

CADERNOS DO IME – Série Estatística

Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ
ISSN on-line 2317-4535 / ISSN impresso 1413-9022 - v. 52, p.34 - 53, 2022
DOI: 10.12957/cadest.2022.71472

CONSIDERAÇÃO DAS CORRELAÇÕES ESPACIAIS ENTRE OS REGIMES DE VENTOS NA GERAÇÃO DE CENÁRIOS DE PRODUÇÃO DE ENERGIA EÓLICA – APLICAÇÃO AO FLUXO DE POTÊNCIA PROBABILÍSTICO

José F. M. Pessanha

Universidade do Estado do Rio de Janeiro e Centro de Pesquisas de Energia Elétrica
pessanha@ime.uerj.br

Albert C.G. Melo

Universidade do Estado do Rio de Janeiro
albert.melo@ime.uerj.br

Victor A. Almeida

Centro de Pesquisas de Energia Elétrica
andrade@cepel.br

Resumo

Segundo uma tendência mundial, verifica-se no Brasil uma participação já elevada e crescente da energia eólica, o que requer o aprimoramento das ferramentas computacionais que suportam os processos de tomada de decisão na operação e no planejamento de sistemas elétricos. O presente trabalho descreve uma metodologia para a modelagem das correlações espaciais entre os regimes de vento no problema de fluxo de potência probabilístico. A metodologia proposta se baseia na transformação de Nataf, na Simulação de Monte Carlo e na estimação não paramétrica de densidades de probabilidades condicionais entre a velocidade do vento e a potência eólica. A efetividade da metodologia é ilustrada por meio de estudos de caso com o Sistema Teste IEEE 118 barras e com uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras.

Palavras-chave: *Energia Eólica, Fluxo de Potência Probabilístico, Transformação de Nataf, Estimação não Paramétrica de Densidade de Probabilidade, Distribuição de Weibull.*

1. Introdução

Em todo o mundo, o setor elétrico vem experimentando uma crescente penetração da geração eólica e solar, i.e., energias renováveis intermitentes. A tendência de crescimento ganhou um impulso adicional com o Acordo de Paris sobre Mudanças Climáticas, que entrou em vigor em novembro de 2015, durante a Conferência das Paris (COP 21). O Acordo de Paris é em sua essência um acordo sobre energia, exigindo uma mudança transformadora no setor energético para que seja possível alcançar os objetivos do acordo. Vale destacar que atualmente o setor energético é responsável por cerca de dois terços das emissões de gases de efeito estufa.

Segundo a Agência Internacional de Energia (IEA 2021), a participação das energias renováveis intermitentes na geração de eletricidade deverá atingir entre 40% e 70% até 2050, em comparação com uma média de pouco menos de 10% hoje.

No caso do Brasil, em fevereiro de 2021 a capacidade instalada em geração eólica no Sistema Interligado Nacional (SIN) alcançou 18.000 MW, distribuídos em 695 usinas. Em termos relativos, a geração eólica corresponde hoje a cerca de 10% da capacidade instalada no SIN, e há a perspectiva de maior participação desta fonte na matriz elétrica brasileira no futuro, conforme indicado no Plano Decenal de Expansão de Energia 2020-2029 (MME & EPE 2020), segundo o qual estima-se que em 2029 a capacidade instalada da fonte eólica aumente mais de 2,5 vezes, atingindo 39.500 MW, i.e., 17,3% de toda a capacidade instalada do Brasil.

Apesar das vantagens da tecnologia eólica (e solar), a intermitência da geração eólica horária, dada a natureza intrínseca da variabilidade dos ventos, constitui um desafio em termos de sua integração a sistemas de energia elétrica. Os valores de geração apresentam ampla dispersão e são sujeitos a variações horárias, mensais e anuais, e, portanto, podem ser de difícil previsão. Uma capacidade inadequada de prever a produção de energia eólica nos diversos horizontes de tomada de decisão afeta adversamente a estabilidade, a confiabilidade, o planejamento e a programação da operação do sistema de energia, e também o seu benefício econômico. Assim, torna-se fundamental o desenvolvimento e o aprimoramento de metodologias para representar as incertezas das fontes renováveis intermitentes – eólica e solar, incluindo-se os modelos de planejamento da expansão e da operação, em seus diversos horizontes de tomada de decisão (ESTANQUEIRO *et al.* 2008, HELSETH & MELO 2020, MELO *et al.*, 2020, 2022;

MACEIRA *et al.* 2020, 2022; PESSANHA *et al.*, 2020); incluem-se neste contexto, entre outros, análise de confiabilidade (BILLINTON 1984, WANG *et al.* 2020, MELO *et al.* 1993, DAI *et al.* 2015) e fluxo de potência probabilístico - FPP (BORKOWSKA 1974), ALLAN *et al.* 1981, LEITE DA SILVA *et al.* 1990, USAOLA 2009).

A solução do FPP pode ser calculada por métodos analíticos ou Simulação de Monte Carlo - SMC. Na abordagem analítica, técnicas de convolução são utilizadas para obter as funções de densidade de probabilidade (*probabilistic density function* - pdf) de variáveis do sistema, como tensões nos barramentos e fluxos nas linhas de transmissão, a partir da pdf das variáveis aleatórias de entrada, i.e., cargas e injeções de potência. Devido à não linearidade das equações do fluxo de potência e das correlações entre as variáveis, a solução analítica geralmente é obtida por meio de simplificações que podem produzir soluções imprecisas, por exemplo, a suposição de variáveis aleatórias independentes ou linearmente dependentes, bem como normalmente distribuídas.

Por outro lado, na SMC as amostras de estados do sistema são obtidas por meio da amostragem das variáveis de entrada, a partir de suas densidades de probabilidades (pdf). O fluxo de potência em cada estado amostrado é resolvido e a coleta de resultados em todas as amostras fornece estimativas da pdf das variáveis de saída. Embora computacionalmente mais intensivo, a SMC permite a inclusão de equações não lineares e acomoda modelos mais realistas para a dependência estatística entre variáveis e sua densidade de probabilidade conjunta.

A modelagem da geração eólica no FPP envolve a especificação da pdf da velocidade do vento em cada parque eólico - usualmente descrita pelo modelo de Weibull (WEIBULL, 1939a,b; 1951), e a matriz de correlações espaciais entre as velocidades dos parques (VILLANUEVA *et al.* 2011, LI *et al.* 2014, CHEN *et al.* 2015, ZHANG *et al.* 2013). Além disso, algumas características técnicas devem ser informadas para cada parque eólico, por exemplo, a curva de potência, a altura da nacelle e o número de aerogeradores.

Uma consequência da distribuição de Weibull é que a pdf conjunta das velocidades de vento em diferentes aproveitamentos eólicos não é normal multivariada, portanto, os cenários de velocidade de vento não podem ser realizados pela decomposição de Cholesky. Este problema pode ser superado adotando um modelo de cópula (CHEN *et al.* 2015) ou a transformação de Nataf (CHEN *et al.* 2013, Pessanha *et al.* 2018), um

método Normal-to-Anything como alternativa às cópulas gaussianas (CARIO *et al.* 1997) e que é uma alternativa computacionalmente mais atrativa.

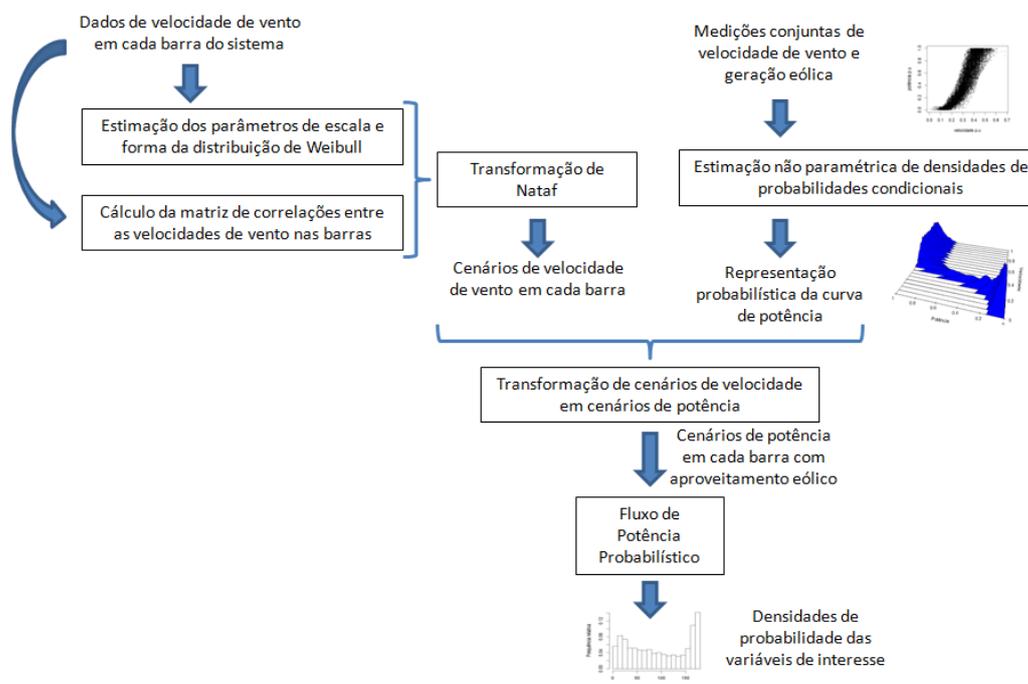
Este trabalho tem como objetivo apresentar uma abordagem que combina a transformação de Nataf e o estimador não paramétrico de densidade condicional (Conditional Kernel Density Estimator) (BESSA *et al.* 2012) dentro de um esquema de SMC projetado para amostrar cenários de geração eólica no problema de FPP, compatíveis com as correlações espaciais entre as velocidades de vento e considerando a relação estocástica entre a velocidade do vento e a geração eólica.

A aplicação da metodologia proposta é ilustrada por meio de dois estudos de caso: o sistema teste IEEE 118 barras (CHRISTIE 1993) e com uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras.

2. Metodologia Proposta

A metodologia proposta tem por objetivo fornecer cenários de geração eólica para o fluxo de potência probabilístico, em cada barra de um sistema elétrico, compatíveis com as correlações espaciais entre os ventos incidentes nos aproveitamentos eólicos. A visão geral da metodologia está apresentada na Figura 2.1 e está descrita nas seções seguintes.

Figura 2.1 – Diagrama esquemática da metodologia proposta



Fonte: Autores

2.1 A Distribuição de Weibull

A pdf da velocidade do vento V em um parque eólico, $f(V)$, pode ser descrita pelo modelo de Weibull (DING, 2020) (1):

$$f(V) = \left(\frac{k}{c}\right) \left(\frac{V}{c}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{V}{c}\right)^k\right] \quad (1)$$

em que c é o fator de escala (m/s) relacionado ao valor esperado da velocidade do vento e k é o fator de forma, um parâmetro adimensional relacionado à variabilidade da velocidade do vento (um valor de k próximo a 1 indica alta variabilidade, enquanto $k > 3$ indica uma velocidade do vento estável).

Os parâmetros c e k podem ser estimados a partir de medidas de velocidade do vento por máxima verossimilhança ou método dos momentos (TUZUNER & YU 2008).

2.2 A Transformação de Nataf

Seja $X=(x_1, \dots, x_p)$ um vetor aleatório com densidades marginais $f_{X_i}(x_i)$ $i=1, p$ e matriz de correlações R , mas com densidade de probabilidade conjunta desconhecida. Por exemplo, o vetor aleatório X corresponde ao vetor de velocidades de vento em p parques eólicos, cada um modelado por uma distribuição de Weibull(c_i, k_i) $\forall i=1, p$. A transformação de variáveis aleatórias em (2) mapeia o espaço de variáveis aleatórias X no espaço de variáveis aleatórias normais Q :

$$q_i = \Phi^{-1}[F_{X_i}(x_i)] \quad \forall i = 1, p \quad (2)$$

em que $F_{X_i}(x_i)$ é a função de densidade acumulada (*cumulative density function* cdf), neste caso a cdf da Weibull, enquanto Φ denota a cdf da distribuição normal padrão.

A densidade conjunta do vetor aleatório $Q=(q_1, \dots, q_p)$ é uma normal multivariada com matriz de correlações R^* , cujos elementos r_{ij}^* (correlação entre q_i e q_j) são funções dos elementos r_{ij} (correlação entre x_i e x_j) da matriz de correlações R . Os coeficientes r_{ij}^* e r_{ij} têm a seguinte relação quando as densidades marginais das variáveis em X seguem a distribuição de Weibull (DER KIUREGHIAN & LIU 1986) (3):

$$r_{ij}^* = r_{ij} \cdot \left[1,063 - 0,004r_{ij} - 0,2 \left(\frac{\sigma_i}{\mu_i} + \frac{\sigma_j}{\mu_j} \right) - 0,001r_{ij}^2 \right. \\ \left. + 0,337 \left[\left(\frac{\sigma_i}{\mu_i} \right)^2 + \left(\frac{\sigma_j}{\mu_j} \right)^2 \right] + 0,007r_{ij} \left(\frac{\sigma_i}{\mu_i} + \frac{\sigma_j}{\mu_j} \right) - 0,007 \frac{\sigma_i \sigma_j}{\mu_i \mu_j} \right] \quad (3)$$

em que μ_i e σ_i denotam, respectivamente, a média e o desvio padrão da variável aleatória x_i .

Aplicando a decomposição de Cholesky à matriz de correlações R^* , obtém-se (4):

$$R^* = LL^T \quad (4)$$

Como o vetor aleatório Q tem distribuição normal multivariada, amostras do vetor Q podem ser obtidas por simulações de um vetor aleatório Z , formado por p variáveis aleatórias normais e independentes $N(0,1)$ (5):

$$Q = LZ \quad (5)$$

Assim, aplicando a transformação inversa obtém-se amostras para o vetor aleatório X (velocidades de vento nos p parques eólicos) que são compatíveis com a matriz de correlações R (6):

$$x_i = F_{x_i}^{-1}[\Phi(q_i)] \quad \forall i = 1, p \quad (6)$$

2.3 Estimador não paramétrico de densidade condicional

Dada uma amostra aleatória com n observações x_1, \dots, x_n , a pdf associada pode ser estimada empiricamente por meio do *Kernel Density Estimator* - KDE (MARTINEZ & MARTINEZ 2002), um estimador não paramétrico (7):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{N \cdot h} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (7)$$

em que h representa a largura de banda, um parâmetro definido a priori e que controla a dispersão da função *kernel* $K(x)$.

A função *kernel* pode assumir especificações diferentes dependendo da variável modelada, mas em todos os casos $\int K(x)dx = 1$. Por exemplo, para temperatura, uma variável ilimitada, $K(x)$ pode ser uma gaussiana, enquanto para a potência, uma variável limitada, pode-se considerar o núcleo da função beta.

O KDE também é aplicável na estimação da densidade de probabilidade condicional, por exemplo, a densidade da geração eólica Y condicionada à velocidade do vento X . Seja $F_{xy}(x,y)$ a função de distribuição de probabilidade conjunta das variáveis x e y , cujas distribuições marginais são $F_x(x)$ e $F_y(y)$ respectivamente. Então existe uma cópula C (BESSA *et al.* 2012) tal que (8):

$$F_{x,y}(x,y) = C(F_x(x) , F_y(y)) \quad (8)$$

Adicionalmente, se $F_x(x)$ e $F_y(y)$ são contínuos, então C é único (BESSA et al. 2018). Derivando a equação (8) obtém-se a pdf conjunta $f(x,y)$ (9):

$$f_{xy}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \cdot \partial y} F_{x,y}(x,y) = f_x(x)f_y(y) \cdot c(z,w) \quad (9)$$

em que $z = F_x(x)$, $w = F_y(y)$ e $c(z,w)$ é a função densidade de cópula.

Da teoria das probabilidades sabe-se que a densidade de probabilidade condicionada $f(y|x)$ é igual a (10):

$$f(y|x) = \frac{f_{xy}(x,y)}{f_x(x)} \quad (10)$$

Substituindo (9) em (10) obtém-se (11):

$$f(y|x) = f_y(y) \cdot c(z,w) \quad (11)$$

Seguindo a mesma estratégia adotada no estimador KDE obtém-se o seguinte estimador não paramétrico para a densidade de cópula $c(z,w)$ (12):

$$\hat{c}(z,w) = \frac{1}{N \cdot \square_z \cdot \square_w} \sum_{i=1}^n K_z \left(\frac{z - Z_i}{\square_z} \right) K_w \left(\frac{w - W_i}{\square_w} \right) \quad (12)$$

em que Z_i e W_i são obtidos a partir de distribuições de probabilidade acumuladas empíricas (13) e (14):

$$Z_i = \hat{F}_X(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(X_j \leq X_i) \quad \forall i = 1, n \quad (13)$$

$$W_i = \hat{F}_Y(Y_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(Y_j \leq Y_i) \quad \forall i = 1, n \quad (14)$$

Em (13) e (14) tem-se que $I(x \leq t)$ é uma função indicadora para o evento $x \leq t$.

Finalmente, substituindo $f_y(y)$ em (11) por seu estimador não paramétrico correspondente em (7) e $c(z,w)$ pelo resultado em (12) tem-se a cópula condicional KDE para $f(y|x)$ (BESSA *et al.* 2012) (15):

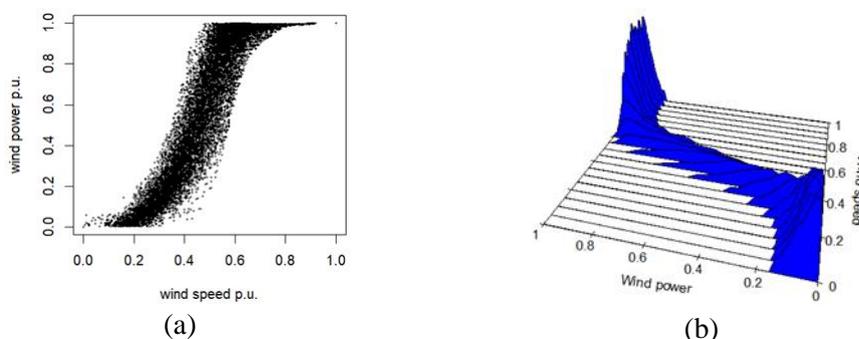
$$\hat{f}(y|x) = \frac{1}{n \cdot h_y} \left[\sum_{i=1}^n K_y \left(\frac{y - Y_i}{h_y} \right) \right] \cdot \frac{1}{n \cdot h_z \cdot h_w} \sum_{i=1}^n K_z \left(\frac{F_X(x) - \hat{F}_X(X_i)}{h_z} \right) \cdot K_w \left(\frac{F_Y(y) - \hat{F}_Y(Y_i)}{h_w} \right) \quad (15)$$

2.4 Algoritmo para geração de cenários de velocidade e produção de energia eólica

Com base nos métodos descritos acima, pode-se delinear as quatro principais etapas que compõem a metodologia proposta para amostrar cenários de velocidade do vento e produção eólica espacialmente correlacionados

- (i) Estime os parâmetros c e k da pdf Weibull da velocidade do vento em cada parque eólico. Calcule as correlações espaciais entre as velocidades de vento incidentes nos parques eólicos (matriz de correlações R);
- (ii) Aplique a transformação de Nataf para obter cenários multivariados de velocidade do vento, compatíveis com a matriz de correlações R ;
- (iii) Em cada parque eólico aplique o estimador não paramétrico de densidade condicional aos dados de potência e velocidade do vento previamente normalizados para o intervalo $[0,1]$ (Figura 2.2a) e estime a pdf da potência eólica condicionada à velocidade do vento (Figura 2.2b);
- (iv) Em cada parque eólico, amostre as potências eólicas geradas a partir das densidades estimadas na etapa (iii), condicionadas aos cenários de velocidade do vento obtidos na etapa (ii).

Figura 2.2 – Representação probabilística da curva de potência: potência eólica versus velocidade do vento para um parque eólico real (a); pdf condicional da geração eólica dada a velocidade do vento (b)



Fonte: Autores

3. Fluxo de Potência Probabilístico

A operação e o planejamento de sistemas elétricos apresentam um comportamento estocástico intrínseco, uma vez que o sistema está sujeito a variações de oferta e demanda, bem como a desligamentos forçados aleatórios de equipamentos como geradores e linhas de transmissão. Em geral, é inviável enumerar todos os estados operacionais em um sistema de potência real. Uma alternativa é considerar uma amostra representativa de estados operacionais, obtidos a partir de simulação estocástica, por exemplo, a Simulação de Monte Carlo - SMC.

Um algoritmo conceitual do FPP envolve os seguintes passos básicos:

- (i) Aplique a SMC para amostrar os estados operacionais de demanda, unidades geradoras e linhas de transmissão, com base em suas respectivas densidades conjuntas;
- (ii) Resolva um problema de fluxo de potência ótimo (FPO) para cada estado amostrado;
- (iii) Obtenha as estimativas pontuais (médias) e as densidades de probabilidade (pdf) das variáveis de saída, por exemplo, tensões de barramento, fluxos de potências nas linhas e custos de geração.

Neste trabalho, o mínimo custo de geração de cada estado amostrado foi calculado por meio de um modelo FPO CA, i.e., um problema de otimização não linear, cuja formulação matemática é descrita a seguir (16):

$$\begin{aligned}
 & \text{Min} \quad \sum_{i=1}^{nb} c_i \cdot P_{g,i} + \sum_{i=1}^{nb} \lambda_i \cdot L_i \cdot P_{L,i} \\
 & P_g, Q_g, t, V, \lambda \\
 & \text{s.a.} \\
 & (1 - \lambda_i)P_{L,i} - P_{g,i} + V_i \sum_{j \in \Omega_i} V_j (G_{ij} \cos \theta_{ij} + B_{ij} \sin \theta_{ij}) = 0 \\
 & (1 - \lambda_i)Q_{L,i} - Q_{g,i} + V_i \sum_{j \in \Omega_i} V_j (G_{ij} \sin \theta_{ij} + B_{ij} \cos \theta_{ij}) = 0 \\
 & P_{g,i}^{\min} \leq P_{g,i} \leq P_{g,i}^{\max} \\
 & Q_{g,i}^{\min} \leq Q_{g,i} \leq Q_{g,i}^{\max} \\
 & t_{i,j}^{\min} \leq t_{i,j} \leq t_{i,j}^{\max} \\
 & V_i^{\min} \leq V_i \leq V_i^{\max}
 \end{aligned} \tag{16}$$

$$|S_{ij}| = \sqrt{P_{ij}^2 + Q_{ij}^2} \leq S_{ij}^{m\acute{a}x}$$

$$0 \leq \lambda \leq 1$$

onde:

| | |
|---|---|
| Nb | número de barras do sistema |
| c_i, L_i | custos de geração (c_i) e corte de carga (L_i) na barra i |
| Ω_i | conjunto de barras diretamente conectadas à barra i |
| $P_{L,i}, P_{g,i}$ | carga ($P_{L,i}$) e geração ($P_{g,i}$) ativa da barra i |
| $Q_{L,i}, Q_{g,i}$ | carga ($Q_{L,i}$) e geração ($Q_{g,i}$) reativa da barra i |
| V_i | magnitude da tensão da barra i |
| θ_i | ângulo da tensão da barra i |
| B_{ij}, G_{ij} | susceptância (B_{ij}) e condutância (G_{ij}) |
| λ_i | fração da carga cortada na barra i |
| $P_{g,i}^{m\acute{i}n} \leq P_{g,i} \leq P_{g,i}^{m\acute{a}x}$ | limites de geração de potência ativa |
| $Q_{g,i}^{m\acute{i}n} \leq Q_{g,i} \leq Q_{g,i}^{m\acute{a}x}$ | limites de geração de potência reativa |
| $t_{i,j}^{m\acute{i}n} \leq t_{i,j} \leq t_{i,j}^{m\acute{a}x}$ | limites nos <i>taps</i> dos transformadores |
| $V_i^{m\acute{i}n} \leq V_i \leq V_i^{m\acute{a}x}$ | limites das tensões nas barras |
| $ S_{ij} = \sqrt{P_{ij}^2 + Q_{ij}^2} \leq S_{ij}^{m\acute{a}x}$ | limites nos fluxos aparentes dos circuitos |
| $P_{ij} = -t_{i,j}G_{ij}V_j^2 + V_iV_j(G_{ij} \cos \theta_{ij} + B_{ij} \sin \theta_{ij})$ | } fluxos ativo e reativo no circuito ij |
| $Q_{ij} = t_{i,j}B_{ij}V_i^3 - \frac{B_{ij}^2}{2}V_i^2 + V_iV_j(G_{ij} \sin \theta_{ij} + B_{ij} \cos \theta_{ij})$ | |
| $\theta_{ij} = \theta_i - \theta_j$ | |

4. Aplicação da Metodologia Proposta

A aplicação da metodologia proposta será realizada por meio de dois estudos de caso: sistema teste IEEE 118 barras modificado e uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras. Embora a metodologia proposta neste trabalho seja geral, como o objetivo reside na modelagem da geração eólica no problema de FPP, os estados amostrados pela SMC se restringiram ao montante de geração em cada barra com aproveitamento eólico e para cada estado amostrado resolve-se um problema de fluxo de potência ótimo (FPO) (GÓMEZ-EXPÓSITO, CONEJO, CAÑIZARES 2011) para minimização do custo total de geração.

4.1 Resultados para o sistema teste IEEE 118 barras modificado

O sistema teste IEEE 118 barras (CHRISTIE 1993), composto por 118 barras e 177 linhas de transmissão, foi modificado com a introdução de parques eólicos nas barras 2, 3, 5, 13, 14, 16, 44, 50, 52, 53, 82, 83, 84 e 86 (USAOLA 2009) e que juntos totalizam uma capacidade instalada da ordem de 693 MW, cerca de 7% dos 9966,2 MW de capacidade instalada de geração e 16% da carga de 4242 MW.

As potências nominais das usinas eólicas e as correlações entre as velocidades de vento são apresentadas nas Tabelas 4.1 e 4.2. Admite-se que em todos os parques eólicos a velocidade do vento tenha distribuição de Weibull com fatores de escala e de forma iguais a 9,88 m/s e 2,99, respectivamente. Adicionalmente, admite-se o mesmo modelo probabilístico para a curva de potência (Figura 2.2(b)) em todos os parques eólicos. As eólicas foram modeladas como barras PQ com $P < 0$ (a eólica injeta potência na rede) e $Q = 0$ (fator de potência unitário). As linhas monitoradas incluem as linhas 5-11 e 92-102 e as interligações entre as áreas 1 e 2 (linhas 15-33, 19-34, 30-38, 69-70, 69-75, 75-77, 75-118) e entre as áreas 2 e 3 (linhas 77-82, 80-96, 94-98, 94-99, 96-97).

As amostras de velocidade de vento foram geradas por meio da transformação de Nataf com a finalidade de que as amostras preservem as correlações espaciais informadas na Tabela 4.2. Conforme ilustrado na Tabela 4.3, as correlações entre os 1000 cenários amostrados de velocidade guardam grande similaridade com as correlações informadas na Tabela 4.2; logo as velocidades amostradas preservam a estrutura de correlações entre os regimes de vento.

Na Tabela 4.4 apresentam-se estatísticas dos fluxos de potência nas linhas monitoradas, obtidas por meio da SMC com 1000 cenários de geração eólica. Os *boxplots* na Figura 4.1(a) evidenciam a elevada volatilidade do fluxo de potência em algumas linhas, em especial nas linhas 30-38 e 77-82. A distribuição de probabilidade do mínimo custo total de geração é ilustrada na Figura 4.1(b), cuja média é da ordem de 57.532,61 \$/h, com desvio padrão 8.080,31 \$/h.

Tabela 4.1 – Potências nominais dos parques eólicos em cada barra.

| Barra | Área | Potência MW | Barra | Área | Potência MW |
|-------|------|-------------|-------|------|-------------|
| 52 | 1 | 98 | 82 | 2 | 82 |
| 44 | 1 | 51 | 2 | 3 | 55 |
| 53 | 1 | 25 | 5 | 3 | 36 |
| 50 | 1 | 14 | 16 | 3 | 44 |
| 84 | 2 | 36 | 13 | 3 | 62 |
| 86 | 2 | 28 | 3 | 3 | 42 |
| 83 | 2 | 58 | 14 | 3 | 62 |

Fonte: Autores

Tabela 4.2 – Matriz de correlações espaciais entre as velocidades de vento.

| Barras | 52 | 44 | 53 | 50 | 84 | 86 | 83 | 82 | 2 | 5 | 16 | 13 | 3 | 14 |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 52 | 1,00 | 0,88 | 0,87 | 0,91 | | | | | | | | | | |
| 44 | 0,88 | 1,00 | 0,85 | 0,87 | | | | | | | | | | |
| 53 | 0,87 | 0,85 | 1,00 | 0,85 | | | | | | | | | | |
| 50 | 0,91 | 0,87 | 0,85 | 1,00 | | | | | | | | | | |
| 84 | | | | | 1,00 | 0,82 | 0,85 | 0,90 | | | | | | |
| 86 | | | | | 0,82 | 1,00 | 0,85 | 0,88 | | | | | | |
| 83 | | | | | 0,85 | 0,85 | 1,00 | 0,89 | | | | | | |
| 82 | | | | | 0,90 | 0,88 | 0,89 | 1,00 | | | | | | |
| 2 | | | | | | | | | 1,00 | 0,85 | 0,86 | 0,83 | 0,82 | 0,91 |
| 5 | | | | | | | | | 0,85 | 1,00 | 0,88 | 0,83 | 0,89 | 0,92 |
| 16 | | | | | | | | | 0,86 | 0,88 | 1,00 | 0,85 | 0,95 | 0,87 |
| 13 | | | | | | | | | 0,83 | 0,83 | 0,85 | 1,00 | 0,89 | 0,91 |
| 3 | | | | | | | | | 0,82 | 0,89 | 0,95 | 0,89 | 1,00 | 0,82 |
| 14 | | | | | | | | | 0,91 | 0,92 | 0,87 | 0,91 | 0,82 | 1,00 |

Fonte: Autores

Tabela 4.3 – Matriz de correlações amostrais.

| Barras | 52 | 44 | 53 | 50 | 84 | 86 | 83 | 82 | 2 | 5 | 16 | 13 | 3 | 14 |
|--------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 52 | 1,00 | 0,88 | 0,86 | 0,91 | -0,03 | -0,01 | -0,02 | -0,02 | 0,02 | 0,03 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,03 |
| 44 | 0,88 | 1,00 | 0,86 | 0,87 | -0,01 | 0,01 | 0 | 0 | 0,04 | 0,04 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | 0,04 |
| 53 | 0,86 | 0,86 | 1,00 | 0,85 | 0 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,06 | 0,05 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | 0,06 |
| 50 | 0,91 | 0,87 | 0,85 | 1,00 | -0,01 | 0,01 | 0 | 0 | 0,01 | 0,01 | 0 | 0 | -0,01 | 0,02 |
| 84 | -0,03 | -0,01 | 0 | -0,01 | 1,00 | 0,82 | 0,84 | 0,90 | -0,03 | -0,02 | -0,01 | -0,03 | -0,02 | -0,02 |
| 86 | -0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,82 | 1,00 | 0,84 | 0,87 | -0,04 | -0,03 | -0,02 | -0,04 | -0,03 | -0,03 |
| 83 | -0,02 | 0 | 0,02 | 0 | 0,84 | 0,84 | 1,00 | 0,88 | -0,02 | -0,01 | 0 | -0,02 | -0,01 | -0,01 |
| 82 | -0,02 | 0 | 0,02 | 0 | 0,90 | 0,87 | 0,88 | 1,00 | -0,04 | -0,02 | -0,02 | -0,04 | -0,03 | -0,03 |
| 2 | 0,02 | 0,04 | 0,06 | 0,01 | -0,03 | -0,04 | -0,02 | -0,04 | 1,00 | 0,84 | 0,85 | 0,81 | 0,80 | 0,90 |
| 5 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,01 | -0,02 | -0,03 | -0,01 | -0,02 | 0,84 | 1,00 | 0,89 | 0,84 | 0,90 | 0,92 |
| 16 | 0,01 | 0,02 | 0,03 | 0 | -0,01 | -0,02 | 0 | -0,02 | 0,85 | 0,89 | 1,00 | 0,85 | 0,95 | 0,87 |
| 13 | 0,01 | 0,02 | 0,04 | 0 | -0,03 | -0,04 | -0,02 | -0,04 | 0,81 | 0,84 | 0,85 | 1,00 | 0,89 | 0,91 |
| 3 | 0,01 | 0,01 | 0,03 | -0,01 | -0,02 | -0,03 | -0,01 | -0,03 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,89 | 1,00 | 0,82 |
| 14 | 0,03 | 0,04 | 0,06 | 0,02 | -0,02 | -0,03 | -0,01 | -0,03 | 0,90 | 0,92 | 0,87 | 0,91 | 0,82 | 1,00 |

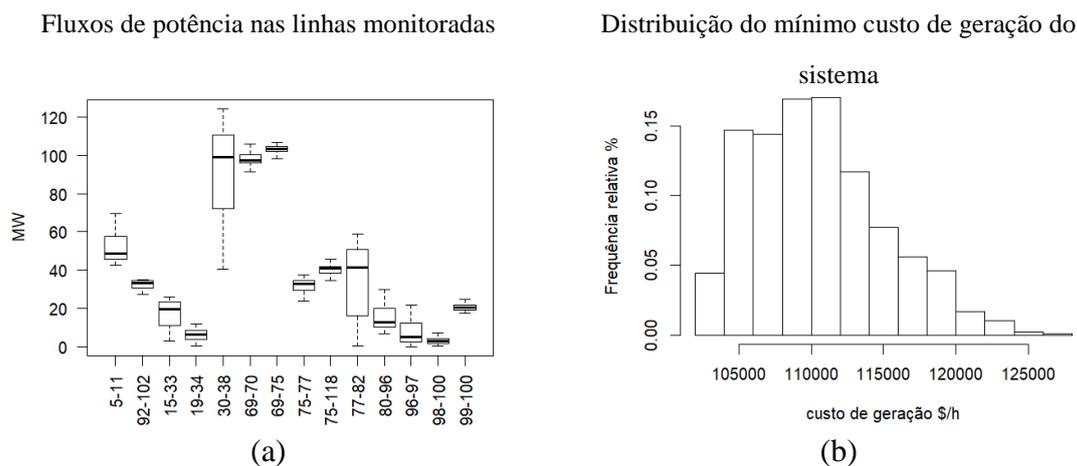
Fonte: Autores

Tabela 4.4 – Fluxos de potência nas linhas de transmissão monitoradas.

| Barras | | Média (MW) | Desvio padrão (MW) | Coeficiente de variação (%) | Capacidades das linhas (MW) |
|------------|------|------------|--------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| De | Para | | | | |
| 5 | 11 | 51,86 | 7,39 | 14,25 | 175 |
| 92 | 102 | 32,57 | 2,22 | 6,83 | 175 |
| 15 | 33 | 17,37 | 6,78 | 39,06 | 175 |
| 19 | 34 | 5,99 | 3,07 | 51,28 | 175 |
| 30 | 38 | 91,84 | 22,66 | 24,67 | 175 |
| 69 | 70 | 98,28 | 3,19 | 3,24 | 500 |
| 69 | 75 | 103,25 | 1,89 | 1,83 | 500 |
| 75 | 77 | 31,85 | 3,50 | 10,99 | 175 |
| 75 | 118 | 40,24 | 2,40 | 5,95 | 175 |
| 77 | 82 | 34,84 | 18,41 | 52,83 | 200 |
| 80 | 96 | 14,94 | 6,07 | 40,67 | 175 |
| 96 | 97 | 7,20 | 5,98 | 83,08 | 175 |
| 98 | 100 | 3,01 | 1,60 | 53,19 | 175 |
| 99 | 100 | 20,40 | 1,61 | 7,88 | 175 |
| Custo \$/h | | 110.440,45 | 4.572,09 | 4,14 | |

Fonte: Autores

Figura 4.1 – Resultados do FPP para o sistema IEEE 118 barras modificado.



Fonte: Autores

4.2 Resultados para o sistema Nordeste com 965 barras

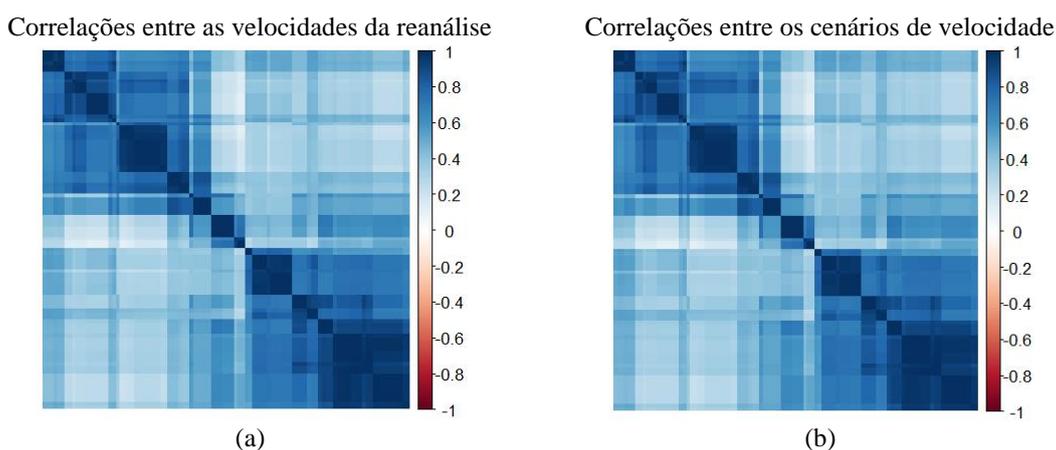
As limitações de dados públicos acerca dos parques eólicos no Sistema Interligado Nacional (SIN) impuseram a necessidade da adoção de algumas aproximações na modelagem estocástica da geração eólica no sistema Nordeste. A modelagem exigiu o cruzamento de dados provenientes de diferentes fontes. O modelo equivalentado da rede do sistema Nordeste tem 965 barras e 1453 linhas de transmissão, possuindo 147 barras PV conectadas com aproveitamentos eólicos, cada uma identificada por um acrônimo com até 13 caracteres. O nome e a localização geográfica aproximada (município) de cada

parque eólico, com sua respectiva potência instalada, foram obtidos no Banco de Informações de Geração (BIG) da ANEEL. A alocação dos parques eólicos nas barras da rede baseou-se na análise comparativa entre os acrônimos das barras e os nomes dos parques.

Já os dados de velocidade do vento, em cada localidade com aproveitamento eólico, correspondem aos dados de reanálises, oriundos do MERRA2 (STAFFELL & PFENNINGER 2016). Os dados de reanálises iniciam-se no ano 2000, possuem resolução temporal horária e são disponibilizados para diferentes alturas. Porém, diante da ausência de informações sobre a altura da nacelle em cada parque, considerou-se a mesma altura de 100 m em todos os parques eólicos. Assim, a partir das séries de velocidade de vento à 100 m de altura, foram calculados os parâmetros de escala e forma que definem o modelo de Weibull da velocidade de vento em cada parque, bem como a matriz de correlações entre as velocidades de vento nos parques eólicos no sistema Nordeste.

Na Figura 4.2 observa-se a grande similaridade entre a matriz de correlações espaciais das velocidades de vento (reanálises) nos parques eólicos e a matriz de correlações dos 5000 cenários de velocidade de vento, obtidos por meio da transformação de Nataf. Portanto, os cenários de velocidade de vento reproduzem as correlações espaciais contidas nos dados de reanálises.

Figura 4.2 – Matriz de correlações entre as velocidades de vento nas barras com geração eólica.



Fonte: Autores

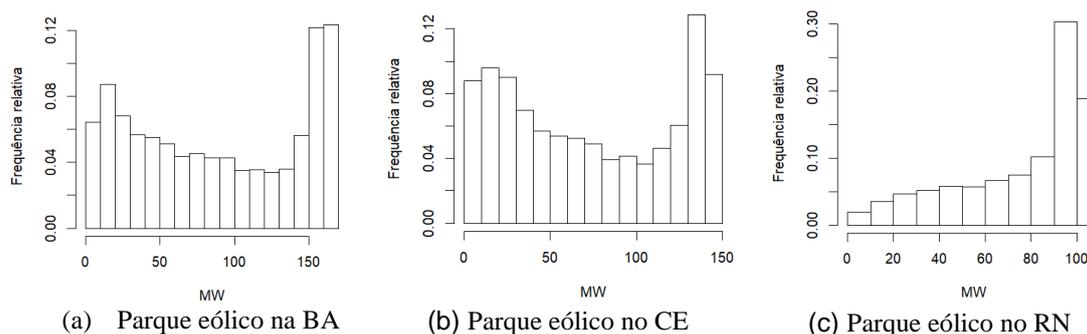
A transformação dos cenários de velocidade de vento em cenários de potência requer informações da curva de potência em cada parque. Porém, tal informação não está disponível ou não pode ser obtida facilmente. Assim, para todos os parques eólicos

considerou-se o mesmo modelo estocástico ilustrado na Figura 2.2(b), estimado de forma não paramétrica pelo método CKDE.

De forma distinta do exemplo com o sistema teste IEEE 118 barras, no caso do sistema Nordeste as barras com parques eólicos foram modeladas como barras PV, nas quais os limites mínimo e máximo de geração eólica são idênticos e definidos pelos cenários de potência eólica. Adicionalmente, foi utilizado o fluxo de potência ótimo DC, i.e. um problema de programação linear.

As distribuições de frequência da geração eólica em três parques monitorados são apresentadas por meio dos histogramas na Figura 4.3. Na Figura 4.4 apresentam-se os histogramas dos fluxos de potência em cinco linhas monitoradas, todas em 500 kV. As principais estatísticas do fluxo de potência nas linhas monitoradas encontram-se na Tabela 4.5.

Figura 4.3 – Distribuição de frequência da geração eólica (MW) em três parques monitorados.



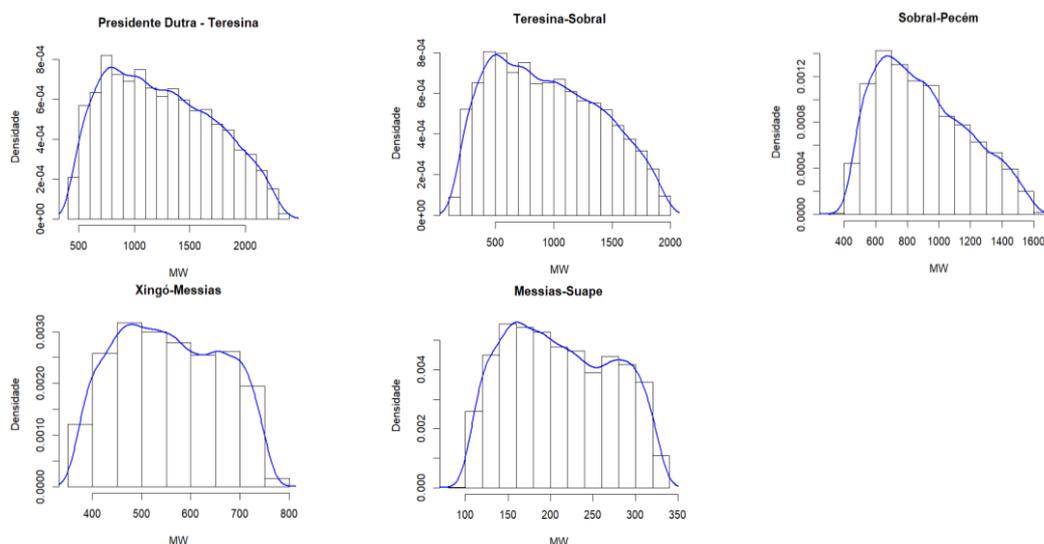
Fonte: Autores

Tabela 4.5 – Estatísticas dos fluxos de potência nas linhas monitoradas (MW).

| Linhas monitoradas | Média | Mínimo | Máximo | Desvio Padrão | Capacidade |
|-----------------------------|---------|--------|---------|---------------|------------|
| Presidente Dutra - Teresina | 1240,09 | 426,96 | 2336,56 | 474,07 | 4246 |
| Teresina - Sobral | 944,08 | 160,35 | 1991,60 | 458,12 | 4115 |
| Teresina - Pecém | 899,03 | 343,19 | 1625,13 | 285,40 | 4552 |
| Xingó - Messias | 555,96 | 360,46 | 761,68 | 103,96 | 2165 |
| Messias - Suape | 211,23 | 99,81 | 331,80 | 61,02 | 2165 |

Fonte: Autores

Figura 4.4 – Distribuição de frequência da geração eólica (MW) em três parques monitorados.



Fonte: Autores

5. Conclusões

A metodologia proposta permite incorporar as incertezas e correlações espaciais dos regimes de vento no fluxo de potência probabilístico, bem como a relação estocástica entre velocidade do vento e geração eólica. As incertezas são modeladas por um esquema de Simulação de Monte Carlo, a modelagem de correlação espacial é baseada na transformação de Nataf e a relação estocástica entre geração e velocidade do vento é modelada usando uma densidade condicional estimada por métodos não paramétricos.

Na abordagem proposta, a modelagem do vento é baseada em medições de velocidade do vento e de geração eólica a partir das quais são estimados os parâmetros das densidades de Weibull para a velocidade do vento e da densidade condicional de potência eólica em função da velocidade do vento. Portanto, a metodologia proposta evita a necessidade de especificar curvas de potência para cada parque eólico.

A aplicação da metodologia proposta foi ilustrada com o sistema teste IEEE 118 barras e com uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras. Os resultados apontaram para a eficácia da abordagem proposta na modelagem da incerteza e correlações espaciais dos regimes de ventos e a necessidade de considerá-los no planejamento e operação de sistemas elétricos com significativa participação eólica.

Por fim, o trabalho evidenciou a necessidade de disponibilização de uma base pública de dados de vento e de geração eólica, com discretização pelo menos horária, e.g., a partir dos projetos vencedores nos leilões públicos de compra de energia elétrica.

6. Agradecimentos

Este trabalho foi parcialmente financiado pelo CNPq/MCTI/FNDCT por meio do Projeto de Pesquisa 409715/2021-2.

Referências

- ALLAN, R.N., LEITE DA SILVA, A.M., BURCHETT, R.C. Evaluation methods and accuracy in probabilistic load flow solutions. **IEEE Trans. Power Appl. Syst.**, vol. PAS-100, n.5, pp. 2539-2546, May, 1981.
- BESSA, J., MIRANDA, V., BOTTERUD, A., ZHOU, Z., WANG, J. Time adaptive quantile-copula for wind power probabilistic forecasting, **Renewable Energy**, vol. 40, n. 1, pp. 29-39, 2012.
- BILLINTON, R., ALLAN, R.N. **Reliability Evaluation of Power Systems**, Plenum Press, 1984.
- BORKOWSKA, B. Probabilistic load flow, **IEEE Trans. Power Appl. Syst.**, vol. PAS-93, n. 3, pp. 752-759, May, 1974.
- CARIO, M. C., NELSON, B. L. Modeling and generating random vectors with arbitrary marginal distributions and correlation matrix. **Technical Report**, Department of Industrial Engineering and Management Sciences, Northwestern University, Illinois, 1997.
- CHEN, Y., WEN, J., CHENG, S. Probabilistic load flow method based on Nataf transformation and Latin Hypercube Sampling, **IEEE Trans. on Sustainable Energy**, v. 4, n. 2, pp. 294-301, 2013.
- CHEN, F., LIU, H., LI, J., ZHANG, X. Comparison of simulation methods os spatially correlated wind speeds. **In** 5th International conference on electric utility deregulation and restructuring and power technologies, November, Changsha, China, 2015.
- CHRISTIE, R. **Power systems test case archive**, University Washington, Seattle, WA, USA. Online, 1993. Available: https://www.ee.washington.edu/research/pstca/pf118/pg_tca118bus.htm.
- DAI, Q., ZENG, P., ZHOU, Q., LI, B., ZHAO, F. Reliability assessment of a power system with high penetration of wind and cascade hydropower plant considering wind correlation. **In** IEEE Power & Energy Society General Meeting, Denver, 26-30, July, 2015.
- DER KIUREGHIAN, A., LIU, P.L. Structural reliability under incomplete probability information. **Journal of Engineering Mechanics**, vol. 112, n. 1, pp. 85-104, 1986.
- DING, Y. **Data Science for Wind Energy**. CRC Press, 2020.
- ESTANQUEIRO, A., CASTRO, R., FLORES, P., RICARDO, J., PINTO, M., RODRIGUES, R., PEÇAS LOPES, J. How to prepare a power system for 15% wind energy penetration: the Portuguese case study. **Wind Energy**, vol. 11, pp. 75-84, October, 2008.
- GÓMEZ-EXPÓSITO, A., CONEJO, A.J., CAÑIZARES, C. **Sistemas de Energia Elétrica: Análise e Operação**, Rio de Janeiro: LTC, 2011.

HELSETH, A., MELO, A.C.G.. Scheduling Toolchains in Hydro-Dominated Systems - Evolution, Current Status and Future Challenges for Norway and Brazil, **SINTEF Energy Research Technical Report**, 2020-08-10, May 2020, disponível em <https://sintef.brage.unit.no/sintef-xmlui/handle/11250/2672581?locale-attribute=en>.

IEA International Energy Agency (2021). **World Energy Outlook 2021**, Paris.

LEITE DA SILVA, A.M., RIBEIRO, S.M.P., ARIENTI, V.L., ALLAN, R.B.N., COUTTO FILHO, M.B. Probabilistic load flow techniques applied to power system expansion planning. **IEEE Trans. Power Systems**, vol. 5, n. 4, November, 1990.

LI, Y., LI, W., YAN, W., YU, J., ZHAO, X. Probabilistic optimal power flow considering correlations of wind speeds following different distributions. **IEEE Trans. Power Systems**, vol. 29, n. 4, pp. 1847-1854, 2014.

MACEIRA, M.E.P., MELO, A.C.G., PESSANHA, J.F.M., CRUZ, C.B., ALMEIDA, V.A., JUSTINO, T. C. Uma Abordagem para a Representação das Incertezas da Fonte de Geração Eólica no Modelo NEWAVE, **Cadernos do IME - Série Estatística**, v. 48, p.1 – 36, Junho 2020. ISSN on-line 2317-4535 / ISSN impresso 1413-9022. DOI: 10.12957/cadest.2020.55395.

MACEIRA, M.E.P., MELO, A.C.G., PESSANHA, J.F.M., CRUZ, C.B., ALMEIDA, V.A., JUSTINO, T. C. Wind Uncertainty Modeling In Long-Term Operation Planning of Hydro-Dominated Systems. **In: 17th IEEE International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems (PMAPS 2022)**, Manchester, UK, 2022.

MARTINEZ, W.L., MARTINEZ, A.R. **Computational Statistics Handbook with Matlab**. Chapman & Hall/CRC, 2002.

MELO, A.C.G., PEREIRA, M.V.F., LEITE DA SILVA, A.M. A conditional probability approach to the calculation of frequency and duration indices in composite reliability evaluation. **IEEE Trans. Power Systems**, vol. 8, n. 3, pp. 1118-1125, August, 1993.

MELO, A.C.G., MELLO, J.C.O., GRANVILLE, S. The effects of voltage collapse problems in the reliability evaluation of composite systems. **IEEE Trans. Power Systems**, vol. 12, n. 1, p. 480-488, 1997.

MELO, A.C.G., ZIMMERMANN, M., MACEIRA, M.E.P., DAMAZIO, J.M. Challenges and Outlook for the Hydropower Development in Brazil”, **International Journal of Hydropower&Dams**, London, 2020.

MELO, A.C.G., MACEIRA, M.E.P., PESSANHA, J.F.M.. Ajuste de Distribuições Weibull Tri-Paramétricas com Elevadas Assimetrias na Geração de Velocidades Mensais de Ventos Correlacionadas com Vazões na Programação Dinâmica Dual Estocástica. **Cadernos do IME.- Série Estatística**, v. 49, p. 35, 2021.

MME - MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA/EPE - EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA, Plano Decenal de Expansão de Energia 2029. **Relatório Técnico**, Maio 2020.

ORDOUDIS, C., PINSON, P., MORALES, J.M., ZUGNO, M. An updated version of the IEEE RTS 24-bus system for electricity market and power system operation studies, **Technical Report**, Technical University of Denmark, 2016.

PESSANHA, J.F.M., MELO, A.C.G., ALMEIDA, V.A. Impact of wind speed correlations on probabilistic power flow by using the Nataf Transformation. **In IEEE Probabilistic Methods Applied do Power Systems**, Boise, Idaho, USA, 24-28 June, 2018.

PESSANHA, J. F. M.; MELO, A. C. G.; CALDAS, R. P.; FALCÃO, D. M. “A Methodology for Joint Data Cleaning of Solar Photovoltaic Generation and Solar Irradiation”, **In. 16th IEEE International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems (PMAPS 2020)**, Belgium, August 2020.

R CORE TEAM. “**R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria”. 2019. Disponível em URL <https://www.R-project.org/> .

STAFFELL, I., PFENNINGER, S. Using Bias-Corrected Reanalysis to Simulate Current and Future Wind Power Output. **Energy** 114, pp. 1224-1239. doi: 10.1016/j.energy.2016.08.068, 2016.

TUZUNER, A., YU, Z. A theoretical analysis on parameter estimation for the Weibull wind speed distribution. **In IEEE Power and Energy Society General Meeting**, Pittsburgh, 20-24, July, 2008.

USAOLA, J. Probabilistic load flow in systems with wind Generation. **IET Generation, Transmission & Distribution**, vol. 3, n. 12, pp. 1031-1041, December, 2009.

VILLANUEVA, D., PAZOS, J.L., FEIJOO, A. Probabilistic load flow including wind power generation”. **IEEE Trans. Power Systems**, vol 26, n. 3, pp. 1659-1667, 2011.

WANG, Y., VITTAL, V., KHORSAND, M., SINGH, C. Composite system reliability evaluation with essential reliability services assessment of wind power integrated power systems. **IEEE Open Access Journal of Power and Energy**, vol. 7, pp. 403-413, October, 2020.

WEIBULL, W. A Statistical Theory of Strength of Materials. **In: Ingeniors Vetenskaps Akademiens Handlingar**, vol. 151, 1939.

WEIBULL, W. The Phenomenon of Rupture in Solids. **In: Ingeniors Vetenskaps Akademiens Handlingar**, vol. 153, 1939.

WEIBULL, W. A Statistical Distribution Function of Wide Applicability, **Journal of Applied Mechanics**, September, 1951.

ZHANG, Y., WANG, X., VU, X., ZENG, P., SHI, H. Transmission planning considering spatial correlation of wind power. **In IEEE PES 13th Inter. Conf. on Transmission & Distribution Construction, Operation & Live-Line Maintenance**, Columbus, 12-15, September, 2016.

CONSIDERING SPATIAL CORRELATIONS BETWEEN WIND REGIMES IN THE GENERATION OF WIND ENERGY PRODUCTION SCENARIOS - APPLICATION TO THE PROBABILISTIC POWER FLOW

Abstract

According to a worldwide trend, there is already a high and growing share of wind energy in Brazil, which requires the improvement of computational tools that support decision-making processes in the operation and planning of electrical systems. The present work describes a methodology for modeling the spatial correlations between wind regimes in the probabilistic power flow problem. The proposed methodology is based on the Nataf transformation, Monte Carlo simulation and non-parametric estimation of conditional probability densities between wind speed and wind power. The effectiveness of the methodology is illustrated through case studies with the IEEE 118 Bus Test System and with a configuration of the Brazilian Northeast electrical system with 965 buses.

Key-words: *Wind Power, Probabilistic Power Flow, Nataf Transformation, Non-Parametric Probability Density Estimation, Weibull Distribution.*