

Quantificação de Incertezas em Engenharia de Estruturas

André T. Beck¹

Resumo

A segurança de estruturas e de sistemas estruturais depende iminentemente da quantificação de incertezas nas ações, nas resistências dos materiais e nos modelos de cálculo. Na prática usual de engenharia a questão da segurança é endereçada com o uso de valores característicos das resistências, valores nominais dos carregamentos, e de coeficientes parciais de segurança especificados em normas técnicas. Com o advento da teoria de Confiabilidade Estrutural, que começou a ser formulada nos anos 70 e atingiu maturidade nos anos 90, surgem oportunidade e possibilidade de se realizar o projeto probabilístico de estruturas. Por meio da quantificação de incertezas é possível produzir projetos mais econômicos, mas que atendem aos níveis de segurança preconizados em norma; e otimizar recursos investidos na manutenção e recuperação de estruturas. Este artigo sumariza alguns resultados obtidos pelo grupo de pesquisa do autor nos últimos anos. O artigo aborda a qualidade dos concretos produzidos no Brasil, uma atualização do mapa (isopletas) de ventos de projeto do Brasil e um estudo preliminar de calibração, baseada em confiabilidade, dos coeficientes parciais de segurança de normas de projeto estrutural brasileiras. O estudo identifica oportunidades para melhorar a segurança das estruturas produzidas no Brasil, bem como as oportunidades de ganho econômico originários na quantificação de incertezas.

1 Introdução

O projeto de estruturas consiste em quantificar as resistências dos materiais estruturais, quantificar as ações ou carregamentos esperados durante a vida útil da estrutura e, finalmente, dimensionar os elementos estruturais, de forma que a resistência seja maior do que a solicitação. Solicitações, resistências dos materiais, dimensões dos elementos estruturais, bem como modelos de cálculo estão sujeitas a diversas fontes de incerteza. Isso inclui a incerteza intrínseca ou natural de processos de carregamento (ação acidental, vento, terremoto, etc) e das resistências, bem como as incertezas epistêmicas, relacionadas à imprecisão e imperfeição dos modelos de cálculo. Para contornar as incertezas intrínsecas, costuma-se trabalhar com valores característicos das resistências dos materiais e com valores nominais dos carregamentos. Resistências características estão associadas a uma determinada probabilidade (em geral, de 5%) de serem ultrapassadas, no sentido desfavorável. Ações nominais estão associadas a um período (médio) de retorno, compatível com a vida de projeto da estrutura, e a uma probabilidade bem maior (63%) de serem ultrapassadas no sentido desfavorável. Como as probabilidades acima

são inaceitavelmente altas, e em função da incerteza nos modelos de cálculo, projeta-se aplicando coeficientes de redução da resistência e de majoração dos carregamentos. O resultado final desse processo, guiado pelo uso de normas técnicas, é uma estrutura segura, mas muitas vezes super-dimensionada. Isso ocorre porque uma norma técnica deve atender a toda uma classe de estruturas, o que é conflitante com o conceito de otimização. Além disso, ao final do processo, não há uma medida quantificável da segurança da estrutura.

Com o advento da teoria de Confiabilidade Estrutural, desenvolvida ao longo dos anos 80 e que atingiu maturidade nos anos 90, surgem oportunidade e possibilidade de se realizar o projeto probabilístico de estruturas. Essa possibilidade já é realidade por meio de normas gerais para projeto de estruturas, como ISO2394:1998 e JCSS:2001, ou de normas específicas, por exemplo, para o projeto de dutos (ISO16708:2006). Com a quantificação de incertezas é possível produzir projetos mais econômicos, mas que atendem aos níveis de segurança preconizados em norma e otimizar recursos investidos na manutenção e recuperação de estruturas.

Este artigo apresenta alguns resultados alcançados pelo grupo de pesquisa do autor nos últimos anos.

O artigo inclui um exemplo de quantificação de incertezas em resistências (qualidade dos concretos produzidos no Brasil) e outro nos carregamentos (atualização das isopletas de vento de projeto). O estudo inclui ainda resultados de um estudo preliminar de calibração, baseada em confiabilidade, dos coeficientes parciais de segurança de normas de projeto estrutural brasileiras (NBR8681:2003 e NBR8800:2008). O estudo identifica oportunidades para melhorar a segurança das estruturas produzidas no Brasil, bem como as oportunidades de ganho econômico originários na quantificação de incertezas.

Resistência dos concretos produzidos no Brasil

A resistência à compressão do concreto é aleatória por natureza. A incerteza ou variabilidade na resistência tem origem na não-homogeneidade do material (em particular, em termos da micro-estrutura), na variabilidade das propriedades dos materiais constituintes e em imprecisões da mistura. Dessa forma, n corpos de prova de uma mesma betonada de concreto, quando ensaiados, apresentarão n resultados distintos para a resistência à compressão. A variabilidade entre amostras de um mesmo lote (betonada) é geralmente menor do que a variabilidade entre amostras de lotes distintos, mas nem por isso pode ser ignorada. A incerteza na resistência do concreto aumenta à medida que aumenta o escopo dos concretos considerados. Entende-se que um testemunho extraído de um local específico de uma estrutura pronta forneça, com boa precisão, a resistência daquele concreto (excluindo-se problemas técnicos de extração e ensaio). Já o concreto de uma mesma betonada é distribuído em diferentes partes da estrutura, e tem sua resistência medida “indiretamente” a partir de corpos de prova moldados no recebimento. O concreto de uma estrutura completa tem origem em diferentes betonadas, e, portanto, apresenta variação de propriedades maior do que o que o concreto de uma mesma betonada. Concretos produzidos por diferentes concreteiras tem variabilidade ainda maior. Os concretos produzidos *in loco* tem, em geral, variabilidade de resistências maior que os concretos de usina. Por fim, *o concreto “de norma” deve refletir a variabilidade de todos os concretos (de uma mesma classe) produzidos no país*. O objetivo desta seção é mostrar como, e se, os concretos produzidos no Brasil atendem aos requisitos de norma, em termos de resistência à compressão.

A natureza aleatória da resistência do concreto demanda uma abordagem estatística. A resistência do concreto pode ser caracterizada por uma resistência média (f_{cm}), um desvio-padrão (σ) e uma distribuição de probabilidades. No entanto uma descrição probabilística é inviável para a prática de projeto.

Portanto, trabalha-se com um valor de referência, que é a resistência característica do concreto (f_{ck}). Por convenção, a resistência característica é aquela que é alcançada por 95% dos corpos de prova testados, ou por 95% do volume de concreto em uma estrutura. Essa convenção, mais a observação de que a resistência do concreto segue uma distribuição normal (Ellingwood e Galambos, 1982; Nowak e Szerszen, 2003), originam a equação:

$$f_{cm} = f_{ck} + 1,65 \cdot \sigma \quad (1)$$

A Eq. (1) pode ser utilizada para:

- calcular a resistência característica f_{ck} do concreto, a partir de uma amostra com mínimo de 20 corpos de prova (NBR6118:2003), sendo f_{cm} e σ calculados a partir da amostra;
- determinar a resistência de dosagem (f_{cm}), para que o concreto produzido resulte conforme quando testado aos 28 dias (NBR12655:2006); neste caso o desvio padrão é o desvio de dosagem ($\sigma = \sigma_d$);
- determinar o valor médio f_{cm} da variável aleatória resistência do concreto, para f_{ck} especificado e σ conhecido (ou estimado), e assumindo conformidade do concreto.

Essa última aplicação visa à realização de análises de confiabilidade na fase de projeto de uma estrutura, ou na calibração de coeficientes parciais de segurança. Obviamente se os concretos produzidos no país não refletem o concreto de norma (não são conformes), então expressões equivalentes à Equação. (1) precisam ser utilizadas.

O presente trabalho está baseado em resultados de resistência à compressão aos 28 dias de corpos de prova moldados *in loco* e originários de obras de parte significativa do Brasil. No total, mais de cinco mil corpos de prova compõem a base de dados utilizada neste estudo, conforme Tabela 1. Os dados tiveram origem em nove unidades federativas – Alagoas, Bahia, Ceará, Distrito Federal, Maranhão, Minas Gerais, Paraíba, Rio de Janeiro e São Paulo. Detalhes do estudo podem ser consultados em (Santiago e Beck, 2011). Os resultados obtidos no estudo são apresentados de forma gráfica na Figura 1 e resumidos na Tabela 1.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados obtidos em termos de resistência característica estimada a partir da amostra (f_{ckest}), f_{cm} , σ , coeficiente de variação (σ/f_{cm}), razão (f_{ckest}/f_{ck}) e proporção de amostras não-conformes em cada classe de concreto. A Figura 1 ilustra a variação desses parâmetros em função da classe de resistência do concreto. Na Figura pode-se observar que, a despeito da heterogeneidade dos dados (em relação à classe de concreto e região geográfica das amostras), e apesar do pequeno número de amostras

para classe C50, as curvas de f_{ckest}/f_{ck} e f_{cm}/f_{ck} seguem uma mesma tendência.

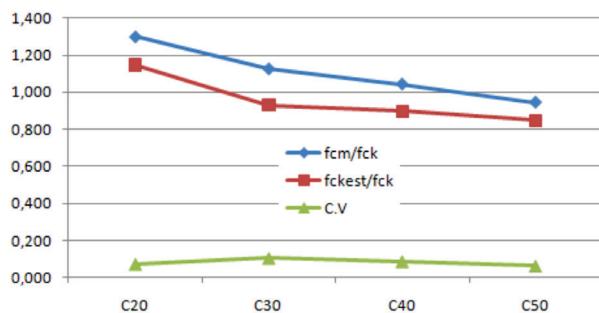


Figura 1 – Tendências de resistência dos concretos atualmente produzidos no país.

Observa-se que $f_{ckest} < f_{ck}$ para as classes C30, C40 e C50. Portanto, os resultados (Tabela 1) revelam concretos que, no conjunto, devem ser considerados não conformes. A não conformidade dos concretos pode ser quantificada a partir dos percentuais de amostras com resistência abaixo do f_{ck} especificado, na ultima coluna da Tabela 1. Por norma, esse percentual deveria ser limitado aos 5%. No entanto, observam-se percentuais muito superiores para os concretos da base de dados estudada. Fica também evidente que o problema da não conformidade é mais significativo para os concretos de maior resistência.

Resultados obtidos para σ mostram que o desvio padrão especificado em norma para cálculo da resistência de dosagem ($\sigma_d = 4$ MPa para a condição de preparo A com melhor controle, NBR12655:2006) é levemente conservador, o que serve como uma margem de segurança para que os concretos dosados segundo a Equação (1) resultem conformes.

No entanto, os resultados obtidos deixam claro que a equação de dosagem não tem sido respeitada pelas concreteiras: para os concretos C40 e C50, a resistência **média** ficou próxima da resistência **característica** especificada em projeto. Isso confirma observações de Grandiski (em Faria, 2009) de que as concreteiras têm centrado a resistência de dosagem na resistência característica, e não na resistência média. Esse resultado certamente tem um impacto negativo

na segurança das estruturas produzidas. Uma medida desse impacto é a razão f_{ckest}/f_{ck} , que está em torno de 0,9 para o concreto da classe C40 (maior conjunto experimental). Frente a essa realidade, não adotar medidas de mitigação (por hipótese) equivaleria a projetar estruturas de concreto com coeficiente de segurança igual a $\gamma_c = 1,4 \cdot 0,9 = 1,26$. O impacto dessa não-conformidade na confiabilidade de colunas de concreto armado projetadas e construídas no Brasil é investigado em (Santiago e Beck, 2011), e mostra-se relevante e preocupante.

Os resultados obtidos mostram que os concretos das classes C30, C40 e C50 não são conformes. Portanto, a Equação (1) não pode ser utilizada em análises de confiabilidade. Deve-se utilizar a Equação (2), a partir dos resultados apresentados na Tabela 1.

$$\begin{aligned} \text{C20: } f_{cm} &= 1,15 \cdot f_{ck} + 1,65 \cdot \sigma \\ \text{C30: } f_{cm} &= 0,93 \cdot f_{ck} + 1,65 \cdot \sigma \\ \text{C40: } f_{cm} &= 0,90 \cdot f_{ck} + 1,65 \cdot \sigma \\ \text{C50: } f_{cm} &= 0,85 \cdot f_{ck} + 1,65 \cdot \sigma \end{aligned} \quad (2)$$

A utilização dessas equações, juntamente com os desvios padrão obtidos experimentalmente, permite “reconstruir” as estatísticas obtidas neste trabalho a partir dos cinco mil resultados experimentais.

Isopletas de ventos de projeto

O mapa de isopletas da velocidade básica do vento no Brasil (NBR6123:1988) foi criado em 1977, com base em séries incluindo até 25 anos de registros de velocidades máximas anuais, obtidos em 49 estações meteorológicas e totalizando 919 estações.ano (est. ano). Desde então, 37 anos de novos registros se tornaram disponíveis, o que mostra a importância da atualização do mapa e da própria norma. Nesta seção é apresentada uma proposta de atualização do mapa de isopletas, a partir de uma base de dados contendo 4142 est. ano e incluindo séries de até 62 anos de velocidades máximas anuais. Velocidades básicas correspondendo a um período médio de retorno de 50 anos são calculadas para cada estação, a partir de um ajuste

Tabela 1 – Resultados de resistência de concretos atualmente produzidos no país.

Classe de C.P.	Número	f_{ckest} (MPa)	f_{cm} (MPa)	σ (MPa)	C.V.	f_{ckest}/f_{ck}	% Amostras não conformes
C20	896	23,7	26,0	1,847	0,072	1,15	1
C30	1052	28,0	33,8	3,554	0,105	0,93	9
C40	3742	33,6	41,7	3,570	0,090	0,90	30
C50	148	41,1	47,2	2,910	0,062	0,85	84

de distribuições de Gumbel aos registros de máximas velocidades anuais. Velocidades básicas são utilizadas na construção de um modelo de regressão não-linear, utilizando o valor P do teste de aderência de Anderson-Darling como ponderador. Isso garante que valores extremos das estações com melhor ajuste tenham peso maior no modelo de regressão, reduzindo a influência de registros espúrios. O modelo de regressão é utilizado para traçar o novo mapa de isopletas, e sua incorporação à NBR6123:1988 é proposta.

Detalhes do estudo são apresentados em Beck e Correa (2013). Resultados são apresentados na Figura 2. Observa-se que o mapa de ventos atualizado apresenta

ventos de projeto maiores para partes significativas do norte, centro e nordeste do Brasil, e ventos iguais ou menores para partes do sul e sudeste do Brasil.

Introdução à confiabilidade estrutural

Seja \mathbf{X} o vetor que reúne todas as variáveis aleatórias de um problema, como dimensões, propriedades de resistência de materiais e de membros estruturais, e solicitações. Alguns desses parâmetros são variáveis aleatórias por natureza; outros não podem ser definidos deterministicamente devido a diversas fontes de incerteza. Tipicamente variáveis de

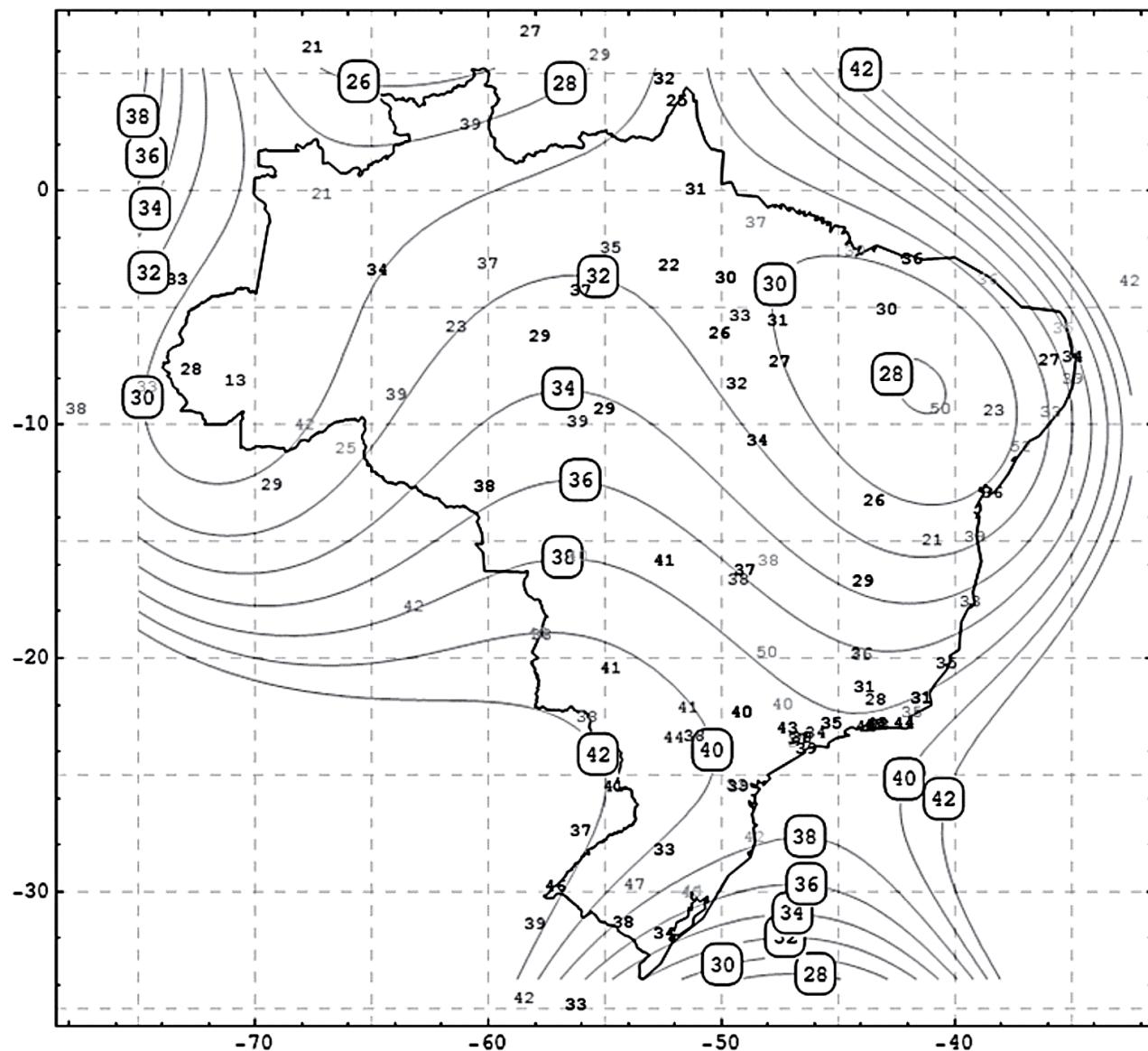


Figura 2 – Mapa de isopletas proposto e velocidades básicas do vento estimadas em cada estação.
Escala de cinza dos valores individuais indicam a qualidade do ajuste de Gumbel (valor- P AD): preto indica bom ajuste ($P \rightarrow 1$) e cinza claro indica ajuste ruim ($P \rightarrow 0$). Obs: isopletas fora do polígono que contém as estações meteorológicas devem ser desprezadas.

resistência são representadas como variáveis aleatórias, e ações são representadas como variáveis aleatórias ou processos estocásticos.

A existência de incertezas e de comportamento aleatório implica em riscos, isto é, na possibilidade de respostas estruturais indesejadas. A fronteira entre respostas estruturais desejadas e indesejadas é formulada por meio de equações de estado limite $g("X,d") = 0$ de tal forma que:

$$\Omega_f(d) = \{x | g("X,d") \leq 0\} \text{ é o domínio de falha} \quad (3)$$

$$\Omega_s(d) = \{x | g("X,d") > 0\} \text{ é o domínio de sobrevivência}$$

Cada equação de estado limite descreve um modo de falha possível para a estrutura, em termos de um estado limite de serviço ou da capacidade última da estrutura. A probabilidade de uma resposta indesejada, ou probabilidade de falha, para cada modo de falha, é dada por:

$$P_f = P[X \in \Omega_f] = \int_{\Omega_f} f_X(x) dx \quad (4)$$

onde $f_X(x)$ representa a função de densidade de probabilidades conjunta do vetor aleatório X e $P[.]$ representa *probabilidade*. Probabilidades de falha para cada equação de estado limite, bem como para falha do sistema são calculadas bem como de técnicas de confiabilidade estrutural, como FORM (First Order Reliability Method), SORM (Second Order Reliability Method) ou simulação de Monte Carlo (Melchers, 1999; Ang e Tang, 2007).

No FORM a equação de estado limite do problema é linearizada no chama o ponto de projeto, encontrado por meio de uma transformação para o espaço normal padrão. A aproximação de primeira ordem da probabilidade de falha é obtida como:

$$P_f = \int_{\Omega_f} f_X(x) dx \approx \Phi(-\beta) \quad (5)$$

onde β é o índice de confiabilidade.

Calibração, baseada em confiabilidade, de normas de projeto estrutural brasileiras

Esta seção apresenta resultados de um exercício preliminar de calibração (Beck e Souza Jr., 2010), baseado em confiabilidade, dos coeficientes parciais de segurança da NBR8681:2003 e NBR8800:2008. O trabalho aborda uma metodologia de calibração que permite obter o conjunto de coeficientes parciais de segurança que minimiza as variações dos índices de

confiabilidade das mais diversas estruturas projetadas segundo uma norma de projeto, em relação ao índice de confiabilidade alvo utilizado na calibração. A calibração pode ser realizada utilizando-se um índice de confiabilidade alvo dado (exemplo, valores sugeridos em normas europeias), mas a formulação também permite determinar o índice de confiabilidade ótimo para determinada classe de estruturas, em função da análise de consequências de falha.

Entende-se por calibração dos coeficientes parciais de segurança o seguinte problema: “Encontrar o conjunto de coeficientes de segurança parciais $\{\gamma_R, \gamma_D, \gamma_L, \gamma_W, \psi_L, \psi_W\}$ que minimize as variações dos índices de confiabilidade das mais diversas estruturas projetadas dentro do escopo de determinada norma, em relação a um índice de confiabilidade alvo (β_T)”

O problema pode ser formulado como um problema de otimização:

encontrar o conjunto: $\{\gamma_R, \gamma_D, \gamma_L, \gamma_W, \psi_L, \psi_W\}$

que minimize

$$D = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \left(\beta_T - \min_k [\beta_{ijk}(\gamma_R, \gamma_D, \gamma_L, \gamma_W, \psi_L, \psi_W)] \right)^2 \cdot w_{ij} \quad (6)$$

onde n e m são o número de razões de carregamento (situações de projeto) distintas considerados, β_T é o índice de confiabilidade alvo (*target*), β_{ijk} é o índice de confiabilidade para a situação de projeto ij e para a k -ésima combinação de carregamentos, γ são coeficientes parciais de segurança, ψ são coeficientes de combinação de carregamentos, e os índices referem-se as variáveis de resistência (R), ações permanentes (D), cargas accidentais (L) e ações do vento (W).

Tabela 2 – Coeficientes parciais utilizados na norma brasileira (NBR8800:2008) e coeficientes calibrados por Beck e Souza Jr. (2010), para $\beta_T = 2,8$.

Coeficiente	NBR8800	Calibração para $\beta_T = 2,8$
γ_R	1,10	1,10
γ_D	1,35	1,30
γ_L	1,50	1,50
γ_W	1,40	1,70
ψ_L	0,70	0,30
ψ_W	0,70	0,35
$\gamma_L \cdot \psi_L$	1,05	0,45
$\gamma_W \cdot \psi_W$	0,84	0,57

A título de ilustração, são apresentados nesta seção resultados preliminares obtidos por Beck e Souza Jr. (2010) para a norma (NBR8800:2008). A Tabela 2 compara coeficientes parciais de segurança utilizados nessa norma com os coeficientes otimizados por Beck e Souza Jr. (2010).

Pode-se observar que o conjunto de coeficientes otimizados majora mais as ações consideradas como principais na combinação (coeficientes γ_L e γ_W maiores) mas utiliza valores de combinação menores para as ações secundárias. As consequências do uso do conjunto de coeficientes parciais otimizados estão ilustradas na Figura 3. Pode-se observar na figura que o conjunto de coeficientes parciais otimizados resulta em uma diminuição da faixa de variação dos índices de confiabilidade das estruturas projetadas segundo a norma. Nota-se ainda que os índices de confiabilidade obtidos com o conjunto de coeficientes calibrados é sempre igual ou maior do que os índices de confiabilidade da norma em uso. Em outras palavras, o resultado da calibração é um conjunto de coeficientes parciais de segurança que produz maior uniformidade do índice de confiabilidade (segurança) para as diversas estruturas projetadas dentro do escopo de determinada norma de projeto. O estudo mostrou ainda que o conjunto de coeficientes calibrados, ao mesmo tempo em que produz maior uniformidade nos índices de confiabilidade, resulta em uma redução média de 3% nas cargas de projeto.

A Figura 3 ilustra resultados preliminares, mas é possível observar que há ampla margem para melhoria dos coeficientes parciais utilizados em nossas normas de projeto.

Conclusões

Este estudo identificou oportunidades para melhorar a segurança das estruturas produzidas no Brasil, bem como oportunidades de ganho econômico originários na calibração, baseada em confiabilidade, dos coeficientes parciais de segurança de normas de projeto estrutural brasileiras. As oportunidades descritas estão baseadas na quantificação de incertezas em ações e resistências. Outras oportunidades surgem com a possibilidade de se realizar o projeto probabilístico de estruturas, e/ou a gestão, baseada em confiabilidade, de políticas de inspeção e manutenção de estruturas.

Referências

- ANG, A. H. S, TANG, W. H., 2007: Probability Concepts in Engineering: Emphasis on Applications to Civil and Environmental Engineering. 2nd Edition. John Wiley& Sons.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR6118:2003. Projeto de estruturas de concreto – Procedimento. Rio de Janeiro.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR12655:2006. Concreto – Preparo, controle e recebimento. Rio de Janeiro.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR6123:1988: Forças devidas ao vento em edificações. Rio de Janeiro.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR8681:2003. Actions and Safety of Structures: procedures. Rio de Janeiro.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. NBR8800:2008. Design of steel and

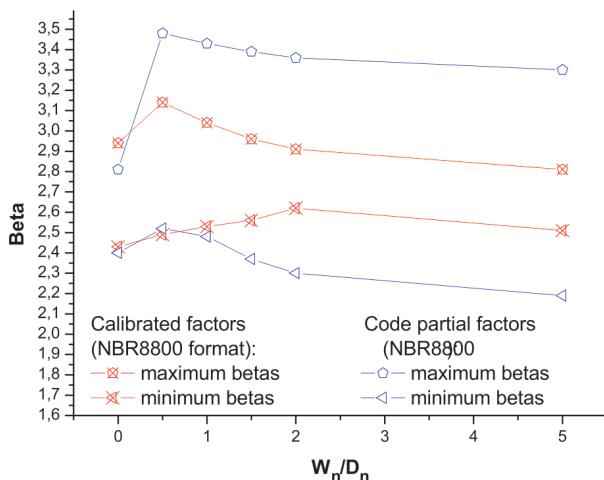
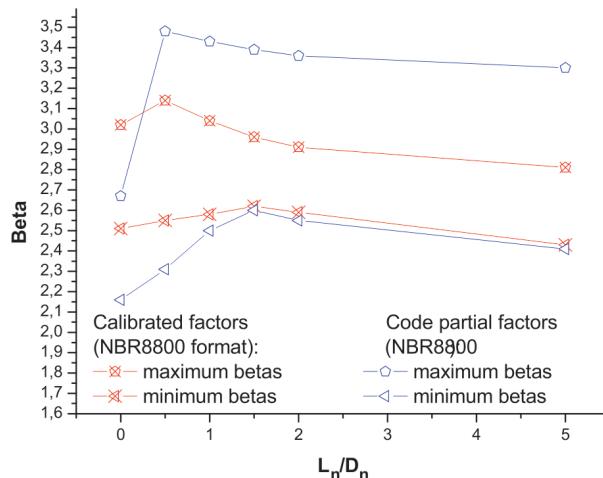


Figura 3 – Valores máximo e mínimo dos índices de confiabilidade obtidos utilizando coeficientes da norma NBR8800:2008 e valores otimizados por Beck e Souza Jr. (2010), para confiabilidade alvo $\beta_T = 2.8$.



- steel-concrete composite structures: procedures. Rio de Janeiro.
- BECK A. T., CORREA M. R. S. 2013: New Design Chart for Basic Wind Speeds in Brazil. *Latin American Journal of Solids and Structures* 10, 707-723.
- BECK A. T., SOUZA JR. A C. 2010: A first attempt towards reliability-based calibration of Brazilian structural design codes. *Journal of the Brazilian Society of Mechanical Sciences and Engineering* 32, 119 - 127.
- ELLINGWOOD, B., GALAMBOS, T. V. (1982). Probability-based criteria for structural design, *Structural Safety* 1, pp. 15-26.
- FARIA, R. 2009: Concreto não conforme, *Revista Téchne*, Edição 152, Novembro 2009. Disponível online (<http://www.revistatechne.com.br/engenharia-civil/152/artigo156894-1.asp?o=r>), acessado em 18/05/2011.
- ISO 16708, 2006: Petroleum and natural gas industries – Pipeline transportation systems – Reliability-based limit state methods, International Standards Association.
- ISO 2394, 1998: General principles on reliability for structures, International Standards Association.
- JOINT COMMITTEE ON STRUCTURAL SAFETY(JCSS), 2001: Probabilistic Model Code. Disponível on-line em: http://www.jcss.byg.dtu.dk/Publications/Probabilistic_Model_Code.aspx.
- MELCHERS, R. E. 1999: Structural Reliability Analysis and Prediction, second edition, John Wiley and Sons, NY.
- NOWAK A. S. AND SZERSZEN M. M. (2003). Calibration of Design Code for Buildings (ACI 318): Part 1 – Statistical Models for Resistance, *ACI Structural Journal*, V. 100, Nº. 3, 377-382.
- SANTIAGO W. C., BECK A. T. 2011: A Study of Brazilian Concrete Strength (Non-) Compliance and its Effects on Reliability of Short Columns. *IBRACON Structures and Materials Journal* 4, 663-690.