

# **Métodos de análise de confiabilidade aplicados a vigas de concreto armado recuperadas com PRFC**

## **Reliability analysis methods applied to reinforced concrete beams rehabilitated with CFRP sheets**

**Charlei Marcelo Paliga**

*Universidade Federal de Pelotas – UFPel, Pelotas, RS  
e-mail:charlei.paliga@ufpel.edu.br*

**Américo Campos Filho**

*Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS, Porto Alegre, RS  
e-mail:americo@ufrgs.br*

**Mauro de Vasconcellos Real**

*Universidade Federal do Rio Grande – FURG, Rio Grande, RS  
e-mail:mauroreal@furg.br*

**Sofia Maria Carrato Diniz**

*Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte, MG  
e-mail:diniz\_s@yahoo.com*

**RESUMO:** No contexto da recuperação de vigas de concreto armado (CA) deterioradas, entre as técnicas mais utilizadas destaca-se o uso de Polímeros Reforçados com Fibras de Carbono (PRFC). Assim, neste trabalho é feita a avaliação da confiabilidade de vigas em CA recuperadas via utilização de lâminas de PRFC. Para efeitos comparativos, os níveis de confiabilidade implícitos para as vigas intactas e vigas danificadas também foram verificados. Uma etapa importante neste processo é a descrição realista da resistência da viga. Um modelo não linear de elementos finitos, capaz de lidar com o fenômeno do descolamento do PRFC, foi utilizado para o cálculo da carga de ruptura. Resultados também foram obtidos via um modelo mais simples para a simulação da carga de ruptura. A simulação de Monte Carlo é utilizada para a obtenção das estatísticas da carga de ruptura e tais informações são utilizadas em dois procedimentos distintos para a análise de confiabilidade.

**ABSTRACT:** Currently, the utilization of externally bonded carbon fiber reinforced polymers (CFRP) sheets has found a large acceptance in the rehabilitation of reinforced concrete (RC) beams. In this study, a reliability analysis of RC beams, retrofitted by externally bonded CFRP sheets is performed. For comparative purposes, the resulting reliability levels for undamaged and damaged beams are also evaluated. An important task in this process is the realistic description of the beam resistance. A nonlinear finite element model, capable to deal with the CFRP debonding process is used in the determination of the beam failure loads. Results were also obtained by a simplified model to simulate the ultimate load. The Monte Carlo simulation procedure is used in determination of the statistics of the beam failure loads and such information is used in two different reliability analysis procedures.

### **1. INTRODUÇÃO**

Em todo o mundo é crescente a preocupação quanto à manutenção e recuperação da infraestrutura existente. No contexto da recuperação de estruturas de concreto armado deterioradas, entre as técnicas mais utilizadas

destacam-se o uso de argamassas de alta resistência, a protensão externa, a recuperação com chapas de aço, e o uso de materiais compósitos, tais como lâminas ou laminados à base de fibras de carbono, de vidro, ou de aramida envolvidas por resinas poliméricas. Nos últimos anos, a utilização de Polímeros Reforçados com Fibras de Carbono

(PRFC) tem recebido uma grande atenção. Este fato é facilmente compreensível, visto que tais materiais apresentam uma série de vantagens, como elevada resistência à tração, baixo peso, facilidade de manuseio e de aplicação e imunidade à corrosão.

Em consonância com este grande interesse, várias recomendações internacionais para o projeto de recuperação estrutural com PRFC já foram desenvolvidas; veja-se, por exemplo, o FIB Bulletin 14 [6], o ACI 440.2R [2] e o JSCE 23 [8]. Apesar da atenção que tal técnica de reabilitação estrutural vem despertando, no Brasil ainda não existem documentos normativos que tratem deste assunto. No caso das normas vigentes de dimensionamento de estruturas em concreto armado (CA), tais como a NBR 6118 [4] e o ACI 318-08 [1], estas normas vêm sendo calibradas via métodos probabilísticos. Similarmente ao desenvolvimento de tais normas, o estabelecimento de recomendações para o projeto de reforço/ recuperação de estruturas em CA com PRFC demandará a utilização de métodos probabilísticos para a determinação dos níveis de confiabilidade implícitos nestes procedimentos. Adicionalmente, a confiabilidade resultante da reabilitação estrutural deverá satisfazer níveis considerados como satisfatórios, definidos dentre os requisitos básicos para o projeto estrutural.

Assim, neste trabalho é feita a avaliação da confiabilidade de vigas em CA recuperadas via utilização de lâminas de PRFC, para reforço projetado segundo as recomendações do ACI 440.2R [2]. Para efeitos comparativos, os níveis de confiabilidade implícitos para as vigas intactas e vigas danificadas também foram verificados. Uma etapa importante neste processo é a descrição realista da resistência da viga. É um fato largamente conhecido, que o descolamento das lâminas de PRFC pode ter uma influência significativa na carga de ruptura da viga reforçada. Desta maneira, um modelo não linear de elementos finitos, capaz de lidar com o fenômeno do descolamento do PRFC, foi utilizado para o cálculo da carga de ruptura [10]. Resultados também foram obtidos via um modelo mais simples para a simulação da carga de ruptura. A simulação de Monte Carlo é utilizada para a obtenção das estatísticas da carga de ruptura e tais informações são utilizadas em dois procedimentos distintos para a análise de confiabilidade. Os índices de confiabilidade e probabilidades de falha

correspondentes às vigas intactas, danificadas e recuperadas são comparados à luz do método empregado para a análise de confiabilidade e a adequação do dimensionamento do reforço estrutural.

## 2. DESCRIÇÃO DAS VIGAS ANALISADAS

Nove vigas biapoiadas com seção transversal retangular de 30 cm x 90 cm, vão de 10 m, submetidas a uma carga uniformemente distribuída de 30 kN/m (carga de serviço) foram consideradas neste estudo. As propriedades geométricas da seção transversal, a configuração do carregamento e armaduras, são apresentadas na fig. 1. O concreto utilizado tem resistência à compressão,  $f_{ck}$ , de 25 MPa, os aços utilizados na armadura longitudinal e nos estribos são o CA-50 e o CA-60, respectivamente. Estas vigas foram distribuídas em três grupos, a saber: intactas, danificadas e recuperadas com PRFC. Todas estas três vigas têm a mesma geometria e são constituídas pelos mesmos materiais, diferindo apenas na composição do carregamento, ou seja, na relação carga permanente de serviço/carga variável de serviço,  $r = g_k / q_k$ , tomada como 3, 1 e 0,33.

As vigas intactas foram projetadas de acordo com as especificações da NBR 6118 – “Projeto de Estruturas de Concreto” [4], resultando em 15,60 cm<sup>2</sup> de armadura de tração. Para as vigas danificadas considerou-se uma perda de área da armadura tracionada de 30%, resultando numa área de armadura,  $A_s$ , igual a 10,92 cm<sup>2</sup>. As vigas recuperadas tiveram o dimensionamento do reforço feito através das recomendações do ACI 440.2R [2]. Para o restabelecimento da capacidade de carga original da estrutura, foi projetado um sistema de reforço através da colagem, na face tracionada da viga, de lâminas de PRFC de 15 cm de largura, com área da seção transversal de 0,8271 cm<sup>2</sup>.

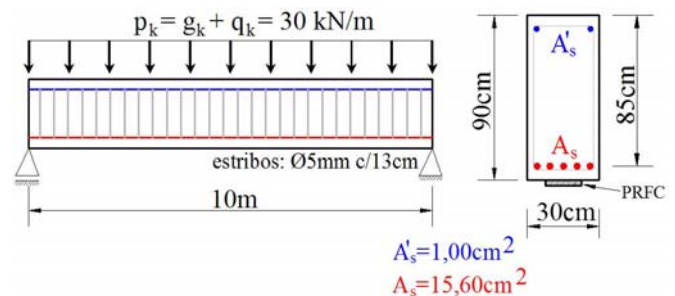


Fig. 1 – Detalhes da viga analisada

### 3. CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

O problema básico da confiabilidade estrutural é assegurar que a resistência,  $R$ , seja superior ao carregamento,  $S$ , (ou seu efeito) durante a vida útil da estrutura [ $P(R > S)$ ]. Desta maneira, este problema pode ser formulado em termos da margem de segurança,  $M = R - S$ . Sendo  $R$  e  $S$  variáveis aleatórias,  $M$  também é uma variável aleatória com função densidade de probabilidade  $f_M(m)$ . Neste caso, a falha corresponde ao evento  $M < 0$ , sendo a probabilidade de falha dada pela área sob a curva  $f_M(m)$  para valores de  $M$  inferiores a zero.

Se  $R$  e  $S$  são variáveis aleatórias normais (Gaussianas) e estaticamente independentes, isto é,  $N(\mu_R, \sigma_R)$  e  $N(\mu_S, \sigma_S)$ , respectivamente, a margem de segurança também será uma variável normal,  $N(\mu_M, \sigma_M)$  (a notação  $N(\mu, \sigma)$  representa uma variável normal com parâmetros média,  $\mu$ , e desvio padrão,  $\sigma$ ). A média e o desvio padrão da margem de segurança são dados por [3]:

$$\mu_M = \mu_R - \mu_S \quad (1)$$

$$\sigma_M = \sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2} \quad (2)$$

A probabilidade de falha pode ser obtida pela seguinte equação:

$$P_F = \Phi\left(\frac{-\mu_M}{\sigma_M}\right) \quad (3)$$

onde  $\Phi$  é a função de distribuição acumulada da variável normal padrão,  $N(0,1)$ .

Pela equação 3 pode ser observado que a confiabilidade é função da razão  $\mu_M/\sigma_M$ , conhecida na literatura como índice de confiabilidade,  $\beta$ , ou seja:

$$\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M} = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (4)$$

Nos casos mais gerais  $R$  e  $S$  são funções de variáveis aleatórias básicas,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  e podem resultar em variáveis não-gaussianas. Nestes casos, a relação entre o índice de confiabilidade e a probabilidade de falha não é exata, sendo que outros métodos de análise devem ser utilizados,

tais como o First Order Reliability Method (FORM) e a simulação de Monte Carlo [3]. Entretanto, devido à simplicidade apresentada pelo procedimento acima descrito, a determinação do índice de confiabilidade via equação 4 tem sido largamente utilizada na calibração de normas. Veja-se, por exemplo, Szerszen e Nowak [12].

O método de Monte Carlo 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-se este processo, uma amostra de soluções, cada uma correspondendo a um conjunto diferente de valores das variáveis aleatórias é obtida [3]. 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 da estrutura. 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 taxa de desempenhos insatisfatórios, ou seja, o número de desempenhos insatisfatórios dividido pelo número de simulações.

### 4. ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS BÁSICAS

A tabela 1 apresenta as estatísticas das propriedades mecânicas dos materiais utilizados nas vigas analisadas. Nesta tabela  $f_k$  é o valor característico da resistência,  $f_m$  é o valor médio da resistência,  $\sigma_f$  é o desvio padrão,  $V_f$  é o coeficiente de variação,  $E_m$  é o valor médio do módulo de elasticidade do material. A correspondente

distribuição de probabilidade é indicada na última coluna da direita.

Tabela 1 – Estatísticas das propriedades mecânicas dos materiais utilizados

Materiais	$f_k$ MPa	$f_m$ MPa	$\sigma_f$ MPa	$V_f$ %	$E_m$ GPa	Dist.
Concreto	25	33,2	4,98	15	29,77	Normal
Aço CA-50	500	598,4	59,84	10	210	Normal
Aço CA-60	600	718,1	71,81	10	210	Normal
PRFC	3099,5	3400	170	5	230	Weibull
Aderência PRFC/conc	-	2,0	0,36	18	-	Normal

Na tabela 2 são mostradas as estatísticas da carga permanente,  $g$ , e da carga variável,  $q$ , usadas neste trabalho. Para cada relação  $g_k/q_k$  a corresponde média e desvio padrão são calculados de acordo com as informações sugeridas por Galambos et al. [7].

Tabela 2 – Estatísticas do carregamento

$g_k / q_k$	Carga permanente			
	$g_k$ kN/m	$g_m$ kN/m	$V_g$ %	Distribuição
3	22,5	23,625	10	Normal
1	15	15,75	10	Normal
1/3	7,5	7,875	10	Normal
$g_k / q_k$	Carga variável			
	$q_k$ kN/m	$q_m$ kN/m	$V_q$ %	Distribuição
3	7,5	7,5	25	Tipo I
1	15	15	25	Tipo I
1/3	22,5	22,5	25	Tipo I

## 5. AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE

### 5.1 – Função de desempenho

A relação determinística utilizada neste trabalho para descrever o desempenho da estrutura, também conhecida como função de desempenho, é dada por:

$$g(\mathbf{X}) = R - G - Q \quad (5)$$

onde  $\mathbf{X}$  é o vetor das variáveis básicas,  $\mathbf{X} = \{R, G, Q\}$ ,  $R$  é a resistência da viga (carga de ruptura),  $G$  é a carga permanente e  $Q$  a carga variável. Deve-se observar que no problema em questão  $R$  é uma função implícita das variáveis aleatórias resistência à compressão do concreto, resistência

ao escoamento do aço (armaduras longitudinais) e resistência ao escoamento do aço (estribos). No caso das vigas recuperadas,  $R$  também é função da resistência à tração do PRFC e da aderência PRFC/concreto.

### 5.2 – Estatísticas da carga de ruptura

A simulação de Monte Carlo foi utilizada para a obtenção das estatísticas da carga de ruptura para cada uma das vigas analisadas. Para tal: (i) o procedimento numérico via método dos elementos finitos (MEF) foi utilizado como relação determinística, e (ii) a geração de números aleatórios consistentes com as estatísticas das propriedades mecânicas dos materiais apresentadas na tabela 1 foram utilizadas.

O modelo não linear de elementos finitos utilizado para a determinação da carga de ruptura das vigas é apresentado em Paliga [10] e Paliga et al. [11]. Neste modelo o concreto é representado através de elementos isoparamétricos bidimensionais de oito nós para estado plano de tensão. As armaduras de tração, de compressão e de cisalhamento são representadas através de um modelo incorporado, sendo que cada barra de aço é considerada como uma linha mais rígida dentro do elemento de concreto que resiste apenas a esforços axiais. Nas vigas recuperadas, o sistema de reforço é modelado por elementos de treliça isoparamétricos de três nós. Para prever a possibilidade de ruptura da viga por descolamento do reforço foi introduzido um elemento de interface entre a viga de concreto armado e o sistema de reforço.

A utilização da simulação de Monte Carlo acoplada ao modelo não linear de elementos finitos é um procedimento computacionalmente intensivo, assim limitando o tamanho da amostra a ser gerada. Neste estudo foram geradas amostras para a carga de ruptura de cada uma das vigas analisadas, cada uma delas contendo 2.000 elementos. Na fig. 2 é apresentado o histograma da carga de ruptura da viga intacta obtido através da simulação de Monte Carlo. Nesta figura também está representada a distribuição normal (função densidade de probabilidade) correspondente. Testes de aderência ( $\chi^2$  e Kolmogorov-Smirnov) indicaram que a carga de ruptura pode ser representada por uma distribuição normal. Ademais, na comparação entre a distribuição normal e a distribuição lognormal, estes testes

indicaram que a distribuição normal é a que melhor representa a amostra obtida para a carga de ruptura.

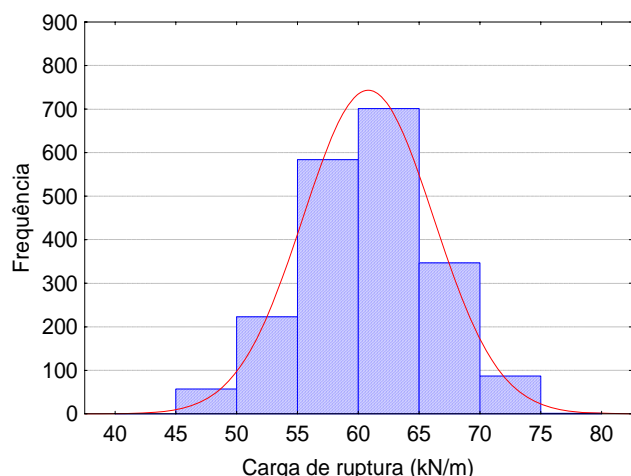


Fig. 2 – Histograma da carga de ruptura da viga intacta e distribuição normal correspondente

Foi investigada também a utilização de um modelo determinístico mais simples (FLEX) que calcula apenas a resistência à flexão da seção mais solicitada da viga. Este modelo assume as hipóteses de seções planas após a deformação, compatibilidade de deformações ao longo da altura da seção e aderência perfeita entre o reforço em PRFC e o substrato de concreto. Portanto, através deste modelo mais simples não é possível detectar a ruptura da estrutura por descolamento do reforço. Para este modelo foi possível a geração de amostras contendo 1.000.000 de elementos para cada viga.

As estatísticas da carga de ruptura para as vigas intacta, danificada e recuperada, obtidas segundo os modelos MEF e FLEX, são apresentadas na tabela 3. Conforme se observa nesta tabela, os dois modelos apresentam valores muito próximos para a média da carga de ruptura para as três condições da viga (intacta, danificada e recuperada). Já em relação ao desvio padrão, é possível verificar que os valores obtidos pelos dois modelos são similares tanto para a viga intacta quanto para a viga danificada. Entretanto, para a viga recuperada existe uma diferença de aproximadamente 12% entre os valores do desvio padrão obtidos por estes dois modelos. O desvio padrão obtido via MEF é superior àquele obtido via FLEX; este resultado é facilmente compreensível dado que o modelo FLEX não é capaz de detectar a ruptura por descolamento do reforço. Pelos resultados obtidos

pode-se observar também, uma diminuição de aproximadamente 19% no desvio padrão da carga de ruptura da viga recuperada quando comparado à viga intacta (5,37 kN/m e 4,35 kN/m para a viga intacta e viga recuperada, respectivamente).

Tabela 3 – Estatísticas da carga de ruptura segundo os modelos MEF e FLEX

Viga	MEF		FLEX	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<b>Intacta</b>	60,82	5,37	59,97	5,32
<b>Danificada</b>	43,72	3,97	42,69	3,85
<b>Recuperada</b>	60,11	4,35	61,13	3,83

### 5.3 – Cálculo da probabilidade de falha

Neste estudo, dois procedimentos distintos são utilizados para o cálculo da probabilidade de falha das vigas. O primeiro se baseia nas equações 3 e 4 apresentadas no item 3; já o segundo se baseia na obtenção da taxa de desempenhos insatisfatórios, ou seja, utiliza a simulação de Monte Carlo direta. Como observado no item anterior, a não consideração da falha da viga por descolamento do PRFC subestima o desvio padrão da carga de ruptura para a viga recuperada; assim, em ambos os procedimentos apresentados a seguir serão utilizadas apenas as estatísticas da carga de ruptura obtidas via MEF.

No primeiro procedimento (procedimento 1), a média ( $\mu_R$ ) e o desvio padrão ( $\sigma_R$ ) para a carga de ruptura (tabela 3, MEF) e o valor médio ( $\mu_S$ ) e desvio padrão ( $\sigma_S$ ) da carga total ( $G + Q$ ), obtidos a partir da tabela 2, são utilizados na equação 4 para o cálculo do índice de confiabilidade  $\beta$ . Conhecido o índice de confiabilidade, a probabilidade de falha é calculada a partir da equação 3. Deve-se ressaltar que conforme mencionado no item 3, este procedimento fornece resultados exatos apenas nos casos em que  $R$  e  $S$ , e consequentemente a margem de segurança, seguem uma distribuição normal. A tabela 4 apresenta os resultados obtidos para o índice de confiabilidade  $\beta$  e a probabilidade de falha para as nove vigas consideradas neste estudo.

Tabela 4 – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para as vigas analisadas (procedimento 1)

$r$	Viga intacta		Viga danificada		Viga recuperada	
	$P_f$	$\beta$	$P_f$	$\beta$	$P_f$	$\beta$
<b>3</b>	$7,2 \times 10^{-7}$	4,82	$5,9 \times 10^{-3}$	2,52	$1,8 \times 10^{-8}$	5,51
<b>1</b>	$4,1 \times 10^{-6}$	4,46	$1,2 \times 10^{-2}$	2,27	$4,3 \times 10^{-7}$	4,92
<b>1/3</b>	$5,0 \times 10^{-5}$	3,89	$2,8 \times 10^{-2}$	1,91	$1,7 \times 10^{-5}$	4,14

No segundo procedimento (procedimento 2), as estatísticas (média e desvio padrão) da carga de ruptura (tabela 3, MEF), da carga permanente e da carga variável (tabela 2) são utilizadas na geração de  $n$  números aleatórios, correspondentes às distribuições de probabilidade prescritas em cada caso. Para a resistência da viga (carga de ruptura), conforme mencionado anteriormente e mostrado na fig. 2, a distribuição normal é que melhor representa as amostras obtidas. Para a carga permanente também se utilizou uma distribuição normal, enquanto que para a carga variável a distribuição é a de extremos Tipo I. Para cada um dos  $n$  grupos de valores  $R$ ,  $G$  e  $Q$  gerados, a margem de segurança definida pela equação 5 é calculada. Por este processo obtém-se a distribuição de probabilidade da margem de segurança  $g(\mathbf{X})$ ; a falha ocorre quando a condição limite é violada, isto é  $g(\mathbf{X}) < 0$ . Chamando-se de  $n_f$  o número de vezes em que  $g(\mathbf{X}) < 0$ , a probabilidade de falha é então calculada como o número de desempenhos insatisfatórios,  $n_f$ , dividido pelo número de simulações,  $n$ , ou seja:

$$P_F = \frac{n_f}{n} \quad (6)$$

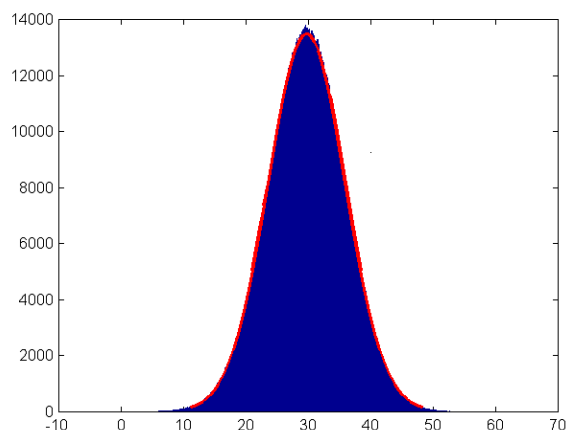
A tabela 5 apresenta os resultados obtidos para a probabilidade de falha calculada via simulação de Monte Carlo direta ( $n=1.000.000$ ) para as nove vigas consideradas neste estudo. Para efeitos comparativos com o procedimento anterior, o índice de confiabilidade  $\beta$ , calculado conforme a equação (7), também é apresentado nesta tabela.

$$\beta = -\Phi^{-1}(P_F) \quad (7)$$

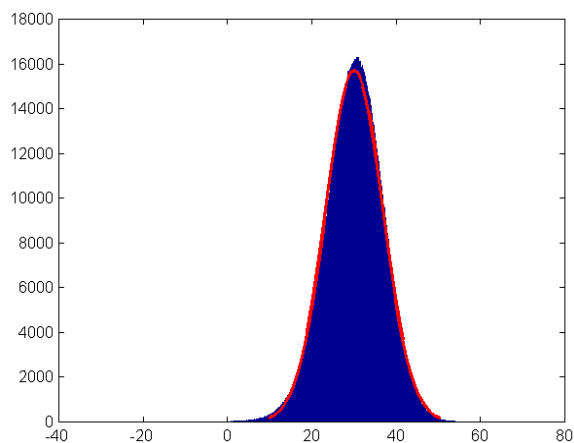
Tabela 5 – Probabilidade de falha e índice de confiabilidade para as vigas analisadas (procedimento 2)

$r$	Viga intacta		Viga danificada		Viga recuperada	
	$P_f$	$\beta$	$P_f$	$\beta$	$P_f$	$\beta$
<b>3</b>	$2 \times 10^{-6}$	4,61	$6,9 \times 10^{-3}$	2,46	$1 \times 10^{-6}$	4,75
<b>1</b>	$1,1 \times 10^{-4}$	3,70	$1,8 \times 10^{-2}$	2,10	$7,5 \times 10^{-5}$	3,79
<b>1/3</b>	$1,2 \times 10^{-3}$	3,04	$3,9 \times 10^{-2}$	1,76	$1,1 \times 10^{-3}$	3,07

As figuras 3-5 apresentam os histogramas da margem de segurança obtidos através do procedimento 2, correspondentes aos três níveis de carregamento considerados,  $r = 3, 1$  e  $1/3$ , para as vigas intactas, danificadas e recuperadas, respectivamente. Como referência, a função densidade de probabilidade normal associada a cada caso também está representada em cada uma destas figuras (linha vermelha).



(a)



(b)

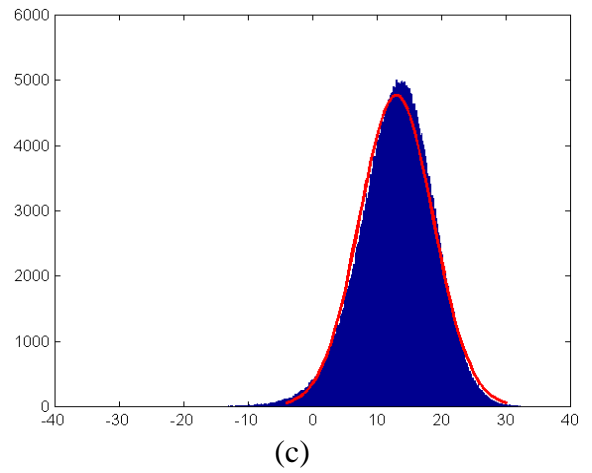
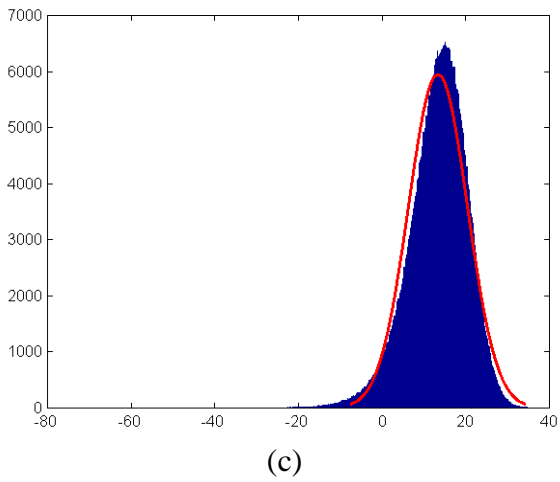
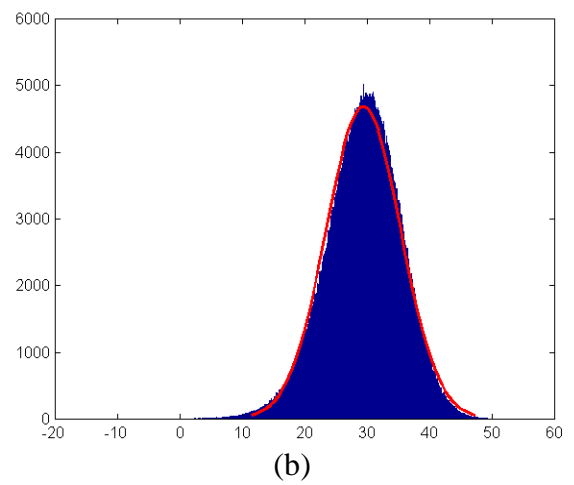
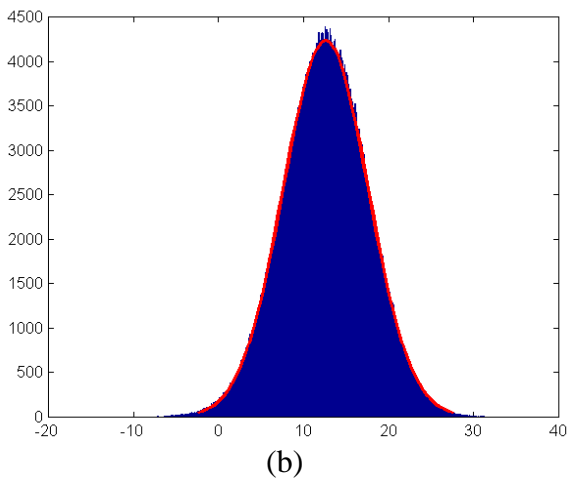
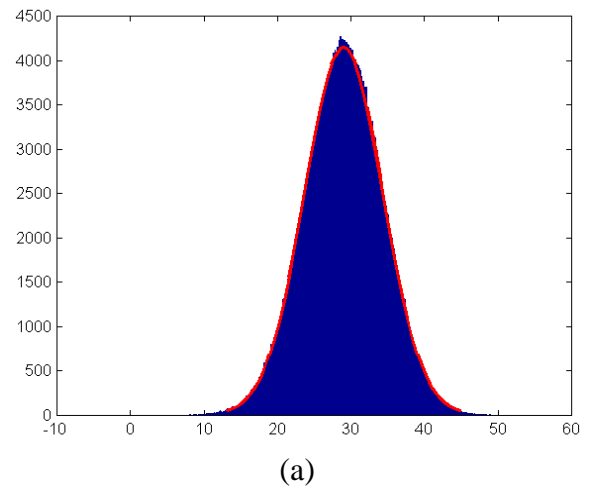
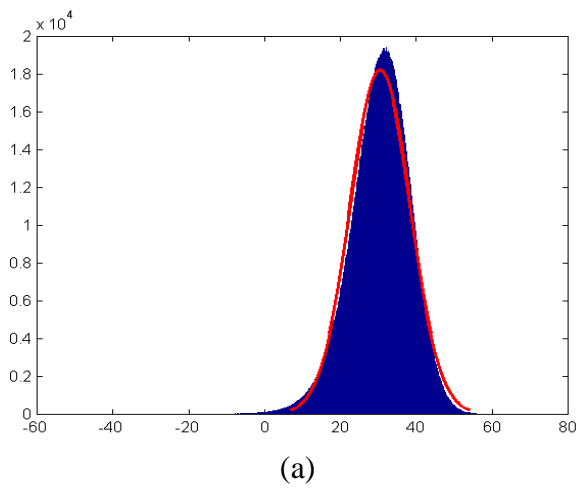


Fig. 3- Margem de segurança, viga intacta: (a)  $r = 3$ , (b)  $r = 1$ , (c)  $r = 1/3$

Fig. 4- Margem de segurança, viga danificada: (a)  $r = 3$ , (b)  $r = 1$ , (c)  $r = 1/3$



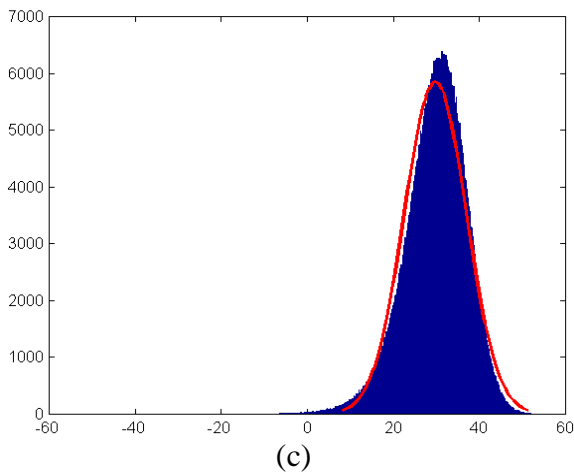


Fig. 5- Margem de segurança, viga recuperada: (a)  $r = 3$ , (b)  $r = 1$ , (c)  $r = 1/3$

É sabido que os resultados obtidos via simulação de Monte Carlo para a probabilidade de falha dependem do número de simulações utilizado. Estes resultados convergem para o valor exato na medida em que este número tende a infinito. Ademais, quanto menor a probabilidade de falha esperada, maior deve ser o número de simulações empregado.

Assim, a influência do número de simulações na qualidade dos resultados obtidos também foi verificada. Foi observado que para a viga intacta e  $n=10.000.000$ , a probabilidade de falha é de  $2,3 \times 10^{-6}$ ,  $1,1 \times 10^{-4}$  e  $1,2 \times 10^{-3}$ , para  $r$  igual a 3, 1 e  $1/3$ , respectivamente. Estes resultados são praticamente idênticos àqueles obtidos para  $n=1.000.000$  (ver tabela 5), de onde se conclui que 1.000.000 de simulações são suficientes para o propósito em questão, ou seja, a avaliação de níveis de confiabilidade implícitos em projetos semiprobabilísticos.

## 6. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS OBTIDOS

### 6.1 – Procedimento empregado na análise de confiabilidade

A comparação dos procedimentos utilizados para a análise de confiabilidade indica que o procedimento 1 fornece menores probabilidades de falha (e consequentemente maiores índices de confiabilidade) do que aquelas obtidas via procedimento 2. Deve-se ressaltar que conforme o exposto no item 3, o procedimento 1 forneceria resultados exatos apenas nos casos em que a carga de ruptura e o carregamento total, e

consequentemente a margem de segurança, seguirem uma distribuição normal. É fato bastante conhecido que a probabilidade de falha é largamente dependente do comportamento da cauda das distribuições de probabilidade das variáveis básicas (cauda superior para o carregamento e cauda inferior para a resistência).

Uma análise dos histogramas apresentados nas figuras 3-5 mostra que nos casos em que a carga permanente predomina na composição da carga total ( $r = 3$ ), a margem de segurança se aproxima de uma distribuição normal e pouca discrepância poderia ser esperada entre os resultados obtidos via procedimentos 1 e 2. Nos demais casos ( $r = 1$  e  $r = 1/3$ ), pode-se observar a assimetria destes histogramas e uma cauda inferior mais pronunciada da margem de segurança, e, consequentemente pode-se esperar maiores probabilidades de falha obtidas via procedimento 2 do que aquelas fornecidas pelo procedimento 1.

As observações feitas acima são confirmadas pelos resultados apresentados nas tabelas 4 e 5. Por exemplo, enquanto que para a viga intacta e  $r = 3$  o procedimento 1 fornece uma probabilidade de falha igual a  $7,2 \times 10^{-7}$ , o procedimento 2 fornece uma probabilidade de falha igual a  $2 \times 10^{-6}$ ; ou seja o procedimento 1 fornece uma probabilidade de falha que é 2,8 vezes inferior àquela fornecida pelo procedimento 2. Já para a viga intacta e  $r = 1/3$ , o procedimento 1 fornece uma probabilidade de falha que é 24 vezes inferior àquela fornecida pelo procedimento 2. É interessante notar que, a despeito das limitações apresentadas pelo procedimento 1, este procedimento tem sido largamente utilizado na calibração de normas (veja-se, por exemplo, Szerszen e Nowak [12]). Entretanto, conforme mostrado neste estudo, tal procedimento pode subestimar de forma significativa a probabilidade de falha de uma viga.

### 6.2 – Níveis de confiabilidade obtidos

Através dos resultados apresentados nas tabelas 4 e 5 pode-se observar que a razão carga permanente/carga variável tem uma grande influência nos níveis de confiabilidade obtidos. Nota-se que quanto maior a razão  $r$  ( $G/Q$ ), maior o índice de confiabilidade e consequentemente menor a probabilidade de falha correspondente. Este fato se deve à menor variabilidade da carga permanente ( $V_g = 0,10$ ) quando comparada à carga variável ( $V_q = 0,25$ ). Por exemplo, para as



vigas recuperadas, as probabilidades de falha obtidas são  $1 \times 10^{-6}$  e  $1,1 \times 10^{-3}$ , para  $r = 3$  e  $r = 1/3$ , respectivamente, ou seja uma diferença da ordem de 1000 vezes. Uma tendência similar também é observada para as vigas intactas. Isto indica que, embora o projeto semi-probabilístico tenha como objetivo a uniformização dos níveis de confiabilidade para uma determinada classe de componentes estruturais e/ou estruturas, tais objetivos poderão ser satisfeitos apenas dentro do contexto do projeto probabilístico.

Uma questão de grande relevância na discussão do problema da recuperação de estruturas é a definição dos níveis de confiabilidade considerados como satisfatórios. O problema da avaliação da segurança de estruturas existentes é bastante distinto daquele relativo ao projeto de novas estruturas. Enquanto que as normas técnicas para novas estruturas lidam com incertezas associadas ao projeto e construção, muito do que era inicialmente incerto, deixa de sê-lo depois da obra concluída. Entretanto, a determinação dos valores assumidos nas estruturas existentes pode não ser uma tarefa simples [9]. Em termos econômicos, deve-se observar também que o conservadorismo durante o projeto de novas estruturas implica em apenas uma pequena penalidade em termos de custos para a estrutura. Entretanto, conservadorismo no critério de aceitação para a estrutura existente pode ter um grande impacto resultando em demolições, grandes reparos, impacto na atividade comercial, etc.

Neste estudo, devido à insuficiência de informações, assim como o grande número de cenários possíveis para as condições de uma estrutura existente, foi considerado que em todos os três estados das vigas em análise, - intacta, danificada e recuperada -, as mesmas estatísticas das variáveis básicas se aplicam, e que tais estatísticas se referem a uma população de estruturas. Deve-se esperar que, caso uma possível deterioração da estrutura seja incorporada à análise, os níveis de confiabilidade obtidos sejam limites inferiores dos níveis de confiabilidade reais, ou seja, estimativas conservadoras dos níveis de confiabilidade serão obtidas. Por exemplo, neste estudo foi considerado que a resistência à compressão do concreto apresenta um coeficiente de variação de 15%, hipótese compatível com condições de projeto. Entretanto, em uma estrutura já construída, a resistência à compressão do concreto deverá assumir um valor particular, ou

uma faixa de valores mais estreita do que aquela empregada para projeto.

Segundo os estudos que conduziram à calibração do ACI 318-08 (Szerszen e Nowak [12]), o valor utilizado para o índice de confiabilidade objetivo,  $\beta_{objetivo}$ , é 3,5 (faixa 3,4 a 3,6) para vigas em CA (flexão). Já o Eurocode CEN ENV 1991-1 [5] fornece o valor de  $\beta_{objetivo}$  igual a 3,80 (prédios residenciais, comerciais, hotéis e escolas, estado limite último e vida útil de 50 anos). Pode-se observar que os índices de confiabilidade listados na tabela 4 para a viga intacta são todos superiores a 3,8, podendo-se concluir, portanto, que os níveis de confiabilidade implícitos no projeto de vigas em CA segundo as recomendações da NBR 6118 [4] são consistentes com a prática internacional. Deve-se salientar que tal comparação equivale ao tratamento do projeto de novas estruturas, ou seja, as estatísticas das variáveis básicas utilizadas na análise representam informações pertinentes a uma população de estruturas.

Os resultados apresentados nas tabelas 4 e 5 indicam que, para uma mesma razão de carregamento, os níveis de confiabilidade obtidos para a viga recuperada são similares àqueles apresentados pela viga intacta. Assim, pode-se concluir que os procedimentos utilizados para o dimensionamento do reforço das vigas recuperadas conduziram a níveis de confiabilidade também satisfatórios. Todavia, conforme discutido acima, no caso de estruturas existentes os níveis de confiabilidade obtidos neste trabalho correspondem a limites inferiores dos níveis de confiabilidade reais. É dentro desta argumentação que se costuma tomar como valor objetivo do índice de confiabilidade para estruturas existentes, valores inferiores àqueles recomendados para projeto. Esta é ainda uma questão para a qual não se dispõe de uma resposta definitiva e que deverá ser amplamente discutida no âmbito de comitês normativos.

## 7. SUMÁRIO E CONCLUSÕES

Neste trabalho, a confiabilidade de vigas em CA recuperadas via utilização de lâminas de PRFC foi avaliada. Para efeitos comparativos, os níveis de confiabilidade implícitos para as vigas intactas e vigas danificadas também foram verificados. Uma etapa importante neste processo foi a

modelagem da resistência da viga. O modelo de elementos finitos não linear utilizado permitiu avaliar o fenômeno do descolamento das lâminas de PRFC. Foi observado que tal fenômeno tem uma influência significativa na carga de ruptura da viga reforçada. A simulação de Monte Carlo foi utilizada para a obtenção das estatísticas da carga de ruptura e tais informações foram utilizadas em dois procedimentos distintos para a análise de confiabilidade. Os índices de confiabilidade e probabilidades de falha correspondentes às vigas intactas, danificadas e recuperadas foram comparados à luz da adequação do método empregado para a análise de confiabilidade e do dimensionamento do reforço estrutural.

Os índices de confiabilidade obtidos para a viga intacta indicaram que os níveis de confiabilidade implícitos no projeto de vigas em CA segundo as recomendações da NBR 6118 [4] são consistentes com a prática internacional. Foi observado também que a razão carga permanente/carga variável tem uma grande influência nos níveis de confiabilidade obtidos e que embora o projeto semi-probabilístico tenha como objetivo a uniformização dos níveis de confiabilidade (para uma determinada classe de componentes estruturais e/ou estruturas), tais objetivos poderão ser satisfeitos apenas dentro do contexto do projeto probabilístico.

Foi salientado que, o problema da avaliação da segurança de estruturas existentes é bastante distinto daquele relativo ao projeto de novas estruturas. Neste estudo, devido à insuficiência de informações, assim como o grande número de cenários possíveis para as condições de uma estrutura existente, foi considerado que em todos os três estados das vigas em análise, as mesmas estatísticas das variáveis básicas se aplicam, e que tais estatísticas se referem a uma população de estruturas. Assim, pode-se concluir que os procedimentos utilizados para o dimensionamento do reforço das vigas recuperadas conduziram a níveis de confiabilidade satisfatórios. Todavia, no caso de estruturas existentes os níveis de confiabilidade obtidos neste trabalho correspondem a limites inferiores dos níveis de confiabilidade reais. Isto indica que tais resultados são conservadores e que níveis inferiores àqueles utilizados como referência para projeto possam ser aceitos na análise de estruturas existentes. Esta é uma questão que ainda deverá ser amplamente debatida no âmbito de comitês normativos.

## REFERÊNCIAS

1. American Concrete Institute. *Building Code Requirements for Reinforced Concrete and Commentary (ACI 318-08)*. Detroit, 2008.
2. American Concrete Institute. *Guide for the design and construction of externally bonded FRP systems for strengthening concrete structures (ACI 440.2R-08)*. Farmington Hills, 2008.
3. Ang, A.H-S.; Tang, W.H. *Probability concepts in engineering planning and design. Volume II: Decision, risk, and reliability*. New York, 1984.
4. Associação Brasileira de Normas Técnicas. *Projeto de estruturas de concreto – Procedimento (NBR 6118)*. Rio de Janeiro, 2003.
5. European Committee for Standardization. *Basis of Design and Actions on Structures – Part 1: Basis of Design (CEN ENV 1991-1)*. 1994.
6. Fédération Internationale Du Béton. *Externally bonded FRP reinforcement for RC Structures (Bulletin 14)*. Lausanne, 2001.
7. Galambos, T.V.; Ellingwood, B.; Macgregor, J.G.; Cornell, C.A. *Probability based load criteria: Assessment of current design practice*. Journal of the Structural Division, v.108, p.959-977, May, 1982.
8. Japan Society of Civil Engineers. *Recommendation for design and construction of concrete structures using continuous fiber reinforcing materials (JSCE, 23)*. Concrete engineering series 23, Tokyo, 1997.
9. Melchers, R.E. *Structural Reliability Analysis and Prediction*. John Wiley & Sons, 1999.
10. Paliga, C.M. *Análise probabilística de vigas de concreto armado recuperadas à flexão, através do método de Monte Carlo utilizando um modelo de elementos finitos*. Tese de doutorado em Engenharia Civil – PPGEC/UFRGS. Porto Alegre, 2008.
11. Paliga, C.M.; Campos Filho, A.; Real, M.V. *Finite element model for numerical analysis of strengthened reinforced concrete structures*. IBRACON Structural Journal. v.3, p.177 - 200, 2007.
12. Szerszen, M.; Nowak, A. *Calibration of Design Code for Buildings (ACI 318): Part 2 – Reliability Analysis and Resistance Factor*. ACI Structural Journal, ACI, 100(3), pp. 377-382, 2003.