

Trabalho submetido ao décimo SBSE que acontecerá em Manaus-AM entre os dias 15 e 18 de Outubro de 2023.

Identificação da Topologia Operativa de Redes Elétricas via Testes de Hipóteses e Solução de Sistemas Lineares Modificados

Fernanda Mary de S Fernandes * Antonio Simões Costa **

* Universidade Federal de Santa Catarina - Florianópolis, SC, Brasil (e-mail: fernanda.mary@posgrad.ufsc.br).

** Universidade Federal de Santa Catarina - Florianópolis, SC, Brasil (e-mail: simoes.costa@ufsc.br)

Abstract: Topology errors contaminating network configuration results compromise the performance of subsequently executed applications such as state estimation and contingency analysis. This paper presents a new method for determining the topology which is best supported by available analog measurements. It is based on hypothesis testing, Bayes' theorem, and the minimum exponent of the probability density function associated with the alternative hypotheses. Techniques for solving modified linear systems prevent repeated state estimation execution and overcome numerical difficulties encountered in previous research efforts. The proposed method is assessed through test performed on two substations of IEEE 24 and 30-bus test systems.

Resumo: A ocorrência de erros de topologia na configuração de redes elétricas comprometem os resultados de aplicativos de apoio à operação em tempo real a serem executados posteriormente, tais como a estimação de estados e análise de contingências. Este artigo apresenta um novo método para determinar a topologia melhor suportada pelas medidas analógicas disponíveis, com foco em teste de hipóteses, no teorema de Bayes e no critério de mínimo expoente da função densidade associada às hipóteses alternativas. O uso de técnicas de solução de sistemas lineares modificados evita a necessidade de re-estimações sucessivas de estados e contorna dificuldades numéricas observadas em esforços de pesquisa anteriores. O método proposto é avaliado mediante testes envolvendo subestações dos sistemas-teste de 24 e 30 barras do IEEE.

Keywords: Topology error identification; power system state estimation; power system real time modeling.

Palavras-chaves: Identificação de erros de topologia; estimação de estados em sistemas de potência; modelagem em tempo real de sistemas de potência.

1. INTRODUÇÃO

Com o objetivo de assegurar a segurança da operação do sistema elétrico de potência (SEP), os sistemas de controle e operação dos centros de operação realizam a análise e monitoramento da segurança do sistema. Para isso, os centros de controle e operação, a partir das informações advindas da estimação de estados em sistema de potência (EESP), têm acesso em tempo real às informações sobre as grandezas elétricas do sistema. Assim, conseguem conhecer a condição de operação atual da rede elétrica e antecipar possíveis situações de contingência.

Com o desenvolvimento de pesquisas voltadas para a EESP, tornou-se possível obter, a cada intervalo de tempo, informações sobre posições dos dispositivos chaveáveis e quantidades analógicas de condições da operação, que devem ser monitoradas (Monticelli, 1999).

Atualmente, os dados do sistema são obtidos por um conjunto de telemédidas, fornecidas por sistemas SCADA (Supervisory Control and Data Acquisition) e de medição fasorial. O estimador é capaz de processar diversos tipos de medidas e, no caso das medidas analógicas, considera a existência dos erros aleatórios inerentes às mesmas.

Entretanto, erros de maior magnitude, não compatíveis com as hipóteses adotadas pelo modelo de medição, podem também ocorrer (Abur e Exposito, 2004). Estes últimos são classificados em três tipos: erros grosseiros em medidas, erros em parâmetros e erros de topologia.

Os erros de topologia estão relacionados às informações incorretas sobre o *status* de componentes chaveáveis da rede. Esses erros podem surgir devido ao mau funcionamento de chaves e disjuntores, manobra não registrada desses dispositivos ou falha mecânica nos dispositivos de sinalização. Este tipo de erro pode comprometer os resultados de aplicativos executados posteriormente, tais como a própria estimação de estados, a análise de contingências e o fluxo de potência em tempo real (Wu e Liu, 1989; Simões Costa e Leão, 1993). Isso se deve ao fato de que todas essas estimativas são feitas com base em uma configuração de rede que pode ser diferente daquela efetivamente usada na operação corrente.

Para o estimador de estados, o modelo barra-ramo do sistema, sintetizado a partir de dados sobre os *status* de chaves e disjuntores pelo configurador de redes, presume a ausência de erros de topologia. No entanto, se houver

imprecisões nas informações fornecidas ao configurador, é provável que ele forneça uma topologia com erros (Clements e Simões Costa, 1998).

Para a detecção e identificação dos erros de topologia é necessária uma modelagem detalhada das subestações da rede. Esta forma de representação é possibilitada pela inclusão de informações sobre arranjos e *status* de dispositivos chaveáveis internos às subestações (Clements e Davis, 1988; Monticelli e Garcia, 1991; Lourenço e Simões Costa, 2003).

Levando em conta que ramos convencionais tem características diferentes de ramos com chaves seccionadoras e disjuntores, Monticelli (1993) propôs um modelo que representa o fluxo de potência através dos ramos que contém dispositivos chaveáveis, considerando-os como novas variáveis de estado. Posteriormente, Clements e Simões Costa (1998) demonstraram que informações referentes aos *status* dos dispositivos chaveáveis podem ser incluídas no problema de estimação de estados como restrições de igualdade, possibilitando o acesso às informações de barras e seções de barras.

Uma das formas de detectar erros de topologia se dá pela análise dos multiplicadores de Lagrange, relacionados as restrições de igualdade, fornecidos pela estimação de estados. Através destes e de testes estatísticos de hipóteses, é possível conceber métodos para identificar qual das hipóteses sobre a configuração da rede é a verdadeira (Clements e Simões Costa, 1998; Lourenço e Simões Costa, 2003). Lourenço (2001) utiliza os conceitos do Teorema de Bayes e dos multiplicadores de Lagrange normalizados para calcular qual das hipóteses apresenta a maior probabilidade condicional de representar a configuração correta (Lourenço e Simões Costa, 2003; Lourenço et al., 2004; Clements e Davis, 1986, 1988).

Em Simões Costa et al. (2007) e Coelho et al. (2013) os multiplicadores de Lagrange são utilizados para determinar uma zona de anomalia, porção relevante da rede a ser modelada em detalhes, de modo a assegurar condições topológicas favoráveis para a identificação de erros de topologia. Lourenço et al. (2015) combina o uso de multiplicadores de Lagrange normalizados com testes geométricos para processar simultaneamente erros de topologia da rede e dados grosseiros em medições analógicas.

Usando o conceito de coestimação de estados e topologia, os trabalhos de da Silva et al. (2016) e Meneghetti et al. (2020) obtêm uma topologia confiável mesmo na presença de erros nos *status* de disjuntores e medidas analógicas. No que diz respeito aos sistemas de distribuição, Nabeyama et al. (2020) apresenta o uso de técnicas de inteligência artificial para reconhecer a topologia da rede a partir de dados de medições analógicas.

Este trabalho aprofunda e introduz melhoramentos na abordagem utilizada em (Lourenço e Simões Costa, 2003) para a identificação da topologia operativa de redes elétricas. Nesse sentido, também se apoia em modelos detalhados das condições internas das subestações e na aplicação de testes de hipóteses baseados no Teorema de Bayes (Papoulis e Pillai, 2002). Entretanto, o cálculo explícito da probabilidade a posteriori de cada hipótese alternativa condicionada ao vetor de medidas, empregado em (Lourenço e Simões Costa, 2003) revela-se, em vários casos, muito suscetível a problemas numéricos.

A solução adotada para contornar os problemas numéricos acima mencionados tem por base a constatação de que a determinação da topologia mais aderente às medidas analógicas disponíveis não requer necessariamente o valor das probabilidades das hipóteses; ao invés disso, a mesma conclusão pode ser obtida a partir do expoente da função densidade de probabilidade de cada hipótese alternativa. O método proposto é desenvolvido em torno deste conceito, e também contempla a utilização do teorema de Sherman-Morrison-Woodbury (Golub e Van Loan, 2013) para evitar re-estimações sucessivas e o conseqüente aumento de esforço computacional. Os resultados confirmam que o objetivo desejado de contornar dificuldades numéricas é alcançado, e que as taxas de sucesso obtidas para a identificação da topologia operativa em um número significativo de simulações são amplamente satisfatórias.

2. ESTIMAÇÃO DE ESTADOS NO NÍVEL DE SEÇÃO DE BARRA

Partindo da hipótese que os dados disponíveis garantem a observabilidade da rede (Clements e Wollenberg, 1975), a estimação de estados no nível de seção de barra (EENSB) é realizada em duas partes. Primeiramente é realizada a estimação considerando uma topologia de rede modelada no nível barra-ramo. Caso haja indicação de regiões do sistema que contenham erros de topologia, essas regiões são modeladas no nível de seção de barras, permitindo detalhar a modelagem das subestações envolvidas.

Dessa forma, um sistema com N barras modelado no nível de seção de barra com n_d dispositivos chaveáveis, tem vetor de estados, \mathbf{x} , com dimensão $n \times 1$, onde $n = 2N + 2n_d$:

$$\mathbf{x} = \left[\boldsymbol{\delta}^T \mathbf{v}^T \mathbf{t}^T \mathbf{u}^T \right]^T \quad (1)$$

onde $\boldsymbol{\delta}$ e \mathbf{v} são vetores de dimensão $N \times 1$ e representam estados referente aos ângulos de fase e às magnitudes das tensões nas barras do sistema, respectivamente; \mathbf{t} e \mathbf{u} são vetores de dimensão $n_d \times 1$, referente aos fluxos de potência ativa e reativa através dos ramos chaveáveis.

Os valores verdadeiros das quantidades medidas é desconhecido. O modelo de medição que relaciona as variáveis de estados, as quantidades medidas e os erros de medição, pode ser expresso por (2). Para que os estados sejam estimados, considera-se a equação (3) que relaciona os estados verdadeiros do sistema e os valores verdadeiros das medidas.

$$\mathbf{z}_m = \mathbf{z}_0 + \boldsymbol{\eta}_m \quad (2)$$

$$\mathbf{z}_0 = \mathbf{h}_m(\mathbf{x}) \quad (3)$$

$$\mathbf{z}_m = \mathbf{h}_m(\mathbf{x}) + \boldsymbol{\eta}_m \quad (4)$$

em que \mathbf{z}_m é o vetor de medidas, \mathbf{z}_0 é o vetor dos valores verdadeiros das quantidades medidas e $\boldsymbol{\eta}_m$ é o vetor dos erros aleatórios de medição e representa a imprecisão das quantidades medidas, $\mathbf{h}_m(\cdot)$ é o vetor formado por funções não-lineares, obtidas pela aplicação das leis de Ohm e de Kirchhoff as variáveis de estado, vetores de ordem $N_m \times 1$, sendo N_m o número de medidas.

Para estimar os estados, supõe-se inicialmente a ausência de medidas contaminadas por erros grosseiros e que os valores dos erros fornecidos pelos medidores situam-se em uma faixa de tolerância aceitável, de acordo com sua classe de exatidão. Por isso, admite-se que o vetor de

erros, $\boldsymbol{\eta}_m$, apresenta distribuição normal com média zero e com erros de medição não correlacionados, com matriz de covariância \mathbf{R}_m diagonal, cujos elementos são definidos pelas variâncias dos erros de medição. Portanto:

$$E(\boldsymbol{\eta}_m) = 0 \quad E(\boldsymbol{\eta}_m \boldsymbol{\eta}_m^T) = \mathbf{R}_m \quad (5)$$

$$\mathbf{R}_m = \text{diag} \{ \sigma_{m_1}^2, \sigma_{m_2}^2, \dots, \sigma_{m_m}^2 \}$$

onde $E\{\cdot\}$ representa o operador esperança matemática e $\sigma_{m_i}^2$, é a variância do medidor i .

O método mais comum para estimar os estados do sistema é o baseado no critério dos Mínimos Quadrados Ponderados (MQP). Este minimiza a soma do quadrado dos resíduos ponderados pelo inverso das variâncias, \mathbf{R}_m^{-1} associada às medidas (Schweppe e Handschin, 1974; Quintana et al., 1982).

$$J_m(\hat{\mathbf{x}}) = \frac{1}{2} \mathbf{r}_m^T \mathbf{R}_m^{-1} \mathbf{r}_m \quad (6)$$

2.1 Restrições Operacionais e Estruturais

As restrições operacionais e estruturais buscam representar as condições operacionais presumidas sobre os ramos chaveáveis e exploram as características elétricas do sistema. Seja um disjuntor conectado aos nós i e j da rede; se este disjuntor estiver fechado, a diferença angular e queda de tensão entre os nós i e j são nulas e sua representação é dada pelas seguintes expressões:

$$\delta_{ij} = \delta_i - \delta_j = 0 \quad \text{e} \quad v_{ij} = v_i - v_j = 0 \quad (7)$$

onde δ_{ij} e v_{ij} representam a diferença angular e queda de tensão entre os nós terminais dos ramos i e j . Já se o disjuntor estiver aberto, não há fluxos de potência nesse ramo. Logo seu *status* pode ser representado pelas expressões:

$$t_{ij} = 0 \quad \text{e} \quad u_{ij} = 0 \quad (8)$$

onde t_{ij} e u_{ij} representam os fluxos de potência ativo e reativo no disjuntor entre os ramos i e j . De forma genérica a representação das restrições relacionadas aos ramos chaveáveis é dada por:

$$\mathbf{h}_o(\mathbf{x}) = \mathbf{0} \quad (9)$$

com dimensão $N_o \times 1$, sendo N_o o número de restrições operacionais, $N_o = 2n_d$.

A modelagem da rede no nível de subestação traz ao problema características da rede física, como a presença de barras de passagem, barras que possuem injeção de potência ativa e reativa nulas e podem ser representadas como:

$$p_i(\hat{\mathbf{x}}) = 0 \quad \text{e} \quad q_i(\hat{\mathbf{x}}) = 0 \quad (10)$$

onde p_i e q_i representam as injeções de potência ativa e reativa na barra i , respectivamente.

As barras de referência angular são representadas como:

$$\boldsymbol{\delta}_\Phi = \mathbf{0} \quad (11)$$

onde $\boldsymbol{\delta}_\Phi$ é o vetor que representa o conjunto formado por todas as barras de referência do sistema, de dimensão $n_I \times 1$, sendo n_I o número de ilhas da sub-rede. De forma semelhante às condições operacionais, as restrições estruturais podem ser representadas por:

$$\mathbf{h}_s(\hat{\mathbf{x}}) = \mathbf{0} \quad (12)$$

onde $\mathbf{h}_s(\hat{\mathbf{x}})$ é um vetor de funções não lineares de dimensão $N_s \times 1$, sendo N_s o número de restrições estruturais, igual a duas vezes o número de barras de injeção nula somado a n_I .

2.2 Incorporação de Informações a Priori

Com a representação detalhada de subestações, há casos em que a representação de disjuntores abertos pode resultar no isolamento de algumas barras ou partes da rede, condição conhecida como ilhamentos na rede (Lourenço, 2001). Para lidar com esses problemas, algumas abordagens devem ser utilizadas, uma delas é a utilização de informações *a priori*.

As informações *a priori* tem a sua contribuição dada pela adição do termo quadrático apresentado em (13) à função-objetivo.

$$\frac{1}{2} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{P}^{-1} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}}) \quad (13)$$

onde $\bar{\mathbf{x}}$ representa o vetor $n \times 1$ que contém as informações dos estados e \mathbf{P} é uma matriz diagonal de covariância, de dimensão $n \times n$ que modela a incerteza da informação. Os valores dos termos diagonais de \mathbf{P} , conforme apresentado em (Lourenço, 2001) dependem do nível de confiança atribuída à respectiva informação *a priori*. Quanto menor esse nível, maior é o valor do termo em \mathbf{P} . Na expressão dos MQP essa informação é adicionada conforme mostra a seguinte expressão:

$$\text{Min} \quad \frac{1}{2} \mathbf{r}_m^T \mathbf{R}_m^{-1} \mathbf{r}_m + \frac{1}{2} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{P}^{-1} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}}) \quad (14)$$

Supõe-se que os erros das estimativas *a priori* também são não-correlacionados. A inclusão de informações *a priori*, conforme mostra (14), traz ao problema a adição de informações sobre cada variável de estado \hat{x}_i , com valor dado por \bar{x}_i e variância P_{ii} .

Considerando a modelagem das telemedidas, restrições operacionais e estruturais e informações *a priori* o problema de estimação de estados torna-se:

$$\begin{aligned} \text{Min} \quad & \frac{1}{2} \mathbf{r}_m^T \mathbf{R}_m^{-1} \mathbf{r}_m + \frac{1}{2} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{P}^{-1} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}}) \\ \text{sujeito a} \quad & \mathbf{z}_m - \mathbf{h}_m(\hat{\mathbf{x}}) - \mathbf{r}_m = \mathbf{0} \\ & \mathbf{h}_s(\hat{\mathbf{x}}) = \mathbf{0} \\ & \mathbf{h}_o(\hat{\mathbf{x}}) = \mathbf{0} \end{aligned} \quad (15)$$

Com base no modelo de medição linearizado e nas condições de otimalidade de primeira ordem obtém-se a função Lagrangeana apresentada em (16).

$$\mathcal{L} = \frac{1}{2} \mathbf{r}_m^T \mathbf{R}_m^{-1} \mathbf{r}_m + \frac{1}{2} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{P}^{-1} (\hat{\mathbf{x}} - \bar{\mathbf{x}}) + \boldsymbol{\lambda}_m [\mathbf{z}_m - \mathbf{h}_m(\hat{\mathbf{x}}) - \mathbf{r}_m] + \boldsymbol{\lambda}_s [-\mathbf{h}_s \hat{\mathbf{x}}] + \boldsymbol{\lambda}_o [-\mathbf{h}_o \hat{\mathbf{x}}] \quad (16)$$

onde $\boldsymbol{\lambda}_m$, $\boldsymbol{\lambda}_s$ e $\boldsymbol{\lambda}_o$ são vetores de dimensão $N_m \times 1$, $N_s \times 1$ e $N_o \times 1$ de multiplicadores de Lagrange relacionados às medidas, restrições estruturais e restrições operacionais. Estes podem ser representados por $\boldsymbol{\lambda}$ que é um vetor de dimensão $n_{mr} \times 1$, $n_{mr} = N_m + N_s + N_o$, formado por $\boldsymbol{\lambda}^T = [\boldsymbol{\lambda}_m^T \quad \boldsymbol{\lambda}_s^T \quad \boldsymbol{\lambda}_o^T]$.

Aplicando o método de Newton para obter a solução do sistema de equações resultante das condições de otimalidade de Karush-Kuhn-Tucker (KKT) correspondentes à (16) tem-se:

$$\begin{bmatrix} -\mathbf{P}^{-1} & \mathbf{H}_m^T & \mathbf{H}_s^T & \mathbf{H}_o^T \\ \mathbf{H}_m & \mathbf{R}_m & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{H}_s & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{H}_o & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \hat{\mathbf{x}} \\ \boldsymbol{\lambda}_m \\ \boldsymbol{\lambda}_s \\ \boldsymbol{\lambda}_o \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\mathbf{P}^{-1} \bar{\mathbf{x}} \\ \mathbf{z}_m - \mathbf{h}_m(\hat{\mathbf{x}}^k) \\ -\mathbf{h}_s(\hat{\mathbf{x}}^k) \\ -\mathbf{h}_o(\hat{\mathbf{x}}^k) \end{bmatrix} \quad (17)$$

onde \mathbf{H}_m , \mathbf{H}_s e \mathbf{H}_o são as matrizes Jacobianas, de dimensão $N_m \times n$, $N_s \times n$ e $N_o \times n$, composta pelas derivadas

parciais de primeira ordem das funções que representam as medidas e restrições estruturais e operacionais, $\mathbf{h}_m(\hat{\mathbf{x}})$, $\mathbf{h}_s(\hat{\mathbf{x}})$ e $\mathbf{h}_o(\hat{\mathbf{x}})$.

A resolução de (17) tem como resposta os valores de $\Delta\hat{\mathbf{x}}$, que serão iterativamente utilizados para atualizar os valores das variáveis de estado bem como os multiplicadores de Lagrange. Esse processo se encerra quando um limite pré-estabelecido sobre $\|\Delta\hat{\mathbf{x}}\|$ é alcançado.

3. ERROS DE TOPOLOGIA

O conhecimento da topologia da rede é uma informação relevante para operação do sistema, pois ela aponta a condição de chaves e disjuntores e indica como as linhas estão conectadas. Caso erros de topologia sejam ignorados, a rotina de detecção e identificação de erros grosseiros pode erroneamente excluir várias medidas analógicas interpretadas como dados ruins, e desse modo compromete a precisão das variáveis estimadas. Além disso, existe a possibilidade de o processo de estimação divergir ou enfrentar sérios problemas de convergência (Abur e Exposito, 2004).

3.1 Detecção de erros de topologia via multiplicadores de Lagrange normalizados

Considerando que o sistema linear apresentado em (17) pode ser solucionada por (18) para uma dada iteração k da estimação de estados. Tem-se:

$$\begin{bmatrix} \Delta\hat{\mathbf{x}} \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\Sigma^{-1} \mathbf{C}^T \\ \mathbf{C} \quad \mathbf{V} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\mathbf{P}^{-1}(\bar{\mathbf{x}} - \hat{\mathbf{x}}^k) \\ \mathbf{z} - \mathbf{h}(\hat{\mathbf{x}}^k) \end{bmatrix} \quad (18)$$

onde:

$$\begin{bmatrix} -\Sigma^{-1} \mathbf{C}^T \\ \mathbf{C} \quad \mathbf{V} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\mathbf{P}^{-1} \mathbf{H}^T \\ \mathbf{H} \quad \mathbf{R} \end{bmatrix} \triangleq \begin{bmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} \end{bmatrix} \quad (19)$$

e

$$\mathbf{R} \triangleq \begin{bmatrix} \mathbf{R}_m & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0}_s & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0}_o \end{bmatrix}, \mathbf{H} \triangleq \begin{bmatrix} \mathbf{H}_m(\hat{\mathbf{x}}^k) \\ \mathbf{H}_s(\hat{\mathbf{x}}^k) \\ \mathbf{H}_o(\hat{\mathbf{x}}^k) \end{bmatrix} \quad (20)$$

A partir de (18) nota-se que os multiplicadores de Lagrange normalizados (MLN) podem ser calculados conforme expressa equação (21).

$$\lambda_i^N = \frac{\lambda_i}{\sqrt{V_{ii}}} \quad (21)$$

Conforme demonstrado em (Clements e Simões Costa, 1998), assim como os resíduos de estimação viabilizam o processamento de erros grosseiros em medidas analógicas, pode-se considerar que os multiplicadores de Lagrange normalizados possibilitam a detecção e identificação de restrições incorretas associadas à topologia.

Na ausência de ET's, os MLN apresentam distribuição normal unitária. Dessa forma, para a detecção de ET's, usa-se o conceito de que, na presença de erros de topologia ou erros grosseiros em medidas, os valores dos MLN são superiores a um valor limiar pré-estabelecido.

Seja $\lambda_{o_{máx}}^N$ o máximo multiplicador de Lagrange normalizado associado às restrições operacionais. Tem-se:

$$|\lambda_{o_{máx}}^N| > \lambda_{lim} \quad (22)$$

onde λ_{lim} é um valor de limiar pré-especificado. Considerando que a probabilidade do valor de uma variável aleatória com distribuição normal unitária está entre -3σ e $+3\sigma$ é de 99%, um valor típico para λ_{lim} é 3,0 (Papoulis e Pillai, 2002).

Se, de acordo com (22), houver a detecção de erro de topologia, os disjuntores associados às restrições operacionais cujos multiplicadores de Lagrange normalizados ($\lambda_{o_i}^N$) têm magnitude superior ao limiar são considerados como suspeitos (Lourenço e Simões Costa, 2003). Então, para selecionar um disjuntor como suspeito usa-se:

$$|\lambda_{o_i}^N| > \lambda_{lim} \quad (23)$$

onde $\lambda_{o_i}^N$ é o multiplicador de Lagrange normalizado relacionado ao disjuntor i .

4. TESTE DE HIPÓTESES PARA IDENTIFICAÇÃO DA TOPOLOGIA CORRETA

Realizada a etapa de detecção do erro de topologia, e de posse do conjunto de disjuntores suspeitos, segue-se para a etapa de identificação da topologia efetivamente em operação.

Para tal, utilizam-se testes de hipóteses e o Teorema de Bayes, com o objetivo de determinar a hipótese que apresenta maior probabilidade de ser consistente com as medidas analógicas disponíveis ao Estimador de Estados.

4.1 Teste de hipóteses

Os testes de hipóteses consistem em uma metodologia estatística para decidir qual dentre várias hipóteses formuladas sobre uma ou mais variáveis aleatórias apresenta a maior probabilidade de ser válida (Papoulis e Pillai, 2002). Na aplicação em questão, isto significa determinar, qual das hipóteses sobre a topologia é mais aderente às medidas do plano de medição (Lourenço, 2001).

A topologia da rede fornecida pelo configurador de redes é considerada a topologia presumida da rede elétrica. Essa topologia presumida determina a hipótese básica, \mathcal{H}_0 .

Como os n_{ds} disjuntores suspeitos possuem apenas a possibilidade de estarem abertos ou fechados, as hipóteses alternativas, \mathcal{H}_i , representam mudanças dos *status* em pelo menos um disjuntor suspeito com relação a hipótese básica, \mathcal{H}_0 , sendo k o número de disjuntores que teve seus *status* alterado.

Levando em conta os n_{ds} disjuntores suspeitos, existem $2^{n_{ds}}$ possíveis combinações hipotéticas, das quais deve ser excluída a hipótese básica, em que o erro de topologia foi detectado, resultando num total de $N_h = 2^{n_{ds}} - 1$ hipóteses alternativas viáveis, \mathcal{H}_i , de configuração dos disjuntores suspeitos.

No teste de hipóteses de cada hipótese alternativa conforme mostrada em Lourenço (2001), há uma atualização da matriz que representa as restrições operacionais \mathbf{H}_o e da matriz de covariância \mathbf{R} em (17). Essa abordagem usa a complementariedade entre as restrições que modelam os *status* dos disjuntores como aberto ou fechado. A modificação da configuração dos disjuntores em cada hipótese alternativa \mathcal{H}_i é obtida pela atualização das variâncias em \mathbf{R} , como segue:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{R} + \Delta\mathbf{R}_i \quad (24)$$

sendo $\Delta\mathbf{R}_i$ uma matriz de dimensão $n_{mr} \times n_{mr}$, $\Delta\mathbf{R}_i = \text{diag}\{0, \dots, 0, \pm\gamma, 0, \dots, 0, \mp\gamma, 0, \dots, 0\}$ que representa as modificações em \mathbf{R} para cada hipótese alternativa \mathcal{H}_i . O parâmetro γ corresponde a uma variância relativamente alta que será relacionada à configuração de *status* inativa. Para a hipótese básica \mathcal{H}_0 , $\Delta\mathbf{R}_i = \mathbf{0}$ (Lourenço, 2001).

4.2 Probabilidade de cada hipótese alternativa

Com a aplicação do teorema de Bayes sobre as hipóteses obtidas no teste de hipóteses, tem-se que o valor das probabilidades de todas as hipóteses condicionadas aos valores disponíveis para as medidas é dada por (25) (Lourenço, 2001; Lourenço e Simões Costa, 2003).

$$P(\mathcal{H}_i | \mathbf{z}) = \frac{f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i)P(\mathcal{H}_i)}{\sum_{j=0}^{2^{n_{ds}}-1} f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_j)P(\mathcal{H}_j)} \quad (25)$$

onde $P(\mathcal{H}_i | \mathbf{z})$ é a probabilidade condicional a *posteriori* de \mathcal{H}_i dado o vetor de medidas \mathbf{z} ; $P(\mathcal{H}_i)$ é a probabilidade a priori de \mathcal{H}_i ; $f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i)$ é a função densidade de probabilidade (fdp) condicional de \mathbf{z} , dado que \mathcal{H}_i é verdadeira; e \mathbf{z} é o vetor das medidas em tempo real, pseudomedidas e restrições estruturais e operacionais, conforme apresentado em (4).

Resolvendo (25), é teoricamente possível determinar qual das hipóteses alternativas tem maior probabilidade de ser a hipótese com a configuração correta, sendo que nesta os *status* dos dispositivos chaveáveis são compatíveis com as restrições da rede e com informações do plano de medição. Porém, o cálculo de $P(\mathcal{H}_i | \mathbf{z})$ apresenta-se muito suscetível a problemas numéricos, o que o torna imprático para a aplicação a grandes sistemas na operação em tempo real.

Em outra aplicação de metodologia análoga, também baseada no Teorema de Bayes, Santos (2006), demonstra que é possível determinar a hipótese alternativa de maior probabilidade sem recorrer ao cálculo explícito das probabilidades condicionais $P(\mathcal{H}_i | \mathbf{z})$, ou seja, sem a necessidade de calcular $f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i)$ para as N_h hipóteses. Isto reduz significativamente as chances de ocorrência de problemas numéricos no curso da solução.

4.3 Critério de mínimo expoente

Levando em conta a aplicabilidade em ambiente de tempo real, nota-se que há necessidade da aplicação de algumas técnicas com o objetivo de tornar a obtenção do resultado mais eficiente. Nessa seção, alguns fatores relacionados ao desempenho numérico serão analisados.

Supõe-se que a probabilidade de cada disjuntor ter seu *status* em \mathcal{H}_i diferente do *status* em \mathcal{H}_0 é a mesma para todas as hipóteses, ou seja, todas as hipóteses são equiprováveis. Então, de (25) percebe-se que para as N_h hipóteses viáveis, o denominador é o mesmo, e portanto não é um fator diferencial. Com isso, conclui-se encontrar a máxima $P(\mathcal{H}_i | \mathbf{z})$ dentre as N_h hipóteses alternativas é equivalente a determinar:

$$\max_i \{f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_1); \dots; f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i); \dots; f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_{N_h})\} \quad (26)$$

Para o cálculo da $f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i)$ a cada \mathcal{H}_i , considera-se que as variáveis de estado, \mathbf{x} , e os erros de medição, $\boldsymbol{\eta}_m$, são variáveis aleatórias normalmente distribuídas. Isso faz com que \mathbf{z} seja uma função normalmente distribuída cuja função de densidade é gaussiana. Logo a matriz de covariância para cada hipótese \mathcal{H}_i pode ser obtida por (Lourenço, 2001):

$$\boldsymbol{\Omega}_i = \mathbf{H}\mathbf{P}\mathbf{H}^T + \mathbf{R}_i \quad (27)$$

Considerando que o vetor de medidas \mathbf{z} também é uma variável aleatória normalmente distribuída, sua função de densidade de probabilidade sob a hipótese \mathcal{H}_i pode ser expressa como:

$$f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i) = (2\pi)^{-0,5K} |\boldsymbol{\Omega}_i|^{-0,5} e^{-0,5\beta_i} \quad (28)$$

onde $|\cdot|$ representa o determinante e

$$\begin{aligned} \beta_i &= (\mathbf{z} - \mathbf{H}\bar{\mathbf{x}})^T \boldsymbol{\Omega}_i^{-1} (\mathbf{z} - \mathbf{H}\bar{\mathbf{x}}) \\ &= (\mathbf{z} - \mathbf{H}\bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{V}_i (\mathbf{z} - \mathbf{H}\bar{\mathbf{x}}) \end{aligned} \quad (29)$$

Em (28) $K = N + 4 \times n_d$, e $\boldsymbol{\Omega}_i$ é a matriz de covariância do vetor \mathbf{z} considerando que \mathcal{H}_i seja verdadeira.

Verifica-se em (28) que há dois fatores no termo do lado direito da equação que variam a cada hipótese alternativa i sob análise: o expoente β_i e o determinante $|\boldsymbol{\Omega}_i|$. Entretanto, é possível escrever o termo dependente do determinante na forma exponencial como:

$$|\boldsymbol{\Omega}_i| = e^{\ln|\boldsymbol{\Omega}_i|} \quad (30)$$

Usando (30) em (28) obtém-se:

$$f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i) = (2\pi)^{-0,5K} e^{-0,5\alpha_i} \quad (31)$$

onde

$$\alpha_i = \ln|\boldsymbol{\Omega}_i| + \beta_i \quad (32)$$

Conclui-se portanto que, para obter o $\max_i \{f(\mathbf{z} | \mathcal{H}_i)\}$, basta determinar o $\min_i \{\alpha_i\}$.

Conforme já mencionado, a análise das hipóteses alternativas é feita em uma dada iteração do processo iterativo da estimação de estados no nível de seção de barras. Para varrer o conjunto de hipóteses alternativas, é necessário calcular, para cada hipótese, $|\boldsymbol{\Omega}_i|$ e β_i . No cálculo de $|\boldsymbol{\Omega}_i|$ utilizam-se propriedades do determinante do produto de matrizes, o que reduz a dimensão de $|\boldsymbol{\Omega}_i|$ para k . Já para o cálculo de β_i , considerando que este envolve a inversa da matriz do Tableau atualizada em cada \mathcal{H}_i , utiliza-se o teorema de Sherman-Morrison-Woodbury (Golub e Van Loan, 2013) que permite obter a inversa de uma versão modificada da matriz \mathbf{V} a partir de \mathbf{V}^{-1} , sendo que a modificação em questão resulta de (24). Estes artifícios matemáticos viabilizam computacionalmente o método, por evitar tanto a re-estimação dos estados para cada hipótese, quanto o cálculo recorrente de inversões de matrizes.

5. RESULTADOS E SIMULAÇÕES

Nesta seção serão apresentados os principais resultados obtidos para as simulações realizadas no sistema-teste de 24 barras do IEEE, modelado no nível de seção de barra para o modelo não-linear da rede. Neste sistema-teste as barras 14 e 16 são modeladas como subestações SE14 e SE16, como mostra a Figura 1.

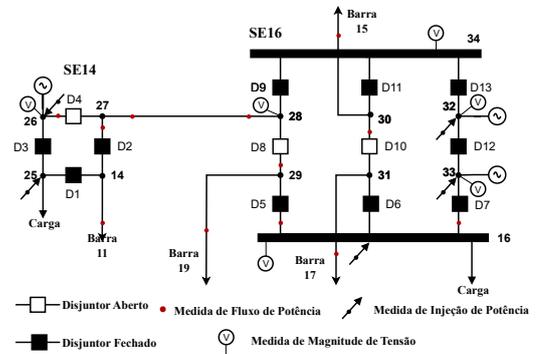


Figura 1. Sistema-teste 1 - 24 barras, 47 ramos e 13 disjuntores.

5.1 Metodologia para condução dos Experimentos

A obtenção dos resultados que serão apresentados, segue as seguintes etapas:

- (1) Iniciar o processo iterativo de estimação de estados não linear considerando as subestações suspeitas modeladas no nível de seção de barra (ENSEB);
- (2) Interromper o processo iterativo em uma iteração pré-fixada e analisar os multiplicadores de Lagrange normalizados, conforme equação (22):
 - (a) Se detectada a existência de ET's, seguir para passo (3);
 - (b) Se não, então a topologia informada pelo configurador de rede está em conformidade com o plano de medição, seguir para passo (6);
- (3) Construir a lista de disjuntores suspeitos e aplicar o teste de hipóteses, calculando os valores de α_i para todas as N_h hipóteses \mathcal{H}_i .
- (4) Identificar o menor valor de α_i , e consequentemente a hipótese correta.
- (5) Fim do processo de detecção e identificação de erros de topologia
- (6) Retomar o processo iterativo de estimação.

Ressalta-se que, para a definição da configuração de *status* de disjuntores, aplica-se a convenção binária, onde "0" indica um disjuntor aberto e "1" indica disjuntor fechado. Para o sistema-teste utilizado nesse trabalho, a condição de operação considerada é a indicada na Figura 1. Neste trabalho serão apresentados os resultados da identificação de ET's *simples*, quando há configuração incorreta do *status* de apenas um elemento da rede, e *múltiplos*, quando mais de um elemento apresenta erro em seu *status* (Simões Costa e Leão, 1993).

5.2 Resultados

Dada a condição de operação apresentada para o sistema-teste, realizou-se a implementação do erro simples em cada um dos nove disjuntores pertencentes a SE 16. Os disjuntores que em \mathcal{H}_0 tem *status* aberto, implementou-se o erro de topologia simulando-os com o *status* fechado (erros de *inclusão*). Os disjuntores que em \mathcal{H}_0 tem *status* fechado foram simulados como abertos e nestes dois tipos de erros podem ser observados. O erro de *exclusão*, que corresponde ao caso em que um elemento da rede está em operação, mas não é incluído na topologia fornecida pelo configurador, e o erro do tipo *bus-split*, que tem como consequência o seccionamento da barra 16.

A Tabela 1 traz os resultados de algumas dessas simulações.

Verifica-se pela Tabela 1 a correta detecção dos erros de topologia simulados, $\lambda_{o_{max}}^N > 3$. Em cada uma das simulações apresentadas, quatro disjuntores foram listados como suspeitos e, das 15 hipóteses alternativas viáveis, a Tabela 1 apresenta as quatro hipóteses com menor expoente.

Relacionando o menor expoente à configuração dos *status* dos disjuntores suspeitos, nota-se que a configuração correta foi identificada em todas as simulações de erros simples realizadas.

Dentre os erros múltiplos, pode-se citar o erro do tipo *By-Pass*, que ocorre em subestações que possuem configuração do tipo disjuntor e meio, como a subestação SE16. Nas

Tabela 1. Resultado para erros simples de topologia.

Disjuntores Err. modelado	$\lambda_{o_{max}}^N$	Disjuntores* Suspeitos	i	status \mathcal{H}_i	α_i
<i>Erro de Inclusão</i>					
D8	3,75	D5- {1}	1	1110	89.056
		D6- {1}	2	1010	505.090
		D7- {1}	3	1011	505.780
		D8- {0}	4	0111	109.900
D10	3,75	D8- {0}	1	1110	99.348
		D9- {1}	2	1111	89.791
		D10- {0}	3	0101	89.061
		D11- {1}	4	1101	89.892
<i>Erro de Exclusão</i>					
D5	116,50	D5- {1}	1	1110	90.087
		D6- {1}	2	1010	495.590
		D7- {1}	3	1111	90.453
		D8- {0}	4	0111	103.700
D6	621,55	D5- {1}	1	0110	108.510
		D6- {1}	2	1110	89.068
		D7- {1}	3	1111	89.840
		D8- {0}	4	0111	110.300
<i>Erro de Bus-split</i>					
D12	712,19	D9- {1}	1	0011	376.350
		D11- {1}	2	1011	97.852
		D12- {1}	3	1111	88.624
		D13- {1}	4	0111	331.130
D13	2019,95	D9- {1}	1	0011	376.300
		D11- {1}	2	1011	97.691
		D12- {1}	3	1111	88.459
		D13- {1}	4	0111	331.380

*Ao lado do disjuntor suspeito é apresentado o *status* desse disjuntor na topologia operativa.

situações apresentadas na Tabela 2, é possível notar que os ET's simulados fizeram com que ocorresse um falso *bypass* da subestação. Para essas simulações a correta detecção do ET's inicializou a aplicação da identificação da topologia operativa que a partir do menor expoente dentre as 31 hipóteses alternativas viáveis em cada simulação, foi possível identificar a topologia operativa partindo da condição de um erro do tipo *by-pass*.

Tabela 2. Resultado para erros de *by-pass* no sistema-teste 1.

Disjuntores Erron. Modelados	$\lambda_{o_{max}}^N$	Disjuntores* suspeitos	i	status de \mathcal{H}_i	α_i
D5	485,32	D5- {1}	1	01111	104420
		D6- {1}	2	11111	91507
		D7- {1}	3	11101	91253
		D8- {0}	4	01101	102820
D9	621,75	D9- {1}	1	11011	89684
		D7- {1}	2	11111	89834
D10	621,75	D10- {0}	3	11101	98518
		D11- {1}	4	11001	98177
D11	621,75	D12- {1}	1	11001	98177

*Ao lado do disjuntor suspeito é apresentado o *status* desse disjuntor na topologia operativa.

Em adição a estes resultados, erros de topologia aleatórios também foram simulados. Considerando o espaço amostral do teste de hipóteses para este sistema-teste, foram sorteadas 100 possíveis configurações de erros de topologia. Para cada uma delas, foi aplicado o procedimento proposto de teste de hipóteses via critério de mínimo expoente. Neste tipo de experimento, obteve-se uma taxa de sucesso na identificação de 78,226% das situações simuladas.

Foram também realizadas simulações no sistema teste de 30 barras do IEEE, de acordo com a metodologia de testes apresentada para o sistema-teste 1, e os resultados foram semelhantes. Devido à limitação de espaço, estes não são apresentados neste trabalho.

A aplicação do método proposto em todas as simulações apresenta resultados bastante satisfatórios. Ao analisar os

resultados, constatou-se que as situações de não identificação da topologia operativa são, geralmente, causadas por condições de não detectabilidade dos erros de topologia.

6. CONCLUSÃO

Este trabalho apresenta o uso de testes de hipóteses baseados em estatística bayesiana para a identificação de erros de topologia, utilizando o critério de mínimo expoente da função de densidade de probabilidade das hipóteses sobre a topologia da rede elétrica. A parte relevante da rede é modelada no nível de seção de barra, e o objetivo é subsidiar a operação em tempo real de sistemas de potência. O método proposto foi testado para os sistemas de 24 e 30 barras do IEEE, considerando erros *simples e múltiplos*.

Os resultados obtidos são bastante promissores quanto à identificação da configuração correta pelo Teorema de Bayes, sem a necessidade do cálculo da probabilidade de cada hipótese alternativa e sem realizar re-estimações de estados para cada configuração alternativa dos disjuntores da rede. Como próxima etapa, a abordagem proposta será aplicada a outros sistemas-teste, envolvendo distintos arranjos de subestações.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), viabilizado através do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica da UFSC. Adicionalmente, Antonio Simões Costa agradece o suporte do Conselho Nacional de Pesquisas (CNPq) via projeto 313468/2018-4.

REFERÊNCIAS

- Abur, A. e Exposito, A.G. (2004). *Power system state estimation: theory and implementation*. CRC Press.
- Clements, K.A. e Davis, P.W. (1986). Multiple bad data detectability and identifiability: A geometric approach. *IEEE Transactions on Power Delivery*, 1(3), 355–360. doi:10.1109/MPER.1986.5527890.
- Clements, K. e Davis, P. (1988). Detection and identification of topology errors in electric power systems. *IEEE Transactions on Power Systems*, 3(4), 1748–1753. doi:10.1109/59.192991.
- Clements, K. e Simões Costa, A. (1998). Topology error identification using normalized Lagrange multipliers. *Power Systems, IEEE Transactions on*, 13(2), 347–353.
- Clements, K. e Wollenberg, B. (1975). An algorithm for observability determination in power system state estimation. In *IEEE PES Summer Meeting*, volume 75, 447–449.
- Coelho, T.C., Lourenço, E.M., e Simões Costa, A. (2013). Anomaly zone determination for topology error processing in power system state estimation. *Journal of Control, Automation and Electrical Systems*, 24, 312–323.
- da Silva, N., Simões Costa, A., Clements, K., e Andreoli, E. (2016). Simultaneous estimation of state variables and network topology for power system real-time modeling. *Electric Power Systems Research*, 133, 338–346. doi:https://doi.org/10.1016/j.epsr.2015.12.029. URL https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S037877961500406X.
- Golub, G.H. e Van Loan, C.F. (2013). *Matrix computations*. JHU press.
- Lourenço, E.M. (2001). *Análise de observabilidade e identificação de topologia na estimação de estados generalizada*. Ph.D. thesis, Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC. Florianópolis, Brasil.
- Lourenço, E.M., Coelho, E.P.R., e Pal, B.C. (2015). Topology error and bad data processing in generalized state estimation. *IEEE Transactions on Power Systems*, 30(6), 3190–3200. doi:10.1109/TPWRS.2014.2379512.
- Lourenço, E.M. e Simões Costa, A. (2003). Identificação de erros de topologia via multiplicadores de lagrange normalizados e testes de hipóteses. 14(2), 166–175.
- Lourenço, E.M., Simões Costa, A., e Clements, K. (2004). Bayesian-based hypothesis testing for topology error identification in generalized state estimation. 19(2), 1206–1215.
- Meneghetti, R., Simões Costa, A., Miranda, V., e Ascari, L.B. (2020). Information theoretic generalized state estimation in power systems. *Electric Power Systems Research*, 182, 106251. doi:10.1016/j.epsr.2020.106251.
- Monticelli, A. (1993). Modeling circuit breakers in weighted least squares state estimation. *IEEE Transactions on Power Systems*, 8(3), 1143–1149. doi:10.1109/59.260883.
- Monticelli, A. (1999). *State estimation in electric power systems: a generalized approach*, volume 507. Springer.
- Monticelli, A. e Garcia, A. (1991). Modeling zero impedance branches in power system state estimation. *IEEE Transactions on Power Systems*, 6(4), 1561–1570. doi:10.1109/59.117003.
- Nabeyama, G.N., Asada, E.N., e Matrakas, M. (2020). Identificação de topologia de sistemas de distribuição de energia elétrica por métodos de aprendizagem inteligentes. *Simpósio Brasileiro de Sistemas Elétricos-SBSE*, 1(1).
- Papoulis, A. e Pillai, S. (2002). *Probability, random variables and stochastic processes with errata sheet*. McGraw Hill Higher Education.
- Quintana, V., Simões Costa, A., e Mier, M. (1982). Bad data detection and identification techniques using estimation orthogonal methods. *Power Apparatus and Systems, IEEE Transactions on*, PAS-101(9), 3356–3364. doi:10.1109/TPAS.1982.317595.
- Santos, M.C.d. (2006). *Monitoração em tempo real da geração distribuída em sistemas de distribuição*. Master's thesis, Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC. Florianópolis, Brasil.
- Schweppe, F. e Handschin, E. (1974). Static state estimation in electric power systems. *Proceedings of the IEEE*, 62(7), 972–982. doi:10.1109/PROC.1974.9549.
- Simões Costa, A. e Leão, J. (1993). Identification of topology errors in power system state estimation. *IEEE Transactions on Power Systems*, 8(4), 1531–1538. doi:10.1109/59.260956.
- Simões Costa, A., Lourenço, E.M., e Colzani, L. (2007). Reduced anomaly zone determination for topology error processing in generalized state estimation. In *2007 IEEE Lausanne Power Tech*, 137–142. IEEE. doi:10.1109/PCT.2007.4538306.
- Wu, F. e Liu, W.H. (1989). Detection of topology errors by state estimation (power systems). *IEEE Transactions on Power Systems*, 4(1), 176–183. doi:10.1109/59.32475.