

CALIBRAÇÃO DOS COEFICIENTES PARCIAIS DE SEGURANÇA DE PONTES RODOVIÁRIAS NO BRASIL

Vinicius Heidtmann Avila (FURG) E-mail: vinicius.heidtmann@gmail.com

Mauro de Vasconcellos Real (FURG) E-mail: mvrealgm@gmail.com

Resumo: Este estudo concentra-se na calibração dos fatores de segurança parciais associados às cargas sobre vigas de pontes rodoviárias construídas em concreto armado e concreto protendido, relacionados ao estado limite último de flexão. A motivação para esta pesquisa decorre do aumento do tráfego de veículos pesados nas rodovias brasileiras e da crescente aplicação da teoria da confiabilidade em diversos domínios da engenharia em todo o mundo. O estudo envolve o projeto de dezoito vigas de concreto protendido e nove vigas de concreto armado, com variações no comprimento do vão, resistência à compressão do concreto e tensão de ruptura do aço protendido. Um modelo computacional é desenvolvido para avaliar a capacidade de resistência das vigas no estado limite último. A validação deste modelo é realizada comparando os resultados computacionais com dados experimentais de quarenta e uma vigas de concreto protendido e vinte e três vigas de concreto armado documentados na literatura científica. O índice de confiabilidade, β , é determinado utilizando o Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM), reconhecido por sua velocidade e eficiência. A Otimização por Enxame de Partículas (PSO) é empregada para resolver um problema de otimização de projeto baseado em confiabilidade (RBDO) para obter o conjunto de fatores de segurança parciais. Através deste processo de calibração, os coeficientes de segurança parcial das cargas foram determinados, onde acarretou na padronização dos índices de confiabilidade dentro dos pontos de projeto considerados e o alinhamento com índices alvo predefinidos. Esta pesquisa contribui para a melhoria da compreensão e aplicação de técnicas de otimização de projeto baseadas em confiabilidade na construção de pontes rodoviárias, garantindo a segurança estrutural em meio às crescentes demandas de tráfego.

Palavras-chave: Confiabilidade estrutural, Concreto protendido, Concreto armado, Pontes rodoviárias, Calibração de norma.

CALIBRATION OF PARTIAL SAFETY COEFFICIENTS FOR HIGHWAY BRIDGES IN BRAZIL

Abstract: This study focuses on calibrating the partial safety factors associated with the loads on beams of road bridges constructed from reinforced concrete and prestressed concrete, concerning the ultimate limit state of bending. The motivation for this research stems from the escalating traffic of heavy vehicles on Brazilian highways and the growing application of reliability theory across various engineering domains worldwide. The study involves the design of eighteen prestressed girder beams and nine reinforced girder beams, with variations in span length, compressive strength of concrete, and rupture stress of prestressed steel. A computational model is developed to assess the beams' resistance capacity under the ultimate limit state. Validation of this model is conducted by comparing computational results with experimental data from forty-one prestressed concrete beams and twenty-three reinforced concrete beams documented in scientific literature. The reliability index, β , is determined using the First Order Reliability Method (FORM), recognized for its speed and efficiency. Particle Swarm Optimization (PSO) is employed to solve a reliability-based design optimization problem (RBDO) for obtaining the set of partial safety factors. Through this calibration process, the partial safety coefficients of the loads were determined, resulting in the standardization of reliability indices within the considered design points and alignment with predefined target indices. This research contributes to enhancing the understanding and application of reliability-based design optimization techniques in the construction of road bridges, ensuring structural safety amidst increasing traffic demands.

Keywords: Structural reliability, Prestressed concrete, Reinforced concrete, Road bridges, Code calibration.

1. Introdução

Examinar a segurança das pontes é crucial, pois as suas falhas podem levar a perdas e transtornos significativos para a população e para a economia. Portanto, é imprescindível aprofundar-se no estudo dessas estruturas para prevenir potenciais adversidades.

Intrinsecamente, todo projeto estrutural possui incertezas associadas aos materiais utilizados na sua construção e às ações a que estará sujeito durante a sua construção e após a sua conclusão. As normas de projeto estrutural brasileiras consideram essas incertezas através do método dos estados limites, que constituem limites entre comportamentos estruturais desejáveis e indesejáveis (SANTIAGO, 2019).

De acordo com este método, a segurança de uma estrutura é definida pela sua capacidade de resistir às ações sem atingir nenhum estado limite de serviço ou estado limite último. Os estados limites últimos estão relacionados à capacidade resistente da estrutura e os estados limites de serviço estão relacionados ao uso da mesma estrutura (SANTIAGO, 2019).

O método dos estados limites utiliza a aplicação de coeficientes de segurança parciais para controlar o risco de falha de uma estrutura. Portanto, são adotados coeficientes para reduzir a resistência dos elementos estruturais e aumentar as ações, gerando assim uma margem de segurança com referência às principais fontes de incerteza (SANTIAGO, 2019).

Uma abordagem predominante para avaliar a segurança da ponte é através da confiabilidade estrutural. O objetivo principal é verificar a probabilidade de ocorrência de falhas estruturais, com foco no índice de confiabilidade (BECK, 2019).

O método de confiabilidade estrutural necessita da definição estatística de parâmetros dentro do modelo. Essa confiança na qualidade dos dados estatísticos e na precisão do modelo matemático usado para validar equações de estado limite é fundamental (BECK, 2019).

A teoria da confiabilidade estrutural tem sido amplamente utilizada na calibração de normas e uma das áreas afetadas por isso é a engenharia de pontes. Isso se deve à importância desse tipo de estrutura e à grande incerteza presente (BECK, 2019).

Beck e Souza (2010) abordaram o problema da calibração dos coeficientes de ponderação das normas brasileiras de forma inédita, onde tratou exclusivamente de estruturas metálicas. Posteriormente, Nova e Silva (2017) abordaram preliminarmente a calibração dos coeficientes utilizados em projetos de pontes de concreto pretendido no Brasil.

Ao estabelecer um índice de confiabilidade alvo, serão calculados os coeficientes parciais de segurança das estruturas a serem analisadas e comparados com os coeficientes atualmente definidos nas normas ABNT NBR 6118 (2023), ABNT NBR 7187 (2021), ABNT NBR 7188 (2024) e ABNT NBR 8681 (2003). O índice de confiabilidade β da estrutura será calculado utilizando o Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM).

2. Metodologias

2.1. Projeto de viga de ponte rodoviária

Foram projetadas pontes de concreto protendido com vãos de 20 m, 30 m e 40 m, sempre com quatro vigas, sem travessas intermediárias e espessura de laje de 21 cm. Para cada um dos vãos, as pontes foram dimensionadas com resistência à compressão característica do concreto variando entre 30 MPa, 40 MPa e 50 MPa. Também foram utilizados aços protendidos, que apresentam tensões de ruptura variando entre 1900 MPa e 2100 MPa. Assim totalizando 18 pontes foram analisadas.

Também foram projetadas pontes de concreto armado com vãos de 10 m, 15 m e 20 m, sempre com cinco vigas e sem vigas transversais intermediárias. Foram adotadas a mesma espessura de laje e os mesmos valores para a resistência característica à compressão do concreto utilizado no dimensionamento de pontes de concreto protendido. Foram utilizados aços com tensão de escoamento equivalente a 500 MPa. Um total de 9 pontes foram analisadas.

Os critérios de projeto que foram utilizados no dimensionamento das 27 pontes rodoviárias utilizadas no desenvolvimento deste trabalho foram as prescrições das normas ABNT NBR 6118 (2023), ABNT NBR 7187 (2021), ABNT NBR 7188 (2024) e ABNT NBR 8681 (2003).

Foram avaliadas apenas as vigas externas das pontes, que geralmente são as longarinas mais carregadas. Para as estruturas estudadas serão analisados os momentos fletores positivos máximos no meio do vão para vigas simplesmente apoiadas.

As Figuras 1 a 5 mostram alguns detalhes do tabuleiro da ponte.

As Tabelas 1 e 2 apresentam a área da seção transversal da armadura (A_s) e da armadura ativa (A_p) e a distância da armadura ou armadura ativa ao topo da viga, dimensionada para as pontes avaliadas.

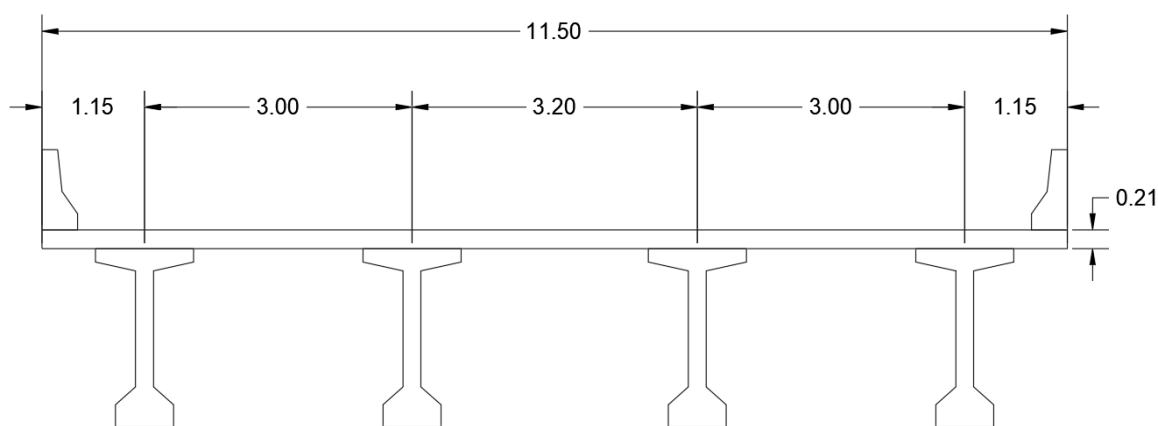


Figura 1 – Seção transversal do tabuleiro da ponte em concreto protendido (dimensões em metros).

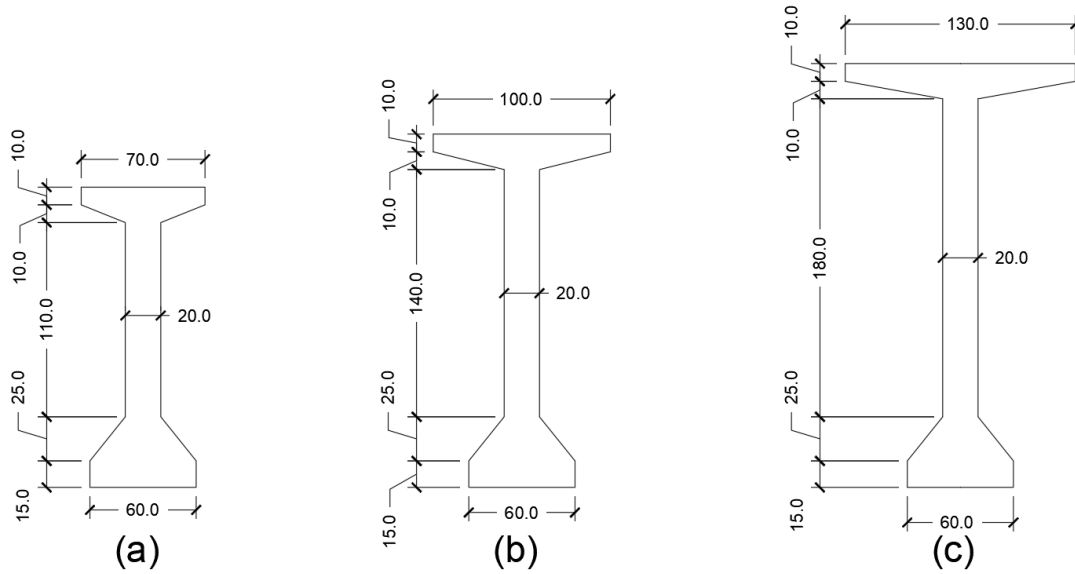


Figura 2 – Seção transversal de vigas de concreto protendido: (a) vão de 20 m, (b) vão de 30 m, (c) vão de 40 m (dimensões em centímetros).

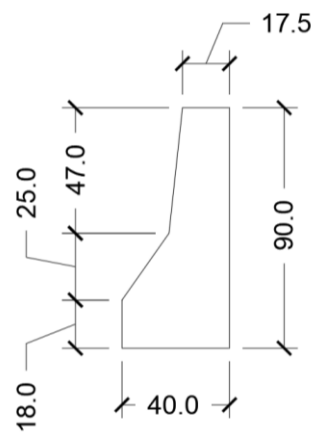


Figura 3 – Seção transversal do guarda-corpo (dimensões em centímetros).

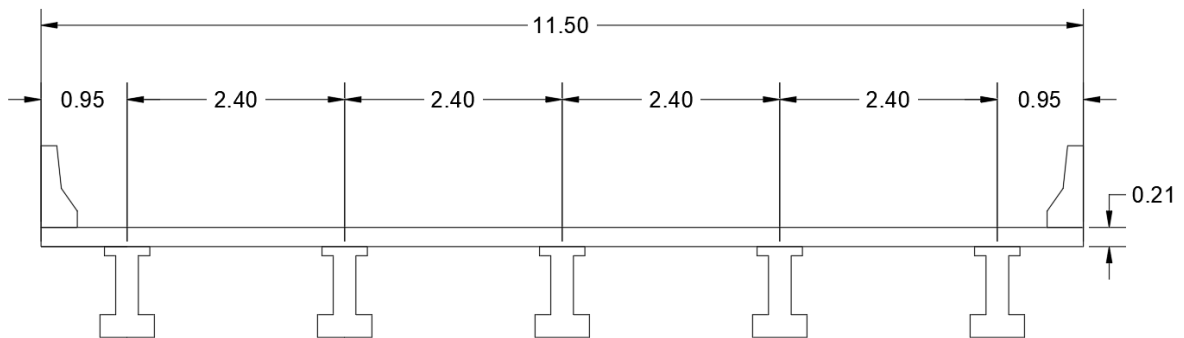


Figura 4 – Seção transversal do tabuleiro da ponte em concreto armado (dimensões em metros).

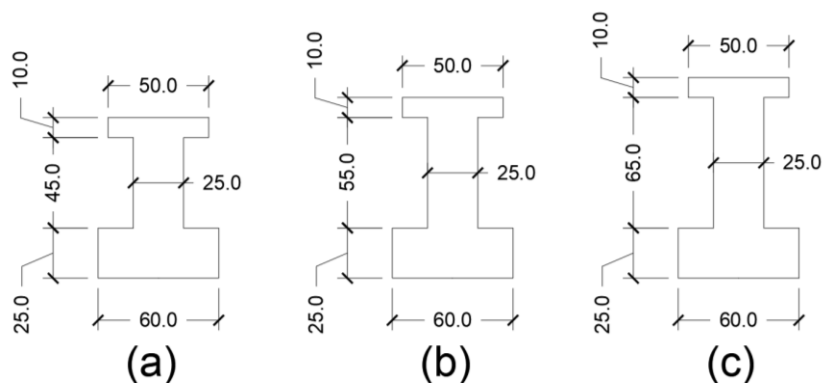


Figura 5 – Seção transversal de vigas de concreto armado: (a) vão de 10 m, (b) vão de 15 m, (c) vão de 20 m (dimensões em centímetros).

Tabela 1 – Armadura projetada para as 18 pontes de concreto protendido avaliadas.

| Span (m) | f_{ck} (MPa) | f_{ptk} (MPa) | A_p (cm ²) | d_p (cm) |
|----------|----------------|-----------------|--------------------------|------------|
| 20 | 30 | 1900 | 26,26 | 176 |
| 20 | 30 | 2100 | 24,24 | 176 |
| 20 | 40 | 1900 | 26,26 | 176 |
| 20 | 40 | 2100 | 24,24 | 176 |
| 20 | 50 | 1900 | 26,26 | 176 |
| 20 | 50 | 2100 | 24,24 | 176 |
| 30 | 30 | 1900 | 48,48 | 206 |
| 30 | 30 | 2100 | 44,44 | 206 |
| 30 | 40 | 1900 | 44,44 | 206 |
| 30 | 40 | 2100 | 40,40 | 206 |
| 30 | 50 | 1900 | 44,44 | 206 |
| 30 | 50 | 2100 | 40,40 | 206 |
| 40 | 30 | 1900 | 70,70 | 246 |
| 40 | 30 | 2100 | 65,65 | 246 |
| 40 | 40 | 1900 | 65,65 | 246 |
| 40 | 40 | 2100 | 60,60 | 246 |
| 40 | 50 | 1900 | 65,65 | 246 |
| 40 | 50 | 2100 | 60,60 | 246 |

Tabela 2 – Armadura projetada para as 9 pontes de concreto armado avaliadas.

| Span (m) | f_{ck} (MPa) | f_{ptk} (MPa) | A_p (cm ²) | d_p (cm) |
|----------|----------------|-----------------|--------------------------|------------|
| 10 | 30 | 54,00 | 96,50 | 10 |
| 10 | 40 | 54,00 | 96,50 | 10 |
| 10 | 50 | 54,00 | 96,50 | 10 |
| 15 | 30 | 78,54 | 104,00 | 15 |
| 15 | 40 | 78,54 | 104,00 | 15 |
| 15 | 50 | 78,54 | 104,00 | 15 |
| 20 | 30 | 117,81 | 111,50 | 20 |
| 20 | 40 | 117,81 | 111,50 | 20 |
| 20 | 50 | 112,59 | 112,95 | 20 |

2.2. Momento resistente

Um modelo mecânico, inspirado em Moura (2018), foi elaborado para calcular o momento resistente de seções transversais em vigas de concreto protendido e armado.

Empregado em análises de confiabilidade com foco no Estado Limite Último (ELU)

relativo à ruptura por flexão, o objetivo principal é representar com precisão o momento de ruptura ou o momento resistente.

2.2.1. Validação do modelo de cálculo

Esta validação será utilizada posteriormente para calcular o erro do modelo computacional que será utilizado nas análises de confiabilidade.

2.2.1.1. Resultados experimentais para concreto protendido

Foram analisadas quarenta e uma vigas de concreto com protensão aderente. São 27 vigas de Billet (1953), 6 de Feldman (1954), 3 de Warwaruk (1957), 3 de Tao e Du (1985) e 2 de Mattock (1971).

Utilizando o modelo desenvolvido, foram determinados os momentos resistentes últimos para as quarenta e uma vigas com o intuito de avaliar a capacidade do método em determinar o momento de ruptura da seção mais tensionada.

Os resultados são apresentados na Tabela 3, onde $M_{u,exp}$ é o momento resistente obtido a partir dos resultados experimentais e $M_{u,calc}$ o momento obtido pelo modelo numérico.

Para representar a relação entre os momentos de ruptura obtidos experimentalmente e os obtidos através do modelo, utiliza-se a letra grega η .

Tabela 3 – Resultados experimentais e resultados calculados para vigas de concreto protendido.

| Viga | $M_{u,exp}$ (kN.m) | $M_{u,calc}$ (kN.m) | Razão η | Viga | $M_{u,exp}$ (kN.m) | $M_{u,calc}$ (kN.m) | Razão η |
|------|-----------------------|------------------------|--------------|------|-----------------------|------------------------|--------------|
| B1 | 49,975 | 46,058 | 1,085 | B22 | 66,937 | 65,476 | 1,022 |
| B2 | 29,679 | 25,216 | 1,177 | B23 | 79,980 | 82,265 | 0,972 |
| B3 | 15,361 | 12,861 | 1,194 | B24 | 66,964 | 66,653 | 1,005 |
| B4 | 45,162 | 43,941 | 1,028 | B25 | 50,165 | 47,201 | 1,063 |
| B5 | 55,602 | 53,678 | 1,036 | B26 | 38,993 | 30,430 | 1,281 |
| B6 | 50,938 | 46,943 | 1,085 | B27 | 70,136 | 73,374 | 0,956 |
| B7 | 72,943 | 77,542 | 0,941 | F28 | 30,700 | 26,037 | 1,179 |
| B8 | 67,167 | 54,756 | 1,227 | F29 | 50,630 | 46,383 | 1,092 |
| B9 | 47,725 | 47,437 | 1,006 | F30 | 17,640 | 15,682 | 1,125 |
| B10 | 13,314 | 12,169 | 1,094 | F31 | 44,930 | 45,145 | 0,995 |
| B11 | 47,223 | 45,079 | 1,048 | F32 | 65,310 | 68,680 | 0,951 |
| B12 | 62,029 | 67,745 | 0,916 | F33 | 43,360 | 41,281 | 1,050 |
| B13 | 48,023 | 45,243 | 1,061 | W34 | 40,790 | 44,735 | 0,912 |
| B14 | 53,094 | 48,056 | 1,105 | W35 | 22,370 | 21,052 | 1,063 |
| B15 | 48,308 | 47,984 | 1,007 | W36 | 64,290 | 71,904 | 0,894 |
| B16 | 14,141 | 12,271 | 1,152 | TD37 | 35,000 | 27,741 | 1,262 |
| B17 | 45,894 | 45,846 | 1,001 | TD38 | 61,600 | 58,035 | 1,061 |
| B18 | 52,172 | 52,550 | 0,993 | TD39 | 71,400 | 60,002 | 1,190 |
| B19 | 71,560 | 73,223 | 0,977 | M40 | 93,440 | 94,852 | 0,985 |
| B20 | 31,753 | 33,608 | 0,945 | M41 | 109,930 | 105,486 | 1,042 |
| B21 | 34,397 | 33,965 | 1,013 | - | - | - | - |

Ao analisar conjuntamente os quarenta e um resultados da relação entre os momentos de ruptura experimentais e os do modelo para vigas de concreto protendido, foi possível notar que a razão η apresentou média de 1,053 e desvio padrão de 0,095.

Esta diferença de 5,3% entre os valores medidos e calculados é pequena e confirma que o modelo computacional utilizado demonstra bons resultados.

Ao submeter os valores de η ao teste de Ryan-Joiner, obteve-se aderência à curva de distribuição normal, uma vez que a distância máxima da curva de distribuição de probabilidade cumulativa alcançada pelos valores calculados foi inferior ao limite, considerando um nível de significância de 95% (ANG e TANG, 1975).

2.2.1.2. Resultados experimentais para concreto armado

Foram analisadas vinte e três vigas de concreto armado. 1 feixe de Leonhardt e Walther (1962), 3 de Bresler e Scordelis (1963), 9 de Decanini e Grillo (1970), 6 de Ashour (2000), 1 de Beber (1999), 1 de Silva (2001), 1 de Beber (2003) e 1 de Canaval (2016).

A Tabela 4 apresenta os resultados dos momentos resistentes últimos para as vinte e três vigas com o intuito de avaliar a capacidade do método em determinar o momento de ruptura da seção mais tensionada, determinado através do modelo desenvolvido.

Tabela 4 – Armadura projetada para as 18 pontes de concreto protendido avaliadas.

| Viga | $M_{u,exp}$ (kN.m) | $M_{u,calc}$ (kN.m) | Razão η | Viga | $M_{u,exp}$ (kN.m) | $M_{u,calc}$ (kN.m) | Razão η |
|------|-----------------------|------------------------|--------------|------|-----------------------|------------------------|--------------|
| LW1 | 149,60 | 144,05 | 1,039 | DG13 | 51,87 | 51,10 | 1,015 |
| BS2 | 747,20 | 786,83 | 0,950 | A14 | 58,17 | 54,12 | 1,075 |
| BS3 | 569,60 | 644,84 | 0,883 | A15 | 80,60 | 78,22 | 1,030 |
| BS4 | 430,40 | 425,45 | 1,012 | A16 | 99,55 | 100,47 | 0,991 |
| DG5 | 26,89 | 26,76 | 1,005 | A17 | 57,95 | 55,06 | 1,053 |
| DG6 | 26,76 | 25,79 | 1,038 | A18 | 79,91 | 80,34 | 0,995 |
| DG7 | 26,76 | 26,54 | 1,008 | A19 | 103,77 | 104,24 | 0,996 |
| DG8 | 28,62 | 29,94 | 0,956 | B20 | 18,50 | 18,89 | 0,979 |
| DG9 | 29,00 | 29,30 | 0,990 | S21 | 9,83 | 9,15 | 1,075 |
| DG10 | 28,06 | 28,74 | 0,976 | B22 | 43,72 | 44,11 | 0,991 |
| DG11 | 51,87 | 52,77 | 0,983 | C23 | 21,48 | 22,35 | 0,961 |
| DG12 | 50,88 | 52,13 | 0,976 | - | - | - | - |

Quanto às vigas de concreto protendido, ao analisar conjuntamente os vinte e três resultados da relação entre os momentos de ruptura experimentais e os do modelo para as vigas de concreto armado, foi possível perceber que a relação η apresentou média igual a 0,999 e desvio padrão igual a 0,043.

Tal como acontece com as vigas de concreto protendido, o modelo computacional utilizado demonstra bons resultados para vigas de concreto armado, apresentando uma diferença relativamente pequena de 0,1% entre os valores medidos e calculados.

Assim como para as vigas de concreto protendido, ao submeter os valores de η ao ensaio de Ryan-Joiner, obteve-se aderência à curva de distribuição normal, uma vez que a distância máxima da curva de distribuição de probabilidade cumulativa alcançada pelos valores calculados foi inferior ao limite, considerando um nível de significância de 95% (ANG e TANG, 1975).

2.2.2. Estimativa do erro do modelo computacional

Este modelo computacional, conforme mencionado anteriormente, será aplicado em análises probabilísticas, considerando algumas variáveis como variáveis aleatórias, sendo o momento resistente das vigas uma delas. Contudo, é fundamental reconhecer a diferença entre os valores obtidos nos testes e os derivados da utilização do modelo. Esta diferença não pode ser negligenciada, exigindo a consideração de incertezas nos modelos numéricos utilizados na análise, além da variabilidade nos materiais e esforços aplicados às estruturas. A avaliação do erro do modelo seguiu as diretrizes propostas por Mirza e MacGregor (1982).

A relação entre os resultados obtidos experimentalmente e os obtidos através do modelo computacional é influenciada por inúmeras considerações e simplificações adotadas no modelo computacional, pela variabilidade das variáveis aleatórias do sistema e pela variabilidade inerente ao processo experimental do teste, e é caracterizado pela equação (1):

$$V_{\eta}^2 = V_{modelo}^2 + V_{lote}^2 + V_{ensaio}^2 \quad (1)$$

onde V_{η} é o coeficiente de variação da razão η , V_{modelo} é o coeficiente de variação do erro fornecido pelo modelo, V_{lote} é o coeficiente de variação dos resultados dos testes laboratoriais para variáveis do sistema, como dimensões e resistências, V_{ensaio} coeficiente de variação dos resultados obtidos experimentalmente em ensaios de elementos estruturais.

Os coeficientes de variação da razão η foram determinados através de resultados experimentais de vigas de concreto protendido e de concreto armado e foram obtidos valores de 0,091 e 0,043, respectivamente.

O coeficiente de variação do teste foi adotado igual a 0,03 e o coeficiente de variação do lote foi adotado igual a 0,027, conforme Mirza e MacGregor (1982).

Nessas condições, foi determinado o valor do coeficiente de variação do erro do modelo computacional para vigas de concreto protendido e de concreto armado, sendo igual a 0,081 e 0,014, respectivamente.

O erro médio do modelo pode então ser determinado usando a equação (2):

$$\mu_{\eta} = \mu_{modelo} \cdot \mu_{lote} \cdot \mu_{ensaio} \quad (2)$$

sendo a média do lote e a média do ensaio unitários.

Considerando a média do lote e a média do ensaio como valores unitários, foram obtidos valores de 1,053 e 0,999 para a média do modelo computacional para vigas de concreto protendido e de concreto armado, respectivamente.

Posteriormente, durante as análises de confiabilidade, é essencial incorporar o erro do modelo computacional utilizando o coeficiente de variação do erro do modelo e o erro médio do modelo derivado da análise. Os resultados da capacidade resistente das vigas, obtidos através do modelo numérico nas análises de confiabilidade, devem ser ajustados pela estimativa do erro do modelo (θ_r), que é gerado em cada análise, conforme equação (3). Portanto, esses valores corrigidos são utilizados para análises de confiabilidade.

$$M_{u,cor} = \theta_r \cdot M_{u,mod} \quad (3)$$

2.3 Confiabilidade estrutural

O projeto, seguindo as normas de projeto, adota o formato do estado limite para levar em conta as incertezas nas variáveis de projeto. Na verdade, a aleatoriedade das propriedades, geometrias e cargas dos materiais pode ser caracterizada através de distribuições de probabilidade. Uma estrutura é considerada confiável se cumprir com êxito a função pretendida durante toda a vida útil do projeto. Uma análise de confiabilidade produz tanto a probabilidade de falha (p_f) quanto o índice de confiabilidade (β), vinculados conforme a equação (4):

$$\beta = \Phi^{-1}(1 - p_f) \quad (4)$$

onde Φ^{-1} é a função de distribuição cumulativa normal padrão inversa. Neste estudo, o

índice de confiabilidade (β) é calculado utilizando o método de confiabilidade de primeira ordem (FORM).

Conforme descrito por Beck (2019), o método FORM é uma técnica para calcular o índice de confiabilidade (β) empregando uma aproximação de primeira ordem da função de desempenho. Envolve transformar todas as distribuições não normais em distribuições normais equivalentes no ponto de falha (x^*), conforme ilustrado na Figura 6.

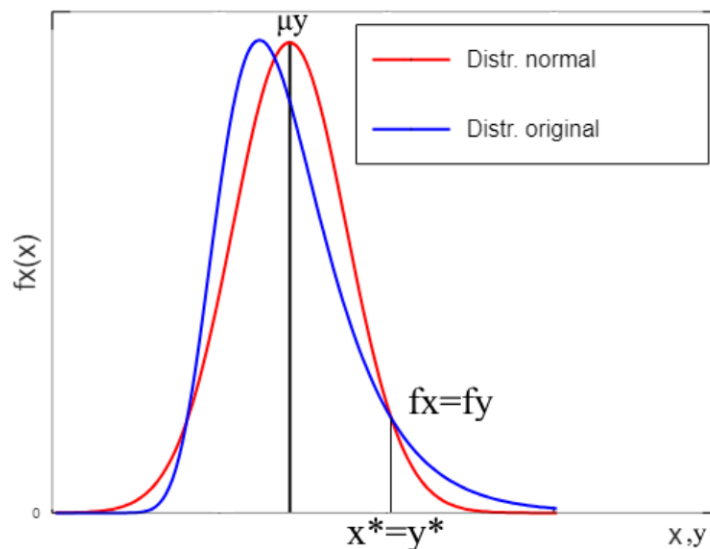


Figura 6 – Método FORM para variáveis com distribuição não normal (SILVA JÚNIOR, 2019).

O procedimento FORM envolve vários passos: definir a equação de estado limite $G(x)$, assumir um ponto inicial de falha (x^*), calcular, em função de x^* , a média correspondente ($\mu_{x_i}^N$) e desvio padrão ($\sigma_{x_i}^N$) de cada variável não normalmente distribuída, calculando as derivadas parciais no ponto x^* , determinando os cossenos diretores α_i , e obtendo o novo ponto de falha conforme equação (5):

$$x_i^* = \mu_{x_i}^N - \alpha_i \cdot \beta \cdot \sigma_{x_i}^N \quad (5)$$

calcular o valor β atualizado, repita as etapas anteriores até que a convergência entre β e x^* seja alcançada.

O FORM necessita conduzir a análise no espaço padrão, enfatizando a importância de transformar os parâmetros estatísticos de variáveis aleatórias com diversas distribuições de probabilidade em seus correspondentes equivalentes normais (BECK, 2019).

2.4 Calibração de normas com base na confiabilidade estrutural

O processo de calibração do código segue um padrão. Segundo Beck (2019), as etapas fundamentais para calibração de código são:

- Especifique os materiais estruturais e as cargas abrangidas no processo de calibração;
- Especifique as configurações estruturais e as taxas de carga a serem incluídas no processo de calibração;
- Colete as estatísticas de todas as variáveis aleatórias envolvidas no processo de calibração;

- Especifique as funções de estado limite;
- Avalie os índices de confiabilidade determinados nos pontos de calibração aplicando os fatores parciais atuais. Isto é realizado não apenas para verificar a implementação, mas também para facilitar a comparação dos resultados com a calibração;
- Especifique o índice de confiabilidade alvo (β_T). Para este estudo é utilizado $\beta_T=3,8$;
- Resolva o problema de otimização, conforme descrito nas etapas subsequentes.

A calibração dos coeficientes parciais de segurança é determinada a partir de um problema de otimização de projeto baseado em confiabilidade (RBDO). Esses coeficientes são calibrados de tal forma que a diferença entre o índice de confiabilidade do problema e o índice de confiabilidade alvo β_T seja a menor possível. O problema de otimização é expresso pela equação (6).

$$\text{minimizar: } W(\gamma) = \sum_{j=1}^L w_j (\beta_j(\gamma) - \beta_T)^2 \quad (6)$$

onde j é o número de razões de carregamento (situações de projeto), β_T é o índice de confiabilidade alvo, β_j é o índice de confiabilidade obtido para cada situação de projeto j em função de cada coeficiente de ponderação parcial a ser calibrado no processo de otimização e γ é o conjunto de coeficientes de ponderação parcial para cada razão de carga considerada do projeto j a ser calibrado no processo de otimização.

Para cada relação de carga considerada, um peso diferente é utilizado na combinação (w_j), de acordo com a importância relativa desta relação de carga na utilização real do código. A Tabela 5 apresenta os pesos para as tipologias de estruturas avaliadas neste trabalho e eventuais relações entre a ação variável e a ação permanente (Q_n/G_n), sendo tais pesos baseados em Ellingwood et al. (1980).

Tabela 5 – Pesos w_j para diferentes proporções Q_n/G_n .

| Q_n/G_n | w_j |
|-----------|-------|
| 0,25 | 10 |
| 0,50 | 45 |
| 1,00 | 30 |
| 1,50 | 10 |
| 2,00 | 5 |

O problema de otimização na equação (6) é resolvido usando o algoritmo Particle Swarm Optimization (PSO). Este algoritmo meta-heurístico é capaz de identificar o mínimo global em espaços de projeto não convexos (KENNEDY e EBERHART, 1995).

2.5 Variáveis aleatórias

A Tabela 6 apresenta as variáveis utilizadas no cálculo do índice de confiabilidade pelo Método de Confiabilidade de Primeira Ordem (FORM), respectivas médias, desvio padrão, coeficientes de variação e tipo de distribuição.

Tabela 6 – Distribuição e valores de variáveis aleatórias.

| Variável | Média μ | Desvio Padrão σ | Coefficiente de variação $V = \sigma/\mu$ | Tipo de distribuição | Fonte |
|-------------|------------------------|------------------------|---|----------------------|---------------------------|
| $f_c (C30)$ | $1,22 \cdot f_{ck}$ | - | 0,15 | Normal | Santiago (2019) |
| $f_c (C40)$ | $1,16 \cdot f_{ck}$ | - | 0,11 | Normal | Santiago (2019) |
| $f_c (C50)$ | $1,11 \cdot f_{ck}$ | - | 0,10 | Normal | Santiago (2019) |
| f_{prt} | $1,07 \cdot f_{prtk}$ | - | 0,015 | Normal | Santiago (2019) |
| f_y | $1,22 \cdot f_{yk}$ | - | 0,04 | Normal | Santiago (2019) |
| A_p | $1,03 \cdot A_{p,nom}$ | - | 0,01 | Lognormal | Santiago (2019) |
| d_p | $d_{p,nom}$ | 1,00 | - | Normal | JCSS (2001) |
| A_s | $A_{s,nom}$ | - | 0,015 | Normal | Stucchi and Santos (2010) |
| d_s | $d_{s,nom}$ | 1,00 | - | Normal | JCSS (2001) |
| θ_r | 1,053 ou 0,999 | - | 0,081 ou 0,014 | Normal | Author |
| θ_s | 1,00 | - | 0,10 | Lognormal | JCSS (2001) |
| M_g | $1,06 \cdot M_{g,nom}$ | - | 0,12 | Normal | Santiago (2019) |
| M_q | $M_{q,nom}$ | - | 0,18 | Gumbel | Nowak and Collins (2000) |

2.6 Função de estado limite

A função de estado limite utilizada é definida pela diferença entre a capacidade resistente e a soma das ações solicitantes e é expressa matematicamente pela equação (7).

$$g(x) = R - S = 0 \tag{7}$$

Neste trabalho, a capacidade resistente de vigas de concreto protendido e de concreto armado é definida pelo seu Momento Resistente, M_r , multiplicado pela estimativa do erro do modelo, θ_r , e as ações solicitantes são representadas pela soma dos momentos decorrentes da carga permanente, M_g , e carga variável, M_q , multiplicada por um fator devido às incertezas das ações, θ_s , resultando na equação (8).

$$g(x) = \theta_r \cdot M_r - \theta_s \cdot (M_g + M_q) = 0 \tag{8}$$

Para análises de confiabilidade, o modelo computacional é utilizado para determinação do Momento Resistente (M_r), com base em variáveis aleatórias e determinísticas relacionadas à resistência do elemento estrutural estudado.

Os momentos fletores foram definidos com base no momento resistente da viga, conforme equação (9).

$$M_r(\gamma_c, \gamma_s) = \gamma_g \cdot M_g + \gamma_q \cdot M_q \tag{9}$$

Onde M_r é o momento fletor resistente calculado para a seção transversal, M_g e M_q são respectivamente os momentos fletores que solicitam as cargas permanentes e variáveis, γ_g e γ_q são, nesta ordem, os coeficientes parciais de segurança que aumentam os momentos fletores permanentes e variáveis, adotados na devida ordem como 1,35 e 1,5, γ_c e γ_s são os coeficientes parciais de segurança para a resistência do concreto e do aço, respectivamente, sendo adotados os valores de 1,4 e 1,15, na devida ordem (ABNT NBR 6118, 2023). Para vigas de concreto protendido, na verificação do Estado Limite Último, foi considerado o valor de cálculo da força de protensão com coeficiente de ponderação γ_p igual a 0,9 para efeito favorável.

Como a relação de carga é dada por $R = M_g/M_q$, os valores de carregamento foram obtidos conforme as equações (10) e (11).

$$M_g = \frac{M_r(\gamma_c \gamma_s)}{(\gamma_g + \gamma_q \cdot R)} \quad (10)$$

$$M_q = R \cdot M_g \quad (11)$$

Para esta calibração optou-se por utilizar um valor fixo para os coeficientes parciais de segurança correspondentes à resistência, uma vez que estes não são exclusivos do tipo de estrutura estudada. Portanto, serão adotados os valores de $\gamma_c=1,4$, $\gamma_s=1,15$ e $\gamma_p=0,9$, sendo este último apenas para estruturas de concreto protendido.

3. Resultados

O conjunto de fatores parciais de segurança foi obtido através da formulação de um problema de otimização de projeto baseado em confiabilidade (RBDO), resolvido utilizando a abordagem de otimização por enxame de partículas (PSO). Com base nos resultados, os coeficientes parciais de ponderação calibrados obtidos através do procedimento de calibração proposto são $\gamma_g=1,35$ e $\gamma_q=1,65$ para vigas de pontes de concreto protendido, e $\gamma_g=1,15$ e $\gamma_q=1,55$ para vigas de pontes de concreto armado. Esses fatores parciais de ponderação minimizam a expressão dada na equação (6), servindo como solução para o problema de minimização proposto para um valor alvo do índice de confiabilidade de 3,8 (β_T).

Os índices de confiabilidade foram obtidos para as vigas analisadas, antes e depois da calibração. A análise considera as variáveis aleatórias mencionadas anteriormente e incorpora a variação paramétrica da resistência à compressão do concreto ($f_{ck}=30, 40, 50$ MPa), resistência à tração do aço protendido ($f_{ptk}=1900, 2100$ MPa), comprimento do vão ($L=10, 15, 20, 30, 40$ m) e razão de carga ($R=0,25; 0,50; 1,00; 1,50; 2,00$).

As Figuras 7 a 15 ilustram o comportamento paramétrico dos índices de confiabilidade quanto à variação da razão de carregamento para diferentes combinações de f_{ck} e L tanto para vigas de concreto protendido quanto de concreto armado.

A calibração baseada na confiabilidade levou a uma diminuição no valor do coeficiente γ_g para vigas de concreto armado, que foi compensada por um aumento nos valores do coeficiente γ_q para vigas de concreto armado e protendido. Comportamento semelhante também foi relatado por Santiago, Kroetz e Beck (2019).

Dentro da faixa de pontos de projeto considerados ($R=0,25$ a $R= 2,00$), o procedimento de calibração homogeneizou os índices de confiabilidade, que permaneceram muito próximos do índice alvo $\beta_T=3,8$. Há um maior desvio entre β e β_T para os casos extremos da faixa de calibração ($R=0,25$ e $R= 2,00$), o que pode ser explicado pelo menor peso de calibração atribuído a estes cenários de projeto.

Quanto à uniformidade dos novos valores de β , o coeficiente de variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto armado, dentro da faixa de calibração proposta ($R=0,25$ a $R= 2,00$), apresentou redução de 6,5% antes calibração para 2,9% após a calibração. Para vigas de concreto protendido esta redução foi de aproximadamente 0,7%. Os resultados indicam que tal procedimento reduz a variabilidade dos níveis de segurança alcançados no projeto.

Para vigas de concreto protendido com $L=40$ m, $f_{ck}=30$ MPa, $f_{ptk}=1900$ MPa e $f_{ptk}=2100$ MPa, os resultados da análise mostraram valores de índice de confiabilidade maiores em comparação aos demais casos. Isto se deve ao aumento do número de cordões utilizados no elemento estrutural para verificação de operacionalidade, resultando em um projeto mais conservador.

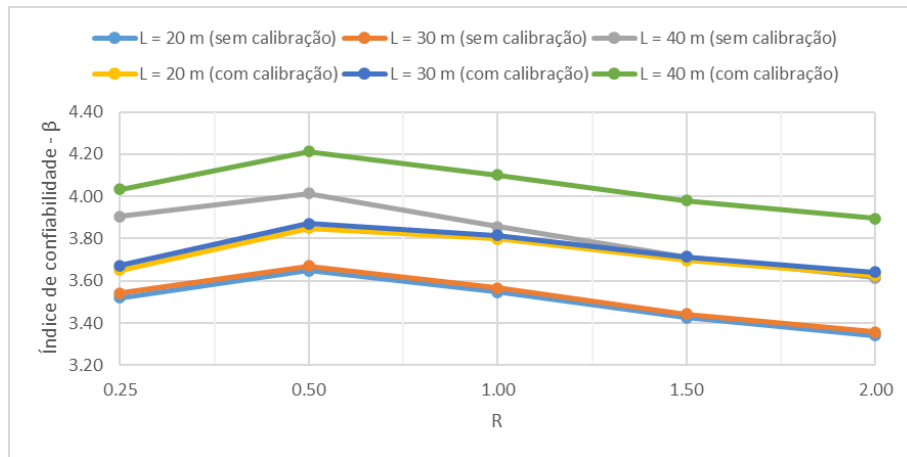


Figura 7 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=30$ MPa e $f_{ptk}=1900$ MPa.

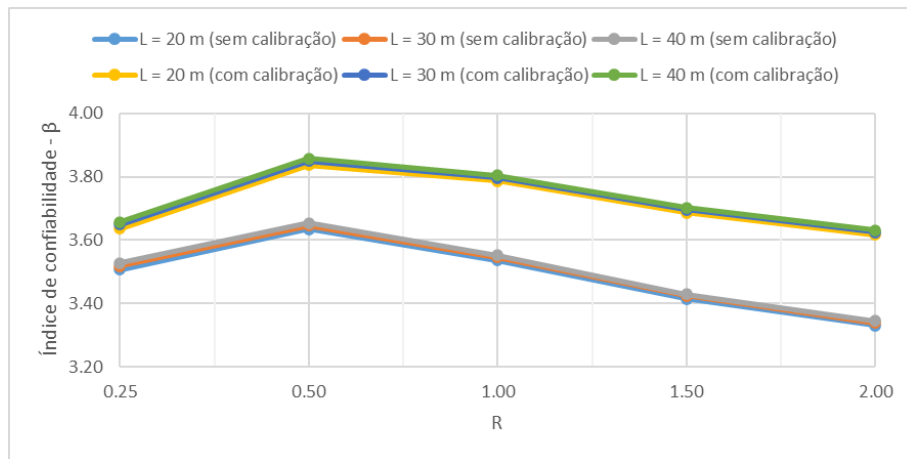


Figura 8 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=40$ MPa e $f_{ptk}=1900$ MPa.

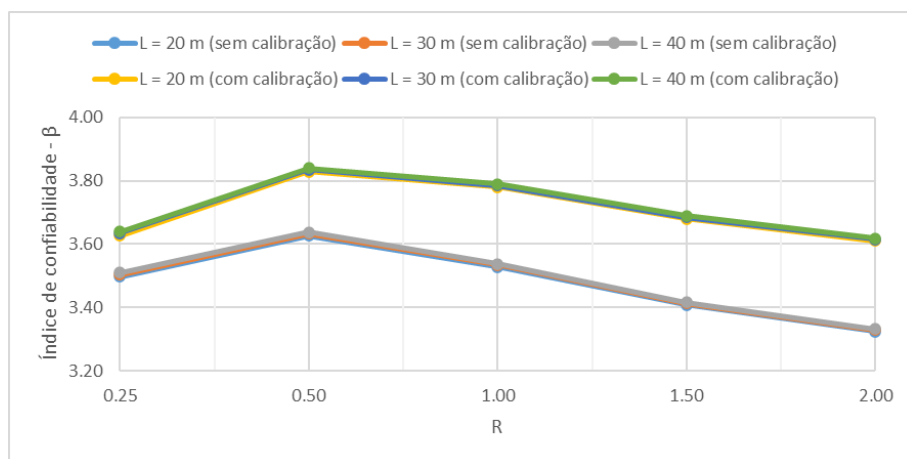


Figura 9 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=50$ MPa e $f_{ptk}=1900$ MPa.

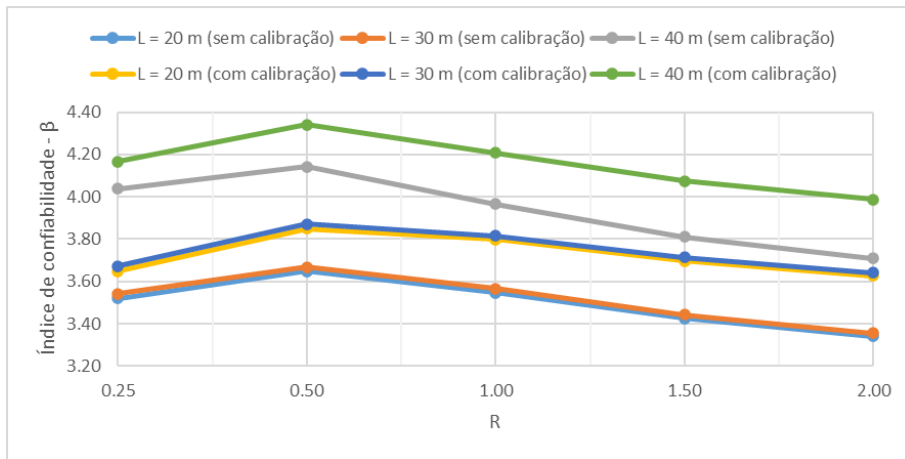


Figura 10 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=30$ MPa e $f_{ptk}=2100$ MPa.

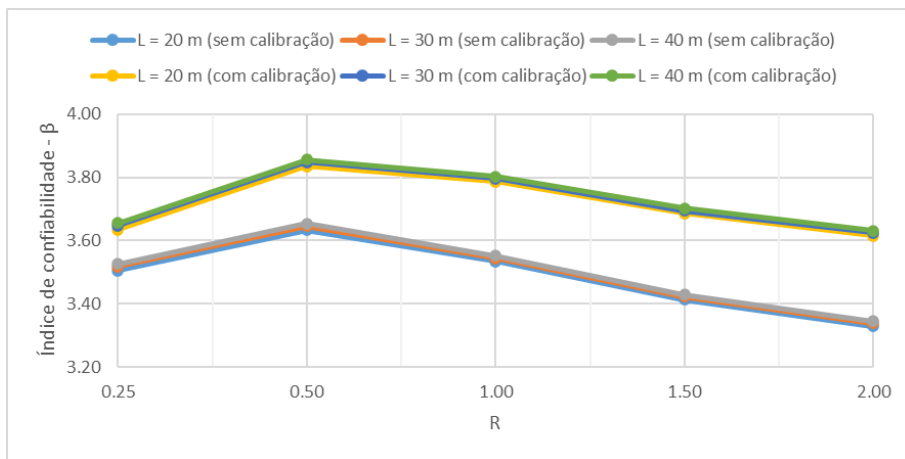


Figura 11 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=40$ MPa e $f_{ptk}=2100$ MPa.

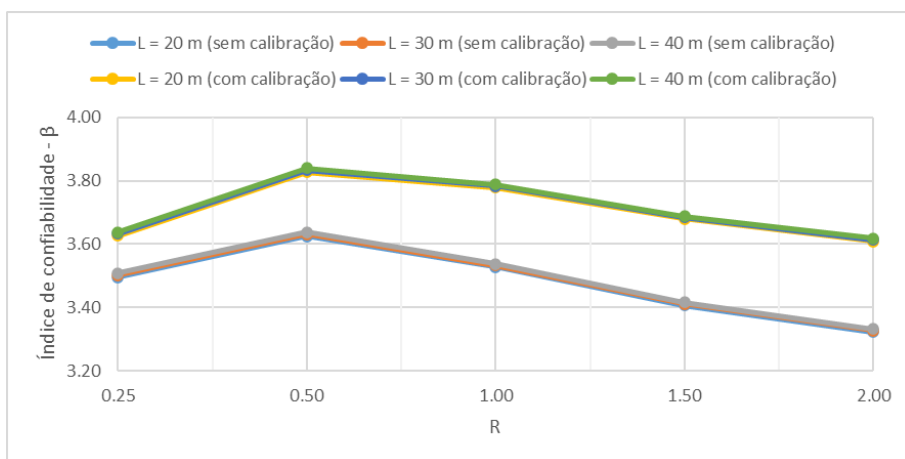


Figura 12 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto protendido, com $f_{ck}=50$ MPa e $f_{ptk}=2100$ MPa.

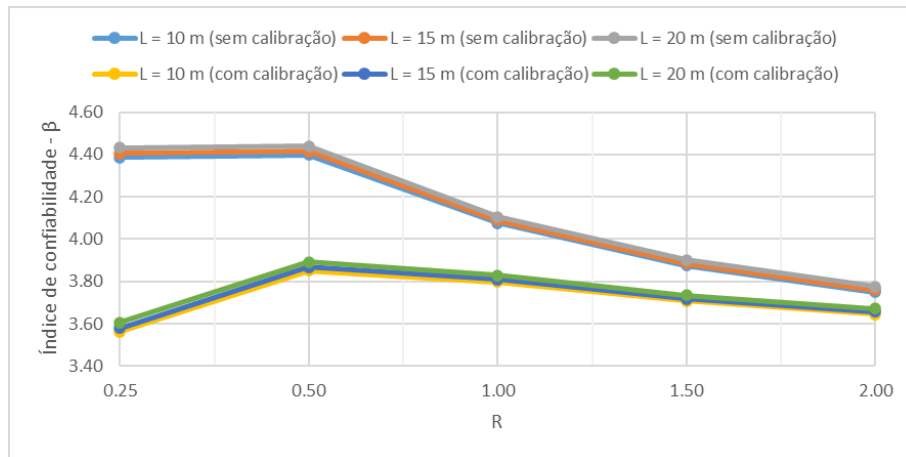


Figura 13 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto armado de $f_{ck}=30$ MPa.

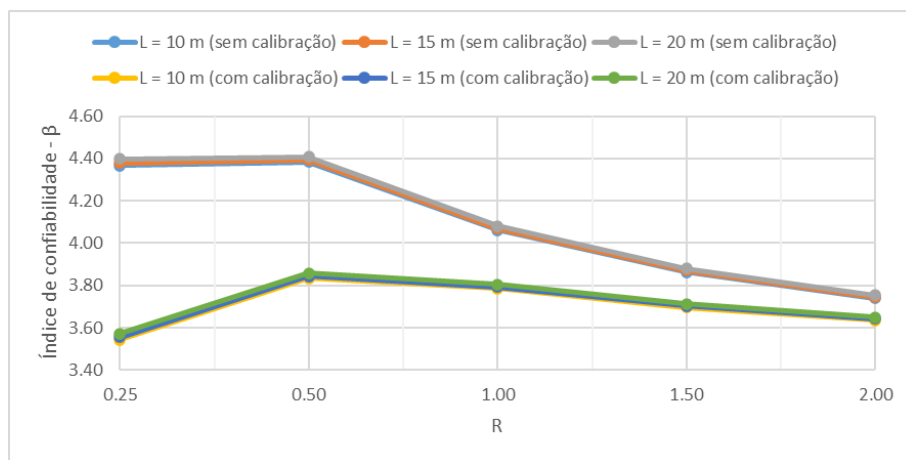


Figura 14 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto armado de $f_{ck}=40$ MPa.

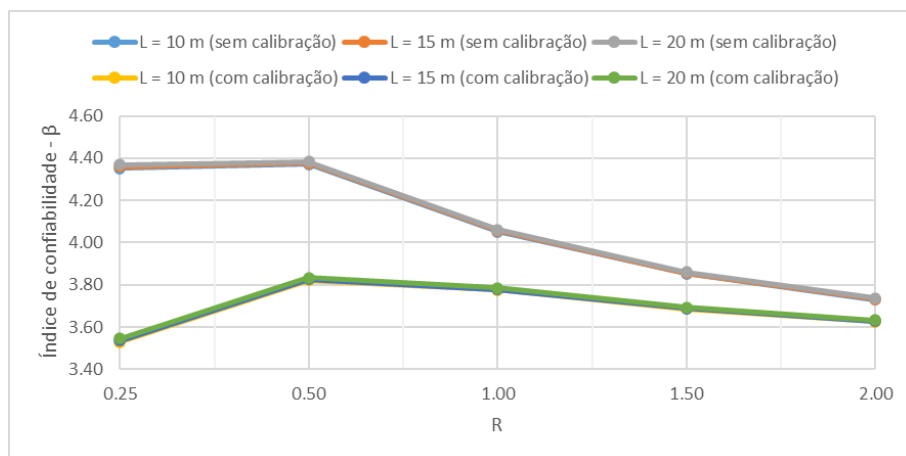


Figura 15 – Variação dos índices de confiabilidade para vigas de concreto armado de $f_{ck}=50$ MPa.

4. Conclusões

Este trabalho abordou a calibração de coeficientes parciais de segurança relacionados às exigências de vigas longitudinais rodoviárias quanto ao estado limite último de ruptura por flexão. O estudo de confiabilidade de vigas longitudinais de concreto justifica-se pela crescente utilização deste tipo de elemento estrutural em construções de pontes,

associado à necessidade de identificar e atingir determinado nível de segurança em projetos realizados conforme as normas brasileiras ABNT NBR 6118 (2023), ABNT NBR 7187 (2021), ABNT NBR 7188 (2024) e ABNT NBR 8681 (2003).

Foi implementado um modelo computacional que se mostrou adequado para avaliar a capacidade resistente de vigas longitudinais, pois os resultados analisados estão alinhados com os dados obtidos em ensaios experimentais anteriores. A determinação do erro médio e do desvio padrão do modelo serviu de base para o ajuste do momento resistente determinado nas análises de confiabilidade.

O conjunto de fatores parciais de segurança relacionados às demandas obtidas através do procedimento de calibração, para um valor alvo de índice de confiabilidade de 3,8 (β_T), foram $\gamma_g=1,35$ e $\gamma_q=1,65$ para vigas de pontes de concreto protendido, e $\gamma_g=1,15$ e $\gamma_q=1,55$ para vigas de pontes em concreto armado. O novo conjunto de fatores parciais de segurança homogeneizou os índices de confiabilidade, aproximando-os do índice alvo pré-estabelecido.

Uma das contribuições desta pesquisa é a avaliação de projetos de pontes rodoviárias com base nas normas vigentes. Os resultados indicam bons níveis de segurança proporcionados pelas prescrições normativas e, ao mesmo tempo, reforçam a iniciativa para futuros estudos nesta área devido às diferenças significativas entre os índices de confiabilidade obtidos e o índice de confiabilidade alvo (β_T) para situações mais extremas dentro da faixa de pontos de projeto considerada (R).

Por fim, este trabalho também contribui para o processo de calibração de normas nacionais referentes a pontes rodoviárias de concreto, uma vez que, até o momento, não há evidências de estudos sobre esse tipo de elemento estrutural para concreto armado, e o que foi registrado para concreto protendido ainda é muito limitado. e consiste em avaliações simplificadas.

Referências

ANG, A. H.; TANG, W. H. *Probability concepts in engineering planning and design. Volume I: basic principles*. John Wiley & Sons, 1975.

ASHOUR, S. A. *Effect of compressive strength and tensile reinforcement ratio on flexural behavior of high-strength concrete beams*. Engineering Structures, [S.L.], v. 22, n. 5, p. 413-423, maio 2000. Elsevier BV. [http://dx.doi.org/10.1016/s0141-0296\(98\)00135-7](http://dx.doi.org/10.1016/s0141-0296(98)00135-7).

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. *NBR 6118: Projeto de estruturas de concreto - Procedimento*. Rio de Janeiro, 2023. 238 p.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. *NBR 7187: Projeto de pontes de concreto armado e de concreto protendido - Procedimento*. Rio de Janeiro, 2021. 72 p.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. *NBR 7188: Carga móvel rodoviária e de pedestres em pontes, viadutos, passarelas e outras estruturas*. Rio de Janeiro, 2024. 14 p.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. *NBR 8681: Ações e segurança nas estruturas - Procedimento*. Rio de Janeiro, 2003. 18 p.

BEBER, A. J. *Comportamento Estrutural de Vigas de Concreto Armado Reforçadas com Compósitos de Fibra de Carbono*. 2003. 317 f. Tese (Doutorado) - Curso de Engenharia Civil, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

BEBER, A. J. *Reforço de Estruturas de Concreto com Compósitos de Fibra de Carbono*. 1999. 37 f. Caderno Técnico, CPGEC/UFRGS, Porto Alegre.

BECK, A. T. *Confiabilidade e Segurança das Estruturas*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2019.

BECK, A. T.; SOUZA JUNIOR, A. C. *A first attempt towards reliability-based calibration of Brazilian structural design codes.* Journal Of The Brazilian Society Of Mechanical Sciences And Engineering, [S.L.], v. 32, n. 2, p. 119-127, jun. 2010. Springer Science and Business Media LLC. <http://dx.doi.org/10.1590/s1678-58782010000200004>.

BILLET, D. F. *Study of prestressed concrete beams failing in flexure.* 1953. Thesys, University of Illinois.

BRESLER, B.; SCORDELIS, A. C. *Shear strength of reinforced concrete beams.* Journal of the American Concrete Institute. v. 60. n. 1. Jan. 1963.

CANAVAL JÚNIOR, H. *Estudo Experimental do Comportamento de Vigas de Concreto Armado Reforçadas à Flexão por Meio De Graute, Armaduras e Conectores.* 2016. 149 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2016.

DECANINI, L.; GRILLO, F. *Comunicación sobre ensayos de vigas de hormigón armado con acero de alta adherencia.* Jornadas Sudamericanas de Ingeniería Estructural, XIV. Buenos Aires. v.3. p. 126-156. 1970.

ELLINGWOOD, B.; GALAMBOS, T.V.; MACGREGOR, J.G.; CORNELL, C.A. *Development of a Probability Based Load Criterion for American National Standard A58.* Us National Bureau of Standard Special Publication 577. Washington, D.C, 1980.

FELDMAN, A. *Bonded and unbonded prestressed concrete beams failing in flexure.* University of Illinois, 1954.

JCSS, 2001. *Probabilistic Model Code*, Joint Committee on Structural Safety, disponível em http://www.jcss.byg.dtu.dk/Publications/Probabilistic_Model_Code.aspx , acessado em 29/09/2021.

KENNEDY, J.; EBERHART, R. *Particle swarm optimization. Proceedings Of Icn95 - International Conference On Neural Networks*, [S.L.], v. 4, p. 1942-1948, nov. 1995. IEEE. <http://dx.doi.org/10.1109/icnn.1995.488968>.

LEONHARDT, F.; WALTHER, R. *Beiträge zur behandlung der Schubprobleme im Stahlbetonbau.* Beton und Stahlbetonbau. v. 57. n. 7. Jul.1962.

MATTOCK, A. H.; YAMAZAKI, J.; KATTULA, B. T. *Comparative study of concrete prestressed beams, with and without bond.* ACI Journal, February, 1971.

MIRZA, S. A.; MACGREGOR, J. G. *Probabilistic study of strength of reinforced concrete members.* Canadian Journal Of Civil Engineering, [S.L.], v. 9, n. 3, p. 431-448, 1 set. 1982. Canadian Science Publishing. <http://dx.doi.org/10.1139/l82-053>.

MOURA, M. W.; REAL, M. V.; LORIGGIO, D. D. *Ultimate flexural strength of prestressed concrete beams: validation and model error evaluation.* Revista Ibracon de Estruturas e Materiais, [s.i.], v. 11, n. 2, p. 307-330, abr. 2018. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s1983-41952018000200006>.

NOVA, S. J. S.; SILVA, M. C. A. T. *Cálculo dos coeficientes parciais de segurança para pontes de concreto protendido sob solicitações normais com base na teoria da confiabilidade.* In: 59º Congresso Brasileiro do Concreto, Bento Gonçalves. 2017.

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

SANTIAGO, W. C. *Calibração baseada em confiabilidade dos coeficientes parciais de segurança das principais normas brasileiras de projeto estrutural.* 2019. 181 f. Tese (Doutorado) - Curso de Engenharia Civil, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2019

SANTIAGO, W. C.; KROETZ, H. M.; BECK, A. T. *Reliability-based calibration of Brazilian structural design codes used in the design of concrete structures.* Revista Ibracon de Estruturas e Materiais, [S.L.], v. 12, n. 6, p. 1288-1304, dez. 2019. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s1983-41952019000600004>.

SILVA JÚNIOR, F. E. S. *Estudo da Confiabilidade de Vigas de Concreto Armado Reforçadas com Fibra de Carbono Através de Modelo Computacional.* 2019. 117 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Modelagem Computacional, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2019.

SILVA, A. O. B. *Reforço à Flexão de Vigas de Concreto de Elevada Resistência por Meio da Colagem de Manta Polimérica Reforçada com Fibras de Carbono.* 2001. 405 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Engenharia Civil, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2001.

STUCCHI, F.R.; SANTOS, S.H.C. *Evaluation of the Safety Criteria of Brazilian Standard NBR 6118 Based on Reliability Analyses.* In: Joint IABSE fib Conference: Codes in Structural Engineering, Dubrovnik, 2010.

TAO, X.; DU, G. *Ultimate stress of unbonded tendons in partially prestressed concrete beams.* Journal of Building Structures, December, 1985.

WARWARUK, J. *Strength in flexure of bonded and unbonded prestressed concrete beams.* University of Illinois, 1957.