

# Avaliação de Estratégias para o Processamento de Erros Grosseiros de Medição

Marcio Andre Ribeiro Guimaraens  
Milton Brown Do Coutto Filho  
Julio Cesar Stacchini de Souza

Universidade Federal Fluminense - UFF  
Niterói – Rio de Janeiro, Brasil  
mguimaraens@ic.uff.br, mbrown@ic.uff.br, julio@ic.uff.br

**Abstract**—Medidas convencionais (fluxos e injeções de potência ativa/reactiva; magnitudes de tensão) e de sincrofasores (tensões nodais e correntes de ramos) são comumente processadas por estimadores de estado em redes elétricas. Estas medidas podem conter erros grosseiros que devem ser detectados, identificados e removidos. Neste artigo será apresentado um esquema para o tratamento de erros grosseiros, capacitado a: processar separadamente medidas convencionais e fasoriais; permanecer imune ao espalhamento de erros; identificar em bloco os erros de medição presentes; validar os dados recebidos, até mesmo aqueles considerados críticos. Resultados de simulações com o sistema IEEE 30-barras demonstram a aplicação da abordagem apresentada.

**Palavras Chave**—erros grosseiros, medidas em sistemas de potência, estimação de estado, sistemas de potência.

## I. INTRODUÇÃO

Convencionalmente, a função estimação de estado (EE) em sistemas de potência encontra-se implementada nos centros de controle valendo-se da coleta remota de medidas, fornecidas por unidades terminais remotas (UTRs), realizada pelo sistema de controle supervisão e aquisição de dados (SCADA). Habitualmente formulada como um problema de mínimos quadrados ponderados (MQP), a EE compreende etapas destinadas à configuração da rede, análise de observabilidade, filtragem e validação de dados [1].

Recentemente, unidades de medição fasorial (UMFs), disponíveis em algumas subestações apenas, passaram a oferecer sincrofasores de tensão e corrente [2] que podem ser processados pela EE, em conjunto com medidas convencionais.

Medidas adicionais são sempre desejáveis para o processo de estimação. Por outro lado, torna-se necessário conceber estratégias que permitam usar conjuntamente medidas oriundas de UTRs e UMFs. Para tal, dois esquemas são usualmente implementados: (a) integração destas medidas em um único estimador, modificado para ser capaz de processá-las, denominado estimador híbrido [3], [4]; (b) individualização de cada conjunto de medição, entregue para processamento em esti-

mador próprio [5], [6]. Considerando ser preferível, durante esta fase de transição de tecnologia de medição, não se alterar os aplicativos existentes de EE convencional, adota-se no presente artigo um esquema que explora dois processos de estimação distintos, que atuam de forma independente na difícil tarefa de lidar com erros grosseiros (EGs) de medição.

Embora largamente utilizada, a EE com base no método MQP apresenta sérias dificuldades para tratar de forma eficiente medidas espúrias, notadamente quando estas ocorrem simultaneamente, dispersas na rede ou concentradas, envolvendo baixa redundância. As dificuldades enfrentadas devem-se à propagação de EGs que contaminam a estimação do estado/medidas. Como resultado, diversos resíduos excedem limites estatísticos pré-estabelecidos, não se podendo discernir quais destes estão de fato associados a medidas portadoras de EGs.

Medidas de sincrofasores podem ser consideradas como dados adicionais, disponíveis para alimentar um processo de estimação independente (criado por um estimador MQP de sincrofasores) e filtrar o estado e medidas. Isto significa que, com este estado filtrado, não apenas medidas fasoriais podem ser estimadas, mas também medidas convencionais. Consequentemente, os resíduos de medidas convencionais obtidas pelo estimador de sincrofasores não estão correlacionados, o que os faz livres do efeito de espalhamento de EGs.

Este artigo apresenta um esquema em que estimadores de estado independentes realizam, cooperativamente, a tarefa de depuração de medidas espúrias, a partir de dados oriundos de UTRs e UMFs. Adotando-se o esquema proposto as seguintes vantagens são alcançadas: aperfeiçoamento do processo de filtragem, em termos da confiabilidade dos resultados alcançados; redução/eliminação do efeito de espalhamento de EGs; superação de condições adversas de redundância que possam impedir a detecção/identificação de EGs; redução significativa de esforço computacional na identificação e eliminação de EGs. Estas vantagens são evidenciadas através de resultados numéricos obtidos em estudos de simulação realizados com o sistema de IEEE-30 barras.

## II. PROCESSAMENTO DE ERROS GROSSEIROS

Esta seção apresenta aspectos básicos da análise de resíduos da estimação [1], tendo em vista o processamento de EGs por estimadores baseados no método MQP.

### A. Filtragem do Estado

Para obter uma estimativa do estado mais provável de operação do sistema, tomando por base medidas colhidas na rede elétrica, adota-se um modelo não linear que relacione medidas e estado, assim como se estabelece uma função-objetivo do método MQP, representados pelas seguintes expressões, respectivamente:

$$\mathbf{z} = \mathbf{h}(\mathbf{x}) + \mathbf{v} \quad (1)$$

$$J(\mathbf{x}) = [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x})]^T \mathbf{R}^{-1} [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x})] \quad (2)$$

onde  $\mathbf{x}$  —vetor de estado ( $n \times 1$ ), formado pelas magnitudes e ângulos de tensões de barra;  $\mathbf{z}$  —vetor de medidas ( $m \times 1$ );  $\mathbf{h}$  —vetor de funções de fluxo de potência, para a configuração atual da rede;  $\mathbf{v}$  —vetor de erros das medidas, supostamente com média zero e matriz de covariância  $\mathbf{R}$ .

O estado estimado  $\hat{\mathbf{x}}$  que minimiza  $J(\mathbf{x})$  pode ser obtido iterativamente através do método de Newton, estabelecido por:

$$\mathbf{G}\Delta\mathbf{x} = \mathbf{H}^T \mathbf{R}^{-1} [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x}^{(\ell)})] \quad (3)$$

$$\mathbf{x}^{(\ell+1)} = \mathbf{x}^{(\ell)} + \Delta\mathbf{x}$$

onde  $\mathbf{G} = \mathbf{H}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{H}$ , matriz de ganho;  $\mathbf{H} = \partial \mathbf{h} / \partial \mathbf{x}$ , matriz Jacobiano, em  $\mathbf{x} = \mathbf{x}^{(\ell)}$ ;  $\ell$  —contador de iterações. A matriz  $\mathbf{S}$ , covariância do erro na estimação do estado estimado, e a matriz  $\mathbf{T}$ , covariância do erro na estimação das medidas, são dadas por:

$$\mathbf{S} = (\mathbf{H}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{H})^{-1} \quad (4)$$

$$\mathbf{T} = \mathbf{H} \mathbf{S} \mathbf{H}^T \quad (5)$$

onde  $\mathbf{H} = \partial \mathbf{h} / \partial \mathbf{x}$  avalia-se em  $\mathbf{x} = \hat{\mathbf{x}}$ .

### B. Análise de Resíduos Correlacionados

Seja  $\mathbf{r}(i)$  a  $i$ -ésima componente do vetor de resíduos—definido pela diferença entre o vetor de medidas  $\mathbf{z}$  e o vetor de medidas estimadas  $\hat{\mathbf{z}} = \mathbf{h}(\hat{\mathbf{x}})$ ,

$$\mathbf{r}(i) = \mathbf{z}(i) - \hat{\mathbf{z}}(i) \quad (6)$$

que representa um processo Gaussiano de média zero e matriz de covariância de erro  $\mathbf{U}$ , dada por:

$$\mathbf{U} = \mathbf{R} - \mathbf{T} \quad (7)$$

Na análise de resíduos, normaliza-se  $\mathbf{r}$  para ser submetido ao seguinte teste de validação estatística (teste- $t_N$ ):

$$r_N(i) = |\mathbf{r}(i)| / \sigma_U(i) \leq \text{limite} \quad (8)$$

onde  $\sigma_U(i) = \sqrt{U(i,i)}$  —desvio padrão da  $i$ -ésima componente

do vetor  $\mathbf{r}$ ;  $U(i,i)$  —elemento da  $i$ -ésima linha e  $i$ -ésima coluna da matriz  $\mathbf{U}$ . Violações do limite levantam suspeitas sobre a presença de EGs.

### C. Análise de Resíduos não Correlacionados

Considere que medidas de fasores estejam disponíveis para serem submetidas a um processo de estimação de estado independente. Através de um estimador destinado a processar apenas medidas fasoriais, uma estimativa do estado do sistema e, por meio desta, estimativas de medidas (não somente as de fasores, mas também as convencionais) podem ser obtidas. Note que neste caso as medidas convencionais e suas estimativas são usadas para calcular resíduos que estão livres do efeito de espalhamento de EGs.

Seja  $\mathbf{x}(i)$  a  $i$ -ésima componente do vetor definido pela diferença entre a medida  $\mathbf{z}$  e sua estimativa independente  $\tilde{\mathbf{z}}$ :

$$\mathbf{x}(i) = \mathbf{z}(i) - \tilde{\mathbf{z}}(i) \quad (9)$$

onde  $\tilde{\mathbf{z}} = \mathbf{h}(\tilde{\mathbf{x}})$ ;  $\tilde{\mathbf{x}}$  —vetor de estado estimado independentemente.

Sabe-se que  $\mathbf{x}(i)$  pode ser descrito aproximadamente por uma distribuição Gaussiana, de média zero e matriz de covariância  $\mathbf{V}$ , dada por:

$$\mathbf{V} = \mathbf{R} + \mathbf{M} \quad (10)$$

onde  $\mathbf{M} = \mathbf{H} \mathbf{L} \mathbf{H}^T$  —matriz de covariância de erro na obtenção de  $\tilde{\mathbf{z}}$ ;  $\mathbf{H} = \partial \mathbf{h} / \partial \mathbf{x}$ , obtido em  $\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}$ ;  $\mathbf{L}$  —matriz de covariância do erro contido em  $\tilde{\mathbf{x}}$ .

As componentes de  $\mathbf{x}$  são normalizadas e submetidas à seguinte validação estatística:

$$x_N(i) = |\mathbf{x}(i)| / \sigma_V(i) \leq \text{limite} \quad (11)$$

onde  $\sigma_V(i) = \sqrt{V(i,i)}$  —desvio padrão da  $i$ -ésima componente de  $\mathbf{x}$ .

Vale enfatizar que (6) e (9), assim como (7) e (10), referem-se a resíduos distintos, representados por  $\mathbf{r}$  e  $\mathbf{x}$ : o primeiro, corresponde aos uso dos valores estimados ( $\hat{\mathbf{x}}$  e  $\hat{\mathbf{z}}$ ) obtidos por um conjunto de medidas  $\mathbf{z}$ , oriundas do sistema SCADA; o segundo, utiliza valores estimados independentemente ( $\tilde{\mathbf{x}}$  e  $\tilde{\mathbf{z}}$ ) para as medidas convencionais, computados pelo processamento de dados adicionais oriundos de UMFs disponíveis.

Um esquema de processamento de EGs que combina os testes estatísticos dos resíduos  $\mathbf{r}_N$  e  $\mathbf{x}_N$  será apresentado na próxima seção.

## III. ESTIMAÇÃO BENEFICIADA POR MEDIDAS DE FASORES

Com a disponibilidade de medidas oriundas de UMFs, cresce o interesse pela construção de estimadores que se beneficiem da incorporação destas medidas. Aqui, tais estimadores serão denominados PHASE, para que se mantenha o

acrônimo da língua inglesa (**Phasor-Aided State Estimation**), pelo qual se tornaram conhecidos [7].

O processo de depuração de dados via PHASE envolve: (a) dois estimadores autônomos, que processam independentemente medidas de UMFs e UTRs, o que contribui para a mitigação do efeito de espalhamento de EGs, permitindo a identificação/substituição em bloco de medidas espúrias; (b) testes estatísticos de resíduos da estimação que atuam de forma cooperativa na identificação de possíveis EGs.

Dois estimadores, não lineares, baseados no método MQP—designados por Sinc e Conv—são utilizados para processar, independentemente e individualmente, medidas de sincrofases e convencionais, respectivamente. Superescritos serão utilizados para denotar em que estimador (Sync ou Conv) um vetor/matriz é computado. Subscritos indicarão o tipo de medida (sincrofasor ou convencional) a que determinado vetor/matriz está associado.

#### A. Teste de Resíduos do Estimador Sinc

A partir do processamento de apenas medidas fasoriais ( $\mathbf{z}_{\text{sinc}}; \mathbf{R}_{\text{sinc}}$ ), o estimador Sinc fornece  $\hat{\mathbf{x}}^{(\text{sinc})}$ , juntamente com sua matriz de covariância de erro  $\mathbf{S}^{(\text{sinc})}$ . Utilizando  $\hat{\mathbf{x}}^{(\text{sinc})}$ , o vetor das medidas convencionais pode ser calculado, a partir de  $\hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})} = \mathbf{h}_{\text{conv}}(\hat{\mathbf{x}}^{(\text{sinc})})$ , e sua matriz de covariância de erro  $\mathbf{M}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$  obtém-se por:

$$\mathbf{M}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})} = [\mathbf{H}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}] \mathbf{S}^{(\text{sinc})} [\mathbf{H}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}]^t \quad (12)$$

onde  $[\mathbf{H}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}] = \partial \mathbf{h}_{\text{conv}} / \partial \mathbf{x}$ , em  $\mathbf{x} = \hat{\mathbf{x}}^{(\text{sinc})}$ ; Jacobiano das medidas convencionais;  $\mathbf{S}^{(\text{sinc})} = \{[\mathbf{H}_{\text{sinc}}^{(\text{sinc})}]^t [\mathbf{R}_{\text{sinc}}]^{-1} [\mathbf{H}_{\text{sinc}}^{(\text{sinc})}]\}^{-1}$ —matriz de ganho do estimador Sinc; onde  $[\mathbf{H}_{\text{sinc}}^{(\text{sinc})}] = \partial \mathbf{h}_{\text{sinc}} / \partial \mathbf{x}$  é a matriz Jacobiano das medidas fasoriais, calculado em  $\mathbf{x} = \hat{\mathbf{x}}^{(\text{sinc})}$ . Assim, considerando que  $\mathbf{z}_{\text{conv}}(i)$  seja a  $i$ -ésima componente do vetor contendo somente medidas convencionais, a seguinte diferença residual pode ser calculada:

$$\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}(i) = \mathbf{z}_{\text{conv}}(i) - \hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}(i) \quad (13)$$

Matriz  $\mathbf{V}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$ , covariância de  $\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$ , é dada por:

$$\mathbf{V}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})} = \mathbf{R}_{\text{conv}} + \mathbf{M}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})} \quad (14)$$

onde  $\mathbf{R}_{\text{conv}}$  é matriz de covariância do vetor de erro das medidas convencionais. As componentes do vetor  $\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$  são normalizadas e submetidas ao seguinte teste estatístico:

$$\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{sinc})}(i) = \left| \mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}(i) \right| / \sigma_{\mathbf{V}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}}(i) \leq \text{limite} \quad (15)$$

onde  $\sigma_{\mathbf{V}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}}(i) = \sqrt{\mathbf{V}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}(i, i)}$ .

#### B. Teste dos Resíduos do Estimador Conv

O estimador Conv realiza cálculos semelhantes àqueles do estimador Sinc, processando, entretanto, apenas medidas convencionais. Utilizando ( $\mathbf{z}_{\text{conv}}; \mathbf{R}_{\text{conv}}$ ), as equações do estimador Conv são:

$$\hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{conv})} = \mathbf{h}_{\text{conv}}(\hat{\mathbf{x}}^{(\text{conv})}) \quad (16)$$

$$\mathbf{T}_{\text{conv}}^{(\text{conv})} = [\mathbf{H}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}] \mathbf{S}^{(\text{conv})} [\mathbf{H}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}]^t \quad (17)$$

sendo  $\hat{\mathbf{x}}^{(\text{conv})}$  o estado estimado e  $\mathbf{S}^{(\text{conv})}$  sua matriz de covariância de erros;  $\hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  contém as estimativas de medidas convencionais, sendo  $\mathbf{T}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  sua matriz de covariância de erros.

$$\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}(i) = \mathbf{z}_{\text{conv}}(i) - \hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}(i) \quad (18)$$

$$\mathbf{U}_{\text{conv}}^{(\text{conv})} = \mathbf{R}_{\text{conv}} - \mathbf{T}_{\text{conv}}^{(\text{conv})} \quad (19)$$

$\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}(i)$  é o resíduo da  $i$ -ésima medida convencional estimada e  $\sigma_{\mathbf{U}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}}(i) = \sqrt{\mathbf{U}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}(i, i)}$  seu desvio-padrão. As componentes de  $\mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  são normalizadas e submetidas ao seguinte teste estatístico:

$$\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{conv})}(i) = \left| \mathbf{r}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}(i) \right| / \sigma_{\mathbf{U}_{\text{conv}}^{(\text{conv})}}(i) \leq \text{limite} \quad (20)$$

#### C. Validação de Dados

A cooperação entre os estimadores independentes Sinc e Conv, através da aplicação dos testes  $\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{sinc})}$  e  $\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{conv})}$ , possibilita o correto diagnóstico da ocorrência de EGs. A Tabela I apresenta as quatro combinações possíveis, em relação a violações de limites indicados pelos referidos testes.

TABELA I. VALIDAÇÃO DE DADOS COM PHASE

| Violação de limites |                                             |                                             | Diagnóstico                                                                         |
|---------------------|---------------------------------------------|---------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|
| Caso                | $\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{sinc})}$ | $\mathbf{r}_{\text{Nconv}}^{(\text{conv})}$ |                                                                                     |
| (a)                 | Sim                                         | Sim                                         | EGs em medidas SCADA: $\mathbf{z}_{\text{conv}}$ interno à área observável por UMFs |
| (b)                 | Sim                                         | Não                                         | EGs em medidas fasoriais                                                            |
| (c)                 | Não                                         | Não                                         | Sem EGs                                                                             |
| (d)                 | Não                                         | Sim                                         | EGs em medidas SCADA: $\mathbf{z}_{\text{conv}}$ fora da área observável por UMFs   |

Considerando a instalação continuada de UMFs [8], espera-se que o estimador Sinc possa em breve processar medidas fasoriais em quantidade suficiente para observar

integralmente o estado do sistema [9]. Enquanto isto não for possível, os benefícios obtidos pela utilização de PHASE em termos do processamento de EGs serão alcançados nas regiões observáveis pelas UMFs disponíveis. Esta última condição foi considerada na elaboração da Tabela I. Resultados numéricos que representam tal condição podem ser observados na Seção IV.

No caso (a) da Tabela I, violações de limites em ambos os testes  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  e  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$  indicam a presença de EGs em  $\mathbf{z}_{\text{conv}}$ , internamente à região observável por UMFs. A identificação de tais erros se faz selecionando-se as componentes de  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  assinaladas como suspeitas. Tais medidas podem ser facilmente eliminadas ou então substituídas (todas de uma vez) por suas estimativas correspondentes obtidas por Sinc. Este procedimento é computacionalmente mais atraente do que o método usual de depuração de EGs, baseado na verificação das medidas uma-a-uma.

No caso (b), elementos de  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  ultrapassam o limite de detecção, mas  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$  valida  $\mathbf{z}_{\text{conv}}$ . Assim, pode-se concluir que as medidas estimadas  $\hat{\mathbf{z}}_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$  são portadoras de EGs oriundos da medição fasorial. Nesta situação, o estado estimado  $\hat{\mathbf{x}}^{(\text{conv})}$  obtido pelo estimador Conv é válido e pode ser utilizado para estimar medidas fasoriais. Então, o teste  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$  pode ser aplicado para verificar violações e identificar medidas fasoriais espúrias.

No caso (c), nenhuma violação é encontrada em ambos os testes  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  e  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$ , indicando que as medidas SCADA contidas em  $\mathbf{z}_{\text{conv}}$  são válidas.

Finalmente, no caso (d), nenhuma violação é encontrada em  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  e  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$  indica violações, concluindo-se que medidas convencionais fora da área observável por UMFs são portadoras de EGs. Portanto, a identificação destes erros deve ser realizada pelo teste  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$ .

Em um processo de estimação convencional, se houver medidas críticas com EGs, seus resíduos correspondentes não são apontados como suspeitos, pois numericamente são sempre nulos. Entretanto, esta situação adversa não ocorre com  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$ , obtido pelo estimador Sinc. Em outras palavras, se o teste  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{sinc})}$  for positivo quanto a violações e  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$  for negativo, como no caso (b), dados válidos oriundos de UMFs seriam eliminados. A ocorrência de EGs em medidas críticas deve ser tratada em separado pelo processo de depuração de dados apresentado. Por exemplo, se a análise de observabilidade-criticalidade classificar uma medida SCADA como crítica e esta for marcada como suspeita pelo estimador Sinc, então tal medida será considerada com portadora de EG, na forma descrita no caso (a).

#### D. Desempenho Computacional

O algoritmo de EE tem complexidade computacional [10]  $O(m^3)$ , considerando-se os cálculos necessários à solução de um sistema linear pelo método da Eliminação de Gauss, filtragem via método MQP e multiplicações matriciais para se obter  $\mathbf{r}_{N_{\text{conv}}}^{(\text{conv})}$ . A quantidade de vezes em que a EE é executada, até que todos os EGs sejam completamente eliminados, deve ser levada em conta, quando analisa-se o custo computacional associado ao processo de estimação como um todo. Considere  $n_r$  como sendo o número de execuções do processo de EE necessários à depuração de dados. A complexidade associada ao processo de estimação livre da existência de medidas espúrias será então  $n_r \times O(m^3)$ .

A complexidade adicional trazida pela implementação PHASE corresponde a  $O(m^3)$ , já que o estimador Sinc efetua cálculos semelhantes aos do estimador Conv. Entretanto, como são processos independentes, pode-se executá-los em paralelo. Considerando ainda que o estimador Sinc trata um problema de menor porte (depende do número de UMFs instaladas), assume-se que o custo computacional para execução de PHASE é ditado pelo custo computacional do estimador Conv.

Quando comparado à EE convencional, um benefício importante do PHASE é a redução do efeito de espalhamento de EGs [7], o que contribui diretamente para o decréscimo do número de vezes em que o processo de estimação deve ser executado (até que todo EG seja eliminado).

#### IV. RESULTADOS

Duas estratégias de depuração de dados foram testadas, simulando-se a presença de EGs em medidas tomadas na rede elétrica do sistema IEEE de 30 barras, representado na Fig. 1: (i) um estimador único (Conv) processando apenas medidas SCADA; (ii) dois estimadores autônomos (Sinc e Conv) integrados pela abordagem PHASE.

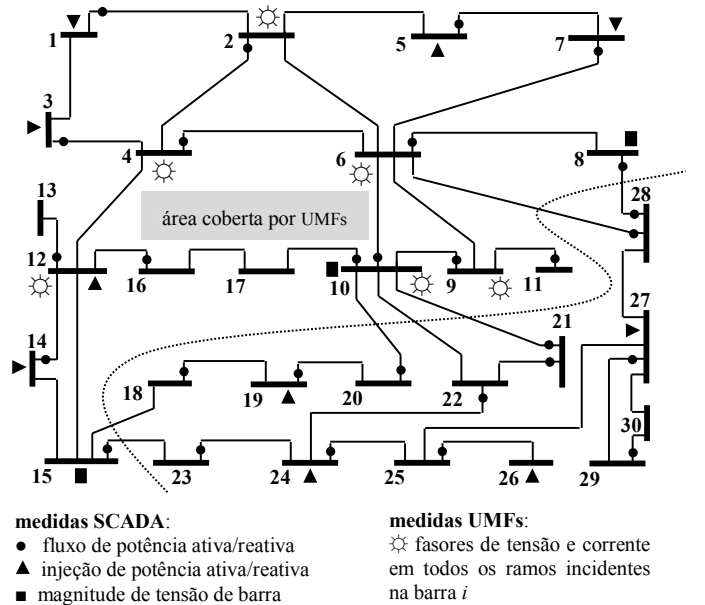


Figura 1. Sistema IEEE 30-barras, 41-ramos: configuração de medidas

A análise de criticalidade revelou que as medidas de fluxo de potência  $P_{29-30}$ ,  $P_{27-29}$ ,  $P_{20-10}$ ,  $P_{11-9}$ ,  $P_{10-17}$ ,  $P_{9-10}$ , e a injeção  $P_{27}$  são críticas. Ainda, que existem 5 conjuntos críticos, a saber: #1 =  $\{P_{21-10}, P_{21-22}, P_{16-12}, P_{15-23}, P_{14-12}, P_{12-13}, P_{10-6}, P_{14}, P_{12}\}$ ; #2 =  $\{P_{18-19}, P_{19-20}, P_{19}\}$ ; #3 =  $\{P_{6-8}, P_{28-6}\}$ ; #4 =  $\{P_{26}, P_{25-26}\}$ ; #5 =  $\{P_{24}, P_{24-25}\}$ .

Por outro lado, existem 6 UMFs disponíveis, cada qual fornecendo fasores de tensão de barra e corrente nos ramos incidentes a barra em que a UMF foi instalada. Estas UMFs são capazes de observar completamente a parte superior da rede do sistema, delimitada pela linha tracejada.

#### A. Descrição da Simulação

Considerou-se a presença de medidas com EGs correspondentes a 12 desvios-padrões e vários testes foram efetuados de modo tratar tal situação. EGs simples e múltiplos (englobando todas as medidas de uma determinada UTR) foram considerados. Quanto à localização dos EGs, três situações foram consideradas: (a) internamente à área observável por UMFs (parte superior da rede); (b) nas imediações da linha que separa em duas áreas a rede em estudo, i.e., região de fronteira; (c) na área inferior da rede. O limite de detecção adotado para a análise estatística de resíduos foi 3. O computador utilizado nos testes foi um Core I7 Intel 3770, 3.4 GHz, 8 Gb de RAM.

#### B. Erros Grosseiros Simples

Considere um dos testes realizados, em que um EG foi introduzido no par de medidas ( $P_{3-4}$ ,  $Q_{3-4}$ ). Com os resíduos de  $r_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  obtidos pelo estimador Conv, as medidas  $P_3$ ,  $P_{3-4}$ ,  $Q_{3-4}$ ,  $Q_3$ ,  $Q_{2-4}$ ,  $P_{2-4}$  e  $P_{1-2}$  foram marcadas como suspeitas. Estas medidas estão listadas em ordem decrescente dos valores de seus resíduos normalizados, situados acima do limite de detecção estabelecido. Adotando o método da tentativa e erro, convencionalmente usado na depuração de EGs, um total de 15 ciclos de estimação-validação de dados são necessários, para que se identifique corretamente as medidas espúrias simuladas. O tempo total gasto neste procedimento foi de 0,51 s. Já com PHASE, apenas o par de medidas ( $P_{3-4}$ ,  $Q_{3-4}$ ) foi posto sob suspeita, requerendo apenas 2 execuções do processo de EE, até que as medidas suspeitas fossem confirmadas com espúrias, o que levou 0,07 s. Se os estimadores Conv e Sinc fossem executados sequencialmente (i.e., dispondo-se de apenas um processador), o tempo total de execução obtido seria de 0,12 s até o término do processo de depuração de dados. Note que os tempos de execução requeridos por PHASE, com os estimadores Sinc e Conv operando em paralelo ou série, são bem inferiores ao tempo consumido pelo estimador Conv quando este opera sozinho para detectar, identificar e descartar medidas com EGs.

Além do teste anterior, muitos outros foram levados a efeito, em que se simulou a presença de uma medida contendo EG. Todas as medidas participaram do teste, sendo selecionada uma por vez para ser corrompida, nas diferentes áreas da rede elétrica. A Tabela II sintetiza os resultados obtidos em todos os testes, apresentando valores médios calculados na área interna (observada por UMFs), de fronteira e externa (parte inferior da rede). A primeira linha dessa tabela apresenta o número de medidas apontadas como suspeitas de estar contami-

TABELA II. SIMULAÇÕES DE EGs SIMPLES

| Valores Médios              | EE Conv.     |           | PHASE        |              |           |              |
|-----------------------------|--------------|-----------|--------------|--------------|-----------|--------------|
|                             | área interna | fronteira | área externa | área interna | fronteira | área externa |
| nº de medidas suspeitas     | 8,1          | 6,7       | 7,0          | 2,9          | 6,7       | 7,0          |
| % de medidas afetadas p/ EG | 8,0          | 6,0       | 6,4          | 1,1          | 6,0       | 6,4          |
| nº de execuções             | 5,5          | 2,7       | 5,4          | 1,7          | 2,7       | 5,4          |
| tempo de execução (s)       | 0,19         | 0,09      | 0,18         | 0,06         | 0,10      | 0,20         |

nadas por EG, tanto pelo estimador convencional (só medidas SCADA) como PHASE. A segunda e terceira linhas correspondem, respectivamente a: efeito de espalhamento do EG simulado (percentual de medidas afetadas); número total de execuções da EE necessárias a detectar, identificar e eliminar o referido EG. A última linha contém o tempo total de execução para se obter estimativas do estado/medidas confiáveis. Os resultados apresentados na Tabela II mostram claramente os benefícios da utilização da abordagem PHASE, no tratamento de EGs.

#### C. Erros Grosseiros Múltiplos

Aqui, considere também um dos testes de simulação da ocorrência simultânea de vários EGs, em que todas as medidas da UTR da barra 5 sejam portadoras de EGs. Isto quer dizer que os pares ( $P_5$ ,  $Q_5$ ) e ( $P_{5-7}$ ,  $Q_{5-7}$ ) são medidas espúrias. Com base no teste realizado pelo estimador Conv,  $r_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  contém as seguintes medidas suspeitas, listadas em ordem decrescente de valor de seus respectivos resíduos normalizados:  $Q_5$ ,  $Q_{4-6}$ ,  $P_{5-7}$ ,  $P_5$ ,  $Q_{5-7}$ ,  $P_{4-6}$ ,  $Q_7$ ,  $Q_{2-4}$ ,  $Q_{7-6}$ ,  $P_{2-4}$ ,  $P_{7-6}$  e  $Q_{3-4}$ . A busca combinatória de medidas suspeitas, efetuada usualmente na procura por EGs, na presente lista fará com que 353 execuções do ciclo estimação-avaliação de resíduos sejam necessárias, consumindo 11,90 s, até que não restem dúvidas sobre a validade dos dados processados. Por outro lado, com os testes  $r_{\text{conv}}^{(\text{conv})}$  e  $r_{\text{conv}}^{(\text{sinc})}$  de PHASE, apenas os pares ( $P_5$ ,  $Q_5$ ) e ( $P_{5-7}$ ,  $Q_{5-7}$ ) são apontados como suspeitos. Remove-se então este bloco de medidas de uma única vez e com apenas 2 execuções do processo de EE alcançam-se resultados confiáveis da EE, usando-se para tal apenas 0,07 s de tempo de execução. A redução do tempo de execução deve-se à inexistência do efeito de espalhamento de EGs na abordagem PHASE adotada. Avaliou-se também o tempo de execução da abordagem PHASE, quando os estimadores Conv e Sinc são executados sequencialmente, chegando a 0,12 s, o que se mostra ainda vantajoso.

O teste descrito encontra-se entre diversos outros em que foram simulados EGs em todas as medidas de uma UTR, nas diferentes áreas da rede. A Tabela III resume os resultados obtidos nestes testes. Novamente, tornou-se evidente a vantagem de PHASE na tarefa de processamento de EGs, de forma patente na área observada por UMFs.

TABELA III. SIMULAÇÕES DE EGS MÚLTIPLOS

| Valores Médios              | EE Conv.     |            | PHASE        |              |            |              |
|-----------------------------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|--------------|
|                             | área interna | fron-teira | área externa | área interna | fron-teira | área externa |
| nº de medidas suspeitas     | 11,1         | 6,3        | 5,3          | 5,8          | 4,3        | 5,3          |
| % de medidas afetadas p/ EG | 9,8          | 7,7        | 5,1          | 2,3          | 2,6        | 5,1          |
| nº de execu-ções            | 113          | 4,3        | 6            | 2,2          | 2          | 6            |
| tempo de execução (s)       | 3,79         | 0,15       | 0,20         | 0,08         | 0,07       | 0,22         |

#### D. Comentários

Para EGs que ocorram em medidas internas à área observada por UMFs, PHASE leva a uma redução do número de execuções de ciclos da EE, com a consequente diminuição do tempo total de execução de tais ciclos. Isto está diretamente ligado à mitigação do efeito de espalhamento que se traduz em uma lista de medidas suspeitas mais consistente, i.e., com menos erros de suspeição, fazendo com que seja possível a retirada em bloco das medidas listadas. Esta redução da lista de medidas suspeitas não aparece explicitamente nos resultados da Tabela III, já que a eliminação em bloco ocorre quando adota-se PHASE.

Considere então os resultados dispostos na Tabela IV, em que se evidencia a redução da lista de medidas suspeitas, para os testes relacionados à simulação de EGS múltiplos. Estes resultados foram obtidos pelo método da tentativa e erro (análise combinatória), em vez da eliminação em bloco, para a identificação/eliminação de medidas suspeitas listadas por PHASE. Com o objetivo de facilitar comparações, os resultados obtidos pelo mesmo método da tentativa e erro usado para formar a lista de medidas suspeitas com o estimador Conv são apresentados novamente. Percebe-se que, ainda assim, o número de execuções e o respectivo tempo gasto com PHASE é muito menor, particularmente na área observável pelas UMFs. Sem a eliminação em bloco, o ganho de eficiência neste caso se deveu apenas à redução da lista de medidas suspeitas.

Além da economia de tempo computacional, uma depuração de dados efetiva pode ser realizada por PHASE, até mesmo na ocorrência de medidas e conjuntos críticos [7]. Isto não se verifica quando apenas se utiliza o estimador Conv. Com relação aos testes apresentados nas Tabelas II e III, o estimador Conv não foi capaz detectar/identificar EGs em 54% dos casos em que ocorreram EGs simples/múltiplos internos à área observada por UMFs, fato este que não ocorreu quando adotou-se PHASE. Vale dizer que, mesmo com o elevado gasto computacional na depuração de EGs, não é garantida a capacidade de remover as medidas espúrias presentes, bem como evitar a deterioração do processo de estimação de estado por parte do estimador Conv.

TABELA IV. ELIMINAÇÃO COMBINATÓRIA DE EGS MÚLTIPLOS

| Valores Médios        | EE Conv.     |            | PHASE        |              |            |              |
|-----------------------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|--------------|
|                       | área interna | fron-teira | área externa | área interna | fron-teira | área externa |
| nº de execuções       | 113          | 4,3        | 6            | 12           | 2          | 6            |
| tempo de execução (s) | 3,79         | 0,15       | 0,20         | 0,43         | 0,07       | 0,22         |

#### V. CONCLUSÕES

Este artigo abordou o problema do processamento de erros grosseiros de medição, através da estimação de estado auxiliada por medidas de sincrofasores (PHASE). Com foco principal na avaliação dos benefícios computacionais auferidos pelo processo de estimação como um todo, simulações foram efetuadas introduzindo-se erros grosseiros simples e múltiplos, em diversas partes da rede adotada para testes. Os resultados obtidos evidenciaram que PHASE reduziu consideravelmente o danoso efeito de espalhamento de erros grosseiros, responsável por impor pesados ônus computacionais ao processo de estimação convencional. Por fim, deve-se mencionar que, com a expectativa de intensificação do uso de medidas oriundas de unidades de medição fasorial na estimação de estado, os benefícios aqui destacados tenderão a se estender por toda a rede elétrica sob supervisão.

#### REFERÊNCIAS

- [1] A. Abur and A. Gómez-Expósito, *Power system state estimation: theory and implementation*. New York, NY: Marcel Dekker, 2004.
- [2] A. G. Phadke and J. S. Thorp, *Synchronized phasor measurements and their applications*. New York, NY: Springer, 2008.
- [3] T. S. Bi, X. H. Qin, and Q. X. Yang, "A novel hybrid state estimator for including synchronized phasor measurements," *Elect. Power Syst. Res.*, vol. 78, no. 8, pp.1343-1352, Aug. 2008.
- [4] G. Valverde, S. Chakrabarti, E. Kyriakides, and V. Terzija, "A constrained formulation for hybrid state estimation," *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 26, no. 3, pp. 1102-1109, Aug. 2011.
- [5] M. Zhou, V. A. Centeno, J. S. Thorp, and A. G. Phadke, "An alternative for including phasor measurements in state estimators," *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 21, no. 4, pp. 1930-1937, Nov. 2006.
- [6] A. Simões Costa, A. Albuquerque, D. Bez, "An estimation fusion method for including phasor measurements into power system real-time modeling," *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 28, no. 2, pp. 1910-1920, May 2013.
- [7] M. B. Do Coutto Filho, J. C. Stacchini de Souza, and M. A. Ribeiro Guimaraens, "Enhanced bad data processing by phasor-aided state estimation," *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 29, no. 5, pp. 2200-2209, Sept. 2014.
- [8] W. Sattinger and G. Giannuzzi, "Monitoring continental Europe", *IEEE Power & Energy Mag.*, vol.13, no. 5, pp. 41-48, Sept./Oct. 2015.
- [9] K. D. Jones, A. Pal, and J. S. Thorp, "Methodology for performing synchrophasor data conditioning and validation", *IEEE Trans. Power Syst.*, vol. 30, no. 3, pp. 1121-1130, May 2015.
- [10] V. Eijkhout, *Introduction of High Performance Scientific Computing*, 2015 [Online]. Available: <https://www.tacc.utexas.edu/~eijkhout/Articles/EijkhoutIntroToHPC.pdf>