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio de 4,5 % na área necessária de armadura, para $\psi_q = 0,7$ se observa um aumento

médio de pouco mais de 1,0 % na área necessária de armadura, e para $\psi_q = 0,8$ não se observa grandes mudanças.

Por fim, a Figura 5.4 apresenta os coeficientes de sensibilidade (cossenos diretores) das variáveis aleatórias associadas a uma viga de concreto armado dimensionada para resistir esforços de flexão com concreto da classe C40, razão entre base e altura útil de 0,5, taxa geométrica de armadura longitudinal de 0,5%, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 0,5.

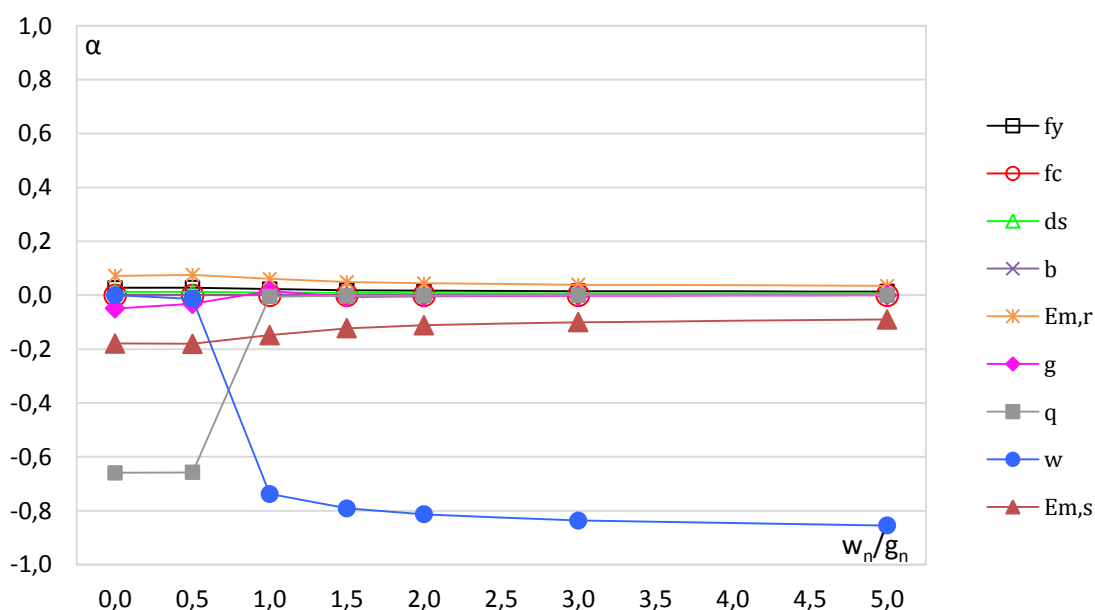
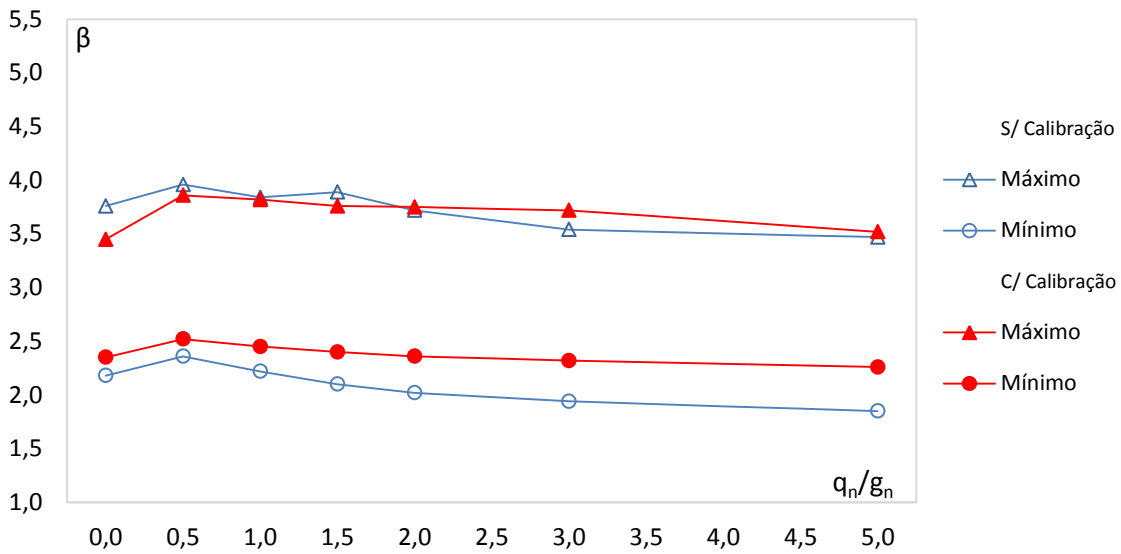


Figura 5.4 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma viga de concreto armado sujeita à flexão.

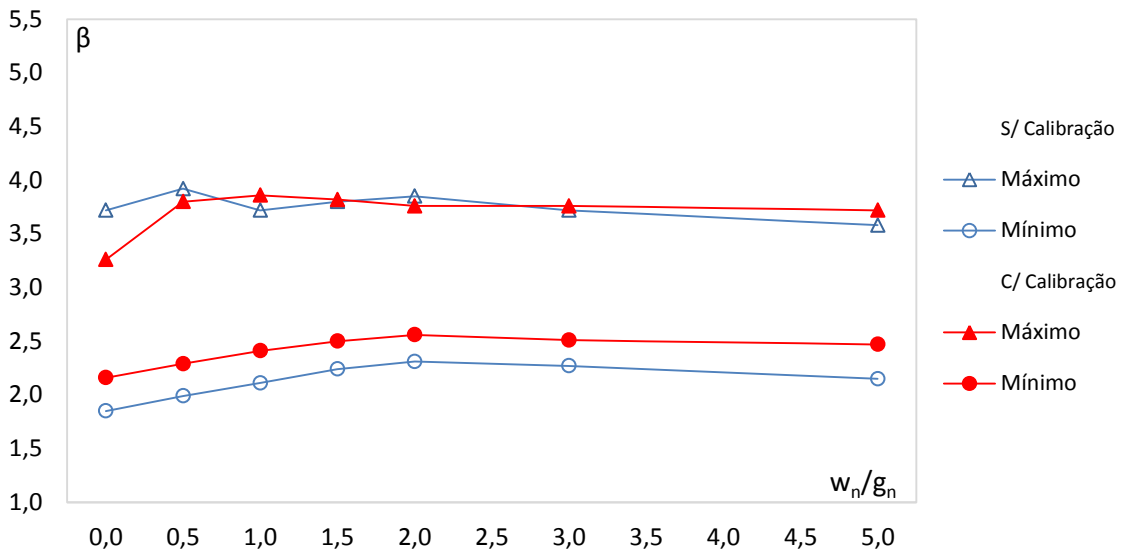
Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, o que explica o aumento no valor dos coeficientes que ponderam essas duas ações.

b) Vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento

A Figura 5.5 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto armado projetadas para resistir esforços de cisalhamento com os conjuntos dos coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

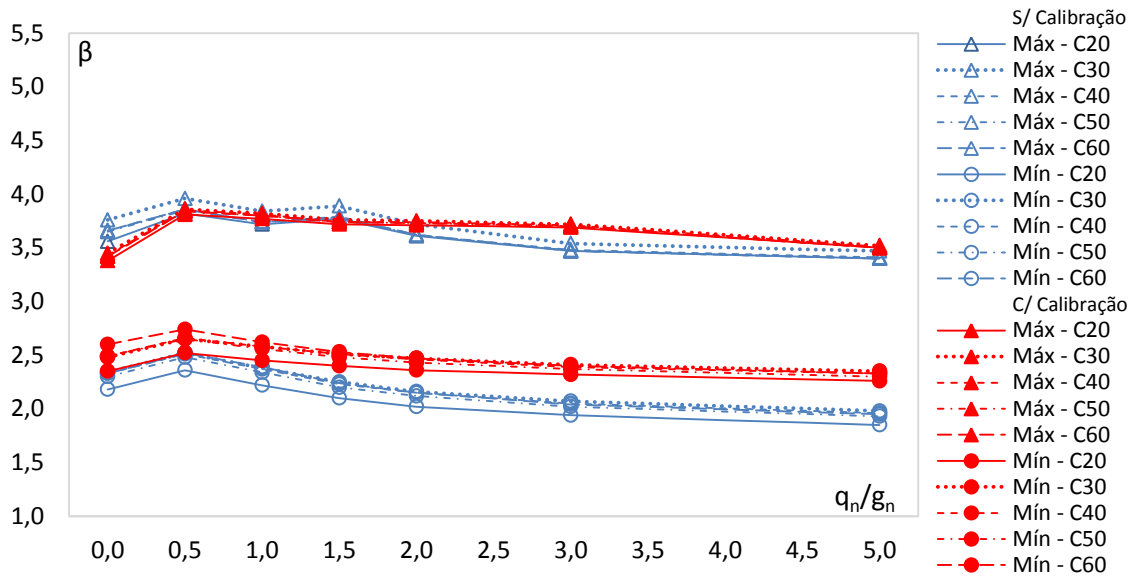
Figura 5.5 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura mostra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas mais seguras de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, visto a redução da dispersão dos resultados e a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,89 para 3,09.

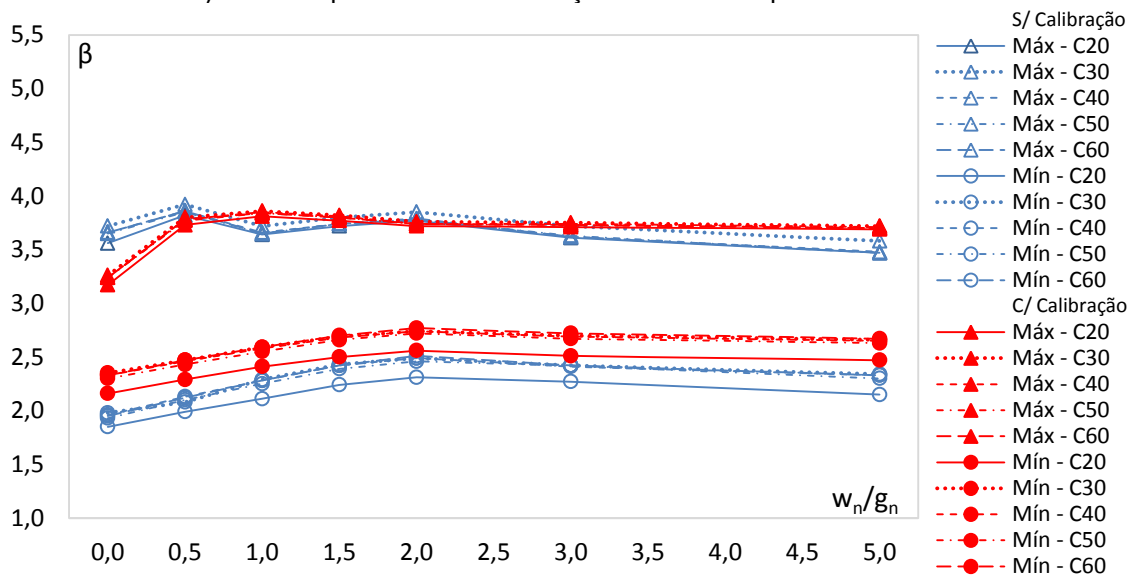
A Figura 5.5 também evidencia que os menores índices de confiabilidade registrados foram 1,85 e 2,16 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,10 e 2,40 nos quadros sem e com calibração.

Objetivando permitir uma avaliação da influência da resistência do concreto no problema, a Figura 5.6 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as diferentes classes de resistência do material consideradas.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.6 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As vigas de concreto armado com menores taxas transversais de armaduras tendem a apresentar maior dispersão entre os resultados de diferentes classes de resistência do concreto.

Esse resultado decorre da maior contribuição relativa da parcela de força cortante decorrente dos mecanismos complementares ao modelo da treliça ($V_c=V_{c0}$).

Como essa parcela depende da resistência do concreto, o seu aumento relativo implica na elevação da importância da variável f_c cujos parâmetros assumem diferentes valores em cada uma das classes de resistência do material.

A Tabela 5.4 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade em cada uma das classes de resistência do concreto consideradas para as vigas de concreto armado submetidas ao cisalhamento.

Tabela 5.4 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Classe	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $1,5$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
C20	1,85	2,16	2,10	2,40
C30	1,98	2,35	2,25	2,51
C40	1,96	2,33	2,23	2,53
C50	1,93	2,30	2,20	2,49
C60	1,95	2,33	2,22	2,53

Os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas com calibração foram cerca de 18 % maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade encontrados para as razões entre carregamentos que realmente importam foram sempre maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De maneira geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, sobretudo aquelas que apresentam menores quantidades de estribos.

Apesar dos impactos econômicos dos novos coeficientes variarem de projeto para projeto, é válida uma avaliação preliminar relacionada ao emprego deles no dimensionamento de vigas de concreto armado submetidas ao cisalhamento.

Fixada a seção da viga, para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio de 5,0 % na área necessária de armadura, para $\psi_q = 0,7$ se observa um aumento

médio aproximado de 1,5 % na área necessária de armadura, e para $\psi_q = 0,8$ não se observa maiores mudanças.

Ainda, a Figura 5.7 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma viga de concreto armado dimensionada para resistir esforços de cisalhamento com concreto da classe C40, razão entre base e altura útil de 0,5, taxa geométrica de armadura transversal de $5 \cdot \left(\frac{A_{sw}}{S}\right)_{min}$, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 0,5.

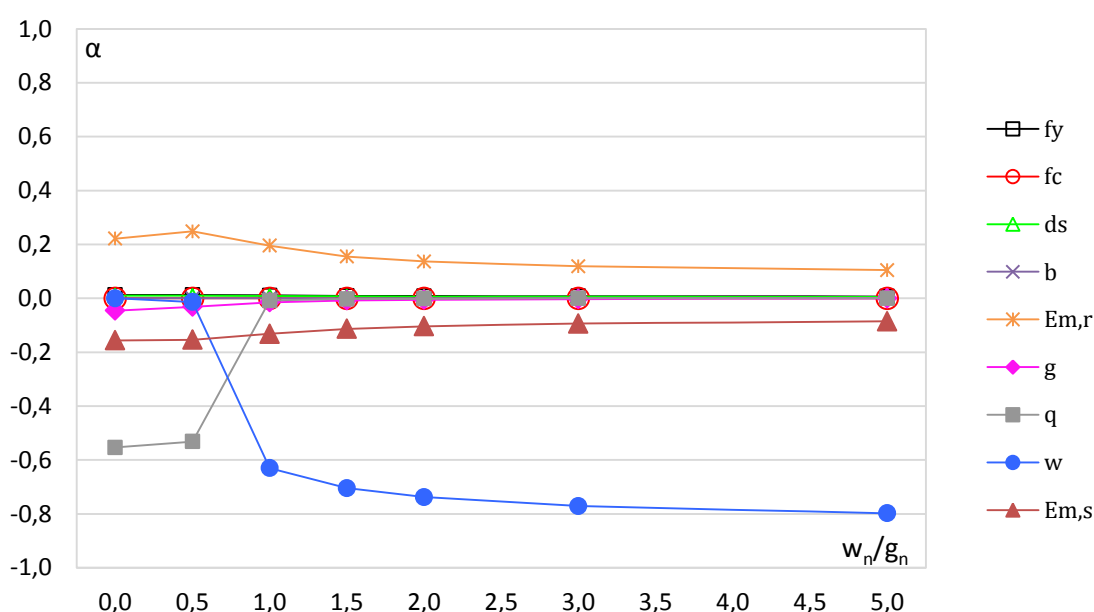
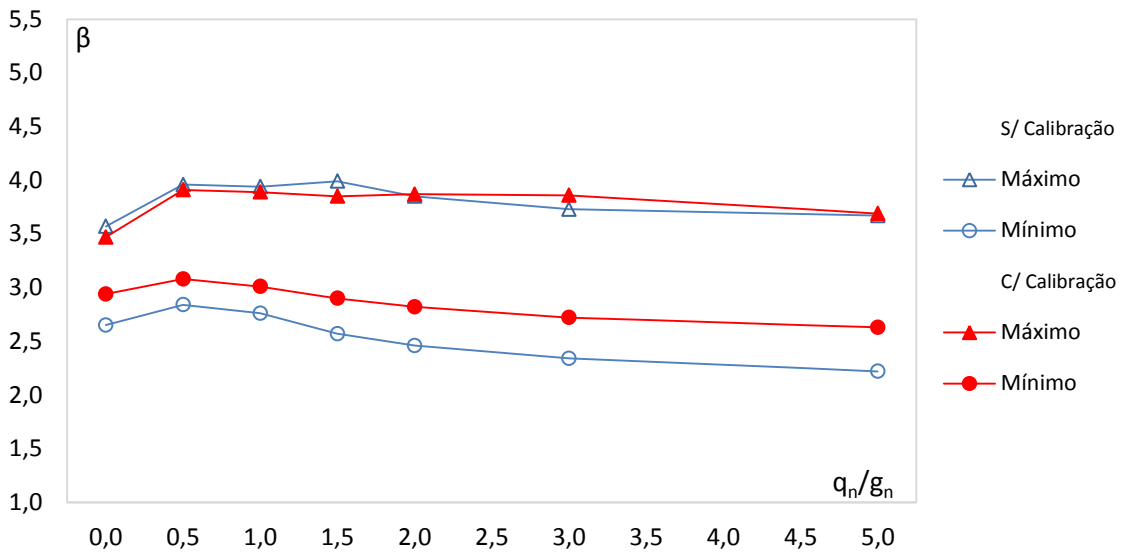


Figura 5.7 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma viga de concreto armado sujeita ao cisalhamento.

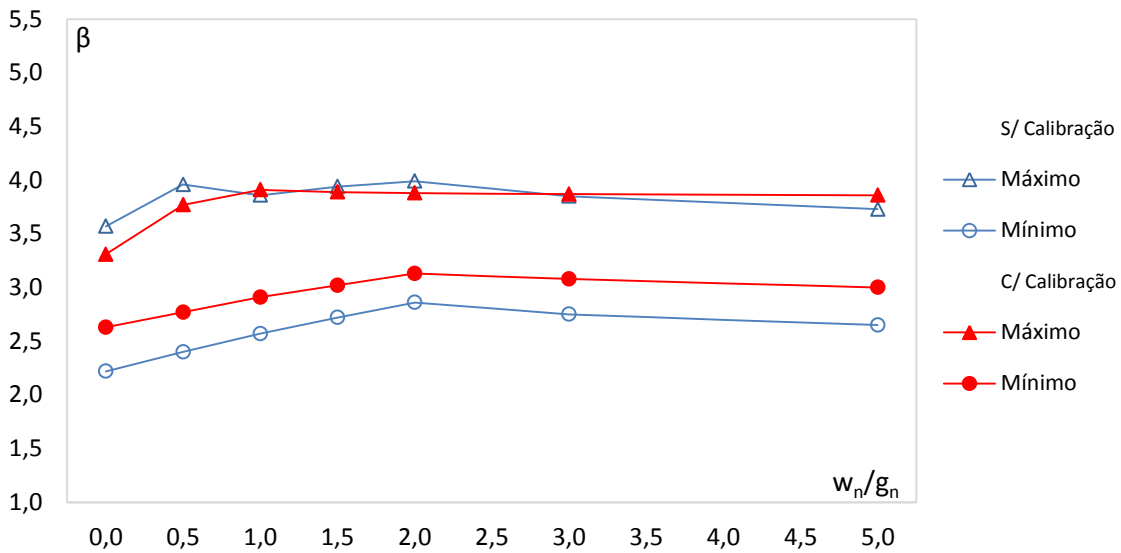
Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, ainda que a variável erro de modelo de resistência também apresente um papel importante.

c) Pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal

A Figura 5.8 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os pilares de concreto armado projetados para resistir esforços de flexão composta normal com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

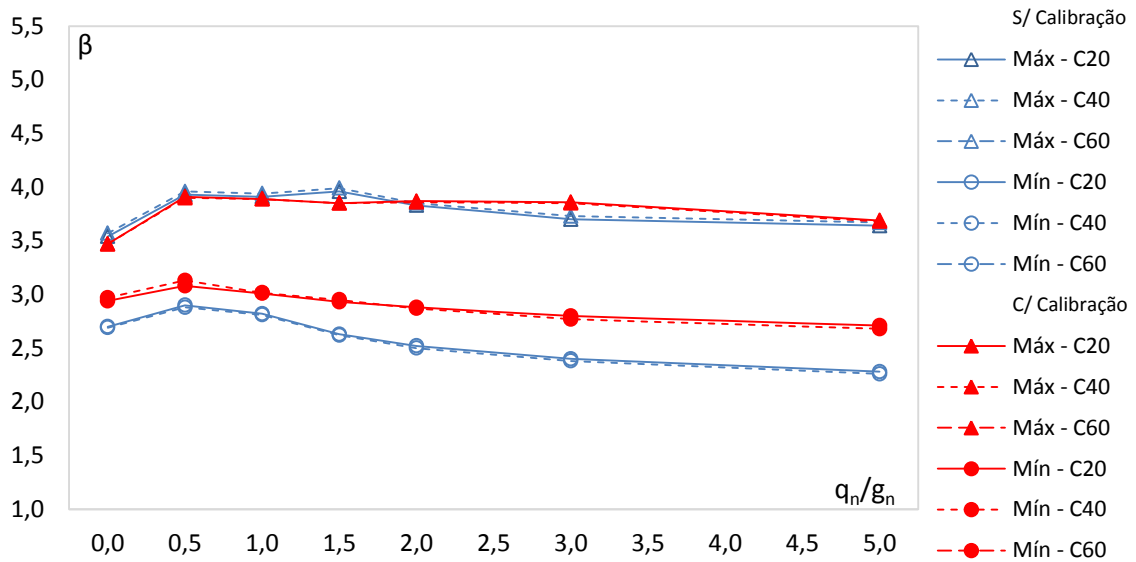
Figura 5.8 – Variações limites do índice de confiabilidade para os pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura demonstra que os coeficientes calibrados conduzem a pilares mais seguros de concreto armado, haja vista a elevação do índice de confiabilidade médio de 3,21 para 3,38 a partir da redução da dispersão dos resultados.

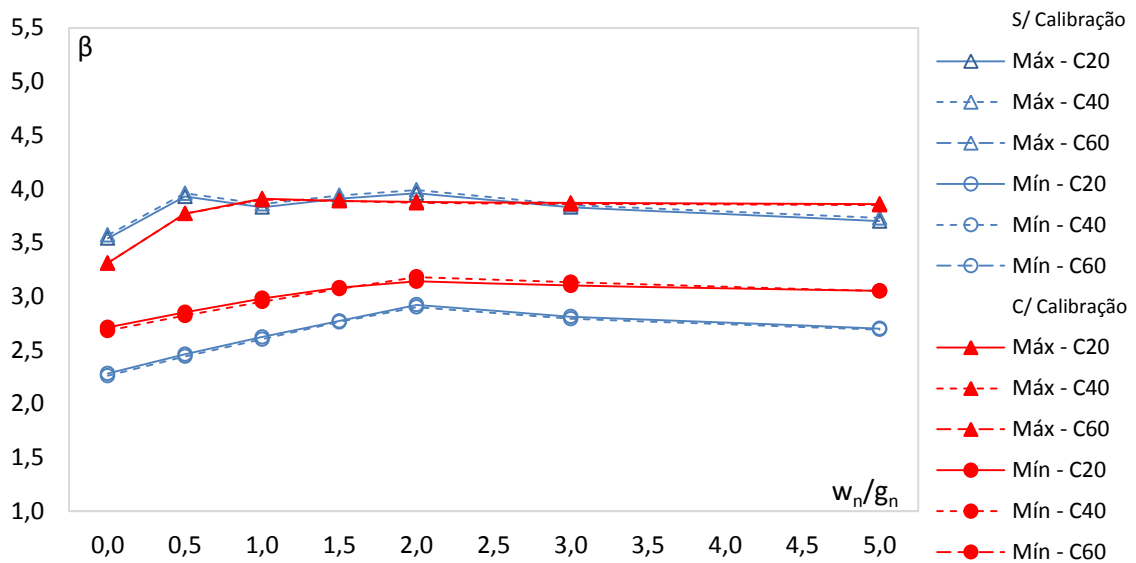
A Figura 5.8 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,22 e 2,63 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,57 e 2,90 nos quadros sem e com calibração.

Com vista a permitir uma avaliação da influência da resistência do concreto no problema, a Figura 5.9 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as diferentes classes de resistência do material consideradas.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.9 – Variações limites do índice de confiabilidade para os pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Os pilares de concreto armado submetidos à flexão composta normal não tendem a apresentar grande dispersão entre os resultados de diferentes classes de resistência do material.

Esse comportamento deriva do fato de a variável f_c tender a apresentar uma importância relativa menor que a da variável f_y no que tange à capacidade resistente dos pilares.

A Tabela 5.5 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade em cada uma das classes de resistência do concreto consideradas para os pilares de concreto armado submetidos à flexão composta normal.

Tabela 5.5 – Menores valores dos índices de confiabilidade para os pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Classe	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $1,5$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
C20	2,28	2,71	2,63	2,95
C40	2,26	2,68	2,62	2,93
C60	2,22	2,57	2,57	2,90

Os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas com calibração foram cerca de 18,5 % maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram, via de regra, maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para todas as razões entre carregamentos.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade dos pilares de concreto sujeitos à flexo-compressão normal, sobretudo aqueles que estão submetidos a maiores momentos fletores e que apresentam menores taxas longitudinais de armaduras.

Embora os impactos econômicos dos novos coeficientes variem de projeto para projeto, é interessante uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de pilares de concreto submetidos à flexão composta normal.

Fixada a seção do pilar, para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio de cerca de 7,0 % na área necessária de armadura, para $\psi_q = 0,7$ se observa

um aumento médio de pouco mais de 2,0 % na área necessária de armadura, e para $\psi_q = 0,8$ não se observa mudanças significativas.

Por fim, a Figura 5.10 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a um pilar de concreto armado dimensionado para resistir esforços de flexão composta normal com concreto da classe C40, razão entre base e altura de 0,6, taxa geométrica de armadura de 2,0%, excentricidade relativa de 0,20, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 0,5.

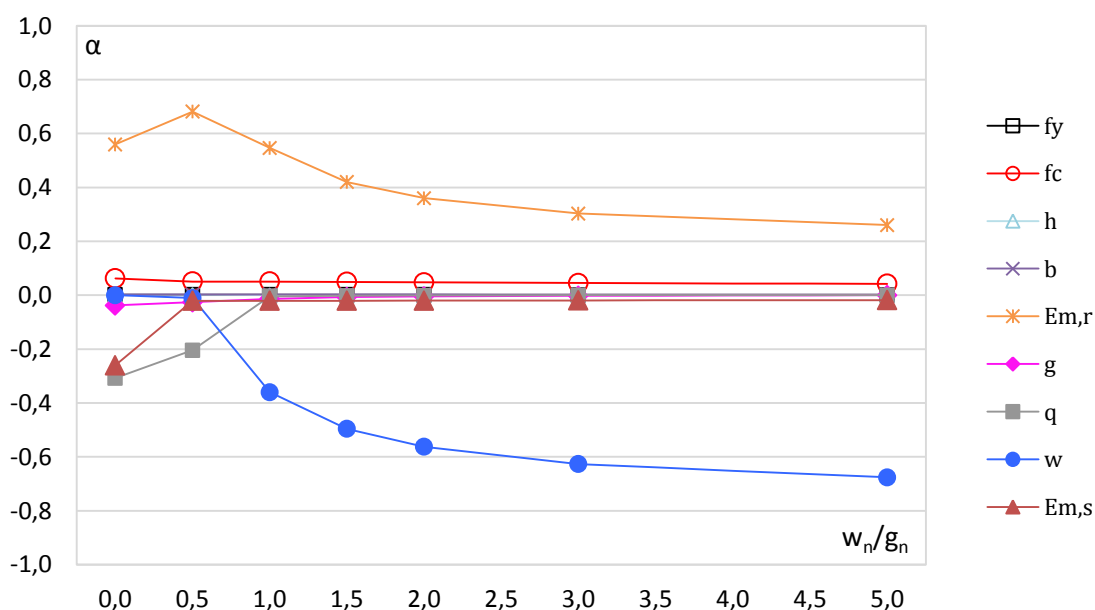
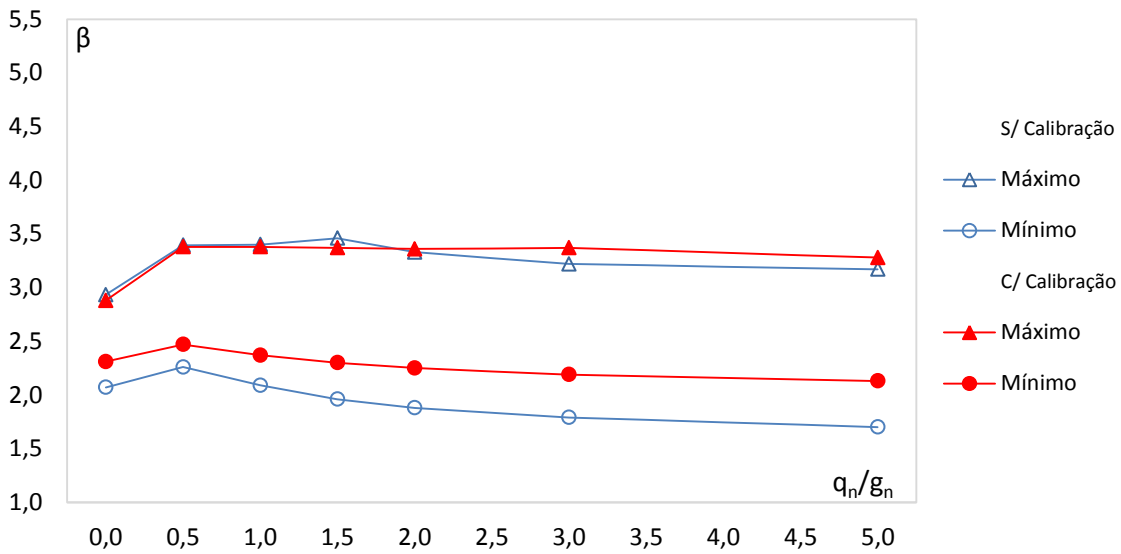


Figura 5.10 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de um pilar de concreto armado sujeito à flexo-compressão normal.

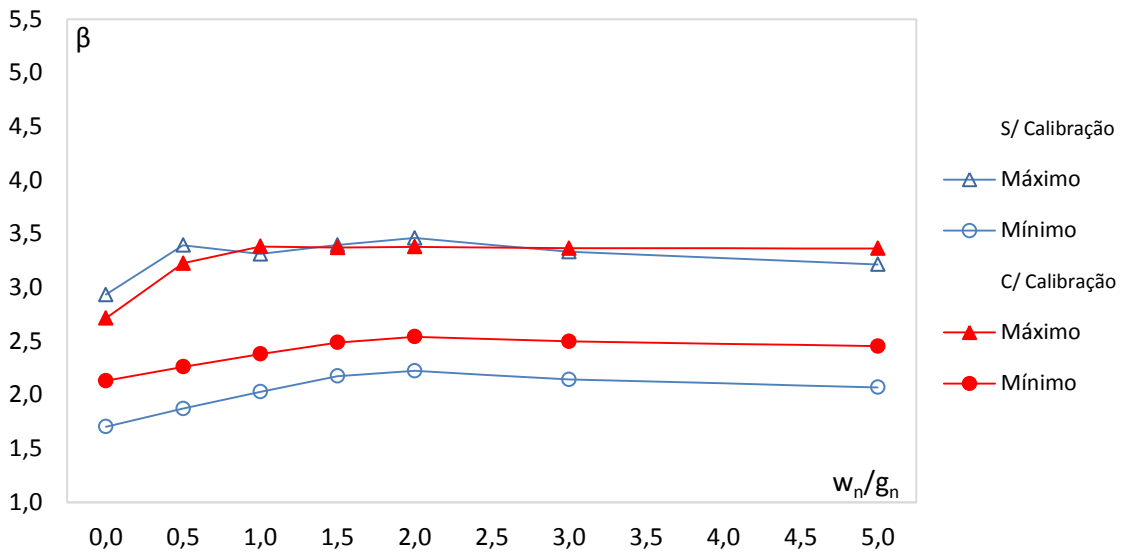
Esta figura mostra que a variável aleatória erro de modelo de resistência exerce uma maior influência no problema, sendo seguida de perto pelas variáveis ação acidental e ação do vento.

d) Lajes de concreto armado sujeitas à flexão

A Figura 5.11 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as lajes planas de concreto armado projetadas para resistir esforços de flexão com os conjuntos dos coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

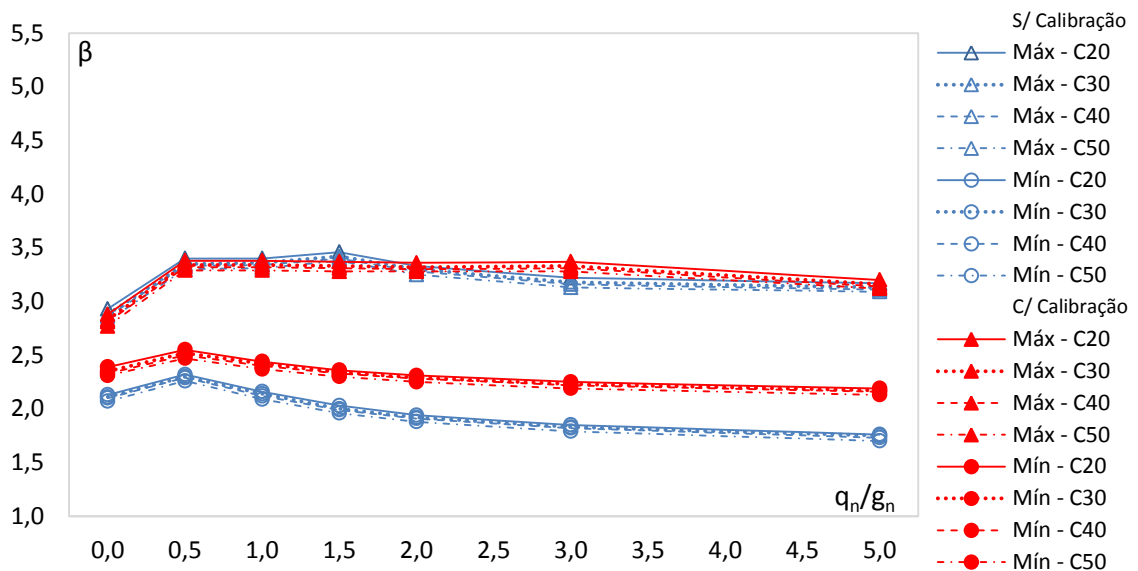
Figura 5.11 – Variações limites do índice de confiabilidade para as lajes de concreto armado sujeitas à flexão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura mostra que os coeficientes calibrados conduzem a lajes mais seguras de concreto armado sujeitas à flexão, vide a redução da dispersão dos resultados e a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,62 para 2,83.

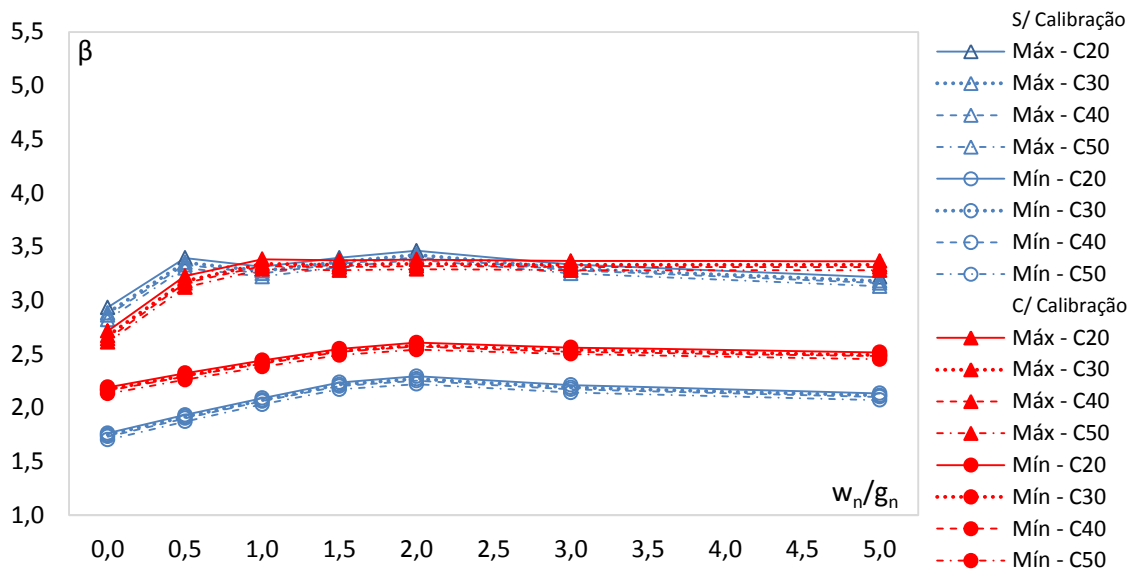
A Figura 5.11 também evidencia que os menores índices de confiabilidade registrados foram 1,70 e 2,13 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 1,96 e 2,30 nos quadros sem e com calibração.

Visando permitir uma avaliação da influência da resistência do concreto no problema, a Figura 5.12 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as diferentes classes de resistência do material consideradas.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.12 – Variações limites do índice de confiabilidade para as lajes de concreto armado sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As lajes planas de concreto armado submetidas à flexão tendem a apresentar uma pequena dispersão entre os resultados de diferentes classes de resistência do material, dispersão essa que não varia de maneira significativa em relação à quantidade de armaduras e à altura da peça.

Esse resultado deriva do fato de a variável f_c tender a apresentar uma importância relativa similar à da variável f_y no que diz respeito à capacidade resistente das lajes.

A Tabela 5.6 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade em cada uma das classes de resistência do concreto consideradas para as lajes de concreto armado submetidas à flexão.

Tabela 5.6 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as lajes de concreto armado sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Classe	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $1,5$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
C20	1,76	2,19	2,03	2,36
C30	1,75	2,17	2,00	2,34
C40	1,73	2,16	1,99	2,33
C50	1,70	2,13	1,96	2,30

Os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas com calibração foram cerca de 24 % maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade encontrados para as razões entre carregamentos que realmente importam foram sempre maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De maneira geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das lajes de concreto armado sujeitas à flexão, sobretudo aquelas que apresentam menores taxas de armaduras e alturas.

Apesar dos impactos econômicos dos novos coeficientes variarem de projeto para projeto, é desejável uma avaliação preliminar relacionada ao emprego deles no dimensionamento de lajes planas de concreto armado submetidas à flexão.

Fixada a seção da laje, para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio de aproximadamente 4,0% na área necessária de armadura, para $\psi_q = 0,7$ se observa

um aumento médio de cerca de 1,0% na área necessária de armadura, e para $\psi_q = 0,8$ não se observa mudanças relevantes.

Ainda, a Figura 5.13 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma laje de concreto armado dimensionado para resistir esforços de flexão com concreto da classe C40, altura de 15 cm, área de armadura por metro de $\left(\frac{0,5.h}{m}\right)$, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 0,5.

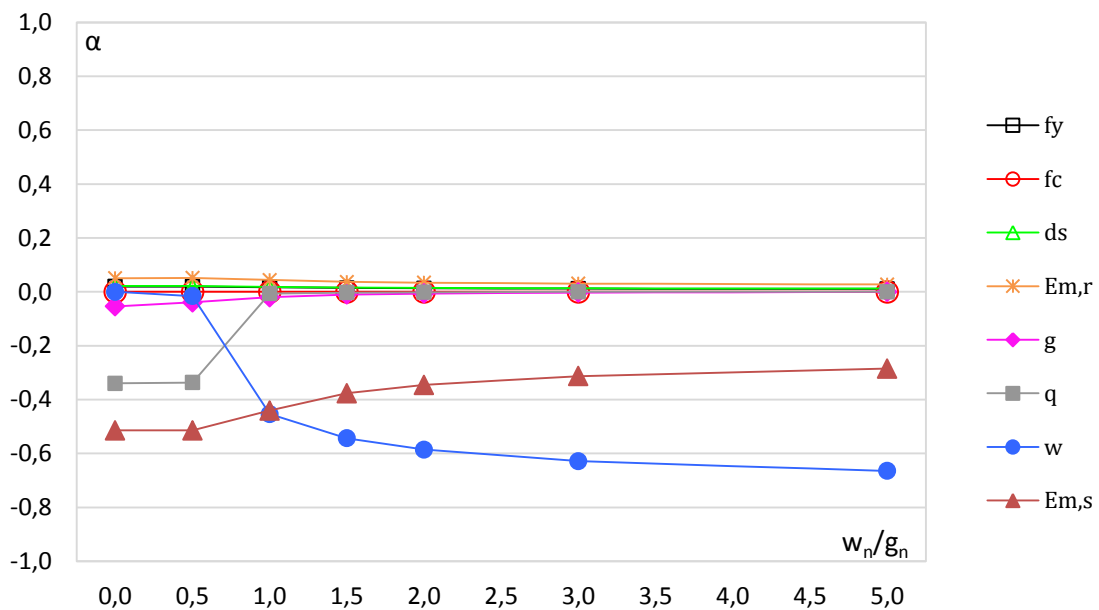
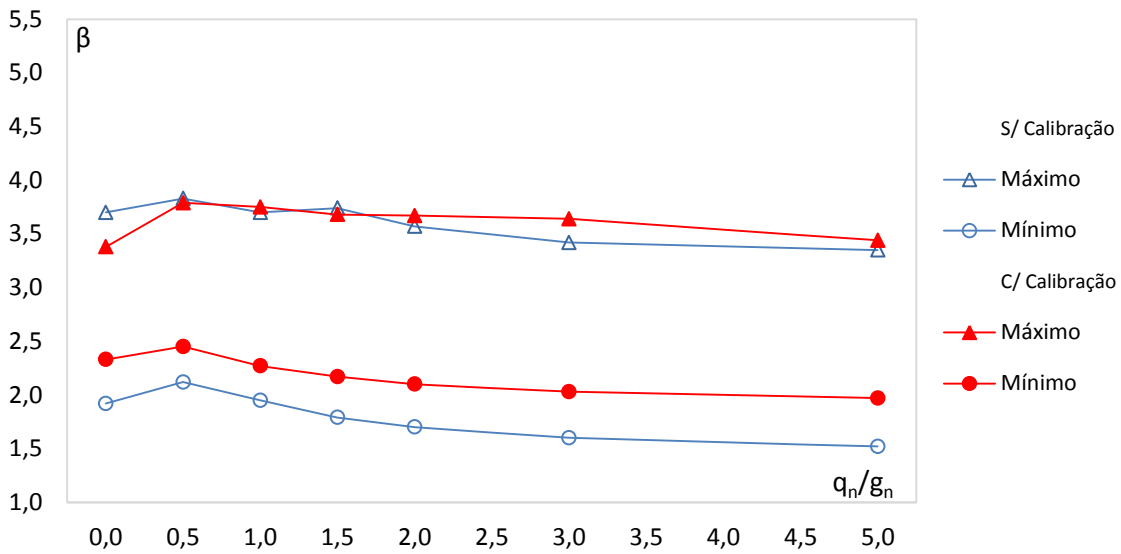


Figura 5.13 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma laje de concreto armado sujeita à flexão.

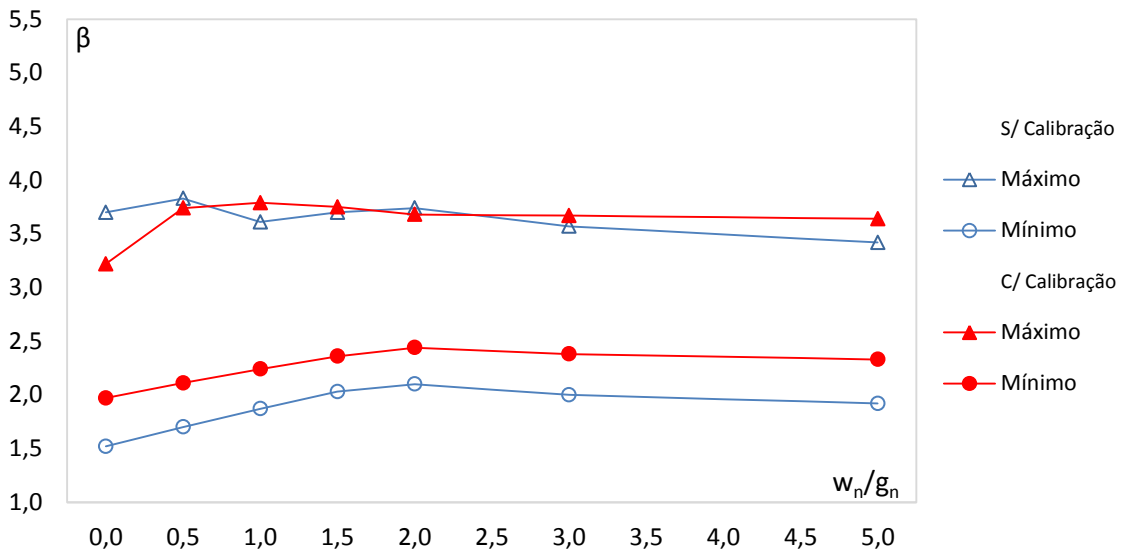
Esta figura mostra que a variável aleatória erro de modelo de solicitação exerce uma maior influência no problema, sendo seguida de perto pelas variáveis ação acidental e ação do vento.

e) Vigas de concreto protendido sujeitas à flexão

A Figura 5.14 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto protendido projetados para resistir esforços de flexão com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

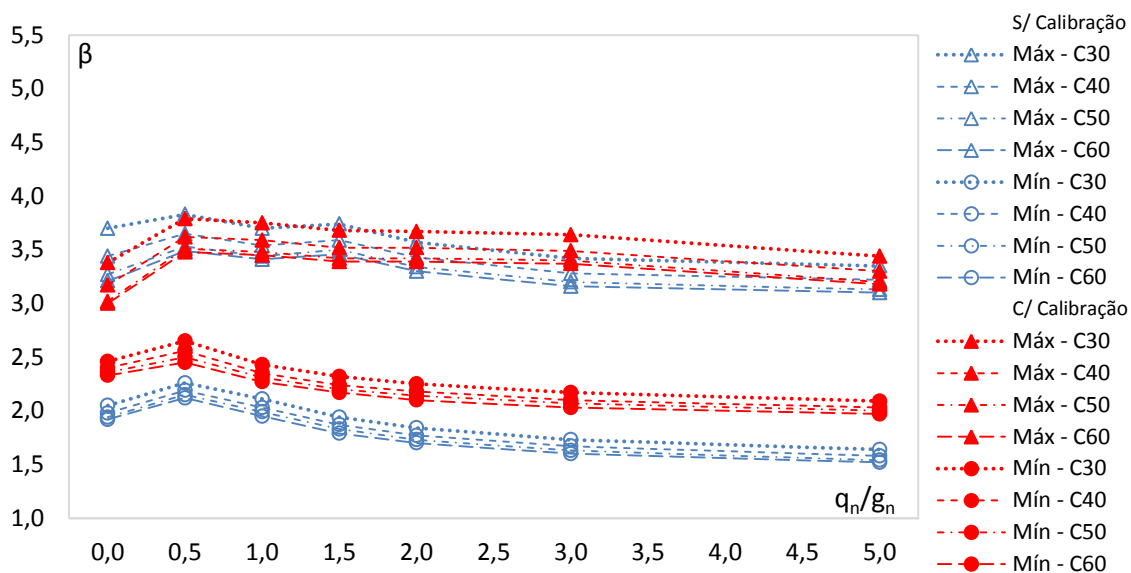
Figura 5.14 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto protendido sujeitas à flexão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura demonstra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas mais seguras de concreto protendido, visto a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,64 para 2,87 a partir da redução da dispersão dos resultados.

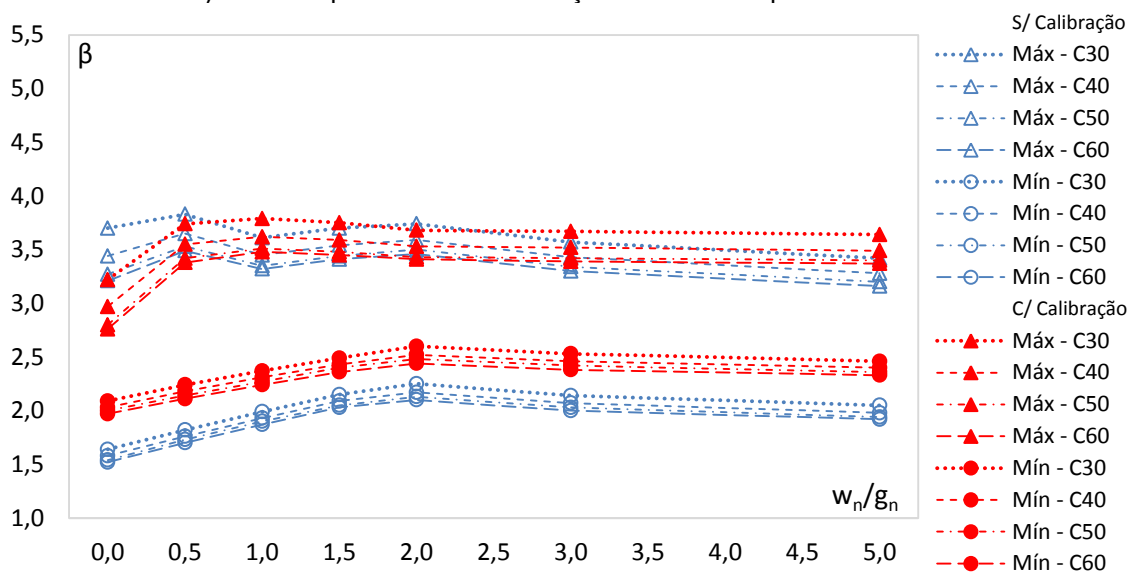
A Figura 5.14 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade encontrados foram 1,52 e 1,97 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 1,79 e 2,17 nos quadros sem e com calibração.

Com a máxima de permitir uma avaliação da influência da resistência do concreto no problema, a Figura 5.15 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as diferentes classes de resistência do material consideradas.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.15 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas de concreto protendido sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As vigas de concreto protendido submetidas à flexão tendem a apresentar grande dispersão entre os resultados de diferentes classes de resistência do concreto, sendo que tal dispersão se mostra ainda mais pronunciada nas vigas com maiores taxas de armaduras passivas e ativas.

Esse comportamento decorre do aumento do bloco de tensões de compressão do concreto a partir do aumento da altura da linha neutra na seção, o que implica na elevação da importância relativa da variável f_c no problema.

A Tabela 5.7 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade em cada uma das classes de resistência do concreto consideradas para os pilares de concreto armado submetidos à flexão composta normal.

Tabela 5.7 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as vigas de concreto protendido sujeitas à flexão, todas as classes de resistência do concreto avaliadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Classe	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $1,5$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
C30	1,64	2,09	1,94	2,32
C40	1,58	2,03	1,87	2,24
C50	1,54	2,00	1,83	2,20
C60	1,52	1,97	1,79	2,17

Os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas com calibração foram cerca de 28,5 % maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram, via de regra, maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das vigas de concreto protendido sujeitas à flexão, sobretudo aquelas que apresentam menores taxas de armaduras e cabos com maiores excentricidades.

Embora os impactos econômicos dos novos coeficientes variem de projeto para projeto, é válida uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de vigas de concreto protendido submetidas a esforços de flexão.

Fixadas a seção transversal e a área da armadura ativa, para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio da ordem de 12,0 % na área necessária de armadura

passiva, para $\psi_q = 0,7$ se observa um aumento médio de cerca de 3,0 % na área necessária de armadura passiva, e para $\psi_q = 0,8$ não se observa grandes mudanças.

Por fim, a Figura 5.16 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma viga de concreto protendido dimensionado para resistir esforços de flexão com concreto da classe C40, razão entre base e altura útil de 0,5, taxa de armadura passiva de 0,35%, taxa de armadura ativa de 0,30%, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 0,5.

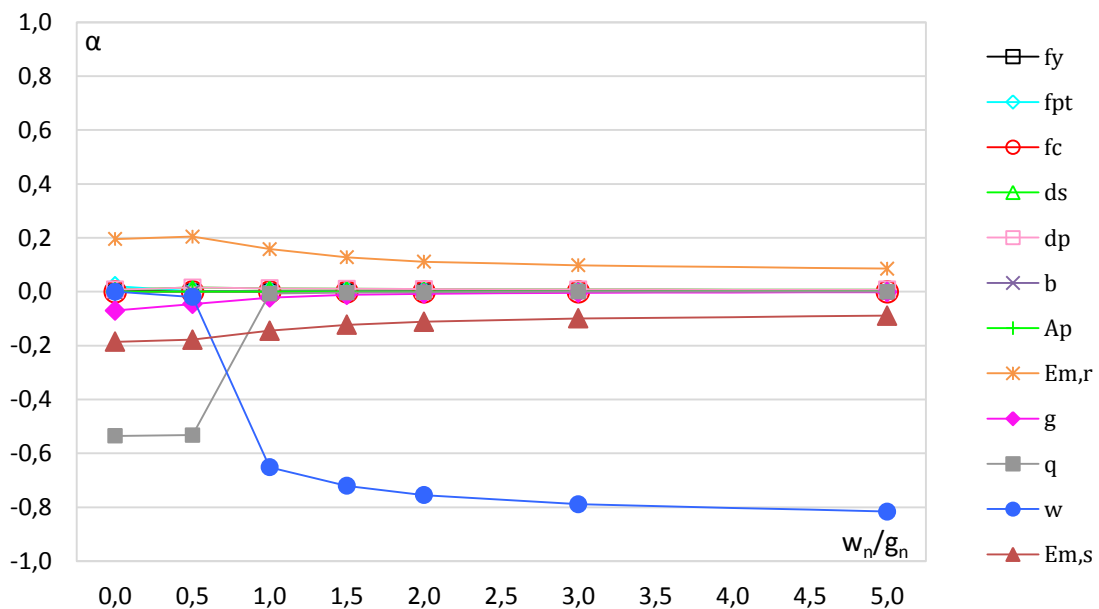


Figura 5.16 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma viga de concreto protendido sujeita à flexão.

Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, ainda que as variáveis erro de modelo de resistência e erro de modelo de solicitação não apresentem um papel desprezível.

Cabe reforçar que os impactos econômicos relacionados aos coeficientes calibrados variam de acordo com as condições de contorno de cada projeto. Em algumas situações os novos coeficientes podem encarecer a estrutura, mas em outras eles podem baratear a estrutura.

5.2 Estruturas Metálicas

A Tabela 5.8 apresenta o conjunto dos coeficientes parciais de segurança atualmente indicado nas normas brasileiras NBR 8681:2003 e NBR 8800:2008, bem como o correspondente conjunto decorrente do processo de calibração.

Tabela 5.8 – Coeficientes parciais de segurança para as estruturas metálicas.

Coeficientes	S/ Calibração	C/ Calibração
		$\beta_{alvo} = 3,0$
γ_{a1}	1,10	1,11 (1,10)*
γ_{a2}	1,35	1,30 (1,30)*
γ_g	1,40	1,23 (1,25)*
γ_q	1,50	1,68 (1,70)*
γ_w	1,40	1,63 (1,65)*
ψ_q	0,50 / 0,70 / 0,80	0,34 (0,35)*
ψ_w	0,60	0,31 (0,30)*
$\gamma_q \cdot \psi_q$	0,75 / 1,05 / 1,20	0,57 (0,60)*
$\gamma_w \cdot \psi_w$	0,84	0,51 (0,50)*

*Valores arredondados entre parênteses.

A calibração baseada em confiabilidade resultou em uma diminuição nos valores dos coeficientes γ_{a2} , γ_g , ψ_q e ψ_w que foi compensada pelo aumento nos valores dos coeficientes γ_{a1} , γ_q e γ_w .

É interessante observar que os coeficientes de ponderação das ações assumiram valores parecidos aos obtidos na calibração das estruturas de concreto, o que faz sentido já que foram adotadas as mesmas variáveis de solicitação para ambos os tipos de estruturas.

Para $\psi_q = 0,5$ os novos coeficientes implicam em um aumento médio do carregamento de pouco mais de 1,5 %, para $\psi_q = 0,7$ os novos coeficientes resultam em uma diminuição na média do carregamento da ordem de 1,0 %, e para $\psi_q = 0,8$ os novos coeficientes repercutem em uma diminuição média do carregamento de aproximadamente 3,0 %.

A título de informação, a Tabela 5.9 aponta conjuntos de coeficientes calibrados para outros valores de índices de confiabilidade alvo indicados na literatura.

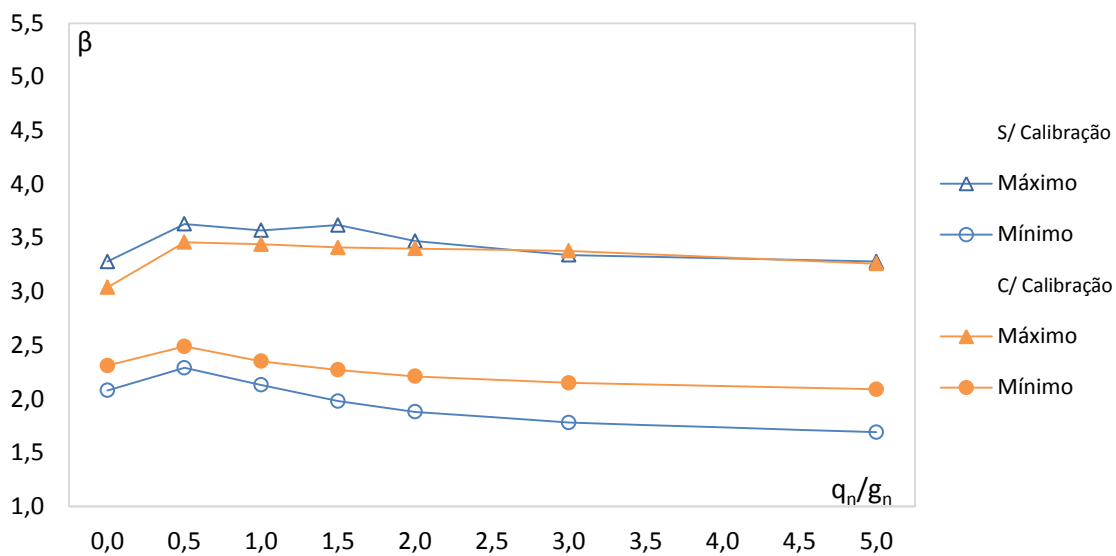
Tabela 5.9 – Coeficientes parciais de segurança calibrados para as estruturas metálicas com diferentes valores de β_{alvo} .

Coeficientes	C/ Calibração	
	$\beta_{\text{alvo}} = \beta_{\text{médio}}$	$\beta_{\text{alvo}} = 3,8$
γ_{a1}	1,09	1,17
γ_{a2}	1,27	1,43
γ_g	1,22	1,38
γ_q	1,68	1,98
γ_w	1,62	1,93
ψ_q	0,33	0,41
ψ_w	0,30	0,38
$\gamma_q \cdot \psi_q$	0,55	0,81
$\gamma_w \cdot \psi_w$	0,49	0,73

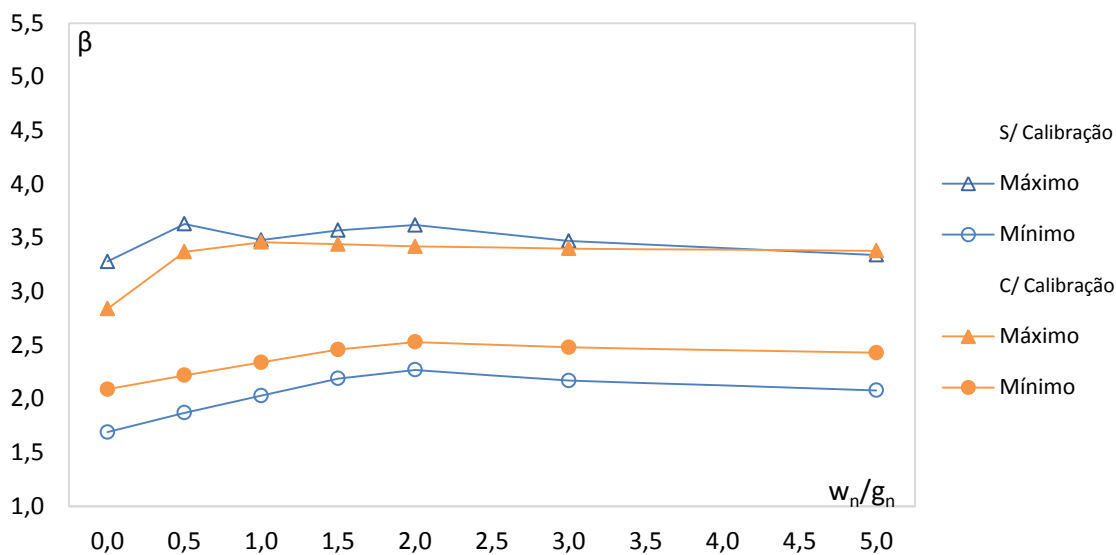
Em linhas gerais, os conjuntos dos coeficientes calibrados tendem sempre a majorarem as ações consideradas principais e a reduzirem as ações consideradas secundárias nas combinações de projeto.

a) Vigas metálicas sujeitas à flexão

Aplicando o mesmo raciocínio utilizado nos problemas relacionados com as estruturas de concreto, a Figura 5.17 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas projetadas para resistir esforços de flexão com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

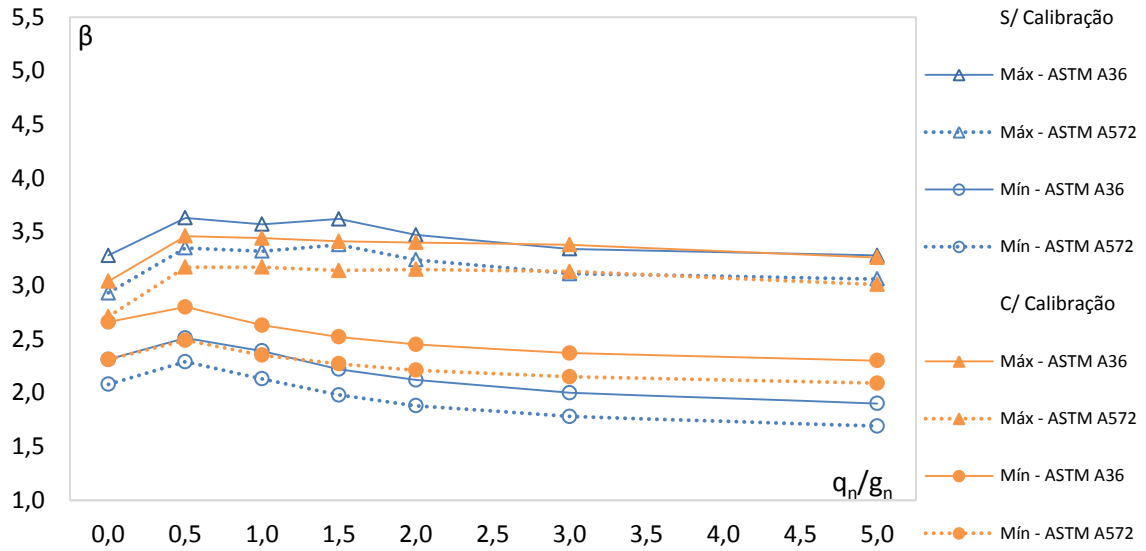
Figura 5.17 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas à flexão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura demonstra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas metálicas submetidas à flexão mais seguras, vide a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,72 para 2,86 e a redução da dispersão dos resultados.

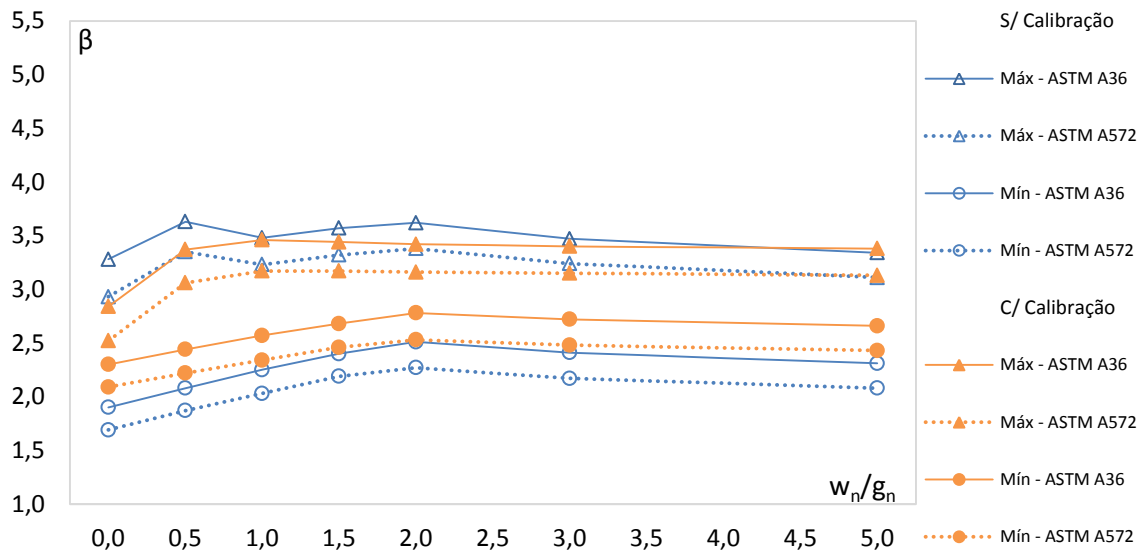
A Figura 5.17 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade observados foram 1,69 e 2,09 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,26 e 2,49 nos quadros sem e com calibração.

Com o objetivo de permitir uma avaliação da influência do tipo de aço no problema, a Figura 5.18 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os aços ASTM A36 e ASTM A572 GR50.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.18 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas à flexão, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As vigas metálicas dimensionadas para resistir esforços de flexão com aço ASTM A572 GR50 tendem a apresentar menores índices de confiabilidade que aquelas projetadas com aço ASTM A36.

Esse resultado deriva do fato de a variável aleatória f_y apresentar uma menor média relativa à resistência característica de escoamento no caso do aço ASTM A572 GR50.

. A Tabela 5.9 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade para as vigas submetidas à flexão conforme o grupo de aço considerado.

Tabela 5.9 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas à flexão, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Grupo	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,5$ a $2,0$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
ASTM A36	1,90	2,30	2,49	2,73
ASTM A572 GR50	1,69	2,09	2,26	2,49

Os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas com calibração foram cerca de 22 % maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram sempre maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das vigas metálicas solicitadas à flexão, sobretudo aquelas constituídas por perfis sujeitos aos efeitos da instabilidade local da alma e/ou mesa ($\lambda > \lambda_p$).

.Apesar dos impactos econômicos dos novos coeficientes variarem de projeto para projeto, é desejável uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de vigas metálicas submetidas à flexão.

Para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio da ordem de 1,5 % no módulo resistente necessário do perfil, para $\psi_q = 0,7$ se observa uma redução média de aproximadamente 1,0 % no módulo resistente necessário do perfil, e para $\psi_q = 0,8$

se observa uma diminuição média aproximada de 3,0 % no módulo resistente necessário do perfil.

Ainda, a Figura 5.19 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma viga metálica projetada para resistir esforços de flexão com aço estrutural ASTM A36, perfil W 610 x 174, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 2,0.

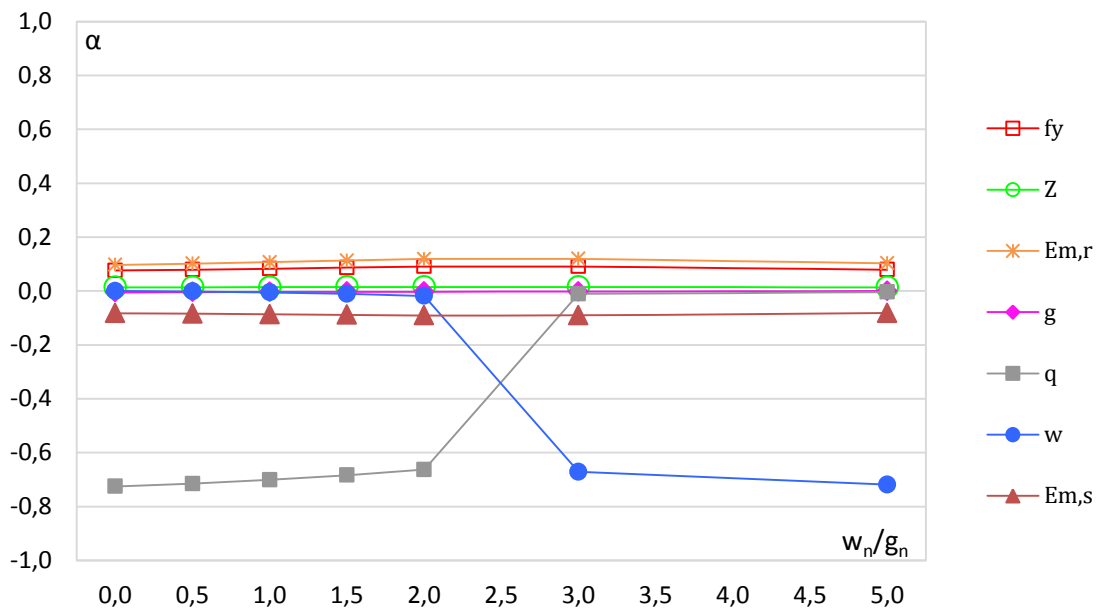


Figura 5.19 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma viga metálica sujeita à flexão.

Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, ainda que as variáveis erro de modelo de resistência, erro de modelo de solicitação e resistência ao escoamento do aço também impactem no problema.

b) Vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento

A Figura 5.20 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas projetadas para resistir esforços de cisalhamento com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.

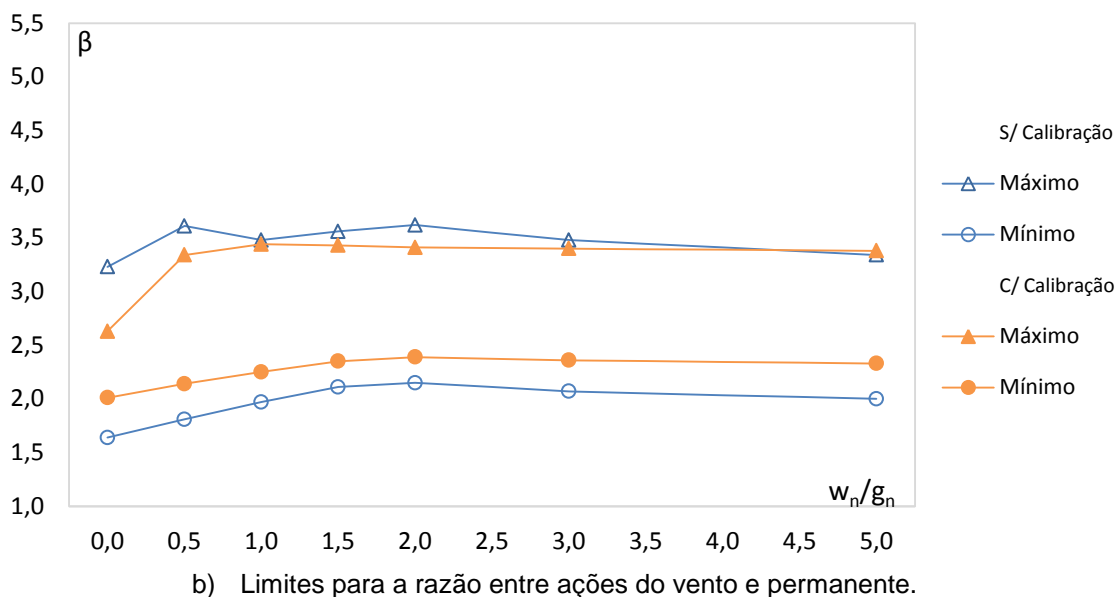
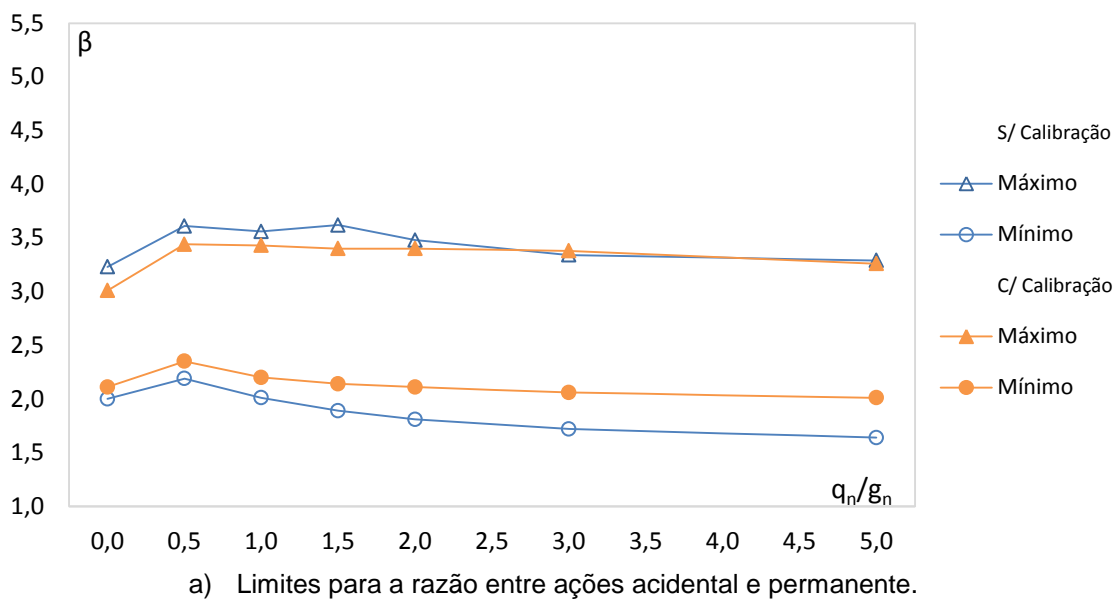


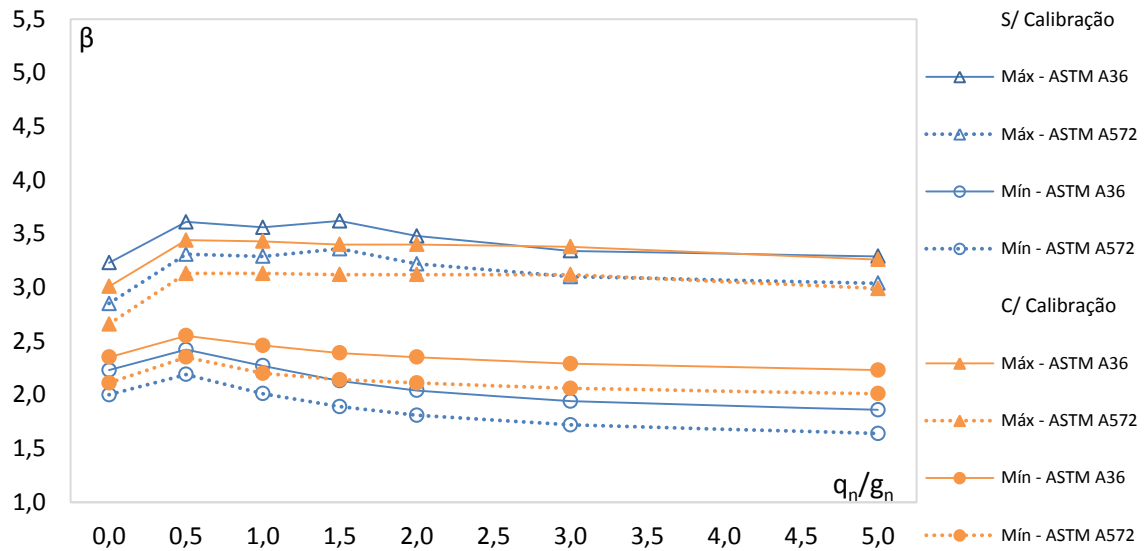
Figura 5.20 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura mostra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas metálicas submetidas ao cisalhamento mais seguras, visto a redução da dispersão dos resultados e a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,68 para 2,80.

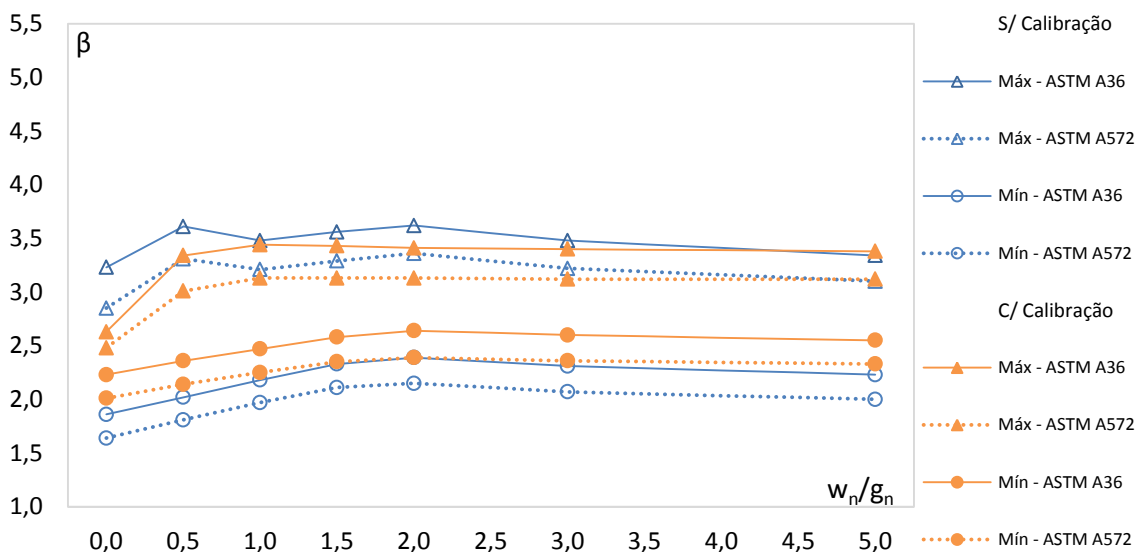
A Figura 5.20 também evidencia que os menores índices de confiabilidade registrados foram 1,64 e 2,01 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,16 e 2,36 nos quadros sem e com calibração.

Objetivando permitir uma avaliação da influência do tipo de aço no problema, a Figura 5.21 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os aços ASTM A36 e ASTM A572 GR50.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.21 – Variações limites do índice de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As vigas metálicas dimensionadas para resistir esforços de cisalhamento com aço ASTM A36 tendem a apresentar maiores índices de confiabilidade que aquelas projetadas com aço ASTM A572 GR50.

Esse comportamento decorre do fato de a variável aleatória f_y apresentar uma maior média relativa à resistência característica de escoamento no caso do aço ASTM A36.

A Tabela 5.10 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade para as vigas submetidas ao cisalhamento conforme o grupo de aço considerado.

Tabela 5.10 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Grupo	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,5$ a $2,0$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
ASTM A36	1,86	2,23	2,39	2,60
ASTM A572 GR50	1,64	2,01	2,16	2,36

Os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas com calibração foram cerca de 21 % maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram, via de regra, maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De maneira geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das vigas metálicas solicitadas ao cisalhamento, sobretudo aquelas formadas por perfis de menores alturas e/ou espessuras da alma.

Embora os impactos econômicos dos novos coeficientes variem de projeto para projeto, é válida uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de vigas metálicas submetidas a esforços de cisalhamento.

Fixada a espessura da alma, Para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio de 1,5 % na altura necessária do perfil, para $\psi_q = 0,7$ se observa uma redução média de aproximadamente 1,0 % na altura necessária do perfil, e para $\psi_q = 0,8$ se observa uma redução média de cerca de 3,0 % na altura necessária do perfil.

Por fim, a Figura 5.22 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma viga metálica projetada para resistir esforços de cisalhamento com aço estrutural ASTM A36, perfil W 610 x 174, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 2,0.

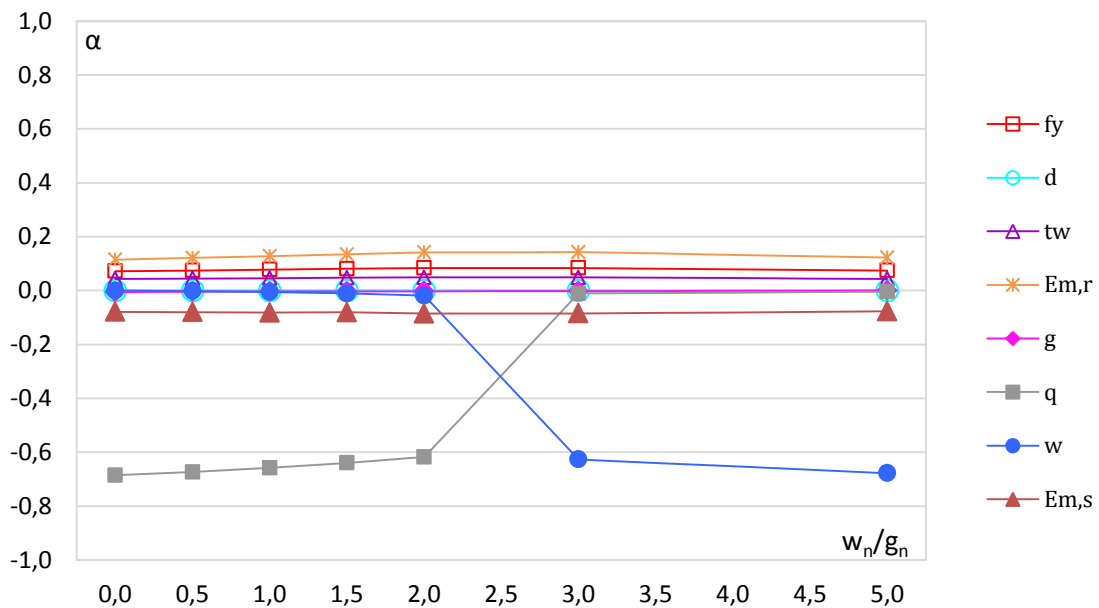
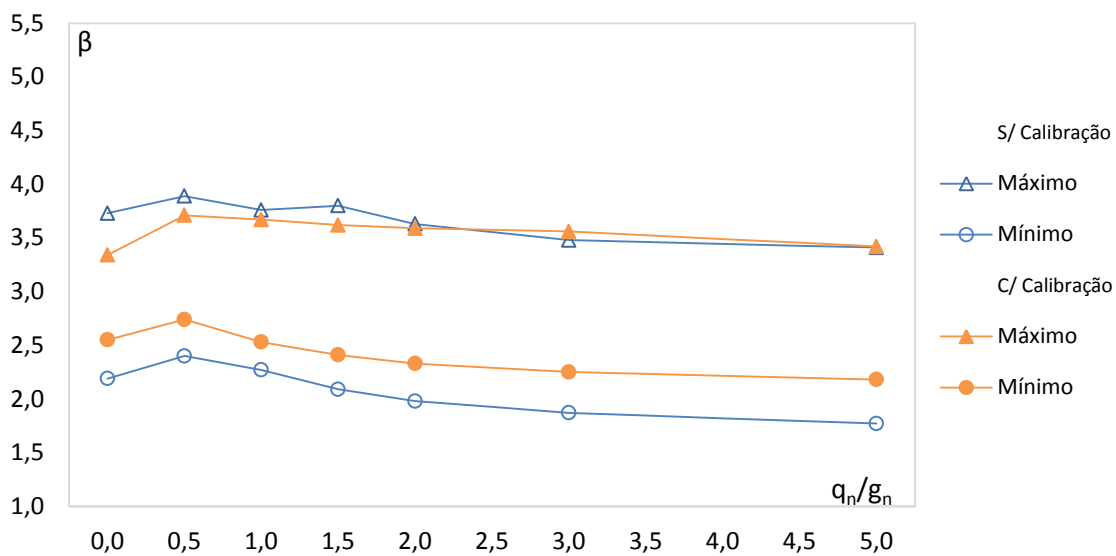


Figura 5.22 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma viga metálica sujeita ao cisalhamento.

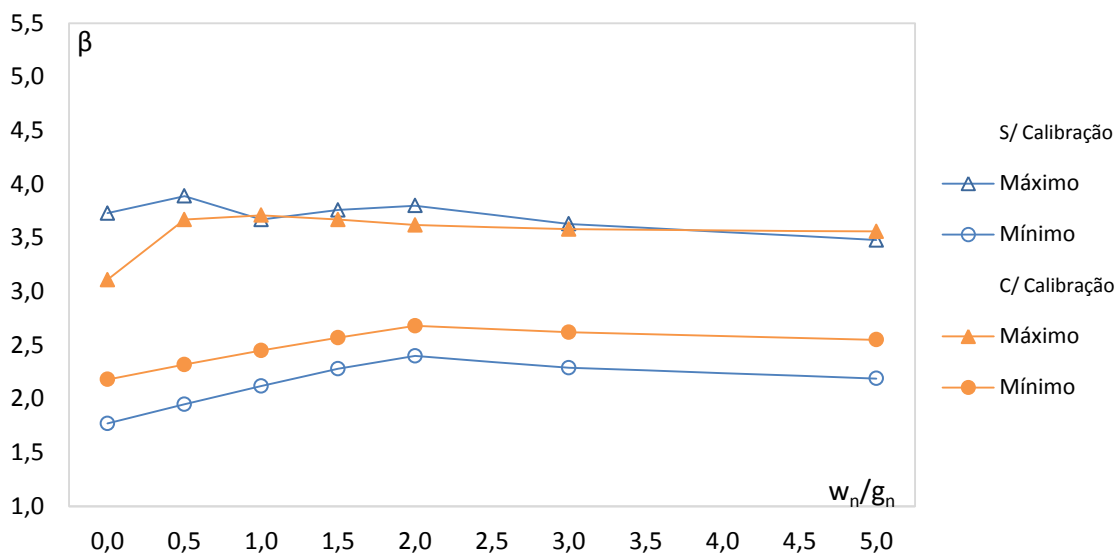
Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, embora as variáveis erro de modelo de resistência, resistência ao escoamento do aço, erro de modelo de solicitação e espessura da alma também exerçam alguma influência.

c) Peças metálicas sujeitas à compressão

A Figura 5.23 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas projetadas para resistir esforços de compressão com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

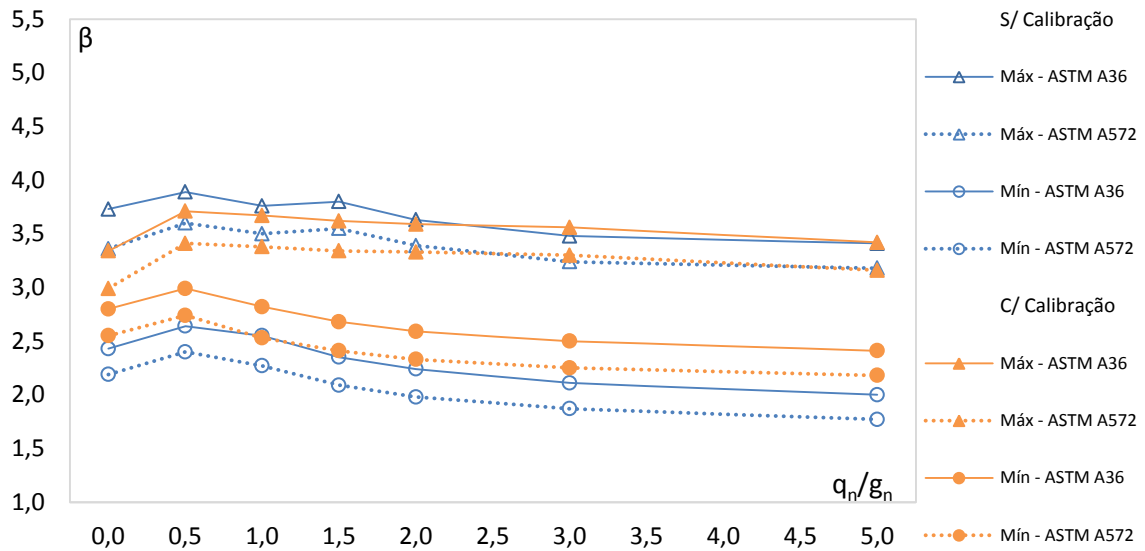
Figura 5.23 – Variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à compressão e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura demonstra que os coeficientes calibrados conduzem a peças metálicas submetidas à compressão mais seguras, haja vista a elevação do índice de confiabilidade médio de 2,87 para 3,03 e a redução da dispersão dos resultados.

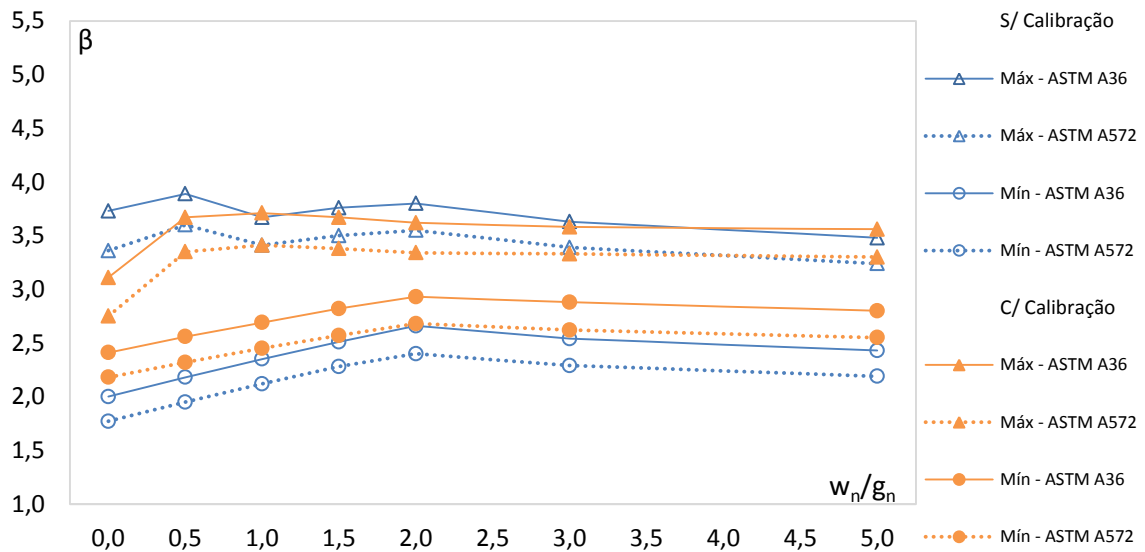
A Figura 5.23 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade observados foram 1,77 e 2,18 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,38 e 2,66 nos quadros sem e com calibração.

Com vista a permitir uma avaliação da influência do tipo de aço no problema, a Figura 5.24 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os aços ASTM A36 e ASTM A572 GR50.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.24 – Variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à compressão, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

As peças metálicas dimensionadas para resistir esforços de compressão com aço ASTM A572 GR50 tendem a apresentar menores índices de confiabilidade que aquelas projetadas com aço ASTM A36.

Esse resultado deriva do fato de a variável aleatória f_y apresentar uma menor média relativa à resistência característica de escoamento no caso do aço ASTM A572 GR50.

. A Tabela 5.11 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade para as peças submetidas à compressão conforme o grupo de aço considerado.

Tabela 5.11 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à compressão, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Grupo	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,5$ a $2,0$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
ASTM A36	2,00	2,41	2,63	2,90
ASTM A572 GR50	1,77	2,18	2,38	2,66

Os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas com calibração foram cerca de 21 % maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram sempre maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das peças metálicas solicitadas à compressão, sobretudo aquelas cuja maior parcela da força axial decorre da ação variável do tipo acidental.

.Apesar dos impactos econômicos dos novos coeficientes variarem de projeto para projeto, é interessante uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de peças metálicas submetidas à compressão.

Para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio da ordem de 1,5 % na área bruta necessária do perfil, para $\psi_q = 0,7$ se observa uma redução média de aproximadamente 1,0 % na área bruta necessária do perfil, e para $\psi_q = 0,8$ se observa uma diminuição média aproximada de 3,0 % na área bruta necessária do perfil.

Ainda, a Figura 5.25 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma peça metálica projetada para resistir esforços de compressão com aço estrutural ASTM A36, perfil CS 250 x 66, engastes nas extremidades, comprimento de 295 cm, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 2,0.

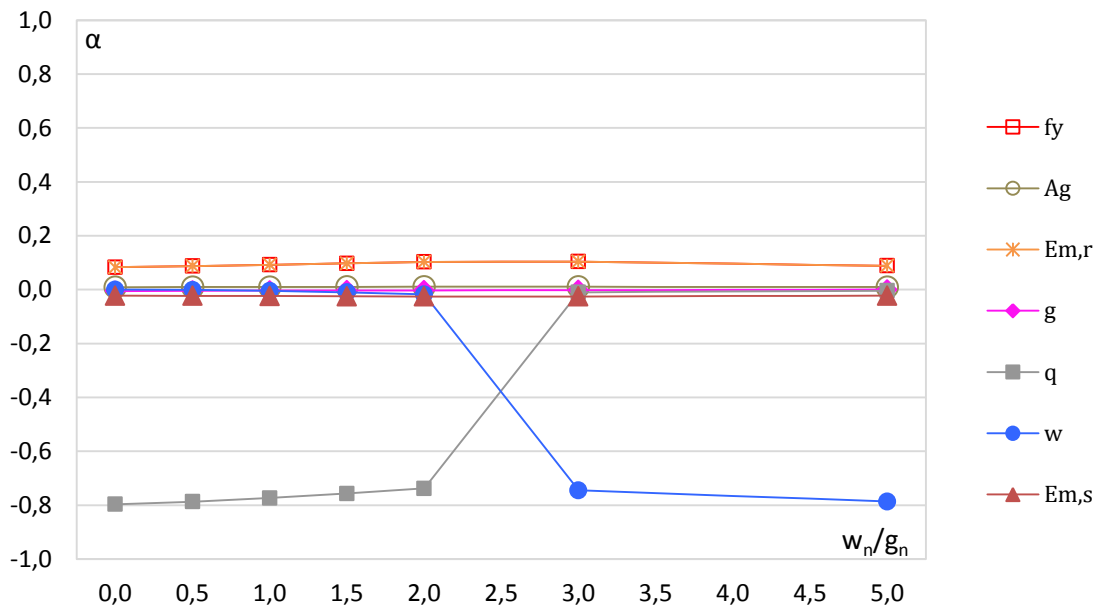
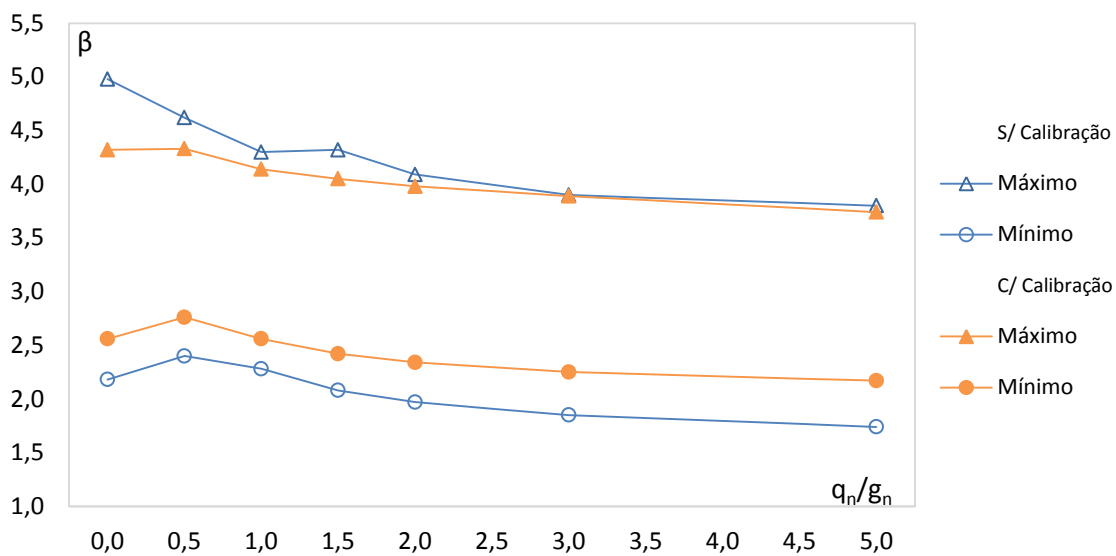


Figura 5.25 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma peça metálica à compressão.

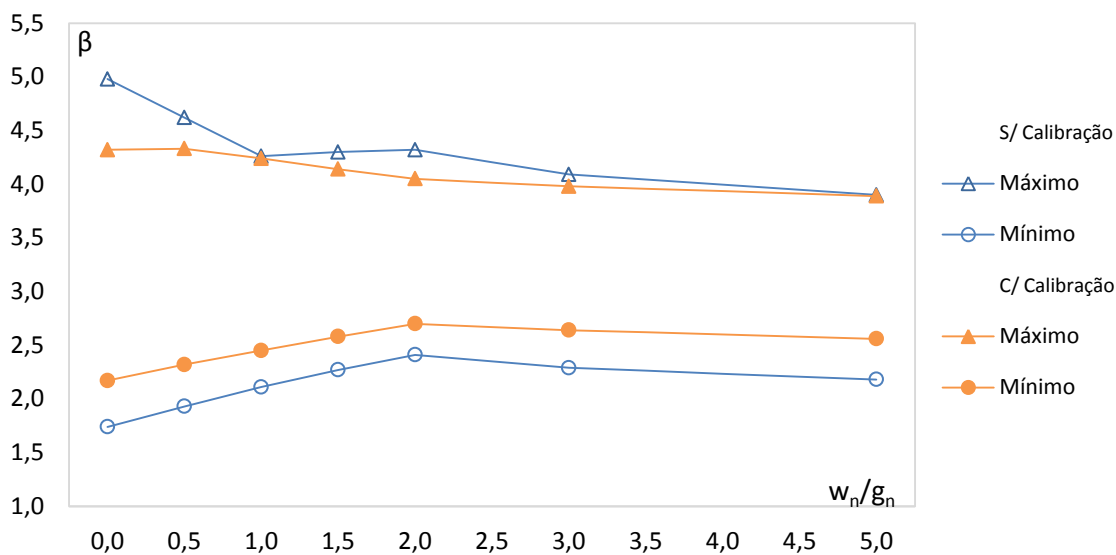
Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, seguidas de longe pelas variáveis erro de modelo de resistência e resistência ao escoamento do aço estrutural.

d) Peças metálicas sujeitas à tração

A Figura 5.26 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas projetadas para resistir esforços de tração com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

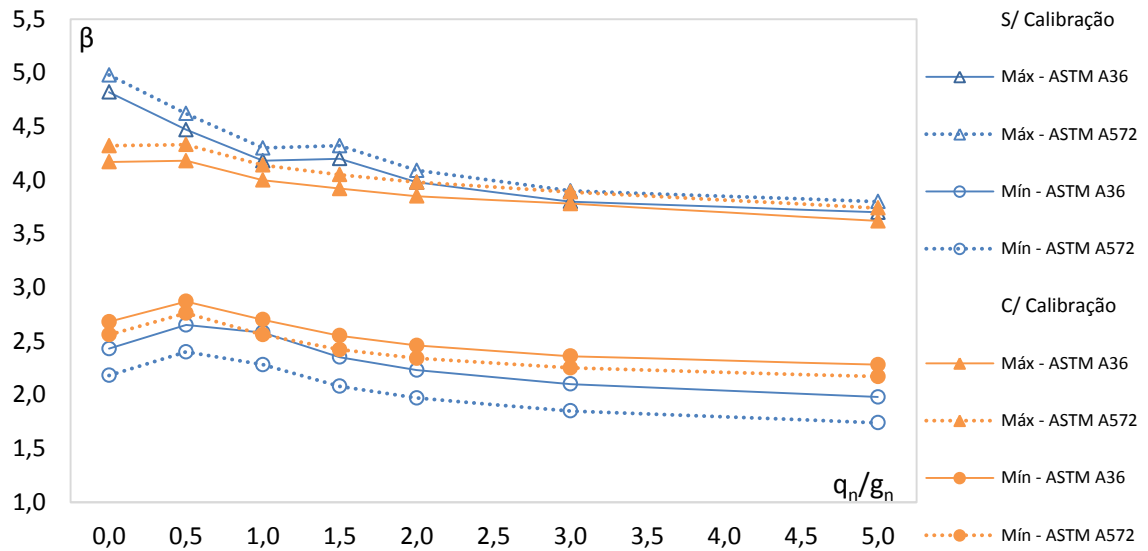
Figura 5.26 – Variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à tração e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura mostra que os coeficientes calibrados conduzem a vigas metálicas submetidas ao cisalhamento mais seguras, vide a redução da dispersão dos resultados e a elevação do índice de confiabilidade médio de 3,32 para 3,40.

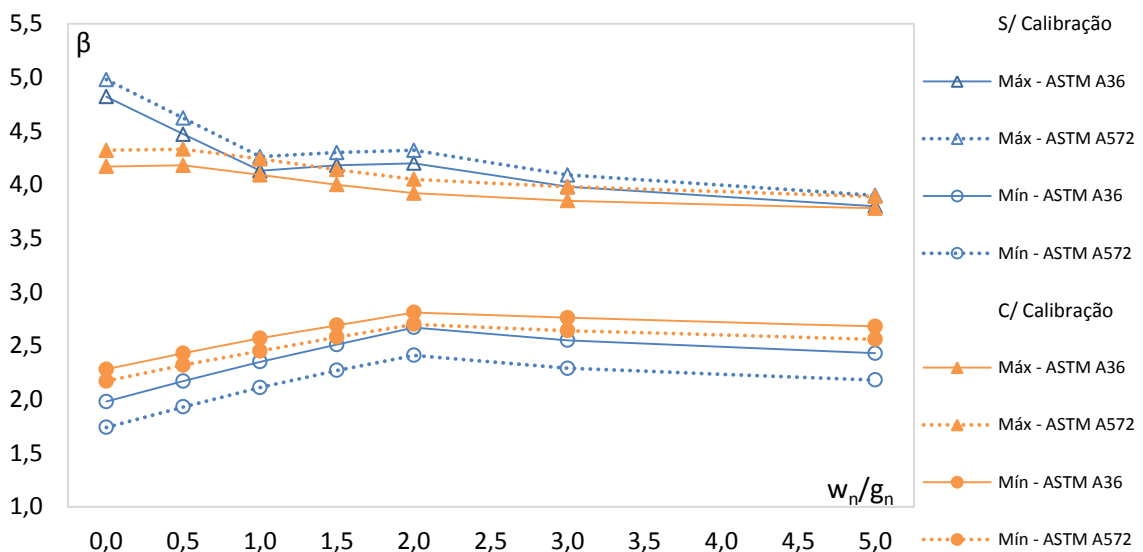
A Figura 5.26 também evidencia que os menores índices de confiabilidade registrados foram 1,74 e 2,17 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,37 e 2,64 nos quadros sem e com calibração.

Visando permitir uma avaliação da influência do tipo de aço no problema, a Figura 5.27 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para os aços ASTM A36 e ASTM A572 GR50.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.27 – Variações limites do índice de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à tração, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Diferentemente dos outros problemas, em algumas situações as peças metálicas dimensionadas para resistir esforços de tração com aço ASTM A572 GR50 podem apresentar maiores índices de confiabilidade que aquelas projetadas com aço ASTM A36.

Isso acontece quando a capacidade resistente da peça é limitada pelo estado limite de ruptura da seção líquida (RSL), estado esse que é influenciado pela variável aleatória f_u que apresenta uma maior média relativa à resistência característica de escoamento no caso do aço ASTM A572 GR50.

A Tabela 5.12 apresenta os menores valores registrados para o índice de confiabilidade para as peças submetidas à tração conforme o grupo de aço considerado.

Tabela 5.12 – Menores valores dos índices de confiabilidade para as peças metálicas sujeitas à tração, todos os tipos de aços avaliados e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Grupo	β_{min}			
	q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,0$ a $5,0$		q_n/g_n e $w_n/g_n = 0,5$ a $2,0$	
	S/ Calibração	C/ Calibração	S/ Calibração	C/ Calibração
ASTM A36	1,98	2,28	2,63	2,78
ASTM A572 GR50	1,74	2,17	2,37	2,64

Os menores índices de confiabilidade obtidos para os problemas com calibração foram cerca de 20 % maiores que os menores índices de confiabilidade encontrados para os problemas sem calibração.

Os menores índices de confiabilidade obtidos para as razões entre carregamentos que realmente importam foram, via de regra, maiores que os menores índices de confiabilidade obtidos para todas as razões entre carregamentos.

De maneira geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das peças metálicas solicitadas à tração, sobretudo aquelas ligadas por soldas.

.Embora os impactos econômicos dos novos coeficientes variem de projeto para projeto, é desejável uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de peças metálicas submetidas à tração.

Para $\psi_q = 0,5$ se observa um aumento médio da ordem de 1,5 % na área bruta necessária do perfil, para $\psi_q = 0,7$ se observa uma redução média de aproximadamente 1,0 % na área bruta necessária do perfil, e para $\psi_q = 0,8$ se observa uma redução média de cerca de 3,0 % na área bruta necessária do perfil.

Por fim, a Figura 5.28 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma peça metálica projetada para resistir esforços de tração com aço estrutural ASTM A36, chapa 152 x 6,35, cinco parafusos com diâmetro de 16 mm, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 2,0.

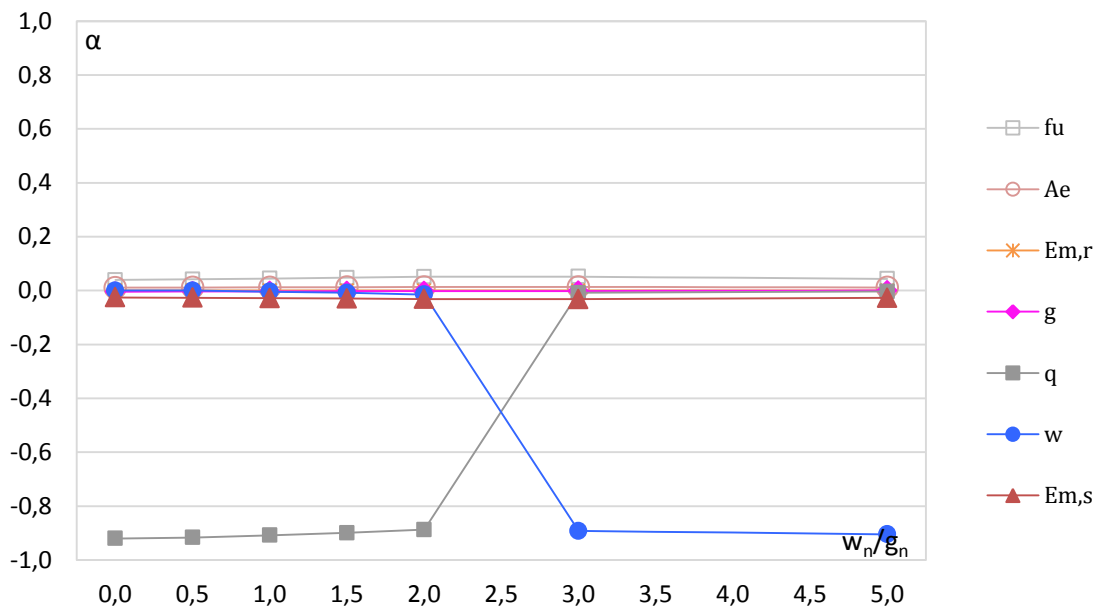
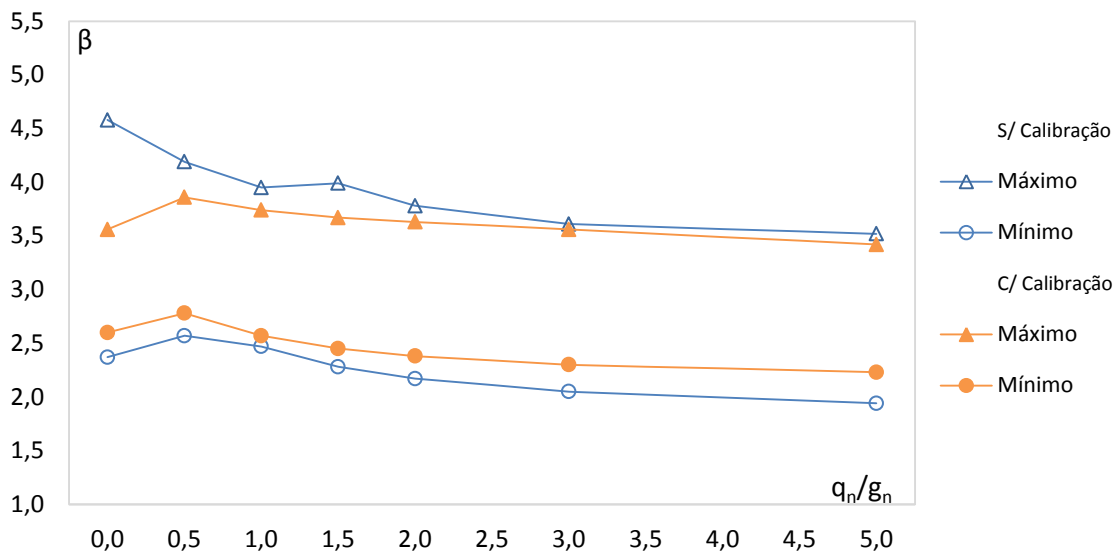


Figura 5.28 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma peça metálica à tração.

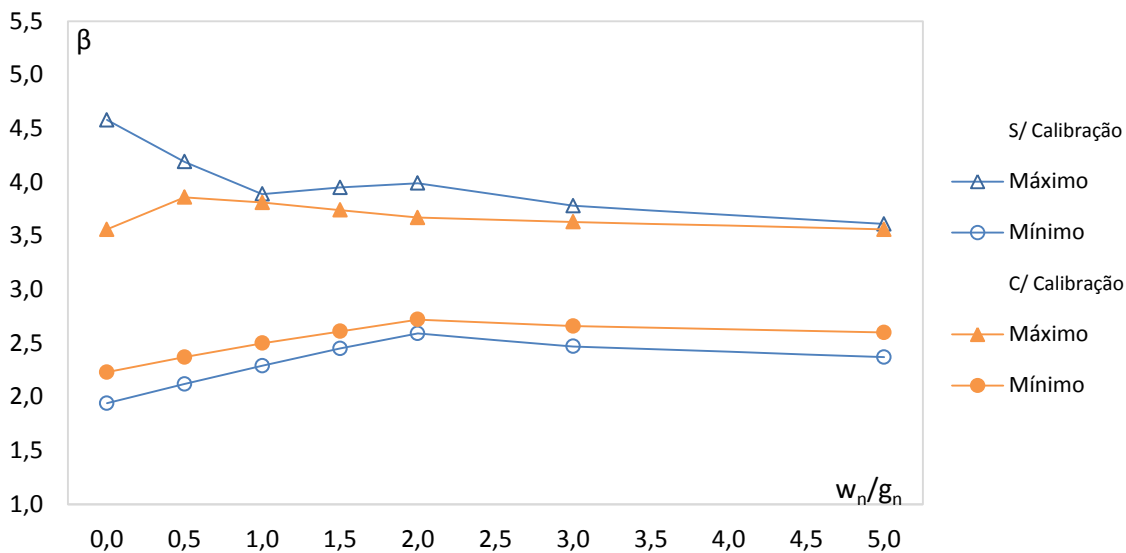
Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, seguidas de longe pelas variáveis erro de modelo de sollicitação e resistência à ruptura do aço estrutural.

e) Ligações Parafusadas

A Figura 5.29 apresenta as variações limites do índice de confiabilidade para as ligações com parafusos de aço ASTM A325 dimensionados para resistir esforços de tração e cisalhamento com os coeficientes parciais de segurança sem e com calibração.



a) Limites para a razão entre ações acidental e permanente.



b) Limites para a razão entre ações do vento e permanente.

Figura 5.29 – Variações limites do índice de confiabilidade para as ligações parafusadas e $\beta_{alvo} = 3,0$.

Esta figura mostra que os coeficientes calibrados conduzem a ligações parafusadas mais seguras, haja vista a redução na dispersão dos resultados acompanhada da manutenção do índice de confiabilidade médio.

A Figura 5.29 ainda evidencia que os menores índices de confiabilidade registrados foram 1,94 e 2,23 nos cenários sem e com calibração, respectivamente.

Para as razões entre carregamentos mais relevantes ou usuais, os menores índices de confiabilidade encontrados foram 2,56 e 2,67 nos quadros sem e com calibração.

De forma geral, os coeficientes calibrados tendem a elevar o índice de confiabilidade das ligações parafusadas, sobretudo aquelas com menor quantidade de parafusos.

.Apesar dos impactos econômicos dos novos coeficientes variarem de projeto para projeto, é válida uma avaliação preliminar associada ao emprego deles no dimensionamento de ligações parafusadas.

Para $\psi_q = 0,5$ se observa uma diminuição média no diâmetro necessário do parafuso de 1,0 %, para $\psi_q = 0,7$ se observa uma diminuição média aproximada de 3,5 % no diâmetro necessário do parafuso, e para $\psi_q = 0,8$ se observa uma diminuição média de pouco mais de 5,0 % no diâmetro necessário do parafuso.

Ainda, a Figura 5.30 apresenta os coeficientes de sensibilidade das variáveis aleatórias associadas a uma ligação projetada para resistir esforços de tração com seis parafusos de aço ASTM A325 com diâmetro de 20 mm, ψ_q de 0,5, e razão entre ação acidental e permanente de 2,0.

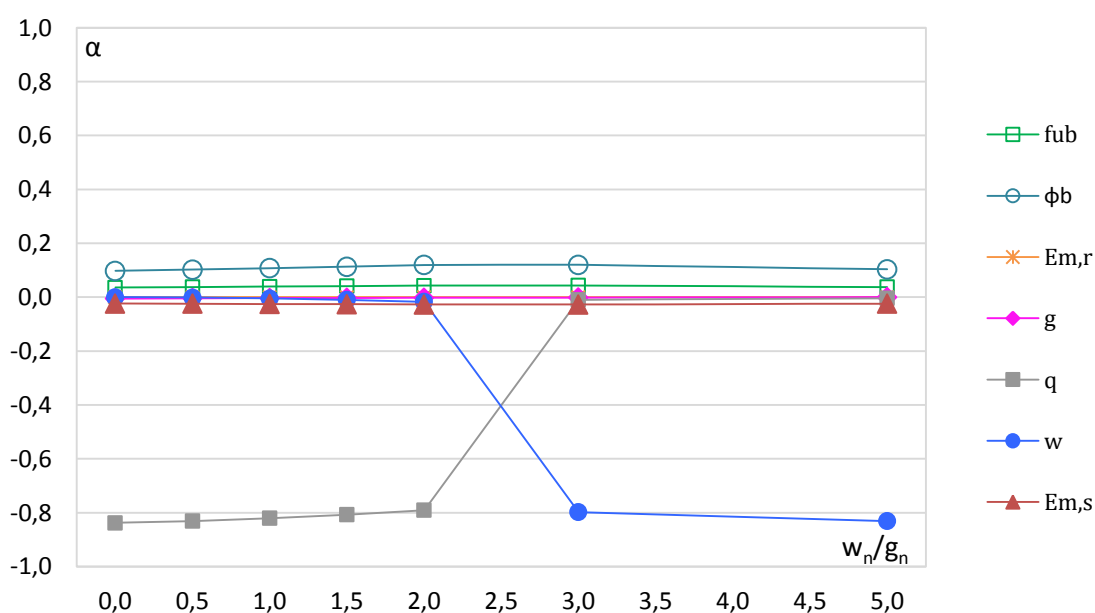


Figura 5.30 – Coeficientes de sensibilidade para o exemplo de uma ligação com parafusos sujeitos à tração.

Esta figura mostra que as variáveis aleatórias ação acidental e ação do vento exercem uma maior influência no problema, seguidas de longe pelas variáveis diâmetro do parafuso estrutural e erro de modelo de solicitação.

5.3 Considerações Adicionais

Os resultados encontrados neste estudo refletem as incertezas impressas pelas variáveis aleatórias consideradas ao longo de todo o processo de calibração. Comparações com trabalhos disponíveis na literatura podem revelar eventuais diferenças que, no final das contas, repercutem as especificidades de cada estudo. Todavia, isso não significa que os resultados obtidos neste trabalho não estejam sujeitos a revisões. As variáveis de solicitação, por exemplo, carecem de estudos mais aprofundados.

De volta aos resultados obtidos, chama a atenção o fato de os coeficientes parciais de segurança das ações terem assumido valores parecidos na calibração das estruturas metálicas e de concreto. Este resultado faz sentido porque as variáveis de solicitação acabaram influenciando de maneira semelhante os problemas de ambos os tipos de estruturas. Desta maneira, a Tabela 5.13 apresenta os coeficientes ótimos de ponderação das resistências obtidos a partir da fixação dos valores arredondados dos coeficientes que ponderam as ações.

Tabela 5.13 – Coeficientes parciais de segurança de resistência ótimos para as estruturas metálicas e de concreto.

Coeficientes	S/ Calibração	C/ Calibração
		$\beta_{alvo} = 3,0$
γ_c	1,40	1,42 (1,40)*
γ_s	1,15	1,17 (1,15)*
γ_{a1}	1,10	1,10 (1,10)*
γ_{a2}	1,35	1,29 (1,30)*

*Valores arredondados entre parênteses.

Os resultados indicados na Tabela 5.13 ilustram a viabilidade técnica de emprego dos valores arredondados dos coeficientes parciais de segurança encontrados a partir da calibração dos problemas relacionados com as estruturas metálicas e de concreto.

No que tange à viabilidade econômica dos novos coeficientes, é importante destacar que os seus impactos variarão conforme as premissas e condições de contorno de cada projeto.

Em alguns cenários os coeficientes calibrados poderão implicar na elevação dos custos, mas em outros eles poderão resultar na diminuição das despesas.

Outro ponto a ser observado é que a norma NBR 6120:1980 permite a redução das cargas acidentais em edifícios de múltiplos pavimentos quando do cálculo das fundações.

Portanto, em edifícios com mais de três pavimentos os novos coeficientes podem conduzir a projetos com fundações mais baratas justamente por conta da redução do peso próprio da construção decorrente do emprego de um menor coeficiente γ_g e da diminuição em até 60% da ação acidental.

Ainda, cabe reforçar que a realização de uma calibração conjunta não consegue uniformizar o índice de confiabilidade médio dos diferentes problemas considerados.

Na verdade, a única maneira de todos os problemas apresentarem um mesmo índice de confiabilidade médio é através de calibrações individuais procedidas para um mesmo valor de índice de confiabilidade alvo.

Em contrapartida, essa iniciativa resultaria em diferentes conjuntos de coeficientes de ponderação adaptados para cada tipo de problema, o que tornaria a tarefa de elaboração de projetos estruturais ainda mais complexa.

Porém, uma saída seria fixar os coeficientes que ponderam as ações de modo a encontrar coeficientes que ponderam a resistência dos materiais alinhados com cada tipo de componente estrutural e/ou modo de falha.

De uma forma ou de outra, os coeficientes calibrados neste trabalho reforçam a clara necessidade de revisão dos coeficientes atualmente em vigência no Brasil.

6. CONCLUSÕES

6.1 Conclusões Gerais

Este trabalho apresentou uma primeira calibração baseada em confiabilidade estrutural dos coeficientes parciais de segurança indicados nas principais normas brasileiras empregadas no desenvolvimento de projetos de estruturas metálicas e de concreto.

O estudo foi realizado com base em variáveis aleatórias de resistência e solicitação construídas a partir de resultados experimentais e numéricos alinhados com a realidade dos materiais e ações do país.

O trabalho também envolveu a definição das principais situações de projeto cobertas pelas normas objetos de calibração, bem como as diversas ações e as proporções entre elas.

No estudo ainda foi fixado um único valor para o índice de confiabilidade alvo ($\beta_{alvo} = 3,0$), embora tenham sido apresentados de maneira abreviada os coeficientes calibrados para outros valores alvos do índices de confiabilidade.

O trabalho revelou que os coeficientes calibrados conduzem a uma confiabilidade mais uniforme para as diferentes combinações de carregamentos, situações de projeto e componentes estruturais.

6.2 Conclusões Sobre as Estatísticas Brasileiras

Este estudo apresentou o ajuste estatístico das principais variáveis aleatórias de resistência e solicitação associadas com as estruturas metálicas e de concreto edificadas no Brasil, sendo que a determinação das distribuições das variáveis não disponíveis na literatura foi feita com base em testes de aderência precedidos por uma análise prévia das amostras com vista à eliminação de dados espúrios.

Com relação à resistência das estruturas de concreto construídas no país, neste trabalho foram levantadas as variáveis resistência à compressão do concreto (f_c), resistência ao escoamento de barras de aço (f_y), resistência à tração de cabos de protensão (f_{pt}), dimensão da seção transversal de peças de concreto (b e h), altura útil de peças de concreto (d_s e d_p), área dos cabos de protensão (A_p) e erro de modelo de resistência ($E_{m,r}$).

Já com relação à resistência das estruturas metálicas edificadas em território nacional, neste estudo foram coletadas as variáveis resistência ao escoamento de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_y), resistência à ruptura de perfis e chapas de aço para uso estrutural (f_u), resistência à ruptura de parafusos estruturais (f_{ub}), módulo resistente da seção transversal de peças metálicas (Z e W), área de peças metálicas (A_g e A_e), altura de peças metálicas (d), espessura da alma de peças metálicas (t_w), diâmetro de parafusos estruturais (ϕ_b) e erro de modelo ($E_{m,r}$).

Neste trabalho ainda foram levantadas as seguintes variáveis de solicitação relacionadas com as estruturas erguidas no Brasil: ação permanente (g), ação variável do tipo acidental (q), ação variável do vento (w) e erro de modelo de solicitação ($E_{m,s}$).

O estudo revelou que as variáveis de resistência e solicitação ajustadas para a realidade brasileira apresentaram comportamento ligeiramente diferente daquele apresentado pelas variáveis equivalentes adaptadas à realidade de outros países.

6.3 Conclusões Sobre a Calibração

Este trabalho apresentou uma calibração dos coeficientes parciais de segurança utilizados nas normas brasileiras NBR 8681:2003, NBR 8800:2008 e NBR 6118:2003 a partir da formulação de um problema de otimização baseado em confiabilidade (RBDO) que foi resolvido através da abordagem de enxame de partículas (PSO).

Com relação às estruturas de concreto edificadas no país, neste estudo foram consideradas as seguintes situações de projetos no processo de calibração: vigas de concreto armado sujeitas à flexão, vigas de concreto armado sujeitas ao cisalhamento, pilares de concreto armado sujeitos à flexo-compressão normal, lajes de concreto armado sujeitas à flexão e vigas de concreto protendido sujeitas à flexão.

Já com relação às estruturas metálicas construídas no Brasil, neste trabalho foram consideradas as seguintes situações de projetos quando da realização da calibração: vigas metálicas sujeitas à flexão, vigas metálicas sujeitas ao cisalhamento, peças metálicas sujeitas à compressão, peças metálicas sujeitas à tração e ligações parafusadas.

O estudo revelou que os coeficientes calibrados conduzem a estruturas metálicas e de concreto mais segura, vide a elevação do índice de confiabilidade médio dos problemas a partir da redução na dispersão dos resultados.

O trabalho também mostrou que os novos coeficientes tendem a majorar as ações consideradas principais e, em contrapartida, tendem a minorar as ações consideradas secundárias nas diferentes combinações normais de projeto; resultado possivelmente relacionado com a adoção da regra de Turkstra quando da soma das ações variáveis.

O estudo ainda ilustrou que os impactos econômicos relacionados aos coeficientes calibrados variam de acordo com as premissas e condições de contorno do projeto.

Os resultados apresentados neste trabalho demonstram que há bastante espaço para a realização de novos estudos sobre o assunto, de modo que eles reforçam a necessidade de revisão dos coeficientes em vigência.

6.4 Sugestões para Trabalhos Futuros

Este estudo apresentou a mais completa calibração baseada em confiabilidade dos coeficientes parciais de segurança indicados em normas brasileiras de projeto estrutural, mas ele também sinalizou a existência de espaço para a realização de trabalhos complementares.

O trabalho acenou para a importância da realização de pesquisas que visem aperfeiçoar os modelos associados com as variáveis de solicitação (ações permanentes, acidentais e do vento).

O estudo indicou que há lacunas a serem preenchidas nas variáveis que descrevem as incertezas dos modelos de cálculo utilizados no dimensionamento de estruturas metálicas e de concreto.

O trabalho também evidenciou que há espaço para trabalhos que contemplem a calibração dos coeficientes parciais de segurança das ações para as combinações de construção, excepcional e de serviço.

O estudo ainda reforçou a necessidade de pesquisas que versem calibrar outras normas usadas em projetos estruturais no país, entre as quais podemos citar a NBR 9062:2017 Projeto e execução de estruturas de concreto pré-moldado, a NBR 14762:2010 Dimensionamento de estruturas de aço constituídas por perfis formados a frio, e a NBR 7190:1997 Projeto de estruturas de madeira.

Ademais, este trabalho indicou a importância da realização de novas calibrações que considerem as ações variáveis como processos de pulsos de Poisson, haja vista que este e outros trabalhos disponíveis na literatura consideram a regra de Turkstra.

7. REFERÊNCIAS

AMERICAN CONCRETE INSTITUTE. **ACI 318**. Building Code Requirements for Structural Concrete. Farmington Hills, 2014.

Ang, A.H-S.; Tang, W.H., 2007. **Probability Concepts in Engineering: Emphasis on Applications to Civil and Environmental Engineering**. 2nd Edition. John Wiley & Sons.

AMERICAN NATIONAL STANDARD INSTITUTE / AMERICAN INSTITUTE OF STEEL **ANSI/AISC 360**. Specification for Structural Steel Buildings. Chicago, Illinois, 2005.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 6120**. Cargas para o cálculo de estruturas de edificações. Rio de Janeiro, 1980.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 7190** Projeto de estruturas de madeira. Rio de Janeiro, 1997.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 8681**: Ações e Segurança nas Estruturas - Procedimento. Rio de Janeiro, 2003.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 14931**. Execução de estruturas de concreto - Procedimento. Rio de Janeiro, 2004.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 8800** Projeto de estruturas de aço e de estruturas mistas de aço e concreto de edifícios. Rio de Janeiro, 2008.

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

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 15980**. Perfis laminados de aço para uso estrutural — Dimensões e tolerâncias. Rio de Janeiro, 2011.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 6118** Projeto e execução de estruturas de concreto armado e protendido. Rio de Janeiro, 2014.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 9062**. Projeto e execução de estruturas de concreto pré-moldado. Rio de Janeiro, 2017.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 11888**. Bobinas e chapas finas a frio e a quente de aço carbono e de aço de alta resistência e baixa liga — Requisitos gerais. Rio de Janeiro, 2018.

ASOCIACIÓN MERCOSUR DE NORMALIZACIÓN. **NM 144**. Requisitos generales para chapas de acero al carbono y de acero de baja aleación y alta resistencia laminadas en caliente, producidas en laminador continuo. São Paulo, 1998.

Beck, A.T. **Curso de Confiabilidade Estrutural**, Programa de Pós-graduação em Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2014.

Beck, A.T.; Correa M.R.S. **New Design Chart for Basic Wind Speeds in Brazil**. Latin American Journal of Solids and Structures V. 10, p. 707-723, 2013.

Beck, A.T.; Doria, 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. and Eng., V. 30, n. 2. p. 152-159, 2008.

Beyer, H-G., Sendhoff, B. **Robust optimization - a comprehensive review**. Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering. V. 196, p. 3190-3218, 2006.

Biondini, F.; Frangopol, D. **Lifetime reliability-based optimization of reinforced concret cross-section under corrosion**. Structural Safety, V. 31, p. 483-489, 2009.

Cornell, C.A. **A probability-based structural code**. ACI Journal, V. 66, p. 974-985, 1969.

Dias, L.A.M. **Estruturas de aço: conceitos, técnicas e linguagem**. 2nd. Edição. São Paulo, 1998.

Ellingwood, B.; Galambos, T.V., 1982. **Probability-based criteria for structural design**, Structural Safety 1, p. 15-26.

Ellingwood, B.; Galambos, T.V.; MacGregor, J.G.; Cornell, C.A., 1980. **Development of a Probability Based Load Criterion for American National Standard A58**. Us National Bureau of Standard Special Publication 577. Washington, D.C, 1980.

EUROPEAN COMMITTEE FOR STANDARDIZATION (CEN). **EN1990 – EUROCODE: Basis of Structural Design**. Bruxelas, 2001.

Forsell, C. **Ekonomioch byggnadsvasen**. Sunt Formoft, p. 74-77, 1924.

Frangopol, D.M. **Structural optimization using reliability concepts**. J. Struct. Eng., V 111, n. 11, p. 2288-2301, 1985.

Freudenthal, A.M. **The Safety of structures**. Transactions of ASCE, V. 112, p. 1255-180, 1947.

Gayton, N., Mohamed, A., Sorensen, J.D., Pendola, M.; Lemaire, M. **Calibration methods for reliability-based design codes**, Structural Safety 26, p. 91-121, 2004.

Ghista, D. **Structural optimization with probability of failure constraints**. [S.l.], p. 1-15, 1966.

Gomes, W.; Beck. A. **Global structural optimization considering expected consequences of failure and using ANN surrogates**. Comput. Struct., V. 126, p. 56-68, 2013.

Gulvanessian, H.; Holicky, M. **Eurocodes: using reliability analysis to combine action effects**, Proceedings of the Institution of Civil Engineers, Structures and Buildings, Thomas Telford, 2005.

Hasofer, A.M.; Lind, N.C. **Exact and invariant second moment code format**. **Journal of the Engineering Mechanics Division**, ASCE, V. 100, n. EM1, p. 111-121, 1974.

Hilton, H.H.; Feigen, M. **Minimum weigh analysis based on structural reliability**. J. Aero. Sci., V. 27, p 641-653, 1960.

Holicky, M. **Reliability-based analysis of codified design allowing for production quality**, Proceedings of 4th International ASRANet Colloquium, Athens, 2008.

Holicky, M. **Probabilistic risk optimization of road tunnels**. Structural Safety, V. 31, p. 260-266, 2009.

Holicky, M; Sykora, M. **Conventional probabilistic models for calibration of codes**. Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering (ICASP11), London, 2011.

JCSS, 2001. **Probabilistic Model Code**, Joint Committee on Structural Safety, disponível em [http://www.icss.byg.dtu.dk/Publications/Probabilistic Model Code.aspx](http://www.icss.byg.dtu.dk/Publications/Probabilistic_Model_Code.aspx) , acessado em 13/04/2017.

Joanni, A.; Rackwitz, R. **Cost benefit optimization for maintained structures by renewal model**. Reliability Engineering and System Safety. V. 93, p. 489-499, 2008.

Kabala, R.E. **Design of minimal – weight structures given reliability and cost**. J. Aerospace Sciences, V. 29, p. 355-356, 1962.

Kallrath, J. **Solving planning and design problems in the process industry using mixed integer and global optimization**. Annals of Operations Research, V. 140, n. 1, p. 339-373, 2005.

Kennedy, J.; Eberhart, R. **Particle Swarm Optimization**. Proceedings of IEEE International Conference on Neural Networks. p. 1942–1948, 1995.

Kiner, D.E. **Elastic minimum weight design with a probability of failure constraint**. Tese de doutorado, Case Inst. Of Technology, 1966.

Li, M.; Bai, G.; Wang, Z. **Time-variant reliability-based design optimization using sequential kriging modeling**. Structural and Multidisciplinary Optimization, V. 58, n. 3, p. 1051-1065, 2018.

Luenberger, D.G. **Linear and Nonlinear Programming**, 2nd Edition, Kluwer Academic Publishers, 2003.

Maxwell, J.C. **The scientific papers of James Clerk Maxwell**. [S.l.]: Dover Publications, INC. New York, 1952.

Melchers, R.E., Beck, A.T. **Structural Reliability Analysis and Prediction**. 3rd edition, John Wiley and Sons, 2018.

Michell, A.G.M. **The limits of economy of material in frame structures**. Philosophical Magazine, V. 81, p. 1087-1092, 1904.

Montgomery, D.C.; Runger, G. C. **Applied statistics and probability for engineers**. John Wiley & Sons, 2003.

Moses, F. **Structural system reliability and optimization**. Comput. Struct., V. 7, p. 283-290, 1977.

Nova, S.J.S.; Silva, M.C.A.T. **Cálculo dos Coeficientes Parciais de Segurança para Pontes de Concreto Protendido sob Solicitações Normais com Base na Teoria de Confiabilidade Estrutural**, 59^o Congresso Brasileiro do Concreto. Bento Gonçalves, IBRACON, 2017.

Nowak, A.S.; Szerszen, M.M. **Calibration of design codes for buildings (ACI 318): Part 1 – Statistical model for resistance**. ACI Structural Journal, V. 100, n. 3, p. 377-382. New York, 2003.

Nowak, A.S.; Szerszen, M.M. **Calibration of design codes for buildings (ACI 318): Part 2 – Reliability analysis and resistance factors**. ACI Structural Journal, V. 100, n. 3, p. 383-391. New York, 2003.

Nowak, A.S., Rakoczy, A.M., Szeliga, E. **Revised Statistical Resistance Models for R/C Structural Components**, ACI SP honoring Andy Scanlon, 2011

Nowak, A.S., Collins K.R. **Reliability of Structures**, McGraw-Hill International Editions, Civil Engineering Series, 2nd Edition, 2012.

Nowak, A.S.; Szerszen, M.M. **Reliability-Based Calibration of Design Code for Concrete Structures (ACI 318)**, 54^o Congresso Brasileiro do Concreto. Maceió, IBRACON, 2012.

Rackwitz, R. **Optimization – the basis for code-making and reliability verification**, Structural Safety 22, p. 27-60, 2000.

Rackwitz, R.; Fiessler, B. **Structural reliability under combined random load sequences**. Computers & Structures, V. 9, p. 489-494, 1978.

Saad, L et al. **Reliability-based optimization of direct and indirect LCC of RC bridge elements under coupled fatigue-corrosion deterioration processes**. Eng. Fail. Anal., V. 59, p. 570-587, 2016.

Sahinidis, N.V. **Optimization under uncertainty: state-of-the-art and opportunities**. Computers and Chemical Engineering. V. 28, n. 6-7, P. 971-983. 2004.

Sales, J.J.; Munair Neto, J.; Malite, M. **Segurança nas estruturas**. 2nd.edição. Elsevier Editora Ltda., 2015.

San Martins, D.A. **Confiabilidade de vigas pré-tracionadas de concreto protendido**, dissertação de mestrado, Engenharia Civil, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2014.

Santiago, W.C. **Estudo da (não-)conformidade de concretos produzidos no Brasil e sua influência na confiabilidade estrutural**, dissertação de mestrado, Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2011.

Santiago, W.C.; Beck, A.T. **A study of Brazilian concrete strength (non-)compliance and its effects on reliability of short columns**. Revista IBRACON de Estruturas e Materiais, v.4, n.4, p.663-690, 2011.

Santiago, W.C.; Beck, A.T. **A new study of Brazilian concrete strength conformance**. Revista IBRACON de Estruturas e Materiais, V. 10, n. 4, p. 906-923, 2017.

Santiago, W.C.; Beck, A.T. **Um estudo da conformidade da resistência do concreto convencional produzido no Brasil**, 59º Congresso Brasileiro do Concreto. Bento Gonçalves, IBRACON, 2017.

Santiago, W.C., Beck, A.T. **Um estudo da conformidade do concreto de Resistência moderada produzido no Brasil**, 60º Congresso Brasileiro do Concreto. Foz do Iguaçu, IBRACON, 2018.

Santiago, W.C.; Beck, A.T. **Estudo da conformidade de blocos estruturais vazados de concreto simples fabricados no Brasil**. Revista IBRACON de Estruturas e Materiais, v.11, n.4, p.652-672, 2018.

Santos, E.S. **Avaliação estatística do erro de modelos de resistência para elementos lineares de concreto armado da ABNT NBR 6118:2007**, dissertação de mestrado, Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2012.

Sorensen, J.D.; Kroon, I.B.; Faber, M.H. **Optimal reliability-based code calibration**, Structural Safety 15, p. 197-208, 1994.

Souza Junior, A.C. de. **Aplicação de confiabilidade na calibração de coeficientes parciais de segurança de normas brasileiras de projeto estrutural**, dissertação de mestrado, Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2009.

Stucchi, F.R.; Santos, S. H. C. **Reliability based comparison between ACI 318-05 and NBR 6118**. Revista Ibracon de Estruturas, São Paulo, V. 3, n. 2, 2007.

Switsky, H. **Minimum weight with structural reliability**. J. of Aircraft, V. 2, p. 228-232, 1965.

Thoft-christensen, P.; Murotsu, Y. **Application of structural systems reliability theory**. Berlin: Springer-Verlag, 1986.

Tramontini, P.M. **Estudo de confiabilidade para seções de concreto armado submetidas a diversos esforços**, dissertação de mestrado, Engenharia de Estruturas, Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2016.

Turkstra, C.J. **Theory of Structural Design Decisions, Study No. 2**, Solid Mechanics Division, University of Waterloo, 1970.

Turkstra, C.J.; Madsen, H.O. **Load Combinations in Codified Structural Design**, Journal of the Structural Division, ASCE, vol. 116, No. ST12, p. 2527 – 2543, 1980.

Valdebenito, M.A.; Schuëller, G.I. **A survey on approaches for reliability-based optimization**. Structural and Multidisciplinary Optimization, V. 42, n. 5, p. 645-663, 2010.

Vanderplaats, G.N., 1984. **Numerical Optimization Techniques for Engineering Design With Applications**. New York: McGraw-Hill, 1084.

Verzenhassi, C. **Otimização de Risco Estrutural Baseada em Confiabilidade**, dissertação de mestrado, Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, 2008.

Vrouwenvelder, T. **Joint Committee on Structural Safety**. Elsevier Science: Structural Safety, V. 19, n. 3, p. 245-251, 1997.

APÊNDICE A

Neste apêndice são apresentadas a origem dos dados (Figura A.1), as representações do tipo caixas-de-bigode (Figuras A.2 a A.8) e as funções de distribuição de probabilidade (Figuras A.9 a A.15) da resistência à compressão do concreto.

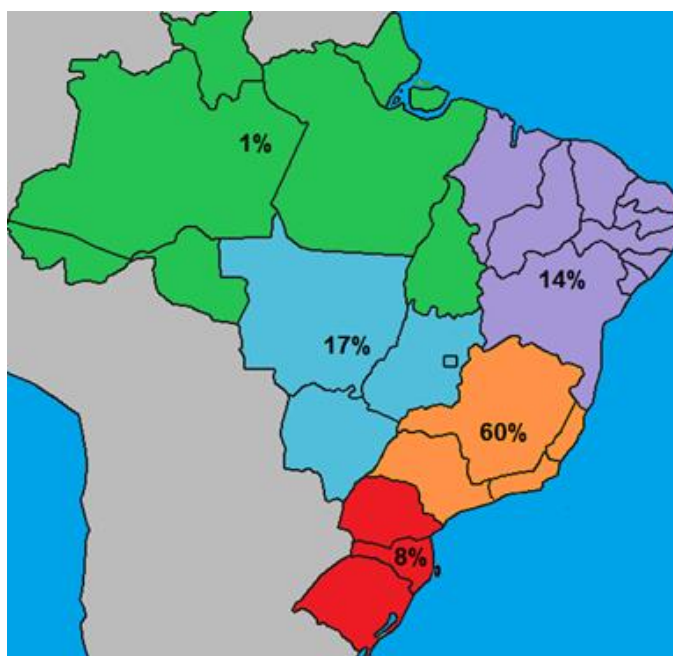


Figura A.1 – Origem dos dados.

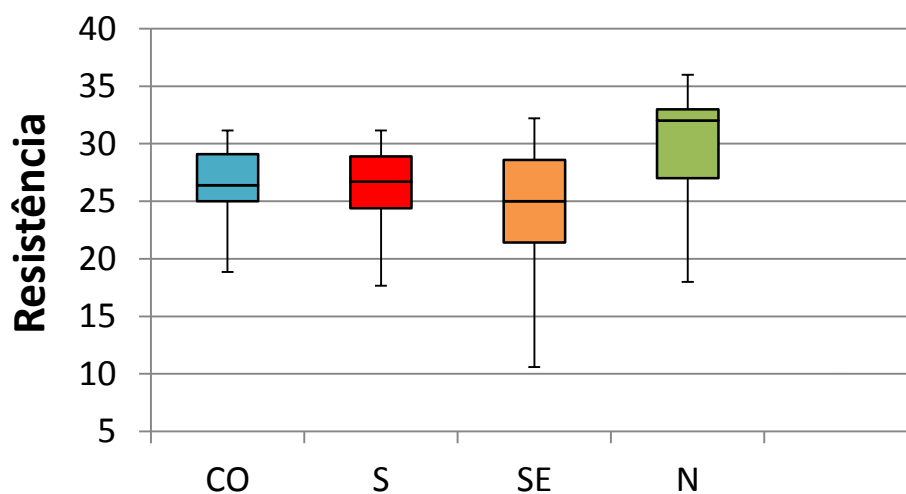


Figura A.2 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C20.

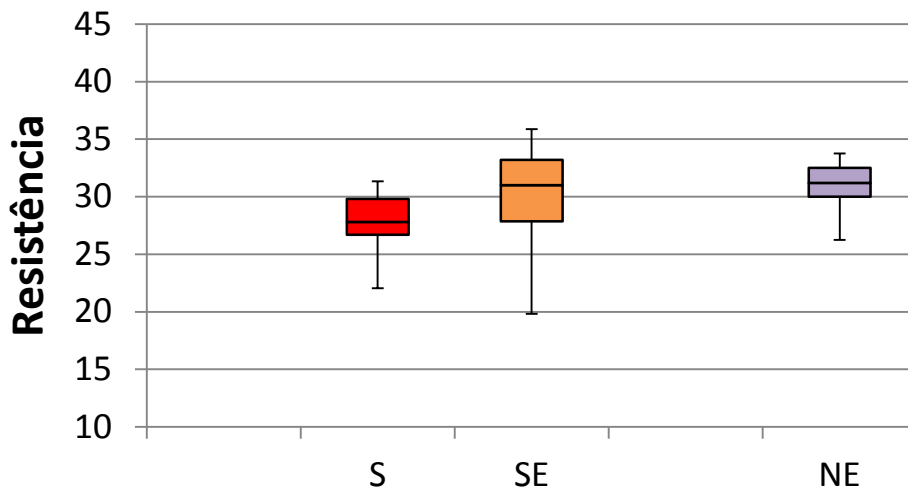


Figura A.3 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C25.

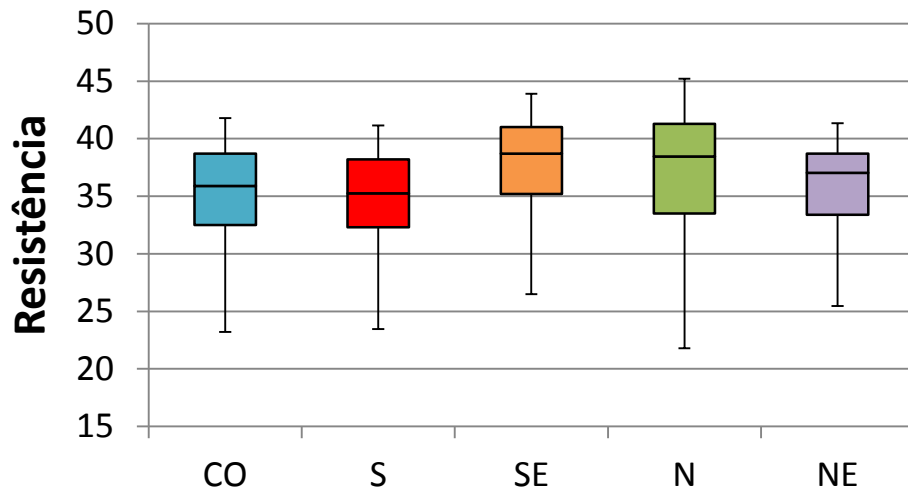


Figura A.4 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C30.

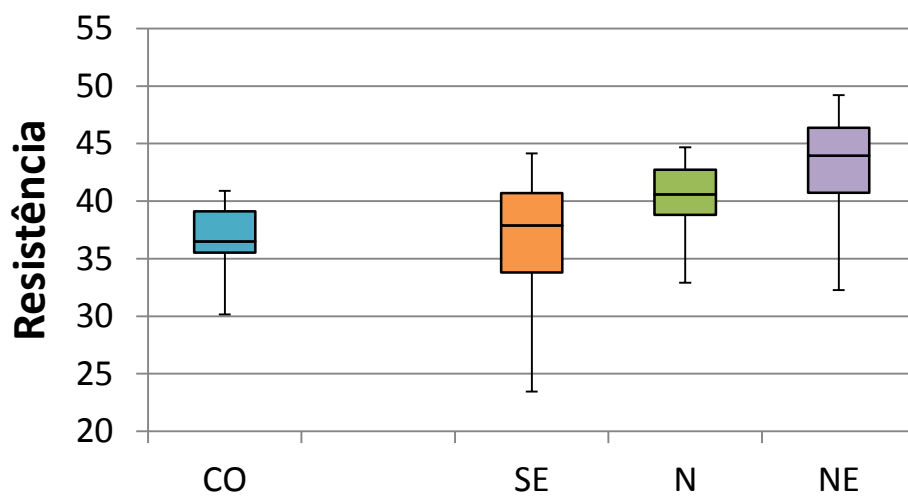


Figura A.5 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C35.

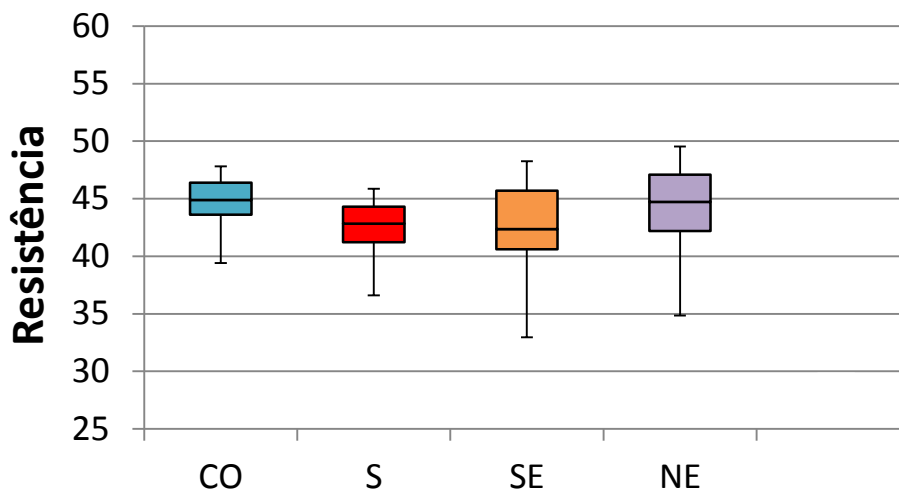


Figura A.6 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C40.

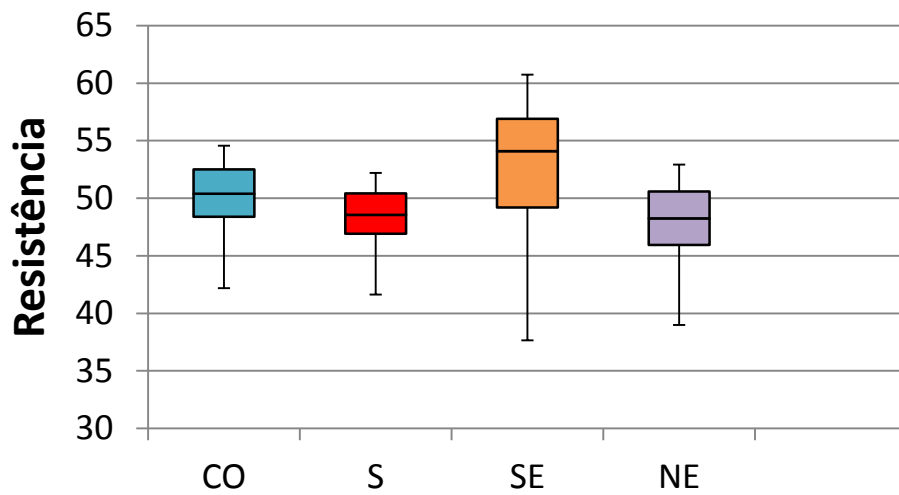


Figura A.7 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C45.

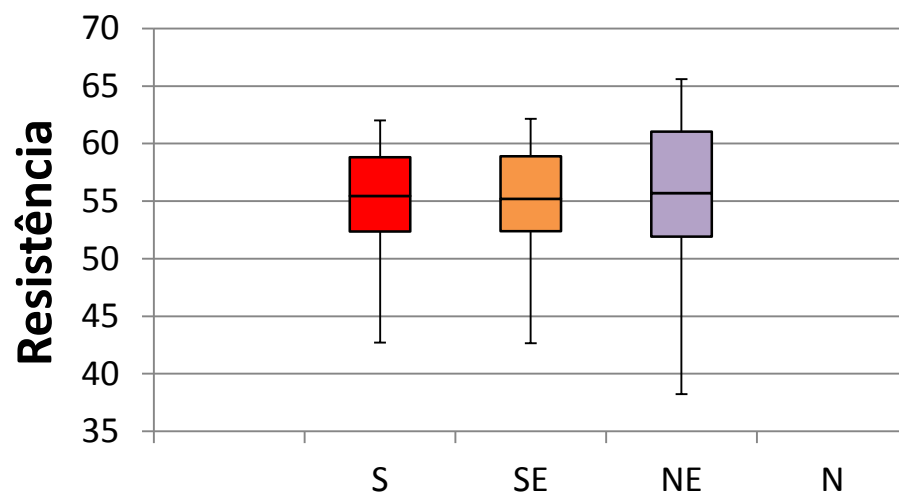


Figura A.8 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à compressão das amostras do concreto C50.

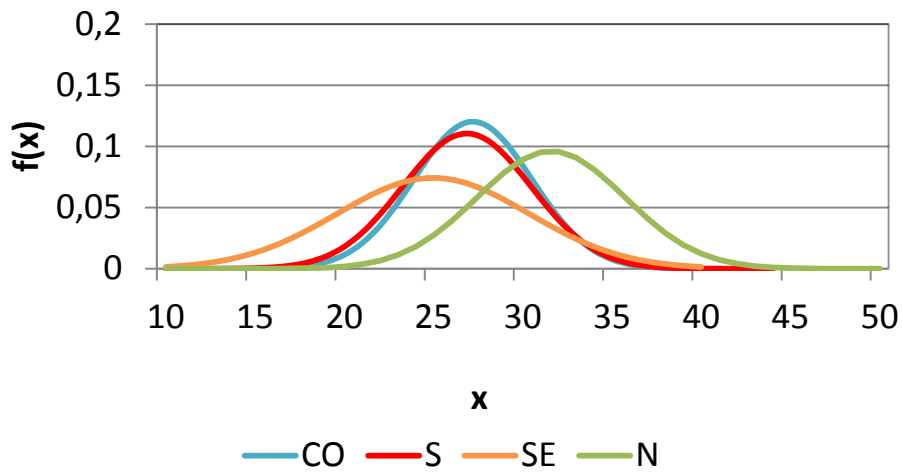


Figura A.9 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C20.

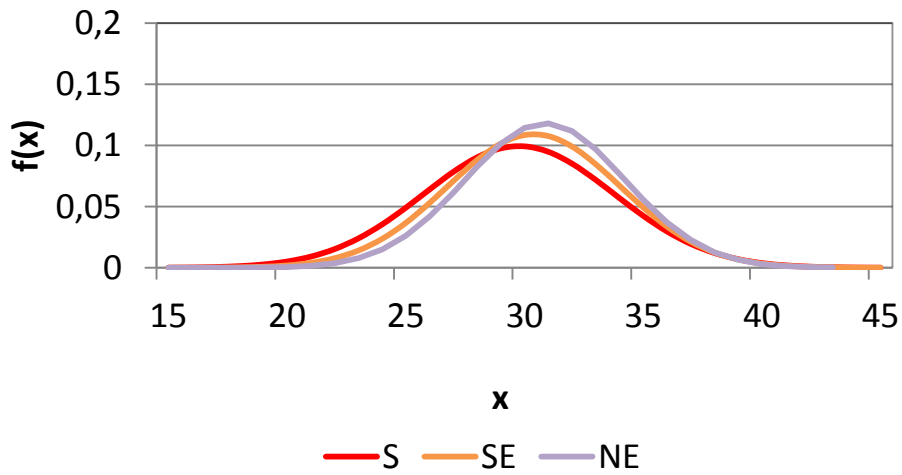


Figura A.10 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C25.

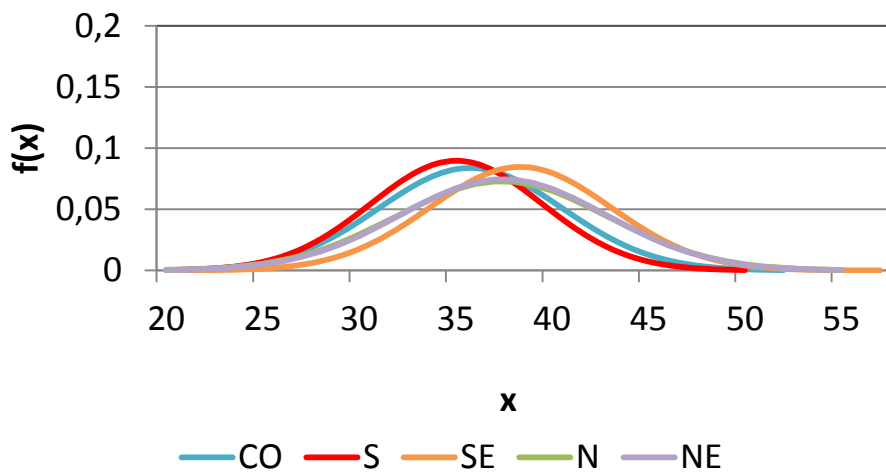


Figura A.11 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C30.

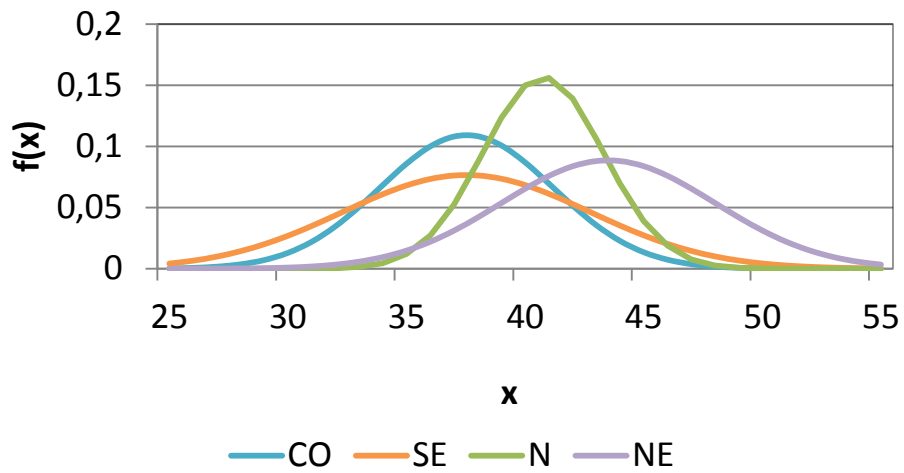


Figura A.12 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C35.

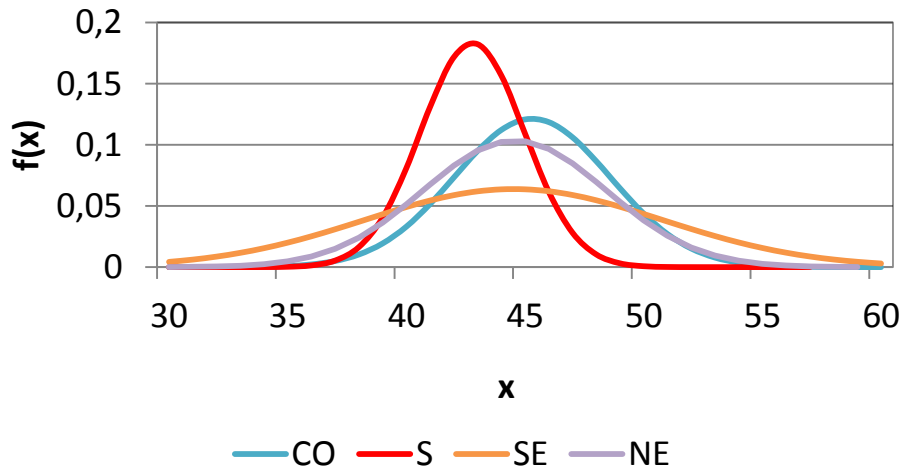


Figura A.13 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C40.

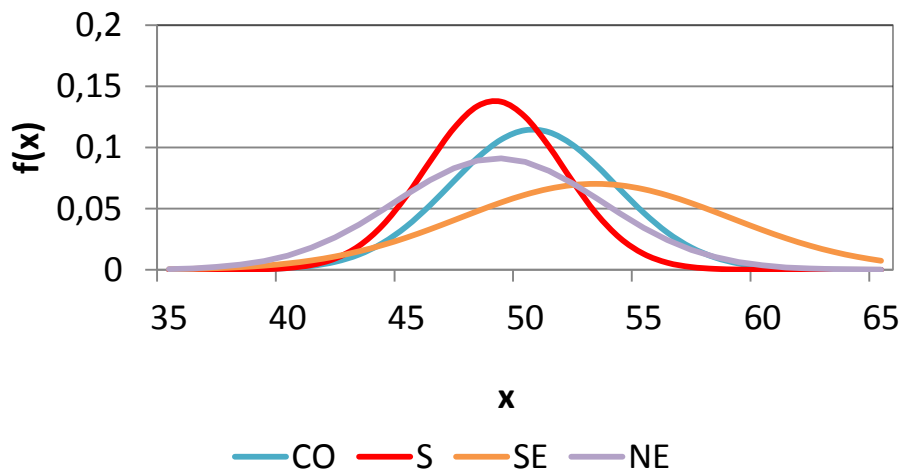


Figura A.14 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C45.

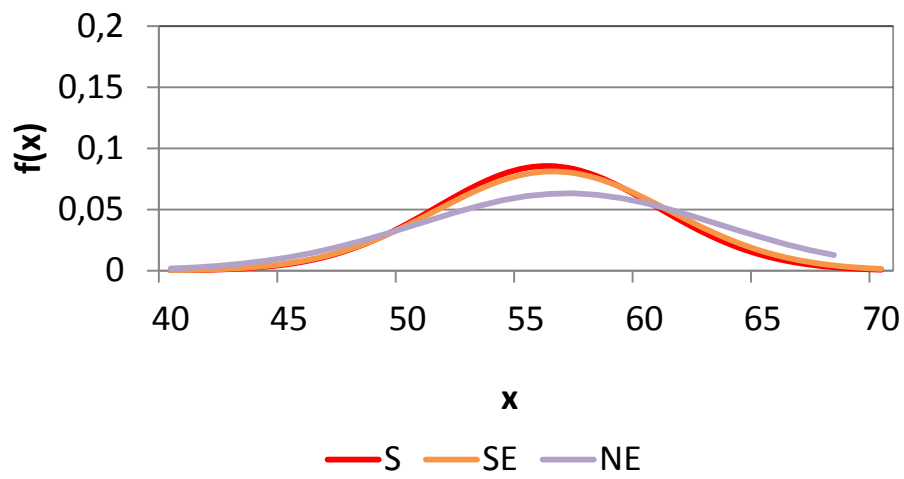


Figura A.15 – Funções de distribuição de probabilidades ajustadas para a variável resistência à compressão do concreto C50.

APÊNDICE B

Neste apêndice são ilustradas as representações do tipo caixas-de-bigode (Figura B.1) e as funções de distribuição de probabilidade (Figuras B.2 a B.6) da resistência ao escoamento de barras de aço CA-50.

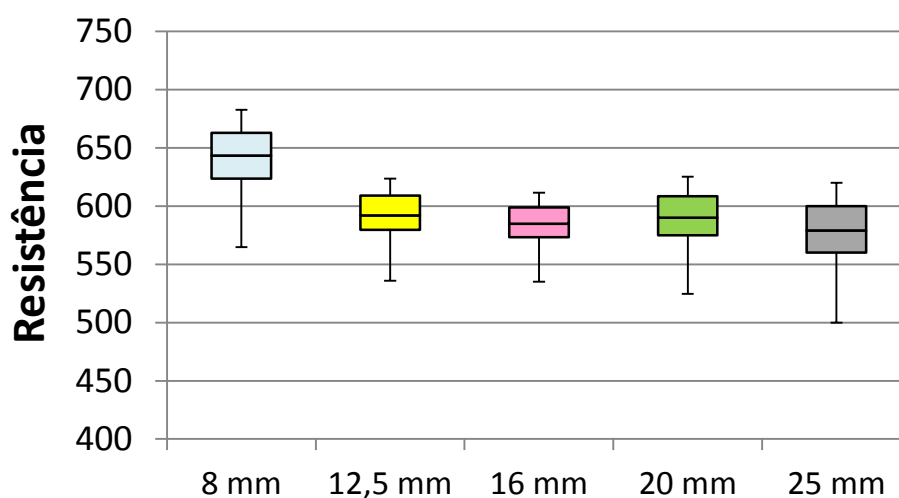


Figura B.1 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência ao escoamento das amostras de barras de aço CA-50.

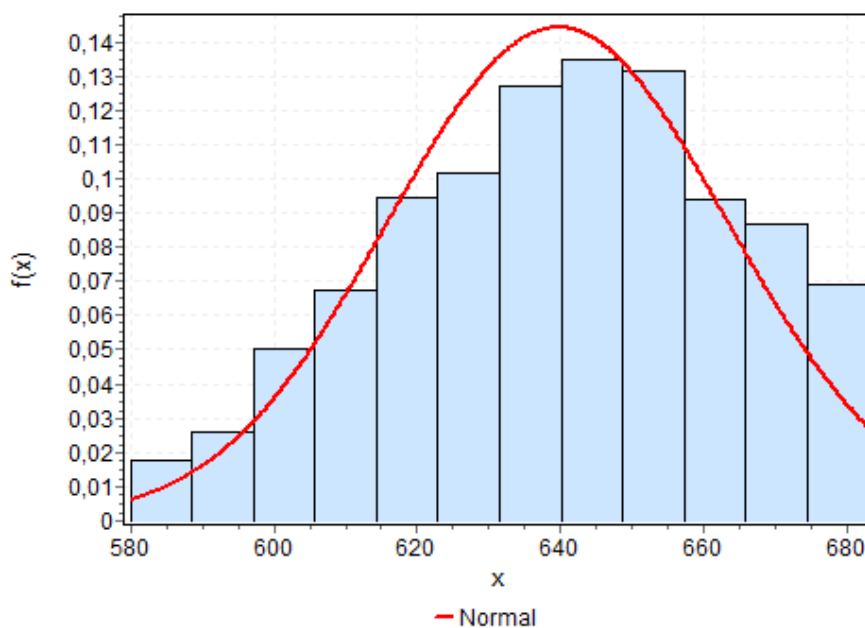


Figura B.2 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de barras de aço CA-50 com 8 mm.

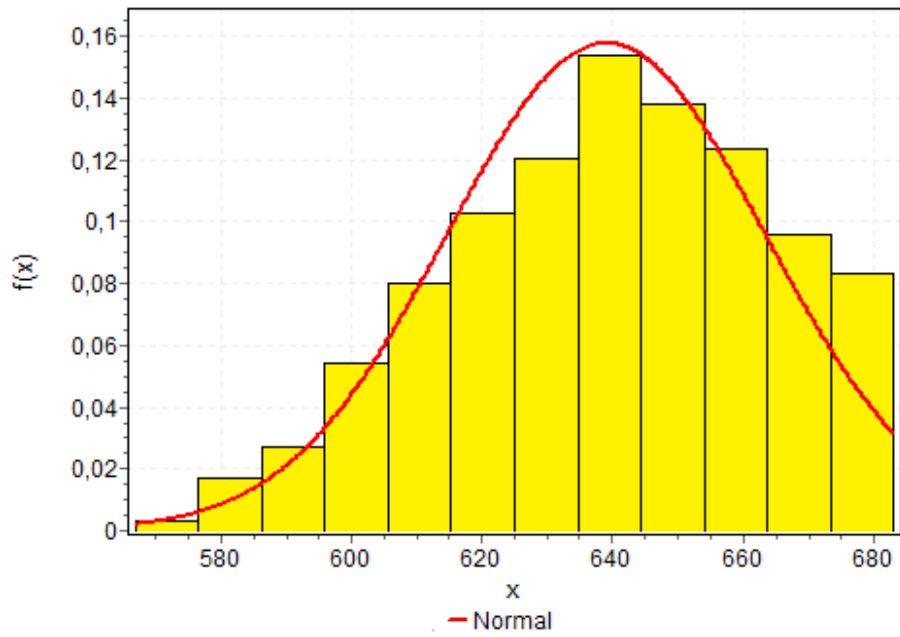


Figura B.3 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de barras de aço CA-50 com 12,5 mm.

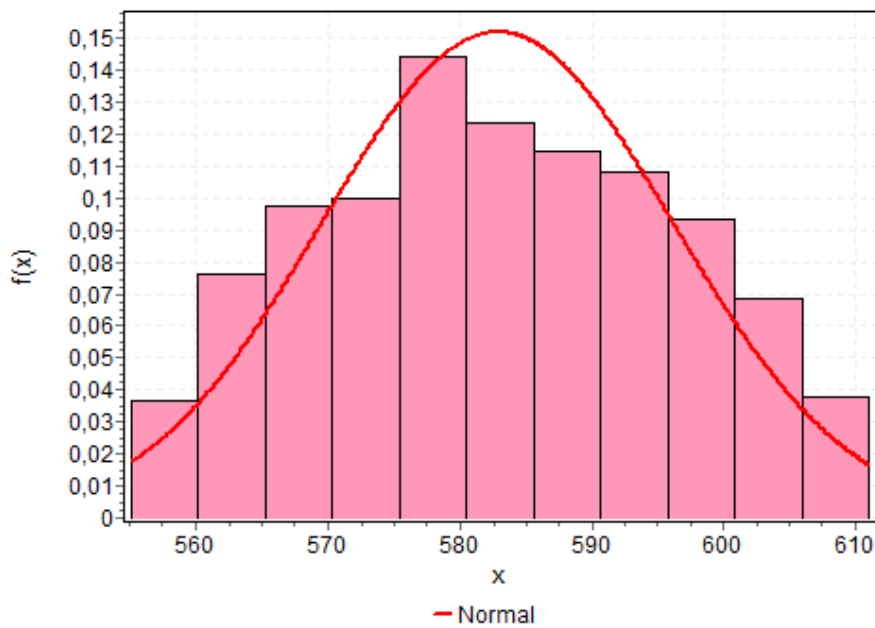


Figura B.4 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de barras de aço CA-50 com 16 mm.

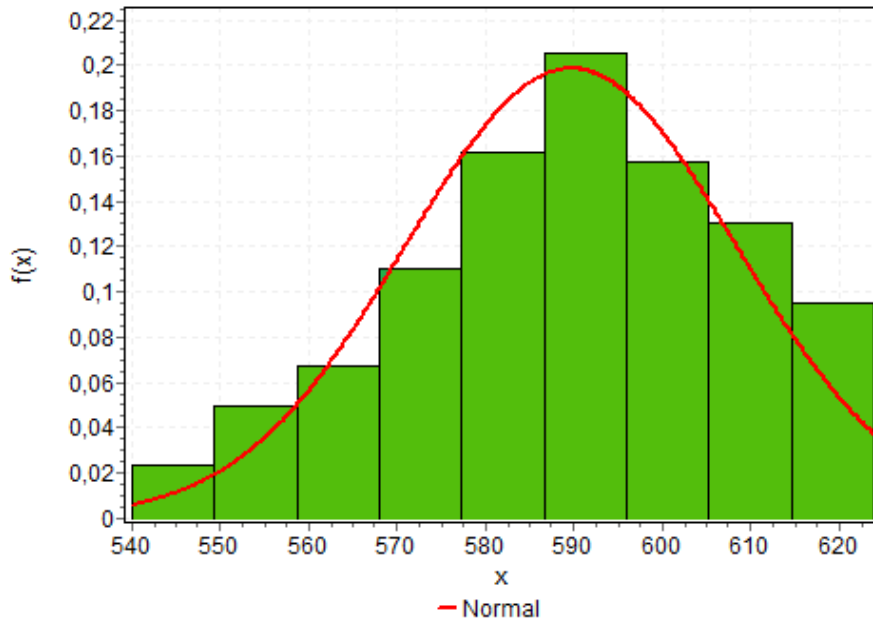


Figura B.5 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de barras de aço CA-50 com 20 mm.

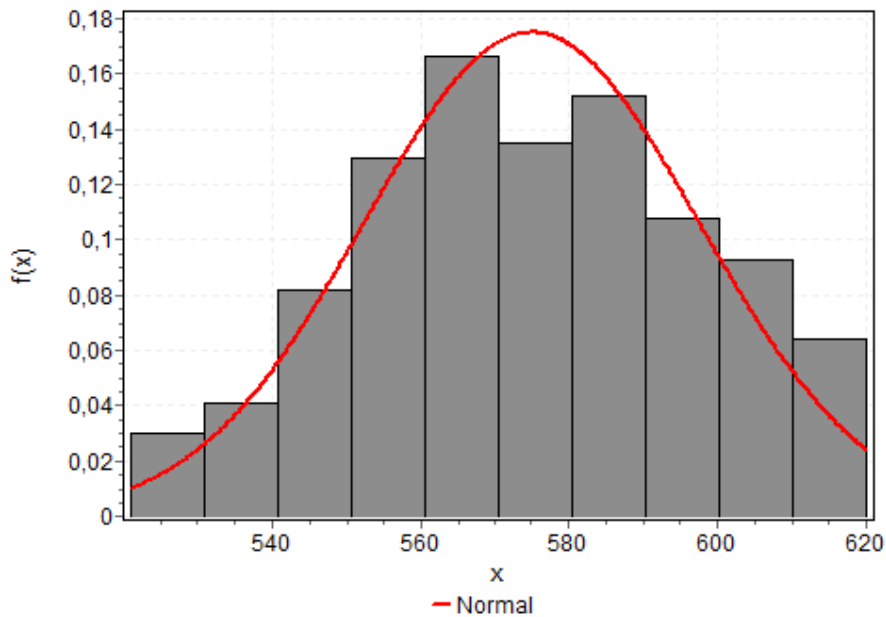


Figura B.6 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de barras de aço CA-50 com 25 mm.

APÊNDICE C

Neste apêndice são indicadas as representações do tipo caixas-de-bigode (Figura C.1) e as funções de distribuição de probabilidade (Figuras C.2 a C.5) da resistência à tração de cabos de aço CP.

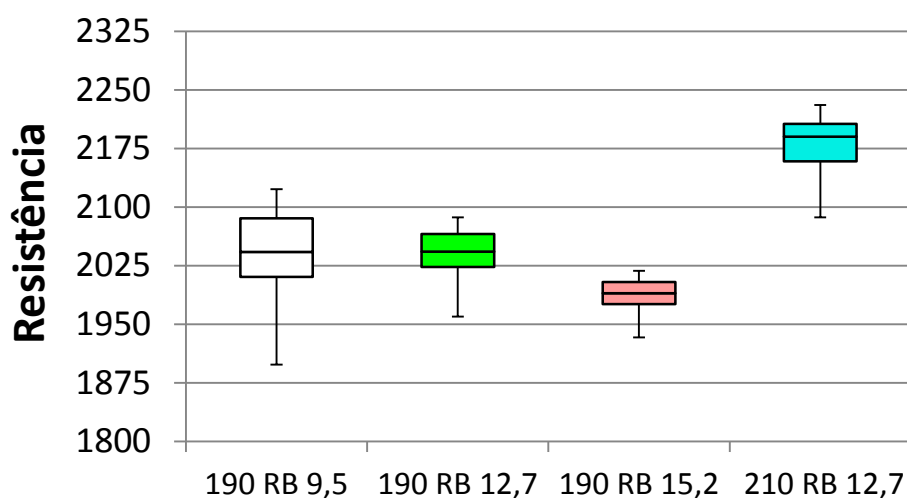


Figura C.1 – Representação do tipo caixa-de-bigodes da resistência à tração das amostras de aço CP.

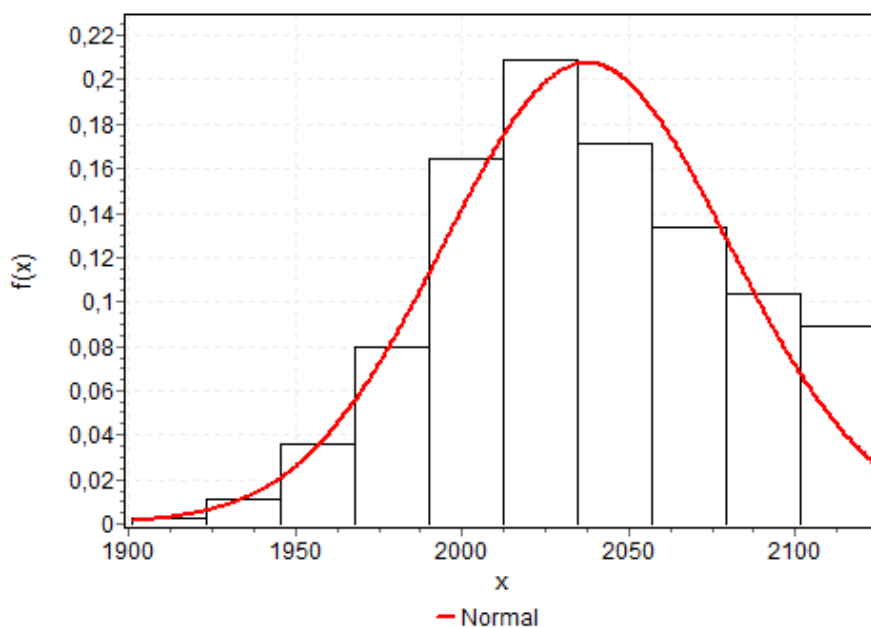


Figura C.2 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à tração de cabos de protensão CP 190 RB 9,5.

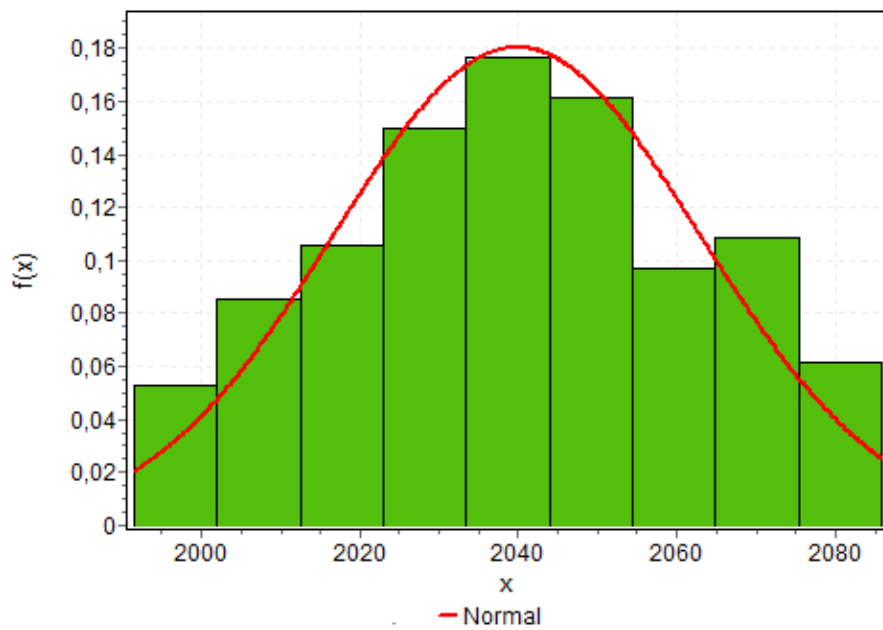


Figura C.3 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à tração de cabos de protensão CP 190 RB 12,7.

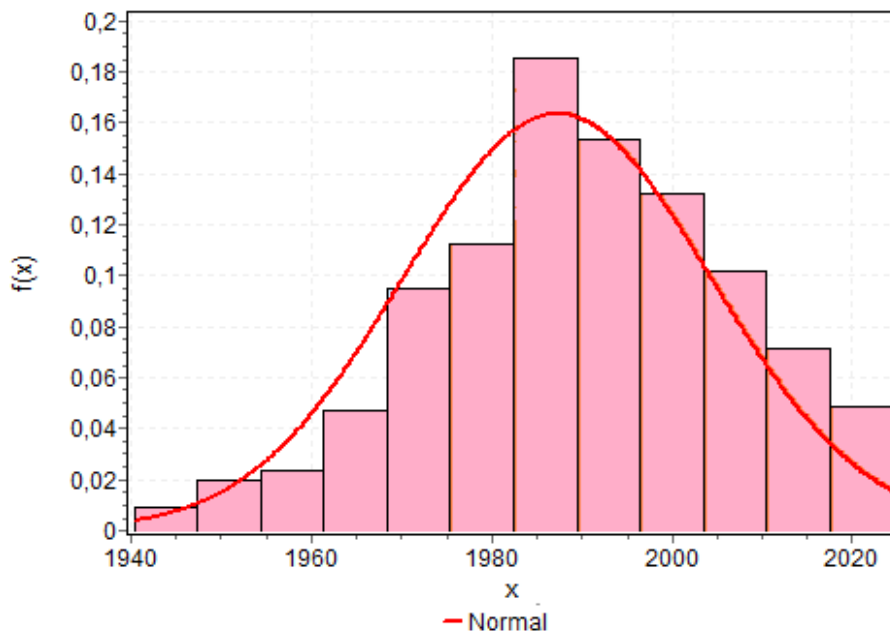


Figura C.4 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à tração de cabos de protensão CP 190 RB 15,2.

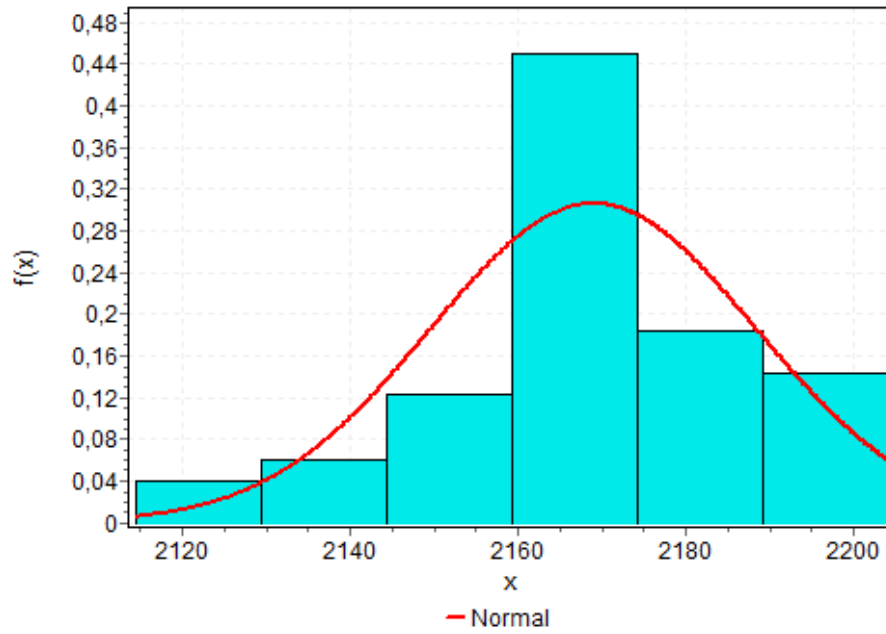


Figura C.5 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à tração de cabos de protensão CP 210 RB 12,7.

APÊNDICE D

Neste apêndice são apresentados os histogramas e distribuições de probabilidades da área de cabos de protensão (Figuras D.1 a D.4).

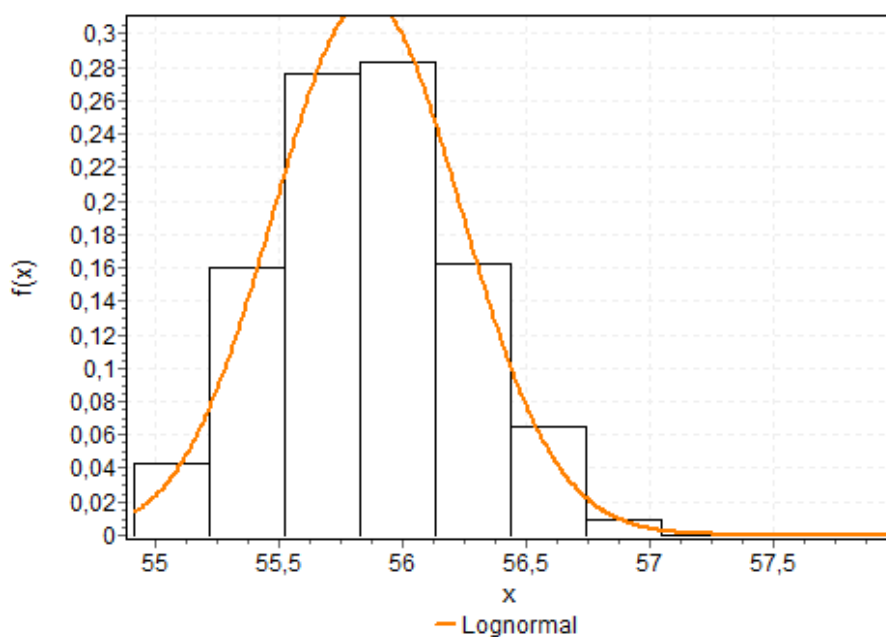


Figura D.1 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável área de cabos de protensão CP 190 RB 9,5.

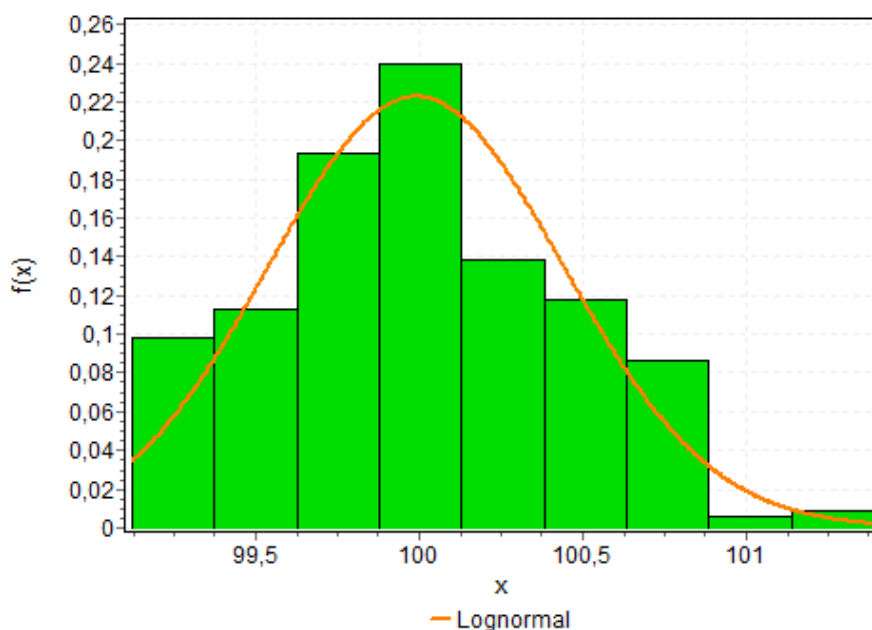


Figura D.2 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável área de cabos de protensão CP 190 RB 12,7.

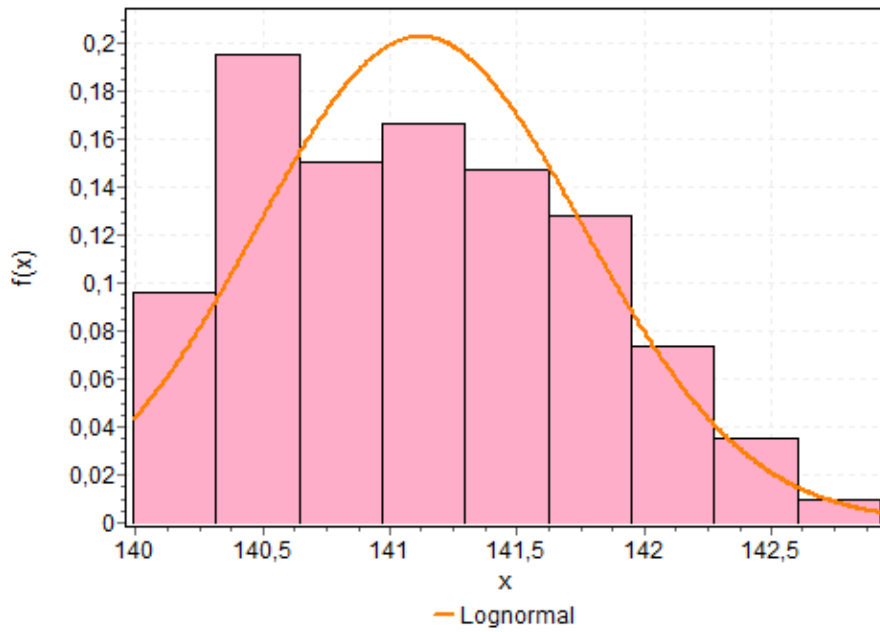


Figura D.3 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável área de cabos de protensão CP 190 RB 15,2.

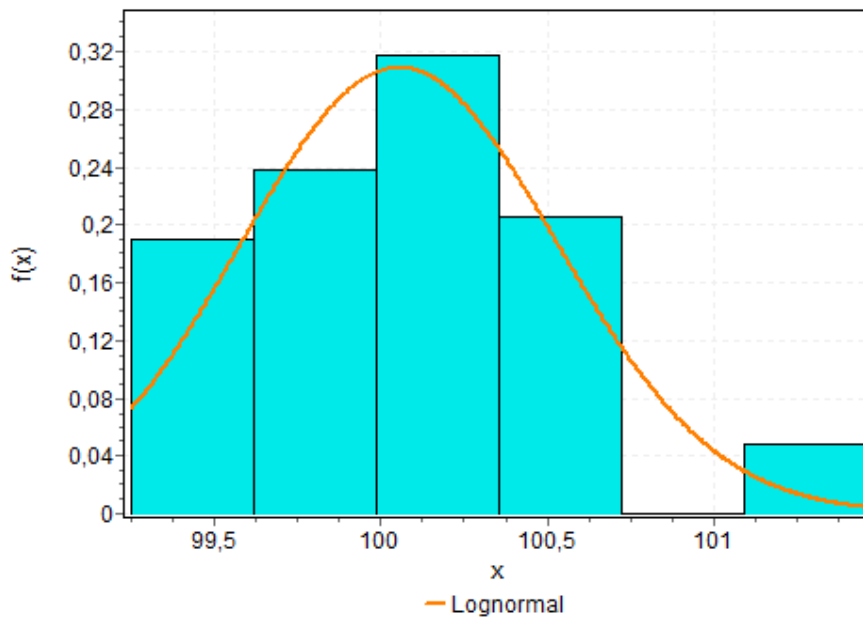


Figura D.4 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável área de cabos de protensão CP 210 RB 12,7.

APÊNDICE E

Neste apêndice são ilustrados os histogramas e distribuições de probabilidades da resistência ao escoamento de aços estruturais (Figuras E.1 e E.2).

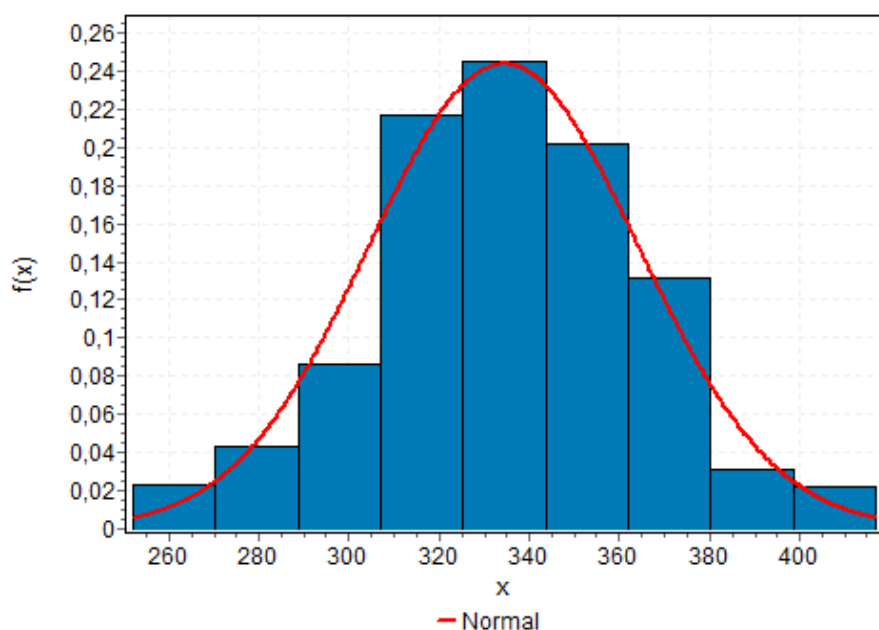


Figura E.1 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de perfis e chapas de aço ASTM A36.

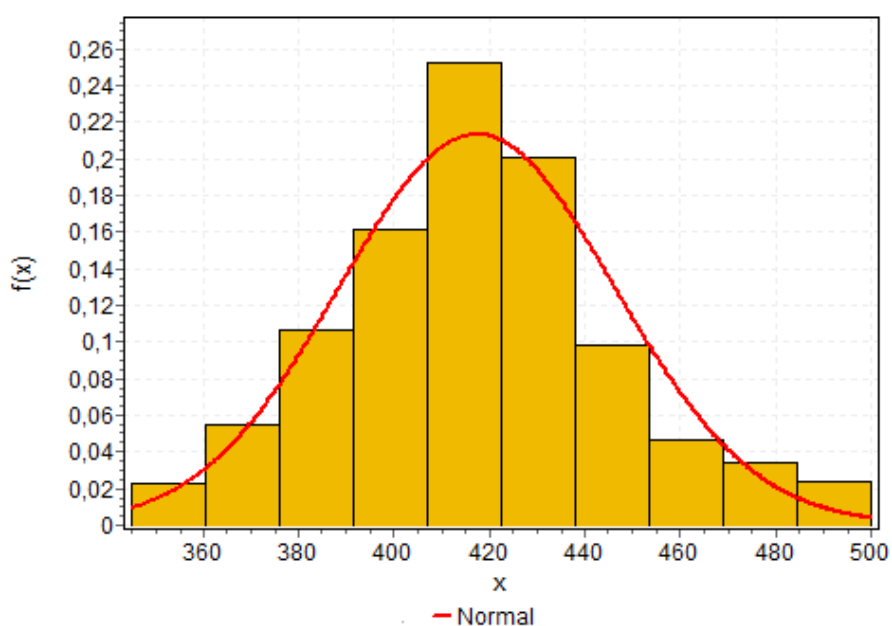


Figura E.2 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência ao escoamento de perfis e chapas de aço ASTM A572 GR50.

APÊNDICE F

Neste apêndice são indicados os histogramas e distribuições de probabilidades da resistência à ruptura de aços estruturais (Figuras F.1 e F.2).

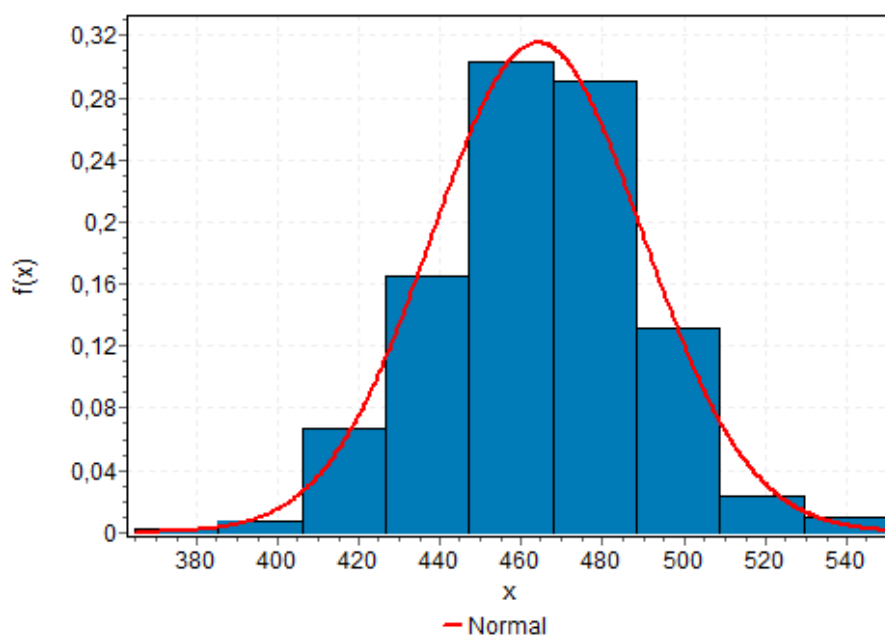


Figura F.1 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à ruptura de perfis e chapas de aço ASTM A36.

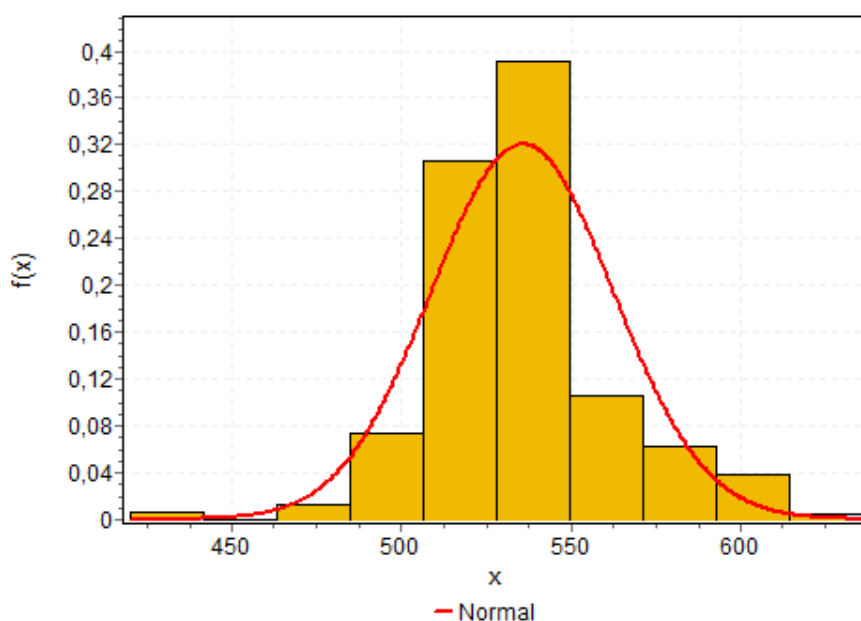


Figura F.2 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à ruptura de perfis e chapas de aço ASTM A572 GR50.

APÊNDICE G

Neste apêndice são apresentados os histogramas e distribuições de probabilidades da resistência à ruptura de parafusos estruturais (Figura G.1).

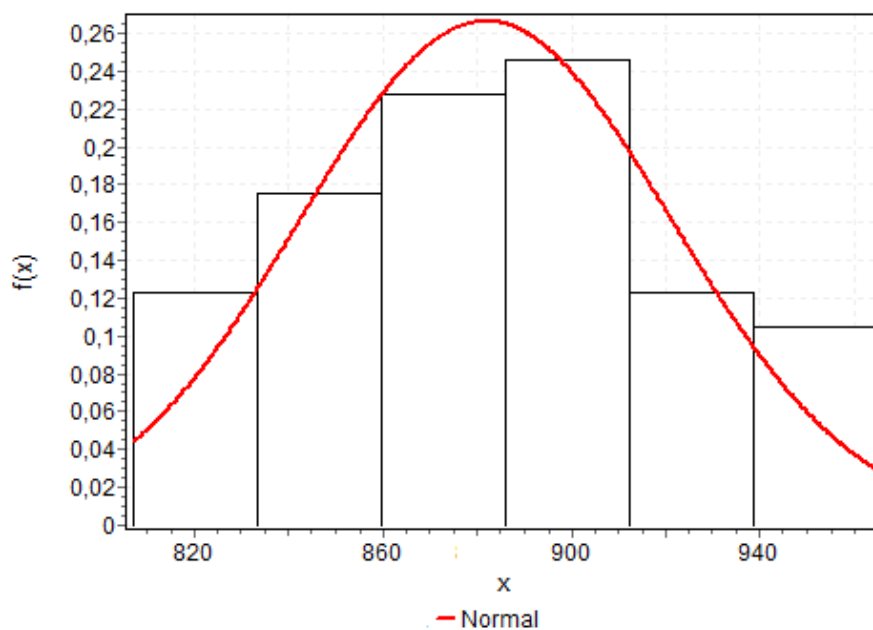


Figura G.1 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável resistência à ruptura de parafusos de aço ASTM A325.

APÊNDICE H

Neste apêndice são ilustrados alguns detalhes do projeto que referenciou a construção da variável ação permanente (Figuras H.1 e H.2).

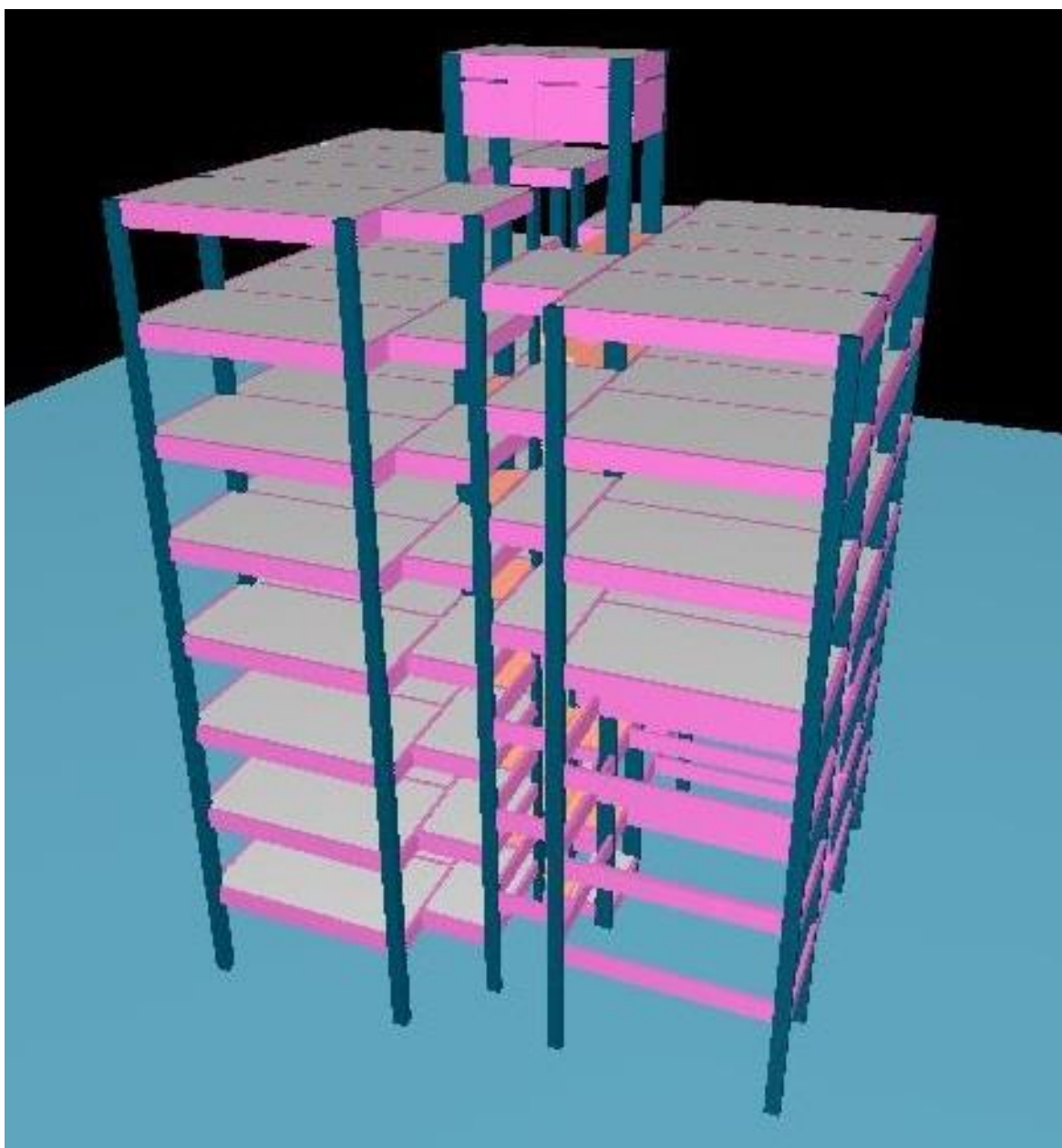


Figura H.1 – Vista geral da estrutura do projeto padrão usado na determinação da variável aleatória ação permanente.

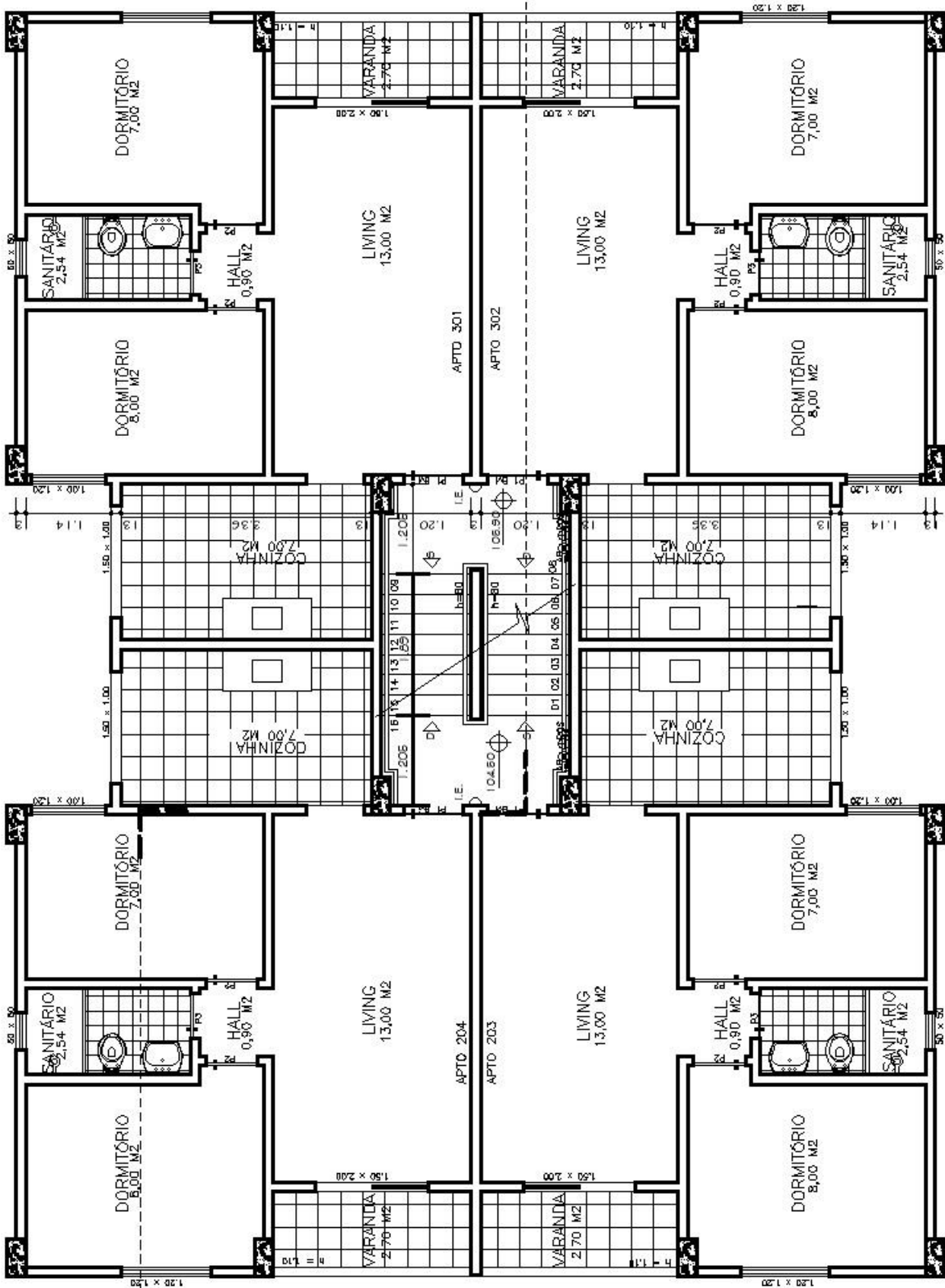


Figura H.2 – Planta baixa do pavimento tipo do projeto padrão usado na determinação da variável aleatória ação permanente.

APÊNDICE I

Neste apêndice são indicadas amostras dos carregamentos acidentais ao longo do tempo (Figuras I.1 a I.5), bem como os histogramas das ações acidentais em um ponto arbitrário do tempo e máxima de 50 anos (Figuras I.6 a I.10).

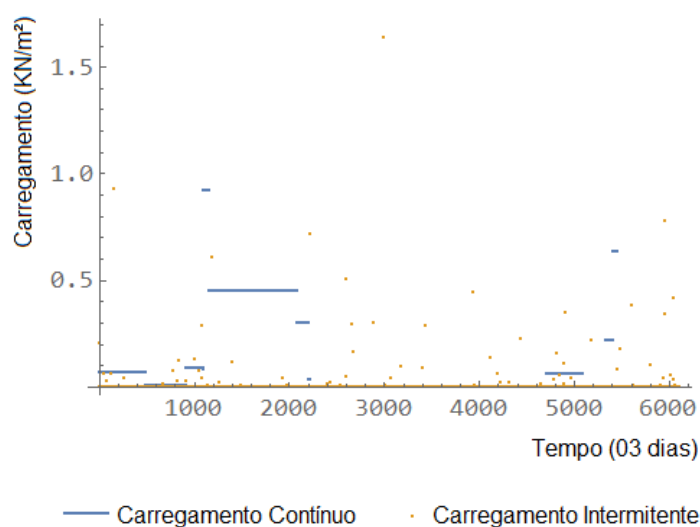


Figura I.1 – Exemplo de uma simulação do processo estocástico referente á ação acidental para escritório.

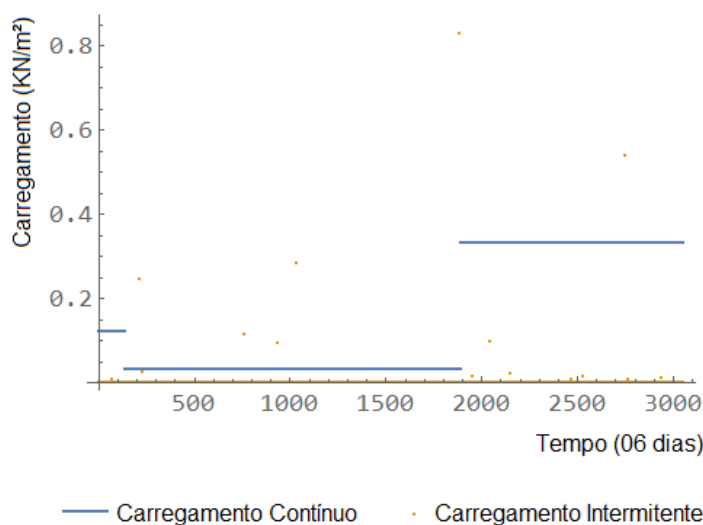


Figura I.2 – Exemplo de uma simulação do processo estocástico referente á ação acidental para residência.

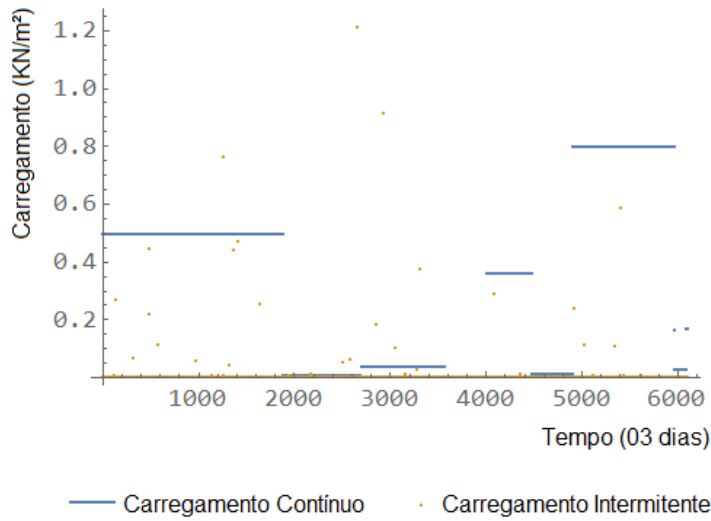


Figura I.3 – Exemplo de uma simulação do processo estocástico referente á ação accidental para hospital.

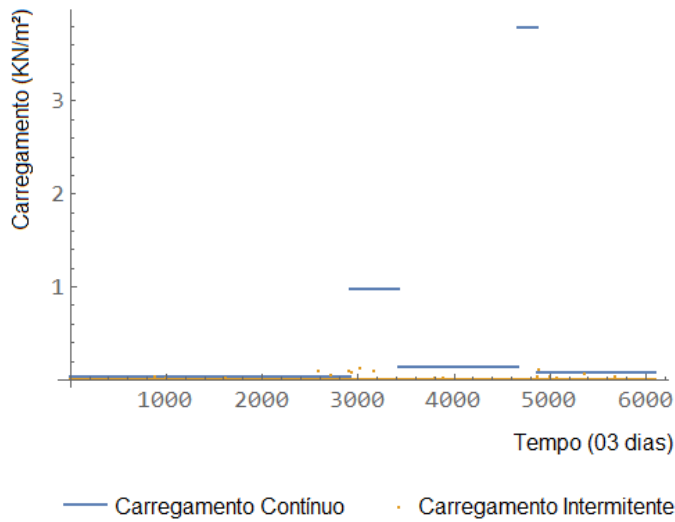


Figura I.4 – Exemplo de uma simulação do processo estocástico referente á ação accidental para escola.

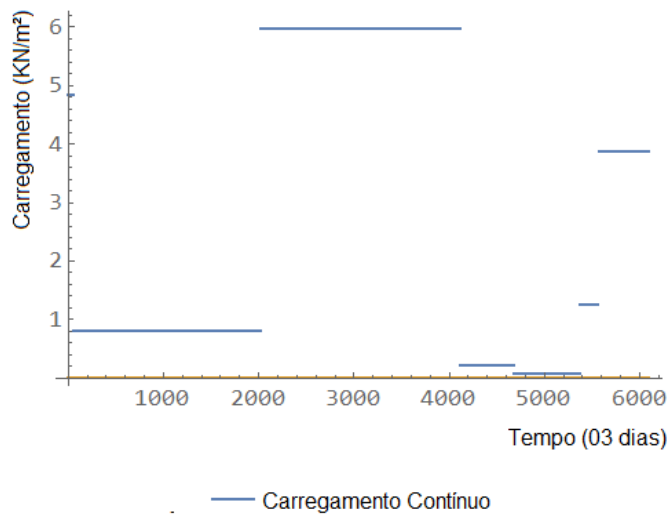
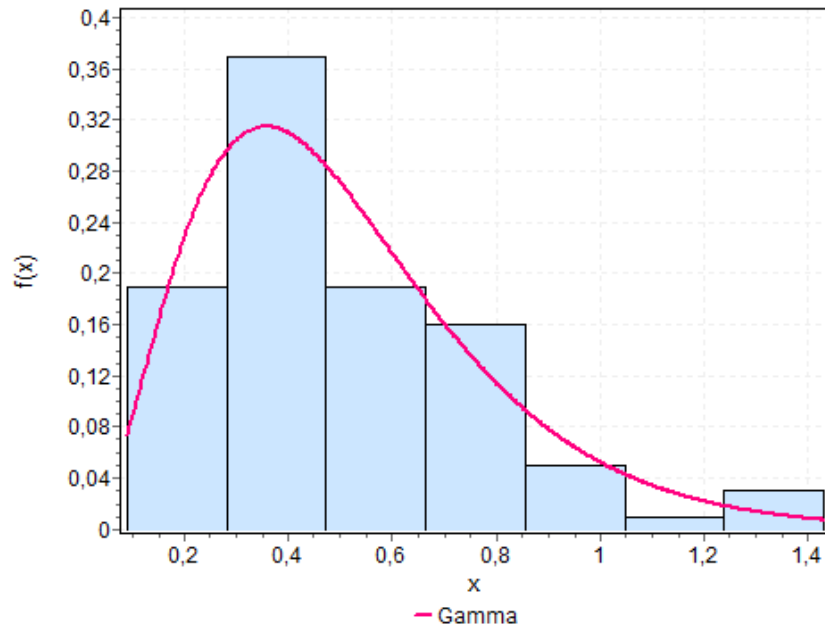
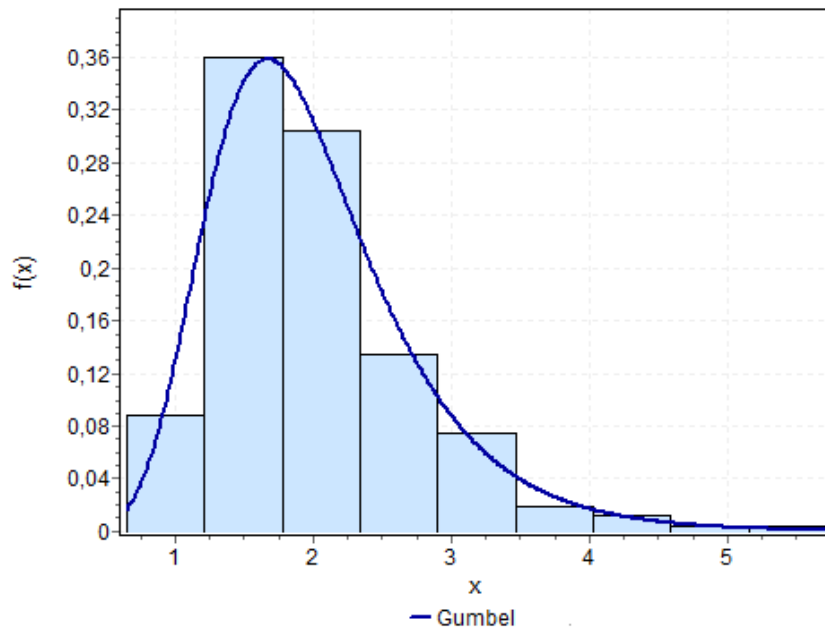


Figura I.5 – Exemplo de uma simulação do processo estocástico referente á ação accidental para biblioteca.

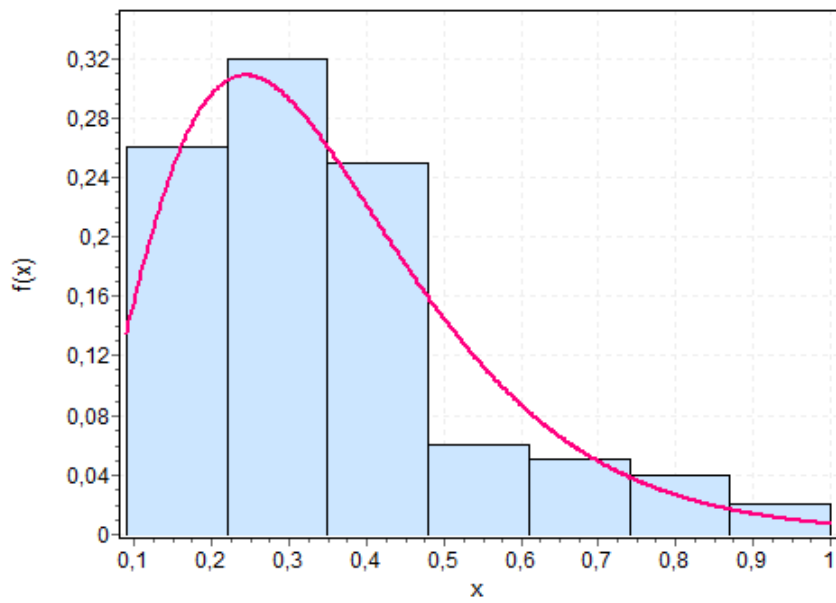


a) q_{apt} .

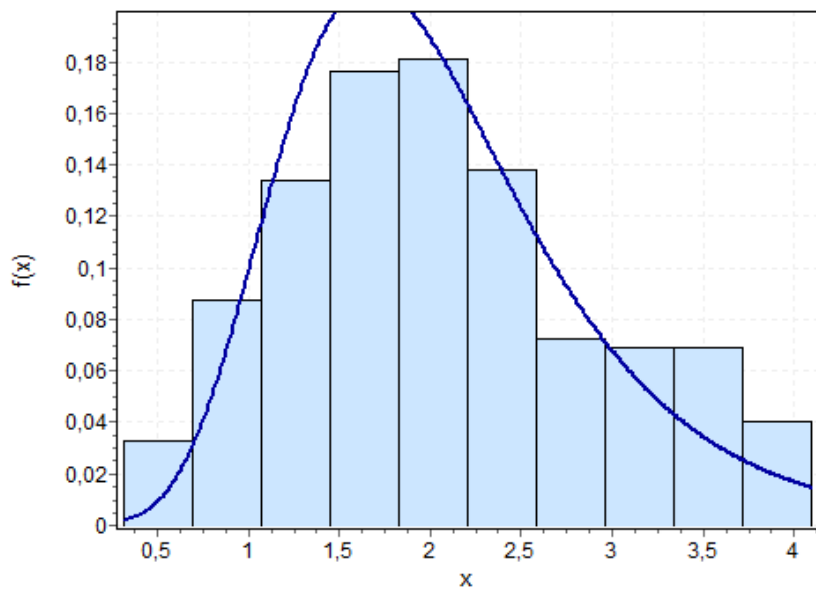


b) q_{50} .

Figura I.6 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável ação acidental para escritório.

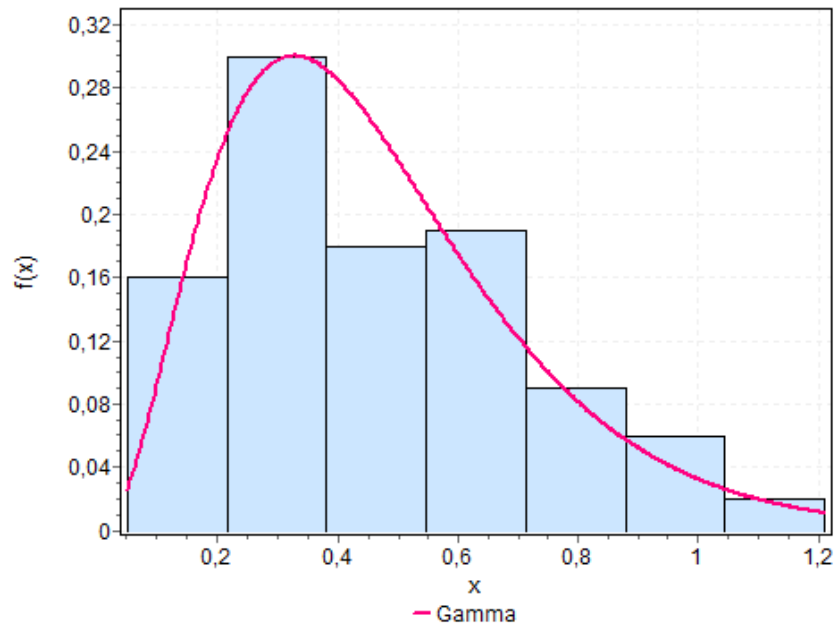


a) q_{apt} .

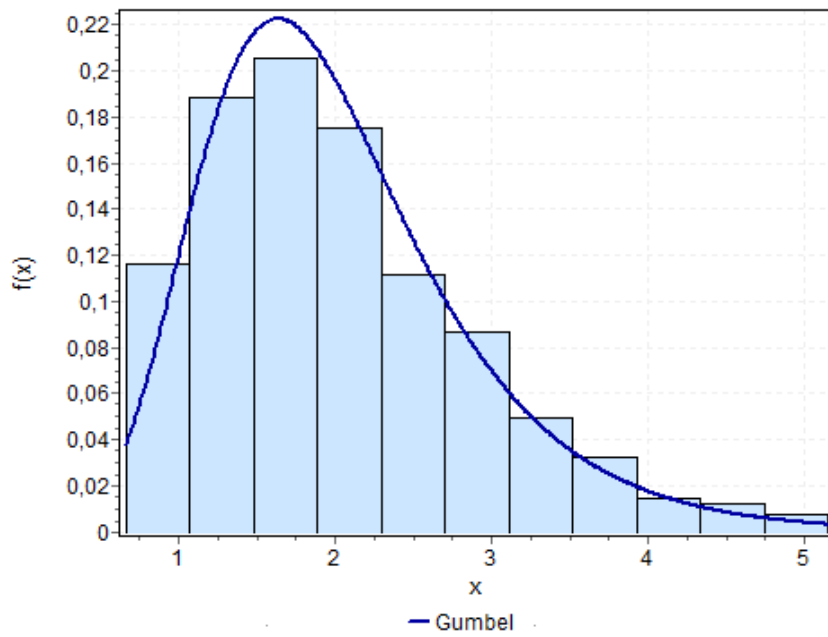


b) q_{50} .

Figura I.7 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável ação acidental para residência.

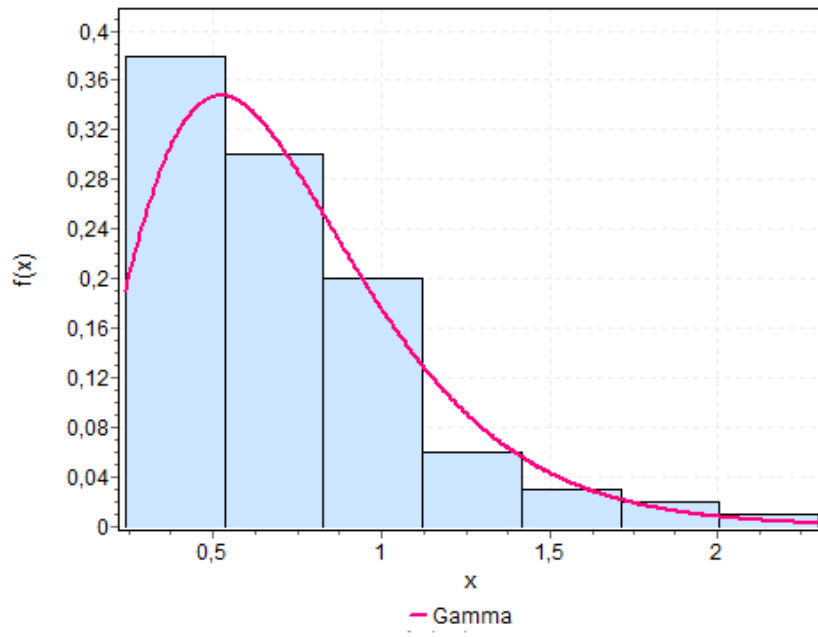


a) q_{apt} .

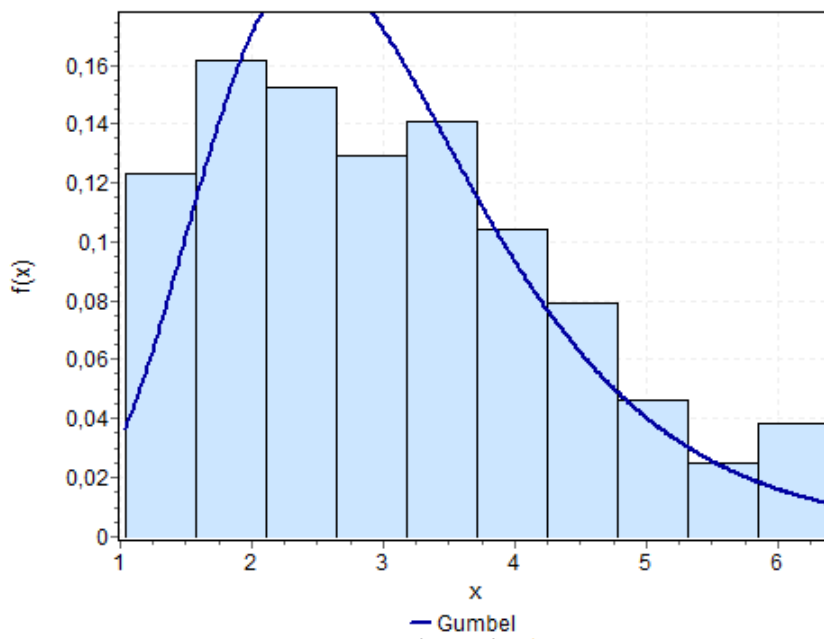


b) q_{50} .

Figura I.8 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável ação acidental para hospital.

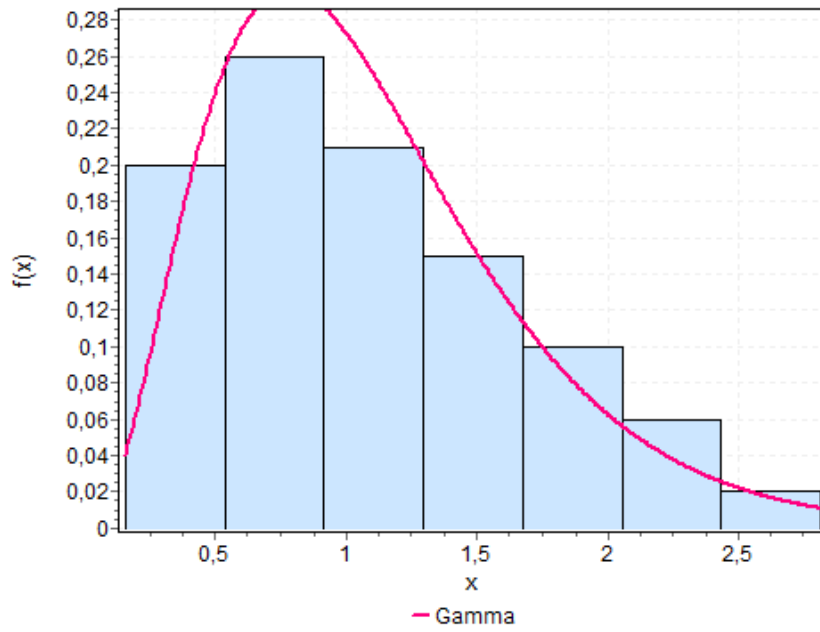


a) q_{apt} .

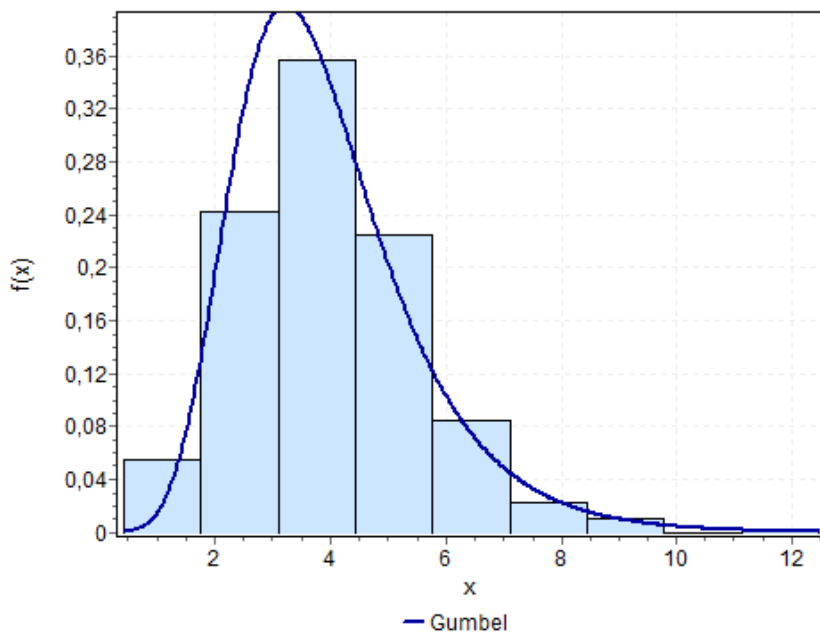


b) q_{50} .

Figura I.9 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável ação acidental para escola.



a) Q_{apt} .



b) Q_{50} .

Figura I.10 – Histograma e função de distribuição de probabilidades da variável ação acidental para biblioteca.