

## Lista Ranqueada de Equipamentos via Amostragem por Importância para Estudos de Confiabilidade de Sistemas de Geração e Transmissão

Bruno A. S. Manso\*, Luiz A. F. Manso\*\*, Armando M. Leite da Silva\*, José F. C. Castro\*\*\*

\* Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – PUC-Rio, Rio de Janeiro, RJ, Brasil,  
(e-mail: brunomanso95@hotmail.com, am.leitedasilva@gmail.com)

\*\* Universidade Federal de São João del-Rei – UFSJ, São João del-Rei, MG, Brasil  
(e-mail: lmanso@ufsj.edu.br)

\*\*\* Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, Recife, PE, Brasil  
(e-mail: jfilho.castro@gmail.com)

---

**Abstract:** This work proposes a new method for obtaining equipment ranking lists, which can be used in state enumeration algorithms to evaluate the reliability of generation and transmission (G&T) systems. The proposed approach is based on the variance reduction technique named Importance Sampling (IS). Concepts from IS, a tool aimed at sampling processes, such as Monte Carlo simulation, are used to rank the most relevant equipment in a G&T system. The proposed tool is applied to a modified version of the 1979 IEEE-RTS test system and the obtained results are discussed.

**Resumo:** Este trabalho propõe uma nova metodologia para obtenção de listas ranqueadas de equipamentos, as quais poderão ser utilizadas em algoritmos de enumeração de estados para avaliação da confiabilidade de sistemas de geração e transmissão (G&T). O método obtido é baseado na técnica de redução de variância Amostragem por Importância (IS – *Importance Sampling*). Conceitos da IS, uma ferramenta voltada para processos de amostragem, como a simulação Monte Carlo, são utilizados para o ranqueamento dos equipamentos mais relevantes de um sistema G&T. A ferramenta proposta é aplicada a uma versão modificada do sistema teste IEEE-RTS 1979 e os resultados obtidos são discutidos.

**Keywords:** Equipment ranking list; Importance sampling; Generation and transmission systems; Composite reliability; State enumeration.

**Palavras-chaves:** Lista ranqueada de equipamentos; Amostragem por importância; Sistemas de geração e transmissão; Confiabilidade composta; Enumeração de estados.

---

### 1. INTRODUÇÃO

A operação segura do ponto de vista estático (i.e., adequação) de um sistema elétrico de potência (SEP) é decorrente da sua capacidade de suportar a perda aleatória de um, ou até mais de um, de seus equipamentos. Os critérios mais utilizados na operação de SEPs são o N-1, N-2 ou listas de contingências (ONS, 2018). Em princípio, o critério N-1 implica em uma condição operativa capaz de suportar a perda de qualquer equipamento. No caso N-2, cortes controlados são admitidos para a perda de dois equipamentos. Já as listas de contingências podem conter uma relação de saídas forçadas simples ou de maior ordem.

A identificação de contingências que resultam em maiores impactos na operação estática de SEPs tem sido discutida ao longo de muitos anos, por meio de diversos modelos, (Stott, Alsac, Alvarado, 1985), (Agreira et al., 2003) e (Stefopoulos et al., 2005), apresentando importantes aplicações no planejamento da expansão e da operação da transmissão, e na avaliação da confiabilidade. Em muitos estudos é essencial avaliar a segurança de sistemas de potência para diferentes pontos de operação, o que pode exigir grande esforço computacional.

Especificamente em relação à avaliação da confiabilidade, a possibilidade do emprego de listas de contingências se dá nos métodos baseados em enumeração de estados (Rei, Schilling, 2008). Sabe-se que as técnicas de enumeração são muito sensíveis ao tamanho do espaço de estados, sendo inaplicáveis a sistemas de médio-grande porte (Rei, Schilling, 2008) e (Schilling, Leite da Silva, 2014). Em tais sistemas, tem sido possível realizar apenas análises restritas a um número reduzido de contingências simultâneas (e.g., até 2 ou 3 contingências) ou adotando uma lista de contingências.

Visando fomentar a aplicabilidade das técnicas de enumeração de estados, o presente artigo propõe um novo método para o ranqueamento dos equipamentos mais relevantes de um sistema de geração e transmissão (G&T). Para tal, são empregados conceitos de uma técnica de redução de variância, a amostragem por importância, a qual é conceitualmente voltada para os métodos baseados em amostragem, como a Simulação Monte Carlo (SMC) (González-Fernandes et al., 2013). A técnica desenvolvida é aplicada a uma versão modificada do sistema teste IEEE-RTS 1979 (Probability Methods Subcommittee, 1979). A lista ranqueada obtida é empregada em um método de enumeração de estados produzindo resultados muito promissores.

## 2. AMOSTRAGEM POR IMPORTÂNCIA

No intuito de aprimorar a eficiência computacional de ferramentas baseadas em amostragem, como a SMC, diversas técnicas de redução de variância (VRT - *Variance Reduction Techniques*) são empregadas. Dentre as principais, a amostragem por importância (IS - *Importance Sampling*) é considerada a VRT fundamental (Rubinstein, Kroese, 2008), sendo a escolhida para fazer parte do método proposto neste trabalho. Os conceitos de IS apresentados nesta seção dão base para a metodologia de classificação dos equipamentos de um sistema G&T, quanto ao grau de sua relevância para a falha do sistema.

### 2.1 Abordagem para um vetor aleatório discreto

Seja  $x = [x_1, x_2, \dots, x_n]$  um vetor aleatório discreto que assume valores no espaço  $\mathbf{X}$ . Seja, ainda,  $\{f(x; \sigma)\}$  uma família paramétrica de funções densidade de probabilidade (pdf - *probability density function*) em  $\mathbf{X}$ , onde  $\sigma$  é o vetor real de parâmetros. Para este problema, que é discreto, o valor esperado de uma função teste mensurável  $F(x)$  qualquer é dado por:

$$E_{\sigma}[F(x)] = \sum_{x_1^k \in \mathbf{X}} \dots \sum_{x_n^k \in \mathbf{X}} F(x_1^k, \dots, x_n^k) f(x_1^k, \dots, x_n^k) \quad (1)$$

Seja, ainda,  $S(x)$  uma função real no espaço  $\mathbf{X}$ , denominada por função de desempenho, e  $\gamma$  um número real. Considere que o objetivo seja estimar a probabilidade  $\ell$ , tal que  $S(x) \geq \gamma$  e que  $\mathbf{X}$  obedece à pdf conjunta  $f(x; u)$  com vetor de parâmetros  $\sigma = u$ . Esta probabilidade pode ser expressa como:

$$\ell = P_u\{S(x) \geq \gamma\} = E_u[I_{\{S(x) \geq \gamma\}}] \quad (2)$$

Neste caso,  $F(x)$  é substituída pelo avaliador de uma expressão lógica ( $I_{\{S(x) \geq \gamma\}}$ ), o qual fornece o valor um, se  $\{S(x) \geq \gamma\}$  é verdadeiro, ou zero, em caso contrário.

Generalizando, a função teste  $F(x) = I_{\{\text{expressão lógica}\}}$  assume um valor real  $\alpha$ , se  $\{\text{expressão lógica}\}$  é verdadeira, ou recebe zero, em caso contrário.

Considere, agora, que seja possível obter uma nova pdf conjunta  $f(x; v)$ , da mesma família da pdf conjunta  $f(x; u)$ , mas com vetor de parâmetros  $\sigma = v$ . Para fins de maior clareza no equacionamento,  $f(x; v)$  será representado por  $g(x; v)$ . Então, a estimativa para uma probabilidade  $\ell$ , que originalmente é fornecida por (3), pode ser obtida por (4).

$$\tilde{\ell} = \tilde{E}_u[F(x)] = \frac{1}{m_u} \sum_{k=1}^{m_u} F(x^k) \quad (3)$$

$$\tilde{\ell} = \tilde{E}_v \left[ F(x) \frac{f(x^k; u)}{g(x^k; v)} \right] = \frac{1}{m_v} \sum_{k=1}^{m_v} F(x^k) \frac{f(x^k; u)}{g(x^k; v)} \quad (4)$$

O subscrito  $u$ , em (3), indica que a estimativa (amostra de tamanho  $m_u$ ) é obtida por meio de  $f(x; u)$ . Já em (4), o subscrito  $v$  indica que a estimativa é obtida via  $g(x; v)$ , enquanto o argumento do estimador  $\tilde{E}_v$  mostra que a estimativa para o valor esperado de  $F(x)$  é compensada pela razão entre  $f$  e  $g$ , para cada realização de  $x$ . Deste modo,  $\tilde{E}_v$ , chamado de estimador amostragem por importância (estimador IS), também é não tendencioso. A pdf conjunta  $g(x; v)$  é denominada por pdf amostragem por importância (pdf IS), enquanto  $\frac{f(x; u)}{g(x; v)}$  é chamada de razão de verossimilhança.

### 2.2 Aplicação em Distribuições Bernoulli

Neste trabalho, uma pdf IS é utilizada para classificar as variáveis de entrada quanto à sua influência nos índices de confiabilidade, os quais serão obtidos via enumeração de estados. Portanto, é apresentado, a seguir, um procedimento especificamente proposto para obtenção da pdf IS desejada.

Primeiramente, é necessário lembrar que, em um processo estocástico, se o vetor  $x$  é composto por  $n$  variáveis aleatórias estatisticamente independentes, as pdfs conjuntas, original e IS, podem ser obtidas como o produto entre as pdfs marginais, tal como em (5) e (6).

$$f(x; u) = \prod_{i=1}^n f(x_i; u_i) \quad (5)$$

$$g(x; v) = \prod_{i=1}^n g(x_i; v_i) \quad (6)$$

Dessa forma, é possível desagregar as pdfs das variáveis aleatórias de  $x$ , de modo que cada  $x_i \in \mathbf{X}$  terá associada a si um parâmetro (ou subvetor de parâmetros)  $v_i$ . Adicionalmente, pode-se encontrar a relação direta que cada variável aleatória tem com o evento que se busca capturar por meio de  $F(x)$ . Um caminho para este fim reside em executar uma SMC não sequencial, gerando uma amostra aleatória  $x^1, \dots, x^k, \dots, x^m$  a partir da pdf conjunta original  $f(x; u)$ . Por meio desta simulação pode-se identificar um evento específico para cada  $x_i$ . Isto é, para cada variável aleatória, deve-se identificar uma função teste que indica o impacto do seu estado amostrado  $x_i^k$  para o resultado de  $F(x^k)$ .

Define-se, então,  $F_{IS}(x_i^k)$  como a função teste amostragem por importância da variável aleatória  $x_i$ , no seu estado  $x_i^k$ . Observando o caso específico de distribuições de Bernoulli, tem-se que o estimador de  $F_{IS}(x_i^k)$  pode ser entendido também como a estimativa de um novo valor ( $v_i$ ) para o parâmetro unidimensional  $\sigma_i$ , obtendo, assim, a pdf IS de  $x_i$ . Logo, considerando  $NS$  estados amostrados pela SMC:

$$v_i = \tilde{E}_u[F_{IS}(x_i)] = \frac{1}{NS} \sum_{k=1}^{NS} F_{IS}(x_i^k) \quad (7)$$

onde o subscrito  $u$  indica que a estimativa é obtida a partir da amostragem em  $f(x;u)$ , ou seja, por meio dos estados amostrados a partir da pdf conjunta original.

### 3. ENUMERAÇÃO DE ESTADOS

Por apresentar similaridades com os critérios determinísticos, a enumeração de estados tem se mostrado mais atrativa ao setor elétrico. Para aplicação em sistemas de pequeno porte, sobretudo na avaliação restrita à transmissão, ela pode apresentar desempenho interessante. No entanto, devido à sua elevada sensibilidade ao tamanho do espaço de estados, as técnicas de enumeração têm se mostrado impraticáveis para a análise de sistemas de médio a grande porte (Rei, Schilling, 2008) e (Schilling, Leite da Silva, 2014).

De forma simplificada, todo o procedimento de uma enumeração pode ser resumido nos três passos básicos dados a seguir (Pereira, Balu, 1992):

- i) Selecione (enumere) cada estado  $x^k \in X$ ;
- ii) Calcule  $F(x^k)$ ;
- iii) Acumule em um somador o produto  $F(x^k) \times P(x^k)$ .

Observando estes três passos básicos é fácil concluir que a enumeração de estados, como já indica o seu próprio nome, é um procedimento de contagem, o qual seria rápido e preciso se não dependesse da dimensão do sistema a ser analisado. Infelizmente, o número de estados nos quais o sistema pode residir tem relação exponencial com o número de componentes do vetor de estados  $x$ . Por exemplo, para um sistema contendo  $m$  equipamentos, todos eles obedecendo ao modelo de Markov da Fig. 1, o espaço  $X$  será formado por  $2^m$  estados. Portanto, para sistemas reais, é possível enumerar apenas um subconjunto  $X'$  e calcular valores limites, inferior e superior, para as estimativas, conforme (Pereira, Balu, 1992). No entanto, para sistemas com número elevado de componentes pode ficar impraticável enumerar uma parcela minimamente representativa de  $X$ .

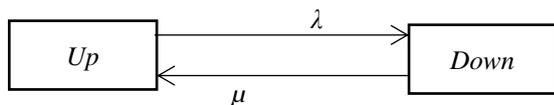


Fig. 1 Modelo de Markov a 2 estados.

### 4. METODOLOGIA PROPOSTA

Este trabalho propõe a utilização de conceitos da IS para a obtenção de listas ranqueadas de equipamentos de sistemas G&T, com base na sua relevância para a formação dos índices de confiabilidade. Para este fim, será considerada a parcela de cada índice devida às restrições operativas resolvidas somente após aplicação de corte de carga, por um algoritmo de fluxo de potência ótimo (FPO). Portanto, serão desconsiderados eventuais problemas identificados no balanço de geração, o qual fornece índices exclusivamente relacionados ao parque gerador. Cabe salientar que estes índices são praticamente nulos para sistemas reais.

Deste modo, a relevância de cada equipamento será identificada a partir de sua eventual contribuição, essencial, para as falhas identificadas via algoritmo de FPO linear. O modelo de Markov da Fig. 1 será adotado para os equipamentos G&T, sendo a carga representada por um valor constante. Portanto, cada lista ranqueada obtida será específica para o nível de carregamento considerado.

#### 4.1 Avaliação da Relevância

Do estudo da confiabilidade de sistemas G&T sabe-se que cada equipamento apresenta um grau de importância diferente para uma determinada falha. Sob essa perspectiva, é possível determinar a contribuição de um dado equipamento para cada estado de falha encontrado. Isto define o evento a ser identificado, qual seja, a relevância deste equipamento para a falha (i.e., o evento relevância). Pode-se, então, elaborar um processo capaz de qualificar cada equipamento de um sistema quanto ao grau de sua relevância para a falha. Como resultado tem-se uma lista ranqueada composta com os equipamentos que, em princípio, mais contribuem para a formação dos índices de confiabilidade para o tipo de falha especificado.

O processo proposto para obtenção da lista ranqueada, baseado em IS, consiste em uma breve SMC não sequencial, a qual incorpora uma função teste de relevância no seu processo de avaliação dos estados amostrados. Por meio desta nova função teste, o evento relevância de cada equipamento é capturado. A probabilidade deste evento, quantificada pela estimativa do valor esperado da função teste, corresponde a uma nova indisponibilidade (parâmetro  $\sigma_i = v_i$  da pdf IS), que será chamada de indisponibilidade distorcida.

Ao longo da breve SMC não sequencial a relevância de cada equipamento do sistema deve ser atualizada toda vez que um estado de falha é encontrado. Para isto, é necessário reparar, alternadamente, aqueles equipamentos que se encontram fora de operação e realizar análises adicionais, visando identificar aqueles que seriam essenciais para a falha em questão (i.e., aqueles cujo reparo leva o estado para a condição de sucesso). Felizmente, o número de análises adicionais é relativamente baixo, sendo dado pelo produto entre o número de estados de falha amostrados e o número médio de equipamentos encontrados fora de operação nestes estados de falha. Quanto ao custo computacional, destaca-se que o limite máximo para o coeficiente de incerteza relativa (Pereira, Balu, 1992), adotado no Monte Carlo que dá suporte à obtenção da lista ranqueada, não precisa ser comparável ao necessário para obtenção de índices de confiabilidade. Portanto, o incremento linear, decorrente das análises adicionais, é imensamente suplantado pelo decaimento exponencial propiciado pelo aumento da incerteza utilizada para a interrupção do processo.

Todo o procedimento está dividido em dois algoritmos. O principal, que contém a SMC não sequencial, é apresentado na próxima subseção. Já o algoritmo para avaliação da relevância, apresentado a seguir, obtém as indisponibilidades distorcidas a partir de amostras contendo somente estados de falha. O número de falhas amostradas ( $NF$ ) é incrementado a cada corte de carga detectado pelo algoritmo principal.

- i) Incremente o número de falhas:  $NF = NF + 1$ ;
- ii) Faça  $x^{NF} = x^k$  (estado de falha amostrado no algoritmo principal);
- iii) Inicie os contadores de estações geradoras e de circuitos:  $IEG = 0$  e  $ICI = 0$ ;
- iv) Incremente  $IEG \rightarrow IEG = IEG + 1$ ;
- v) Se uma ou mais unidades da estação geradora  $EG_{IEG}$  estiverem indisponíveis no estado  $x^{NF}$ , repare uma unidade, produzindo o novo estado  $x^{NFIEG}$ ; senão, vá para o passo x);
- vi) Avalie o estado  $x^{NFIEG}$ ;
- vii) Avalie a função teste de relevância de estações geradoras ( $F_{rel}^{EG}$ ) para a  $EG_{IEG}$ , por meio de (8);
- viii) Atualize  $\tilde{E}^{EGIEG}$  (i.e., atualize a estimativa da indisponibilidade distorcida da  $EG_{IEG}$ ), por meio de (9);
- ix) Retorne a unidade reparada em v) para a condição de falha;
- x) Se  $IEG < NEG$  (número total de estações geradoras), retorne ao passo iv);
- xi) Incremente  $ICI \rightarrow ICI = ICI + 1$ ;
- xii) Se o circuito  $CI_{ICI}$  estiver indisponível no estado  $x^{NF}$ , repare-o, produzindo o novo estado  $x^{NFCI}$ ; senão, vá para o passo xvii);
- xiii) Avalie o estado  $x^{NFCI}$ ;
- xiv) Avalie a função teste de relevância de circuitos ( $F_{rel}^{CI}$ ) para o  $CI_{ICI}$ , por meio de (10);
- xv) Atualize  $\tilde{E}^{CICI}$  (i.e., atualize a estimativa da indisponibilidade distorcida do  $CI_{ICI}$ , por meio de (11);
- xvi) Retorne o circuito reparado em xii) para a condição de falha;
- xvii) Se  $ICI < NCI$  (número total de circuitos), retorne ao passo xi); senão, retorne ao algoritmo descritivo do processo de obtenção da lista ranqueada.

$$F_{rel}^{EG}(x^{NFIEG}) = \begin{cases} 0, & \text{se } x^{NFIEG} \in \mathbf{X}_F \\ \frac{Un_{Ind}^{IEG}}{Un_{IEG}}, & \text{se } x^{NFIEG} \in \mathbf{X}_S \end{cases} \quad (8)$$

$$\tilde{E}^{EGIEG}(F_{rel}^{EG}(x)) = \left(\frac{1}{NF}\right) \sum_{m=1}^{NF} F_{rel}^{EG}(x^{mIEG}) \quad (9)$$

$$F_{rel}^{CI}(x^{NFCI}) = \begin{cases} 0, & \text{se } x^{NFCI} \in \mathbf{X}_F \\ 1, & \text{se } x^{NFCI} \in \mathbf{X}_S \end{cases} \quad (10)$$

$$\tilde{E}^{CICI}(F_{rel}^{CI}(x)) = \left(\frac{1}{NF}\right) \sum_{m=1}^{NF} F_{rel}^{EG}(x^{mICI}) \quad (11)$$

onde  $\mathbf{X}_F$  e  $\mathbf{X}_S$  representam os subespaços dos estados de falha e de sucesso, respectivamente.

Analisando o algoritmo acima, algumas conclusões podem ser extraídas acerca da obtenção das indisponibilidades distorcidas. Durante o processo de avaliação da relevância, dentro do universo dos estados de falha, quanto mais vezes um equipa-

mento aparece indisponível e se mostra essencial para a ocorrência da falha, maior será o valor da sua indisponibilidade distorcida, indicando maior contribuição para os índices de confiabilidade. De modo contrário, um equipamento que, mesmo frequentemente indisponível, não costuma ser essencial para a falha (ou que costuma ser essencial, mas aparece pouco, por ser muito confiável), apresentará indisponibilidade distorcida reduzida, indicando menor contribuição para os índices. Adicionalmente, um equipamento que aparece indisponível, com qualquer frequência, mas nunca é essencial para a falha, apresentará indisponibilidade distorcida nula, indicando nenhuma relevância para os índices.

#### 4.2 Algoritmo para Obtenção da Lista Ranqueada

Antes de apresentar os passos básicos necessários à obtenção da lista ranqueada, cabe destacar que os índices calculados pela SMC não sequencial (que dá suporte à metodologia proposta) não devem ser considerados em nenhuma análise, haja vista o baixo nível de convergência por eles apresentado. No entanto, esta convergência é utilizada para, indiretamente, controlar a quantidade de estados de falha amostrados. Deve-se ter em mente que existe uma quantidade mínima destes estados, a qual é necessária para permitir uma consistente classificação, quanto ao nível de relevância, dos equipamentos do sistema. Então, para controle indireto do processo proposto foi adotado o cálculo e monitoramento dos índices LOLP (*loss of load probability*) e EENS (*expected energy not supplied*). As funções teste e a expressão da média amostral, necessárias para cálculo das estimativas dos índices, são dadas por (12) a (14). Já o coeficiente de incerteza relativa, de cada índice, é obtido pela equação geral dada em (15).

$$F_{LOLP}(x^k) = \begin{cases} 0, & \text{se } x^k \in \mathbf{X}_S \\ 1, & \text{se } x^k \in \mathbf{X}_F \end{cases} \quad (12)$$

$$F_{EENS}(x^k) = \begin{cases} 0, & \text{se } x^k \in \mathbf{X}_S \\ \Delta P_k \times H_T, & \text{se } x^k \in \mathbf{X}_F \end{cases} \quad (13)$$

$$\tilde{E}[F(x)] = \frac{1}{NS} \sum_{k=1}^{NS} F(x^k) \quad (14)$$

$$\beta = \frac{\sqrt{\tilde{V}(\tilde{E}[F(x)])}}{\tilde{E}[F(x)]} \times 100\% \quad (15)$$

onde  $\Delta P_k$ , usualmente dado em MW, representa o montante de carga cortado no estado  $x^k$ ;  $H_T$  é o número de horas contidas no período de estudo (e.g., 8760 horas/ano);  $NS$  é o número de sorteios de Monte Carlo; e  $\tilde{V}(\tilde{E}[F(x)])$ , variância amostral, é obtida conforme (16).

$$\tilde{V}(\tilde{E}[F(x)]) = \frac{1}{NS \times (NS - 1)} \sum_{k=1}^{NS} (F(x^k) - \tilde{E}[F(x)])^2 \quad (16)$$

Compreendidos os parâmetros e variáveis que integram o processo de obtenção da lista ranqueada, é possível completar os passos básicos que reproduzem a metodologia proposta neste artigo. Conforme destacado na subseção anterior, estes

passos são divididos em dois algoritmos, o principal, que norteia as etapas gerais, e o algoritmo de avaliação da relevância para a falha, apresentado na subseção anterior. O algoritmo principal é disponibilizado a seguir.

- i) Defina o limite superior para a incerteza dos índices monitorados:  $\beta_{max}$ ;
- ii) Inicie as variáveis número de sorteios e maior incerteza dos índices monitorados:  $NS = 0$  e  $\beta = 100,0\%$ ;
- iii) Inicie a variável  $NF$ , utilizada na avaliação da relevância:  $NF = 0$ ;
- iv) Atualize  $NS \rightarrow NS = NS + 1$ ;
- v) Sorteie um vetor  $x^k \in X$  (i.e., amostre os estados dos equipamentos de geração e transmissão) a partir de sua distribuição de probabilidade  $P(X)$ ;
- vi) Avalie o estado  $x^k$  amostrado;
- vii) Se o estado  $x^k$  não apresentar falha, vá para o passo *xi*);
- viii) Avalie a relevância de cada equipamento indisponível;
- ix) Avalie as funções teste e estime os índices LOLP e EENS;
- x) Calcule os coeficientes de incerteza relativa dos índices e atualize  $\beta$ ;
- xi) Se  $(\beta > \beta_{max})$  &  $(NS < NS_{max})$ , retorne ao passo *iv*);
- xii) Preencha a lista ranqueada dispondo os componentes do sistema em ordem decrescente de suas indisponibilidades distorcidas, obtidas via algoritmo de avaliação da relevância.

Com relação ao último passo do algoritmo descrito acima, cabe salientar que somente os componentes com indisponibilidade distorcida não-nula devem ser ranqueados. Adicionalmente, tolerâncias para o valor de indisponibilidade distorcida podem ser adotadas para reduzir o tamanho da lista a ser obtida.

## 5. RESULTADOS

A metodologia proposta foi implementada em linguagem Fortran. Um computador equipado com processador Intel(R) Core(TM) i7 de 2 núcleos, 4 processadores e frequência de 2,5 GHz foi utilizado para realizar as simulações apresentadas neste artigo.

Uma versão modificada (MRTS-79) do sistema IEEE-RTS 1979 (Probability Methods Subcommittee, 1979) foi utilizada para testes. O sistema original é constituído de 24 barras (17 de carga e 10 de geração) e 38 circuitos (CI), dispostos em 34 ramos. Nas 10 barras de geração existem 32 unidades geradoras, as quais estão distribuídas em 14 estações geradoras (EG). Dessa forma, o sistema apresenta 32 equipamentos de geração e 38 equipamentos de transmissão, 70 no total. A versão modificada resulta da duplicação da carga de cada barra com consumidores e da capacidade de cada unidade geradora. Tais alterações visam estressar a rede de transmissão, a qual é muito robusta.

Para a obtenção da lista ranqueada foram adotados os seguintes limites:  $\beta_{max} = 10\%$  e  $NS_{max} = 10.000$  sorteios. Informa-se, ainda, que equipamentos com indisponibilidade distorcida inferior a 0,0050 pu não foram ranqueados.

### 5.1 Obtenção da Lista Ranqueada

Para a obtenção da lista ranqueada do sistema MRTS79 foram necessários apenas 360 sorteios de Monte Carlo. No entanto, o total de estados avaliados ficou em 664, pois a avaliação de relevância demandou 304 análises adicionais. Para 497 dos 664 estados avaliados, foi necessário executar análise de FPO. O tempo de processamento para cumprir todo algoritmo da Subseção 4.2 ficou em 0,672 segundos.

Conforme mostra a Tabela 1, a lista ranqueada obtida possui um total de 15 componentes. No entanto, como 6 das 11 EGs ranqueadas possuem duas ou mais unidades, o total de equipamentos chega a 22. Apenas 4 circuitos foram ranqueados, o que comprova a confiabilidade da rede de transmissão, mesmo com o estresse produzido por esta versão modificada. Os demais 34 circuitos apresentaram indisponibilidades distorcidas nulas. Do total de EGs do sistema, apenas uma, a EG-05, localizada na barra 8, apresentou indisponibilidade distorcida nula. Outras duas estações, EG-12 e EG-15, localizadas nas barras 22 e 15, respectivamente, apresentaram indisponibilidades distorcidas abaixo da tolerância.

**Tabela 1. Lista Ranqueada para o MRTS79**

Ordem	Comp.	Barra	Barras Terminais		Indisponibilidade (pu)	
			De	Para	Distorc.	Original
01	EG-14	23	-	-	0,1511	0,0802
02	EG-10	18	-	-	0,1079	0,1203
03	EG-06	13	-	-	0,0887	0,0501
04	EG-03	02	-	-	0,0576	0,1002
05	EG-11	21	-	-	0,0504	0,1203
06	EG-02	01	-	-	0,0396	0,0201
07	EG-04	02	-	-	0,0396	0,0201
08	EG-01	01	-	-	0,0288	0,1002
09	CI-16	-	10	11	0,0288	0,0018
10	EG-09	16	-	-	0,0216	0,0401
11	EG-13	23	-	-	0,0180	0,0401
12	CI-17	-	10	12	0,0144	0,0018
13	EG-08	15	-	-	0,0072	0,0401
14	CI-07	-	03	24	0,0072	0,0018
15	CI-14	-	09	11	0,0072	0,0018

### 5.2 Enumeração de estados restrita à Lista Ranqueada

Para validação da lista ranqueada obtida, foram realizadas três avaliações de confiabilidade, duas via enumeração de estados e uma por meio de SMC não sequencial. A primeira enumeração de estados é conduzida a partir da lista ranqueada. Para tal, todos os equipamentos não ranqueados são considerados 100% confiáveis (i.e., com indisponibilidades nulas). Já a segunda enumeração considera todos os 70 equipamentos G&T. Por fim, visando prover valores de referência para os índices obtidos, é executada uma SMC não

sequencial com um baixo limite superior para o coeficiente de incerteza relativa ( $\beta_{max} \leq 3,00\%$ ). Adicionalmente, cabe destacar que as indisponibilidades distorcidas se destinam ao ranqueamento. Portanto, somente as indisponibilidades originais são utilizadas nas três avaliações apresentadas.

Os resultados obtidos, considerando os índices descritos na Subseção 4.2, LOLP e EENS, são apresentados na Tabela 2. As funções teste, utilizadas pela enumeração de estados em seu passo básico *ii*), são as mesmas descritas em (12) e (13). Na última coluna da Tabela 2, logo abaixo dos índices obtidos via SMC não sequencial, são apresentados os respectivos coeficientes de incerteza relativa. Tanto a enumeração da lista ranqueada quanto a enumeração completa produziram resultados excelentes quando comparados aos valores adotados como referência (SMC não sequencial). No entanto, o esforço computacional demandado pela primeira enumeração é 193 vezes inferior ao da segunda. Uma proporção semelhante é apresentada também em relação aos estados avaliados e ao FPO.

Cabe frisar que o sistema MRTS-79 tem porte pequeno, o que suaviza a sensibilidade da enumeração ao tamanho do espaço de estados. Mesmo neste caso, a enumeração completa perde aplicabilidade. Portanto, o desempenho propiciado pela lista ranqueada é muito promissor, apresentando um tempo de processamento 3 vezes inferior ao da SMC não sequencial. Logicamente, em sistemas de maior porte este desempenho pode não ser repetido na mesma dimensão. Na continuidade dos trabalhos, esforços serão conduzidos para viabilizar a avaliação de sistemas reais.

Por fim, salienta-se que o tempo gasto para a obtenção da lista ranqueada não foi considerado. Contudo, mesmo se contabilizado, o desempenho da enumeração da lista permanece muito atrativo: 135 vezes mais rápida que a enumeração completa e quase 2 vezes mais veloz que a SMC não sequencial.

**Tabela 2. Índices e desempenho obtidos**

	Enumeração da Lista	Enumeração Completa	SMC não sequencial
<b>LOLP</b>	0,36830	0,37317	0,37196 (1,96%)
<b>EENS (GWh/ano)</b>	357,429	355,898	358,214 (3,00%)
<b>Estados Avaliados</b>	1.258	230.006	4.401
<b>FPO</b>	1.254	225.791	3.060
<b>Tempo (s)</b>	1,562	301,438	4,766

## 6. CONCLUSÕES

Este artigo apresentou uma nova metodologia para o ranqueamento de listas de equipamentos de geração e transmissão, tendo em mente o impacto destes na confiabilidade do sistema. A partir da definição do evento relevância de um equipamento, o qual identifica a sua condição essencial para um estado de falha do sistema, a amostragem por importância, uma técnica de redução de variância, é utilizada para produzir uma nova indisponibilidade (distorcida) para este equipamento.

A lista ranqueada, obtida a partir das indisponibilidades distorcidas, proporciona, de forma ordenada, os equipamentos mais relevantes para a composição dos índices de confiabilidade do sistema. Esta importante contribuição é comprovada por meio de análises aplicadas a uma versão modificada do sistema teste IEEE-RTS 1979.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq pelo apoio financeiro.

## REFERÊNCIAS

- C.I.F. Agreira, C.M.M. Ferreira, J.A.D. Pinto, F.P.M. Barbosa, (2003) “Contingency screening and ranking algorithm using two different sets of security performance indices”, IEEE Bologna Power Tech Conf. Proceedings, Bologna, Italy.
- R.A. González-Fernández, A.M. Leite da Silva, L.C. Resende, M.T. Schilling (2013) “Composite Systems Reliability Evaluation Based on Monte Carlo Simulation and Cross-Entropy Methods”, *IEEE Trans. on Power Systems*, vol. 28, Nov., pp. 4598-4606.
- ONS (2018) “Procedimentos de Rede - Submódulo 23.3 - Diretrizes e critérios para estudos elétricos, Rev. 2018.08.
- M.V.F. Pereira, N.J. Balu (1992) “Composite generation/transmission reliability evaluation”, *Proc. of the IEEE*, vol. 80, April, pp. 470-491.
- Probability Methods Subcommittee (1979) “IEEE Reliability Test System”, *IEEE Trans. on Power App. and Systems*, vol. PAS-98, Nov., pp. 2047-2054.
- A.M. Rei, M.T. Schilling (2008) “Reliability Assessment of the Brazilian Power System Using Enumeration and Monte Carlo”, *IEEE Trans. on Power Systems*, vol. 23, Aug., pp. 1480-1487.
- R.Y. Rubinstein, D.P. Kroese (2008) *Simulation and the Monte Carlo Method*, 2nd ed., NJ: John Wiley & Sons.
- M.T. Schilling, A.M. Leite da Silva (2014) “Conceptual Investigation on Probabilistic Adequacy Protocols: Brazilian Experience”, *IEEE Trans. on Power Systems*, vol. 29, May, pp. 1270-1278.
- G.K. Stefopoulos, F. Yang, G.J. Cokkinides, A.P.S. Meliopoulos (2005) “Advanced contingency selection methodology”, Proc. of the 37th Annual North American Power Symp., Ames, IA, USA, 67-73.
- B. Stott, O. Alsac, F.L. Alvarado (1985) “Analytical and computational improvements in performance-index ranking algorithms for networks”, *Int. Journal of Electrical Power & Energy Systems*, vol. 7, July, pp. 154-160.