Grupo de Estudo de Planejamento de Sistemas Elétricos-GPL

UMA METODOLOGIA PARA GERAÇÃO DE CENÁRIOS DE PRODUÇÃO EÓLICA COMPATÍVEIS COM AS CORRELAÇÕES ESPACIAIS ENTRE OS REGIMES DE VENTOS

JOSÉ FRANCISCO MOREIRA PESSANHA(1,2); ALBERT CORDEIRO GEBER DE MELO(1,2); RICARDO JORGE GOMES DE SOUSA BENTO BESSA(3); VICTOR ANDRADE DE ALMEIDA(1); CEPEL (1); UERJ (2); INESCTEC(3);

RESUMO

A participação já elevada e crescente da energia eólica 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 as velocidades de vento no problema de fluxo de potência probabilístico. A metodologia proposta baseia-se na transformação de Nataf, na Simulação de Monte Carlo e na estimação não paramétrica de densidades de probabilidades condicionais. A 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, Densidade de Probabilidade de Weibull

1.0 - INTRODUÇÃO

A maior participação das fontes eólicas aponta para a necessidade de desenvolver técnicas de análise de redes elétricas que levem em conta as incertezas decorrentes da intermitência das fontes renováveis [1], por exemplo, na análise de confiabilidade [2] e no fluxo de potência probabilístico - FPP [3-5]. No FPP a carga e a geração são modeladas por meio de densidades de probabilidade e, consequentemente, a solução também é expressa por meio de densidades de probabilidade das tensões nas barras e fluxos nas linhas [6].

A modelagem da geração eólica no FPP envolve a especificação da densidade de probabilidade da velocidade do vento em cada parque eólico e da matriz de correlações espaciais entre as velocidades de vento que incidem nos parques eólicos [7]. Adicionalmente, algumas características técnicas de cada parque (e.g., curva de potência, altura da nacele e o número de turbinas) também devem ser informadas.

Em geral, a densidade de probabilidade da velocidade do vento pode ser descrita pelo modelo de Weibull [8]. Em consequência, a densidade de probabilidade conjunta das velocidades do vento em diferentes parques não é normal multivariada e, portanto, a geração de cenários de velocidades do vento não pode ser realizada por meio da decomposição de Cholesky da matriz de covariâncias [9]. A solução para este tipo de problema passa pela consideração de algum modelo de cópula ou pela transformação de Nataf [9-11], uma alternativa computacionalmente mais atraente [9]. Adicionalmente, embora a relação entre a velocidade do vento e a geração eólica seja governada pela curva de potência, a relação entre estas variáveis não é determinística, i.e.,

(*) Av. Horácio de Macedo, n˚ 354 – Ilha do Fundão – CEP 21.941-911 Rio de Janeiro, RJ, – Brasil
Tel: (+55 21) 2598-6066 – Email: francisc@cepel.br

para uma mesma velocidade de vento, a geração eólica pode apresentar diferentes valores, segundo uma distribuição de probabilidade [12]. Assim, ao invés de considerar uma curva de potência, propõe-se substituí-la por densidades de probabilidade condicionais, estimadas por métodos não paramétricos [13] a partir de dados verificados de geração e velocidade do vento.

O presente trabalho tem por objetivo introduzir a transformação de Nataf [8-10] e a estimação não paramétrica de densidades condicionais [13] em um esquema de Simulação de Monte Carlo - SMC [10,11], para a obtenção de amostras de geração eólica no problema de FPP, compatíveis com dados verificados de geração e velocidade do vento e também com as correlações espaciais entre os regimes de vento. Embora seja computacionalmente intensiva, a opção pela SMC oferece resultados mais robustos, pois permite incluir as equações não lineares do fluxo de potência e permite acomodar modelos mais realistas para a dependência estatística entre as variáveis. A aplicação da metodologia proposta é ilustrada por meio de dois estudos de caso: o sistema teste IEEE 118 barras [14] e com uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras. A seguir, na seção 2 tem-se uma breve descrição da metodologia proposta. Os resultados dos estudos de caso são apresentados na seção 3. Por fim, na seção 4 são resumidas as principais conclusões do trabalho.

2.0 - METODOLOGIA PROPOSTA

O fluxograma na Figura 1 fornece uma visão geral da metodologia proposta para obtenção de amostras de geração eólica, em cada barra de um sistema elétrico, compatíveis com as correlações espaciais entre os regimes de vento.

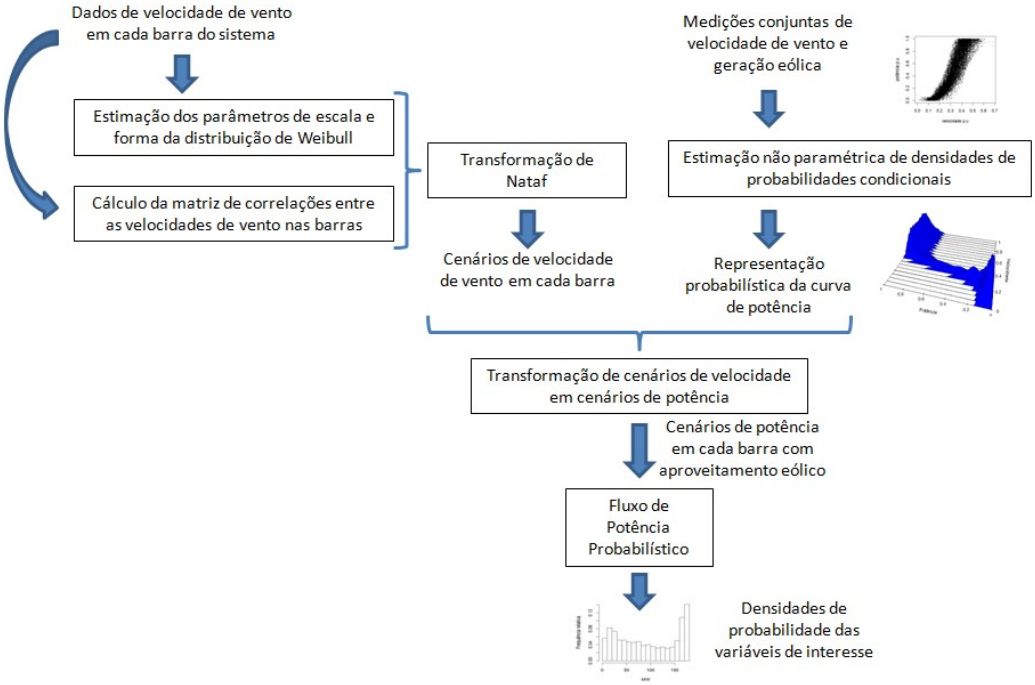


FIGURA 1 – Visão geral da metodologia proposta

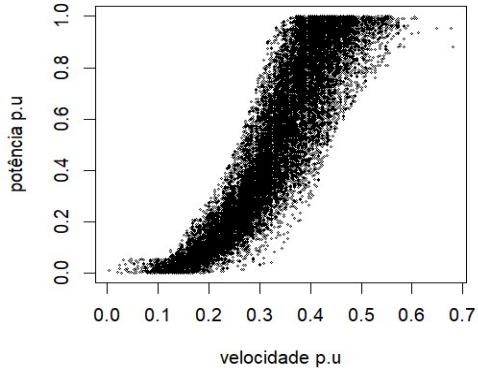
O modelo de Weibull para a velocidade do vento *V* é definido pela função densidade de probilidade em (1). A aplicação da metodologia proposta inicia-se com a estimação dos parâmetros *c* e *k* do modelo de Weibull para a distribuição de probabilidade da velocidade do vento em cada aproveitamento eólico.

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

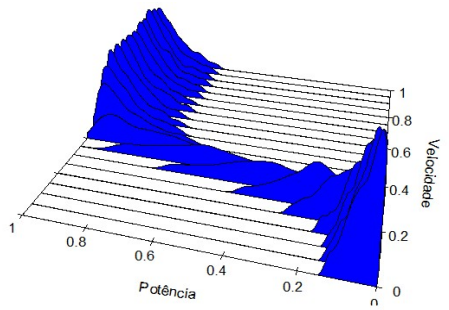
Na equação (1) *c* é o fator de escala (m/s), relacionado ao valor esperado da velocidade do vento, e *k* é o fator de forma (adimensional), relacionado com a variabilidade da velocidade do vento (um valor de *k* próximo de 1 indica um regime de vento altamente variável, enquanto que *k* > 3 indica um regime estável de vento). Os fatores *c* e *k* podem ser estimados a partir de medições de velocidade de vento por meio dos métodos da máxima verossimilhança e dos momentos [8]. Os mesmos dados usados na estimação dos parâmetros da distribuição de Weibull podem ser utilizados no cálculo da matriz de correlações entre as velocidades de vento nos aproveitamentos eólicos (matriz de correlações *R*). A partir destas informações aplica-se a transformação de Nataf [9,11] para obter amostras de velocidades de vento em cada barra, compatíveis com as correlações contidas na matriz *R*. Paralelamente, aplica-se um estimador não paramétrico de densidades, por exemplo, o

método *quantile-copula conditional kernel density estimator* (CKDE) [13], tendo a função Beta como *kernel*, nas medições de geração e velocidade do vento (Figura 2-(a)), previamente normalizados para o intervalo [0,1]. O resultado gerado pela aplicação do CKDE consiste no modelo probabilístico da curva de potência (Figura 2-(b)), formado por estimativas, não paramétricas, das densidades de probabilidade da geração eólica condicionadas à velocidade do vento.

Na sequência, as densidades condicionais previamente estimadas são aplicadas em cada amostra de velocidade do vento para obter a amostra da geração eólica correspondente. Por fim, os cenários de geração eólica em cada barra são utilizados na resolução do FPP dentro de um esquema de SMC. Ao final, obtém-se as estimativas pontuais e as distribuições de probabilidade de variáveis de interesse, e.g., tensões nas barras e fluxos nas linhas. A seguir, nas seções 2.1 e 2.2 apresentam-se, respectivamente, a Transformação de Nataf e a estimação não paramétrica de densidades condicionais.



(a) Medições de velocidade do vento e geração eólica



(b) Densidades de probabilidade da geração eólica condicionadas à velocidade do vento

FIGURA 2 – Representação probabilística da curva de potência

2.1 Transformação de Nataf

Seja $X=(x_1,\ldots,x_p)$ um vetor aleatório com densidades marginais $f_{X_i}(x_i)$ $\forall$ $i=1,p$ e correlações r_{ij} conhecidas, porém com densidade de probabilidade conjunta não conhecida. Por exemplo, o vetor aleatório X corresponde ao vetor de velocidades de vento nas p barras com geração eólica, em que cada velocidade é modelada por uma densidade Weibull(c_i,k_i) $\forall$ $i=1,p$. A transformação de variáveis aleatórias em (2) faz o mapeamento do espaço de variáveis aleatórias X no espaço de variáveis aleatórias normais Y:

$$y_i = \Phi^{-1}\left[F_{X_i}(x_i)\right] \forall i = 1,p \tag{2}$$

Em (2), $F_{X_i}(x_i)$ é a densidade de probabilidade Weibull acumulada e Φ é a densidade acumulada da distribuição normal padrão. A densidade de probabilidade conjunta do vetor aleatório $Y=(y_1,\ldots,y_p)$, é normal multivariada com matriz de correlações R^*, cujos elementos r_{ij}^* (correlação entre y_i e y_j) são funções dos elementos r_{ij} (correlação entre x_i e x_j) da matriz de correlações R. Os coeficientes de correlação r_{ij}^* e r_{ij} guardam a seguinte relação [16] quando as densidades marginais das variáveis em X seguem o modelo de Weibull, em que μ_i e σ_i denotam, respectivamente, a média e o desvio padrão da variável aleatória x_i.

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

Aplicando a decomposição de Cholesky na matriz de correlações R^* obtém-se:

$$R = \mathrm{LL}^T \tag{4}$$

Dado que o vetor aleatório Y tem distribuição normal multivariada, amostras de Y podem ser obtidas por meio de simulações de um vetor aleatório Z, formado por p variáveis aleatórias normais N(0,1) independentes:

$$Y = \mathrm{LZ} \tag{5}$$

Assim, aplicando o inverso da transformação em (2) obtém-se amostras para o vetor aleatório X que são compatíveis com a matriz de correlações R entre as velocidades de vento nas p barras com geração eólica:

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

2.2 Estimação não paramétrica de densidade de probabilidade

Dada uma amostra aleatória contendo n observações $X_1,\ldots,X_n$, a função densidade de probabilidade $f(x)$ pode

ser estimada empiricamente por meio de uma versão suavizada do seu histograma [13]:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{N \cdot h} \sum_{i=1}^{N} K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \text{ e } \int K(x)\,\mathrm{dx} = 1 \tag{7}$$

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

A função *kernel* *K*(*x*) pode assumir diferentes especificações em função da variável modelada, por exemplo, para a temperatura, uma variável ilimitada, *K*(*x*) pode ser uma gaussiana, enquanto para a potência de uma turbina eólica, uma variável limitada, pode-se considerar o núcleo da função Beta [13]. A estimação não paramétrica de densidades também é aplicável na estimação de densidades condicionais, por exemplo, a densidade de probabilidade da geração eólica *Y* condicionada à velocidade do vento *X*. Seja $F_{xy}(x,y)$ a distribuição de probabilidade conjunta com duas distribuições marginais de probabilidade $F_x(x)$ e $F_y(y)$. Então há uma cópula *C* tal que:

$$F_{x,y}(x,y) = C\left(F_x(x), F_y(y)\right) \tag{8}$$

Se $F_x(x)$ e $F_y(y)$ são contínuas então *C* é única [13]. Derivando (8) obtém-se a densidade de probabilidade conjunta *f*(*x*,*y*):

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

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

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

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

Substituindo (9) em (10) obtém-se:

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

Seguindo a mesma estratégia adotada no estimador de densidade obtém-se o seguinte estimador não paramétrico para a densidade da cópula:

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

em que Z_i e W_i são obtidos a partir das distribuições de probabilidades acumuladas empíricas:

$$Z_i = \hat{F}_X(X_i) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} I\left(X_j \le X_i\right) \forall \mathrm{i}=1,n \tag{13}$$

$$W_i = \hat{F}_Y(Y_i) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} I\left(Y_j \le Y_i\right) \forall \mathrm{i}=1,n \tag{14}$$

Em (13) e (14) tem-se que $I(x \le t)$ é uma função indicadora para o evento $x \le t$. Por fim, substituindo $f_y(y)$ em (11) pelo seu correspondente estimador não paramétrico em (7) e *c*(*z*,*w*) pelo resultado em (12) tem-se o *quantile-copula conditional KDE* para *f*(*y*|*x*) [13]:

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

3.0 - RESULTADOS

A aplicação da metodologia proposta é 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) [15] para minimização do custo total de geração.

3.1 Resultados para o sistema teste IEEE 118 barras modificado

O sistema teste IEEE 118 barras [14], 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 [3] 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 eólicas e as correlações entre as velocidades de vento são apresentadas nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. 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-(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 2. Conforme ilustrado na Tabela 3, as correlações entre os 1000 cenários amostrados de velocidade guardam grande similaridade com as correlações informadas na Tabela 2, logo as velocidades amostradas preservam a estrutura de correlações entre os regimes de vento.

Tabela 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

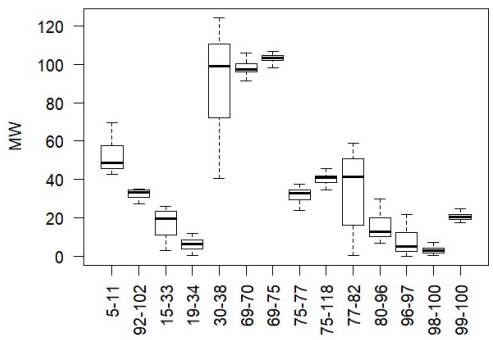
Tabela 2 - Matriz de correlações espaciais entre as velocidades de vento

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

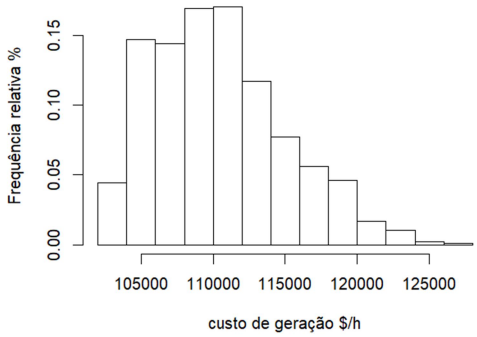
Tabela 3 - Matriz de correlações amostrais

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

Na Tabela 4 apresentam-se estatísticas dos fluxos nas linhas monitoradas, obtidas por meio da SMC com 1000 cenários de geração eólica. Os *boxplots* na Figura 3-(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 3-(b), cuja média é da ordem de 57.532,61 $/h, com desvio padrão 8.080,31 $/h.



(a) Fluxos de potência nas linhas monitoradas



(b) Distribuição do mínimo custo de geração do sistema

FIGURA 3 – Resultados do FPP para o sistema IEEE 118 barras modificado

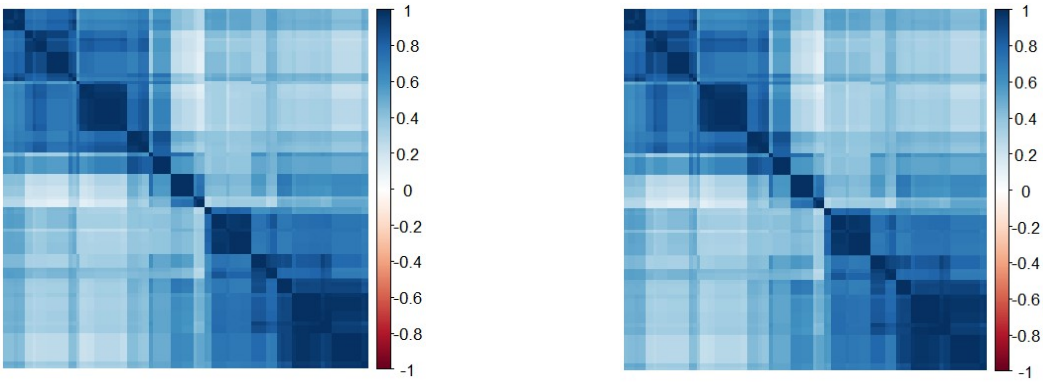
Tabela 4 - Fluxos nas linhas monitoradas

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	

3.2 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 aloção dos parques eólicos nas barras da rede baseiou-se na análise comparativa entre os acrônimos das barras e os nomes dos parques.

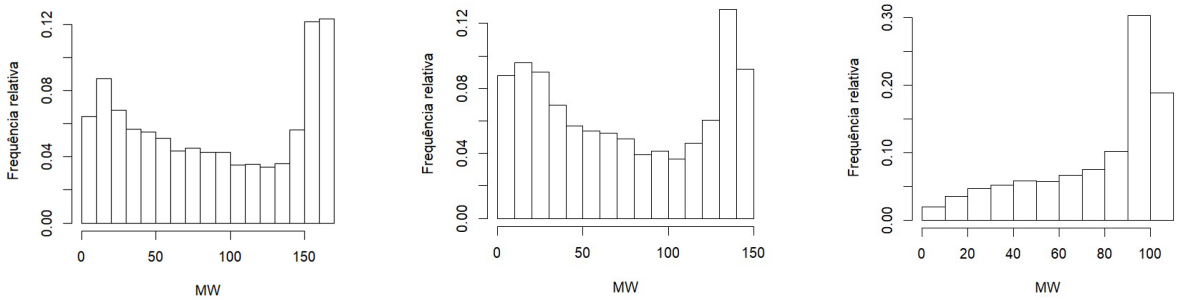
Já os dados de velocidade do vento, em cada localidade com aproveitamento eólico, correspondem aos dados de reanálises, oriundos do MERRA2 [17]. Os dados de reanálises iniciam-se no ano 2000, possuem resolução temporal horária e são disponibilizados para diferentes alturas. Porém, diante da ausência de informações sobre a altura da nacele 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 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.



(a) Correlações entre as velocidades da reanálise (b) Correlações entre os cenários de velocidade

FIGURA 4 – Matriz de correlações entre as velocidades de vento nas barras com geração eólica

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 faciltmente. Assim, para todos os parques eólicos considerou-se o mesmo modelo estocástico ilustrado na Figura 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. Adcionalmente, foi utilizado o fluxo de potência ótimo DC. As distribuições de frequência da geração eólica em três parques monitorados são apresentadas por meio dos histogramas na Figura 5. Na Figura 6 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 5.

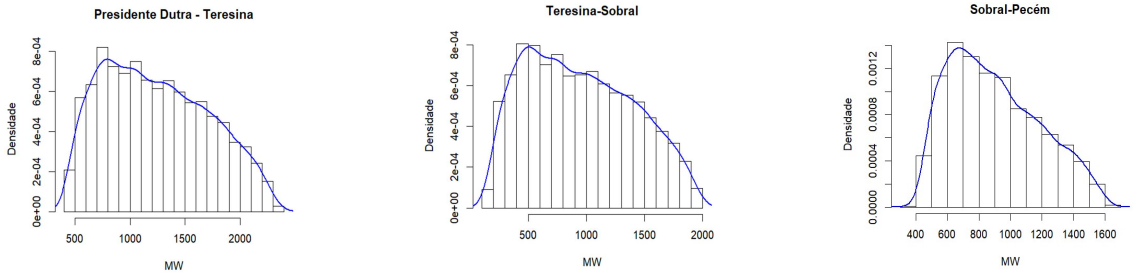


(a) Parque eólico na BA (b) Parque eólico no CE (c) Parque eólico no RN

FIGURA 5 – Distribuição de frequência da geração eólica (MW) em três parques monitorados

Tabela 5 – Estatísticas dos fluxos 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



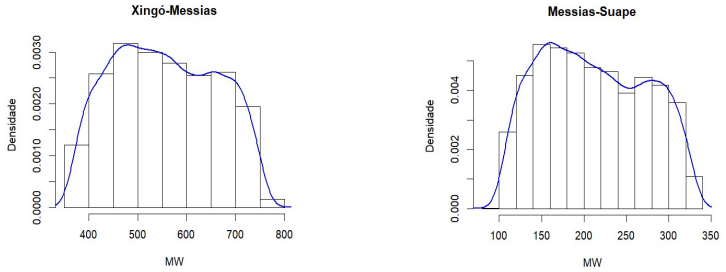


FIGURA 6 – Histogramas do fluxo de potência (MW) nas linhas monitoradas

4.0 - CONCLUSÃO

A metodologia proposta possibilita incorporar de forma acurada as incertezas e as correlações espaciais dos regimes de vento ao fluxo de potência probabilístico, bem como a relação estocástica entre a velocidade do vento e a geração eólica. As incertezas são modeladas por meio da Simulação de Monte Carlo, a modelagem das correlações espaciais baseia-se na transformação de Nataf e a relação estocástica entre a geração eólica e a velocidade do vento é modelada por meio de densidades condicionais estimadas por métodos não paramétricos. Na metodologia proposta, a modelagem dos aproveitamentos eólicos baseia-se exclusivamente em medições de velocidade do vento e geração eólica, a partir das quais podem ser estimados os parâmetros das densidades de probabilidade de Weibull e as densidades condicionais da geração eólica em função da velocidade. Portanto, a metodologia proposta prescinde da necessidade de especificar curvas de potência para cada parque eólico. Os resultados da aplicação da metodologia nos estudos de caso com o sistema teste IEEE 118 barras e com uma configuração do sistema elétrico do Nordeste brasileiro com 965 barras apontam que a metodologia é promissora e pode ser utilizada na modelagem da intermitência e das correlações espaciais dos regimes de vento no planejamento e na operação de sistemas elétricos reais com significativa participação de geração eólica, encorajando a continuidade da pesquisa. Por fim, o trabalho evidenciou a necessidade de disponibilização de uma base pública da 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.

5.0 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

(1) ESTANQUEIRO, A., CASTRO, R., FLORES, P., RICARDO, J., PINTO, M., RODRIGUES, R., PEÇAS LOPES, J. (2008) How to prepare a power system for 15% wind energy penetration: the Portuguese case study, Wind Energy, vol. 11, pp. 75-84.

(2) DAI, Q., ZENG, P., ZHOU, Q., LI, B. LI, ZHAO, F. (2015) Reliability assessment of a power system with high penetration of wind and cascade hydropower plant considering wind correlation, IEEE Power & Energy Society General Meeting, Denver, 26-30, July.

(3) USAOLA, J. (2009) Probabilistic load flow in systems with wind generation, IET Generation, Transmission & Distribution, v. 3, n. 12, pp. 1031-1041, May.

(4) VILLANUEVA, D., PAZOS, J.J., FEIJOO, A. (2011) Probabilistic load flow including wind power generation, IEEE Transactions on Power Systems, vol 26, no 3, pp. 1659-1667, August.

(5) LI, Y., LI, W., YAN, W., YU, J., ZHAO, X. (2014) Probabilistic optimal power flow considering correlations of wind speeds following different distributions, IEEE Transactions on Power Systems, v. 29, n. 4, pp.1847-1854, July.

(6) LEITE DA SILVA, A.M., RIBEIRO, S.M.P., ARIENTI, V.L., ALLAN, R.B.N., COUTO FILHO, M.B. (1990) Probabilistic load flow techniques applied to power system expansion planning, IEEE Transactions on Power Systems, vol. 5, no. 4, pp. 1047-1053, November.

(7) ZHANG, Y., WANG, X., VU, X., JIAOTONG, X., ZENG, P., SHI, H. (2016) Transmission planning considering spatial correlation of wind power, IEEE PES 13th International Conference on Transmission & Distribution Construction, Operation & Live-Line Maintenance, Columbus, September.

(8) PESSANHA, J.F.M., OLIVEIRA, F.L.C., SOUZA, R.C. (2015), Teaching statistical methods in engineering courses through wind power data. Revista de Ensino de Engenharia, v. 34, p. 85-92.

(9) CHEN, F., LIU, H., LI, J., ZHANG, X. (2015) Comparison of simulation methods of spattially correlated wind speeds, 5th International conference on electric utility deregulation and restructuring and power technologies, November 26'29, Changsha, China.

(10) CHEN, Y., WEN, J., CHENG, S. (2013) Probabilistic load flow method based on Nataf transformation and Latin Hypercube Sampling, IEEE Transactions on Sustainable Energy, v. 4, n. 2, April.

(11) PESSANHA, J.F.M., MELO, A.C.G., ALMEIDA, V.A. (2018), Impact of Wind Speed Correlations on Probabilistic Power Flow by Using the Nataf Transformation, International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems, Boise, Idaho.

(12) PESSANHA, J.F.M., BESSA, R., PEÇAS LOPES, J.A. (2017), Propostas para a previsão probabilística da geração eólica, XXIV Seminário Nacional de Produção e Transmissão de Energia Elétrica, Outubro, Curitiba.

(13) BESSA, R.J., MIRANDA, V., BOTTERUD, A., ZHOU, Z., WANG, J. (2012) Time adaptive quantile-copula for wind power forecasting, Renewable Energy, 40 probabilistic, pp. 29-39.

(14) CHRISTIE, R. (1993) Power systems test case archive, Univ. Washington, Seattle, WA, USA. [Online]. Available: https://www.ee.washington.edu/research/pstca/pf118/pg_tca118bus.htm

(15) GÓMEZ-EXPÓSITO, A., CONEJO, A.J., CAÑIZARES, C. (2011) Sistemas de Energia Elétrica: Análise e Operação, Rio de Janeiro: LTC.

(16) DER KIUREGHIAN, A., LIU, P.L. (1986) Structural reliability under incomplete probability information, Journal of Engineering Mechanics, 112(1), pp. 85-104, January.

(17) STAFFELL, I., PFENNINGER, S. (2016). 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.

6.0 - DADOS BIOGRÁFICOS

José Francisco Moreira Pessanha é Estatístico pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (1992) e Engenheiro Eletricista pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro - Uerj (1994), mestrado em Engenharia Elétrica pela COPPE/UFRJ (1999) e doutorado em Engenharia Elétrica pela PUC-Rio (2006). Pesquisador do CEPEL desde 2002, tem atuado em estudos e no desenvolvimento de ferramentas computacionais para o setor elétrico brasileiro, em especial, na análise de confiabilidade de sistemas de potência, tarifação de sistemas de distribuição, previsão de mercado de longo prazo, previsão probabilística da geração eólica e previsão de carga para operação em tempo real e programação da operação. Também é Professor Adjunto da Uerj desde 1999, onde tem ministrado disciplinas nos cursos de graduação em Estatística e no Programa de Pós Graduação em Ciências Contábeis. Em 2016 realizou estágio pós-doutoral no INESCTEC Porto em Portugal.

Albert Cordeiro Geber de Melo é graduado em Engenharia Elétrica pela Universidade Federal de Pernambuco (1983), possuindo o título de mestre (1986) e doutor (1990) em Ciências em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Pesquisador sênior do CEPEL, onde atua desde 1985 na coordenação e no desenvolvimento de projetos e sistemas computacionais nas áreas de confiabilidade; planejamento da expansão e da operação, incluindo novas renováveis; otimização estocástica; alocação eficiente de custos; tarifação de sistemas de transmissão e distribuição; análise de agrupamentos; análise de riscos; análise de investimentos; comercialização de energia elétrica; desenvolvimento sustentável; mudanças climáticas; política tecnológica; e política energética. Exerceu vários cargos gerenciais no CEPEL, incluindo Diretor de Pesquisa e Desenvolvimento (Jan 2005 – Jul 2008) e Diretor-Geral (Ago 2008 – Jan 2017). Também é Professor Adjunto da Universidade do Estado do Rio de Janeiro, membro do CIGRÉ e IEEE, e membro titular da Academia Nacional de Engenharia.

Ricardo Bessa é Engenheiro Eletricista e de Computadores pela Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto (Feup, 2006), é Mestre em Sistemas de Apoio a Decisão e Análise de Dados pela Faculdade de Economia da Universidade do Porto (Fep, 2008) e Doutor em Sistemas de Energias Sustentáveis pela Feup em 2013. Dr. Bessa é pesquisador do Inesc Tec, onde tem atuado em diversos projetos voltados à implementação e aprimoramento da previsão da geração eólica.

Victor Andrade de Almeida possui graduação em Engenharia Elétrica pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (2013) e mestrado em Engenharia Elétrica com ênfase em Inteligência Computacional pela COPPE/UFRJ (2017). É pesquisador do Centro de Pesquisas de Energia Elétrica (CEPEL) desde 2015, atuando na pesquisa e no desenvolvimento de modelos computacionais com aplicação de métodos estatísticos, probabilísticos e de inteligência artificial nas áreas de previsão de carga, construção de tipologias e tratamento de curvas de carga e previsão de geração de energia eólica.