

**AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE DE PILARES CURTOS EM
CONCRETO ARMADO PROJETADOS SEGUNDO A NBR 6118:2003**

Henrique Alves Tartaglia Nogueira

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
ESCOLA DE ENGENHARIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA DE ESTRUTURAS

**"AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE DE PILARES CURTOS EM
CONCRETO ARMADO PROJETADOS SEGUNDO A NBR
6118:2003"**

Henrique Alves Tartaglia Nogueira

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas da Escola de Engenharia da Universidade Federal de Minas Gerais, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de "Mestre em Engenharia de Estruturas".

Comissão Examinadora:

Profa. Dra. Sofia Maria Carrato Diniz
DEES - UFMG - (Orientadora)

Prof. Dr. José Marcio Fonseca Calixto
DEES - UFMG

Prof. Dr. Marcilio Sousa da Rocha Freitas
UFOP

Belo Horizonte, 16 de outubro de 2006

Dedico este trabalho aos meus pais, José Nogueira Tartaglia e Deise Avelar Alves Nogueira, por serem fundamentais em toda a minha vida e a Tamara pelo constante apoio e estímulo.

AGRADECIMENTOS

Em especial à professora Sofia Maria Carrato Diniz, pelo apoio e orientação durante a elaboração deste trabalho.

Aos professores do Departamento de Engenharia de Estruturas pelo suporte dado durante o curso.

À Secretaria do curso de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas pela assistência durante o decorrer do curso.

À Escola de Engenharia da UFMG, presente em todas as etapas de minha formação acadêmica.

Aos amigos que fiz durante o curso e que permanecerão por toda a vida.

À FAPEMIG, pelo apoio financeiro recebido durante o período de março de 2005 à fevereiro de 2006.

SUMÁRIO

Capítulo 1

INTRODUÇÃO	1
1.1 – NATUREZA DO PROBLEMA	1
1.2 – OBJETIVOS DA PESQUISA	3
1.3 – ORGANIZAÇÃO	3

Capítulo 2

PROJETO DE PILARES EM CONCRETO ARMADO	5
2.1 – INTRODUÇÃO	5
2.2 – AÇÕES ATUANTES NAS ESTRUTURAS	6
2.2.1 – Classificação das ações	6
2.2.2 – Valores de cálculo das ações	7
2.2.3 – Carregamento normal e critérios de combinação	8
2.2.4 – Combinações últimas normais das ações	8
2.3 – MATERIAIS	10
2.3.1 – Aço	10
2.3.1.1 – <i>Diagrama tensão-deformação e módulo de elasticidade</i>	11
2.3.2 – Concreto de resistência normal (CRN)	12
2.3.2.1 – <i>Diagrama tensão-deformação e módulo de elasticidade</i>	12
2.3.3 – Concreto de alta resistência (CAR)	13
2.3.3.1 – <i>Diagrama tensão-deformação e módulo de elasticidade</i>	13
2.4 – DIMENSIONAMENTO DE PILARES EM CONCRETO ARMADO SEGUNDO A NBR 6118:2003	16
2.4.1 – Dimensões limites	17
2.4.1.1 – <i>Seção transversal total</i>	17
2.4.1.2 – <i>Armaduras</i>	17
2.4.1.2.1 – <i>Armaduras longitudinais</i>	17
2.4.1.2.2 – <i>Armaduras transversais</i>	18
2.4.2 – Dimensionamento e verificação de pilares curtos	19
2.4.2.1 – <i>Considerações preliminares ao dimensionamento</i>	19
2.4.2.1.1 – <i>Imperfeições geométricas locais</i>	19

2.4.2.1.2 – <i>Momento mínimo</i>	20
2.4.2.1.3 – <i>Dispensa da análise dos efeitos de 2ª ordem</i>	20
2.4.2.2 – <i>Dimensionamento e verificação</i>	20
2.5 – RECOMENDAÇÕES TÉCNICAS INTERNACIONAIS PARA PROJETO DE PILARES EM CONCRETO ARMADO	22
2.6 – COMENTÁRIOS	27

Capítulo 3

CONFIABILIDADE ESTRUTURAL	30
3.1 – INTRODUÇÃO	30
3.2 – CLASSIFICAÇÃO DOS MÉTODOS DE CONFIABILIDADE	32
3.2.1 – Método das tensões admissíveis	33
3.2.2 – Método dos estados limites	34
3.3 – PROBLEMA BÁSICO DA CONFIABILIDADE	36
3.4 – MÉTODO DE CONFIABILIDADE DE PRIMEIRA ORDEM (FORM)	39
3.4.1 – Função de desempenho	39
3.4.2 – Índice de confiabilidade	40
3.4.2.1 – <i>Interpretação de primeira ordem</i>	43
3.4.2.2 – <i>Algoritmo numérico</i>	46
3.4.3 – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade	47
3.5 – SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO	48
3.5.1 – Erro da probabilidade de falha	49
3.6 – CALIBRAÇÃO DE NORMAS.....	50

Capítulo 4

ANÁLISE DE CONFIABILIDADE DE PILARES CURTOS EM CONCRETO ARMADO	52
4.1 – CRITÉRIO DE FALHA	52
4.2 – ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS BÁSICAS	55
4.2.1 – Introdução	55
4.2.2 – Variabilidade das ações	55
4.2.3 – Variabilidade na resistência	57
4.2.3.1 – <i>Variabilidade na resistência à compressão do concreto</i>	57

4.2.3.1.1 – Variabilidade na resistência à compressão do concreto em corpos de prova cilíndricos padronizados	57
4.2.3.1.2 – Resistência à compressão do concreto na estrutura	59
4.2.3.1.3 – Relação entre resistência do concreto à compressão nos corpos de prova e na estrutura	60
4.2.3.1.4 – Estatísticas da resistência à compressão do concreto.....	60
4.2.3.2 – Variabilidade na tensão de escoamento do aço	61
4.2.3.2.1 – Estatísticas da tensão de escoamento do aço	62
4.2.3.3 – Variabilidade nas dimensões	63
4.2.3.4 – Erro do modelo	64
4.2.3.5 – Estatísticas das variáveis básicas relacionadas à resistência do pilar.....	64

Capítulo 5

AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE DE PILARES CURTOS EM CONCRETO ARMADO	66
5.1 – INTRODUÇÃO	66
5.2 – FUNÇÃO DE DESEMPENHO	67
5.3 – CONFIGURAÇÃO ESTRUTURAL	68
5.4 – PROCEDIMENTO DE CÁLCULO – PROGRAMA CONFIPILAR	71
5.5 – ANÁLISE DOS RESULTADOS	74
5.5.1 – Influência da resistência à compressão do concreto	77
5.5.2 – Influência da razão entre carregamentos	86
5.5.3 – Influência da excentricidade relativa e/h	91
5.5.4 – Influência da taxa de armadura longitudinal	93
5.5.5 – Influência da altura da seção transversal	96
5.6 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	99

Capítulo 6

PROPOSTA PARA ALTERAÇÃO NO BLOCO DE TENSÕES PARA CAR.....	102
6.1 – INTRODUÇÃO	102
6.2 – IDENTIFICAÇÃO DOS NÍVEIS DE CONFIABILIDADE ADEQUADOS.....	103

6.3 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO PELA NBR 6118:2003.....	103
6.4 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO POR OZBAKKALOGLU E SAATCIOGLU.....	105
6.5 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO PELO CSA A23.3 – 94.....	107
6.6 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA ALTERAÇÃO DO BLOCO DE TENSÕES.....	110

Capítulo 7

SUMÁRIO, CONCLUSÕES E SUGESTÕES	111
7.1 – SUMÁRIO	111
7.2 – CONCLUSÕES	113
7.3 – SUGESTÕES	115
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	117

Apêndice A

GERAÇÃO DE NÚMEROS ALEATÓRIOS	122
-------------------------------------	-----

LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1 – Coeficientes de ponderação para ações permanentes diretas agrupadas (NBR 8681:2003)	9
TABELA 2.2 – Coeficientes de ponderação para ações variáveis consideradas conjuntamente (NBR 8681:2003)	10
TABELA 2.3 – Valores do coeficiente adicional – γ_n (NBR 6118:2003)	10
TABELA 3.1 – Valores da probabilidade de falha P_f em função em função do índice de confiabilidade β	47
TABELA 3.2 – Índice de confiabilidade para diversos componentes estruturais ($D+L$), $L_n/D_n=1,0$ (Galambos et al. 1982)	51
TABELA 4.1 – Estatísticas das ações consideradas (Galambos et al., 1982)	56
TABELA 4.2 – Estatísticas da resistência do concreto em corpos de prova cilíndricos (Diniz e Frangopol 1997)	59
TABELA 4.3 – Estatísticas das variáveis básicas relacionadas à resistência dos pilares.....	65
TABELA 5.1 – Configurações dos pilares analisados	70
TABELA 5.2.a – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para P1	75
TABELA 5.2.b – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para P2	75
TABELA 5.2.c – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para P3	76
TABELA 5.2.d – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para P4	76
TABELA 5.3 – Valores mínimos e máximos de β	99
TABELA 6.1 – Índice de confiabilidade para pilares dimensionados com o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004)	106
TABELA 6.2 – Índice de confiabilidade para pilares dimensionados com o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94	108

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2.1 – Diagrama tensão-deformação para aços de armaduras passivas (NBR 6118:2003)	11
FIGURA 2.2 – Diagrama tensão-deformação idealizado (NBR 6118:2003)	12
FIGURA 2.3 – Diagrama tensão-deformação para concretos de diferentes resistências (equação – 2.6)	14
FIGURA 2.4 – Imperfeições geométricas locais (NBR 6118:2003)	19
FIGURA 2.5 – Domínios de estado limite último de uma seção transversal (NBR 6118:2003).....	22
FIGURA 2.6 – Distribuição de tensões em uma seção sujeita a flexão	23
FIGURA 3.1 – Segurança e falha nas combinações de cargas e resistências (MacGregor, 1997)	37
FIGURA 3.2 – Função densidade de probabilidade $f_R(r)$ e $f_S(s)$ (Ang e Tang 1990).....	38
FIGURA 3.3 – Função densidade de probabilidade da margem de segurança, probabilidade de falha, índice de segurança (Ang e Tang 1990)	38
FIGURA 3.4 – Região de falha e região de segurança no espaço das variáveis reduzidas (Ang e Tang 1990)	41
FIGURA 3.5 – Probabilidade de falha em função do índice de confiabilidade	48
FIGURA 4.1 – Diferentes medidas de segurança: M fixo, P fixo, e fixo, e P e M sem correlação perfeita (mínima distância) (Diniz e Frangopol 1997)	53
FIGURA 4.2 – Coeficiente de variação do erro do modelo como função da excentricidade (Diniz e Frangopol 1997)	64
FIGURA 5.1.a – Representação geométrica da resisistência R	67
FIGURA 5.1.b – Representação geométrica da resisistência S	67
FIGURA 5.1.c – Representação geométrica de $g(X)$	68
FIGURA 5.2.a – Seção transversal correspondente a configuração P1	69
FIGURA 5.2.b – Seção transversal correspondente a configuração P2	69
FIGURA 5.2.c – Seção transversal correspondente a configuração P3	69
FIGURA 5.2.d – Seção transversal correspondente a configuração P4	69
FIGURA 5.3 – Excentricidade e	70
FIGURA 5.4.a – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P1 ($\mu_G/\mu_Q = 0,5$)	78

FIGURA 5.4.b – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P1 ($\mu_G/\mu_Q = 1,0$)	78
FIGURA 5.4.c – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P1 ($\mu_G/\mu_Q = 2,0$)	79
FIGURA 5.4.d – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P1 ($\mu_G/\mu_Q = 4,0$)	79
FIGURA 5.5.a – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P2 ($\mu_G/\mu_Q = 0,5$)	80
FIGURA 5.5.b – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P2 ($\mu_G/\mu_Q = 1,0$)	80
FIGURA 5.5.c – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P2 ($\mu_G/\mu_Q = 2,0$)	81
FIGURA 5.5.d – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P2 ($\mu_G/\mu_Q = 4,0$)	81
FIGURA 5.6.a – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P3 ($\mu_G/\mu_Q = 0,5$)	82
FIGURA 5.6.b – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P3 ($\mu_G/\mu_Q = 1,0$)	82
FIGURA 5.6.c – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P3 ($\mu_G/\mu_Q = 2,0$)	83
FIGURA 5.6.d – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P3 ($\mu_G/\mu_Q = 4,0$)	83
FIGURA 5.7.a – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P4 ($\mu_G/\mu_Q = 0,5$)	84
FIGURA 5.7.b – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P4 ($\mu_G/\mu_Q = 1,0$)	84
FIGURA 5.7.c – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P4 ($\mu_G/\mu_Q = 2,0$)	85
FIGURA 5.7.d – Índice de confiabilidade em função do f_{ck} do concreto para pilares P4 ($\mu_G/\mu_Q = 4,0$)	85
FIGURA 5.8.a – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P1 ($e/h=0,10$).....	87

FIGURA 5.8.b – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P1 ($e/h=0,20$).....	87
FIGURA 5.8.c – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P1 ($e/h=0,30$).....	87
FIGURA 5.9.a – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P2 ($e/h=0,10$).....	88
FIGURA 5.9.b – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P2 ($e/h=0,20$).....	88
FIGURA 5.9.c – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P2 ($e/h=0,30$).....	88
FIGURA 5.10.a – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P3 ($e/h=0,10$).....	89
FIGURA 5.10.b – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P3 ($e/h=0,20$).....	89
FIGURA 5.10.c – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P3 ($e/h=0,30$).....	89
FIGURA 5.11.a – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P4 ($e/h=0,10$).....	90
FIGURA 5.11.b – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P4 ($e/h=0,20$).....	90
FIGURA 5.11.c – Índice de confiabilidade em função de μ_G/μ_Q para pilares P4 ($e/h=0,30$).....	90
FIGURA 5.12.a – Índice de confiabilidade em função de e/h ($P1; \mu_G/\mu_Q = 1,0$).....	91
FIGURA 5.12.b – Índice de confiabilidade em função de e/h ($P2; \mu_G/\mu_Q = 1,0$).....	91
FIGURA 5.12.c – Índice de confiabilidade em função de e/h ($P3; \mu_G/\mu_Q = 1,0$).....	92
FIGURA 5.12.d – Índice de confiabilidade em função de e/h ($P4; \mu_G/\mu_Q = 1,0$).....	92
FIGURA 5.13.a – Índice de confiabilidade em função de A_{\checkmark}/A – (P1, P2; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,10$).....	94
FIGURA 5.13.b – Índice de confiabilidade em função de A_{\checkmark}/A – (P1, P2; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,20$).....	94
FIGURA 5.13.c – Índice de confiabilidade em função de A_{\checkmark}/A – (P1, P2; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,30$).....	94

FIGURA 5.14.a – Índice de confiabilidade em função de A_s/A – (P3, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,10$).....	95
FIGURA 5.14.b – Índice de confiabilidade em função de A_s/A – (P3, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,20$).....	95
FIGURA 5.14.c – Índice de confiabilidade em função de A_s/A – (P3, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,30$).....	95
FIGURA 5.15.a – Índice de confiabilidade em função de h – (P1, P3; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,10$).....	97
FIGURA 5.15.b – Índice de confiabilidade em função de h – (P1, P3; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,20$).....	97
FIGURA 5.15.c – Índice de confiabilidade em função de h – (P1, P3; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,30$).....	97
FIGURA 5.16.a – Índice de confiabilidade em função de h – (P2, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,10$).....	98
FIGURA 5.16.b – Índice de confiabilidade em função de h – (P2, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,20$).....	98
FIGURA 5.16.c – Índice de confiabilidade em função de h – (P2, P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h=0,30$).....	98
FIGURA 6.1.a – Índice de confiabilidade para os pilares P1 quando dimensionados usando o bloco de tensões recomendado pela NBR 6118:2003	104
FIGURA 6.1.b – Índice de confiabilidade para os pilares P2 quando dimensionados usando o bloco de tensões recomendado pela NBR 6118:2003	104
FIGURA 6.1.c – Índice de confiabilidade para os pilares P3 quando dimensionados usando o bloco de tensões recomendado pela NBR 6118:2003	104
FIGURA 6.1.d – Índice de confiabilidade para os pilares P4 quando dimensionados usando o bloco de tensões recomendado pela NBR 6118:2003	105
FIGURA 6.2.a – Índice de confiabilidade para os pilares P1 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004)	106
FIGURA 6.2.b – Índice de confiabilidade para os pilares P2 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004)	106
FIGURA 6.2.c – Índice de confiabilidade para os pilares P3 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004)	107
FIGURA 6.2.d – Índice de confiabilidade para os pilares P4 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004)	107

FIGURA 6.3.a – Índice de confiabilidade para os pilares P1 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94	109
FIGURA 6.3.b – Índice de confiabilidade para os pilares P2 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94	109
FIGURA 6.3.c – Índice de confiabilidade para os pilares P3 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94	109
FIGURA 6.3.d – Índice de confiabilidade para os pilares P4 quando dimensionados usando o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94	110

LISTA DE SÍMBOLOS

A	- área da seção transversal do pilar
A_c	- área da seção transversal de concreto do pilar; ou área do núcleo de concreto limitada pelo estribo (Ozbakkaloglu e Saatcioglu 2004)
$A_{s,max}$	- armadura longitudinal máxima
$A_{s,min}$	- armadura longitudinal mínima
A_{st}	- área da seção transversal das armaduras longitudinais
b	- menor dimensão da seção transversal do pilar
c	- pode assumir dois significados: cobrimento da armadura e profundidade da linha neutra
D	- distância de um ponto na superfície de falha até a origem
e	- excentricidade do carregamento
E_{ci}	- módulo de elasticidade inicial do concreto
E_{cs}	- módulo de elasticidade secante do concreto
E_{ct}'	- módulo de elasticidade secante na tensão f_c'
E_s	- módulo de elasticidade do aço
f'_c	- pode assumir dois significados: a tensão de pico da curva tensão-deformação obtida no teste do cilindro padrão ou pode representar a resistência do concreto especificada em projeto (notação internacional)
f'_{cr}	- resistência média do concreto à compressão obtida em corpos de prova padronizados (notação internacional)
f_c	- tensão no concreto quando submetido a uma deformação ε_c
f_{cd}	- resistência de cálculo à compressão do concreto
f_{ck}	- resistência característica à compressão do concreto
f_{cm}	- resistência média do concreto à compressão obtida em corpos de prova padronizados
F_d	- valores de cálculo das ações
F_G	- carga permanente
$F_{Gi,k}$	- valor característico da inésima ação permanente
F_Q	- carga variável
$F_{Qi,k}$	- valor característico da ação variável considerada principal na combinação de ações

FS	- fator de segurança
f_{yd}	- resistência de cálculo ao escoamento do aço
f_{yk}	- resistência característica ao escoamento do aço
h	- altura total da seção transversal do pilar na direção considerada no cálculo
H_i	- altura do pilar
k	- fator para controlar a inclinação dos trechos ascendente e descendente da curva tensão-deformação de CAR
k_{mod}	- coeficiente de modificação para obtenção da resistência do concreto na estrutura a partir da resistência n corpo de prova (Fusco 1989)
k_1	- coeficiente que considera o acréscimo de resistência do concreto após 28 dias, um dos coeficientes do k_{mod} (Fusco 1989)
k_2	- coeficiente que considera a estimativa da resistência do concreto na estrutura, quando avaliada a partir de corpos-de-prova cilíndricos, um dos coeficientes do k_{mod} (Fusco 1989)
k_3	- coeficiente que considera a diminuição da resistência do concreto para ações de longa duração, conhecido como “efeito Rüsçh”, um dos coeficientes do k_{mod} (Fusco 1989); ou coeficiente que relaciona a resistência do concreto na estrutura e no corpo de prova (Ozbakkaloglu e Saatcioglu 2004)
M	- momento fletor ou margem de segurança
$M_{1d,min}$	- momento mínimo de primeira ordem
M_{Rd}	- momento resistente de cálculo
M_{Sd}	- momento solicitante de cálculo
n	- fator de ajuste da curva tensão-deformação para CAR
N_d	- força normal de cálculo
N_{Rd}	- força normal resistente de cálculo
N_{Sd}	- força normal solicitante de cálculo
P	- carga axial
P_o	- resistência do pilar sujeito ao carregamento centrado
P_f	- probabilidade de falha
P_s	- probabilidade de segurança
R	- resistência do elemento estrutural
s	- desvio padrão
S	- valor da solicitação (carga)
$S_{aço}$	- desvio padrão da resistência ao escoamento do aço

S_d	- desvio padrão
$S_{m\acute{a}x}$	- espaçamento máximo dos estribos
V	- coeficiente de variação
$V_{a\grave{c}o}$	- coeficiente de variação da resistência ao escoamento do aço
V_{cp}	- coeficiente de variação da resistência do concreto à compressão nos corpos de prova padronizados
V_{est}	- coeficiente de variação da resistência do concreto à compressão na estrutura
X	- profundidade da linha neutra
\mathbf{X}	- vetor das variáveis básicas
α_l	- razão entre a resistência à compressão do concreto obtida na estrutura e nos corpos de prova
β	- índice de confiabilidade
β_l	- parâmetro associado à linha neutra
ϵ_c	- deformação do concreto
ϵ_{cu}	- deformação última do concreto a compressão
ϵ_o	- deformação do concreto no ponto de tensão máxima
ϵ_s	- deformação do aço
ϵ_{yd}	- deformação de cálculo do escoamento do aço
ϕ	- diâmetro da barra de aço longitudinal ou fator de minoração da resistência
ϕ_t	- diâmetro da barra de aço transversal
$\Phi(\cdot)$	- função de distribuição acumulada da variável normal padrão
γ_c	- coeficiente de ponderação da resistência do concreto
γ_f	- coeficiente de ponderação dos valores das ações
γ_{f1}	- coeficiente de ponderação parcial – 1 (considera a variabilidade das ações)
γ_{f3}	- coeficiente de ponderação parcial – 3 (considera possíveis erros de avaliação dos efeitos das ações)
γ_{gi}	- coeficiente de ponderação da inésima ação permanente
γ_m	- coeficiente de ponderação das resistências
γ_{m1}	- coeficiente parcial de ponderação das resistências que leva em conta a variabilidade da resistência efetiva, transformando a resistência característica num valor extremo de menor probabilidade de ocorrência

- γ_{m2} - coeficiente parcial de ponderação das resistências que considera as diferenças entre a resistência efetiva do material da estrutura e a resistência medida convencionalmente em corpos-de-prova padronizados
- γ_{m3} - coeficiente parcial de ponderação das resistências que considera as incertezas existentes na determinação das solicitações resistentes, seja em decorrência dos métodos construtivos seja em virtude do cálculo empregado
- γ_n - coeficiente de ponderação adicional para as ações
- γ_q - coeficiente de ponderação das ações variáveis
- γ_s - coeficiente de ponderação da resistência ao escoamento do aço
- λ - índice de esbeltez
- λ_1 - valor limite do índice de esbeltez
- $\mu_{aço}$ - resistência média ao escoamento do aço
- μ_G - média da carga permanente
- μ_Q - média da carga variável
- θ_l - ângulo da imperfeição geométrica local
- θ_{lmax} - ângulo máximo da imperfeição geométrica local
- θ_{lmin} - ângulo mínimo da imperfeição geométrica local
- σ - tensão para o carregamento máximo esperado (regime elástico-linear)
- σ_{adm} - tensão admissível
- σ_{lim} - tensão limite a partir da qual o comportamento elástico-linear não mais se aplica
- σ_c - tensão no concreto quando submetido a uma deformação ϵ_c
- σ_s - tensão no aço quando submetido a uma deformação ϵ_s
- $\psi_{0j} \cdot F_{Qjk}$ - valor reduzido da ação variável j , na combinação de ações

RESUMO

Estudos realizados em diversos países demonstram a viabilidade econômica do uso do concreto de alta resistência (CAR) em pilares de pavimentos inferiores de construções altas, assim como nas de médio porte. Várias normas técnicas internacionais já se ajustaram a esta nova realidade. No caso brasileiro, a despeito da recente revisão da NBR 6118:2003, esta norma tem os concretos de classe C50 como limite de aplicação. Entretanto, a utilização de concretos de resistência superiores a este limite já vem sendo feita com sucesso em território nacional e a inexistência de documentos normativos que atendam a esta nova realidade representa um empecilho para a utilização segura e econômica deste material.

Dada a sua crescente utilização, tipo de falha e importância para a integridade estrutural, a avaliação da segurança de pilares em concreto de alta resistência é assunto da maior relevância. No caso de pilares, vários parâmetros envolvidos no projeto estrutural são incertos (resistência à compressão do concreto, dimensões da seção transversal, cargas atuantes etc.). Desta maneira, a segurança estrutural pode ser definida apenas em termos probabilísticos. Visando a simplificação do processo de cálculo, as normas de projeto mantêm de forma implícita o nível de confiabilidade prescrito através dos fatores parciais utilizados no método dos estados limites.

Desta maneira, os principais objetivos deste trabalho são: (i) avaliar os níveis de confiabilidade implícitos na NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 para projeto de pilares curtos em concreto armado sob flexo-compressão normal; (ii) identificar os níveis de confiabilidade “alvo” a serem atingidos; (iii) avaliar a influência dos diversos parâmetros de projeto nos níveis de confiabilidade obtidos; (iv) recomendar ajustes na NBR 6118:2003 visando o projeto de pilares curtos em concreto com resistência característica de até 80 MPa de forma a se obter uma maior uniformização dos níveis de confiabilidade. Os resultados obtidos indicam que, para f_{ck} igual a 50 MPa, os critérios da NBR 6118:2003 implicam em pilares com níveis de confiabilidade inferiores àqueles em concretos com f_{ck} de 20 a 35 MPa. Foi observado também que a mera extrapolação das recomendações da NBR 6118:2003 para concretos com f_{ck} de 65 e 80 MPa resulta em índices de confiabilidade baixos. Contudo, ajustes no bloco de tensões, mantendo todas as outras recomendações da NBR 6118:2003, resultam em níveis adequados de confiabilidade para todas as faixas de resistência analisadas.

ABSTRACT

Several studies have demonstrated the economical feasibility of the utilization of high-strength concrete (HSC) in the lower columns of high- and medium-rise buildings. Several international codes have already updated their recommendations to deal with this relatively new material. In spite of the recent revision of the NBR 6118:2003, the Brazilian code has its range of applicability limited to 50 MPa concrete characteristic strengths. However, higher-strength concretes are being successfully used in Brazil and the nonexistence of design recommendations related to this material represents an impediment to the safe and economical utilization of HSC.

Due to its large application, type of failure, and importance to structural integrity, the safety evaluation of HSC columns is a very important issue. In the case of columns, several design parameters are uncertain (concrete compressive strength, cross-sectional dimensions, loads, etc.). As such, safety can be established in probabilistic terms only. In order to simplify the design process, the prescribed reliability levels are introduced in the design codes, in an implicit manner, through the partial safety factors in the limit states design format.

As such, the main objectives of this research are: (i) evaluate the reliability levels implicit in NBR 6118:2003 and NBR 8681:2003 for the design of short columns subjected to axial loads and uniaxial bending; (ii) select target reliability levels; (iii) evaluate the influence of design parameters in the resulting reliability levels; (iv) recommend adjustments in the NBR 6118:2003 provisions in order to extend the range of application of this code up to 80 MPa characteristic strengths. The results obtained have shown that, for 50 MPa characteristic strengths, the NBR 6118:2003 provisions imply in reliability levels smaller than those obtained for 20 to 35 MPa columns. Also, the mere extrapolation of current recommendations for 65 or 80 MPa concretes would result in low reliability levels. Nevertheless, adjustments in the equivalent stress block, while other recommendations remain unchanged, would result in adequate reliability levels for all the concrete strengths investigated.

Capítulo 1

Introdução

1.1 – NATUREZA DO PROBLEMA

Os projetos estruturais têm como objetivo a construção de estruturas seguras, duráveis e a um custo ótimo. Para que tal objetivo possa ser obtido, os materiais utilizados e o correspondente comportamento estrutural devem ser conhecidos. Novas estruturas com novas exigências arquitetônicas surgem devido a mudanças sociais, culturais, técnicas e econômicas, assim materiais com novas características são desenvolvidos a partir destas demandas.

É a partir destas demandas que o limite superior da resistência à compressão do concreto vem aumentando gradualmente. A definição de concretos de alta resistência (CAR) varia com o tempo e localização geográfica. Em 1984 o ACI 363 definiu CAR como sendo concretos com resistência característica acima de 42 MPa. Já em 1997 o ACI 441 definiu CAR como aquele tendo resistência característica superior a 70 MPa.

Estudos realizados em diversos países demonstram a viabilidade econômica do uso de CAR em pilares de pavimentos inferiores de construções altas, assim como nas de médio porte (ACI 441 1997). Dentre as principais vantagens do uso do CAR tem-se a maior capacidade de carregamento, menores dimensões das peças, peso próprio reduzido, maior rigidez lateral e menor encurtamento axial (ACI 441 1997). Se por um lado existem vantagens na utilização do CAR em pilares, por outro lado existem preocupações. Devido a diferenças nas propriedades mecânicas, o CAR em muitos aspectos apresenta comportamento diferente do concreto de resistência normal, como diagrama tensão-deformação mais linear e íngreme nos trechos ascendente e descendente, menor micro-fissuração, maior módulo de elasticidade, maior resistência à tração, menor fluência e decréscimo de ductilidade são algumas de suas propriedades (ACI 363 1984).

Algumas normas técnicas já se ajustaram a esta nova realidade tais como a CSA A23.3 (1994), o ACI 318-02 (2002), a NZS 3101 (1995), dentre outras. No caso brasileiro, a despeito da recente revisão da NBR 6118:2003, esta norma tem os concretos de classe C50 como limite de aplicação. Entretanto, a utilização de concretos de resistência superiores a este limite já vem sendo feita com sucesso em território nacional e a inexistência de documentos normativos que atendam a esta nova realidade representa um empecilho para a utilização segura e econômica deste material.

Dada a sua crescente utilização, tipo de falha e importância para a integridade estrutural, a avaliação da segurança de pilares em concreto de alta resistência é assunto da maior relevância. No caso de pilares, vários parâmetros envolvidos no projeto estrutural são incertos (resistência à compressão do concreto, dimensões da seção transversal, cargas atuantes etc.). Desta maneira, a segurança estrutural pode ser definida apenas em termos probabilísticos. Entretanto este processo é bastante complexo, tornando-o inviável para o uso cotidiano. Visando a simplificação do processo de cálculo, as normas de projeto mantêm de forma implícita o nível de confiabilidade prescrito através dos fatores parciais utilizados no método dos estados limites (ou o chamado método semi-probabilístico). Visando a simplificação do processo de cálculo, as normas de projeto, através dos fatores parciais utilizados no método dos estados limites, mantêm de forma implícita o nível de confiabilidade prescrito. Assim, pode-se dizer que as normas de projeto têm como objetivo estabelecer padrões que visam assegurar um bom desempenho da estrutura ao longo de sua vida útil, porém de forma mais simplificada.

1.2 – OBJETIVOS DA PESQUISA

Pelo exposto os principais objetivos deste trabalho são:

- Avaliar os níveis de confiabilidade implícitos nas recomendações das normas NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 para projeto de pilares curtos em concreto armado sob flexo-compressão normal;
- Identificar os níveis de confiabilidade “alvo” a serem atingidos;
- Avaliar a influência dos diversos parâmetros de projeto nos níveis de confiabilidade obtidos (resistência à compressão do concreto, dimensões da seção transversal, carregamento etc.);
- Recomendar ajustes na NBR 6118:2003 visando o projeto de pilares curtos em concreto com resistência característica de até 80 MPa de forma a se obter uma maior uniformização dos níveis de confiabilidade.

1.3 – ORGANIZAÇÃO

Este trabalho está dividido em 7 capítulos. No presente capítulo (capítulo 1) é apresentada uma introdução ressaltando o significado da pesquisa e seus principais objetivos, além de apresentar uma breve descrição dos capítulos subsequentes.

O capítulo 2 sumariza informações relevantes ao projeto de pilares em concreto armado. Nele são apresentadas as ações atuantes nas estruturas (classificação, valores de cálculo, tipos de carregamento e critérios de combinação) conforme recomenda a NBR 8681:2003. No capítulo 2 também são apresentados os materiais utilizados no dimensionamento dos pilares (concreto e aço) e os critérios de dimensionamento de pilares curtos em concreto armado.

O capítulo 3 apresenta uma introdução ao assunto Confiabilidade Estrutural. São apresentados os níveis dos métodos de confiabilidade (método das tensões admissíveis, método dos estados limites, método do índice de confiabilidade e o método da probabilidade de falha) problema

básico da confiabilidade (suprimento versus demanda), o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM) e a simulação de Monte Carlo.

O capítulo 4 trata da análise de confiabilidade de pilares curtos em concreto armado apresentando os critérios de falha e as estatísticas das variáveis básicas assumidas neste trabalho. Atenção especial é dada às estatísticas representativas da variabilidade da resistência à compressão do CAR.

No capítulo 5 é feita a avaliação da confiabilidade, para o estado limite último, de pilares curtos sujeitos ao carregamento normal sob flexo-compressão normal. É também verificada a influência da resistência à compressão do concreto, da taxa de armadura longitudinal, da geometria da seção transversal, da excentricidade da carga e da razão entre carregamentos aplicados, sobre o índice de confiabilidade. No capítulo 7 é feita uma comparação entre valores obtidos quando se utiliza outro bloco de tensões para dimensionamento dos pilares, mantendo inalteradas todas as outras recomendações da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003.

No capítulo 7 são apresentadas conclusões acerca do trabalho realizado e são apresentadas sugestões para trabalhos futuros.

Capítulo 2

Projeto de Pilares em Concreto Armado

2.1 - INTRODUÇÃO

A análise de confiabilidade demanda o conhecimento das ações consideradas em projeto, seus valores e critérios de combinação. É necessário conhecer também os materiais que serão utilizados nos projetos de pilares e suas características mecânicas, bem como o critério de dimensionamento.

Neste capítulo são apresentadas no item 2.2 as prescrições contidas na NBR 8681:2003, no que se referem à classificação das ações, seus valores de cálculo, os tipos de carregamento e critérios de combinação, destacando as combinações últimas normais das ações.

No item 2.3, são apresentadas as propriedades mecânicas do concreto e do aço. Neste item são diferenciados o concreto de resistência normal (resistência característica de 20MPa a 50MPa) e o concreto de alta resistência (resistência característica acima de 50 MPa). Os concretos de

resistência normal (CRN) são cobertos pela NBR 6118:2003. Neste item também é apresentado o aço usado nas armaduras dos pilares. Para o CRN e o aço, são usadas as recomendações da NBR 6118:2003, para o CAR são usadas as recomendações de documentos internacionais. Este trabalho refere-se à concretos de massa específica normal, que são aqueles que depois de secos em estufa têm massa específica compreendida entre 2000 kg/m^3 e 2800 kg/m^3 .

O item 2.4 apresenta as recomendações da NBR 6118:2003 no que se refere ao projeto de pilares curtos em concreto armado, sem consideração da esbeltez ou efeito de segunda ordem. São apresentadas as dimensões limites da seção transversal, condições que devem ser verificadas preliminarmente ao dimensionamento, forma de dimensionamento e verificação. É considerado apenas o estado limite último e a combinação de carregamento normal. No item 2.5 são apresentadas recomendações técnicas internacionais para projeto de pilares em concreto armado.

2.2 – AÇÕES ATUANTES NAS ESTRUTURAS

Nessa seção são apresentadas as recomendações da NBR 8681:2003 “Ações e segurança nas estruturas – Procedimento”, no que se aplica às estruturas de concreto armado. Essa seção visa apresentar a classificação das ações, seus valores de cálculo, tipo de carregamento e critérios de combinação para estabelecer as ações que serão impostas aos pilares curtos pela combinação última normal.

2.2.1 – CLASSIFICAÇÃO DAS AÇÕES

As ações são classificadas segundo sua variabilidade no tempo em três categorias:

- Ações permanentes: são aquelas que ocorrem com valores constantes ou de pequena variação em torno de sua média, durante praticamente toda a vida da construção. A variabilidade das ações permanentes é medida num conjunto de construções análogas;
- Ações variáveis: são aquelas que ocorrem com valores que apresentam variações significativas em torno de sua média, durante a vida da construção;

- Ações excepcionais: são aquelas decorrentes de causas tais como explosões, choques de veículos, incêndios, enchentes ou sismos excepcionais.

2.2.2 – VALORES DE CÁLCULO DAS AÇÕES

As ações são quantificadas por seus valores representativos que podem ser:

- Os valores característicos definidos em norma específica (como a NBR 6120) e estabelecidos em função da variabilidade da ação (ação permanente ou variável);
- Valores convencionais excepcionais, que são os valores arbitrados para as ações excepcionais;
- Valores reduzidos, em função da combinação de ações.

A NBR 8681:2003 estabelece que para as ações permanentes, o valor característico é o valor médio, correspondente ao quantil de 50 %, seja quando os efeitos forem desfavoráveis, seja quando os efeitos forem favoráveis. Já os valores característicos das ações variáveis, estabelecidos por consenso e indicados em normas específicas, correspondem a valores que têm de 25 % a 35 % de probabilidade de serem ultrapassados no sentido desfavorável, durante um período de 50 anos. A mesma norma estabelece que valores característicos nominais são aqueles aplicados à ações que não tenham a sua variabilidade adequadamente expressa por distribuições de probabilidade, sendo os valores característicos substituídos por valores nominais convenientemente escolhidos. Isto ocorre também para as ações que tenham baixa variabilidade, diferindo muito pouco entre si os valores característicos superior e inferior, adotando-se como característicos os valores médios das respectivas distribuições.

Os valores de cálculo das ações, F_d , são obtidos a partir dos valores representativos multiplicando-os pelos respectivos coeficientes de ponderação γ .

Quando se consideram estados limites últimos, os coeficientes γ de ponderação das ações podem ser considerados como o produto de dois outros, γ_1 e γ_3 . O coeficiente parcial γ_1 leva em conta a variabilidade das ações e o coeficiente γ_3 considera os possíveis erros de avaliação dos efeitos das ações, seja por problemas construtivos, seja por deficiência do método de cálculo empregado. O desdobramento do coeficiente de segurança γ em coeficientes parciais

permite que os valores gerais especificados para γ possam ser discriminados em função de peculiaridades dos diferentes tipos de estrutura e de materiais de construção considerados.

2.2.3 – CARREGAMENTO NORMAL E CRITÉRIOS DE COMBINAÇÃO

Durante o período de vida da construção, podem ocorrer os seguintes tipos de carregamento: carregamento normal, carregamento especial e carregamento excepcional. O tipo de carregamento é especificado pelo conjunto das ações que têm probabilidade não desprezível de atuarem simultaneamente sobre uma estrutura, durante um período de tempo preestabelecido. O carregamento normal decorre do uso previsto para a construção. Admite-se que o carregamento normal possa ter duração igual a vida útil da estrutura, e sempre deve ser considerado na verificação dos estados limites últimos e de serviço.

Definido o tipo de carregamento, as ações consideradas devem ser combinadas de diferentes maneiras, a fim de que possam ser determinados os efeitos mais desfavoráveis para a estrutura. Devem ser estabelecidas tantas combinações de ações quantas forem necessárias, a fim de obter as combinações das ações que possam acarretar os efeitos mais desfavoráveis nas seções críticas da estrutura, para que a segurança seja verificada em relação a todos os possíveis estados limites. As ações permanentes devem ser consideradas em sua totalidade. Das ações variáveis, devem ser consideradas apenas as parcelas que produzem efeitos desfavoráveis para a segurança. A verificação da segurança em relação aos estados limites últimos é feita em função das combinações últimas das ações.

2.2.4 - COMBINAÇÕES ÚLTIMAS NORMAIS DAS AÇÕES

A equação 2.1 representa a combinação última normal das ações atuantes na peça ou seção analisada,

$$F_d = \sum_{i=1}^m \gamma_{gi} F_{Gi,k} + \gamma_q \left[F_{Q1,k} + \sum_{j=2}^n \psi_{0j} F_{Qj,k} \right] \quad (2.1)$$

onde:

F_d é o valor de cálculo das ações;

$F_{Gi,k}$ é o valor característico das ações permanentes;

$F_{QI,k}$ é o valor característico da ação variável considerada como ação principal para a combinação;

$\psi_{oj} F_{Qj,k}$ é o valor reduzido de combinação de cada uma das demais ações variáveis;

γ_{gi} é o coeficiente de ponderação das ações permanentes;

γ_q é o coeficiente de ponderação das ações variáveis.

Note que a equação 2.1 indica que todas as ações permanentes são consideradas com seu valor característico multiplicado por seu respectivo coeficiente de ponderação. Já nas ações variáveis considera-se uma ação como principal, sendo esta multiplicada por seu coeficiente de ponderação e as demais uma a uma, multiplicadas além do coeficiente de ponderação também por um fator de redução de combinação. Cada uma das ações variáveis deve ser considerada como principal até se obter o valor mais desfavorável.

A tabela 2.1 apresenta os coeficientes de ponderação para as ações permanentes, quando as mesmas são consideradas de forma agrupada, ou seja, como se fossem uma só ação permanente. A tabela 2.2 apresenta os coeficientes de ponderação para as ações variáveis consideradas conjuntamente, como se fossem apenas uma ação variável.

TABELA 2.1: COEFICIENTES DE PONDERAÇÃO PARA AÇÕES PERMANENTES DIRETAS AGRUPADAS (NBR 8681:2003)

Combinação	Tipo de estrutura	Efeito	
		Desfavorável	Favorável
Normal	Grandes pontes ¹⁾	1,30	1,00
	Edificações tipo 1 e pontes em geral ²⁾	1,35	1,00
	Edificações tipo 2	1,40	1,00
Especial ou de construção	Grandes pontes ¹⁾	1,20	1,00
	Edificações tipo 1 e pontes em geral ²⁾	1,25	1,00
	Edificações tipo 2	1,30	1,00
Excepcional	Grandes pontes ¹⁾	1,10	1,00
	Edificações tipo 1 e pontes em geral ²⁾	1,15	1,00
	Edificações tipo 2	1,20	1,00

¹⁾Grandes pontes são aquelas em que o peso próprio da estrutura supera 75 % da totalidade das ações
²⁾Edificações tipo 1 são aquelas onde as cargas acidentais superam 5 kN/m²
³⁾Edificações tipo 2 são aquelas onde as cargas acidentais não superam 5 kN/m²

TABELA 2.2: COEFICIENTES DE PONDERAÇÃO PARA AÇÕES VARIÁVEIS CONSIDERADAS CONJUNTAMENTE (NBR 8681:2003)

Combinação	Tipo de estrutura	Coefficiente de ponderação
Normal	Pontes e edificações tipo 1	1,50
	Edificações tipo 2	1,40
Especial ou de construção	Pontes e edificações tipo 1	1,30
	Edificações tipo 2	1,20
Excepcional	Estruturas em geral	1,00

Quando as ações variáveis forem consideradas conjuntamente, o coeficiente de ponderação mostrado nesta tabela se aplica a todas as ações, devendo-se considerar também conjuntamente as ações permanentes diretas. Nesse caso permite-se considerar separadamente as ações indiretas como recalque de apoio e retração dos materiais e efeito de temperatura, conforme tabelas apropriadas constantes na NBR 8681:2003

Para pilares com a menor dimensão variando entre 19 cm e 12 cm, as ações consideradas no dimensionamento devem ser multiplicadas por um fator adicional γ_n de acordo com o indicado na tabela 2.3. Em qualquer caso, não se permite pilar com seção transversal de área inferior a 360 cm².

TABELA 2.3: VALORES DO COEFICIENTE ADICIONAL - γ_n (NBR 6118:2003)

b (cm)	≥ 19	18	17	16	15	14	13	12
γ_n	1,00	1,05	1,10	1,15	1,20	1,25	1,30	1,35

onde:
 $\gamma_n = 1,95 - 0,05 b$;
b é a menor dimensão da seção transversal do pilar
NOTA: O coeficiente γ_n deve majorar os esforços solicitantes finais de cálculo nos pilares, quando de seu dimensionamento

2.3 – MATERIAIS

2.3.1 – AÇO

São apresentados nesta seção o módulo de elasticidade e o diagrama tensão-deformação para os aços usados em pilares de concreto armado, conforme sugerido pela NBR 6118:2003.

2.3.1.1 – Diagrama Tensão-Deformação e Módulo de Elasticidade

O valor característico da resistência ao escoamento do aço, f_{yk} , para os aços sem patamar de escoamento é o valor da tensão correspondente à deformação permanente de 0,2 %.

Para o cálculo nos estados limites de serviço e último pode-se utilizar o diagrama simplificado mostrado na figura 2.1, para os aços com ou sem patamar de escoamento.

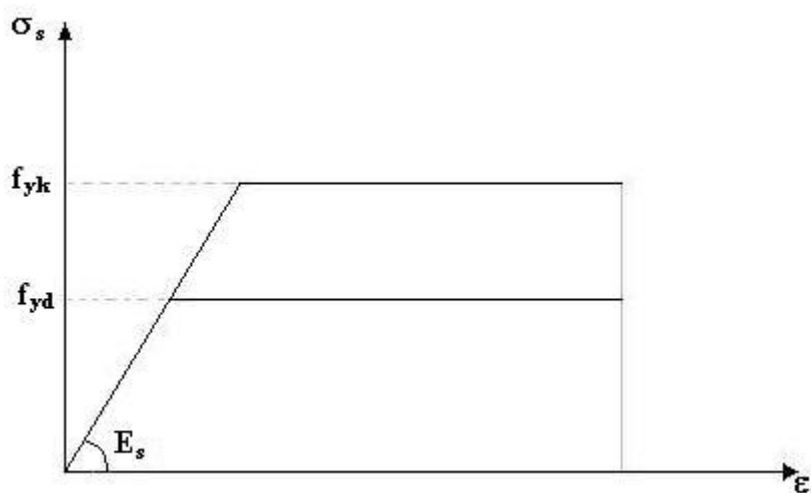


FIGURA 2.1: DIAGRAMA TENSÃO-DEFORMAÇÃO PARA AÇOS DE ARMADURAS PASSIVAS
(NBR 6118:2003)

O valor de f_{yd} que aparece na figura 2.1 representa o valor de cálculo da resistência ao escoamento do aço, dada pela equação:

$$f_{yd} = f_{yk} / \gamma_s \quad (2.2)$$

Sendo γ_s o coeficiente de minoração da resistência ao escoamento do aço.

Na falta de ensaios ou valores fornecidos pelo fabricante, o módulo de elasticidade do aço pode ser admitido igual a 210 GPa.

A NBR 6118:2003, para o caso de dimensionamento no estado limite último, recomenda os seguintes coeficientes de minoração da resistência ao escoamento do aço: (a) $\gamma_s = 1,15$, para combinações normais; (b) $\gamma_s = 1,15$, para combinações especiais ou de construção; (c) $\gamma_s = 1,0$, para combinações excepcionais.

2.3.2 – CONCRETO DE RESISTÊNCIA NORMAL (CRN)

São apresentados nesta seção o módulo de elasticidade e o diagrama tensão-deformação para CRN conforme recomendações da NBR 6118:2003.

2.3.2.1 – Diagrama Tensão-Deformação e Módulo de Elasticidade

Para análises no estado limite último, pode ser empregado o diagrama tensão-deformação idealizado, mostrado na figura 2.2 ou as simplificações propostas em 2.4.2.2.

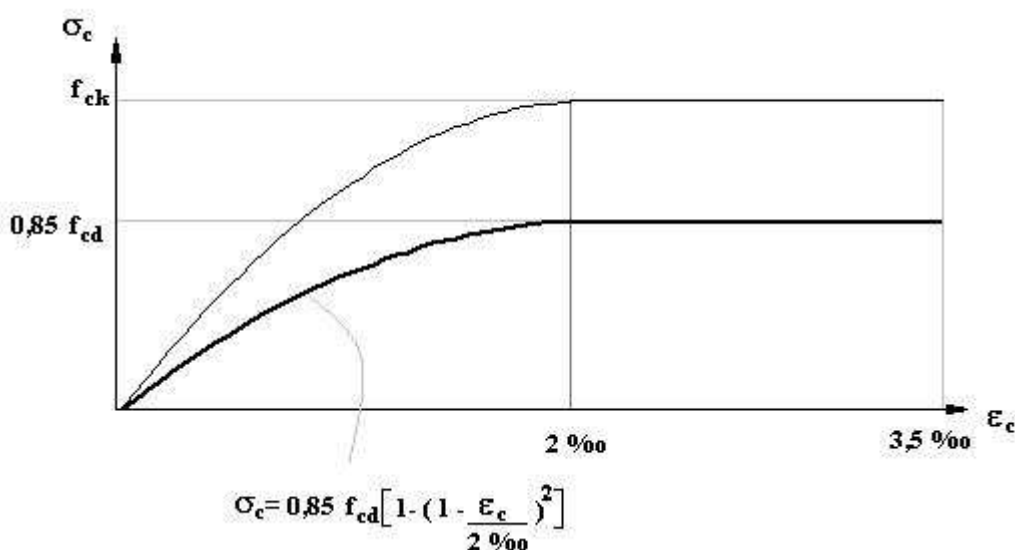


FIGURA 2.2: DIAGRAMA TENSÃO-DEFORMAÇÃO IDEALIZADO
(NBR 6118:2003)

O valor de f_{cd} que aparece na figura 2.2 representa a resistência de cálculo do concreto, dada pela equação:

$$f_{cd} = f_{ck} / \gamma_c \quad (2.3)$$

Sendo γ_c o coeficiente de minoração da resistência do concreto.

A NBR 6118:2003 recomenda que quando não forem feitos ensaios e não existirem dados mais precisos sobre o concreto usado na idade de 28 dias, pode-se estimar o valor do módulo de elasticidade inicial usando a expressão:

$$E_{ci} = 5600 f_{ck}^{1/2} \quad (2.4)$$

Onde, o módulo de elasticidade tangente inicial do concreto, E_{ci} , e a resistência característica a compressão do concreto, f_{ck} , são dados em MPa.

O módulo de elasticidade secante, E_{cs} , a ser utilizado deve ser calculado pela expressão:

$$E_{cs} = 0,85 E_{ci} \quad (2.5)$$

De acordo com a NBR 6118:2003, para o caso de dimensionamento no estado limite último, os coeficientes de minoração da resistência à compressão do concreto são: (a) $\gamma_c = 1,4$, para combinações normais; (b) $\gamma_c = 1,2$, para combinações especiais ou de construção; (c) $\gamma_c = 1,2$, para combinações excepcionais.

2.3.3 – CONCRETO DE ALTA RESISTÊNCIA (CAR)

Nesta seção são apresentados o módulo de elasticidade e o diagrama tensão-deformação para CAR de acordo com documentos técnicos internacionais, como o ACI 441R-96, ACI 363R-92, ACI 363.2R-98, Thorenfeldt et al. (1987), Collins e Mitchell (1991), dentre outros. Isto se faz necessário uma vez que a NBR 6118:2003 não trata de concretos de alta resistência, conforme já mencionado.

2.3.3.1 – *Diagrama tensão-deformação e Módulo de elasticidade*

O diagrama tensão-deformação e o módulo de elasticidade para concretos de alta resistência variam se comparados aos dos concretos de resistência normal.

As curvas mostradas na figura 2.3 representam diagramas tensão-deformação para concretos de diferentes resistências.

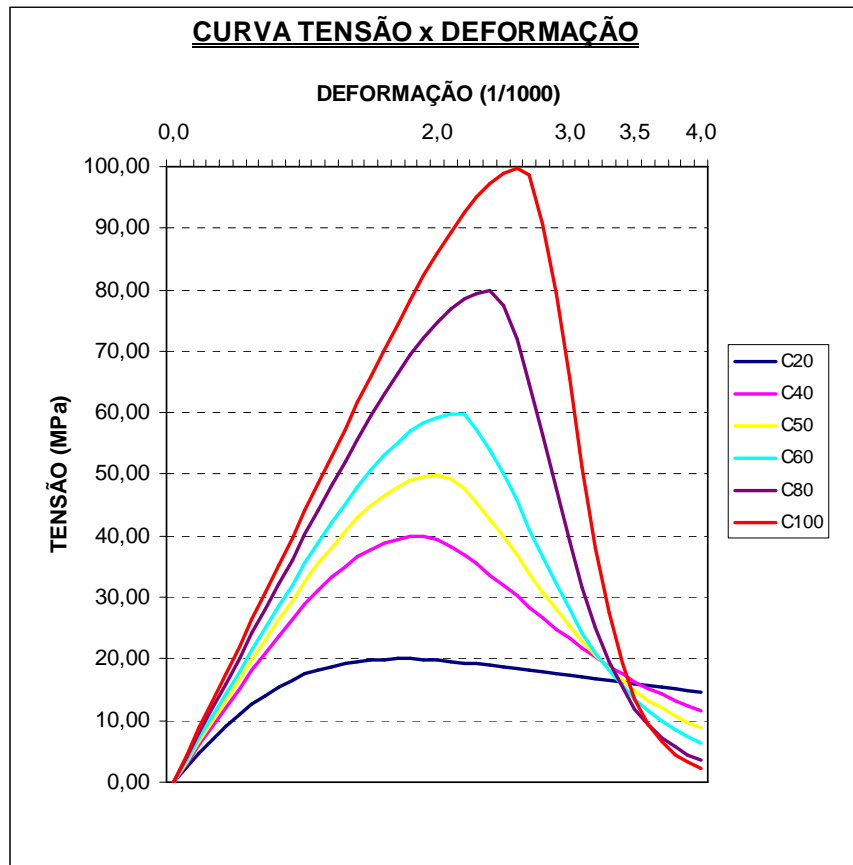


FIGURA 2.3: DIAGRAMA TENSÃO-DEFORMAÇÃO PARA CONCRETO DE DIFERENTES RESISTÊNCIAS (Equação-2.6)

Da figura 2.3, observa-se que:

- A resistência máxima ocorre para uma deformação entre 0,002 e 0,003 seguidos por um trecho descendente na curva tensão-deformação;
- A inclinação inicial das curvas (módulo de elasticidade inicial) aumenta com o aumento da resistência à compressão do concreto.
- O trecho ascendente da curva tensão-deformação se parece com uma parábola com seu vértice na tensão máxima. À medida que a resistência do concreto aumenta o trecho ascendente tende a apresentar maior linearidade;
- A deformação, ϵ_o , deformação na máxima tensão, aumenta com o aumento da resistência do concreto.

- A inclinação da parte descendente da curva aumenta com o aumento da resistência do concreto.

- A deformação máxima alcançada, ϵ_{cu} , decresce com o aumento da resistência do concreto.

A figura 2.3 (obtida a partir da equação 2.6) é uma idealização do comportamento do concreto para diferentes resistências. Experimentalmente a parte descendente da curva se prolonga até a deformação máxima, ϵ_{cu} , que segundo Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) é de 0,0036 para concretos com resistência à compressão de 30 MPa e de 0,0027 para concretos com resistência de 120 MPa.

Thorenfeldt et al. (1987) obtiveram uma expressão para curva tensão-deformação do concreto aplicável a concretos de resistências variando de 15 a 125 MPa; A relação entre a tensão f_c e a correspondente deformação ϵ_c , proposta por estes autores, é dada por:

$$\frac{f_c}{f_c'} = \frac{n(\epsilon_c / \epsilon_0)}{n - 1 + (\epsilon_c / \epsilon_0)^{nk}} \quad (2.6)$$

onde:

f_c' = tensão máxima obtida no teste do cilindro padrão (15 cm x 30 cm);

ϵ_0 = deformação no ponto de tensão máxima;

n = fator de ajuste da curva igual a $E_{ci} / (E_{ci} - E_{ct}')$;

E_{ci} = módulo de elasticidade inicial;

$E_{ct}' = f_c' / \epsilon_0$ = módulo de elasticidade secante na tensão f_c' ;

k = fator para controlar a inclinação dos trechos ascendente e descendente da curva tensão-deformação.

Os quatro parâmetros ϵ_0 , E_{ci} , n e k podem ser obtidos diretamente da curva tensão-deformação do concreto se ela estiver disponível. Se não, estes valores podem ser calculados pelas equações apresentadas a seguir propostas por Collins e Mitchell (1991).

Para concretos de densidade normal pode-se obter o valor de n pela seguinte expressão:

$$n = 0,8 + (f_c' / 17,2369) \quad (2.7)$$

O valor do parâmetro k pode ser obtido do seguinte modo:

Para $\epsilon_c / \epsilon_o \leq 1,0$ (trecho ascendente), tem-se:

$$k = 1,0; \quad (2.8)$$

Para $\epsilon_c / \epsilon_o > 1,0$ (trecho descendente), tem-se:

$$k = 0,67 + (f_c' / 62,0528) \geq 1,0 \quad (2.9)$$

O módulo de elasticidade secante para concretos de alta resistência pode ser estimado pela seguinte equação (ACI 363R-92):

$$E_{cs} = 3320\sqrt{f_c'} + 6900 \text{ (MPa)} \quad (2.10)$$

Sendo f_c' a tensão máxima obtida no teste do cilindro padrão, ou seja, a tensão de pico do diagrama tensão-deformação.

O módulo de elasticidade tangente inicial pode ser assumido como cerca de 10% maior que E_{cs} .

Se n , f_c' e E_{ci} são conhecidos, a deformação no ponto de tensão máxima pode ser calculada por:

$$\epsilon_o = \frac{f_c'}{E_{ci}} \left(\frac{n}{n-1} \right). \quad (2.11)$$

Em todas as equações apresentadas acima, os valores de f_c' e E_{ci} , estão em MPa.

2.4 - DIMENSIONAMENTO DE PILARES EM CONCRETO ARMADO SEGUNDO A NBR 6118:2003

Todas as recomendações apresentadas nesta seção constam na NBR 6118:2003.

2.4.1 - DIMENSÕES LIMITES

2.4.1.1 - Seção transversal total

A seção transversal de pilares maciços, qualquer que seja a sua forma, não deve apresentar dimensão menor que 19 cm. Em casos especiais, permite-se a consideração de dimensões entre 19 cm e 12 cm desde que se multipliquem as ações a serem consideradas no dimensionamento por um coeficiente adicional γ_n , de acordo com o indicado na tabela 2.3 da seção 2.2.4. Em qualquer caso, não se permite pilar com seção transversal de área inferior a 360 cm².

2.4.1.2 - Armaduras

As exigências apresentadas a seguir referem-se a pilares cuja maior dimensão da seção transversal não exceda cinco vezes a menor dimensão, e não são válidas para as regiões especiais definidas conforme a NBR 6118:2003, seção 21.

2.4.1.2.1 – Armaduras longitudinais

O diâmetro das barras longitudinais não deve ser inferior a 10 mm nem superior a 1/8 da menor dimensão transversal. A taxa geométrica de armadura deve respeitar os valores máximos e mínimos especificados abaixo:

$$\text{A armadura longitudinal mínima deve ser: } A_{s,min} = (0,15 N_d / f_{yd}) \geq 0,004 A \quad (2.12)$$

Onde N_d é a força normal de cálculo e A é a área da seção transversal do pilar.

$$\text{A armadura longitudinal máxima deve ser: } A_{s,máx} = 8,0\% A \quad (2.13)$$

A maior taxa de armadura em pilares fica limitada a 8 % da seção real, considerando-se inclusive a sobreposição de armadura existente em regiões de emenda.

As armaduras longitudinais devem ser dispostas na seção transversal de forma a garantir a adequada resistência do elemento estrutural. Em seções poligonais, deve existir pelo menos

uma barra em cada vértice; em seções circulares, no mínimo seis barras distribuídas ao longo do perímetro.

O espaçamento mínimo livre entre as faces das barras longitudinais, medido no plano da seção transversal, fora da região de emendas, deve ser igual ou superior ao maior dos seguintes valores:

- 20 mm;
- diâmetro da barra, do feixe ou da luva;
- 1,2 vezes a dimensão máxima característica do agregado graúdo.

Esses valores se aplicam também às regiões de emenda por traspasse das barras.

O espaçamento máximo entre eixos das barras, ou de centros de feixes de barras, deve ser menor ou igual a duas vezes a menor dimensão da seção no trecho considerado, sem exceder 400 mm. Estas prescrições encontram-se na NBR 6118:2003, seção 18.4.2.2.

2.4.1.2.2 – *Armaduras transversais*

As armaduras transversais de pilares, constituída por estribos e, quando for o caso, por grampos suplementares, deve ser distribuída ao longo da altura do pilar, sendo obrigatória sua colocação na região de cruzamento com vigas e lajes.

O diâmetro dos estribos em pilares não deve ser inferior a 5 mm nem a $\frac{1}{4}$ do diâmetro da barra isolada ou do diâmetro equivalente do feixe que constitui a armadura longitudinal.

O espaçamento longitudinal entre estribos deve ser igual ou inferior ao menor dos seguintes valores:

- 200 mm;
- menor dimensão da seção;
- 24 ϕ para CA-25, 12 ϕ para CA-50.

Pode ser adotado o valor $\phi_t < \phi/4$, desde que as armaduras sejam constituídas do mesmo tipo de aço e o espaçamento respeite também a limitação:

$$S_{m\acute{a}x} = 90000 \cdot (\phi_t^2 / \phi) \cdot (1 / f_{yk}); \quad \text{com } f_{yk} \text{ em MPa.} \quad (2.14)$$

Na expressão acima, ϕ_t e ϕ , são os diâmetros das barras transversal e longitudinal, respectivamente.

2.4.2 - DIMENSIONAMENTO E VERIFICAÇÃO DE PILARES CURTOS

2.4.2.1 - Considerações preliminares ao dimensionamento

2.4.2.1.1 - Imperfeições geométricas locais

No caso da verificação de um lance de pilar, deve ser considerado o efeito do desaprumo ou da falta de retilineidade do eixo do pilar, ver figura 2.4.

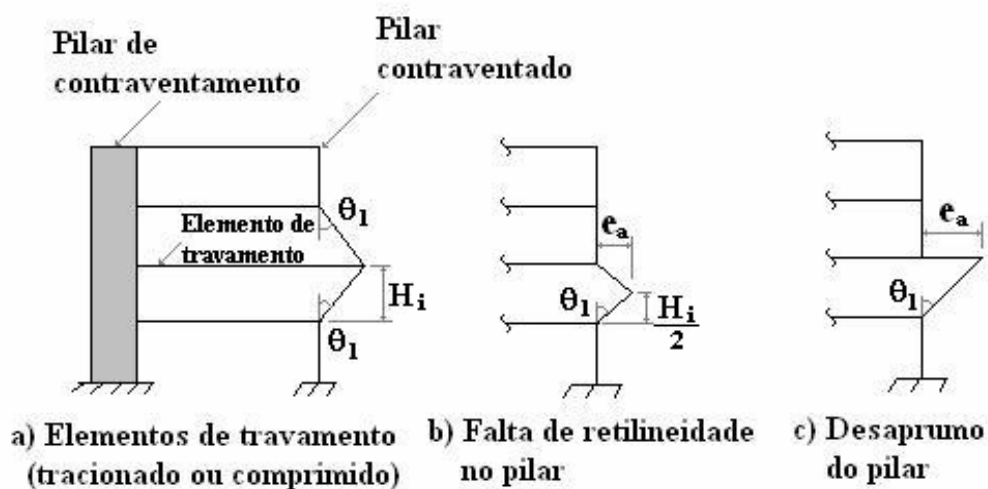


FIGURA 2.4 : IMPERFEIÇÕES GEOMÉTRICAS LOCAIS
(NBR 6118:2003)

$$\theta_1 = 1 / (100 \cdot H_i^{0,5})$$

$$\theta_{1min} = 1 / 400 \text{ para estruturas de nós fixos;}$$

$$\theta_{1min} = 1 / 300 \text{ para estruturas de nós móveis e imperfeições locais;}$$

$$\theta_{1max} = 1 / 200;$$

onde:

H_i é a altura do pilar em metros.

A NBR 6118:2003 admite que, nos casos usuais, a consideração apenas da falta de retilineidade ao longo do lance de pilar seja suficiente.

2.4.2.1.2 - Momento mínimo

O efeito das imperfeições locais nos pilares pode ser substituído em estruturas reticuladas pela consideração do momento mínimo de primeira ordem dado por:

$$M_{1d,min} = N_d (0,015 + 0,03 h) \quad (2.15)$$

Onde h é a altura total da seção transversal na direção considerada, em metros.

Nas estruturas reticuladas usuais admite-se que o efeito das imperfeições locais esteja atendido se for respeitado esse valor de momento total mínimo. A este momento devem ser acrescidos os momentos de segunda ordem, quando for o caso.

2.4.2.1.3 - Dispensa da análise dos efeitos de segunda ordem

Em pilares isolados de seção constante e armadura constante ao longo de seu eixo, submetidos à flexo-compressão, os esforços locais de segunda ordem podem ser desprezados quando o índice de esbeltez λ for menor que o valor limite λ_l estabelecido na seção 15.8.2 da NBR 6118:2003.

2.4.2.2 - Dimensionamento e verificação

O dimensionamento dos pilares deve conduzir a um conjunto de esforços resistentes (N_{Rd} , M_{Rd}) que constituam envoltória dos esforços solicitantes (N_{Sd} , M_{Sd}) determinados na análise estrutural.

Na análise dos esforços resistentes de uma seção de pilar, devem ser consideradas as seguintes hipóteses básicas:

a) as seções transversais se mantêm planas após a deformação;

b) a deformação das barras passivas aderentes em tração ou compressão deve ser a mesma do concreto ao seu entorno;

c) as tensões de tração no concreto, normais à seção transversal, devem ser desprezadas nos Estados Limites Últimos (ELU);

d) a distribuição de tensões no concreto se fará de acordo com o diagrama parábola-retângulo, definido em 2.3.2.1, com tensão de pico igual a $0,85 f_{cd}$. Esse diagrama pode ser substituído pelo retângulo de altura $0,8 X$ (onde X é a profundidade da linha neutra), com a seguinte tensão:

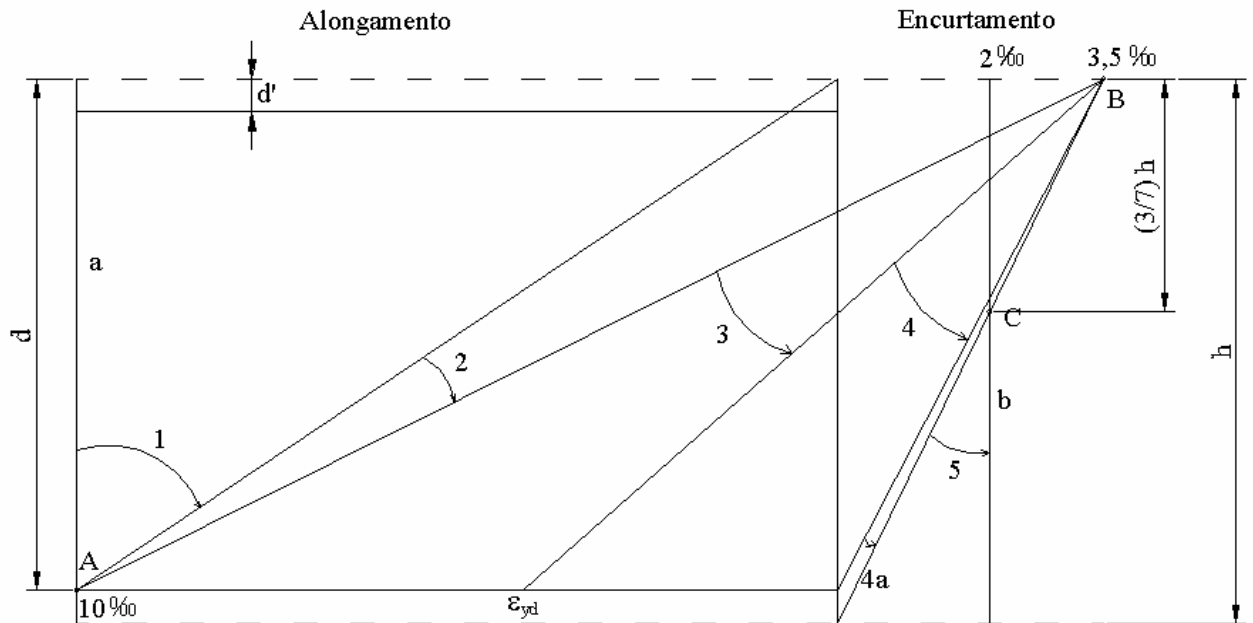
- $0,85 f_{cd}$ no caso da largura da seção, medida paralelamente à linha neutra, não diminuir a partir desta para a borda comprimida;

- $0,80 f_{cd}$ no caso contrário.

Segundo Fusco (1989), o valor 0,85 refere-se a um coeficiente de modificação k_{mod} , que é resultante do produto de outros três ($k_{mod} = k_1.k_2.k_3$), sendo: k_1 o coeficiente que considera o acréscimo de resistência do concreto após 28 dias; k_2 considera a estimativa da resistência do concreto na estrutura, quando avaliada a partir de corpos-de-prova cilíndricos; e k_3 considera a diminuição da resistência do concreto para ações de longa duração, conhecido como “efeito Rüsck”. Na falta de dados experimentais, pode-se adotar $k_1 = 1,2$, $k_2 = 0,95$ e $k_3 = 0,75$, resultando portanto $k_{mod} = 0,85$.

e) A tensão nas armaduras deve ser obtida a partir dos diagramas tensão-deformação, com valores de cálculo, definidos em 2.3.1.1.

f) O estado limite último é caracterizado quando a distribuição das deformações na seção transversal pertencer a um dos domínios definidos na figura 2.5.



Ruptura convencional por deformação plástica excessiva:

- reta a: tração uniforme;
- domínio 1: tração não uniforme, sem compressão;
- domínio 2: flexão simples ou composta sem ruptura à compressão do concreto ($\epsilon_c < 3,5 \text{‰}$ e com o máximo alongamento permitido);

Ruptura convencional por encurtamento limite do concreto:

- domínio 3: flexão simples (seção subarmada) ou composta com ruptura à compressão do concreto e com escoamento do aço ($\epsilon_s \geq \epsilon_{yd}$);
- domínio 4: flexão simples (seção superarmada) ou composta com ruptura à compressão do concreto e aço tracionado sem escoamento ($\epsilon_s < \epsilon_{yd}$);
- domínio 4a: flexão composta com armaduras comprimidas;
- domínio 5: compressão não uniforme, sem tração;
- reta b: compressão uniforme

FIGURA 2.5 - DOMÍNIOS DE ESTADO LIMITE ÚLTIMO DE UMA SEÇÃO TRANSVERSAL

(NBR 6118:2003)

2.5 – RECOMENDAÇÕES TÉCNICAS INTERNACIONAIS PARA PROJETO DE PILARES EM CONCRETO ARMADO

Muitas normas de projeto têm suas prescrições de cálculo baseadas em ensaios de laboratórios para concretos com resistência à compressão de até 40 MPa, isso faz com que algumas destas normas limitem sua aplicabilidade.

A NBR 6118:2003 estabelece como seu limite de aplicação a resistência característica de 50 MPa, o que torna necessário a verificação de documentos técnicos internacionais para que

resistências superiores possam ser analisadas. Dentre estes documentos, incluem os estudos realizados por Ibrahim e MacGregor (1997) e Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004), além das normas de projeto do ACI 318 (2002), CSA A23.3 (1994), NZS 3101 (1995) e EUROCODE 2 (2004). Esses documentos técnicos permitem o uso do bloco de tensões retangular simplificado (ver figura 2.6)

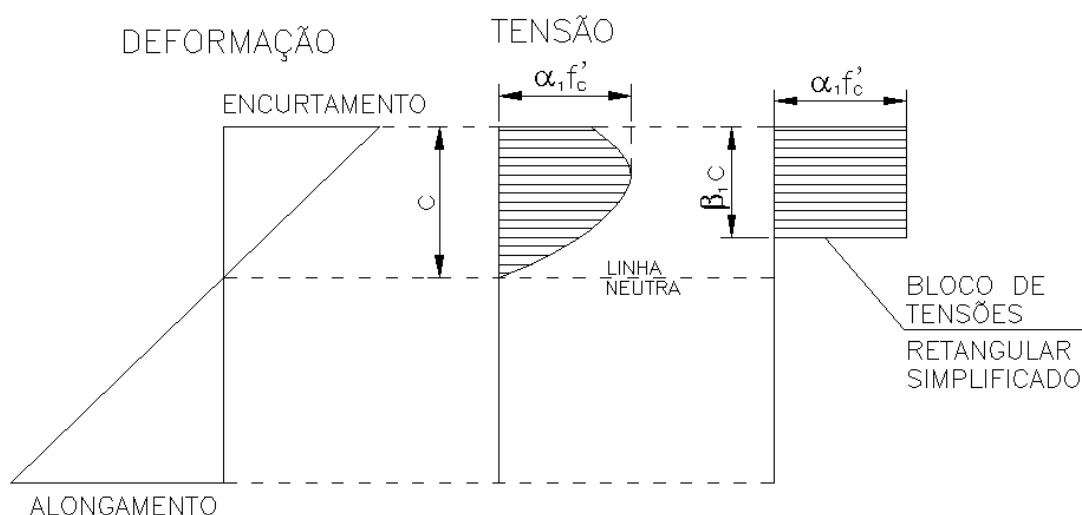


FIGURA 2.6 – DISTRIBUIÇÃO DE TENSÕES EM UMA SEÇÃO SUJEITA A FLEXÃO

O termo f'_c aparece frequentemente em documentos técnicos internacionais e pode assumir dois significados distintos. O primeiro significado, conforme já apresentado no item 2.3.3.1, é a tensão de pico da curva tensão-deformação obtida no teste do cilindro padrão. Por outro lado, pode também representar a resistência do concreto especificada em projeto (similar a resistência característica f_{ck} usada na NBR 6118:2003).

De acordo com o ACI 318 (2002) o valor de f'_c pode ser obtido da seguinte relação:

$$f'_c = f'_{cr} - 1,34 s \quad (2.16)$$

sendo f'_{cr} a resistência média do concreto à compressão medida em corpos de prova padronizados e s o desvio padrão.

No Brasil, a NBR 12655:1996 estabelece que a resistência característica do concreto à compressão, f_{ck} , segue a seguinte relação:

$$f_{ck} = f_{cm} - 1,65 S_d \quad (2.17)$$

sendo f_{cm} a resistência média do concreto à compressão medida em corpos de prova padronizados e S_d o desvio padrão.

Neste trabalho, será mantida toda a notação internacional para o CAR, visando assim destacar que os parâmetros apresentados não são os das normas brasileiras.

Vários estudos foram realizados visando a obtenção de um bloco de tensões retangular que conduzisse a um conjunto de valores, força normal e momento fletor, similares aos obtidos usando as curvas tensão-deformação propostas para CAR, contudo de forma simplificada.

Ibrahim e MacGregor (1997) compararam resultados de ensaios efetuados em elementos estruturais em concretos de diversas classes de resistência, com o objetivo de determinar valores para os coeficientes α_l e β_l do diagrama retangular equivalente. Baseados nos resultados obtidos, estes pesquisadores sugeriram que o bloco de tensões retangular equivalente de compressão para o concreto, deveria ter uma tensão média de $\alpha_l f_c'$, e uma profundidade igual $\beta_l c$, onde c é a distância da fibra mais comprimida até a linha neutra (ver figura 2.6), com os valores destes parâmetros dados por (f_c' em MPa):

$$\alpha_l = (0,85 - 0,00125 f_c') \geq 0,725 \quad (2.18)$$

$$\beta_l = (0,95 - 0,0025 f_c') \geq 0,70 \quad (2.19)$$

A deformação última do concreto a compressão, ϵ_{cu} , é limitada em 0,003.

A norma canadense para projetos de estrutura de concreto, CSA A23.3 – 94, sugere as seguintes expressões para os parâmetros α_l e β_l (f_c' em MPa):

$$\alpha_l = (0,85 - 0,0015 f_c') \geq 0,67 \quad (2.20)$$

$$\beta_l = (0,97 - 0,0025 f_c') \geq 0,67 \quad (2.21)$$

A deformação última do concreto a compressão, ϵ_{cu} , é limitada em 0,0035.

A norma norte americana, ACI 318 (2002), permite o uso do diagrama de tensões retangular equivalente, com os seguintes parâmetros:

$$\alpha_l = 0,85 \quad (2.22)$$

β_l variável, sendo que:

Para $f_c' \leq 28$ MPa ,

$$\beta_l = 0,85. \quad (2.23)$$

Para $28 \text{ MPa} < f_c' \leq 55 \text{ MPa}$,

$$\beta_l = (1,09 - 0,008 f_c'). \quad (2.24)$$

Para $f_c' > 55$ MPa,

$$\beta_l = 0,65. \quad (2.25)$$

A deformação última do concreto a compressão, ϵ_{cu} , é limitada em 0,003.

Segundo MacGregor e Wight (2005), para pilares de concreto com resistência, f_c' , até aproximadamente 41 MPa, os parâmetros impostos pelo ACI 318 (2002), são bastante satisfatórios quando comparados com resultados experimentais. Porém, para pilares com pequena excentricidade do carregamento e com a resistência do concreto, f_c' , maior que 41 MPa, o momento resistente previsto tende a ser superestimado quando os parâmetros recomendados pelo ACI 318 (2002) são utilizados. Isto é causado porque β_l foi assumido como um valor que é menor que os obtidos em testes, daí o braço de alavanca do momento interno da força de compressão no concreto é maior que o real. Se β_l é pequeno, o braço de alavanca do momento será grande e o momento resistente previsto será superestimado.

A norma da Nova Zelândia, NZS 3101 (1995) sugere os seguintes valores para α_l e β_l (f_c' em MPa):

$$\text{Para } f_c' \leq 55 \text{ MPa, } \alpha_l = 0,85 \quad (2.26)$$

$$\text{Para } f'_c > 55 \text{ MPa, } \alpha_l = 0,85 - 0,004 (f'_c - 55) \geq 0,75 \quad (2.27)$$

$$\text{Para } f'_c \leq 30 \text{ MPa, } \beta_l = 0,85 \quad (2.28)$$

$$\text{Para } f'_c > 30 \text{ MPa, } \beta_l = 0,85 - 0,008 (f'_c - 30) \geq 0,65 \quad (2.29)$$

A deformação última do concreto a compressão, ϵ_{cu} , é limitada em 0,003.

Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) propuseram o seguinte bloco de tensões retangular (f'_c em MPa):

$$\text{Para } f'_c \leq 30 \text{ MPa, } \alpha_l = 0,85 \quad (2.30)$$

$$\beta_l = 0,85 \quad (2.31)$$

Para $30 \text{ MPa} < f'_c \leq 130 \text{ MPa}$,

$$\alpha_l = 0,85 - 0,0014 (f'_c - 30) \geq 0,72 \quad (2.32)$$

$$\beta_l = 0,85 - 0,0020 (f'_c - 30) \geq 0,67 \quad (2.33)$$

Com a deformação última do concreto a compressão igual a:

$$0,0036 \leq \epsilon_{cu} = 0,0036 - (f'_c - 30) 10^{-5} \leq 0,0027 \quad (2.34)$$

A resistência do pilar sujeito ao carregamento centrado deve ser calculada por:

$$P_0 = k_3 k_4 \cdot f'_c (A_g - A_{st}) + A_{st} f_y \quad (2.35)$$

$$\text{Com: } k_3 \cdot k_4 = 0,85 \quad \text{para } f'_c \leq 40 \text{ MPa} \quad (2.36)$$

$$k_3 \cdot k_4 = 0,85 - 0,0025 (f'_c - 40) \quad \text{para } f'_c > 40 \text{ MPa} \quad (2.37)$$

A razão A_c/A_g não pode ser menor que 0,6.

Sendo:

k_3 o coeficiente que relaciona a resistência do concreto na estrutura e no corpo de prova;

k_4 o coeficiente que considera a queda na resistência devido ao deslocamento do cobrimento;

A_c a área do núcleo de concreto limitada pelo estribo (centro a centro);

A_g a área total da seção transversal do pilar.

Para validar o bloco de tensões proposto, Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) compararam os resultados obtidos com valores obtidos em testes experimentais para os pares de valores, força normal e momento fletor. Eles também compararam o diagrama de interação obtido pelo bloco proposto com os obtidos pelos blocos propostos pelo ACI 318 (2002), CSA A23.3 (1994) e Ibrahim e MacGregor (1997). Estes autores concluíram que o bloco de tensões por eles proposto apresenta bons resultados para pilares sob carregamentos centrados ou excêntricos, para concretos na faixa de 20 a 130 MPa.

O Eurocode 2 (2004) permite o uso do bloco de tensões retangular com os seguintes parâmetros:

$$\text{Para } f_{ck} \leq 50 \text{ MPa,} \quad \eta = 1,0 \quad (2.38)$$

$$\lambda = 0,8 \quad (2.39)$$

$$\text{Para } 50 \text{ MPa} < f_{ck} \leq 90 \text{ MPa,} \quad \eta = 1,0 - (f_{ck} - 50)/200 \quad (2.40)$$

$$\lambda = 0,8 - (f_{ck} - 50)/400 \quad (2.41)$$

No bloco de tensões retangular proposto pelo Eurocode 2 (2004) os valores de f_{ck} , η e λ são equivalentes aos apresentados na figura 2.6 por f_c' , α_l e β_l , respectivamente.

A deformação última do concreto a compressão é igual a:

$$\epsilon_{cu} = 0,0035 \quad \text{para } f_{ck} < 50 \text{ MPa} \quad (2.42)$$

$$\epsilon_{cu} = 0,0026 + 0,035 \cdot [(90 - f_{ck})/100]^4 \quad \text{para } f_{ck} \geq 50 \text{ MPa} \quad (2.43)$$

2.6 – COMENTÁRIOS

Neste trabalho consideram-se as ações agrupadas em cargas permanentes e variáveis, conforme sugere a NBR 8681:2003, válidas para edificações onde as cargas acidentais não superem 5 kN/m^2 . Os coeficientes de ponderação das cargas permanentes e variáveis são $\gamma_G =$

1,4 e $\gamma_Q = 1,4$, respectivamente, conforme apresentado nas tabelas 2.1 e 2.2. A carga variável, considerada neste trabalho, corresponde apenas à carga acidental vertical, ou seja, as cargas decorrentes do uso da edificação.

Outro ponto tratado pela NBR 8681:2003 e NBR 6118:2003 é a minoração da resistência dos materiais. Conforme apresentado nas equações 2.3 e 2.2, as resistências de cálculo do concreto e do aço são obtidas minorando-se as respectivas resistências características pelos coeficientes, γ_c (concreto) e γ_s (aço). De forma geral, a NBR 8681:2003 considera γ_m o coeficiente de ponderação das resistências, sendo este o resultado do produto de outros três, ou seja, $\gamma_m = \gamma_{m1} \cdot \gamma_{m2} \cdot \gamma_{m3}$. O coeficiente γ_{m1} leva em conta a variabilidade da resistência efetiva, transformando a resistência característica num valor extremo de menor probabilidade de ocorrência; γ_{m2} considera as diferenças entre a resistência efetiva do material da estrutura e a resistência medida convencionalmente em corpos-de-prova padronizados; γ_{m3} considera as incertezas existentes na determinação das solicitações que são resistidas, seja em decorrência dos métodos construtivos seja em virtude do cálculo empregado. Considerando que este trabalho trata de dimensionamento no estado limite último e carregamento normal, os coeficientes de minoração da resistência à compressão do concreto e ao escoamento do aço, são $\gamma_c = 1,4$ (concreto) e $\gamma_s = 1,15$ (aço), respectivamente.

Visando simplificar o processo de cálculo da resistência dos pilares de concreto armado, vários pesquisadores propõem o uso do bloco de tensões retangular para obter o valor da resistência (força normal e momento fletor), similarmente aos valores obtidos usando o diagrama tensão-deformação real, contudo de forma mais simplificada. Para isso dois parâmetros devem ser definidos, α_l e β_l .

A NBR 6118:2003, apesar de não trabalhar com a notação α_l e β_l , estabelece dois valores que cumprem a mesma função, 0,85 e 0,80, respectivamente (considerando que a largura da seção, medida paralelamente à linha neutra não diminua a partir desta para a borda mais comprimida). Segundo esta norma, as diferenças de resultados obtidos a partir de seu bloco de tensões retangular quando comparados com os resultados obtidos com seu diagrama parábola-retângulo, são pequenas e aceitáveis, sem a necessidade de coeficiente de correção adicional.

Antes do advento do CAR o valor do parâmetro α_l (parâmetro associado à largura do bloco de tensões) era tomado (praticamente em todo mundo) como constante e igual a 0,85. Porém

com o aumento da resistência à compressão do concreto verificou-se que este parâmetro decresce à medida que a resistência do concreto aumenta. As equações 2.18, 2.20, 2.26 (ou 2.27), 2.30 (ou 2.32), 2.38 (ou 2.40) sugerem este decréscimo.

O parâmetro β_l está associado à profundidade do bloco de tensões, ou seja, à profundidade da linha neutra. Este parâmetro define o ponto de aplicação da força resultante do bloco de tensões equivalentes. O ponto de aplicação da força resultante é importante visto que o momento resistente da seção depende deste valor. Ibrahim e MacGregor (1997), Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) dentre outros pesquisadores, sugerem que o valor de β_l decresce com o aumento da resistência à compressão do concreto (ver equação 2.19, 2.31 e 2.33). O CSA A23.3-94 (ver equação 2.21), ACI 318 (2002) (ver equações 2.23, 2.24 e 2.25), NZS 3101-95 (ver equação 2.28 e 2.29) e Eurocode 2 (ver equações 2.39 e 2.41) são exemplos de normas técnicas internacionais que recomendam este decréscimo. O decréscimo de β_l em função do aumento da resistência do concreto se justifica pela maior linearidade do trecho ascendente do diagrama tensão deformação, aumento da deformação na máxima tensão ε_o e pela diminuição da deformação última ε_{cu} para os concretos de resistência mais elevada.

Os valores de α_l e β_l devem ser ajustados em conjunto, pois se o ajuste for excessivo em um dos parâmetros e aquém no outro, pode-se até obter uma boa aproximação para força resultante, porém o momento resistente ficará super ou subestimado.

Capítulo 3

Confiabilidade Estrutural

3.1 – INTRODUÇÃO

Toda estrutura deve ser segura, útil e econômica; entretanto é muito difícil conseguir que engenheiros, proprietários e usuários entrem em acordo quanto aos critérios de dimensionamento a serem seguidos (Galambos 1982). Neste sentido, normas de dimensionamento se tornam necessárias no intuito de buscar uma maior uniformidade. Os critérios de dimensionamento devem ser tão simples quanto possível e desenvolvidos de maneira que possam ser usados pelos profissionais, sem incorrer em complicações desnecessárias. Independente do formato do critério adotado, este deve garantir a segurança estrutural (Machado 2001).

Nos projetos estruturais os engenheiros através de idealizações das futuras estruturas, verificam através de análises matemáticas recomendadas em normas, as resistências e solicitações que as estruturas estarão sujeitas. Esta análise é feita com base em variáveis que são consideradas relevantes para o sistema. A confiabilidade estrutural está relacionada a essas variáveis que descrevem o sistema, mais precisamente com a variabilidade das mesmas. Esta variabilidade apresenta-se nos sistemas estruturais sob a forma de incertezas. A idealização de uma estrutura nunca será perfeita. Como regra, ela nunca estará livre de grandes ou pequenas incertezas (Tichý 1993).

Incetezas referem-se a informações imprecisas e incompletas sobre fenômenos investigados. Por exemplo, é sabido que uma estrutura será submetida a uma carga de vento, mas a magnitude exata desta carga e o momento específico de sua ocorrência não são conhecidos. Similarmente, pode-se definir em um projeto um concreto de classe C20, mas não se sabe qual o valor da resistência à compressão do concreto em uma seção transversal particular (Tichý 1993).

Em projetos estruturais, bem como em uma análise de confiabilidade, não são todas as incertezas que podem ser levadas em consideração, o que resulta em uma confiabilidade estimada, chamada de confiabilidade “nominal” ou “formal”. O uso desta confiabilidade “nominal” fica restrito a comparações entre sistemas estruturais em que as mesmas incertezas são adotadas. Entretanto, para objetivos práticos, a confiabilidade “nominal” pode ser aceita como uma medida da probabilidade de falha, interpretada mais precisamente no mesmo sentido que os fatores de minoração de resistência e majoração de cargas têm sido usados, como medida puramente nominal (Melchers 1999).

Em projetos semelhantes, que consideram as mesmas incertezas e que utilizam para seu dimensionamento os mesmos critérios, pode-se através da análise de confiabilidade verificar qual deles possui um nível de confiabilidade mais elevado. Portanto, a partir de estruturas consideradas modelo, devido ao seu bom desempenho quando sujeitas aos carregamentos de ocorrência real que “testam” estas estruturas ano a ano, pode-se definir um nível de confiabilidade objetivo, ou seja, um nível de confiabilidade que se pretende que as estruturas equivalentes possuam. A partir deste nível de confiabilidade, as normas de projeto estabelecem critérios, padrões e coeficientes, para que este nível estabelecido seja alcançado sem que para isso os procedimentos de cálculo tornem-se demasiadamente complicados.

Usualmente, conformidade com a norma é igualada a segurança estrutural na mente dos engenheiros, do governo e da sociedade. Na realidade, isto não é totalmente verdade. Conformidade com a norma assegura que existe uma chance pequena, mas aceitável, que uma falha estrutural ocorra (Galambos 1982).

Uma norma pode ser interpretada também como uma ferramenta de previsão, no sentido em que o projetista, seguindo as prescrições contidas nas normas de projeto, pode esperar que a estrutura resultante seja suficientemente segura durante o período de vida esperado. Entretanto, durante a fase de projeto, existem algumas incertezas que podem ser apenas estimadas. A maneira como uma norma é estruturada para incorporar estas incertezas afetará o desempenho esperado para qualquer estrutura projetada segundo seus critérios (Melchers 1999).

3.2 – CLASSIFICAÇÃO DOS MÉTODOS DE CONFIABILIDADE

Devido à grande variedade de idealizações nos modelos de confiabilidade estrutural e às várias maneiras de combinar estas idealizações de modo a adequá-las a um tipo de dimensionamento, uma classificação faz-se necessária. Os métodos de confiabilidade estrutural são divididos em níveis, de acordo com a quantidade de informação usada e disponível sobre o problema estrutural. Madsen et al. (1986) apresentam a seguinte classificação para os métodos de confiabilidade.

- Métodos de nível 0: são aqueles que usam o formato das “tensões admissíveis”. No método das tensões admissíveis todas as cargas são tratadas similarmente e as tensões elásticas são reduzidas por um fator de segurança.
- Métodos de nível I: são aqueles que empregam um valor característico para cada valor “incerto”. Como exemplo tem-se os formatos do tipo LRFD (Load and Resistance Factor Design) ou Método dos Estados Limites.
- Métodos de nível II: são aqueles que empregam dois valores para cada parâmetro “incerto” (usualmente média e variância) e uma medida da correlação entre parâmetros (usualmente covariância). Os métodos do índice de confiabilidade são exemplos de métodos do nível II.

- Métodos de nível III: são aqueles que empregam a probabilidade de falha da estrutura como medida de sua confiabilidade. Para tal as funções de densidade de probabilidade das variáveis básicas são requeridas.

O princípio de um método de confiabilidade tem sua justificação em termos de outro de nível mais elevado. Então um método de nível I pode ser justificado no nível II, no qual o nível I resulte em índices de confiabilidade próximos a um valor objetivo, pré-estabelecido. Os parâmetros para um dado método são determinados por calibração para aproximar o nível mais elevado. Os métodos do nível I nas novas normas de dimensionamento são rotineiramente calibrados pelos métodos do nível II ou nível III (Madsen et al. 1986).

3.2.1 – MÉTODO DAS TENSÕES ADMISSÍVEIS

O método das tensões admissíveis é uma forma de projeto que evoluiu a partir da aplicação da Teoria da Elasticidade. Esta teoria assume linearidade entre tensões e deformações na estrutura. No método das tensões admissíveis, a filosofia de dimensionamento consiste em se calcular a tensão σ , no regime elástico-linear para o carregamento máximo esperado e compará-la à tensão admissível σ_{adm} , que é uma fração da tensão limite σ_{lim} . A tensão limite define o nível de tensão a partir do qual o comportamento elástico-linear não mais se aplica.

Este critério de projeto pode ser definido como se segue:

$$\sigma \leq \sigma_{adm} = \frac{\sigma_{lim}}{FS} \quad (3.1)$$

onde FS é o fator de segurança.

A interpretação tradicional do método das tensões admissíveis é:

- sob cargas de serviço a estrutura tem um comportamento elástico-linear;
- resistência e carregamento são incertos, mas é postulado que, um limite superior para o carregamento e um limite inferior para a resistência (valores característicos) podem ser estabelecidos.

Existem muitas objeções a este modo de tratar o problema da segurança estrutural, tanto do ponto de vista científico, quanto probabilístico ou econômico, a saber (Galambos 1982):

- 1 – tensões e deformações nem sempre são lineares, por exemplo, a curva tensão-deformação do concreto é não-linear mesmo para baixas tensões;
- 2 – efeitos do tempo (fluência e retração do concreto), efeitos ambientais (umidade na resistência da madeira, corrosão de metais) e efeitos de taxa de carregamento introduzem não-linearidades no espaço e no tempo;
- 3 – efeito de carga e deformação nem sempre são lineares;
- 4 – comportamento carga-deformação pós-escoamento pode ser: dúctil, com grande ou pequena reserva de resistência, ou frágil;
- 5 – sob algumas circunstâncias é necessário utilizar a capacidade de absorção de energia da região não-linear para resistir a terremotos ou a explosões;
- 6 – a chance de exceder o estado limite de início da não-linearidade depende da variabilidade das cargas, dos materiais e do modelo de cálculo utilizado. A confiabilidade dos elementos dentro da estrutura ou de diferentes estruturas pode então variar consideravelmente;
- 7 – novos materiais de construção e técnicas de projeto podem demandar anos de testes até que um fator de segurança possa ser definido;
- 8 – todas as cargas são assumidas como tendo a mesma variabilidade;
- 9 – a probabilidade de falha é desconhecida e o mesmo fator de segurança pode corresponder a distintas probabilidades de falha.

Estas e muitas outras objeções ao método das tensões admissíveis já eram, em sua maioria, conhecidas dos pesquisadores há décadas. Os esforços para desenvolver outro método de projeto que acomodaria estas objeções começaram na década de 30 na União Soviética e, na década de 40 na Inglaterra e nos Estados Unidos da América (Galambos 1982). O método resultante é conhecido como Método dos Estados Limites.

3.2.2 – MÉTODO DOS ESTADOS LIMITES

No sentido de minorar as objeções relativas ao Método das Tensões Admissíveis, foi desenvolvido o Método dos Estados Limites (ou “Load and Resistance Factor Design” – LRFD). Um estado limite é uma condição onde a estrutura ou elemento estrutural torna-se inadequado para desempenhar a função proposta. No Método dos Estados Limites, o projeto

estrutural começará com a verificação da resistência última, seguida da verificação do estado limite de utilização.

A idéia central deste critério é que as resistências devem ser minoradas (fator de minoração ϕ) e as cargas devem ser majoradas (fator de majoração γ).

O formato geral deste critério de projeto é (Galambos 1982):

$$\phi R_n \geq \sum \gamma_i S_i \quad (3.2)$$

onde $\phi < 1,0$ é o fator de minoração da resistência, ou $\phi = 1/\gamma_m$, com $\gamma_m > 1,0$, sendo γ_m o fator referente ao material; R_n é a resistência do elemento estrutural, para a solicitação considerada; γ_i é o fator de majoração de cargas, para a carga i ; e S_i é o valor da solicitação i considerada.

A parte da equação 3.2 referente ao carregamento de cálculo ($\sum \gamma_i S_i$) está apresentada de uma forma geral. O formato deste carregamento de cálculo difere de norma para norma. O formato sugerido pela NBR 8681:2003 está apresentado na equação 2.1 da seção 2.2.4.

A parte da equação 3.2 que se refere à resistência (ϕR_n), pode ser expresso de várias maneiras, destacando-se dois formatos (Israel et al. 1987):

$$\text{Resistência minorada} = \phi R_n(f_y, f_c, \dots) \quad (3.3)$$

$$\text{Resistência minorada} = R_n(\phi_s f_y, \phi_c f_c, \dots) \quad (3.4)$$

onde ϕ_s e ϕ_c são os fatores de minoração da resistência do aço (f_y) e do concreto (f_c), respectivamente.

O formato descrito na equação 3.3 usa fatores de minoração de resistência para cada tipo de solicitação. A vantagem principal deste formato é levar em consideração a variabilidade entre modelos de dimensionamento e o efeito do modo de falha do componente estrutural na seleção de ϕ . A desvantagem é que ϕ não é aplicado diretamente às fontes de incerteza

(resistência do material, dimensões, etc.), como resultado, fica mais difícil manter um nível constante de confiabilidade nas diversas situações de projeto (Ellingwood et al. 1982).

No formato descrito pela equação 3.4, fatores de minoração de resistência são aplicados a cada material para se determinar a resistência nominal. A vantagem deste formato é que os fatores de minoração de resistência são aplicados diretamente às fontes de incerteza, tornando mais fácil manter um nível constante de confiabilidade para muitas situações de projeto. A desvantagem é que a variabilidade entre modelos de dimensionamento, o efeito do modo de falha e a importância do componente estrutural não são levados em conta (Ellingwood et al. 1982).

A NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 adotam o formato do Método dos Estados Limites como critério de segurança, sendo que a resistência é minorada pelo critério apresentado na equação 3.4, ou seja, são usados fatores de minoração de resistência para cada material. Conforme apresentado anteriormente, o carregamento de cálculo para as combinações últimas normais, é dado pela equação 2.1.

O Método dos Estados Limites também é conhecido como método semi-probabilístico. Os fatores de majoração de cargas e minoração de resistência são ajustados de tal maneira a se obter maior uniformidade da probabilidade de falha P_f , considerada aceitável para uma determinada classe de estruturas. O processo de ajuste dos fatores ϕ e γ é conhecido como calibração de norma.

3.3 – PROBLEMA BÁSICO DA CONFIABILIDADE

O problema básico da confiabilidade das estruturas é assegurar que a resistência da estrutura seja suficiente para suportar a carga máxima aplicada durante a vida útil. A segurança é claramente uma função da carga máxima, S , (ou combinação de cargas) imposta durante a vida útil da estrutura, bem como da resistência, R , (ou capacidade de carga da estrutura ou de seus componentes). Portanto, o objetivo da análise da confiabilidade é assegurar o evento ($R > S$) durante a vida útil da estrutura; entretanto, isto só é possível em termos da probabilidade, $P(R > S)$.

A distribuição de uma população de resistências, R , de um grupo de estruturas similares, está representada no eixo horizontal da figura 3.1. Essa é comparada com a distribuição do efeito do carregamento máximo, S , esperado para ocorrer nessas estruturas durante sua vida útil, (representada no eixo vertical da mesma figura). Por coerência, a resistência e o efeito do carregamento estão expressos em termos de um mesmo esforço, podendo ser, por exemplo, momento fletor. A linha a 45° nesta figura corresponde ao efeito de carga igual à resistência. Combinações de S e R acima desta linha, correspondem a ($S > R$) e portanto, falha, combinações de S e R abaixo desta linha correspondem a ($S < R$) e portanto representam segurança. Por exemplo o efeito do carregamento S_1 agindo sobre a estrutura tendo resistência R_1 causará falha, já o efeito do carregamento S_2 agindo sobre a estrutura tendo resistência R_2 representa uma combinação de segurança (MacGregor 1997).

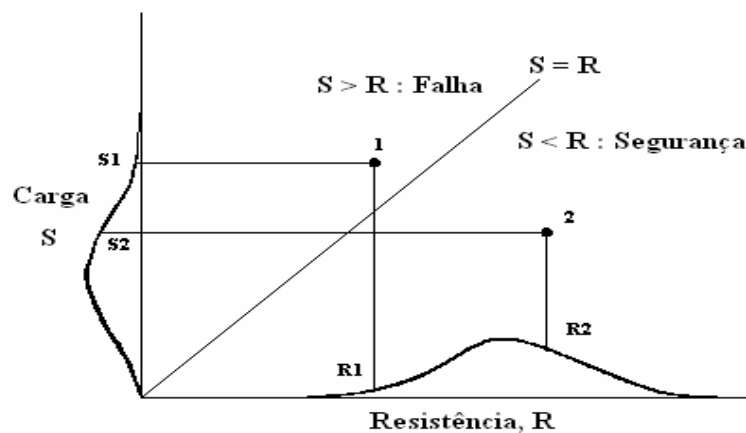


FIGURA 3.1 – SEGURANÇA E FALHA NAS COMBINAÇÕES DE CARGAS E RESISTÊNCIAS
(MacGregor 1997)

Sejam então, R e S , resistência e solicitação respectivamente, variáveis aleatórias com distribuições de probabilidade conhecidas. A probabilidade de falha P_f para R e S contínuas e estatisticamente independentes, pode ser calculada através da seguinte expressão (Ang e Tang 1990):

$$P_f = P(R < S) = \int_0^{\infty} F_R(s) f_S(s) ds \quad (3.5)$$

onde $F_R()$ é a função de distribuição acumulada da variável R ,
 $f_S()$ é a função densidade de probabilidade da variável S .

Como mostra a figura 3.2 a probabilidade de falha está associada à região de sobreposição das curvas $f_R(r)$ e $f_S(s)$. Com respeito a isso, observa-se que a região de sobreposição depende das posições relativas de $f_R(r)$ e $f_S(s)$, ou seja, mantidas as posições das médias e aumentando a dispersão ou mantidas as dispersões e aproximando as médias, P_f aumenta.



FIGURA 3.2 – FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE $f_R(r)$ e $f_S(s)$ (Ang e Tang, 1990)

A variável M , onde $M = R - S$, é conhecida como “margem de segurança”. Dado que R e S são variáveis aleatórias, M também é uma variável aleatória com função densidade de probabilidade $f_M(m)$. Por definição, a falha ocorrerá se M for negativo ($M < 0$). A probabilidade de falha, P_f , é o risco de uma combinação particular de R e S resultar em um valor negativo de M . Esta probabilidade é igual a área hachurada da figura 3.3. Isto pode ser expresso como:

$$P_f = P[M < 0] = \int_{-\infty}^0 f_M(m) dm = F_M(0) \quad (3.6)$$

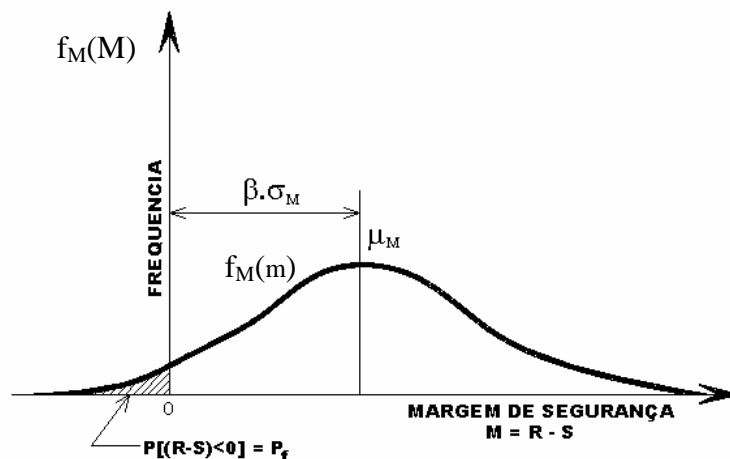


FIGURA 3.3 – FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA MARGEM DE SEGURANÇA, PROBABILIDADE DE FALHA, ÍNDICE DE SEGURANÇA (Ang e Tang 1990; MacGregor 1997)

A função M tem um valor médio μ_M e um desvio padrão σ_M . Da figura 3.3 pode-se ver que $\mu_M = 0 + \beta \cdot \sigma_M$, onde $\beta = \mu_M / \sigma_M$. Se a distribuição é deslocada para a direita pelo aumento de μ_M , β aumentará, e a área hachurada, P_f , diminuirá. Pode-se concluir que P_f é função de β . O fator β é chamado de *índice de confiabilidade*.

3.4 – MÉTODO DE CONFIABILIDADE DE PRIMEIRA ORDEM (FORM)

O cálculo da probabilidade de sobrevivência ou da probabilidade de falha requer que as funções densidade de probabilidade $f_R(r)$ e $f_S(s)$ ou que a função densidade de probabilidade conjunta $f_{R,S}(r, s)$ sejam conhecidas. Na prática, esta informação não está disponível ou é difícil de ser obtida devido à insuficiência de dados. Além disso, mesmo quando as distribuições podem ser especificadas, a avaliação da probabilidade de falha (ou de sobrevivência), geralmente, requer uma integração numérica da equação 3.5, o que pode ser impraticável.

Quando não existe informação sobre as distribuições de probabilidade das variáveis, a confiabilidade pode ser medida inteiramente como uma função do primeiro e do segundo momento (média e variância, respectivamente), pelo método de confiabilidade de Primeira Ordem e Segundo Momento (“First Order Second Moment” – FOSM). Se as distribuições de probabilidade são conhecidas, o Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (“First Order Reliability Method” – FORM) ou a simulação de Monte Carlo podem ser utilizados (Ang e Tang 1990).

3.4.1 – FUNÇÃO DE DESEMPENHO

A confiabilidade de um sistema ou componente estrutural pode depender de múltiplas variáveis aleatórias. O nível de desempenho de um sistema, obviamente, vai depender das propriedades deste sistema. A fim de definir o desempenho de uma estrutura, uma “função de desempenho” é usada:

$$g(\mathbf{X}) = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (3.7)$$

onde $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ é um vetor das variáveis básicas de projeto e a função $g(\mathbf{X})$ determina o desempenho do sistema. O desempenho limite pode ser definido como $g(\mathbf{X}) = 0$, que é o “estado limite” do sistema (Ang e Tang 1990).

Segue-se então que:

$[g(\mathbf{X}) > 0]$ = “região de segurança”

e

$[g(\mathbf{X}) < 0]$ = “região de falha”.

Geometricamente, a equação do estado limite, $g(\mathbf{X}) = 0$, é uma superfície n -dimensional, que pode ser chamada de “superfície de falha”. Em um lado desta superfície está a região de segurança, $g(\mathbf{X}) > 0$, enquanto do outro lado, a região de falha, $g(\mathbf{X}) < 0$ (Ang e Tang 1990).

3.4.2 – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE

Seja o conjunto de variáveis reduzidas não correlacionadas

$$X_i' = \frac{X_i - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} ; i = 1, 2, \dots, n. \quad (3.8)$$

Em termos das variáveis reduzidas, X_i' , a função do estado limite é dada pela equação:

$$g(\sigma_{X_1} X_1' + \mu_{X_1}, \dots, \sigma_{X_n} X_n' + \mu_{X_n}) = 0 \quad (3.9)$$

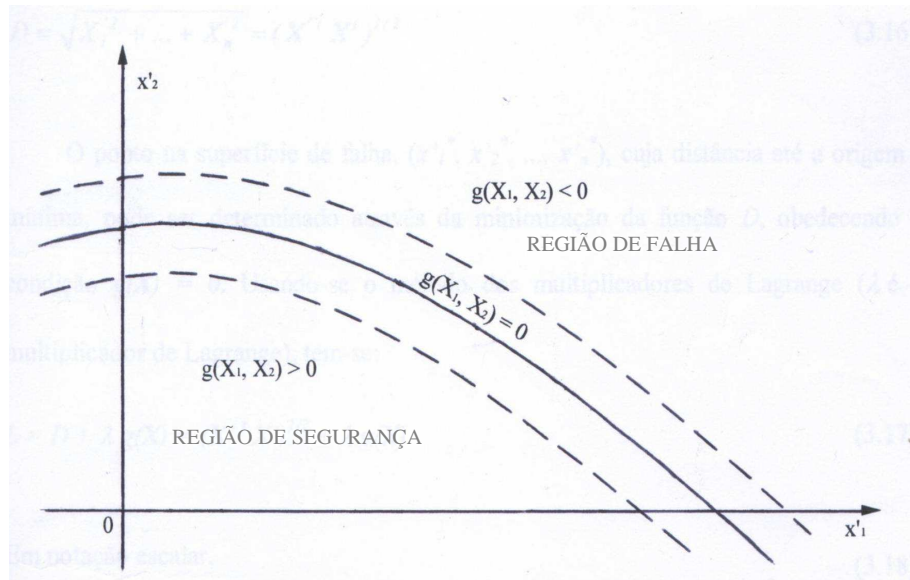


FIGURA 3.4 – REGIÃO DE FALHA E REGIÃO DE SEGURANÇA NO ESPAÇO DAS VARIÁVEIS REDUZIDAS (Ang. e Tang 1990)

Observa-se na figura 3.4, que a superfície de falha, $g(\mathbf{X}) = 0$, pode estar mais afastada ou mais próxima da origem, fazendo com que a região de segurança aumente ou diminua. Desta forma, a posição da superfície de falha em relação à origem das variáveis reduzidas determina a confiabilidade do sistema. A posição da superfície de falha pode ser representada pela distância mínima da superfície $g(\mathbf{X}) = 0$ até a origem das variáveis reduzidas (Ang e Tang 1990). Na verdade, Shinozuka (1983) mostrou que o ponto na superfície de falha com distância mínima até a origem é o ponto mais provável de falha.

A distância de um ponto $\mathbf{X}' = (X_1', X_2', \dots, X_n')$, na superfície de falha $g(\mathbf{X}) = 0$, até a origem de \mathbf{X}' é:

$$D = \sqrt{X_1'^2 + \dots + X_n'^2} = (\mathbf{X}'^t \mathbf{X}')^{1/2} \quad (3.10)$$

O ponto na superfície de falha, $(x_1'^*, x_2'^*, \dots, x_n'^*)$, cuja distância até a origem é mínima, pode ser determinado através da minimização da função D , obedecendo a condição $g(\mathbf{X}) = 0$. Usando-se o método dos multiplicadores de Lagrange (λ é o multiplicador de Lagrange), tem-se:

$$L = D + \lambda g(\mathbf{X}) = (\mathbf{X}'^t \mathbf{X}')^{1/2} + \lambda g(\mathbf{X}) \quad (3.11)$$

Em notação escalar,

$$L = \sqrt{X'_1{}^2 + X'_2{}^2 + \dots + X'_n{}^2} + \lambda g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (3.12)$$

onde $X_i = \sigma_{X_i} X'_i + \mu_{X_i}$.

Derivando a equação 3.12 em relação a X'_i e ao multiplicador de Lagrange λ , obtém-se um sistema de $n + 1$ equações com $n + 1$ incógnitas.

$$\frac{\partial L}{\partial X'_i} = \frac{X'_i}{\sqrt{X'_1{}^2 + X'_2{}^2 + \dots + X'_n{}^2}} + \lambda \frac{\partial g}{\partial X'_i} = 0 ; i = 1, 2, \dots, n \quad (3.13)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = g(X_1, X_2, \dots, X_n) = 0 \quad (3.14)$$

A solução do sistema de equações acima fornece o ponto mais provável de falha $(x'^*_1, x'^*_2, \dots, x'^*_n)$.

Introduzindo o vetor gradiente

$$\mathbf{G} = \left(\frac{\partial g}{\partial X'_1}, \frac{\partial g}{\partial X'_2}, \dots, \frac{\partial g}{\partial X'_n} \right) \quad (3.15)$$

$$\text{onde } \frac{\partial g}{\partial X'_i} = \frac{\partial g}{\partial X_i} \frac{\partial X_i}{\partial X'_i} = \sigma_{X_i} \frac{\partial g}{\partial X_i}$$

Substituindo a equação 3.10 em 3.13, e escrevendo-a em notação matricial, obtém-se:

$$\mathbf{X}' = -\lambda \mathbf{D} \mathbf{G} \quad (3.16)$$

Substituindo a equação 3.16 na 3.10, tem-se que $\lambda = (\mathbf{G}^t \mathbf{G})^{-1/2}$, e usando este resultado na equação 3.16, obtém-se:

$$\mathbf{X}' = - \mathbf{G} D / (\mathbf{G}^t \mathbf{G})^{1/2} \quad (3.17)$$

Pré-multiplicando a equação 3.17 por \mathbf{G}^t , tem-se:

$$D = - \mathbf{G}^t \mathbf{X}' / (\mathbf{G}^t \mathbf{G})^{1/2} \quad (3.18)$$

Substituindo a equação 3.17 no sistema de equações 3.13, obtém-se uma única equação com incógnita D , a solução desta equação é a distância mínima $d_{min} = \beta$, então:

$$\beta = - \mathbf{G}^{*t} \mathbf{X}'^* / (\mathbf{G}^{*t} \mathbf{G}^*)^{1/2} \quad (3.19)$$

onde \mathbf{G}^* é o vetor gradiente no ponto mais provável de falha $(x'_1, x'_2, \dots, x'_n)$. Então o ponto mais provável de falha é:

$$\mathbf{X}'^* = - \mathbf{G}^* \beta / (\mathbf{G}^{*t} \mathbf{G}^*)^{1/2} \quad (3.20)$$

Em sua forma escalar, os componentes de \mathbf{X}'^* são:

$$x'_{i^*} = -\alpha_i^* \beta; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.21)$$

onde

$$\alpha_i^* = \frac{\left(\frac{\partial g}{\partial X'_i} \right)_*}{\sqrt{\sum_i \left(\frac{\partial g}{\partial X'_i} \right)_*^2}} \quad (3.22)$$

são os cossenos diretores ao longo dos eixos x'_j .

3.4.2.1 – Interpretação de Primeira Ordem

Os resultados obtidos acima, nas equações 3.19 e 3.20, podem ser interpretados baseados em aproximações de primeira ordem para função $g(\mathbf{X})$, como se segue (Ang e Tang 1990).

Expandindo a função $g(\mathbf{X})$ em série de Taylor no ponto \mathbf{x}^* , que está na superfície de falha $g(\mathbf{x}^*) = 0$, ou seja:

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) = g(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*) + \sum_{i=1}^n (X_i - x_i^*) \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)_* + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n (X_i - x_i^*) (X_j - x_j^*) \left(\frac{\partial^2 g}{\partial X_i \partial X_j} \right)_* + \dots \quad (3.23)$$

onde as derivadas são calculadas em $(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$. Como $g(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*) = 0$ na superfície de falha, tem-se,

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n (X_i - x_i^*) \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)_* + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n (X_i - x_i^*) (X_j - x_j^*) \left(\frac{\partial^2 g}{\partial X_i \partial X_j} \right)_* + \dots \quad (3.24)$$

Lembrando que

$$X_i - x_i^* = (\sigma_{X_i} X_i' + \mu_{X_i}) - (\sigma_{X_i} x_i^* + \mu_{X_i}) = \sigma_{X_i} (X_i' - x_i^*)$$

e

$$\frac{\partial g}{\partial X_i} = \frac{\partial g}{\partial X_i'} \left(\frac{dX_i'}{dX_i} \right) = \frac{1}{\sigma_{X_i}} \left(\frac{\partial g}{\partial X_i'} \right)$$

Portanto,

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n (X_i' - x_i^*) \left(\frac{\partial g}{\partial X_i'} \right)_* + \dots \quad (3.25)$$

Em uma aproximação de primeira ordem, isto é, truncada a série acima no termo de primeira ordem, o valor médio da função $g(\mathbf{X})$ é:

$$\mu_g \cong - \sum_{i=1}^n x_i^* \left(\frac{\partial g}{\partial X_i'} \right)_* \quad (3.26)$$

enquanto a variância aproximada correspondente em primeira ordem (para variáveis não correlacionadas) é:

$$\sigma_g^2 \cong \sum_{i=1}^n \sigma_{X_i}^2 \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)^2 \quad (3.27)$$

das equações 3.26 e 3.27, tem-se a razão

$$\frac{\mu_g}{\sigma_g} = \frac{-\sum_{i=1}^n x_i^* \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)^2}} \quad (3.28)$$

Comparando a equação 3.28 com as equações 3.19 e 3.22, nota-se que a razão acima é a mesma obtida através das equações 3.19 e 3.22. Assim μ_g/σ_g é também a distância do plano tangente à superfície de falha em \mathbf{x}^* até a origem das variáveis reduzidas. Portanto, o índice de confiabilidade é também igual a

$$\beta = \mu_g/\sigma_g \quad (3.29)$$

Deve-se enfatizar que a aproximação de primeira ordem de μ_g e σ_g obtida acima deve ser calculada em um ponto na superfície de falha $g(\mathbf{X}) = 0$. Em estudos anteriores, as aproximações de primeira ordem eram calculadas com os valores médios ($\mu_{X_1}, \mu_{X_2}, \dots, \mu_{X_n}$), o que implicava em erros significativos para funções de desempenho não-lineares. Por este motivo, a razão correspondente μ_g/σ_g calculada com valores médios pode não ser a distância da superfície de falha não-linear até a origem das variáveis reduzidas (Ang e Tang 1990).

Além disso, aproximações de primeira ordem calculadas com os valores médios das variáveis básicas fazem surgir o problema da invariância para estados limites equivalentes, isto é, o resultado dependerá de como o evento estado limite foi definido. Por exemplo, para eventos de estado limite equivalentes ($R - S < 0$) e ($R/S < 1$), o cálculo com os valores médios das variáveis básicas resultará em índices de confiabilidade diferentes. Tal problema de

invariância é contornado se as aproximações de primeira ordem são calculadas em um ponto na superfície de falha (Ang e Tang 1990).

3.4.2.2 - Algoritmo numérico

Para “funções de desempenho” não lineares, a avaliação da probabilidade de falha geralmente será complexa (Ang e Tang 1990). Nestes casos, o seguinte algoritmo pode ser usado (Rackwitz e Fiessler 1978):

(1) Assume-se x_i^* e obtém-se:

$$x_i'^* = \frac{x_i^* - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}}$$

(2) Calcula-se $\left(\frac{\partial g}{\partial X_i'}\right)_*$ e α_i^* .

(3) Obtém-se $x_i^* = \mu_{X_i} - \alpha_i^* \beta \sigma_{X_i}$.

(4) Substitui-se x_i^* acima em $g(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*) = 0$ e calcula-se β .

(5) Usando-se β obtido no passo (4), recalcula-se $x_i'^* = -\alpha_i \beta$.

(6) Repetem-se os passos de (2) a (5) até que a convergência seja alcançada.

Distribuições Normais Equivalentes

Se a distribuição de probabilidade das variáveis aleatórias X_1, X_2, \dots, X_n , não são normais, a probabilidade P_f ou P_s pode ser calculada usando-se distribuições normais equivalentes. Com a distribuição Normal equivalente, o cálculo de P_f segue o mesmo procedimento usado para as variáveis normais (Ang e Tang 1990).

Variáveis Correlacionadas

Para variáveis aleatórias correlacionadas, as variáveis originais podem ser transformadas em um conjunto de variáveis não correlacionadas. O procedimento descrito acima, equação 3.15, pode ser aplicado ao conjunto de variáveis transformadas não correlacionadas (Ang e Tang 1990).

3.4.3 – PROBABILIDADE DE FALHA E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE

Tradicionalmente, o índice de confiabilidade β é usado para representar o nível de confiabilidade de uma estrutura. Portanto, por uma questão histórica, por ser mais fácil de apresentar os resultados e por permitir uma comparação com valores existentes na literatura, o índice de confiabilidade β é frequentemente empregado independente do nível do método de confiabilidade usado, ou seja, se nível 2 ou nível 3.

A probabilidade de falha é a medida resultante da análise de confiabilidade via método de nível III, isto é, quando as funções densidade de probabilidade das variáveis básicas são conhecidas e esta informação é usada na análise (ver item 3.2).

Para que o índice de confiabilidade β possa ser calculado a partir de da probabilidade de falha P_f , a relação $P_f = \Phi(-\beta)$ deve ser usada, onde $\Phi()$ representa a função de distribuição acumulada da variável Normal padrão.

A tabela 3.1 apresenta alguns valores de P_f em função de β , e a figura 3.5 representa a variação P_f em função de β . É interessante notar a não-linearidade desta relação; pequenos incrementos no índice de confiabilidade implicam em grandes reduções na probabilidade de falha correspondente.

TABELA 3.1 – VALORES DA PROBABILIDADE DE FALHA P_f EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE CONFIABILIDADE β

β	P_f
0,0	$5,00 \times 10^{-1}$
1,0	$1,59 \times 10^{-1}$
2,0	$2,28 \times 10^{-2}$
2,5	$6,21 \times 10^{-3}$
3,0	$1,35 \times 10^{-3}$
3,5	$2,33 \times 10^{-4}$
4,0	$3,20 \times 10^{-5}$

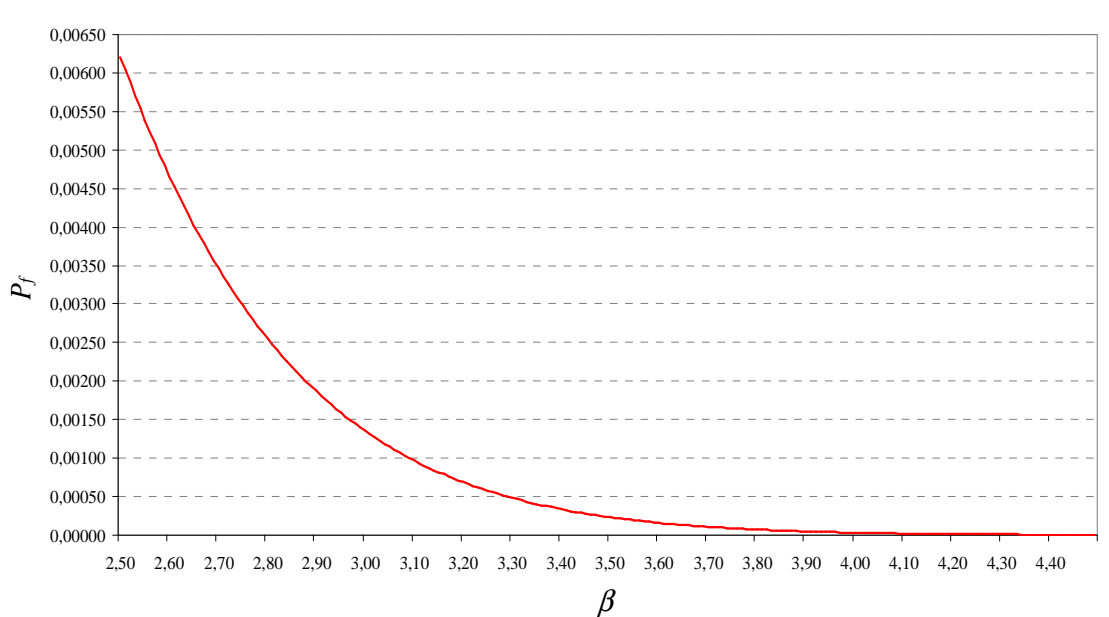


FIGURA 3.5 – PROBABILIDADE DE FALHA EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE CONFIABILIDADE

3.5 - SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO

Simulação é o processo de representação do mundo real baseado em um conjunto de hipóteses e modelos que expressam a realidade. Este processo pode ser executado teoricamente ou experimentalmente. A simulação teórica é normalmente executada numericamente, tendo se tornado uma ferramenta muito mais prática com o advento dos computadores. Assim como os métodos experimentais, a simulação numérica pode ser usada para a obtenção de dados que representem uma situação do mundo real (Ang e Tang 1990).

Para os propósitos de engenharia, a simulação pode ser usada para estudar a eficácia de um projeto. A partir de um conjunto de valores prescritos para os parâmetros (ou variáveis de projeto), o processo de simulação produz uma medida específica do desempenho da estrutura. Por meio de repetidas simulações a avaliação do desempenho da estrutura se torna mais precisa. Este procedimento de simulação pode ser usado para definir alternativas de projeto. (Ang e Tang 1990).

Para problemas envolvendo variáveis aleatórias com distribuição de probabilidade conhecida (ou assumida) a simulação de Monte Carlo é requerida. Ela envolve a repetição do processo de simulação, usando em cada simulação um conjunto particular de valores das variáveis aleatórias geradas de acordo com a correspondente distribuição de probabilidade. Repetindo o processo, uma amostra da solução é obtida (Ang e Tang 1990).

Uma amostra obtida pela simulação de Monte Carlo é semelhante a uma amostra obtida experimentalmente, com isso, os resultados podem ser tratados estatisticamente. Dois itens são necessários para a realização da Simulação de Monte Carlo: (i) uma relação determinística para descrever a resposta da estrutura; (ii) as distribuições de probabilidade de todas as variáveis envolvidas no cálculo da resposta.

O uso da simulação de Monte Carlo na avaliação de um desempenho estrutural pode ser feito para:

- calcular as estatísticas (média, desvio padrão e tipo de distribuição) da resposta do sistema. Neste caso, primeiro é obtida uma amostra da resposta e uma distribuição de probabilidade é ajustada aos dados desta amostra; ou
- calcular a probabilidade de desempenho insatisfatório (probabilidade de falha). Neste caso uma função de desempenho é estabelecida e uma amostra dos possíveis cenários (falha ou sobrevivência) é obtida. O número de desempenhos insatisfatórios é contado e a probabilidade de falha é calculada como a razão de desempenhos insatisfatórios, ou seja, o número de desempenhos insatisfatórios dividido pelo número de simulações. Por exemplo, se 10.000 simulações forem feitas e forem verificados desempenhos insatisfatórios (falha) em 10 casos, então a probabilidade de falha estimada é de 0,001.

Uma tarefa básica na simulação de Monte Carlo é a geração de números aleatórios. Procedimentos para a geração de números aleatórios segundo distribuições Normal, Lognormal e Tipo I (Valores Extremos) são apresentados no Apêndice A. Maiores informações sobre este tópico podem ser obtidas em Rubinstein (1981).

3.5.1 – ERRO DA PROBABILIDADE DE FALHA

Uma amostra de uma simulação de Monte Carlo é semelhante a uma amostra de observações experimentais. Assim, os resultados da simulação de Monte Carlo podem ser tratados estatisticamente, ou seja, podem ser apresentados em forma de histograma, também sendo aplicáveis os métodos de estimativas estatísticas. Por estas razões, a simulação de Monte Carlo é também uma técnica de amostragem, apresentando com isso os mesmos problemas presentes na teoria da amostragem, ou seja, os resultados da simulação de Monte Carlo estão

sujeitos a erros amostrais. Geralmente, as soluções para um número finito de amostras não são exatos, a menos que o tamanho da amostra seja infinitamente grande (Ang e Tang, 1990).

A simulação de Monte Carlo é frequentemente usada para estimar a probabilidade de falha de um sistema ou estrutura. Contudo é desejável saber qual é o erro associado à probabilidade de falha obtida via simulação de Monte Carlo. Ang e Tang (1990) apresentam a seguinte expressão que relaciona o erro percentual da probabilidade de falha com o número de simulações e a probabilidade de falha estimada:

$$\%ERRO = 200 \sqrt{\frac{1 - P_f}{n \cdot P_f}} \quad (3.30)$$

Nesta expressão n é o número de simulações e P_f a probabilidade de falha estimada.

3.6 – CALIBRAÇÃO DE NORMAS

No processo de calibração de uma norma determina-se a confiabilidade de estruturas com desempenho satisfatório e identifica-se o valor desejável para o índice de confiabilidade, denominado “objetivo” ou “alvo”, β_o ($\beta_{objetivo}$). A escolha de β_o deve refletir: a importância do componente para a integridade da estrutura, as conseqüências da falha, o modo de falha (frágil ou dúctil), o tipo de material e as combinações de cargas. Por exemplo, para o American National Standard A58 foram selecionados os seguintes valores para β_o , considerando uma vida útil de 50 anos (Galambos et al. 1982):

- Combinações de cargas gravitacionais: $\beta_o = 3,0$;
- Combinações de cargas gravitacionais e cargas de vento: $\beta_o = 2,5$;
- Combinações de cargas de direções contrárias: $\beta_o = 2,0$.

Os valores apresentados acima, segundo Galambos et al. (1982), correspondem razoavelmente bem à faixa de valores obtida nos estudos de normas norte-americanas (tabela 3.2). Estes valores estão associados a componentes estruturais em aço, concreto armado e madeira laminada colada sob flexão e sob compressão.

O processo de calibração de normas demanda um monitoramento constante das normas técnicas, seja pela introdução de novos materiais, novas tecnologias, pelos avanços nos métodos probabilísticos incorporados na Confiabilidade Estrutural, pela disponibilidade de maiores e melhores informações sobre as diversas incertezas presentes, etc (Diniz 2006). A calibração de normas técnicas é geralmente uma grande tarefa; veja-se por exemplo a calibração dos fatores de majoração de cargas para a norma norte-americana ANSI A58 (predecessora da SEI-ASCE 7 (2005)) (Ellingwood et al. (1982), Galambos et al. (1982)), e a calibração dos fatores de minoração de resistências da norma ACI 318-02 (Nowak e Szerszen 2003; Szerszen e Nowak 2003; Szerszen et al. 2005).

Um dos maiores problemas na calibração de normas é a definição numérica do objetivo a ser atingido, ou seja $\beta_{objetivo}$ (ou $P_{f(objetivo)}$). Assim, a idéia é calibrar o método de nível mais elevado a partir dos índices de confiabilidade (ou probabilidades de falha) correspondentes à prática anterior que tenham conduzido a estruturas com desempenho considerado como satisfatório.

TABELA 3.2 – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA DIVERSOS COMPONENTES ESTRUTURAIIS
($D + L$), $L_n/D_n = 1,0$ (Galambos et al. 1982)

Componente Estrutural (1)	Índice de Confiabilidade, β (2)
Viga em concreto armado, Aço 60, médio ρ	2.8
Viga em concreto armado, Aço 40, médio ρ	2.8
Viga moldada "in loco", pos-tensionada, baixo ρ	3.0
Viga pré moldada, pré tensionada, baixo ρ	3.6
Pilar curto em concreto armado, falha à compressão	3.4
Pilar em concreto armado com estribos espirais, falha à compressão	3.0
Resistência ao cisalhamento em vigas em concreto armado com armadura duas vezes o estribo mínimo	2.4
Elementos tensionados em aço, estado limite de escoamento (fratura) ^a	2.5 (3.4)
Vigas compactas em aço ^a	3.1
Coluna em aço, $\lambda = 0.5$	3.1
Soldas de filete ^a	3.9
Parafusos A325, cisalhamento ^a	4.4
Pilares em alumínio ($L_n/D_n = 5$)	2.8

^a $L_0/D_n = 2$.

Capítulo 4

Análise de Confiabilidade de Pilares Curtos em Concreto Armado

Neste capítulo são discutidos os possíveis critérios para a caracterização da falha estrutural em pilares curtos de concreto armado, o procedimento a ser adotado neste trabalho, as variáveis básicas consideradas e suas estatísticas.

4.1 – CRITÉRIO DE FALHA

Como tem sido reconhecido (Floris e Mazzucchelli 1991; Tichý e Vorlicek 1962) a avaliação da confiabilidade de pilares em concreto armado é um assunto bastante complexo. Não há uma solução em forma fechada para expressar a resistência do pilar, com isso a aplicação

direta de alguns métodos de confiabilidade, como o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM – First Order Reliability Method) não pode ser feita. Na grande maioria dos casos o pilar está sujeito à carga axial e ao momento fletor, assim a falha é em grande parte dependente do caminho seguido na interação dos esforços, ou seja, diversos critérios podem ser utilizados para descrever a falha do pilar, cada um deles com suas vantagens e desvantagens (Diniz e Frangopol 1997). Vários procedimentos têm sido propostos para superar esses problemas (Floris e Mazzuccheli 1991; Mirza e Skrabek 1991; Neuenhofer e Zilch 1993; Ruiz 1993). Primeiramente, um critério de falha deve ser estabelecido. Em seguida, um procedimento consistente com o critério de falha selecionado deve ser desenvolvido (Diniz e Frangopol 1997).

Em 1962, Tichý e Vorlicek apontaram na direção de que o cálculo da segurança de um dado pilar poderia depender de como o critério de segurança foi estabelecido, isto é: (a) carga axial P constante; (b) momento M constante; (c) excentricidade e constante; (d) P e M não correlacionados, ver figura 4.1. Contudo a maioria dos estudos referem-se a excentricidade e constante, ou seja, é assumido que exista correlação perfeita entre carga axial e momento fletor (Ellingwood 1977; Israel et al. 1987; Mirza 1987; Mirza et al. 1987; Mirza e Skrabek 1991, 1992; Ruiz 1993; Ruiz e Aguillar 1994). Poucos estudos existem para o caso de carga axial e momento fletor não correlacionados (Neuenhofer e Zilch 1993; Floris e Mazzucchelli 1991).

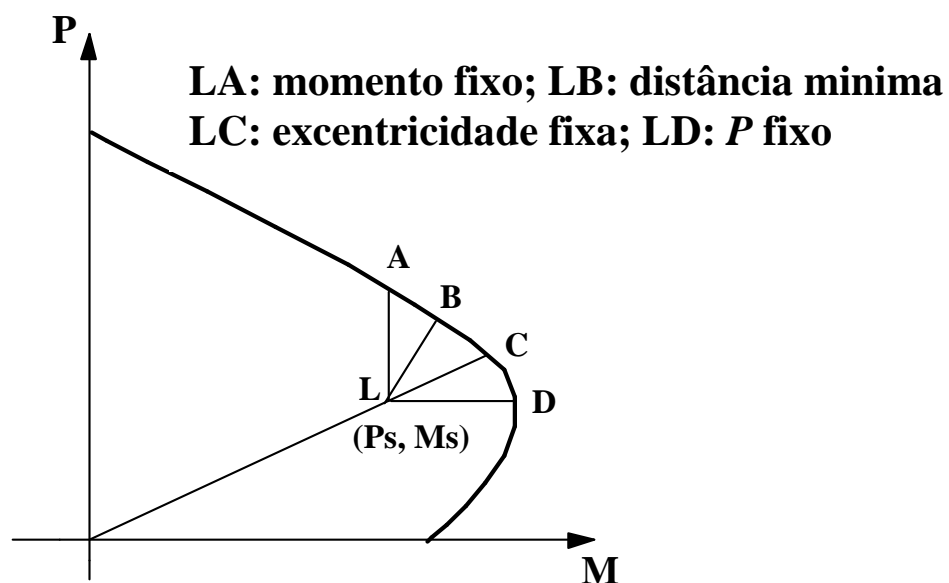


FIGURA 4.1 : DIFERENTES MEDIDAS DE SEGURANÇA: M FIXO, P FIXO, e FIXO, E DISTÂNCIA MINIMA (DINIZ E FRANGOPOL 1997).

A equação abaixo pode ser usada para definir o estado limite quando se assume que o momento fletor e a carga axial que agem no pilar aumentam proporcionalmente, ou seja, para e constante (Ellingwood 1977; Israel et al 1987):

$$g(X) = \left[P^2 + \left(\frac{P \cdot e}{h} \right)^2 \right]^{1/2} - \left\{ (F_G + F_Q)^2 + \left[\frac{(F_G + F_Q) \cdot e}{h} \right]^2 \right\}^{1/2} = 0 \quad (4.1)$$

Onde:

X = vetor das variáveis básicas, $X = \{P, F_G, F_Q\}$;

P = resistência axial do pilar para uma dada excentricidade e ;

F_G e F_Q são as cargas permanente e variável, respectivamente, agindo sobre o pilar.

Cumprе lembrar que P é função da resistência à compressão do concreto, da altura e largura da seção transversal, da resistência ao escoamento do aço da armadura longitudinal, do cobrimento da armadura e do erro do modelo. Sendo todas estas variáveis tratadas de forma probabilística, ou seja, cada uma destas é descrita por uma função de densidade de probabilidade.

No caso do estado limite para excentricidade e constante, a resistência e o carregamento não estão correlacionados e podem ser tratados separadamente. Neste caso, poderia ser usado um método híbrido, isto é, as estatísticas da resistência são obtidas via simulação de Monte Carlo e em seguida o índice de confiabilidade calculado via AFORM (Diniz e Frangopol 1997). Se não for assumida correlação perfeita em P e M o processo anterior não poderia ser utilizado, neste caso o cálculo da probabilidade de falha teria de ser feito via simulação de Monte Carlo (Frangopol et al 1996).

Neste trabalho foram calculadas as estatísticas da resistência e em seguida a probabilidade de falha, ambas via simulação de Monte Carlo. Este procedimento gera resultados mais precisos, desde que se utilize um número de iterações compatível com o objetivo da análise (ver item 3.5).

4.2 - ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS BÁSICAS

4.2.1 - INTRODUÇÃO

Em uma análise de confiabilidade de pilares de concreto armado é necessário conhecer as variáveis básicas e suas estatísticas. Nesta seção são apresentadas as estatísticas das variáveis relacionadas ao carregamento e à resistência dos pilares, suas distribuições de probabilidade e respectivos parâmetros.

4.2.2 - VARIABILIDADE DAS AÇÕES

A maior parte das combinações de cargas envolvendo cargas gravitacionais é representada pela soma da carga permanente com a carga variável. As combinações de ações gravitacionais governam os projetos em muitas situações práticas e são particularmente importantes (Galambos et al. 1982).

As ações devidas às cargas permanentes apresentam pequena variabilidade ao longo da vida útil da estrutura. Em geral, assume-se para este tipo de ação uma distribuição Normal, com média igual ao valor característico da ação e coeficiente de variação de 0,05 a 0,10. Entretanto, há evidências que estas ações são subestimadas, portanto seria correto considerar a média igual ao valor nominal acrescido de 5 % (Melchers 1999).

Apesar da NBR 8681:2003 prescrever que as ações devidas às cargas variáveis têm como valores característicos os valores com 25 % a 35 % de probabilidade de serem ultrapassados no sentido desfavorável, durante o período de 50 anos (ver item 2.2.2), Ellingwood et al. (1980) baseados em dados amostrais concluíram que o valor característico da carga variável acidental é igual a média dos valores máximos anuais para um período de 50 anos. Os valores característicos adotados por Ellingwood et al. (1980) e os adotados pela NBR 6120:1980 são muito próximos. Por exemplo, para salas e quartos de um edifício residencial, o valor característico adotado para carregamento variável acidental por Ellingwood et al. (1980) foi de 40 psf (1,92 kPa) e pela NBR 6120:1980 de 1,50 kPa, para um edifício de escritório Ellingwood et al. (1980) adota 50 psf (2,40 kPa) e a NBR 6120:1980 adota 2,00 kPa.

Galambos et al. (1982), baseados no estudo realizado por Ellingwood et al. (1980) propôs as estatísticas apresentadas na tabela 4.1, e que são adotadas para as ações consideradas neste estudo.

TABELA 4.1 – ESTATÍSTICAS DAS AÇÕES CONSIDERADAS (GALAMBOS ET AL., 1982)

Tipo de carga	μ/F^*	V	Tipo de distribuição de probabilidade
Carga Permanente	1,05	0,10	Normal
Carga Variável	1,00	0,25	Valores extremos Tipo I

* Este é o quociente da média pela carga característica não majorada

Os valores adotados para as ações a serem consideradas nos projetos estruturais, são os chamados valores característicos. A ação de cálculo é obtida com a aplicação de fatores de majoração de cargas sobre as cargas características. Os valores destes fatores dependem do tipo de carga e se o efeito correspondente é favorável ou não. Em uma análise de confiabilidade é necessário o conhecimento das estatísticas do carregamento considerado, isto é, o tipo de distribuição e parâmetros correspondentes. Os valores do coeficiente de variação e o tipo de distribuição para o carregamento considerado no presente estudo são apresentados na tabela 4.1.

Neste estudo é considerado que as ações atuantes correspondem apenas à carga permanente e à carga variável. Para esta situação a NBR 8681:2003 fornece a seguinte relação para a ação de cálculo:

$$F_d = 1,4 F_{G,k} + 1,4 F_{Q,k} \quad (4.2)$$

Usando as informações contidas na tabela 4.1 para a relação μ/F , obtém-se:

$$F_{G,k} = \mu_G / 1,05 \quad (4.3)$$

$$F_{Q,k} = \mu_Q / 1,00 \quad (4.4)$$

Substituindo as equações (4.3) e (4.4) na (4.2), tem-se:

$$F_d = (1,33) \cdot \mu_G + (1,4) \cdot \mu_Q \quad (4.5)$$

Os valores médios para a carga permanente e para a carga variável (μ_G e μ_Q , respectivamente) correspondentes a um dado projeto podem então ser calculados a partir do seguinte procedimento:

- assumir $R_d = F_d$ (resistência de cálculo = ação de cálculo);
- assumir as características do componente estrutural em questão (materiais, geometria, excentricidade do carregamento, etc.);
- obter a resistência de cálculo, usando os procedimentos de projetos conforme recomenda a NBR 6118:2003;
- calcular os valores médios μ_G e μ_Q a partir da ação de cálculo F_d (equação 4.5) e assumindo-se valores para a razão μ_G/μ_Q .

4.2.3 - VARIABILIDADE NA RESISTÊNCIA

4.2.3.1 – Variabilidade na resistência à compressão do concreto

4.2.3.1.1 – Variabilidade na resistência à compressão do concreto em corpos de prova cilíndricos padronizados

Um fato bem conhecido é que a resistência do concreto depende do grau do controle de qualidade em todas as fases de sua produção. Baseado em resultados de testes em cilindros padronizados, de acordo com Mirza et al. (1979) para concretos de resistência normal (CRN), o coeficiente de variação pode ser tomado como praticamente constante para valores de resistência à compressão média do concreto abaixo de 27,6 MPa, tendo o coeficiente de variação igual a 0,10, 0,15 e 0,20 para controle de qualidade excelente, médio e baixo, respectivamente, da mesma forma os concretos com resistência média à compressão acima de 27,6 MPa e abaixo de aproximadamente 41,4 MPa, tem o desvio padrão também praticamente constante variando em 2,76, 4,14 e 5,52 MPa para classes de controle de qualidade excelente, médio e baixo, respectivamente.

O ACI 363 (1984), baseado em informação disponibilizadas por Neville (1973), Cook (1982), e Day (1981), sugere que o desvio padrão da resistência a compressão dos concretos de alta resistência é uniforme e dentro dos limites de 3,45 a 4,83 MPa (500 a 700 psi), e portanto o coeficiente de variação decresceria com o aumento da resistência média do concreto. Porém, deve-se enfatizar que o ACI 363 (1984) apresenta esta sugestão baseado em informações com relação a resistência de projeto variando de 41,4 a 51,7 MPa (6.000 – 7.500 psi). Entretanto, o limite superior de 4,83 MPa (700 psi) para o desvio padrão não parece realista para concretos de resistência mais elevada.

A tabela 4.2 apresenta estatísticas da resistência de concretos obtidas em corpos de prova cilíndricos (Diniz e Frangopol 1997). Nesta tabela pode-se ver que, com exceção de somente três casos, o coeficiente de variação apresenta valores menores que 8 %. Além disso, os valores indicam que para resistências maiores, o desvio padrão pode ser maior que 4,83 MPa (700 psi). Isto corrobora a idéia de que, para concretos de alta resistência, o coeficiente de variação é uma melhor medida de controle de qualidade que o desvio padrão. Para a obtenção de resistências da ordem de grandeza apresentada na tabela 4.2, é razoável considerar que o controle de qualidade exercido deve ser excelente.

Segundo a NBR 6118:2003, os valores característicos f_k das resistências são os que, num lote de material, têm uma determinada probabilidade de serem ultrapassados, no sentido desfavorável para a segurança. Para os efeitos desta norma, a resistência característica do concreto f_{ck} é admitida como sendo o valor que tem apenas 5% de probabilidade de não ser atingido pelos elementos de um dado lote de material. A relação entre a resistência característica do concreto f_{ck} e a resistência média à compressão do concreto f_{cm} é dada por (NBR 12655:1996):

$$f_{cm} = f_{ck} + 1,65 S_d \quad (4.6)$$

onde:

f_{ck} é a resistência característica do concreto à compressão;

f_{cm} é a resistência média do concreto à compressão medida nos corpos de prova;

S_d é o desvio padrão.

TABELA 4.2: ESTATÍSTICAS DA RESISTÊNCIA DO CONCRETO EM CORPOS DE PROVA CILÍNDRICOS (DINIZ E FRANGOPOL 1997)

Resistência de projeto (MPa)	Descrições principais		
	Média (MPa)	Desvio Padrão (MPa)	Coefficiente de variação (%)
41,4	50,04	3,23	6,4
53,1	55,13	4,55	8,3
51,7	56,17	3,03	5,4
51,7	58,98	3,67	6,2
54,5	59,57	3,75	6,3
55,2	65,05	5,62	8,6
55,2	70,38	2,82	5,0
62,1	86,71	6,28	7,2
68,95	77,50	5,90	7,7
68,95	78,00	6,83	8,7
68,95	77,50	5,38	6,9
68,95	79,47	2,39	5,0
82,74	91,92	4,72	6,0
82,74	93,77	6,30	6,7
82,74	95,79	5,01	5,2
96,53	111,28	6,47	5,8
96,53	123,97	1,88	1,5

4.2.3.1.2 – Resistência à compressão do concreto na estrutura

A resistência à compressão do concreto que se mede em laboratório, por meio dos corpos de prova retirados no ato da concretagem das estruturas, difere em relação à resistência do concreto existente na estrutura. A resistência do concreto na estrutura tende a ser inferior à resistência obtida nos corpos de prova. Este fato ocorre devido às diferenças existentes nos procedimentos de lançamento e cura, aos efeitos da migração de água em peças altas, aos efeitos da diferença no tamanho e forma das peças, aos efeitos da diferença do regime de tensões nas estruturas e nos cilindros e aos efeitos de duração do carregamento (Mirza et al. 1979).

4.2.3.1.3 – Relação entre resistência do concreto à compressão nos corpos de prova e na estrutura

Em uma análise de confiabilidade, a resistência do concreto na estrutura é a variável de interesse. Desta maneira, é necessário correlacionar a resistência medida a partir de corpos-de-prova padronizados com aquela verificada na estrutura. Usualmente para concretos de resistência normal, o valor 0,85 é recomendado como fator que relaciona a resistência na estrutura com a resistência dos corpos-de-prova cilíndricos padronizados (Süssekind 1979). Esse valor também tem sido sugerido para concretos de alta resistência (Council 1992; ACI 318 2002). Contudo, resultados experimentais (Collins et al. 1993; Mark et al. 1993; Cook 1989) indicam que o valor médio da razão entre a resistência à compressão do concreto no pilar e a resistência nos corpos de prova padronizados, k_3 , é usualmente menor que 0,85. Estudos realizados por Collins et al. (1993) e Ibrahim e MacGregor (1997) indicam que a razão, k_3 , tende a decrescer com o aumento da resistência à compressão do concreto. Ibrahim e MacGregor (1997) propõem a seguinte expressão:

$$k_3 = 0,85 - \frac{f_c'}{800} \quad , \text{ mas } k_3 \geq 0,725 \quad (4.7)$$

Na equação acima a resistência à compressão do concreto é dada em MPa.

Note que o valor 0,85 para concretos de resistência normal já apareceu na figura 2.2 e na letra d do item 2.4.2.2. Já a equação de k_3 (equação 4.7) é idêntica àquela que fornece o valor de α_l pela equação 2.18. Isto mostra que os critérios de projeto consideram em suas equações a diferença existente entre a resistência do concreto na estrutura e aquela obtida em corpos de prova.

4.2.3.1.4 – Estatísticas da resistência à compressão do concreto

Primeiramente escolhem-se os valores para a resistência característica do concreto. Esses valores devem se dividir em dois grupos, o primeiro grupo com concretos de f_{ck} situado entre 20 e 50 MPa, (CRN), valores estes dentro dos limites estabelecidos pela NBR 6118:2003. E um segundo grupo com valores de f_{ck} maiores que 50 MPa, (CAR), valores estes não cobertos pela NBR 6118:2003.

Para o cálculo da média da resistência do concreto à compressão, o seguinte método será usado:

(1) assume-se baixa classe de qualidade para os concretos com f_{ck} maior e igual a 20 MPa e menor que 30 MPa, média classe de qualidade para os concretos com f_{ck} maior e igual a 30 MPa e menor que 45 MPa e alta classe de qualidade para os concretos com f_{ck} maior e igual a 45 MPa e menor e igual a 50 MPa. Portanto, o coeficiente de variação da resistência dos corpos de prova cilíndricos padronizados poderão ser considerados 0,20, 0,15 e 0,10, respectivamente. Para concretos com f_{ck} maior que 50 MPa, será considerado sempre alta classe de qualidade e será assumido o coeficiente de variação igual a 0,10.

(2) assumindo os coeficientes de variação, calcula-se a média da resistência à compressão para os corpos-de-prova cilíndricos padronizados, para cada valor de f_{ck} escolhido, através da equação (4.6).

Embora a NBR 6118:1980 prescreva a distribuição Normal para a descrição da variabilidade da resistência à compressão do concreto, neste estudo, será adotada a distribuição Lognormal para a descrição desta variável. Esta escolha se mostra mais coerente, uma vez que a distribuição Lognormal assume apenas valores positivos, ao contrário da distribuição Normal que pode assumir valores negativos, o que no caso da resistência à compressão do concreto não possui significado físico algum (Tichý 1993; Machado 2001).

4.2.3.2 – Variabilidade na tensão de escoamento do aço

São várias as fontes de variação na tensão de escoamento do aço, entre elas estão a variação na própria resistência do material, a variação na área da seção transversal da barra, o efeito da duração do carregamento, o efeito do diâmetro da barra nas propriedades das barras e o efeito da deformação na qual o escoamento é definido (Mirza e MacGregor 1979a).

As tensões de escoamento obtidas através de ensaios tendem a ser superestimadas, uma vez que estes ensaios são conduzidos sob taxas de deformação mais altas do que as usuais correspondentes ao carregamento estático das estruturas. Além disso, como a maioria dos ensaios têm se baseado nas áreas nominais das barras, é razoável que a tensão de escoamento também se baseie em valores nominais.

De acordo com a NBR 12655:96, a resistência característica ao escoamento do aço f_{yk} é admitida como sendo o valor que tem apenas 5% de probabilidade de não ser atingido pelos elementos de um dado lote de material. O valor característico f_{yk} é definido pela expressão:

$$f_{yk} = \mu_{aço} (1 - 1,65 \cdot V_{aço}) \quad (4.8)$$

onde:

$V_{aço}$ é o coeficiente de variação da resistência ao escoamento do aço;

$$V_{aço} = S_{aço} / \mu_{aço} \quad (4.9)$$

f_{yk} é a resistência característica ao escoamento do aço;

$\mu_{aço}$ é a resistência média ao escoamento do aço;

$S_{aço}$ é o desvio padrão da resistência ao escoamento do aço.

4.2.3.2.1 – Estatísticas da tensão de escoamento do aço

A armadura transversal não será considerada nas análises uma vez que esta não influencia a resistência de pilares curtos em concreto armado, sem confinamento. Porém cabe ressaltar que apesar dessa armadura não ser considerada na análise, está implícito que a mesma existe em todos os pilares e de maneira a satisfazer as recomendações da NBR 6118:2003. Portanto a única armadura a ser considerada na análise será a armadura longitudinal, e para essa, o tipo de aço usado será o CA 50.

A média da resistência ao escoamento do aço é calculada através da equação (4.8) para o valor de f_{yk} considerado, e o coeficiente de variação adotado será igual a 0,10 (Gomes et al. 1997). Note que para o aço não serão consideradas diferenças entre resultados obtidos em corpos de prova e o material usado na estrutura.

De forma semelhante ao que foi dito na seção 4.2.3.1.4 desse trabalho, embora a NBR 6118:1980 prescreva a distribuição Normal para a descrição da variabilidade da resistência ao escoamento do aço, neste estudo, será adotada a distribuição Lognormal para a descrição desta variável.

4.2.3.3 – Variabilidade nas dimensões

As imperfeições geométricas nas peças de concreto armado surgem durante diferentes fases da construção. Variações nas dimensões e no formato, por exemplo, dependem principalmente do tamanho, da forma e da qualidade das fôrmas usadas, além das operações de concretagem e vibração. Por estas razões, imperfeições geométricas variam de país para país, região para região e, até, de estrutura para estrutura, dependendo da qualidade das técnicas de construção, dos equipamentos e do treinamento do pessoal local (Mirza e MacGregor 1979b).

Mirza e MacGregor (1979b) recomendam o uso de distribuições normais para os modelos de probabilidade da variabilidade das dimensões, devido à sua simplicidade e versatilidade. Para a variabilidade nas dimensões, neste estudo, serão tomadas como variáveis aleatórias a largura da seção transversal b , altura da seção transversal h e o cobrimento da armadura c . Gomes et al. (1997) recomendam a adoção de distribuição Normal com desvio padrão de 5 mm e valor médio igual ao valor nominal para a altura h e largura b , e valor médio igual ao cobrimento nominal mais 5 mm para o cobrimento da armadura c . Porém, a NBR 6118 na revisão de 2003 estabeleceu o cobrimento nominal (c_{nom}) como o cobrimento mínimo (c_{min}) acrescido da tolerância de execução (Δc), ou seja, $c_{nom} = c_{min} + \Delta c$. Sendo, em obras correntes Δc igual a 10 mm. Por isso, neste trabalho o valor da média do cobrimento é considerado igual ao seu valor nominal, mantendo o desvio padrão igual a 5 mm. Quanto à área das armaduras longitudinais, a variabilidade das mesmas usualmente já está incorporada nas estatísticas da tensão de escoamento do aço (Mirza e MacGregor 1979a).

4.2.3.4 – Erro do modelo

Além do caráter aleatório e das incertezas inerentes às variáveis consideradas no modelo adotado para a análise, a análise da confiabilidade deve incluir a incerteza do modelo relacionado à formulação do estado limite relevante (Machado 2001).

O erro do modelo assumido neste estudo segue as sugestões feitas por Mirza e MacGregor (1989) e Mirza e Skrabek (1992) no qual o erro do modelo é função da razão entre a excentricidade e a altura da seção transversal considerada, e/h . Foi assumido que o erro do modelo segue a distribuição Normal, com um valor médio de 1,0 e coeficiente de variação

que é função de e/h . Este coeficiente de variação foi tomado como 0,11 para pilares com excentricidade menor ou igual a “excentricidade balanceada”, e_b , variando linearmente até 0,03 com o aumento da excentricidade até a condição de flexão pura. (ver figura 4.2, Diniz e Frangopol 1997).

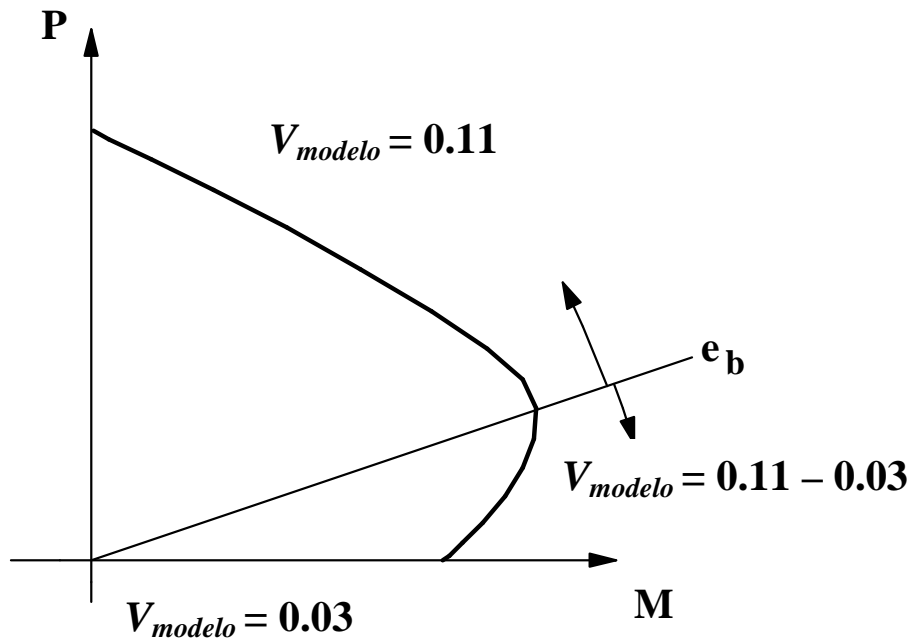


FIGURA 4.2: COEFICIENTE DE VARIAÇÃO DO ERRO DO MODELO COMO FUNÇÃO DA EXCENTRICIDADE (DINIZ E FRANGOPOL 1997).

4.2.3.5 – Estatísticas das variáveis básicas relacionadas à resistência do pilar

A tabela 4.3 apresenta um quadro resumo das variáveis básicas (e suas estatísticas) relacionadas à resistência dos pilares usadas na análise de confiabilidade desenvolvida no presente trabalho.

TABELA 4.3 – ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS BÁSICAS RELACIONADAS À RESISTÊNCIA DOS PILARES

VARIÁVEL BÁSICA	MÉDIA (μ)	DESVIO PADRÃO (S)	COEF. DE VARIAÇÃO (V)	DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADE	REFERÊNCIA
(a) Resistência do concreto					
$f_{ck} = 20$ MPa	29,8 MPa	5,96 MPa	0,20	Lognormal	Assumido
$f_{ck} = 35$ MPa	46,5 MPa	6,98 MPa	0,15	Lognormal	Assumido
$f_{ck} = 50$ MPa	59,8 MPa	5,98 MPa	0,10	Lognormal	Assumido
$f_{ck} = 65$ MPa	77,8 MPa	7,78 MPa	0,10	Lognormal	Assumido
$f_{ck} = 80$ MPa	95,8 MPa	9,58 MPa	0,10	Lognormal	Assumido
(b) Armadura Longitudinal					
$f_{yk} = 500$ MPa	598,8	59,88 MPa	0,10	Lognormal	Assumido
(c) Dimensões					
$b = 250$ mm	250 mm	5 mm	0,02	Normal	Gomes et al. (1997)
$h = 250$ mm	250 mm	5 mm	0,02	Normal	Gomes et al. (1997)
$h = 450$ mm	450 mm	5 mm	0,01	Normal	Gomes et al. (1997)
$c = 25$ mm	25 mm	5 mm	0,20	Normal	Gomes et al. (1997)
(d) Erro do Modelo					
ERRO	1,0	0,11	0,11	Normal	Mirza e MacGregor (1989)

Obs.: - Os dados estatísticos do concreto referem-se a resistência a compressão no corpo-de-prova cilíndrico.
 - O desvio padrão e o coeficiente de variação do Erro do Modelo é igual a 0,11, visto que as excentricidade assumidas neste trabalho são menores que a excentricidade balanceada.

Capítulo 5

Avaliação da Confiabilidade de Pilares Curtos em Concreto Armado

5.1 - INTRODUÇÃO

Neste capítulo são apresentados os detalhes da análise de confiabilidade de duzentos e quarenta pilares curtos (cinco resistências características, quatro configurações da seção transversal, três excentricidades e quatro razões do carregamento) em concreto armado sob flexo-compressão normal. Os pilares analisados foram projetados segundo as prescrições da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003. Foi considerado que o momento fletor e a carga axial que agem no pilar aumentam proporcionalmente, ou seja, a excentricidade e foi tomada como determinística. O estado limite analisado é a resistência última. Este estudo tem por objetivo revelar a influência dos seguintes parâmetros no índice de confiabilidade:

- Resistência à compressão do concreto;
- Razão entre a média da carga permanente μ_G e a média da carga variável μ_Q ;
- Excentricidade relativa e/h ;
- Taxa de armadura longitudinal;
- Altura da seção transversal.

A confiabilidade dos pilares é avaliada através da simulação de Monte Carlo.

5.2 – FUNÇÃO DE DESEMPENHO

Conforme apresentado no item anterior, o critério de falha assumido considera que o momento fletor e a carga axial que agem no pilar aumentam proporcionalmente, ou seja, com excentricidade e constante. Neste caso a equação 4.1 pode ser usada.

$$g(X) = R - S = \left[P^2 + \left(\frac{P \cdot e}{h} \right)^2 \right]^{1/2} - \left\{ (F_G + F_Q)^2 + \left[\frac{(F_G + F_Q) \cdot e}{h} \right]^2 \right\}^{1/2} = 0 \quad (4.1)$$

Observe que a equação utiliza a excentricidade relativa e/h visando estabelecer homogeneidade às unidades.

As figuras 5.1 (a) e (b) apresentam o valor de R e S , respectivamente. A figura 5.1(c) apresenta a obtenção da função desempenho $g(X) = R - S$.

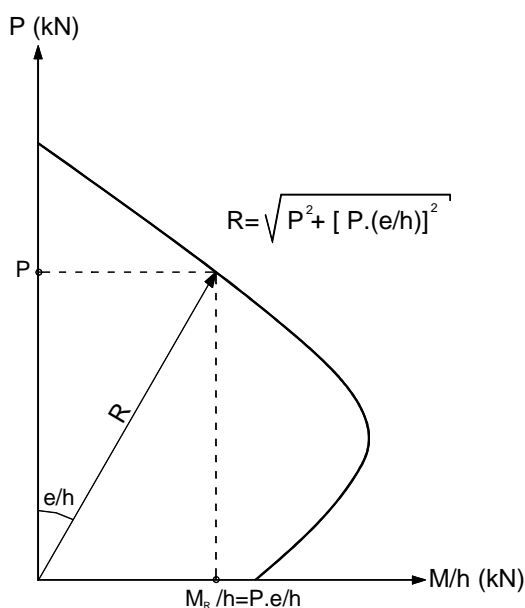


FIGURA 5.1(a)

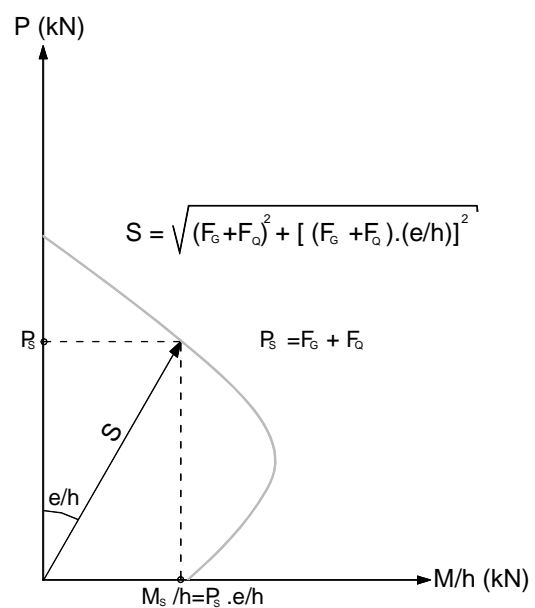


FIGURA 5.1(b)

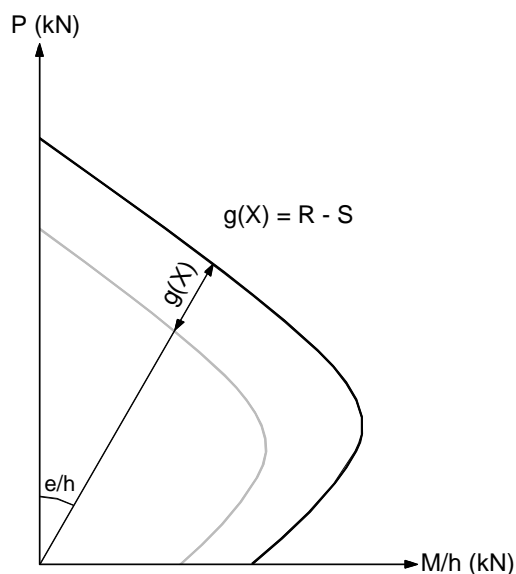


FIGURA 5.1(c)

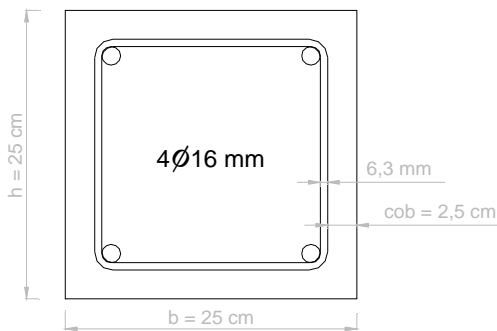
5.3 – CONFIGURAÇÃO ESTRUTURAL

Neste estudo foram analisados vinte pilares sujeitos à flexo-compressão normal. As solicitações foram obtidas conforme citado no item 4.2.2, seguindo às prescrições da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003. As resistências foram obtidas usando o bloco de tensões retangular proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) citado no item 2.5. As curvas que representam o diagrama tensão-deformação para concretos de alta resistência não foram usadas neste trabalho visto que apresentaram um alto custo computacional.

Foram escolhidos cinco valores de resistência característica à compressão do concreto: 20, 35, 50, 65 e 80 MPa. Os três primeiros valores estão dentro do limite de aplicabilidade da NBR 6118:2003, sendo que os dois primeiros representam os valores usuais utilizados em projetos de estruturas de concreto no Brasil e o terceiro representa o limite superior de resistência para o qual se aplica os critérios da norma citada. Os dois últimos valores escolhidos representam uma tendência mundial em se utilizar concretos com maior resistência.

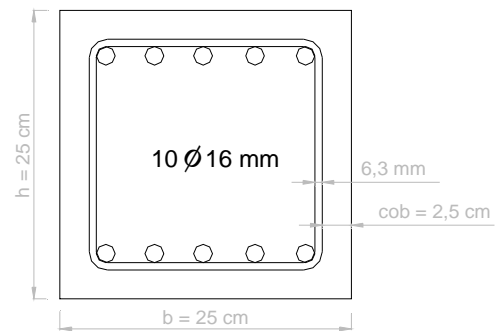
Duas seções transversais nominais foram usadas. Uma quadrada e uma retangular, cada uma destas com duas configurações de armaduras longitudinais. A fim de facilitar a análise dos dados, cada configuração recebeu uma identificação. A configuração P1 possui seção transversal de largura 25 cm e altura 25 cm com armação longitudinal formada por 4 barras de 16 mm; a configuração P2 possui mesma seção transversal de P1, porém com armação

longitudinal formada por 10 barras de 16 mm; a configuração P3 possui seção transversal de largura 25 cm e altura 45 cm com armação longitudinal formada por 4 barras de 25 mm; a configuração P4 possui mesma seção transversal de P3, porém com armação longitudinal formada por 8 barras de 25mm. Nos quatro casos o estribo tem diâmetro de 6,3 mm e o cobrimento é de 25 mm. As seções transversais correspondentes às configurações P1, P2, P3 e P4 estão apresentadas nas figuras 5.2 (a), (b), (c) e (d), respectivamente.



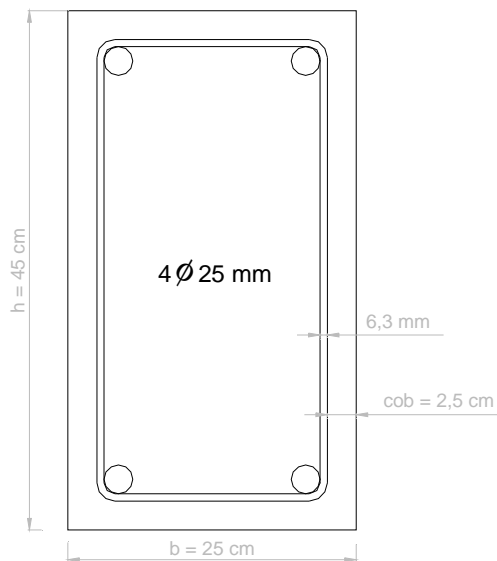
P1

FIGURA 5.2 (a)



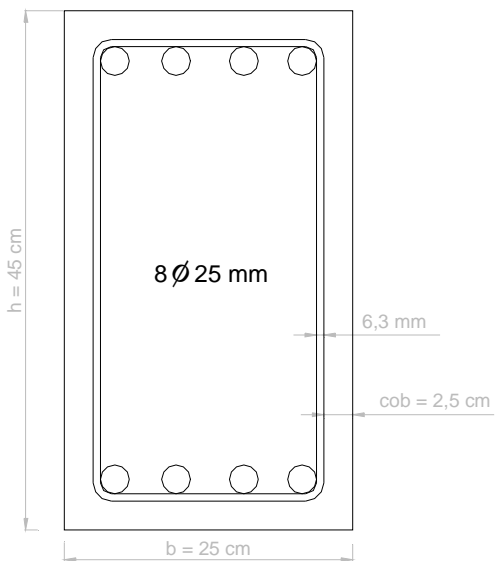
P2

FIGURA 5.2 (b)



P3

FIGURA 5.2 (c)



P4

FIGURA 5.2 (d)

Os carregamentos atuantes nos pilares são a carga permanente (G) e a carga variável (Q). Para a razão μ_G/μ_Q foram adotados os seguintes : 0,5, 1,0, 2,0 e 4,0.

Foram escolhidas três excentricidades relativas e/h visando representar as situações mais comuns em pilares curtos de concreto armado. Os valores adotados foram: 0,10, 0,20 e 0,30.

Foi feita a verificação destas três excentricidades relativas para cada uma das configurações apresentadas na tabela 5.1, para o estado limite de flexo-compressão normal. A figura 5.3 mostra que a excentricidade é considerada na direção da altura h .

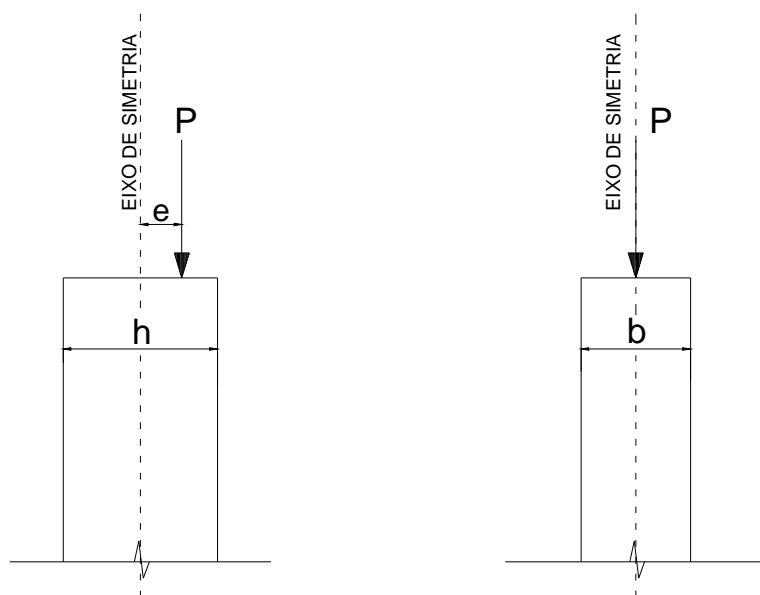


FIGURA 5.3 – EXCENTRICIDADE e

TABELA 5.1 – CONFIGURAÇÕES DOS PILARES ANALISADOS

IDENT.	b (cm)	h (cm)	c (cm)	DIÂMETRO DO ESTRIBO (mm)	ARMADURA LONGITUDINAL	f_{yk} (MPa)	f_{ck} (MPa)
P1	25	25	2,5	6,3	4 ϕ 16 mm	500	20
							35
							50
							65
							80
P2	25	25	2,5	6,3	10 ϕ 16 mm	500	20
							35
							50
							65
							80
P3	25	45	2,5	6,3	4 ϕ 25 mm	500	20
							35
							50
							65
							80
P4	25	45	2,5	6,3	8 ϕ 25 mm	500	20
							35
							50
							65
							80

5.4 – PROCEDIMENTO DE CÁLCULO - PROGRAMA CONFIPILAR

A simulação de Monte Carlo como citado no item 3.5, é um processo de repetição que usa números aleatórios gerados de acordo com as distribuições de probabilidade correspondentes às variáveis básicas pertinentes ao problema em questão. Para viabilizar este trabalho a simulação de Monte Carlo foi implementada no programa CONFIPILAR, desenvolvido em MATLAB. As vantagens da utilização do software MATLAB estão na disponibilidade de funções pré-programadas otimizando o processo. Entre estas funções destacam-se a geração de números aleatórios de acordo com a distribuição de probabilidade requerida, a obtenção do valor da função probabilidade acumulada, além da capacidade de armazenamento e cálculos com grandes quantidades de dados em tempo hábil.

A seguir apresentam-se os principais elementos do programa CONFIPILAR. Nesta apresentação a letra n representa o número de ciclos de simulações. Neste trabalho foi assumido o valor padrão de n igual a 100.000 ciclos.

1 – Dados de Entrada

Os dados de entrada do programa são:

Variáveis aleatórias

- 1 – Resistência à compressão do concreto: resistência característica, tipo de distribuição de probabilidade e coeficiente de variação;
- 2 – Resistência ao escoamento do aço: resistência característica, tipo de distribuição de probabilidade e coeficiente de variação;
- 3 – Largura da seção transversal: valor nominal, tipo de distribuição de probabilidade e desvio padrão;
- 4 – Altura da seção transversal: valor nominal, tipo de distribuição de probabilidade e desvio padrão;
- 5 – Cobrimento da armadura: valor nominal, tipo de distribuição de probabilidade e desvio padrão;
- 6 – Erro do modelo: média, tipo de distribuição de probabilidade e coeficiente de variação;
- 7 – Carga permanente: tipo de distribuição de probabilidade e coeficiente de variação;
- 8 – Carga variável: tipo de distribuição de probabilidade e coeficiente de variação;

A partir destes dados o programa CONFIPILAR gera a média e o desvio padrão para cada uma das variáveis básicas (o desvio padrão é calculado para aquelas variáveis cujos dados de entrada são relativos ao coeficiente de variação). Todas as equações utilizadas estão apresentadas no capítulo 4; a tabela 4.3 apresenta de forma resumida todos os dados utilizados.

Variáveis determinísticas

- a – Módulo de elasticidade do aço;
- b – Diâmetro das barras longitudinais;
- c – Número de barras longitudinais (total);
- d – Diâmetro do estribo;
- e – Excentricidade relativa;
- f – Razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável (μ_G/μ_Q);
- g – Número de ciclos de simulações.

II – Modelo Determinístico de Cálculo da Resistência

Usando-se o bloco de tensões de Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) citado no item 2.5, são calculados diversos pontos que descrevem o diagrama de interação *força normal - momento fletor*. Cada ponto calculado corresponde ao par *força normal e momento fletor* para uma dada localização da linha neutra. Os diversos pontos são obtidos movendo-se a linha neutra da extremidade menos comprimida até a borda mais comprimida, em intervalos iguais a $h/100$. Este procedimento assume que a linha neutra corta a seção transversal. A força normal correspondente à compressão pura ($e/h = 0$) é calculada via equação 2.35. Para valores da excentricidade relativa entre a condição $e/h = 0$ e a linha neutra tangenciando a seção transversal é feita uma interpolação linear para a obtenção do par de valores (força normal e momento fletor). Este procedimento é repetido n vezes (número de ciclos de simulação).

III – Geração do Vetor de Resistências

A partir dos dados de entrada e usando as estatísticas das variáveis básicas (apresentadas na tabela 4.3), são gerados n números aleatórios para cada uma das variáveis básicas, de acordo com a distribuição de probabilidade correspondente. As variáveis determinísticas são

consideradas iguais aos seus valores de entrada (valores nominais). Utilizando-se o modelo determinístico descrito anteriormente, são gerados n valores de força normal, para cada uma das excentricidades escolhidas. Cada um dos n valores da força normal é multiplicado por um valor referente ao *erro do modelo*, obtendo assim um novo valor para as n forças normais, estes valores são chamados, P . A partir deste valor P obtém-se um valor R , conforme apresentado na figura 5.1 (a). Portanto são obtidos n valores de R , que são armazenados.

IV – Geração do Vetor de Solicitações

O processo utilizado para o cálculo da solicitação assume que a solicitação de cálculo é igual à resistência de cálculo. Assim, este processo envolve cálculos de resistência, sendo portanto similar àquele anteriormente descrito em **II**. Entretanto, a diferença reside no fato de que o cálculo da resistência é feito a partir do bloco de tensões da NBR 6118:2003, conforme citado em 2.4.2.2. O valor da força normal obtido é substituído na equação 4.5 em F_d . Com a razão μ_G/μ_Q inserida nos dados de entrada, os valores médios da solicitação devido à carga permanente e devido à carga variável são calculados.

O programa utiliza as médias calculadas, o coeficiente de variação e o tipo de distribuição de probabilidade indicadas na tabela 4.1, para geração de n valores para cada uma das duas solicitações (F_G e F_Q). Para cada par (F_G e F_Q) obtém-se um valor S , conforme apresentado na figura 5.1 (b), portanto são obtidos n valores de S , que são armazenados.

V – Cálculo da Probabilidade de falha

Para cada um dos n pares de valores R e S obtidos, a margem de segurança definida por $g(X) = R - S$ é calculada.. Por este processo obtém-se a distribuição de probabilidade da margem de segurança $g(X)$. A falha ocorre quando a solicitação S é maior que a resistência R , ou seja, quando a condição limite é violada, isto é $g(X) < 0$. A probabilidade de falha P_f é calculada a partir da probabilidade acumulada para a função $g(X)$ no ponto zero, ou seja, $P[g(X) < 0]$.

VI – Índice de Confiabilidade β

O método de confiabilidade usado neste trabalho foi o de nível III, portanto, como apresentado no item 3.2, a probabilidade de falha é empregada como medida de

confiabilidade. Contudo, para facilitar (i) a comparação com dados disponíveis na literatura, e (ii) a apresentação dos resultados, os índices de confiabilidade β também foram calculados. Para isso foi usada a relação $P_f = \Phi(-\beta)$, onde $\Phi()$ representa a função de distribuição acumulada da variável Normal padrão.

5.5 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os detalhes da análise de confiabilidade de duzentos e quarenta pilares curtos (cinco resistências características, quatro configurações da seção transversal, três excentricidades e quatro razões do carregamento) em concreto armado sob flexo-compressão normal. Os pilares analisados foram projetados segundo as prescrições da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003. Foi considerado que o momento fletor e a carga axial que agem no pilar aumentam proporcionalmente, ou seja, a excentricidade e foi tomada como determinística. O estado limite analisado é a resistência última.

Nesta seção são analisados os resultados para a probabilidade de falha (e índice de confiabilidade) obtidos para cada um dos duzentos e quarenta pilares curtos representando cinco resistências características (20, 35, 50, 65 e 80 MPa), quatro configurações da seção transversal (P1, P2, P3 e P4), três excentricidades relativas (0,10; 0,20 e 0,30) e quatro razões do carregamento (0,5; 1,0; 2,0 e 4,0) conforme apresentados na seção 5.3. Os pilares foram projetados segundo critérios da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 e verificados para estado limite último.

O valor obtido da probabilidade de falha (e índice de confiabilidade β correspondente) para cada um dos pilares analisados está apresentado na tabela 5.2 (a), (b), (c) e (d), para os pilares de configuração P1, P2, P3 e P4, respectivamente. Nas seções seguintes serão discutidas as influências da resistência à compressão do concreto, da razão entre as médias da carga permanente e variável, da excentricidade relativa, da taxa de armadura longitudinal e da altura da seção transversal. Os resultados apresentados nas tabelas 5.2 (a), (b), (c) e (d) serão apresentados em gráficos a fim de permitir uma melhor visualização da influência de cada um destes parâmetros sobre o índice de confiabilidade β .

TABELA 5.2 (a) – PROBABILIDADE DE FALHA E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES

P1

$\mu_G/\mu_Q = 0,5$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00151	2,97	0,00165	2,94	0,00189	2,90
35	0,00232	2,83	0,00244	2,81	0,00289	2,76
50	0,00449	2,61	0,00526	2,56	0,00612	2,51
65	0,00624	2,50	0,00641	2,49	0,00934	2,35
80	0,00964	2,34	0,00824	2,40	0,01281	2,23

$\mu_G/\mu_Q = 1,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00057	3,25	0,00046	3,31	0,00062	3,23
35	0,00061	3,23	0,00077	3,17	0,00088	3,13
50	0,00151	2,97	0,00183	2,91	0,00222	2,85
65	0,00234	2,83	0,00212	2,86	0,00349	2,70
80	0,00392	2,66	0,00305	2,74	0,00511	2,57

$\mu_G/\mu_Q = 2,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00014	3,63	0,00012	3,67	0,00016	3,60
35	0,00014	3,63	0,00016	3,60	0,00017	3,58
50	0,00033	3,41	0,00041	3,35	0,00050	3,29
65	0,00052	3,28	0,00065	3,22	0,00092	3,11
80	0,00082	3,15	0,00081	3,15	0,00165	2,94

$\mu_G/\mu_Q = 4,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00003	4,01	0,00003	4,01	0,00003	4,01
35	0,00003	4,01	0,00004	3,95	0,00004	3,95
50	0,00009	3,75	0,00008	3,78	0,00010	3,72
65	0,00013	3,65	0,00013	3,65	0,00022	3,52
80	0,00027	3,46	0,00025	3,48	0,00052	3,28

TABELA 5.2 (b) – PROBABILIDADE DE FALHA E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA OS

PILARES P2

$\mu_G/\mu_Q = 0,5$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00222	2,85	0,00252	2,80	0,00273	2,78
35	0,00289	2,76	0,00351	2,70	0,00439	2,62
50	0,00527	2,56	0,00626	2,50	0,00760	2,43
65	0,00688	2,46	0,00790	2,41	0,01044	2,31
80	0,01202	2,26	0,01090	2,29	0,01566	2,15

$\mu_G/\mu_Q = 1,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00079	3,16	0,00096	3,10	0,00099	3,09
35	0,00079	3,16	0,00125	3,02	0,00141	2,99
50	0,00191	2,89	0,00218	2,85	0,00259	2,80
65	0,00239	2,82	0,00271	2,78	0,00436	2,62
80	0,00437	2,62	0,00427	2,63	0,00654	2,48

$\mu_G/\mu_Q = 2,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00013	3,65	0,00022	3,52	0,00019	3,55
35	0,00029	3,44	0,00030	3,43	0,00022	3,52
50	0,00033	3,41	0,00041	3,35	0,00058	3,25
65	0,00048	3,30	0,00060	3,24	0,00107	3,07
80	0,00108	3,07	0,00127	3,02	0,00217	2,85

$\mu_G/\mu_Q = 4,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00004	3,95	0,00005	3,89	0,00004	3,95
35	0,00004	3,95	0,00003	4,01	0,00010	3,72
50	0,00009	3,75	0,00008	3,78	0,00016	3,60
65	0,00019	3,55	0,00024	3,49	0,00025	3,48
80	0,00039	3,36	0,00029	3,44	0,00070	3,19

TABELA 5.2 (c) – PROBABILIDADE DE FALHA E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA PARA OS
PILARES P3

$\mu_G/\mu_Q = 0,5$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00171	2,93	0,00188	2,90	0,00165	2,94
35	0,00231	2,83	0,00252	2,80	0,00314	2,73
50	0,00451	2,61	0,00452	2,61	0,00616	2,50
65	0,00615	2,50	0,00620	2,50	0,00843	2,39
80	0,00993	2,33	0,00778	2,42	0,01194	2,26

$\mu_G/\mu_Q = 1,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00054	3,27	0,00056	3,26	0,00078	3,16
35	0,00073	3,18	0,00085	3,14	0,00092	3,11
50	0,00118	3,04	0,00176	2,92	0,00218	2,85
65	0,00244	2,81	0,00203	2,87	0,00284	2,77
80	0,00377	2,67	0,00289	2,76	0,00463	2,60

$\mu_G/\mu_Q = 2,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00013	3,65	0,00014	3,63	0,00009	3,75
35	0,00015	3,62	0,00021	3,53	0,00024	3,49
50	0,00025	3,48	0,00026	3,47	0,00035	3,39
65	0,00049	3,30	0,00053	3,27	0,00070	3,19
80	0,00089	3,12	0,00081	3,15	0,00114	3,05

$\mu_G/\mu_Q = 4,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00002	4,11	0,00003	4,01	0,00003	4,01
35	0,00005	3,89	0,00003	4,01	0,00007	3,81
50	0,00006	3,85	0,00005	3,89	0,00008	3,78
65	0,00014	3,63	0,00016	3,60	0,00017	3,58
80	0,00027	3,46	0,00025	3,48	0,00040	3,35

TABELA 5.2 (d) – PROBABILIDADE DE FALHA E ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA PARA OS
PILARES P4

$\mu_G/\mu_Q = 0,5$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00197	2,88	0,00234	2,83	0,00275	2,78
35	0,00268	2,78	0,00276	2,78	0,00366	2,68
50	0,00507	2,57	0,00495	2,58	0,00625	2,50
65	0,00701	2,46	0,00716	2,45	0,00886	2,37
80	0,00981	2,33	0,00954	2,34	0,01294	2,23

$\mu_G/\mu_Q = 1,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00076	3,17	0,00074	3,18	0,00071	3,19
35	0,00092	3,11	0,00078	3,16	0,00104	3,08
50	0,00167	2,93	0,00153	2,96	0,00180	2,91
65	0,00221	2,85	0,00221	2,85	0,00329	2,72
80	0,00431	2,63	0,00321	2,73	0,00506	2,57

$\mu_G/\mu_Q = 2,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00015	3,62	0,00011	3,70	0,00009	3,75
35	0,00019	3,55	0,00024	3,49	0,00017	3,58
50	0,00031	3,42	0,00023	3,50	0,00043	3,33
65	0,00064	3,22	0,00053	3,27	0,00080	3,16
80	0,00114	3,05	0,00076	3,17	0,00112	3,06

$\mu_G/\mu_Q = 4,0$						
f_{ck}	e/h					
	0,10		0,20		0,30	
MPa	P_f	β	P_f	β	P_f	β
20	0,00004	3,95	0,00004	3,95	0,00005	3,89
35	0,00004	3,95	0,00004	3,95	0,00006	3,85
50	0,00010	3,72	0,00009	3,75	0,00010	3,72
65	0,00009	3,75	0,00014	3,63	0,00022	3,52
80	0,00032	3,41	0,00029	3,44	0,00042	3,34

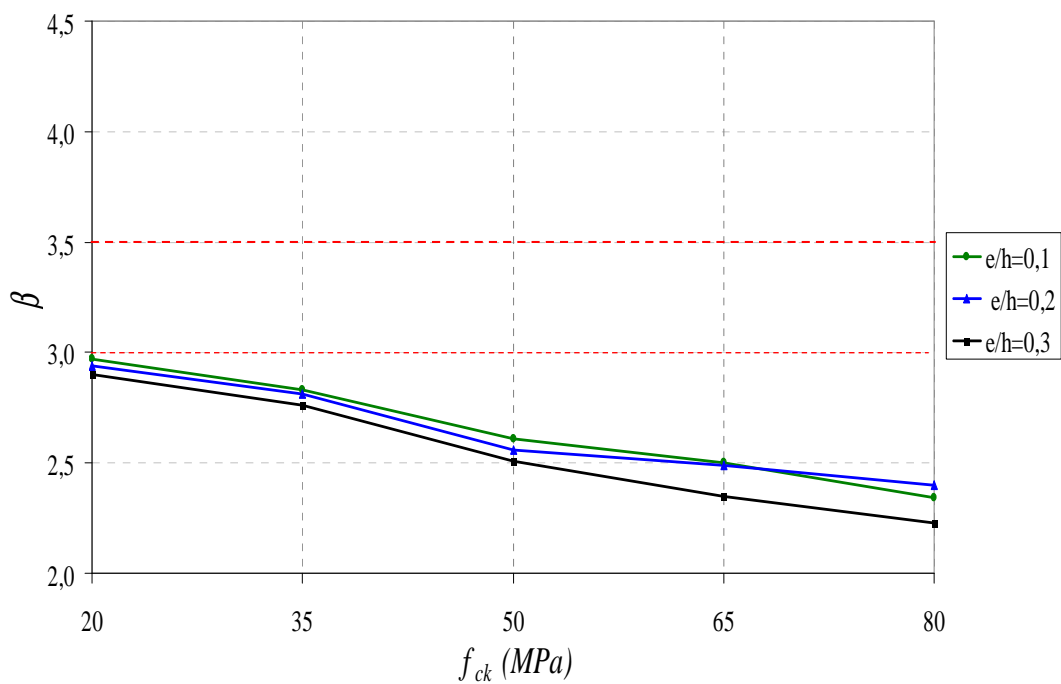
5.5.1 – INFLUÊNCIA DA RESISTÊNCIA À COMPRESSÃO DO CONCRETO

A influência da resistência à compressão do concreto sobre o índice de confiabilidade β pode ser observada pelas figuras 5.4, 5.5, 5.6. e 5.7, referentes às configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente. Em cada figura, (a), (b), (c) e (d) correspondem à razão μ_G/μ_Q igual a 0,5, 1,0, 2,0 e 4,0, respectivamente. Cada figura apresenta o índice de confiabilidade β em função da resistência característica f_{ck} . Em cada uma das figuras são mostradas três linhas que representam a excentricidade relativa e/h igual a 0,1, 0,2 e 0,3.

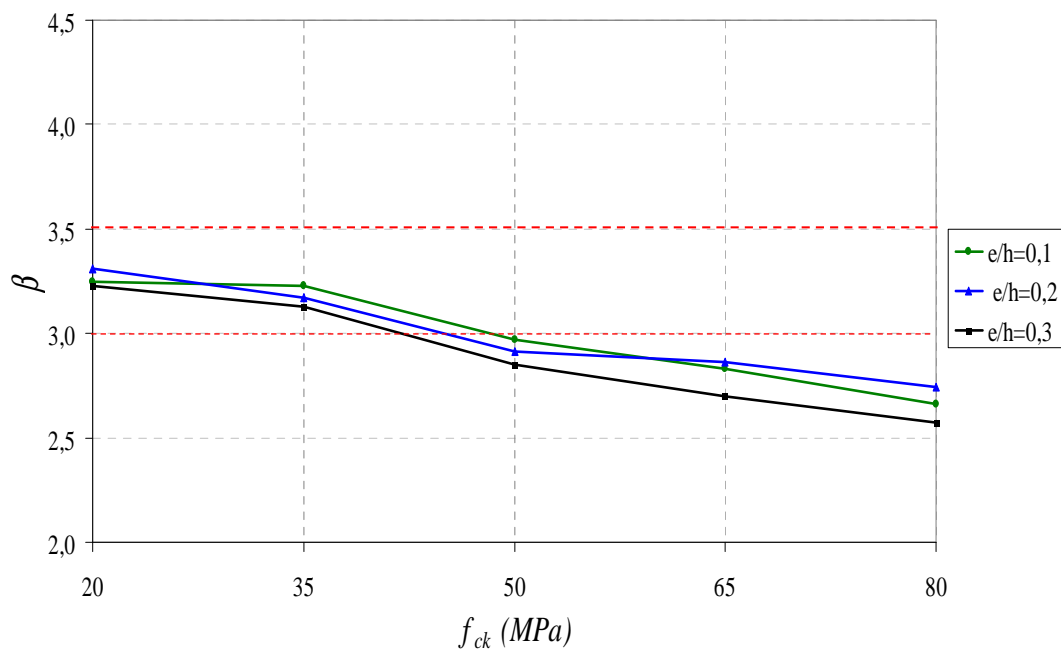
Por meio dos resultados obtidos verifica-se que o índice de confiabilidade β tende a diminuir com o aumento do f_{ck} . Contudo, o índice β manteve-se praticamente inalterado variando a resistência característica de 20 a 35 MPa. Quando o valor da resistência característica foi de 50 MPa, o índice β sofreu uma diminuição considerável.

Apesar da NBR 6118:2003 ter aplicabilidade para concretos com f_{ck} de até 50 MPa, valores acima deste foram usados para verificar o que acontece se este limite for extrapolado. Pelos resultados obtidos verificou-se uma grande queda nos níveis de confiabilidade para concretos com f_{ck} de 65 e 80 MPa, principalmente quando comparados com os f_{ck} de 20 e 35 MPa. É interessante ressaltar que esta queda existe a despeito da menor variabilidade (menor coeficiente de variação, ver tabela 4.3) dos concretos de alta resistência resultante de um melhor controle de qualidade.

- *P1* – 25cm x 25cm – 4φ16mm – $\phi_{est.}$ 6,3mm – cob. 2,5cm – $A_s/A=1,287\%$

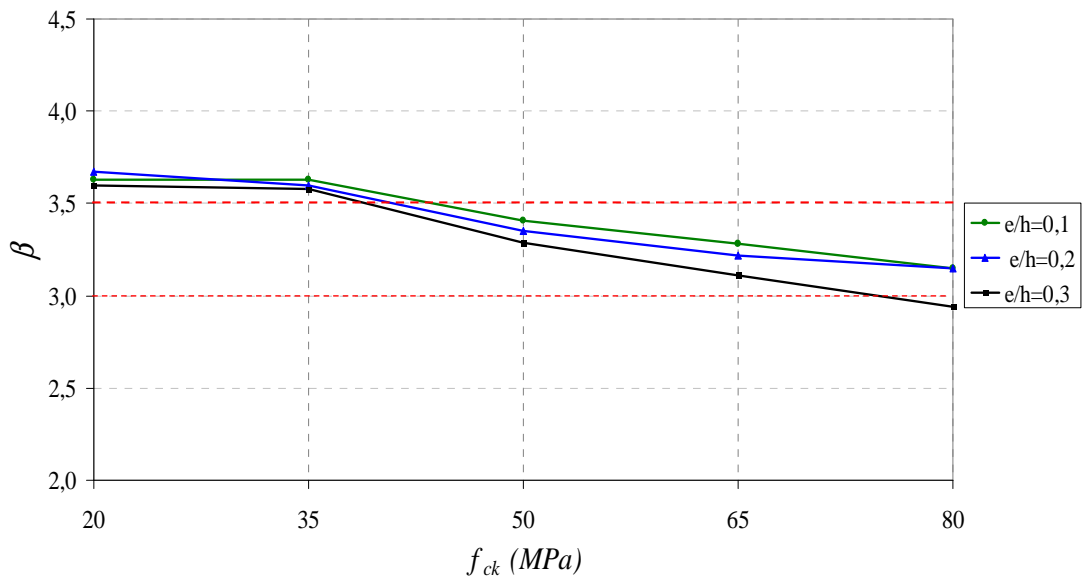


(a) $\mu_G/\mu_Q = 0,5$

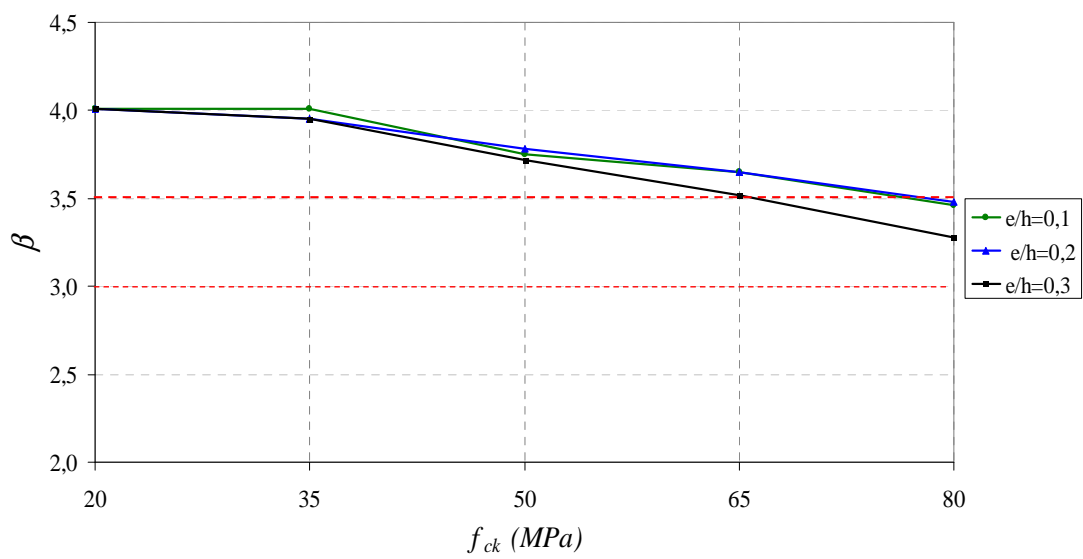


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$

FIGURA 5.4 (a) e (b) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P1



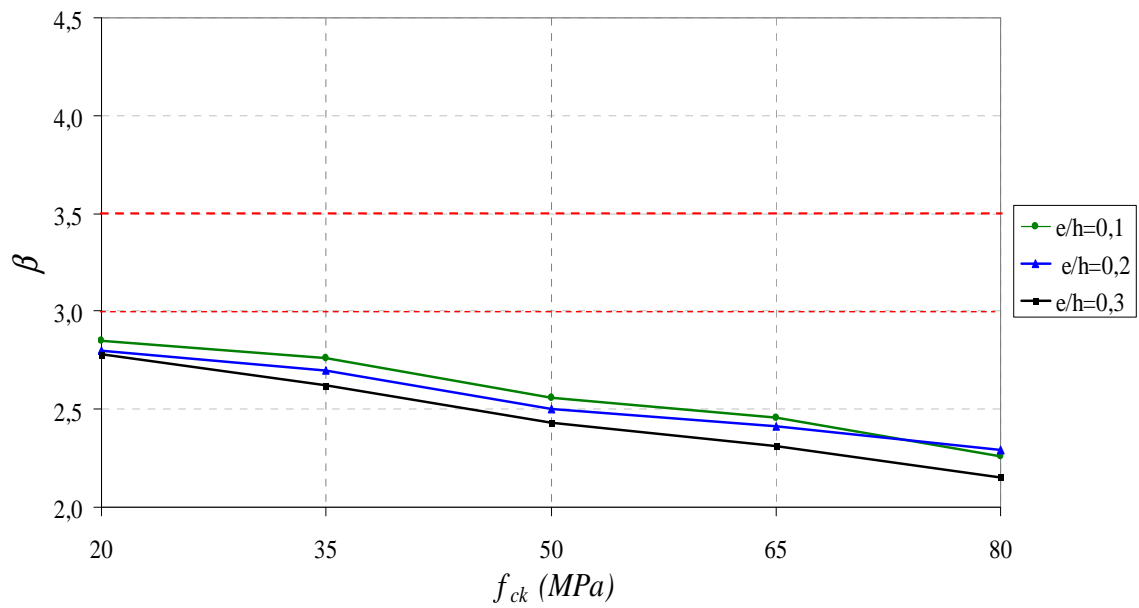
(c) $\mu_G/\mu_Q = 2,0$



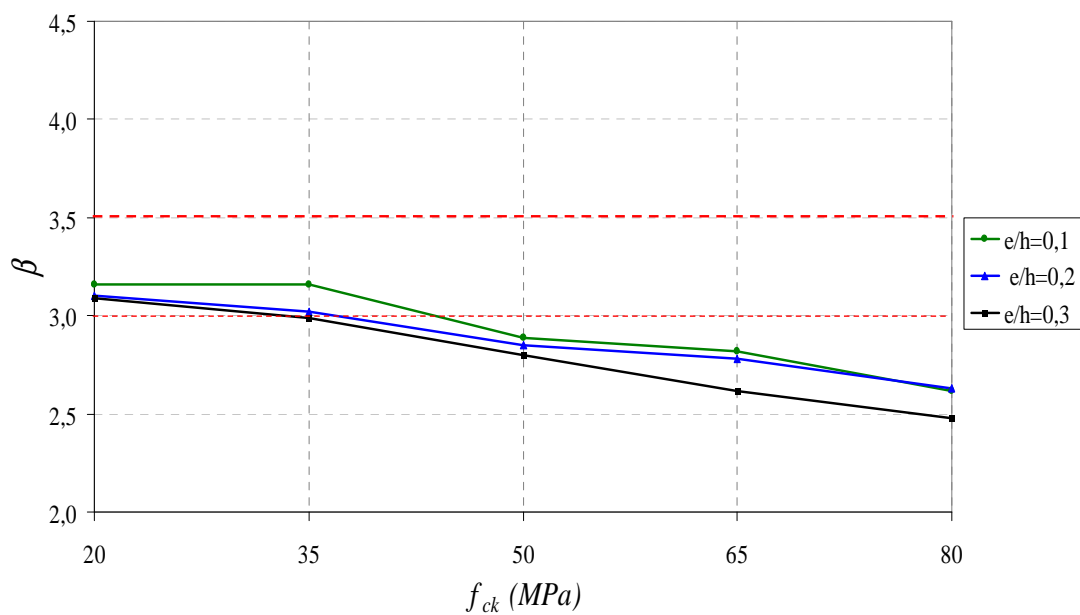
(d) $\mu_G/\mu_Q = 4,0$

FIGURA 5.4 (c) e (d) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P1

- **P2 – 25cm x 25cm – 10φ16mm – $\phi_{est.}$ 6,3mm – cob.2,5cm – $A_s/A=3,217\%$**

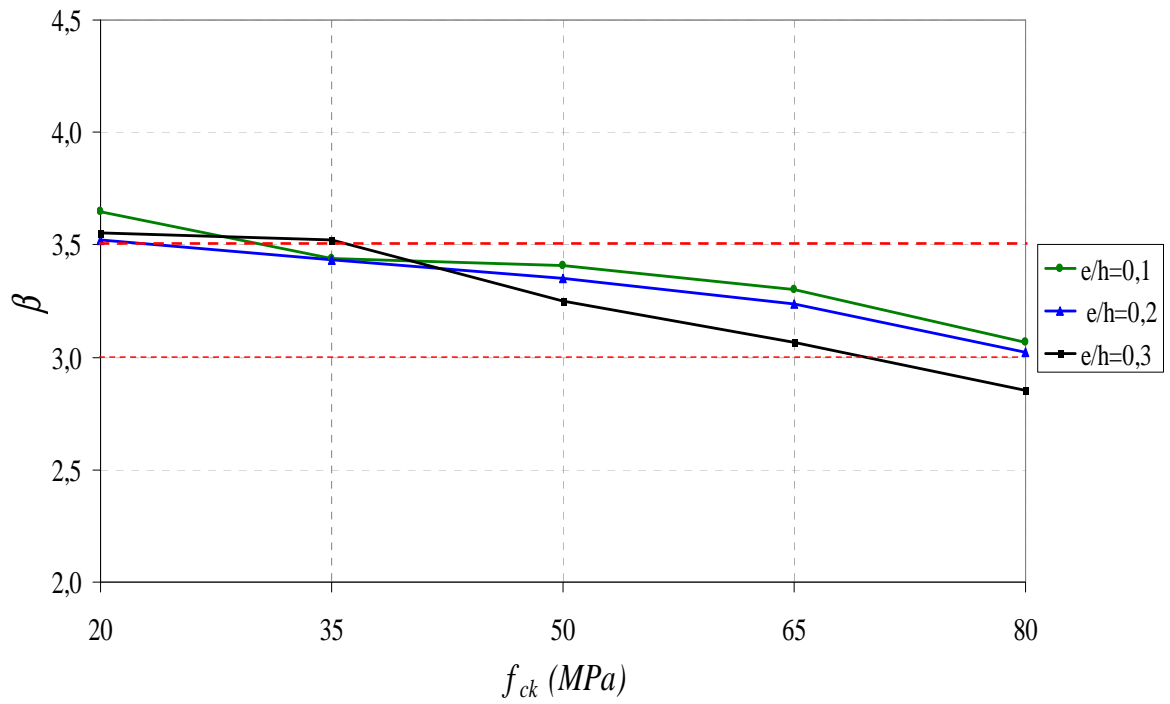


(a) $\mu_G/\mu_Q = 0,5$

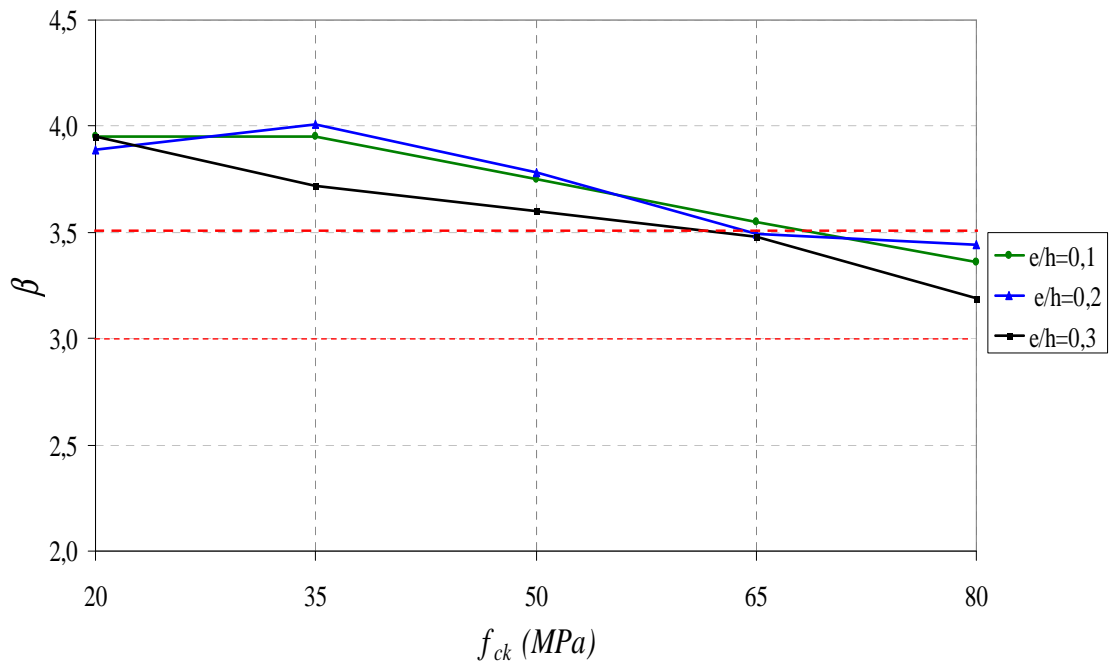


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$

FIGURA 5.5 (a) e (b) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P2



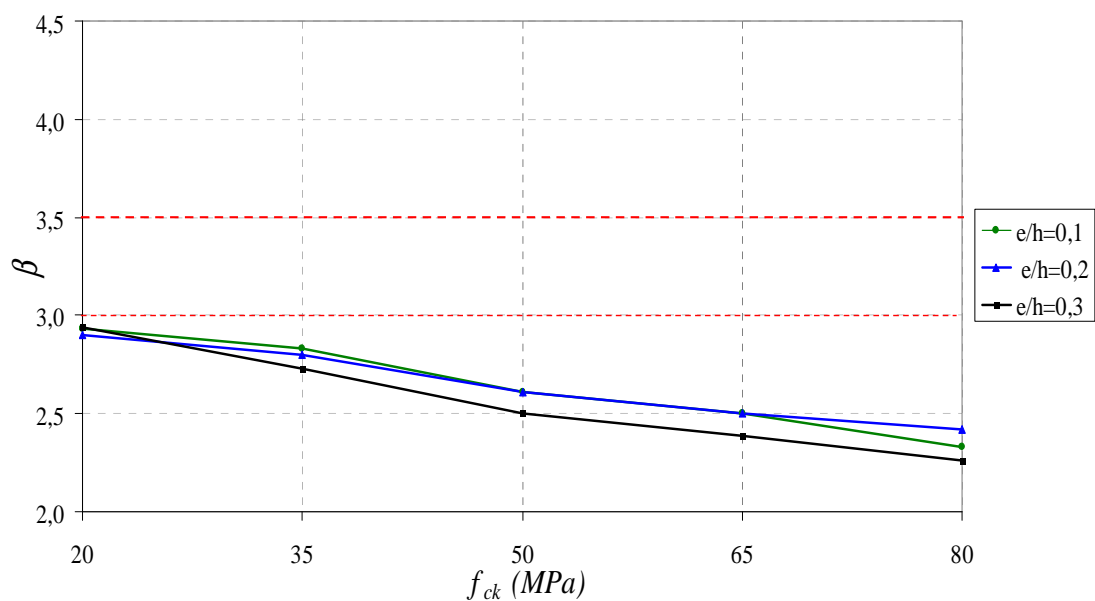
(c) $\mu_G/\mu_Q = 2,0$



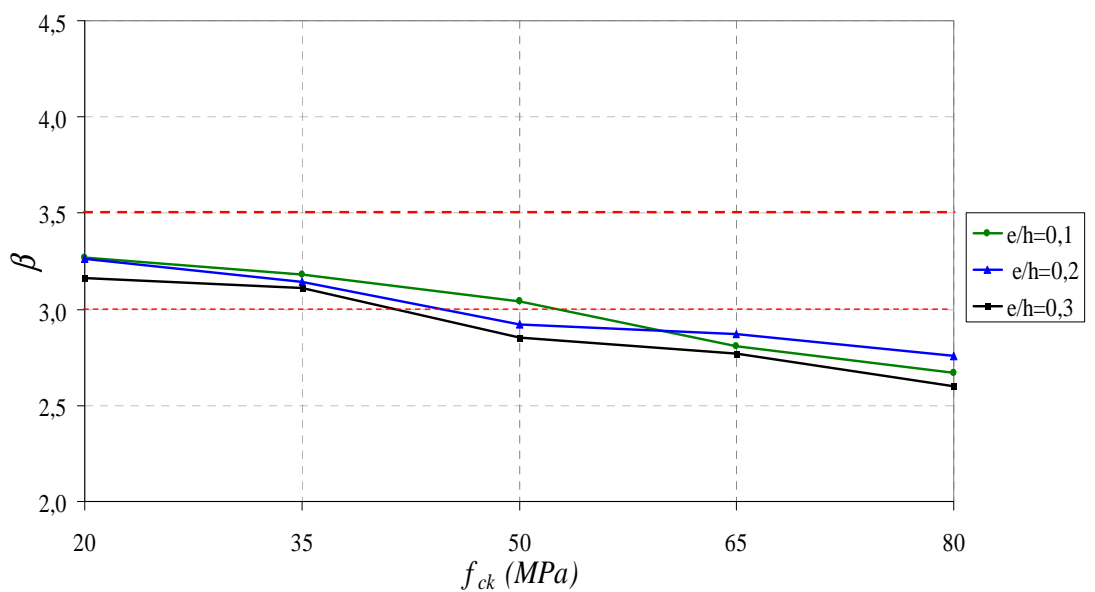
(d) $\mu_G/\mu_Q = 4,0$

FIGURA 5.5 (c) e (d) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P2

- **P 3 – 25cm x 45cm – 4φ25mm – φ_{est.}6,3mm – cob.2,5cm – A_s/A=1,745%**

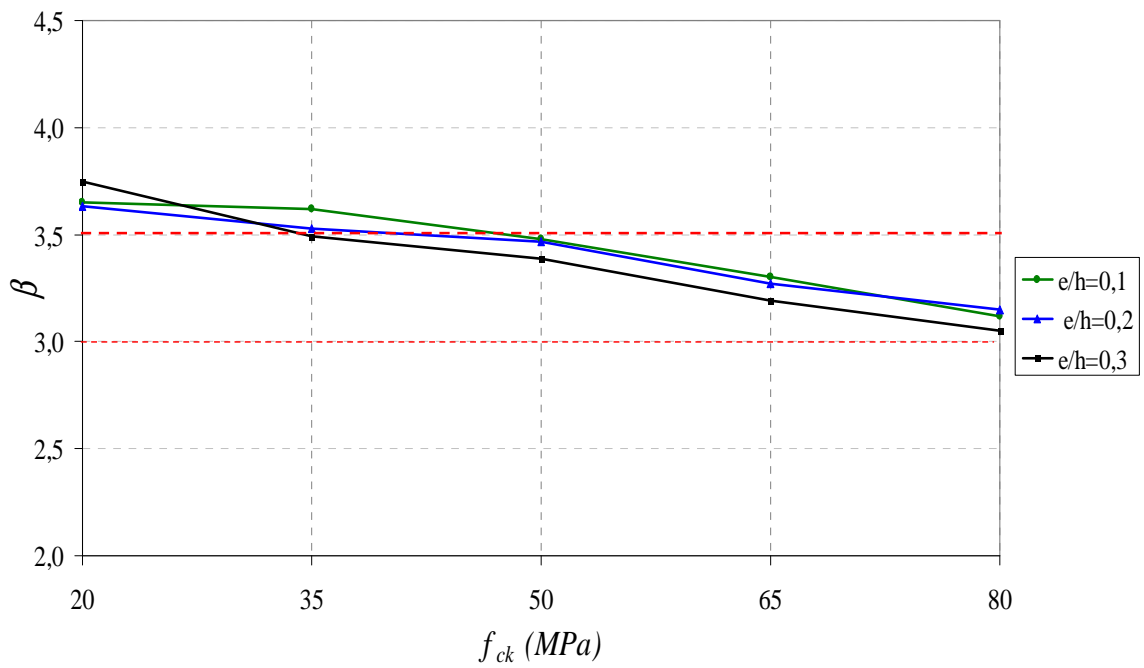


(a) $\mu_G/\mu_Q = 0,5$

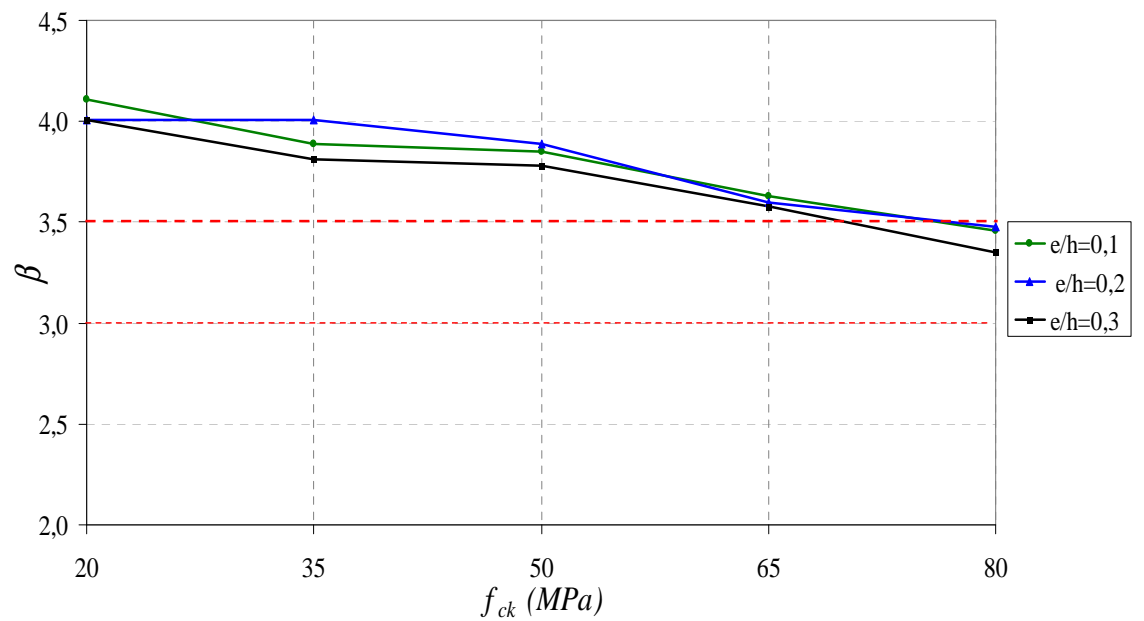


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$

FIGURA 5.6 (a) e (b) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P3



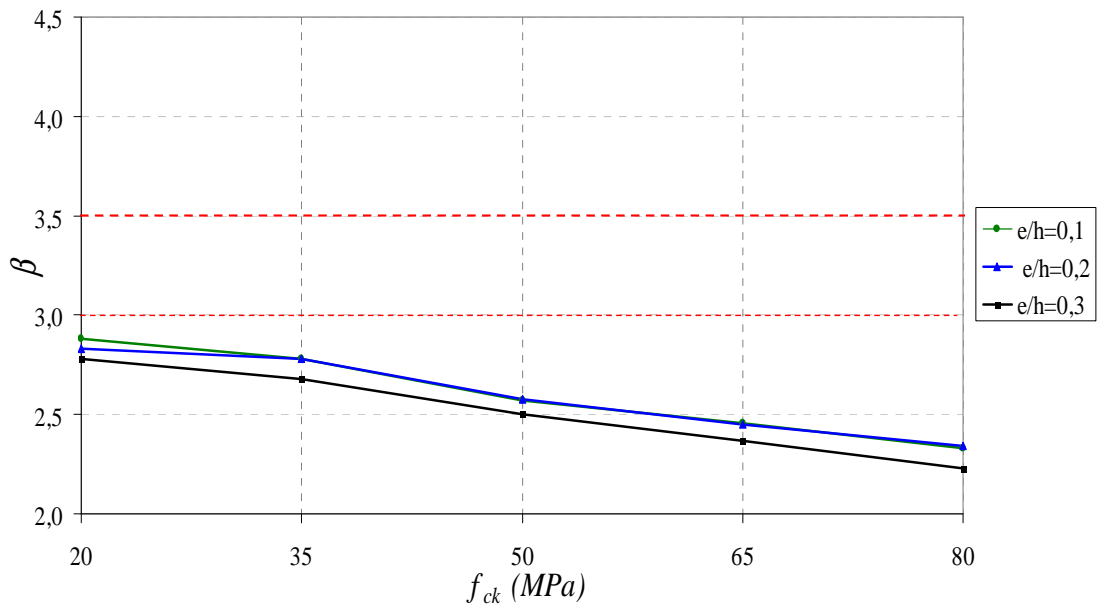
(c) $\mu_G/\mu_Q = 2,0$



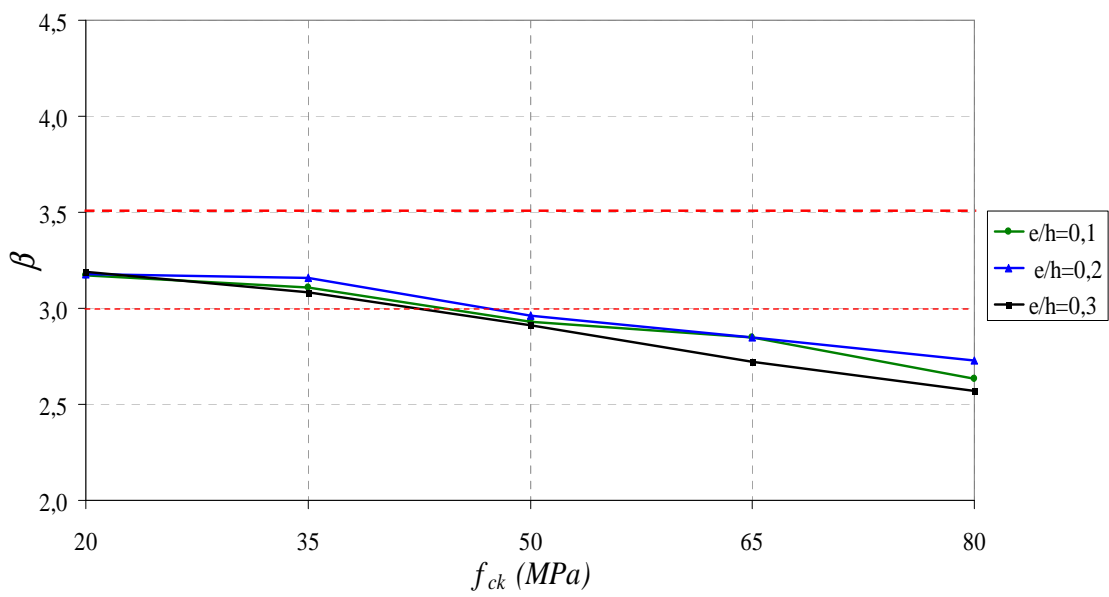
(d) $\mu_G/\mu_Q = 4,0$

FIGURA 5.6 (c) e (d) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P3

- **P4 – 25cm x 45cm – 8 ϕ 25mm – ϕ_{est} .6,3mm – cob.2,5cm – $A_s/A=3,491\%$**

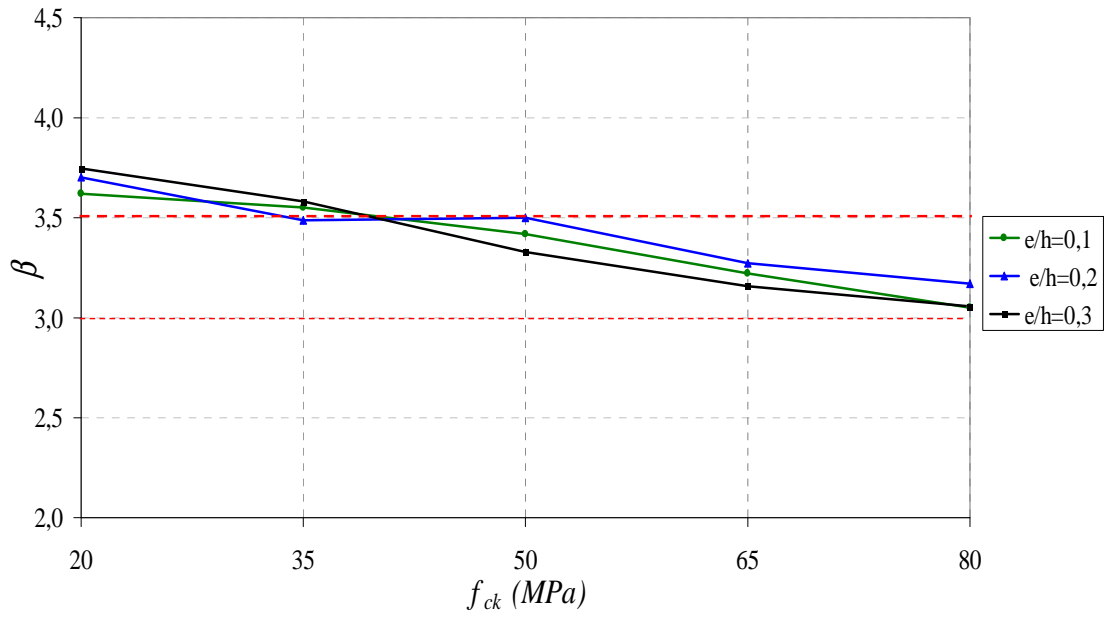


(a) $\mu_G/\mu_Q = 0,5$

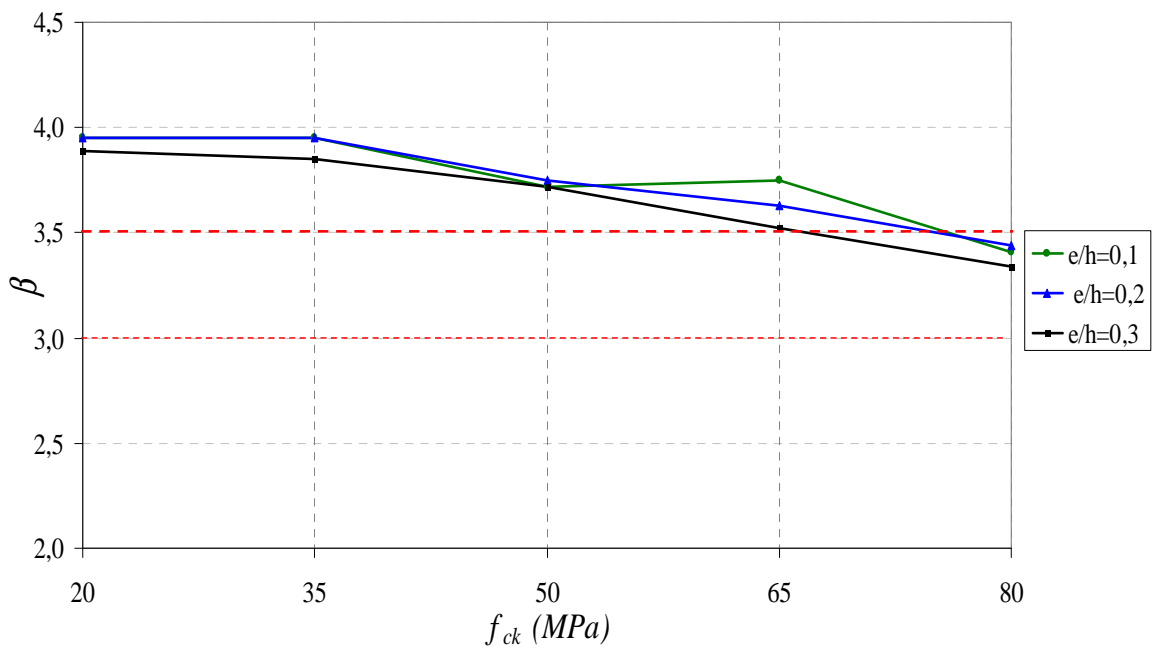


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$

FIGURA 5.7 (a) e (b) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P4



(c) $\mu_G/\mu_Q = 2,0$



(d) $\mu_G/\mu_Q = 4,0$

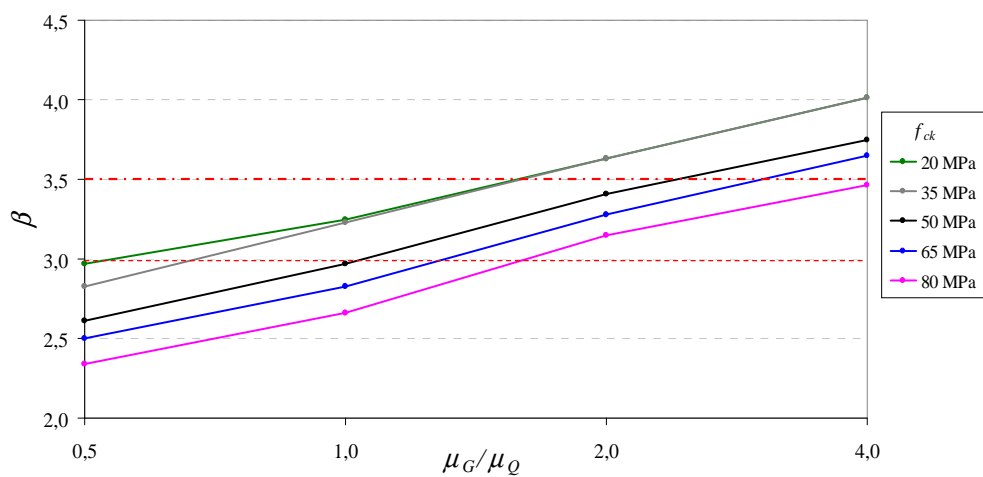
FIGURA 5.7 (c) e (d) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DO f_{ck} DO CONCRETO PARA PILARES P4

5.5.2 – INFLUÊNCIA DA RAZÃO ENTRE CARREGAMENTOS

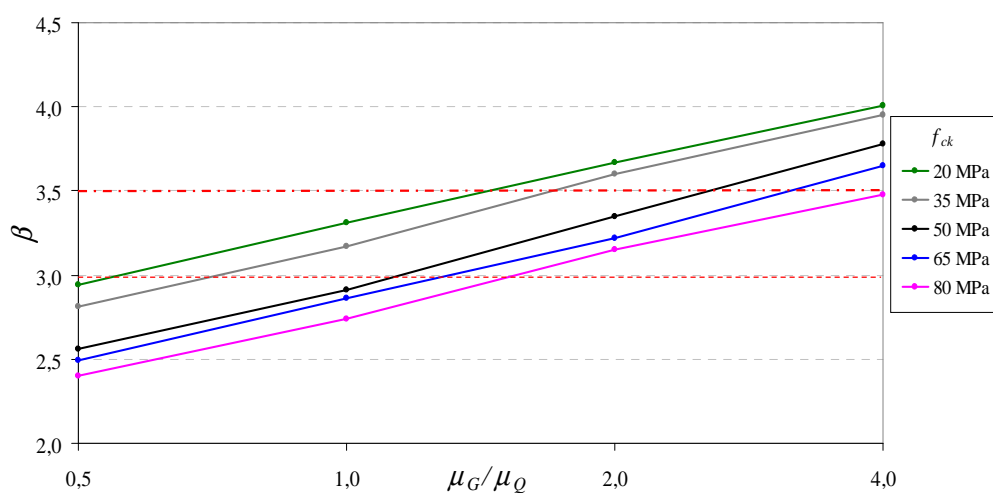
A influência da razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável μ_G/μ_Q sobre o índice de confiabilidade β pode ser observada pelas figuras 5.8, 5.9, 5.10. e 5.11, referentes às configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente. Em cada figura, (a), (b) e (c) correspondem à excentricidade relativa e/h igual a 0,1, 0,2 e 0,3, respectivamente. Cada figura apresenta o índice de confiabilidade β em função da razão μ_G/μ_Q . Em cada uma das figuras são mostradas cinco linhas que representam a resistência característica do concreto igual a 20, 35, 50, 65 e 80 MPa.

Por meio dos resultados obtidos é possível verificar que o valor do índice de confiabilidade β , aumenta com o aumento da razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável μ_G/μ_Q . Isto é devido à menor variabilidade da carga permanente ($V = 0,10$) comparada com a variabilidade da carga variável ($V = 0,25$). A NBR 8681:2003 para o caso de carregamento normal e estado limite último (caso analisado neste trabalho), adota como coeficiente de majoração de cargas o valor 1,4, independente se a carga for permanente ou variável, ou seja, independente da variabilidade das mesmas.

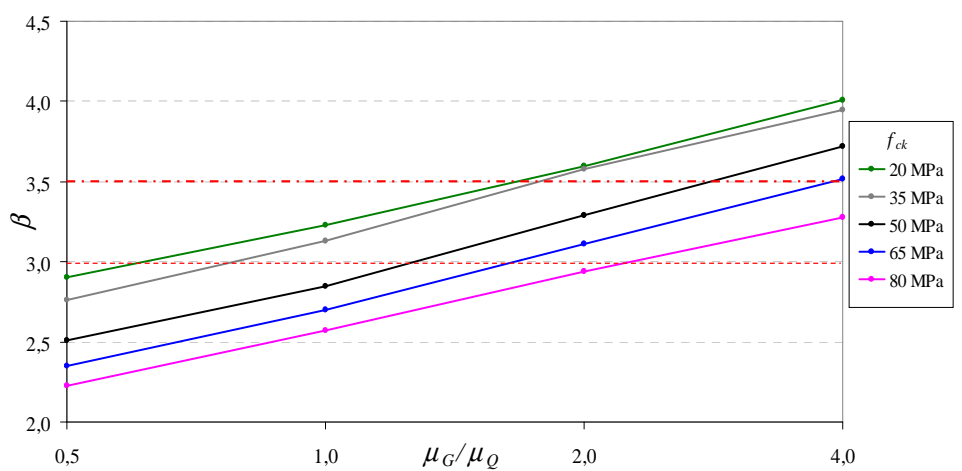
- *P1* – 25cm x 25cm – 4φ16mm – $\phi_{est.}$ 6,3mm – cob. 2,5cm – $A_s/A=1,287\%$



(a) $e/h = 0,10$



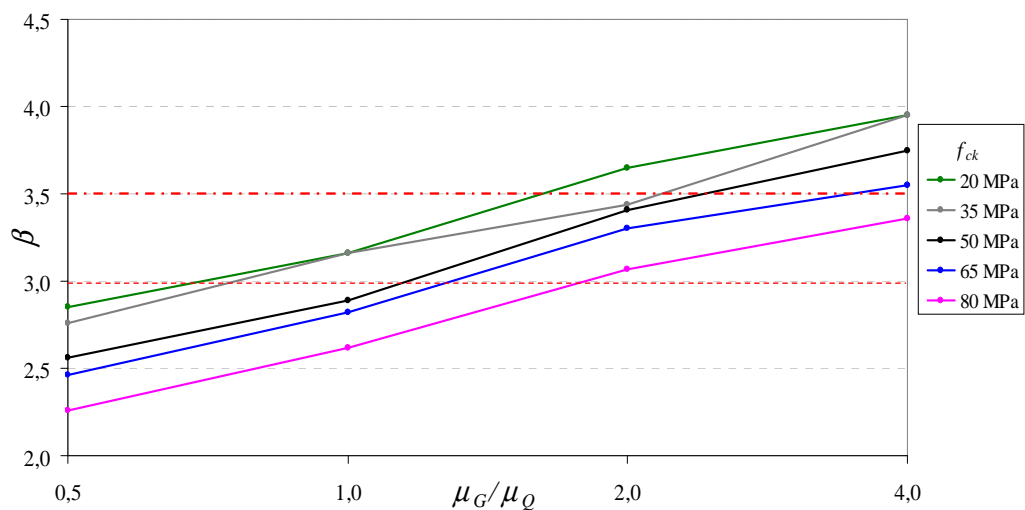
(b) $e/h = 0,20$



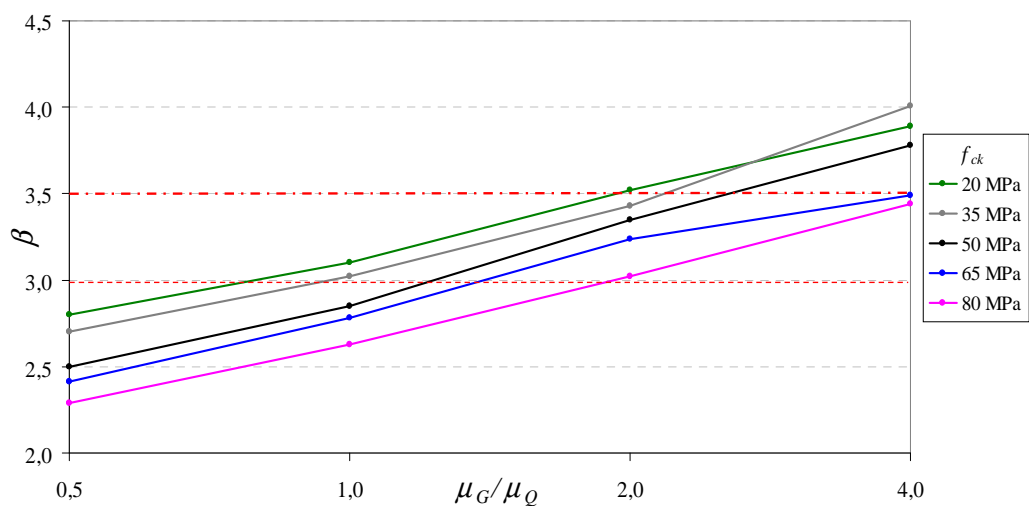
(c) $e/h = 0,30$

FIGURA 5.8.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE μ_G/μ_Q PARA PILARES P1

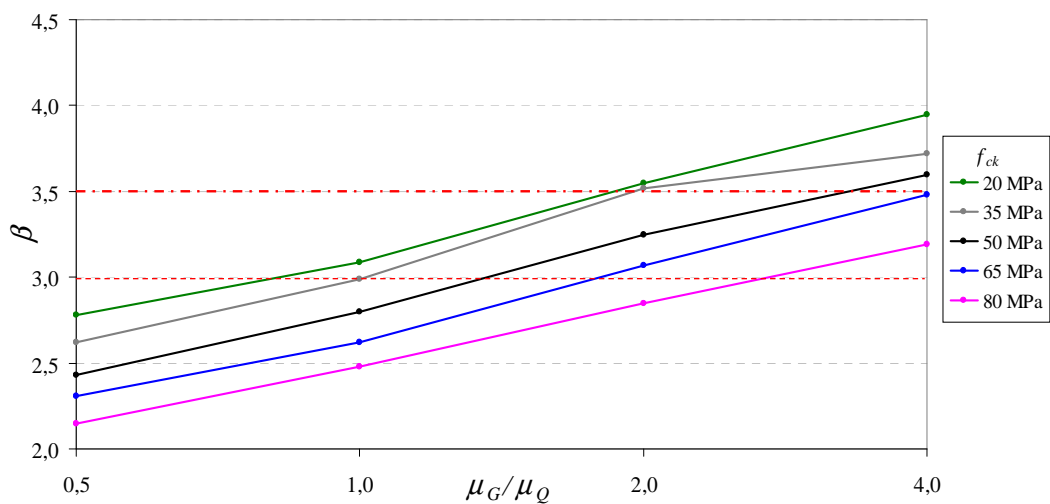
- **P2 – 25cm x 25cm – 10φ16mm – $\phi_{est.}$ 6,3mm – cob.2,5cm – $A_s/A=3,217\%$**



(a) $e/h = 0,10$



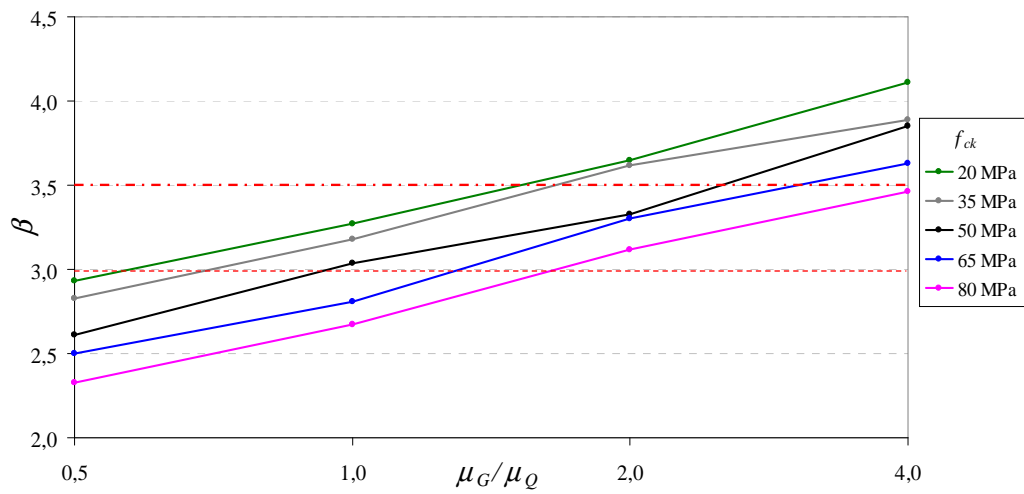
(b) $e/h = 0,20$



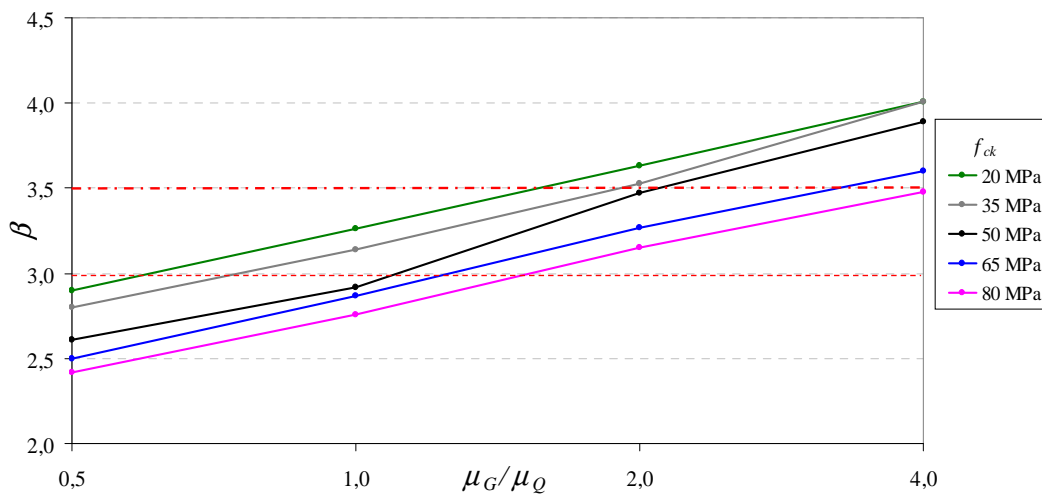
(c) $e/h = 0,30$

FIGURA 5.9.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE μ_G/μ_Q PARA PILARES P2

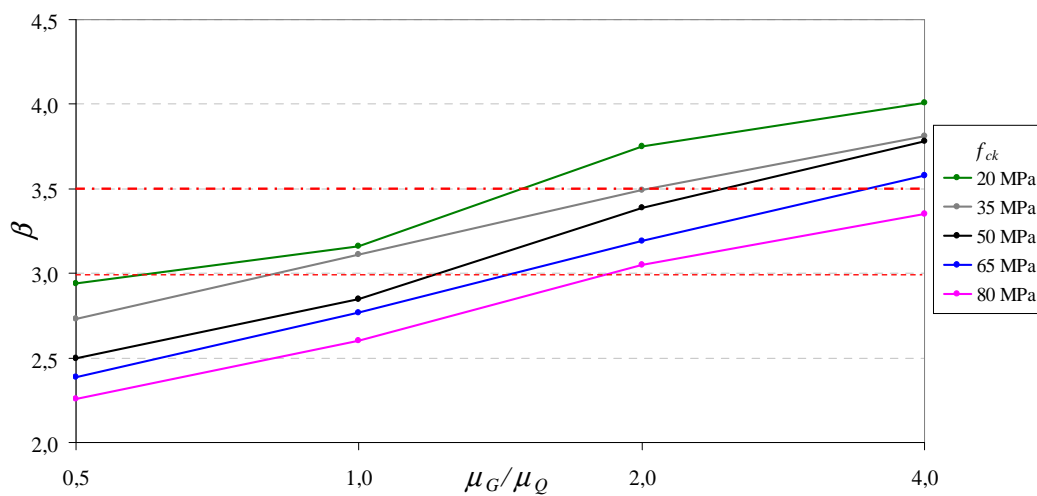
- **P 3 – 25cm x 45cm – 4φ25mm – φ_{est.}6,3mm – cob.2,5cm – A_s/A=1,745%**



(a) $e/h = 0,10$



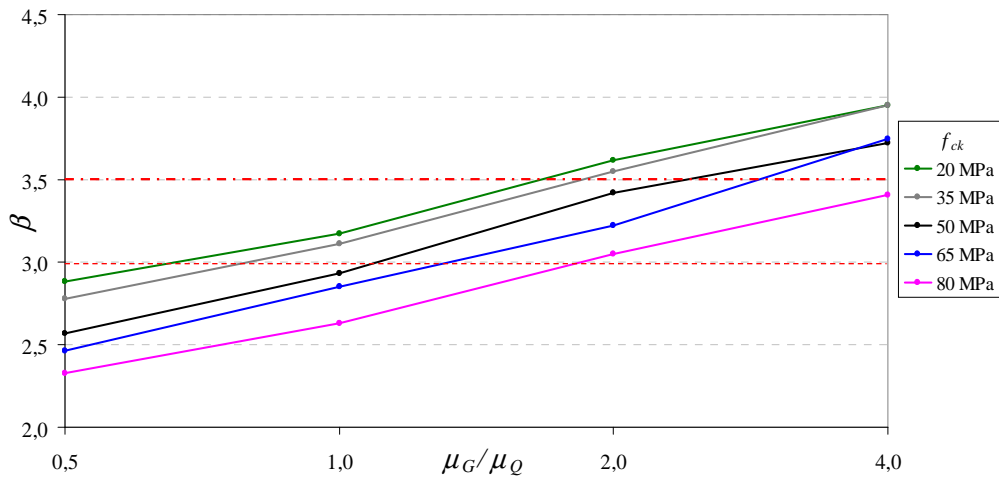
(b) $e/h = 0,20$



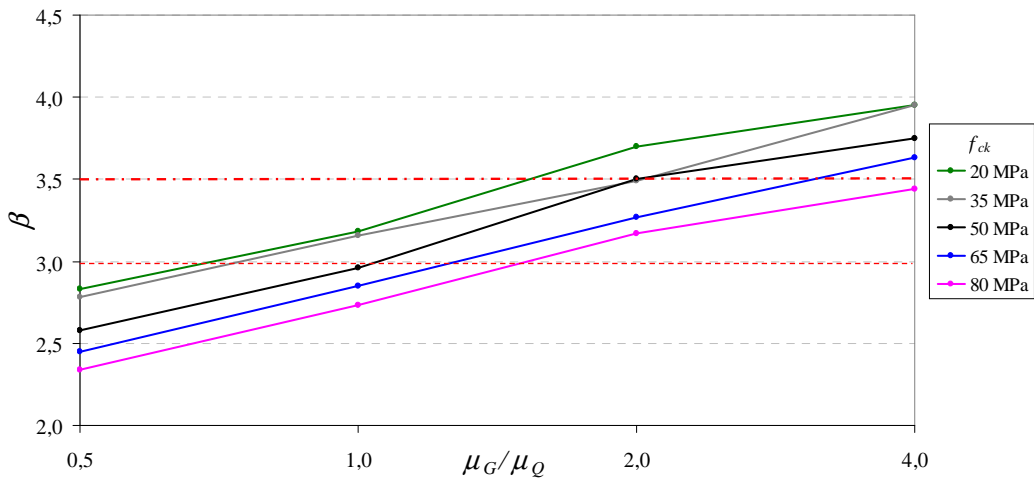
(c) $e/h = 0,30$

FIGURA 5.10.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE μ_G/μ_Q PARA PILARES P3

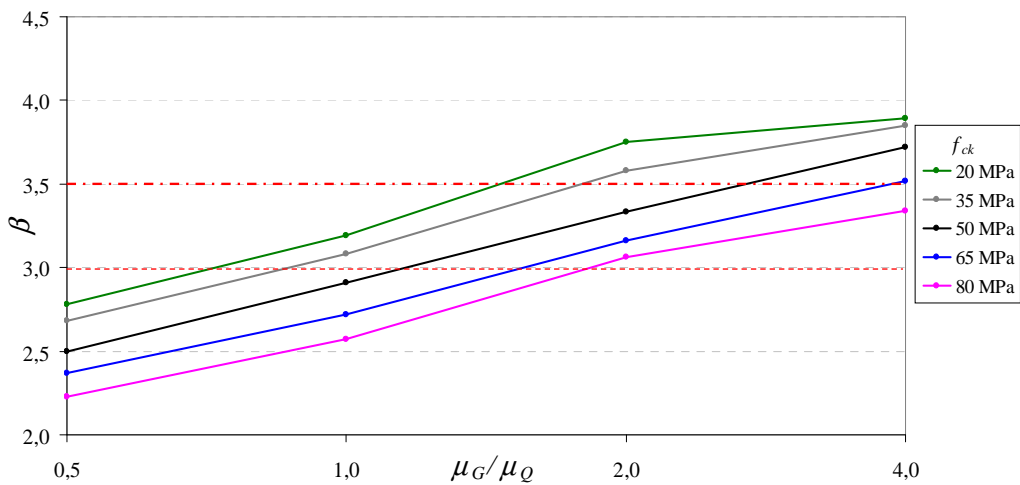
- **P4 – 25cm x 45cm – 8φ25mm – φ_{est.}6,3mm – cob.2,5cm – A_s/A=3,491%**



(a) $e/h = 0,10$



(b) $e/h = 0,20$



(c) $e/h = 0,30$

FIGURA 5.11.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE μ_G/μ_Q PARA PILARES P4

5.5.3 – INFLUÊNCIA DA EXCENTRICIDADE RELATIVA e/h

As figuras 5.12 (a), (b), (c) e (d) apresentam a variação do índice de confiabilidade β em função da excentricidade relativa e/h para as configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente. Nestas figuras a razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável μ_G/μ_Q é tomada igual a 1,0. Em cada uma das figuras são apresentadas cinco linhas que representam as resistências características de 20, 35, 50, 65 e 80 MPa.

Como pode ser observado por estas figuras, para uma mesma resistência característica do concreto o índice de confiabilidade β é pouco sensível à excentricidade relativa e/h . Entretanto, parece haver uma tendência do menor valor de β ocorrer na maior excentricidade relativa 0,30.

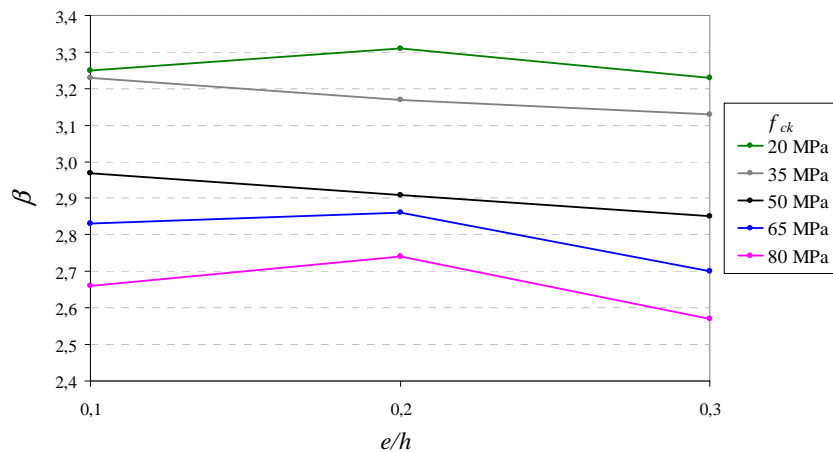


FIGURA 5.12.a – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE e/h
(P1; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$)

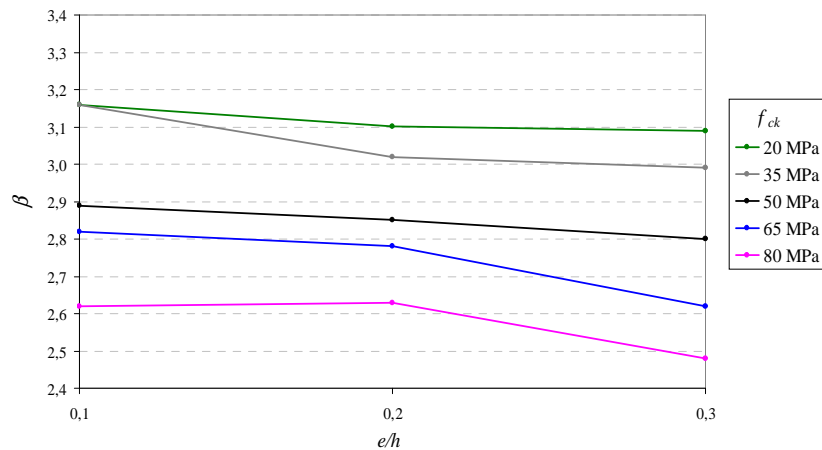


FIGURA 5.12.b – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE e/h
(P2; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$)

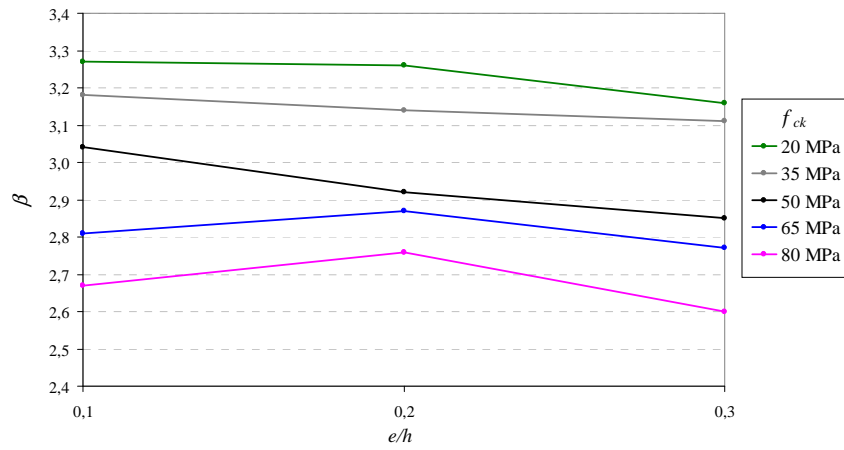


FIGURA 5.12.c – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO e/h
(P3; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$)

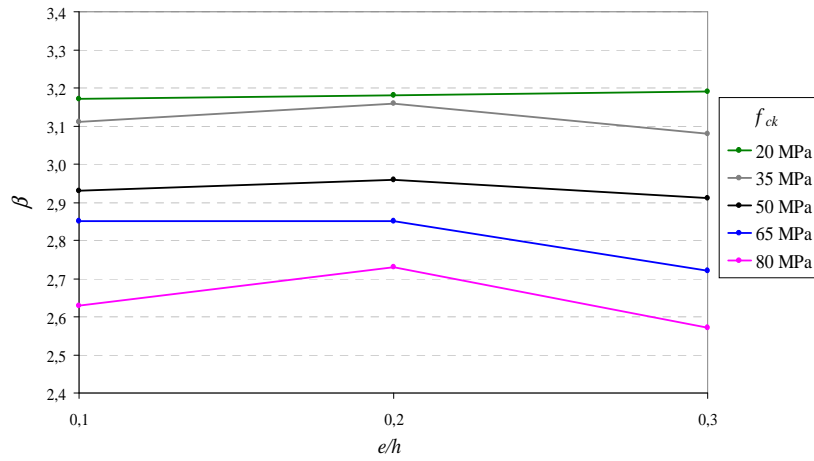


FIGURA 5.12.d – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO e/h
(P4; $\mu_G/\mu_Q = 1,0$)

5.5.4 – INFLUÊNCIA DA TAXA DE ARMADURA LONGITUDINAL

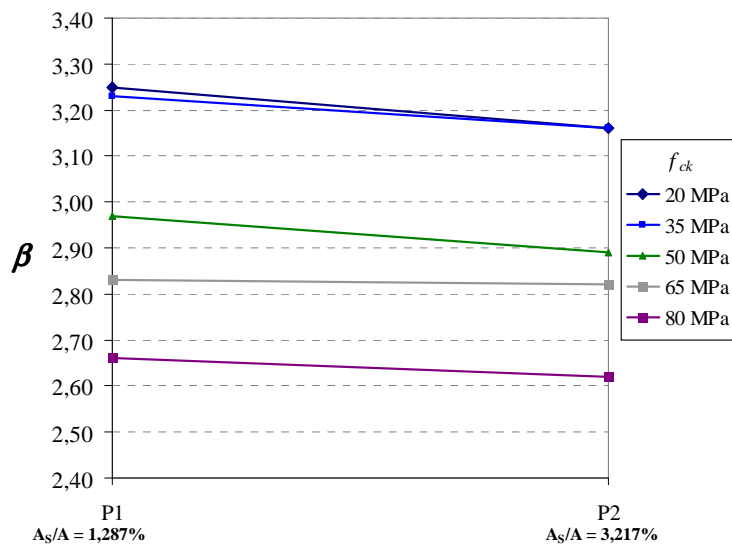
Nesta seção será fixada a razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável μ_G/μ_Q em 1,0, para a verificação da influência da taxa de armadura longitudinal no índice de confiabilidade β . Os dados usados são os da tabela 5.2 (a), (b), (c) e (d).

As figuras 5.13 (a), (b) e (c) comparam os valores de β obtidos para os pilares P1 e P2, que diferem quanto ao número de barras longitudinais e portanto na taxa de armadura longitudinal. Para o pilar P1 esta taxa é de 1,287 % já para o pilar P2 ela sobe para 3,217 %. Igualmente, as figuras 5.14 (a), (b) e (c) comparam os valores de β obtidos nos pilares P3 e P4, os quais também têm como única diferença a taxa de armadura longitudinal, que passa de 1,745 % para 3,491 %.

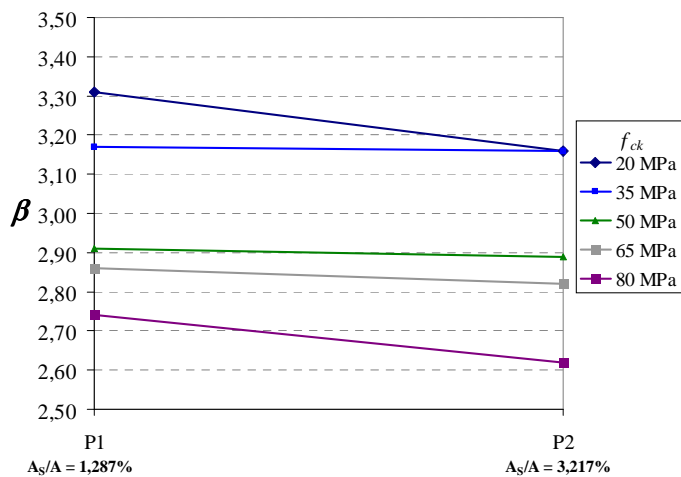
Pelas figuras 5.13 (a), (b) e (c) verifica-se que o índice de confiabilidade β diminui com o aumento da taxa de armadura longitudinal para o pilar com seção transversal quadrada de 25 cm x 25 cm. Contudo esta diminuição não é muito expressiva. Das 15 comparações feitas entre P1 e P2 (para três excentricidades relativas e/h e cinco resistências características f_{ck}) a maior diminuição do índice de confiabilidade β foi em e/h igual a 0,20 e f_{ck} igual a 20 MPa, quando para P1 o índice β foi de 3,31 e para P2 o índice β foi de 3,10.

Pelas figuras 5.14 (a), (b) e (c), para o pilar com seção transversal retangular de altura 45 cm e largura 25 cm, apesar de em alguns casos o índice de confiabilidade β mostrar uma leve tendência de diminuição com aumento da taxa de armadura longitudinal esta variação não se mostrou consistente.

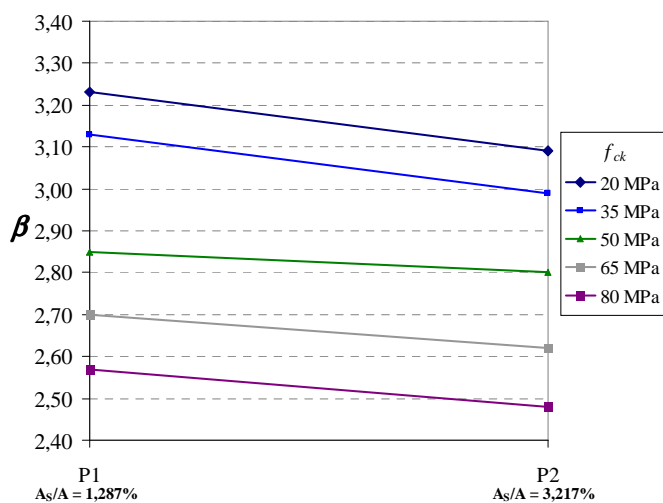
O aumento na taxa de armadura longitudinal de 1,287 % para 3,217 % e de 1,745 % para 3,491 % apresentou uma pequena diminuição no índice de confiabilidade na maioria dos casos estudados, contudo a influência deste parâmetro foi pouco expressiva.



(a) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,10$

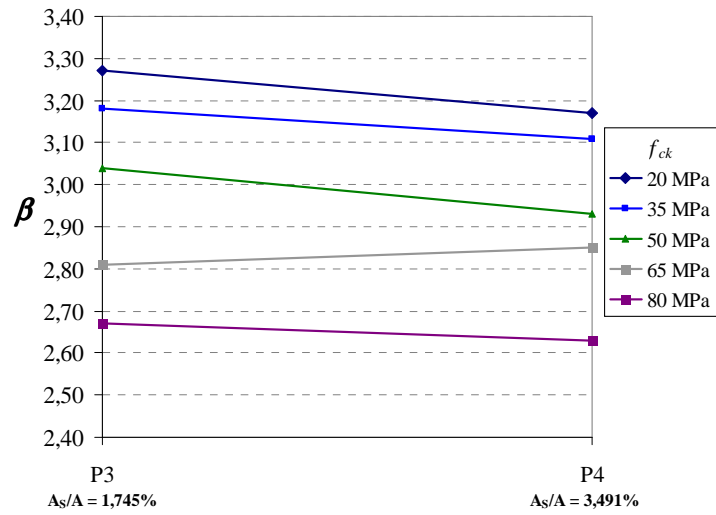


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,20$

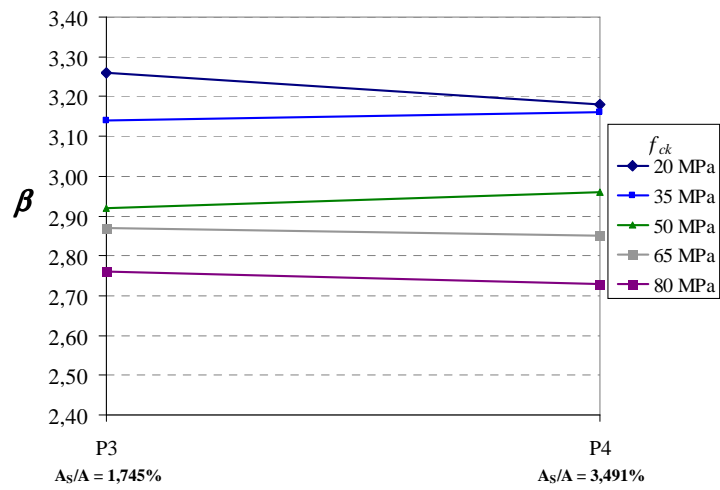


(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,30$

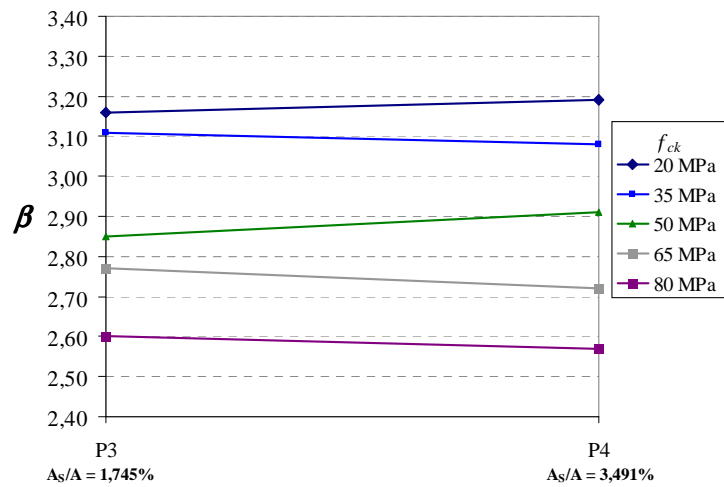
FIGURA 5.13.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE A_s/A



(a) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,10$



(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,20$



(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,30$

FIGURA 5.14.(a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DE A_s/A

5.5.5 – INFLUÊNCIA DA ALTURA DA SEÇÃO TRANSVERSAL

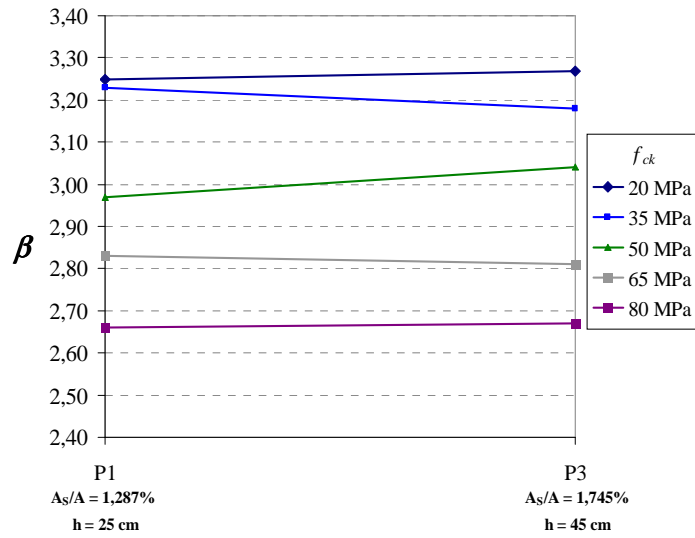
Nesta seção será fixada a razão entre a média da carga permanente e a média da carga variável μ_G/μ_Q em 1,0, para a verificação da influência da altura da seção transversal no índice de confiabilidade β . Os dados usados são os da tabela 5.2 (a), (b), (c) e (d).

As figuras 5.15 (a), (b) e (c) comparam os valores de β obtidos para as configurações P1 e P3. Estas configurações diferem quanto à altura da seção transversal, de 25 cm para 45 cm. A taxa de armadura longitudinal varia de 1,287% na configuração P1 para 1,745% na configuração P2, contudo cumpre observar que a taxa de armadura longitudinal, com esta pequena variação, pode ser considerada inexpressiva para variação de β (ver item 5.5.4).

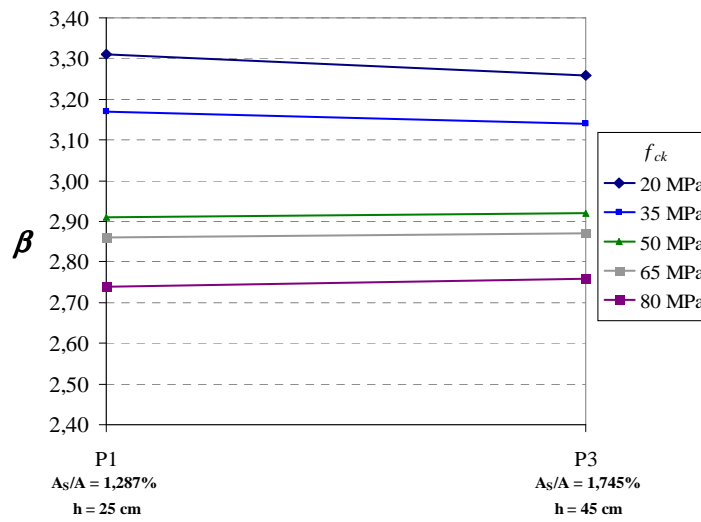
As figuras 5.16 (a), (b) e (c) comparam os valores de β obtidos para as configurações P2 e P4. Estas configurações diferem quanto à altura da seção transversal, de 25 cm para 45 cm. A taxa de armadura longitudinal varia de 3,217% na configuração P2 para 3,491% na configuração P4, contudo cumpre observar que a taxa de armadura longitudinal, com esta pequena variação, pode ser considerada inexpressiva para variação de β (ver item 5.5.4).

As figuras 5.15 (a), (b) e (c) indicam que, com o aumento da excentricidade relativa, o aumento da altura da seção transversal influencia positivamente o índice de confiabilidade β para concretos com f_{ck} de 65 e 80 MPa.

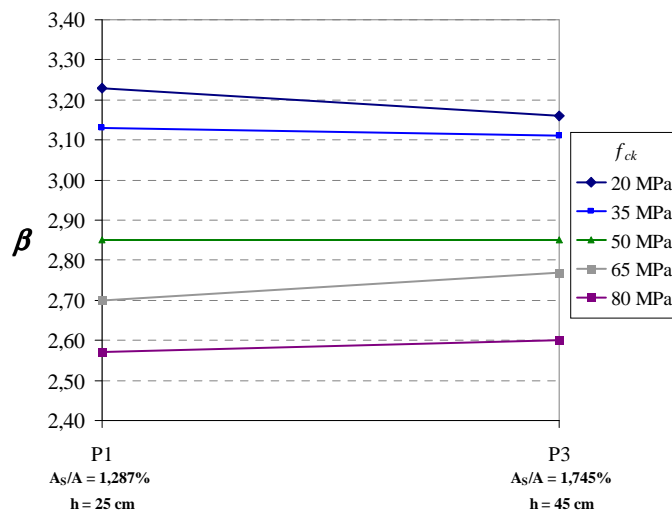
As figuras 5.16 (a), (b) e (c) também mostram que com o aumento da excentricidade relativa o aumento da altura da seção transversal influencia positivamente o índice de confiabilidade β , e neste caso, esta influência ocorre para todos os valores de f_{ck} .



(a) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,10$

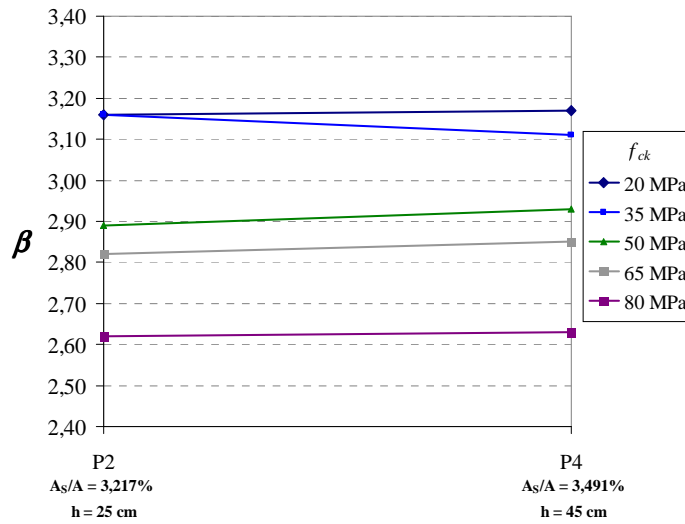


(b) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,20$

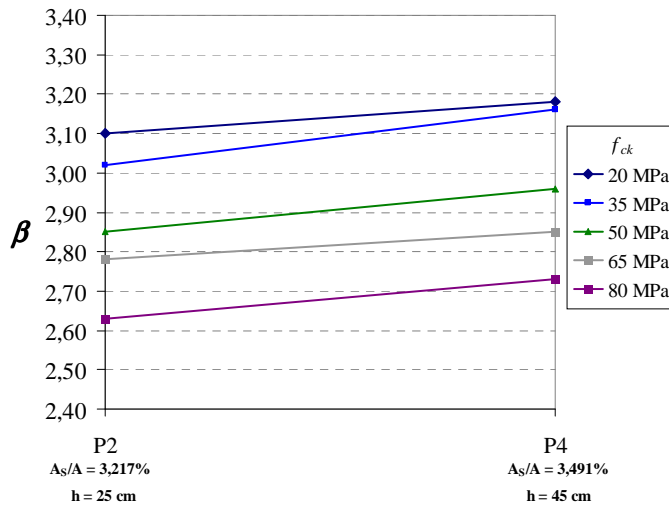


(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0; e/h = 0,30$

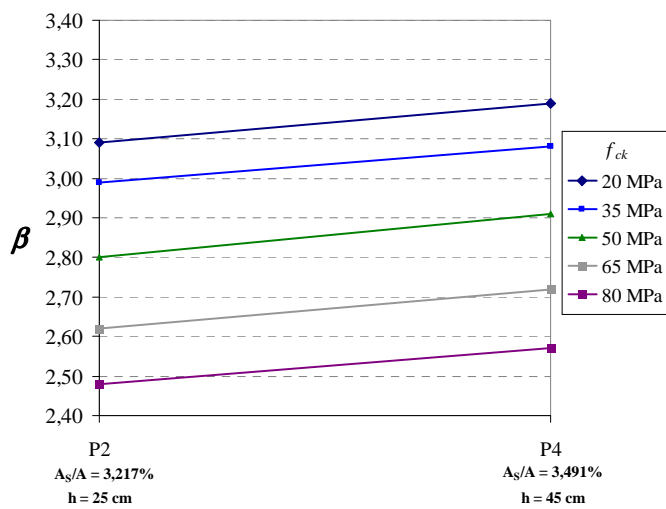
FIGURA 5.15 (a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DA ALTURA h



(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,30$



(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,30$



(c) $\mu_G/\mu_Q = 1,0$; $e/h = 0,30$

FIGURA 5.16 (a), (b) e (c) – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE EM FUNÇÃO DA ALTURA h

5.6 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A avaliação da confiabilidade, via simulação de Monte Carlo, para pilares curtos em concreto armado sob flexo-compressão normal gerou os resultados apresentados nas tabelas 5.2 (a), (b), (c) e (d). Estes resultados indicam que, dentre os diversos parâmetros analisados, apenas a resistência à compressão do concreto e a razão entre as médias da carga permanente e variável influenciam significativamente no índice de confiabilidade β .

Desta maneira, os resultados obtidos podem ser melhor avaliados quando considerados apenas estes dois parâmetros. A tabela 5.3 apresenta os valores mínimos e máximos do índice de confiabilidade β , correspondentes a distintas resistências à compressão do concreto, f_{ck} , e distintos valores da razão μ_G/μ_Q . Nesta tabela, os valores mínimos e máximos do índice de confiabilidade compreendem todas as configurações (P1, P2, P3 e P4) e todas as excentricidades relativas (0,10, 0,20 e 0,30).

TABELA 5.3 – VALORES MÍNIMOS E MÁXIMOS DE β

f_{ck} (MPa)	β							
	$\mu_G/\mu_Q = 0,5$		$\mu_G/\mu_Q = 1,0$		$\mu_G/\mu_Q = 2,0$		$\mu_G/\mu_Q = 4,0$	
	MÍN.	MÁX.	MÍN.	MÁX.	MÍN.	MÁX.	MÍN.	MÁX.
20	2,78	2,97	3,09	3,31	3,52	3,75	3,89	4,11
35	2,62	2,83	2,99	3,23	3,43	3,63	3,72	4,01
50	2,43	2,61	2,80	3,04	3,25	3,50	3,60	3,89
65	2,31	2,50	2,62	2,87	3,07	3,30	3,48	3,75
80	2,15	2,42	2,48	2,76	2,85	3,17	3,19	3,48

A partir dos resultados apresentados na tabela 5.3 pode-se observar que:

- A razão μ_G/μ_Q tem uma grande influência no índice de confiabilidade β . Para uma mesma resistência à compressão do concreto, β tende a aumentar quando razão μ_G/μ_Q aumenta. Este fato é facilmente compreensível dado o maior coeficiente de variação da carga variável em relação à carga permanente;
- A diferença entre os valores dos índices de confiabilidade para concretos de 20 e 35 MPa é pequena. Também para estes valores da resistência à compressão do concreto e razão μ_G/μ_Q acima de 1,0 (valores mais representativos para estruturas em concreto armado), os índices de confiabilidade obtidos são superiores a 3,0;

- Para resistências à compressão iguais ou superiores a 50 MPa, os índices de confiabilidade obtidos podem ser inferiores a 3,0;
- Os menores índices de confiabilidade são obtidos para a combinação, maior resistência à compressão do concreto e menor razão carga permanente/carga variável.

O projeto de estruturas em concreto armado com concretos de resistência de 20 e 35 MPa representa uma prática bem estabelecida na engenharia brasileira. Assim, os correspondentes índices de confiabilidade podem ser utilizados na seleção do índice de confiabilidade objetivo $\beta_{objetivo}$. Pelos resultados obtidos pode-se observar que $\beta_{objetivo}$ poderia ser tomado como 3,0. Este resultado está em concordância com outras pesquisas. Por exemplo, os estudos de Galambos et al. (1982), considerando uma vida útil de 50 anos e combinações de cargas gravitacionais, propõem o valor para o índice $\beta_{objetivo}$ para pilares curtos igual a 3,0. Este valor de $\beta_{objetivo}$ foi utilizado na calibração da norma *American National Standard A58*, predecessora da atual SEI-ASCE 7 (American 2005).

Os resultados obtidos também indicam que a NBR 6118:2003 está adequada para o projeto de pilares curtos em concreto armado com concretos de resistência de 20 e 35 MPa. Fica claro também que para a resistência limite de aplicabilidade da referida norma, 50 MPa, os valores obtidos para o índice de confiabilidade já não são tão adequados. A utilização de resistências superiores ao limite de 50 MPa no presente trabalho de pesquisa representou apenas um exercício visando a identificação de possíveis correções na NBR 6118:2003 para o tratamento do CAR. Fica evidente que a mera extrapolação das recomendações da NBR 6118:2003 para concretos com f_{ck} de 65 e 80 MPa resulta em índices de confiabilidade baixos.

Uma possível calibração da NBR 6118:2003 que permita a extensão de seus limites de aplicação para concretos de resistência mais elevada deve levar em consideração as especificidades relativas às propriedades mecânicas deste material e também as menores cargas permanentes, decorrentes de menores pesos próprios destes materiais.

Menor peso próprio deverá representar uma menor razão μ_G/μ_Q , e, como visto na tabela 5.3, menores índices de confiabilidade. Contudo, a variação do índice de confiabilidade β para diferentes razões entre a média da carga permanente e a média da carga variável é um problema difícil de ser resolvido dentro do contexto do projeto semi-probabilístico. A obtenção de uma uniformidade de valores de β para diferentes razões μ_G/μ_Q é portanto difícil

de ser obtida utilizando os métodos de projeto usados nas normas atuais. Tal problema pode ser resolvido apenas via utilização de métodos probabilísticos. Ademais, procedimentos paliativos para a minimização deste problema demandariam a calibração dos fatores de majoração de cargas recomendados pela NBR 8681:2003 e aplicáveis não apenas a estruturas de concreto mas também a outros materiais empregados na construção civil.

Os resultados obtidos para os índices de confiabilidade β correspondentes a concretos de resistência à compressão igual a 50, 65 ou 80 MPa indicam que estes índices são inferiores àqueles obtidos para concretos de 20 e 35 MPa a despeito da menor variabilidade do CAR. Isto indica que, para uma mesma razão μ_G/μ_Q , a menor confiabilidade de pilares curtos em CAR dimensionados pelos critérios da NBR 6118:2003 é decorrência do comportamento tensão-deformação deste material. Pode-se prever, portanto, que melhores resultados devem ser obtidos caso este comportamento esteja adequadamente representado no bloco de tensões a ser utilizado para projeto. Tal possibilidade será explorada no próximo capítulo.

Conforme discutido no item 3.5.1 a simulação de Monte Carlo é uma técnica de amostragem, e como tal, seus resultados estão sujeitos a erros amostrais. De acordo com a equação 3.30 o erro associado aos valores de β obtidos neste trabalho é de aproximadamente 0,1, ou seja,

$$\beta_{estimado} = \beta_{obtido} \pm 0,1.$$

Capítulo 6

Proposta para Alteração no Bloco de Tensões para CAR

6.1 - INTRODUÇÃO

O problema da variação do índice de confiabilidade β para diferentes resistências características dos concretos f_{ck} , deve estar relacionado ao bloco de tensões proposto pela NBR 6118:2003, que mantém inalterados os parâmetros de seu bloco de tensões independente da resistência do concreto. Conforme citado no item 2.5, vários pesquisadores recomendam que os parâmetros do bloco de tensões variem com a resistência do concreto, entre estes pesquisadores estão Ibrahim e MacGregor (1997) e Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004). Algumas normas de projeto já incorporam estas recomendações, pode-se citar o CSA A23.3 (1994), o ACI 318 (2002) e o NZS 3101 (1995), dentre outras.

Visando obter uma maior uniformidade do índice de confiabilidade β para diferentes resistências características, neste capítulo serão feitas novas avaliações de confiabilidade alterando o bloco de tensões usado no dimensionamento do pilares mantendo-se inalteradas todas as outras recomendações da NBR 6118:2003 e todas as recomendações da NBR 8681:2003.

6.2 – IDENTIFICAÇÃO DOS NÍVEIS DE CONFIABILIDADE ADEQUADOS

Com o objetivo de comparação de resultados, foi assumido que os pilares curtos de concreto armado dimensionados segundo a NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 com f_{ck} de 20 e 35 MPa possuem desempenho satisfatório, visto que estes são amplamente usados a muitos anos apresentando bons resultados práticos. Todos os resultados apresentados nesta seção referem-se a relação μ_G/μ_Q igual a 1,0.

A maior probabilidade de falha obtida para pilares com f_{ck} de 20 ou 35 MPa foi $P_f = 0,00141$ ($\beta=2,99$). Da mesma forma, a menor probabilidade de falha obtida para pilares com f_{ck} de 20 ou 35 MPa foi $P_f = 0,00046$ ($\beta=3,31$).

6.3 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO PELA NBR 6118:2003

As figuras 6.1 (a), (b), (c) e (d) apresentam os valores de β para as configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente, indicando os limites propostos para os valores de β considerados aceitáveis. Os valores de β apresentados nesta figura referem-se a pilares dimensionados segundo critérios da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003. Por meio das figuras 6.1 (a), (b), (c) e (d), verifica-se que os pilares com f_{ck} de 50 MPa em apenas uma situações apresentaram β dentro do limite considerado aceitável. Os pilares com f_{ck} de 65 e 80 MPa em todas as situações apresentam β inferior ao aceitável.

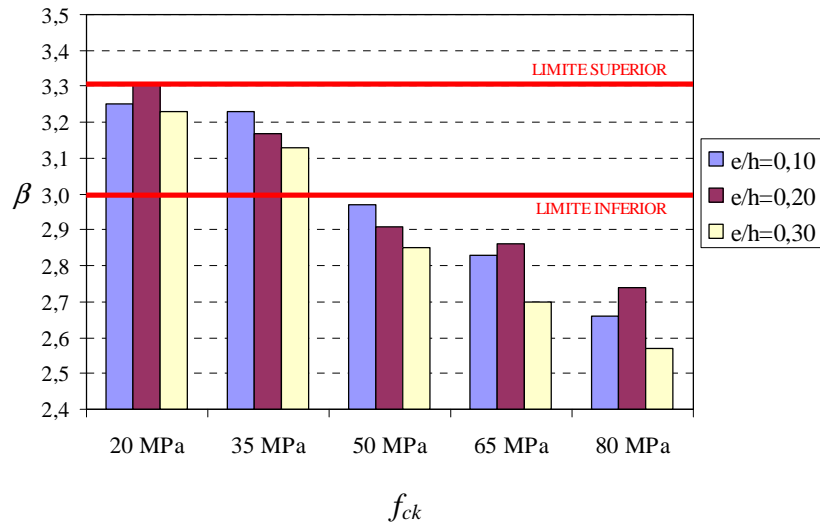


FIGURA 6.1.a – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P1 QUANDO DIMENSIONADOS USANDO O BLOCO DE TENSÕES RECOMENDADO PELA NBR 6118:2003

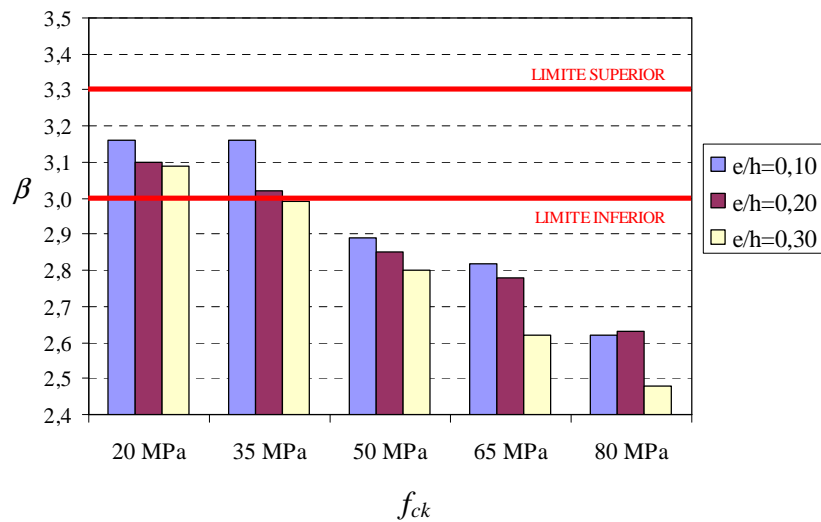


FIGURA 6.1.b – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P2 QUANDO DIMENSIONADOS USANDO O BLOCO DE TENSÕES RECOMENDADO PELA NBR 6118:2003

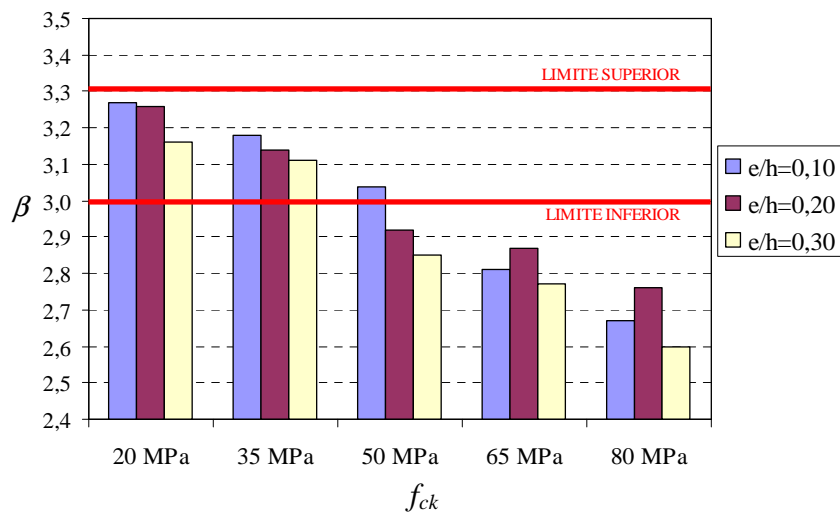


FIGURA 6.1.c – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P3 QUANDO DIMENSIONADOS USANDO O BLOCO DE TENSÕES RECOMENDADO PELA NBR 6118:2003

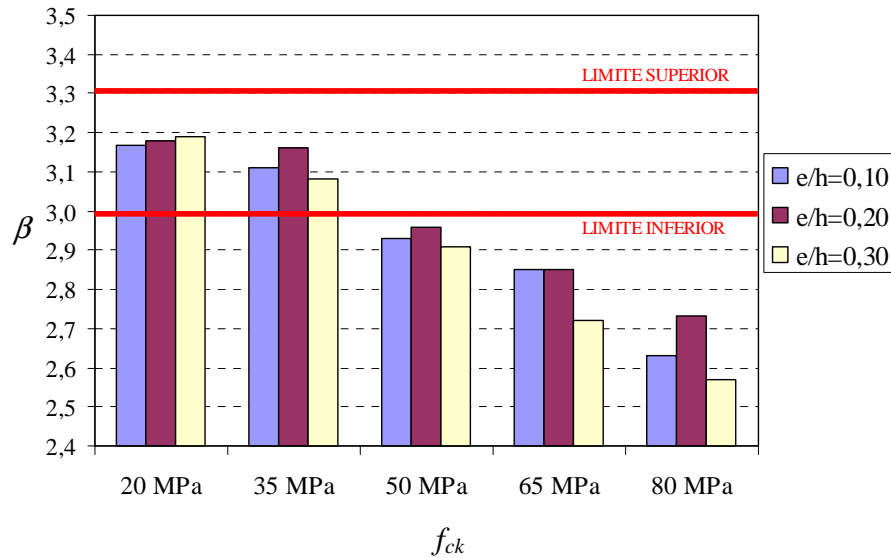


FIGURA 6.1.d – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P4 QUANDO DIMENSIONADOS USANDO O BLOCO DE TENSÕES RECOMENDADO PELA NBR 6118:2003

6.4 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO POR OZBAKKALOGLU E SAATCIOGLU

Visando a obtenção de uma maior uniformidade no índice de confiabilidade β para diferentes resistências características, o bloco de tensões proposto pela NBR 6118:2003, usado no dimensionamento de projeto dos pilares de concreto armado, foi substituído pelo bloco proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004), todas as outras recomendações da NBR 6118:2003 e todas as recomendações da NBR 8681:2003 foram mantidas.

A tabela 5.4 apresenta os valores obtidos para a probabilidade de falha e o índice de confiabilidade para concretos com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa, para a situação em que o bloco de tensões usado no dimensionamento é o proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004).

As figuras 6.2 (a), (b), (c) e (d) apresentam os valores de β para as configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente, indicando os limites propostos para os valores de β considerados aceitáveis. Nesta figura, os pilares com f_{ck} de 20 e 35 MPa, foram dimensionados segundo critérios da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 e os pilares com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa foram dimensionados usando o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004) mantendo inalteradas todas as outras recomendações das normas acima citadas.

TABELA 6.1 – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA PILARES DIMENSIONADOS COM O BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO POR OZBAKKALOGLU E SAATCIOGLU (2004)

f_{ck} (MPa)	PILAR - P1						f_{ck} (MPa)	PILAR - P2					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30			e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β		P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00099	3,09	0,00121	3,03	0,00162	2,94	50	0,00124	3,03	0,00157	2,95	0,00249	2,81
65	0,00101	3,09	0,00105	3,08	0,00180	2,91	65	0,00136	3,00	0,00174	2,92	0,00233	2,83
80	0,00112	3,06	0,00120	3,04	0,00214	2,86	80	0,00154	2,96	0,00195	2,89	0,00269	2,78

f_{ck} (MPa)	PILAR - P3						f_{ck} (MPa)	PILAR - P4					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30			e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β		P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00082	3,15	0,00102	3,08	0,00130	3,01	50	0,00132	3,01	0,00150	2,97	0,00162	2,94
65	0,00112	3,06	0,00128	3,02	0,00173	2,92	65	0,00120	3,04	0,00138	2,99	0,00186	2,9
80	0,00098	3,1	0,00106	3,07	0,00176	2,92	80	0,00124	3,03	0,00141	2,99	0,00204	2,87

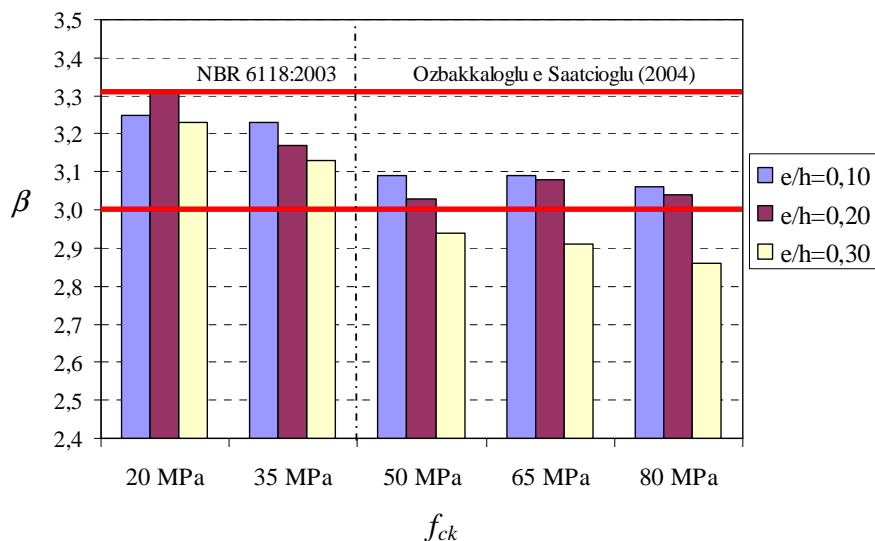


FIGURA 6.2.a – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P1

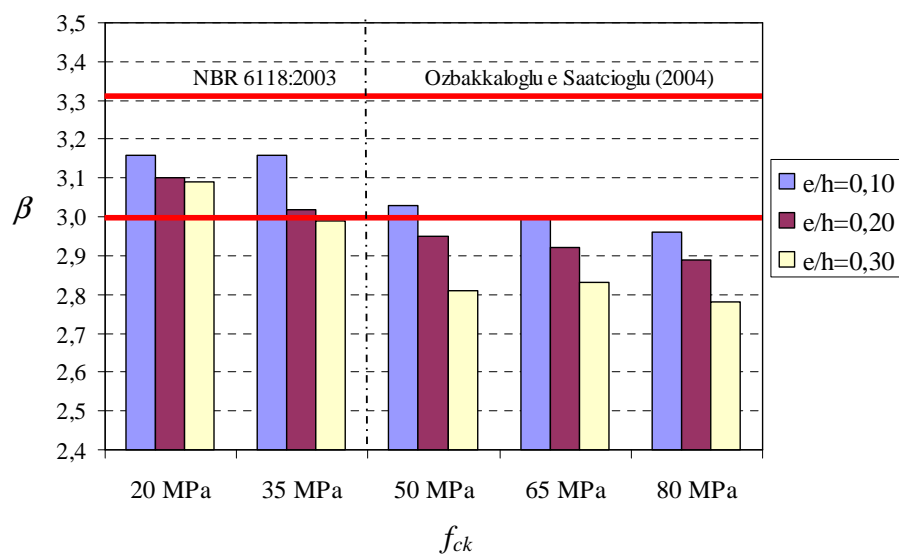


FIGURA 6.2.b – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P2

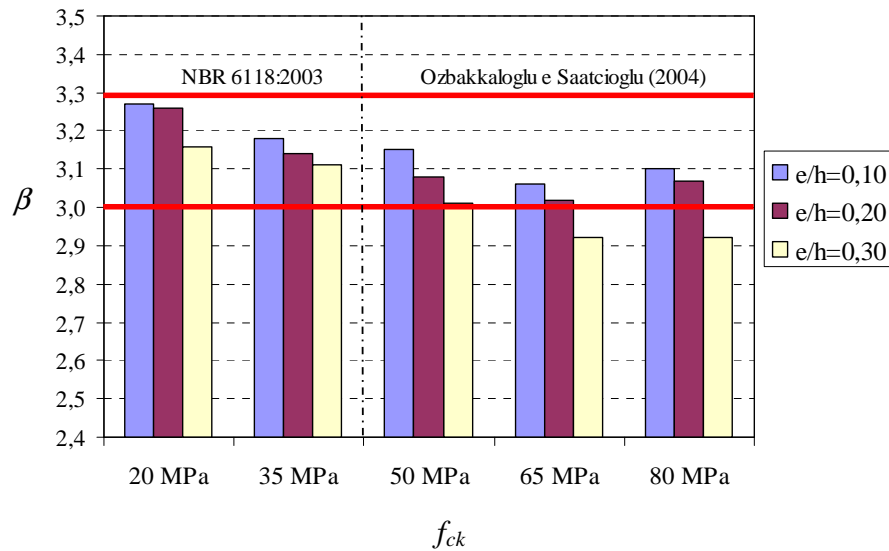


FIGURA 6.2.c – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P3

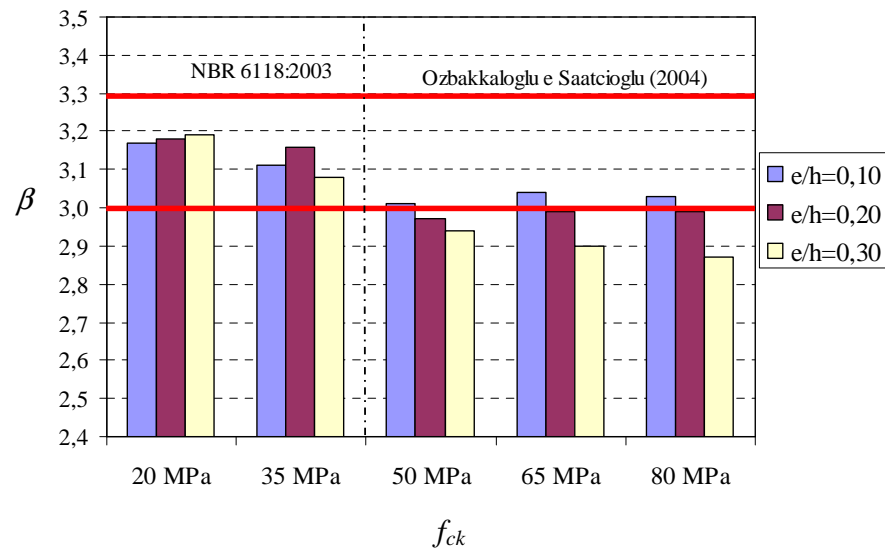


FIGURA 6.2.d – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P4

Por meio das figuras 6.2 (a), (b), (c) e (d), verifica-se que os índices de confiabilidade β aumentaram para os pilares com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa se comparados com os resultados apresentados nas figuras 6.1 (a), (b), (c) e (d). Porém em muitos casos β ainda aparece abaixo do limite inferior aceitável. O patamar dos valores de β ficou abaixo do apresentado pelos pilares de referência (f_{ck} de 20 e 35 MPa).

6.5 – BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO PELO CSA A23.3 – 94

Com o objetivo de alcançar uma maior uniformidade no índice de confiabilidade β para diferentes resistências características, o bloco de tensões proposto pela NBR 6118:2003,

usado no dimensionamento de projeto dos pilares de concreto armado, foi substituído pelo bloco proposto pelo CSA A23.3 – 94, mantendo-se inalteradas todas as outras recomendações da NBR 6118:2003 e todas as recomendações da NBR 8681:2003.

A tabela 6.2 apresenta os valores obtidos para a probabilidade de falha e o índice de confiabilidade para concretos com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa, para a situação em que o bloco de tensões usado no dimensionamento foi o proposto pelo CSA A23.3 – 94.

TABELA 6.2 – ÍNDICE DE CONFIABILIDADE PARA PILARES DIMENSIONADOS COM O BLOCO DE TENSÕES PROPOSTO PELO CSA A23.3 - 94

f_{ck} (MPa)	PILAR - P1					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00063	3,23	0,00067	3,21	0,00098	3,1
65	0,00065	3,22	0,00052	3,28	0,00105	3,08
80	0,00073	3,18	0,00057	3,25	0,00083	3,15

f_{ck} (MPa)	PILAR - P2					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00073	3,18	0,00103	3,08	0,00144	2,98
65	0,00095	3,11	0,00096	3,10	0,00148	2,97
80	0,00091	3,12	0,00100	3,09	0,00164	2,94

f_{ck} (MPa)	PILAR - P3					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00072	3,19	0,00065	3,22	0,00109	3,06
65	0,00067	3,21	0,00048	3,30	0,00100	3,09
80	0,00054	3,27	0,00062	3,23	0,00086	3,13

f_{ck} (MPa)	PILAR - P4					
	e/h = 0,10		e/h = 0,20		e/h = 0,30	
	P_f	β	P_f	β	P_f	β
50	0,00084	3,14	0,00078	3,16	0,00114	3,05
65	0,00079	3,16	0,00087	3,13	0,00134	3,00
80	0,00093	3,11	0,00094	3,11	0,00138	2,99

As figuras 6.3 (a), (b), (c) e (d) apresentam os valores de β para as configurações P1, P2, P3 e P4, respectivamente, indicando os limites propostos para os valores de β considerados aceitáveis. Nesta figura, os pilares com f_{ck} de 20 e 35 MPa, foram dimensionados segundo critérios da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 e os pilares com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa foram dimensionados usando o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3 – 94 mantendo inalteradas todas as outras recomendações das normas brasileiras citadas acima.

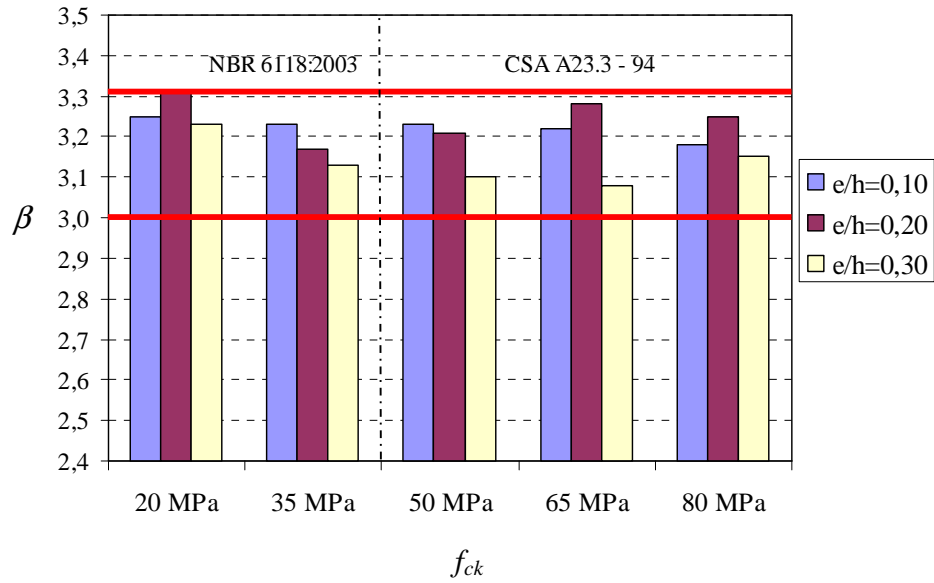


FIGURA 6.3.a – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P1

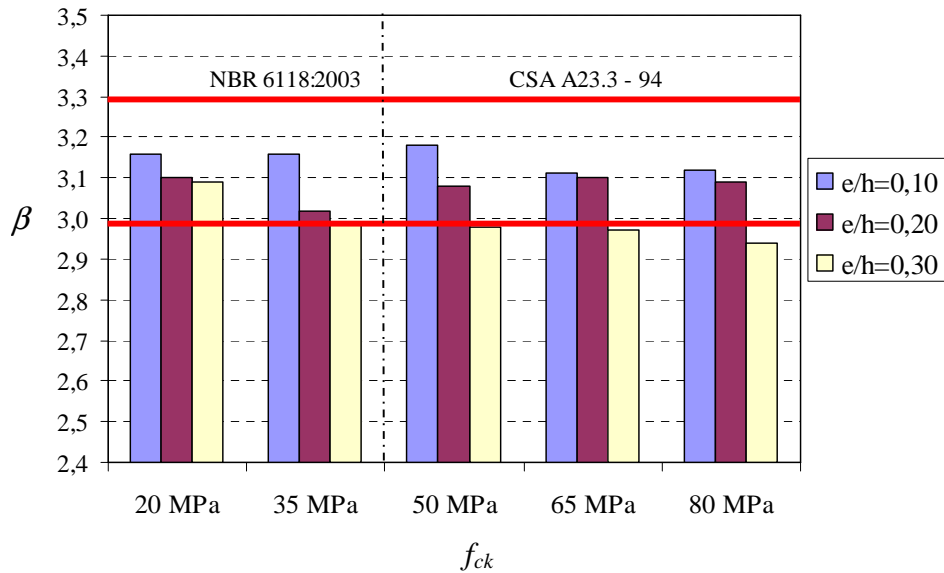


FIGURA 6.3.b – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P2

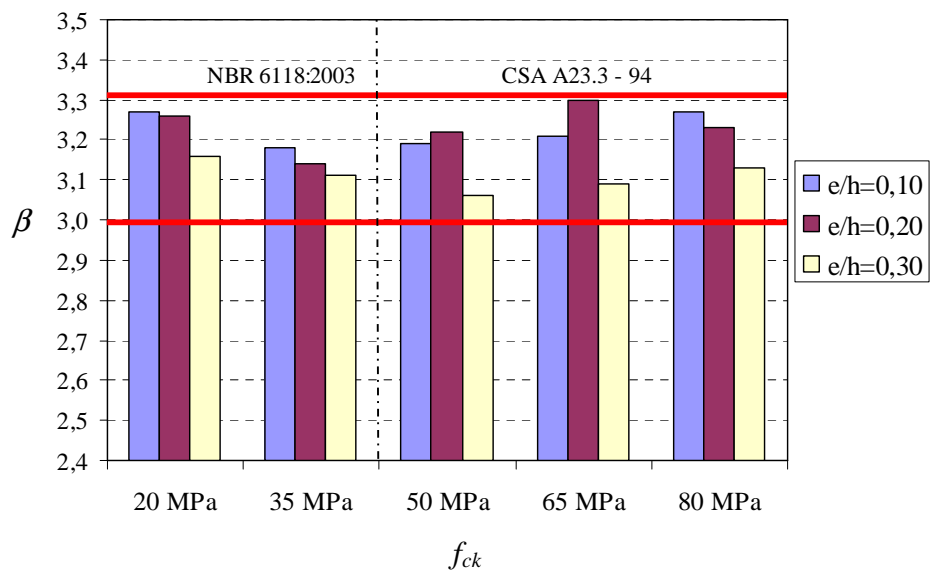


FIGURA 6.3.c – ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P3

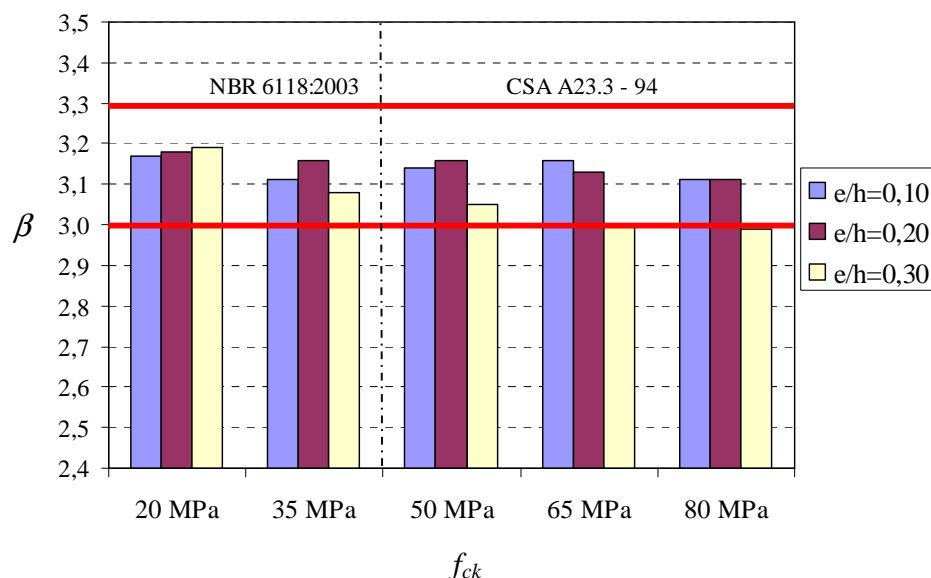


FIGURA 6.3.d– ÍNDICES DE CONFIABILIDADE PARA OS PILARES P4

Por meio das figuras 6.3 (a), (b), (c) e (d), verifica-se que os índices de confiabilidade β aumentaram para os pilares com f_{ck} de 50, 65 e 80 MPa se comparados com os resultados apresentados nas figuras 6.1 (a), (b), (c) e (d) e 6.2 (a), (b), (c) e (d). O índice de confiabilidade β apresenta um patamar aceitável quando comparado aos valores de referência.

6.6 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS DA ALTERAÇÃO DO BLOCO DE TENSÕES

Foi verificado que alterando apenas o bloco de tensões da NBR 6118:2003, mantendo todas as outras recomendações desta norma e da NBR 8681:2003, obteve-se para os concretos de f_{ck} 50, 65 e 80 MPa, um aumento do índice de confiabilidade quando foi usado o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004), porém não foi alcançado o patamar desejado. Quando o bloco de tensões usado foi o proposto pelo CSA A23.3-94 o índice de confiabilidade além de aumentar, alcançou o patamar desejado. Isto ocorreu porque o bloco de tensões proposto pelo CSA A23.3-94 é mais conservador que o proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004).

Os resultados obtidos são bastante interessantes indicando que a NBR 6118:2003 pode ter os seus limites de aplicabilidade facilmente estendidos para concretos de 80 MPa, bastando para isso alterar o seu bloco de tensões. Conforme demonstrado no presente estudo este bloco de tensões deve seguir os parâmetros α_1 e β_1 dados pelas equações 2.20 e 2.21. Vale ressaltar que tais alterações são bastante simples podendo ser facilmente absorvidas pelos projetistas.

Capítulo 7

Sumário, Conclusões e Sugestões

7.1 - SUMÁRIO

Dada a sua crescente utilização, tipo de falha e importância para a integridade estrutural, a avaliação da segurança de pilares em concreto de alta resistência é assunto da maior relevância. No caso de pilares, vários parâmetros envolvidos no projeto estrutural são incertos (resistência à compressão do concreto, dimensões da seção transversal, cargas atuantes etc.). Desta maneira, a segurança estrutural pode ser definida apenas em termos probabilísticos. Entretanto este processo é bastante complexo, tornando-o inviável para o uso cotidiano. Visando a simplificação do processo de cálculo, as normas de projeto mantêm de forma implícita o nível de confiabilidade prescrito através dos fatores parciais utilizados no método dos estados limites (ou o chamado método semi-probabilístico). Visando a simplificação do

processo de cálculo, as normas de projeto, através dos fatores parciais utilizados no método dos estados limites, mantém de forma implícita o nível de confiabilidade prescrito. Assim, pode-se dizer que as normas de projeto têm como objetivo estabelecer padrões que visam assegurar um bom desempenho da estrutura ao longo de sua vida útil, porém de forma mais simplificada.

Desta maneira, os principais objetivos deste estudo foram:

- Avaliar os níveis de confiabilidade implícitos nas recomendações das normas NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003 para projeto de pilares curtos em concreto armado sob flexo-compressão normal;
- Identificar os níveis de confiabilidade $\beta_{objetivo}$ a serem atingidos;
- Avaliar a influência dos diversos parâmetros de projeto nos níveis de confiabilidade obtidos (resistência à compressão do concreto, taxa de armadura longitudinal, altura da seção transversal, excentricidade relativa e razão entre as médias dos carregamentos permanente e variável);
- Recomendar ajustes na NBR 6118:2003 visando o projeto de pilares curtos em concreto com resistência característica de até 80 MPa de forma a se obter uma maior uniformização dos níveis de confiabilidade.

Para cumprir estes objetivos, foram necessários:

- A revisão das prescrições da NBR 6118:2003 para dimensionamento e verificação de pilares curtos em concreto armado;
- O estudo do concreto de alta resistência;
- A definição das estatísticas (média, coeficiente de variação e tipo de distribuição) correspondentes às variáveis básicas de projeto (resistência à compressão do concreto, tensão de escoamento do aço, largura e altura da seção transversal, cobrimento da armadura, erro do modelo, carga permanente e carga variável);
- O estudo dos métodos de análise de confiabilidade;
- A seleção de uma função desempenho e do método de análise de confiabilidade apropriado;

- A seleção de duzentos e quarenta pilares curtos (cinco resistências características, quatro configurações da seção transversal, três excentricidades e quatro razões do carregamento) em concreto armado sob flexo-compressão normal;
- A implementação computacional da simulação de Monte Carlo para o cálculo da probabilidade de falha (e do índice de confiabilidade);
- A análise de confiabilidade para cada um dos pilares selecionados;
- A análise dos resultados obtidos visando a definição dos parâmetros mais significativos e a adequação da NBR 6118:2003 para concretos de resistências mais elevadas.

7.2 – CONCLUSÕES

A análise de confiabilidade dos pilares curtos em concreto armado, dimensionados segundo critérios da NBR 6118:2003 e NBR 8681:2003, sujeitos ao carregamento normal e sob flexo-compressão normal, indicou que:

- Quanto maior a resistência à compressão do concreto, menor o índice de confiabilidade β ;
- A razão μ_G/μ_Q tem uma grande influência no índice de confiabilidade β . Para uma mesma resistência à compressão do concreto, β tende a aumentar quando razão μ_G/μ_Q aumenta. Este fato é facilmente compreensível dado o maior coeficiente de variação da carga variável ($V=0,25$) em relação à carga permanente ($V=0,10$);
- A diferença entre os valores dos índices de confiabilidade para concretos de 20 e 35 MPa é pequena. Também para estes valores da resistência à compressão do concreto e razão μ_G/μ_Q acima de 1,0 (valores mais representativos para estruturas em concreto armado), os índices de confiabilidade obtidos são superiores a 3,0;
- Para resistências à compressão iguais ou superiores a 50 MPa, os índices de confiabilidade obtidos podem ser inferiores a 3,0;
- Os menores índices de confiabilidade são obtidos para a combinação maior resistência à compressão do concreto e menor razão carga permanente/carga variável.

O projeto de estruturas em concreto armado com concretos de resistência de 20 e 35 MPa representa uma prática bem estabelecida na engenharia brasileira. Assim, os correspondentes índices de confiabilidade podem ser utilizados na seleção do índice de confiabilidade objetivo $\beta_{objetivo}$. Pelos resultados obtidos pode-se observar que $\beta_{objetivo}$ poderia ser tomado como 3,0.

Este resultado está em concordância com outras pesquisas. Por exemplo, os estudos de Galambos et al. (1982), considerando uma vida útil de 50 anos e combinações de cargas gravitacionais, propõem o valor para o índice $\beta_{objetivo}$ para pilares curtos igual a 3,0. Este valor de $\beta_{objetivo}$ foi utilizado na calibração da norma *American National Standard A58*, predecessora da atual SEI-ASCE 7 (American 2005).

Os resultados obtidos também indicam que a NBR 6118:2003 está adequada para o projeto de pilares curtos em concreto armado com concretos de resistência de 20 e 35 MPa. Fica claro também que para a resistência limite de aplicabilidade da referida norma, 50 MPa, os valores obtidos para o índice de confiabilidade já não são tão adequados. A utilização de resistências superiores ao limite de 50 MPa no presente trabalho de pesquisa representou apenas um exercício visando a identificação de possíveis correções na NBR 6118:2003 para o tratamento do CAR. Fica evidente que a mera extrapolação das recomendações da NBR 6118:2003 para concretos com f_{ck} de 65 e 80 MPa resulta em índices de confiabilidade inaceitavelmente baixos.

Uma possível calibração da NBR 6118:2003 que permita a extensão de seus limites de aplicação para concretos de resistência mais elevada deve levar em consideração as especificidades relativas às propriedades mecânicas deste material e também as menores cargas permanentes, decorrentes de menores pesos próprios destes materiais.

Menor peso próprio deverá representar uma menor razão μ_G/μ_Q , e, como visto na tabela 5.3, menores índices de confiabilidade. Contudo, a variação do índice de confiabilidade β para diferentes razões entre a média da carga permanente e a média da carga variável é um problema difícil de ser resolvido dentro do contexto do projeto semi-probabilístico. A obtenção de uma uniformidade de valores de β para diferentes razões μ_G/μ_Q é portanto difícil de ser obtida utilizando os métodos de projeto usados nas normas atuais. Tal problema pode ser resolvido apenas via utilização de métodos probabilísticos. Ademais, procedimentos paliativos para a minimização deste problema demandariam a calibração dos fatores de majoração de cargas recomendados pela NBR 8681:2003 e aplicáveis não apenas a estruturas de concreto mas também a outros materiais empregados na construção civil.

Os resultados obtidos para os índices de confiabilidade β correspondentes a concretos de resistência à compressão igual a 50, 65 ou 80 MPa indicam que estes índices são inferiores

àqueles obtidos para concretos de 20 e 35 MPa a despeito da menor variabilidade do CAR. Isto indica que, para uma mesma razão μ_G/μ_Q , a menor confiabilidade de pilares curtos em CAR dimensionados pelos critérios da NBR 6118:2003 é decorrência do comportamento tensão-deformação deste material. Melhores resultados são obtidos caso este comportamento esteja adequadamente representado no bloco de tensões a ser utilizado para projeto.

A alteração do bloco de tensões da NBR 6118:2003, mantendo todas as outras recomendações desta norma e da NBR 8681:2003, resultou em um aumento do índice de confiabilidade para o CAR de 50, 65 e 80 MPa, quando foi usado o bloco de tensões proposto por Ozbakkaloglu e Saatcioglu (2004). Entretanto o patamar desejado ($\beta_{objetivo}$) não foi alcançado. Quando o bloco de tensões usado foi o proposto pelo CSA A23.3-94 o índice de confiabilidade além de aumentar, também alcançou o patamar desejado. Estes resultados obtidos são bastante interessantes indicando que a NBR 6118:2003 pode ter os seus limites de aplicabilidade facilmente estendidos para concretos de 80 MPa, bastando para isso alterar o seu bloco de tensões. Conforme demonstrado no presente estudo este bloco de tensões deve seguir os parâmetros α_1 e β_1 dados pelas equações 2.20 e 2.21. Vale ressaltar que tais alterações podem ser facilmente introduzidas no texto da NBR 6118:2003, tendo ainda como atrativo adicional a facilidade com a qual poderão ser absorvidas pelos projetistas de estruturas de concreto.

7.3 – SUGESTÕES

Como sugestões para trabalhos futuros, ficam:

- Melhor caracterização da resistência do concreto na estrutura a partir de condições reais de dosagem, transporte, lançamento e cura;
- Desenvolvimento de um banco de dados nacional para uma melhor caracterização das estatísticas de materiais e geometria do componente estrutural;
- Desenvolvimento de um banco de dados nacional para uma melhor caracterização de carregamentos, em especial na definição de estatísticas relativas às cargas variáveis;
- Desenvolvimento de estatísticas associadas ao erro do modelo utilizado para o cálculo da resistência do pilar, ou a utilização de modelos mais refinados que utilizam diretamente os diagramas tensão deformação para o aço e para o concreto;
- Avaliação da confiabilidade de vigas em CAR projetadas segundo a NBR 6118:2003;

- Avaliação da confiabilidade de pilares esbeltos em CAR projetados segundo a NBR 6118:2003;
- Avaliação da confiabilidade de pilares em concreto armado considerando os efeitos de longa duração, tais como, a fluência e a retração do concreto;
- Avaliação da confiabilidade considerando outras combinações de cargas, lembrando que este estudo considerou apenas combinações de cargas gravitacionais, permanentes e variáveis (acidentais).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACI – ASCE Committee 441 (1997), “*High-strength concrete columns: State-of-the-Art*”, ACI 441R-96.
- ACI Committee 318 (2002), *Building Code Requirements for Structural Concrete (ACI 318-2002) and Commentary (ACI 318R-02)*, American Concrete Institute, Farmington Hills MI, 444 pp.
- ACI Committee 363 (1984), “State-of-the-Art on High-Strength Concrete”, *ACI Journal*, Vol.81, No. 4, pp. 364-411
- ACI Committee 363 (1997), “*State-of-the-Art Report on High-Strength Concrete*”, ACI 363R-92.
- ACI Committee 363 (1998), “*Guide to Quality Control and Testing of High-Strength Concrete*”, ACI 363.2R-98.
- American Society of Civil Engineers (2005), *Minimum Design Loads for Buildings and Other Structures – SEI-ASCE 7*, EUA.
- Ang, A. H. e Tang, W. H. (1990), “*Probability Concepts in Engineering Planning and Design – Decision, Risk and Reliability*”, Vol. II, John Wiley & Sons, EUA, 562p.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT (1996), “*Concreto – Preparo, Controle e Recebimento (NBR 12655:1996)*”, Brasil.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT (1980), “*Projeto e Execução de Obras de Concreto Armado (NBR 6118:1980)*”, Brasil.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT (2003), “*Ações e Segurança nas Estruturas – Procedimento (NBR 8681:2003)*”, Brasil.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas – ABNT (2003), “*Projeto de Estruturas de Concreto – Procedimento (NBR 6118:2003)*”, Brasil.
- Banks, J., Goldsman, D. E Carson, J.S. (1990), “Computer Simulation”, *Statistical Methods for Engineers and Scientists*, ed. H.M. Wadsworth, pp. 12.1-12.36.
- Canadian Standards Association – CSA (1994), “*Design of Concrete Structures (A23.3-94)*”, Rexdale, Ontario, December 1994, 199 pp.
- Collins, M. P., and Mitchell, D., (1991), *Prestressed Concrete Structures*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 766pp.
- Collins, M. P., Mitchell, D., and MacGregor, J. G. (1993), “Structural Design Consideration for High-Strength Concrete”, *Concrete Int.*, 15(5), 27-34.

- Cook, J. E. (1982), "Research and Application of High-Strength Concrete Using Class C Fly Ash", *Concrete Int.*, 4(7), 72-80.
- Cook, J. E. (1989), "Research and Application of High-Strength Concrete:10,000 psi Concrete", *Concrete Int.*, 11(10), 67-75.
- Council on Tall Buildings and Urban Habitat (1992), *Cast-in-place Concrete in Tall Building Design and Construction*. McGraw-Hill Inc., New York, N.Y.
- Day, K. W. (1981), "Quality control of 55 MPa concrete for Collins Place Project, Melbourne, Australia", *Concrete Int.*, 3(3), 17-24.
- Diniz, S.M.C. (2006). A Confiabilidade Estrutural e a Evolução das Normas Técnicas, VI *Simpósio EPUSP sobre Estruturas de Concreto*, São Paulo, 8 a 11 de abril de 2006 (CD-ROM).
- Diniz, S. M. C., Frangopol, D. M. (1997), "Reliability Bases for High-Strength Concrete Columns", *Journal of Structural Engineering*, ASCE, Vol. 123, número 10.
- Ellingwood, B. (1977), "Statistical Analysis of RC Beam-Column Interaction" *J. Struct. Div.*, 103(7), 1377-1388.
- Ellingwood, B., MacGregor, J. G., Galambos, T. V. e Cornell, C. A. (1982), "Probability Based Load Criteria: Load Factor and Load Combinations", *Journal of Structural Division*, ASCE, Vol.108, No 5, pp. 978-997.
- European Committee for Standardization (2004), *Eurocode 2: Design of Concrete Structures – EN 1992-1-1*, Bruxelas.
- Floris, C., and Mazzucchelli, A. (1991), "Reliability Assessment of RC Column under Stochastic Stress", *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 117(11), 3274-3292.
- Frangopol, D. M., Ide, Y., Spacone, E., and Iwaki, I. (1996), "A New Look at Reliability of Reinforced Concrete Columns", *Struct. Safety*, 18(2/3), 123-150.
- Fusco, P. B. (1989), "O Cálculo de Concreto Armado em Regime de Ruptura", *Simpósio EPUSP Estruturas de Concreto, São Paulo. Anais. V.1*, p.239-310.
- Galambos, T. V. (1982), Design Codes, *Engineering Safety*, Blockley, D., ed. McGraw-Hill, Inglaterra, pp. 47-71.
- Galambos, T. V., Ellingwood, B., MacGregor, J. G., e Cornell, C. A. (1982), "Probability Based Load Criteria: Assessment of Current Design Practice", *Journal of the Structural Division*, ASCE, Vol. 108, número 5.
- Gomes, H. M., Awruch, A. M. e Rocha, M. M. (1997), "Análise da Confiabilidade no Projeto de Estruturas de Concreto Armado", *Jornadas Sul-Americanas de Engenharia Estrutural*, São Carlos, pp. 99-108.

- Ibrahim, H.H. and MacGregor, J.G. (1997), “Modification of ACI Rectangular Stress Block for High-Strength Concrete”, *ACI Structural Journal*, Vol. 94, No.1, pp.40-48.
- Israel, M., Ellingwood, B. and Corotis, R. (1987), “Reliability-Based Code Formulation for Reinforced Concrete Buildings”, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, Vol.113, No. 10, pp. 2235-2252.
- MacGregor, J. G. (1997), “*Reinforced Concrete – Mechanics and Design*”, 3^a edição, edição internacional, Prentice-hall Internacional, Inc.
- MacGregor, J. G. and Wight J. K. (2005), “*Reinforced Concrete – Mechanics and Design*”, 4^a edição, Pearson Prentice-hall.
- Machado, E. R. (2001), “*Avaliação da Confiabilidade de Estruturas em Concreto Armado*”, Dissertação de Mestrado, EE-UFGM, Belo Horizonte, Brasil.
- Madsen, H. O., Krenk, S., e Lind, N. C. (1986), *Methods of Structural Safety*, Prentice-Hall, New Jersey, 403 p.
- Mak, S. L., Attard, M. M., Ho, D. W. S., and Darvall, P. (1993), “Effective In-Situ Strength of High-Strength Concrete Columns”, *Australian Civ. Engrg. Trans.*, 35(2), 87-94.
- Melchers, R. E. (1999), *Structural Reliability Analysis and Prediction*, John Wiley & Sons, Austrália, 437 p.
- Mirza, S. A. (1987), “Probability-Based Strength Criterion for Reinforced Concrete Slender Columns”, *ACI Structural Journal*, 84(6), 459-466
- Mirza, S. A., Hatzinikolas, M., and MacGregor, J. (1979), “Statistical Descriptions of Strength of Concrete”, *J. Struct. Div.*, ASCE, 105(6), 1021-1037.
- Mirza, S. A., and MacGregor, J. G. (1979a), “Variations in Dimensions of Reinforced Concrete Members”, *J. Struct. Div.*, ASCE, 105(4), 751-766.
- Mirza, S. A., and MacGregor, J. G. (1979b), “Variability of Mechanical Properties of Reinforced Bars”, *J. Struct. Div.*, ASCE, 105(5), 921-937.
- Mirza S. A., and MacGregor, J. G. (1989), “Slenderness and Strength Reliability of Reinforced Concrete Columns”, *ACI Structural Journal*, 86(4), 428-438.
- Mirza, S. A., Lee, P. M., and Morgan, D. L. (1987), “ACI Stability Resistance Factor for RC Columns”, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 113(9), 1963-1976.
- Mirza, S. A. and Skrabek, B. W. (1991), “Reliability of Short Composite Beam-Column Strength Interaction”, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 117(8), 2320-2321.
- Mirza, S. A. and Skrabek, B. W. (1992), “Statistical Analysis of Slender Composite Beam-Column Strength”, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 118(5), 1312-1332.

- Neuenhofer, A., and Zilch, K. (1993), “Probabilistic Validation of EC 2 Partial Safety Factors Using Full Distribution Reliability Method.”, *Reliability and Optimization of Structural Systems*, V. P. Thoft-Christensen and H. Ishikawa, eds., IFIP Transactions, North Holland, Amsterdam, The Netherlands, 197-204.
- Neville, A. (1973), *Properties of Concrete*, John Wiley & Sons, Inc., New York, N.Y.
- Nowak, A.S. e Szerszen, M.M. (2003), “Calibration of Design Code for Buildings (ACI 318): Part 1 – Statistical Models for Resistance”. *ACI Structural Journal*, Vol. 100, No. 3, p. 377-382.
- Ozbakkaloglu, T. E e Saatcioglu, M. (2004), “Rectangular Stress Block for High-Strength Concrete”, *ACI Structural Journal*, V.101, No 4, July-August 2004.
- Press, W.H., Teukolsky, S.A., Flannery, B.P. e Vetterling, W.T. (1989), *Numerical Recipes – The Art of Scientific Computing*”, Cambridge University Press, 702 p.
- Rackwitz, R. e Fiessler, B. (1978), “Structural Reliability under Combined Random Load Sequences”, *Computers and Structures*, Pergamom Press, Vol. 9, pp. 489-494.
- Rubinstein, R.Y. (1981), *Simulation and the Monte Carlo Method*, John Wiley & Sons, Inc., New York, N.Y., 278 p.
- Ruiz, S. E. (1993), “Reliability Associated with Safety Factors of ACI-318-89 and the Mexico City Concrete Design Regulation.”, *ACI Structural Journal*, 90(3), 262-268.
- Ruiz, S. E., and Aguillar, J. C. (1994). “Reliability of Short and Slender Reinforced Concrete Columns.” *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 120(6), 1850-1865.
- Shinozuka, M. (1983), “Basic Analysis of Structural Safety”, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, Vol. 109, No. 3, pp. 721-740.
- Standards Association of New-Zealand (1995), “*Concrete Design Standard (NZS 3101:1995)*”, Wellington, New-Zealand.
- Süssekind, J. C. (1979), *Curso de Concreto – Concreto Armado*, Vol. I, Globo, São Paulo, 378 p.
- Szerszen, M.M. e Nowak, A.S. (2003), “Calibration of Design Code for Buildings (ACI 318): Part 2- Reliability Analysis and Resistance Factors”. *ACI Structural Journal*, Vol. 100, No. 3, p. 383-391.
- Szerszen, M.M, Szwed, A. e Nowak, A.S. (2005), “Reliability Analysis for Eccentrically Loaded Columns”. *ACI Structural Journal*, Vol. 102, No. 5, p. 676-688.
- Thorenfeldt, E., Tomaszewicz, A., and Jensen, J.J. (1987), “Mechanical Properties of High Strength Concrete and Application to Design”, *Proceedings of the Symposium:*

Utilization of High-Strength Concrete”, Stavanger, Norway, June 1987, Tapir, Trondheim, pp. 149-159.

Tichý, M. and Vorlicek, M. (1962), “Safety of Eccentrically Loaded Reinforced Concrete Columns”, *J. Struct. Div.*, ASCE, 88(5), 1-10.

Tichý, M., 1993, “*Applied Methods of Structural Reliability – Topics in Safety, Reliability and Quality*”, vol. 2, Kluwer Academic Publishers, Holanda.

Apêndice A

Geração de Números Aleatórios

Uma tarefa fundamental na simulação de Monte Carlo é a geração de números aleatórios segundo as distribuições de probabilidade prescritas em cada caso (Ang e Tang, 1990).

Os procedimentos utilizados para a geração de números aleatórios que seguem distribuições não uniformes envolvem uma transformação matemática de números aleatórios de distribuição uniforme (Banks et al. 1990). Na seção A.1, é apresentado um procedimento para a a geração de números aleatórios que seguem uma distribuição uniforme padrão. Procedimentos utilizados na geração de números aleatórios para a distribuição Normal, Lognormal e de Valores Extremos Tipo I são apresentados na seção A.2. Uma discussão

detalhada sobre a geração de números aleatórios para outros tipos de distribuição pode ser encontrada em Ang e Tang (1990) e Press et al. (1989).

A.1 – NÚMEROS ALEATÓRIOS PARA DISTRIBUIÇÃO UNIFORME PADRÃO

Métodos para a geração de números aleatórios que seguem uma distribuição uniforme padrão geralmente se baseiam em cálculos recursivos dos resíduos do módulo m a partir de uma transformação linear. Um exemplo de tal relação recursiva é

$$x_{i+1} = (ax_i + c) \pmod{m} \quad (\text{A.1})$$

onde a , c e m são números inteiros não negativos. Se K_i representa a parte inteira da razão $(ax_i + c)/m$, ou seja

$$K_i = \text{int}\left(\frac{ax_i + c}{m}\right) \quad (\text{A.2})$$

então, o resíduo correspondente de módulo m é dado por

$$x_{i+1} = ax_i + c - mK_i \quad (\text{A.3})$$

Normalizando os valores obtidos pela equação A.3 em relação ao módulo m , segue que

$$u_{i+1} = \frac{x_{i+1}}{m} \quad (\text{A.4})$$

que constitui um conjunto de números aleatórios entre 0 e 1 que seguem uma distribuição uniforme padrão.

A.2 – NÚMEROS ALEATÓRIOS PARA DISTRIBUIÇÃO NORMAL, LOGNORMAL E TIPO I (VALORES EXTREMOS)

A.2.1 – NÚMEROS ALEATÓRIOS PARA DISTRIBUIÇÃO NORMAL

Segundo Ang e Tang (1990, p. 284), se U_1 e U_2 são duas variáveis aleatórias independentes que seguem uma distribuição uniforme padrão, então as funções

$$S_1 = (-2 \ln U_1)^{\frac{1}{2}} \cos(2\pi U_2) \quad (\text{A.5a})$$

e

$$S_2 = (-2 \ln U_1)^{\frac{1}{2}} \sin(2\pi U_2) \quad (\text{A.5b})$$

constituem um par de variáveis independentes que seguem distribuições normais padrão. Isto pode ser verificado da seguinte maneira.

Sejam $U = -\ln U_1$ e $V = U_2$. Como U_1 e U_2 são estatisticamente independentes, a função densidade de probabilidade conjunta de U e V é dada por

$$f_{U,V}(u,v) = f_U(u) f_V(v) = f_{U_1}(u_1) \left| \frac{du_1}{du} \right| f_{U_2}(u_2) \left| \frac{du_2}{dv} \right| \quad (\text{A.6.a})$$

ou

$$f_{U,V}(u,v) = f_{U_1}[\exp(-u)] \left| \frac{d \exp(-u)}{du} \right| f_{U_2}(v) \left| \frac{dv}{dv} \right| = \exp(-u) \quad (\text{A.6.b})$$

Em termos de U e V ,

$$S_1 = \sqrt{2U} \cos(2\pi V) \quad (\text{A.7.a})$$

$$S_2 = \sqrt{2U} \sin(2\pi V) \quad (\text{A.7.b})$$

Donde se obtém

$$U = \frac{S_1^2 + S_2^2}{2} \quad (\text{A.8.a})$$

e

$$V = \frac{1}{2\pi} \tan^{-1} \left(\frac{S_2}{S_1} \right) \quad (\text{A.8.b})$$

Portanto, a função densidade de probabilidade conjunta de S_1 e S_2 é dada por

$$f_{s_1, s_2}(s_1, s_2) = f_{U, V} \left[\frac{S_1^2 + S_2^2}{2}, \frac{1}{2\pi} \tan^{-1} \left(\frac{S_2}{S_1} \right) \right] J \quad (\text{A.9})$$

onde J é o Jacobiano da transformação dado por

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial u}{\partial s_1} & \frac{\partial u}{\partial s_2} \\ \frac{\partial v}{\partial s_1} & \frac{\partial v}{\partial s_2} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} s_1 & s_2 \\ -s_2 & s_1 \end{vmatrix} \frac{1}{2\pi(s_1^2 + s_2^2)} = \frac{1}{2\pi} \quad (\text{A.10})$$

Substituindo as equações A.6.b e A.10 na equação A.9, obtém-se

$$f_{s_1, s_2}(s_1, s_2) = \frac{1}{2\pi} \exp \left(-\frac{s_1^2 + s_2^2}{2} \right) ; \quad -\infty < s_1, s_2 < \infty \quad (\text{A.11})$$

que representa a função densidade de probabilidade conjunta de duas variáveis normais padrão independentes. Portanto, se u_1 e u_2 são um par de números aleatórios independentes seguindo uma distribuição uniforme padrão, então um par de números aleatórios independentes seguindo uma distribuição Normal padrão pode ser gerado a partir de

$$x_1 = \mu + \sigma \sqrt{-2 \ln(u_1)} \cos(2\pi u_2) \quad (\text{A.12})$$

$$x_2 = \mu + \sigma \sqrt{-2 \ln(u_1)} \sin(2\pi u_2) \quad (\text{A.13})$$

A.2.2 – NÚMEROS ALEATÓRIOS PARA DISTRIBUIÇÃO LOGNORMAL

Para uma variável Lognormal X com parâmetros λ e ζ , $\ln(X)$ é uma variável Normal com média λ e desvio padrão ζ (Ang and Tang 1990). Portanto, se x' é um valor obtido a partir de uma distribuição Normal $N(\lambda, \zeta)$, então $x = \exp(x')$ será um número aleatório seguindo uma distribuição Lognormal com parâmetros λ e ζ .

A.2.3 – NÚMEROS ALEATÓRIOS PARA DISTRIBUIÇÃO TIPO I (VALORES EXTREMOS)

Números aleatórios que seguem uma distribuição de Valores Extremos Tipo I (Gumbel) podem ser obtidos através do “método da transformação inversa” (Ang and Tang 1990).