RAPHAEL AUGUSTO DE SOUZA BENEDITO

**ÍNDICE DE NÃO-DETECÇÃO DE ERROS GROSSEIROS NO
PROCESSO DE ESTIMAÇÃO DE ESTADO EM SISTEMAS ELÉTRICOS
DE POTÊNCIA**

Tese apresentada à Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Ciências, Programa de Engenharia Elétrica.

Área de Concentração: Sistemas Elétricos de Potência

Orientador: Prof. Dr. João Bosco Augusto London Júnior

Co-orientador: Prof. Dr. Luís Fernando Costa Alberto

São Carlos
2011

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTES
TRABALHOS, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO,
PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Tratamento
da Informação do Serviço de Biblioteca – EESC/USP

B463i	<p>Benedito, Raphael Augusto de Souza. Índice de não-detecção de erros grosseiros no processo de estimação de estado em sistemas elétricos de potência. / Raphael Augusto de Souza Benedito ; orientador João Bosco Augusto London Júnior; co-orientador Luís Fernando Costa Alberto. São Carlos, 2011.</p> <p>Tese (Doutorado – Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica e Área de Concentração em Sistemas Elétricos de Potência) -- Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, 2011.</p> <p>1. Sistemas elétricos de potência. 2. Estimação de estado. 3. Estimador por mínimos quadrados ponderados. 4. Detecção e identificação de erros grosseiros. 5. Índice de não-detecção de erros grosseiros. 6. Projeto de sistemas de medição. I. Título.</p>
-------	--

FOLHA DE JULGAMENTO

Candidato(a): Engenheiro **RAPHAEL AUGUSTO DE SOUZA BENEDITO**.

Tese defendida e julgada em 03/06/2011 perante a Comissão Julgadora:

Prof. Dr. **JOÃO BOSCO AUGUSTO LONDON JUNIOR** – (Orientador)
(Escola de Engenharia de São Carlos/USP) **APROVADO**

Prof. Titular **NEWTON GERALDO BRETAS**
(Escola de Engenharia de São Carlos/USP) **APROVADO**

Prof. Dr. **ANTONIO JOSE ALVES SIMÕES COSTA**
(Universidade Federal de Santa Catarina/UFSC) **APROVADO**

Prof. Titular **DJALMA MOSQUEIRA FALCÃO**
(Universidade Federal do Rio de Janeiro/UFRJ) **APROVADO**

Prof. Dr. **ANDRÉ CHRISTÓVÃO PIO MARTINS**
(Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”/UNESP/campus de Bauru) **APROVADO**

Prof. Titular **DENIS VINICIUS COURY**
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Elétrica

Prof. Associado **PAULO CÉSAR LIMA SEGANTINE**
Presidente da Comissão da Pós-Graduação da EESC

Dedico este trabalho à minha mãe Maria, à tia Ivani,
ao tio José Lopes e ao meu irmão Jaime.

Agradecimentos

Ao Prof. Dr. João Bosco Augusto London Jr., que nos anos de convivência, muito me ensinou, contribuindo para meu crescimento científico e intelectual.

Ao Prof. Dr. Luís Fernando Costa Alberto, pela co-orientação e atenção durante este trabalho.

Ao Prof. Dr. Newton G. Bretas, pela oportunidade de realização de meu curso de mestrado e doutorado, e também, pelos anos de convivência, discussões e aprendizagem.

À Magnífica Universidade de São Paulo (USP), por todo o suporte necessário para realização deste trabalho.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de doutorado.

Aos amigos: Saulo, Robson, Nanni, Castoldi, Lizandra, Carolina, Madeleine, Antônio Carlos (Maranhão), Fabíolo, Carlisson Jr., Tubota, Elmer, Edson, Augusto, Rafael, Gabriel, Danilo, Fernando Fabrizzi, Daniel, Moussa, Guilherme, Camila, Thais, Tatiane, Josaphat, Roberto, Igor, Pedro, Alexandre Ciabatari, Renato Ubukata e Wilson, por toda amizade.

Aos funcionários do Departamento de Engenharia Elétrica: Marisa, Jussara, Verinha, Rosane e Odair, que, de um modo ou de outro, me auxiliaram ao longo desses anos.

A todos, meus sinceros agradecimentos.

Raphael Augusto de Souza Benedito

São Carlos, Abril de 2011.

“Se eu vi mais longe, foi por estar de pé sobre ombros de gigantes”

Isaac Newton

Resumo

BENEDITO, R. A. de S. **Índice de Não-Detecção de Erros Grosseiros no Processo de Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência**. 2011. Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

A partir de uma análise geométrica, do estimador de estado por mínimos quadrados ponderados, propõe-se, neste trabalho, um índice para classificação das medidas de acordo com as suas características de não refletirem grande parcela de seus erros nos resíduos do processo de estimação de estado, por mínimos quadrados ponderados. O índice proposto foi denominado Índice de Não-Detecção de Erros, ou apenas *UI* (*Undetectability Index*). As medidas com maiores *UI* são aquelas cujos erros grosseiros (EGs) são mais difíceis de serem detectados através de métodos que fazem uso da análise dos resíduos. Isto porque os erros dessas medidas são, de certa forma, “mascarados”, isto é, não são refletidos nos resíduos das mesmas. Nesse sentido, a medida crítica é o caso limite de medidas cujos erros são mascarados, isto é, possui *UI* infinito e seu resíduo é igual a zero, independente de a mesma ter ou não EG. Para obtenção dos índices *UI* das medidas, desenvolveu-se um algoritmo simples e de fácil implementação. Tomando por base o índice *UI*, propõe-se, também, uma metodologia para processamento de EGs e dois algoritmos para projeto ou fortalecimento de sistemas de medição. Esses algoritmos possibilitam a obtenção de sistemas de medição confiáveis (observáveis e isentos de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas), de baixo custo e formados por medidas com índices *UI* menores que um valor pré-estabelecido. Para validar o índice *UI* e as suas aplicações propostas neste trabalho, realizaram-se diversas simulações computacionais nos sistemas de 14 e 30 barras do IEEE, tendo sido satisfatórios todos os resultados obtidos.

Palavras-chave: Sistemas Elétricos de Potência, Estimação de Estado, Estimador por Mínimos Quadrados Ponderados, Detecção e Identificação de Erros Grosseiros, Índice de Não-Detecção de Erros Grosseiros, Projeto de Sistemas de Medição.

Abstract

BENEDITO, R. A. de S. **Undetectability Index of Gross Errors in Power Systems State Estimation**. 2011. Thesis – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

The present thesis proposes an index, called Undetectability Index (*UI*), to classify the measurements according to their characteristics of not reflecting their errors into the residuals of the weighted least squares state estimation process from a geometric analysis of this estimator. Gross errors in measurements with higher *UIs* are very difficult to be detected by methods based on the residual analysis, as the errors in those measurements are “masked”, i.e., they are not reflected in the residuals. In this sense, critical measurements are the limit case of measurements that mask errors, that is, they have infinite *UI* and their residuals are always zero independently of their having or not gross errors. Based on the *UI* a methodology for gross error processing and two algorithms for metering system planning are also proposed in this thesis. These algorithms enable the obtaining of reliable measurement systems (observable and free from critical measurements and critical sets of measurements) with low investment and containing only measurements with *UIs* lower than a pre-established value. Several simulation results (with IEEE 14-bus and 30-bus systems) have validated the *UI* and its application.

Keywords: Electric Power Systems, Real-Time Operation, Least Square State Estimation, Gross Errors Detection and Identification, Undetectability Index, Metering System Planning.

Lista de Figuras

Figura 1.1: Diagrama de blocos das funções principais do sistema de análise de redes	2
Figura 2.1: Modelo π generalizado de um ramo do sistema elétrico	8
Figura 2.2: Modelo de estimação generalizada	26
Figura 2.3: Estrutura básica de uma PMU (EHRENSPERGER, 2004)	27
Figura 3.1: Classificação de erros grosseiros em medidas	31
Figura 3.2: Função de densidade de probabilidade (f) para uma distribuição qui-quadrado com 8 graus de liberdade (χ^2_8): $\lambda = \chi^2_{8,(1-0,05)} = 15,5$, ou seja,	40
Probabilidade ($\chi^2_8 > 15,5$) = 0,05.	
Figura 3.3: Diagrama do sistema de 3 barras	46
Figura 3.4: Espaço de fator do sistema de 3 barras apresentado na fig.3.3: l_1 e l_2 são,	47
respectivamente, a primeira e segunda coluna da matriz $\tilde{H}^t$	
Figura 3.5: Sistema de 3 barras e 5 medidas utilizados no exemplo 1	51
Figura 4.1: Interpretação geométrica do operador K atuando sobre o vetor Δz	58
Figura 4.2: Interpretação geométrica considerando dois erros distintos em z_1	62
Figura 4.3: Sistema de duas barras e duas linhas	63
Figura 4.4: Exemplo de erro grosseiro em medida com alto UI	63
Figura 4.5: Exemplo de erro grosseiro em medida com baixo UI	64
Figura 4.6: Sistema de 14 barras IEEE	65
Figura 4.7: Índice UI para as medidas ativas. Sistema de 14 barras – medidas sem ruído	69
Figura 4.8: Índice UI para as medidas reativas. Sistema de 14 barras – medidas sem ruído	69
Figura 4.9: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de erros em medidas	71
Figura 5.1: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de EGs em medidas	88
– valores médios para 100 amostras de medidas com ruído	
Figura 5.2: Sistema de 30 barras IEEE	93
Figura 5.3: Índice UI para as medidas ativas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído	98
Figura 5.4: Índice UI para as medidas reativas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído	98
Figura 5.5: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de erros em medidas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído	101
Figura 5.6: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de EGs em medidas– valores médios para 100 amostras de medidas com ruído	110
Figura 6.1: Sistema de duas barras e duas linhas	129

Figura 7.1: Variação do índice <i>UI</i> das medidas FA:10-11 e FR:10-11 com o aumento da redundância local	145
Figura 7.2: Variação do índice <i>UI</i> das medidas IA:5 e IR:5 com o aumento da redundância	147
Figura 7.3: Índice <i>UI</i> das medidas ativas após a instalação de todas as medidas de potência e tensão	148
Figura 7.4: Índice <i>UI</i> das medidas reativas após a instalação de todas as medidas de potência e tensão	148
Figura 7.5: Índice <i>UI</i> das medidas ativas após a retirada de medidas com <i>UI</i> elevado	149
Figura 7.6: Índice <i>UI</i> das medidas reativas após a retirada de medidas com <i>UI</i> elevado	150
Figura 7.7: Fluxograma do algoritmo 1 para o projeto de sistemas de medição	152
Figura 7.8: Índice <i>UI</i> das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 14 barras IEEE	157
Figura 7.9: Índice <i>UI</i> das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 14 barras IEEE	157
Figura 7.10: Índice <i>UI</i> das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 30 barras IEEE	161
Figura 7.11: Índice <i>UI</i> das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 30 barras IEEE	162
Figura 7.12: Fluxograma do algoritmo 2 para o projeto de sistemas de medição	165
Figura 7.13: Índice <i>UI</i> das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 14 barras IEEE	170
Figura 7.14: Índice <i>UI</i> das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 30 barras IEEE	170
Figura 7.15: Índice <i>UI</i> das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 30 barras IEEE	175
Figura 7.16: Índice <i>UI</i> das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 30 barras IEEE	175
Figura C.1: Fluxograma do algoritmo para Identificação do Nível de Detecção	215
Figura D.1: Exemplo de <i>crossover</i>	221
Figura D.2: Ótimo local, global e espaço de busca	222
Figura D.3: Sistema de 14 barras IEEE e seu cromossomo	223

Lista de Tabelas

Tabela 3.1: Valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção, para o exemplo 1	51
Tabela 3.2: Valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção, para o exemplo 2	52
Tabela 4.1: Valores das medidas sem ruído e respectivos desvios padrões para o sistema de 14 barras	66
Tabela 4.2: Variáveis de estado estimadas para o sistema de 14 barras	67
Tabela 4.3: Índice $J(x)$, valores estimados das medidas, índice UI e resíduos normalizados r^N	68
Tabela 4.4: Identificação do nível de detecção de erro	70
Tabela 4.5: Índices UI e valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção, para o sistema de medição 1	72
Tabela 5.1: Resultado numérico da adição de EG de 10σ na medida IA:1	78
Tabela 5.2: Resultado numérico da adição de EG de 10σ na medida IA:5	79
Tabela 5.3: Resultados numéricos da adição de erro grosseiro de 10σ para cada medida (em uma medida de cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 4.1	81
Tabela 5.4: Resultados numéricos da adição de EG de 20σ para cada medida (em uma medida de cada vez) considerando o plano de medição da tabela 4.1	82
Tabela 5.5: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, para 100 amostras de medidas com ruído e sem EG	84
Tabela 5.6: Identificação do nível de detecção de EGs para 100 amostras de medidas com ruído	86
Tabela 5.7: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida	89
Tabela 5.8: Resultados do índice UI com alterações nos valores das medidas – sistema 14 barras	91
Tabela 5.9: Valores de FE para o sistema de 30 barras IEEE	94
Tabela 5.10: Valores das medidas sem ruído e respectivos desvios padrões para o sistema de 30 barras	94
Tabela 5.11: Valor do índice $J(x)$, valores estimados das medidas, índice UI e resíduos normalizados r^N – sistema de 30 barras IEEE	96
Tabela 5.12: Resultados numéricos da simulação do sistema de medição da tabela 5.10 – sistema de 30 barras IEEE	99
Tabela 5.13: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ para cada medida (uma medida de	102

cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 5.10	
Tabela 5.14: Resultados numéricos da adição de EG de 20 σ para cada medida (uma medida de cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 5.10	103
Tabela 5.15: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e sem EG	106
Tabela 5.16: Identificação do nível de detecção de erro para 100 amostras de medidas com ruído	108
Tabela 5.17: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida	111
Tabela 5.18: Resultados do índice UI com alterações nos valores das medidas – sistema de 30 barras	113
Tabela 6.1: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ na medida IA:1	122
Tabela 6.2: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ na medida IA:5	124
Tabela 6.3: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ para cada medida (uma de cada vez) considerando o sistema de medição 1	126
Tabela 6.4: Resultados numéricos da adição de EG de 20 σ para cada medida (uma de cada vez) considerando o sistema de medição 1	127
Tabela 6.5: Resultados numéricos da adição de EG de 9 σ à medida z1	130
Tabela 6.6: Resultados numéricos da adição de EG de 9 σ à medida z2	132
Tabela 6.7: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ à medida IA:4	133
Tabela 6.8: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ na medida FA:3-4	133
Tabela 6.9: Valores médios e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão para 100 amostras de medidas com ruído e com EG simples de 10 sigmas em cada medida	135
Tabela 6.10: Dados do número de casos em que falharam a detecção ou identificação de erros para 100 amostras de medidas com ruído e adição de erro grosseiro de 10 sigmas em cada medida	137
Tabela 6.11: Divisão das medidas considerando o índice UI e a possibilidade de falhas para detecção e identificação de erro grosseiro simples de 10 sigmas – sistema de 14 barras do IEEE	137
Tabela 6.12: Valores médios e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida – sistema de 30 barras do IEEE	138
Tabela 6.13: Dados do número de casos em que falharam a detecção ou identificação de erros para 100 amostras de medidas com ruído e adição de EG de 10 sigmas em cada medida	140
Tabela 6.14: Divisão das medidas considerando o índice UI e a possibilidade de falhas para detecção e identificação de EG simples de 10 sigmas – sistema de 30 barras IEEE	141
Tabela 7.1: Variação do índice UI das medidas FA:10-11 e FR:10-11 e, também, das novas	145

medidas adicionadas	
Tabela 7.2: Variação do índice <i>UI</i> das medidas IA:5 e IR:5 com a adição de novas medidas	147
Tabela 7.3: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1 <i>L</i> considerando todas as medidas instaladas	153
Tabela 7.4: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1 <i>L</i>	154
Tabela 7.5: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1 <i>L</i>	154
Tabela 7.6: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65 considerando todas as medidas instaladas	155
Tabela 7.7: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65	155
Tabela 7.8: Medidas do plano de medição resultante e respectivos valores de <i>UI</i> (sistema de 14 barras)	155
Tabela 7.9: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1 considerando todas as medidas instaladas	158
Tabela 7.10: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1	158
Tabela 7.11: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,1	159
Tabela 7.12: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65 considerando todas as medidas instaladas	159
Tabela 7.13: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65	160
Tabela 7.14: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65	160
Tabela 7.15: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 1,65	160
Tabela 7.16: Medidas com índice <i>UI</i> maior que 2,20 considerando todas as medidas instaladas	161
Tabela 7.17: Sistema de medição confiável para sistema de 14 barras do IEEE	166
Tabela 7.18: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (caso base)	167
Tabela 7.19: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 1)	167
Tabela 7.20: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 2)	168
Tabela 7.21: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 3)	168
Tabela 7.22: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 4)	168
Tabela 7.23: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 5)	168
Tabela 7.24: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 6)	169
Tabela 7.25: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 7)	169
Tabela 7.26: Variação do índice <i>UI</i> de medidas (cujo valor inicial está acima de 2,20) com a adição de novas medidas	169
Tabela 7.27: Medidas do sistema de medição obtido após a Etapa 2 e respectivos valores de <i>UI</i> (sistema de 30 barras)	171
Tabela 7.28: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (caso base)	173
Tabela 7.29: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 1)	173
Tabela 7.30: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 2)	173
Tabela 7.31: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 3)	173
Tabela 7.32: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 4)	174
Tabela 7.33: Medidas com <i>UI</i> maior que 2,20 (adição 5)	174
Tabela 7.34: Variação do índice <i>UI</i> de medidas (cujo valor inicial está acima de 2,20) com a adição de novas medidas	174
Tabela B.1: Valores de todas as medidas e respectivos desvios padrões para o sistema de 14 barras	203

Tabela B.2: Valores de todas as medidas e respectivos desvios padrões para o sistema de 30 barras	205
Tabela B.3: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 1 e respectivos valores de UI (sistema de 30 barras)	208
Tabela B.4: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 2 e respectivos valores de UI (sistema de 14 barras)	211
Tabela B.5: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 2 e respectivos valores de UI (sistema de 30 barras)	212

SUMÁRIO

Capítulo 1

1. INTRODUÇÃO	1
1.1 Objetivos do Trabalho	5
1.2 Estrutura do Trabalho	6

Capítulo 2

2. ESTIMAÇÃO DE ESTADO EM SISTEMAS ELÉTRICOS DE POTÊNCIA	7
2.1 Modelagem de Linhas e Transformadores: Equações de Fluxo de Carga	8
2.2 Método da Equação Normal	10
2.3 Estimador de Estado Desacoplado Rápido	13
2.4 Estimador de Estado Linearizado	15
2.5 Aspectos sobre a Equação Normal e Condicionamento Numérico	17
2.6 Modelagem de Injeções Nulas	19
2.7 Método da Matriz Aumentada e <i>Tableau</i> Esperso	21
2.8 Método baseado em Transformação Ortogonal	23
2.9 Estimador Generalizado	25
2.10 Medição Sincronizada de Fasores	26

Capítulo 3

3. DETECÇÃO E IDENTIFICAÇÃO DE ERROS GROSSEIROS	29
3.1 Introdução	29
3.2 Propriedades dos Resíduos das Medidas	34
3.3 Detecção e Identificação de Erros Grosseiros	40
3.4 Medidas Ponto de Alavancamento	45

Capítulo 4

4. ÍNDICE DE NÃO-DETECÇÃO DE ERROS GROSSEIROS	55
4.1 Interpretação Geométrica do Estimador WLS	56
4.2 Decomposição do Erro de Medida	59
4.3 Proposição do Índice de Não-Detecção de Erros	60
4.4 Conclusões do Capítulo	74

Capítulo 5

5. TESTES REALIZADOS	77
5.1 Simulações no Sistema de 14 Barras do IEEE	77
5.2 Simulações no Sistema de 30 Barras do IEEE	92
5.3 Conclusões do Capítulo	115

Capítulo 6

6. APLICAÇÃO DO ÍNDICE DE NÃO-DETECÇÃO DE ERROS PARA DETECÇÃO E IDENTIFICAÇÃO DE ERROS GROSSEIROS	117
6.1 Utilização do Índice UI para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros	117
6.2 Conclusões do Capítulo	142

Capítulo 7

7. UTILIZAÇÃO DO ÍNDICE DE NÃO-DETECÇÃO DE ERROS PARA PROJETO OU FORTALECIMENTO DE SISTEMAS DE MEDIÇÃO	143
7.1 Influência da Redundância de Medidas sobre o Índice de Não- Detecção de Erros	143
7.2 Algoritmo para Projeto ou Fortalecimento de Sistemas de Medição: Algoritmo 1	151
7.3 Algoritmo para Projeto ou Fortalecimento de Sistemas de Medição: Algoritmo 2	162
7.4 Conclusões do Capítulo	176

Capítulo 8

8. CONCLUSÕES	179
8.1 Conclusões	179
8.2 Perspectivas Futuras	181

<i>Referências Bibliográficas</i>	183
--	------------

<i>Anexo A</i> Demonstrações Matemáticas não Apresentadas no Capítulo 4	201
--	------------

<i>Anexo B</i> Tabelas com Dados e Resultados dos Sistemas Testes	203
--	------------

<i>Anexo C</i> Fluxograma do Algoritmo para Identificação do Nível de Detecção	215
---	------------

<i>Anexo D</i> Projeto de Sistemas de Medição Confiáveis Através de Algoritmos Evolutivos e Matriz H_{Δ}^t	217
--	------------

<i>Anexo E</i> Publicações do Autor Durante o Período de Doutorado	227
---	------------

Capítulo 1

1 Introdução

A operação de sistemas elétricos de potência, em tempo-real, tem como principal objetivo manter o sistema elétrico operando, sem sobrecargas de equipamento, e atendendo a todos os consumidores em qualquer condição de operação. Para alcançar tal objetivo, é necessário que os níveis de tensão, frequência, fluxos nas interligações, carregamento de linhas e equipamentos, sejam mantidos dentro de faixas, ou limites de segurança previamente estabelecidos.

Conseqüentemente, a operação dos sistemas elétricos exige que uma grande quantidade de informações esteja disponível, para os operadores dos sistemas. Essas informações devem permitir a determinação do estado operativo atual do sistema, isto é, se o sistema está ou não operando adequadamente e, caso não o esteja, devem indicar o que deve ser feito para corrigir tal operação inadequada.

O monitoramento, a análise e a coordenação da operação dos sistemas elétricos são de responsabilidade dos Sistemas de Gerenciamento de Energia (EMS, do inglês *Energy Management Systems*), que constituem os modernos centros de supervisão e controle das companhias do setor (DY LIACCO, 2002).

Os modernos centros de controle dispõem basicamente de dois sistemas: o sistema supervisorio de controle e aquisição de dados (SCADA, do inglês *Supervisory Control and Data Acquisition System*), responsável pelo monitoramento da rede elétrica; e o sistema de análise de redes, que aglutina várias funções ou programas matemáticos distintos, que auxiliam na tomada de decisão da operação.

Dentre as funções principais do sistema de análise de redes, enquadram-se: pré-filtragem de informações, configurador de redes, estimador de estado, algoritmo de previsão de carga, fluxo de potência, análise de segurança, fluxo de potência ótimo e outros. A figura 1.1, a seguir, ilustra um diagrama de blocos contendo as funções principais do sistema de análise de redes, bem como o relacionamento entre elas (WU, 1988; BALU *et al.*, 1992):

Figura 1.1: Diagrama de blocos das funções principais do sistema de análise de redes

O aprofundamento teórico sobre essas funções não será apresentado no presente texto, o qual se limitará ao processo de estimação de estado. Entretanto, uma vasta revisão bibliográfica sobre as mesmas e suas evoluções, ao longo de mais de três décadas, pode ser obtida em trabalhos de Dy Liacco (1974-1991-2002), Wu (1988), Wu *et al.* (2005) e Balu *et al.* (1992).

Como pode ser visto em destaque através da figura 1.1, o processo de estimação de estado (em vermelho) exerce uma função essencial e importantíssima ao monitoramento e análise de um sistema elétrico, já que as demais funções necessitam de informações oriundas desse processo.

O estimador de estado processa informações analógicas redundantes e contaminadas por ruído, visando à melhor estimativa para as tensões complexas nas barras pertencentes ao sistema supervisionado. Tradicionalmente, o processo de estimação de estado é dividido em 4 funções, como ilustrado na figura 1.1, sendo:

- Configurador de rede: responsável pela obtenção, em tempo-real, da topologia e a correspondente configuração de medidores, no modelo barra linha, que corresponde ao diagrama unifilar da rede. Para isto, o configurador processa medidas digitais, transmitidas pelo sistema SCADA, que consistem em informações lógicas sobre os estados de disjuntores/chaves;

- Análise de observabilidade: verifica se as informações contidas nas telemidas são suficientes para o cálculo das tensões complexas, em todas as barras do sistema. Em caso negativo, o algoritmo deve indicar ou as ilhas observáveis do sistema interno, ou as pseudo-medidas (dados históricos ou de previsão de carga) necessárias à restauração da observabilidade;

- Estimação de estado propriamente dita: fazendo uso da modelagem matemática do sistema elétrico, através de equações algébricas não-lineares, realiza-se o cálculo das variáveis de estado da porção observável do sistema;

- Processamento de erros grosseiros: esta função é responsável pela detecção e identificação de medidas com grau de imprecisão muito maior que o suposto pelo modelo de medição, ou seja, de medidas portadoras de erros grosseiros (EGs). Caso o algoritmo permita detectar e identificar alguma medida com EG, esta é removida (ou o seu efeito) e as variáveis de estado são estimadas novamente.

A habilidade em detectar e identificar EGs é um dos atributos mais importantes do processo de estimação de estado em sistemas elétricos. Alguns EGs são óbvios e podem ser identificados *a priori* e eliminados do processo de estimação, através de uma simples verificação dos dados de entrada (medidas). Tais erros podem ser: valores absurdos de tensão elétrica eficaz; valores muito além dos esperados para medidas de potência e/ou corrente elétrica, etc (ABUR e EXPÓSITO, 2004). Entretanto, nem todos os tipos de EGs são facilmente detectáveis ou identificáveis dessa forma, exigindo o emprego de outras metodologias, que serão estudadas no decorrer deste trabalho.

O estimador de estado por Mínimos Quadrados Ponderados (WLS, *Weight Least Squares*) funciona bem quando os ruídos nas medidas são Gaussianos, mas falha na ocorrência de um ou mais EGs (ABUR e EXPÓSITO, 2004). Para superar essa limitação, desenvolveram-se métodos para detecção e identificação de EGs, dentre os quais os mais utilizados baseiam-se na análise dos resíduos das medidas. Isto porque os resíduos fornecem informações sobre eventuais violações das suposições relativas ao modelo de medição.

O estimador WLS, associado com técnicas para processamento de EGs a partir da análise dos resíduos das medidas, apresenta desempenho satisfatório na ocorrência de EG simples, ou quando ocorrem EGs múltiplos não-interativos. Todavia, pode falhar ou até mesmo falham, em algumas situações:

- i) EGs associados a medidas com baixa redundância (medidas críticas ou pertencentes a conjuntos críticos de medidas);
- ii) EGs múltiplos interativos;
- iii) EGs em medidas que possuam a característica de altamente influentes, ou seja, de atraírem a convergência do processo de estimação de estado, chamadas tradicionalmente medidas ponto de alavancamento (MONTICELLI, 2000).

Nota: Definições e conceitos pertinentes à redundância de medidas, aos tipos de EGs em medidas, assim como, à análise de resíduos das medidas serão detalhados no decorrer deste trabalho, mais precisamente no capítulo 3.

Em Pires *et al.* (1999), fazendo uso do método para identificação de pontos de alavancamento proposto em Mili *et al.* (1996), desenvolveu-se um estimador WLS que altera a ponderação das medidas, de forma iterativa, com objetivo de minimizar o efeito das medidas pontos de alavancamento suspeitas de estarem com EGs.

Como alternativa ao método WLS e à análise de seus resíduos, outros estimadores de estado considerados mais robustos estatisticamente foram aplicados em sistemas elétricos de potência, como o método do Mínimo Valor Absoluto Ponderado (WLAV, *Weighted Least Absolute Value*) e o método da Mínima Mediana do Resíduo Ponderado ao Quadrado (WLMS, *Weighted Least Median of Squares*).

O método WLAV, aplicado em sistemas elétricos de potência (IRVING *et al.*, 1978; KOTIUGA e VIDYASAGAR, 1982; ABUR e CELIK, 1991; FALCÃO e ARIAS, 1994) mostrou-se mais robusto que o WLS na presença de EGs simples e

múltiplos. Contudo, este método falha na ocorrência de erros em medidas ponto de alavancamento (discussão da referência FALCÃO e ARIAS, 1994).

Mili *et al.* (1991) propuseram a utilização do método WLMS em sistemas elétricos de potência. Este estimador foi o primeiro estimador de estado robusto estatisticamente capaz de identificar EGs em medidas classificadas como ponto de alavancamento. Entretanto, tal estimador requer uma busca combinatorial, que inviabiliza sua aplicação em tempo real (FALCÃO e ARIAS, 1994; MONTICELLI, 2000).

Dada a inviabilidade prática do estimador WLMS e, tendo em vista que o estimador WLS, associado à análise dos resíduos das medidas, é o mais utilizado na prática, pretende-se investigar com este trabalho um modo simples de verificar quais medidas apresentam problemas para detecção e identificação de possíveis EGs, com a utilização daquele estimador, e com isso, investigar possíveis maneiras de melhorar não somente o processamento de EGs (detecção/identificação de EGs), mas também o processo de estimação de estado como um todo.

A seguir, são delineados os objetivos principais e a estrutura deste trabalho.

1.1 Objetivos do Trabalho

A partir de uma análise geométrica, do estimador WLS, propõe-se, neste trabalho, um índice para classificação das medidas de acordo com as suas características de não refletirem grande parcela de seus erros nos resíduos do processo de estimação de estado, por mínimos quadrados ponderados. O índice proposto foi denominado Índice de Não-Detecção de Erros, ou, simplesmente, *UI* (Undetectability Index), como apresentado em Bretas *et al.* (2009).

As medidas com maiores *UI* são aquelas cujos EGs são mais difíceis de serem detectados através de métodos que fazem uso da análise dos resíduos do estimador WLS. Isto porque os erros dessas medidas são, de certa forma, “mascarados”, isto é, não são refletidos nos resíduos das mesmas. Nesse sentido, a medida crítica é o caso limite de medidas cujos erros são mascarados, isto é, possui *UI* infinito e seu resíduo é igual a zero, independente de a mesma ter ou não EG.

Para obtenção dos índices *UI* das medidas, desenvolveu-se um algoritmo simples e de fácil implementação, que possibilita qualificar todas as medidas disponíveis, para

estimação de estado, de acordo com as suas características de “mascararem” os seus erros.

Com base no índice *UI* propõe-se, também, uma metodologia para processamento de EGs e dois algoritmos para projeto ou fortalecimento de sistemas de medição. Esses algoritmos possibilitam a obtenção de sistemas de medição confiáveis (observáveis e isentos de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas), de baixo custo e formados por medidas com índices *UI* menores que um valor pré-estabelecido.

Para validar o índice *UI* e as suas aplicações propostas neste trabalho, realizaram-se diversas simulações computacionais nos sistemas de 14 e 30 barras do IEEE, tendo sido satisfatórios todos os resultados obtidos.

1.2 Estrutura do Trabalho

Com o intuito de delinear o processo de estimação de estado e cumprir os objetivos supracitados, este trabalho está estruturado na seguinte forma:

- O capítulo 2 apresenta uma revisão dos principais métodos e técnicas aplicadas à estimação de estado em sistemas elétricos de potência;
- No capítulo 3 é descrito o problema de detecção e identificação de EGs apresentando as suas principais causas, os tipos de erros e os métodos de análise mais empregados;
- No capítulo 4 é proposto o índice de não-deteção de erros (*UI*) através da interpretação geométrica do estimador WLS;
- No capítulo 5 são apresentados os resultados dos testes utilizados para validar os aspectos teóricos do capítulo 4;
- O capítulo 6 apresenta uma aplicação do índice de não-deteção de erros para prover uma melhora substancial no processamento de erros grosseiros;
- No capítulo 7 são propostos dois algoritmos para projeto ou fortalecimento de sistemas de medição, baseados no índice *UI*;
- Por fim, o capítulo 8 apresenta as conclusões mais relevantes do trabalho, e as perspectivas futuras da pesquisa em questão.

As referências bibliográficas e os anexos são apresentados após as conclusões.

Capítulo 2

2 Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência

Os estados operativos de um sistema elétrico em regime estacionário dependem diretamente das suas variáveis de estado, isto é, das tensões complexas nas barras do sistema. Portanto, a obtenção de tais grandezas é de vital importância para a segurança e confiabilidade da operação, em tempo-real, dos sistemas elétricos de potência.

As variáveis de estado de um sistema são obtidas a partir do processamento e/ou “filtragem” de medidas analógicas que as relacionam. Assim, para execução de tal tarefa, os centros de controle dispõem de um conjunto de programas desenvolvíveis em computador, denominado Estimador de Estado.

Logo, pode-se dizer que a estimação de estado em sistemas elétricos de potência consiste na obtenção das variáveis de estado de um determinado sistema, através de um conjunto redundante de medidas com ruído. Atualmente, as medidas podem ser classificadas como convencionais ou como fasoriais sincronizadas. As medidas convencionais são aquelas oriundas do sistema supervisório SCADA, sendo este constituído usualmente por medidas de: fluxo e injeção de potência ativa e reativa; magnitude de tensão nas barras e magnitude de corrente nas linhas.

Por outro lado, as medidas fasoriais sincronizadas, tais como as tensões e correntes fasoriais, são aferidas pelos chamados PMUs (*Phasor Measurements Units*) e sincronizadas através do sistema de geoposicionamento por satélite (GPS).

A partir dos primeiros trabalhos publicados por Schweppe, no final da década de 1960 e início de 1970 (SCHWEPPE, WILDES, RON, 1968; SCHWEPPE e WILDES, 1970; SCHWEPPE e RON, 1970; e SCHWEPPE, 1970), os quais delinearam vários

conceitos e a natureza geral do problema, a estimação de estado em sistemas elétricos tornou-se alvo de inúmeras pesquisas. Em trabalhos como os de Bose *et al.* (1987), Coutto Filho *et al.* (1990), Wu (1990), Monticelli (1999) e Abur e Expósito (2004) apresenta-se-nos uma vasta bibliografia referente aos estudos em estimação de estado, a partir de 1968.

O estimador de estado pode ser dinâmico ou estático. No caso do estimador dinâmico², as variações das grandezas, de interesse em relação à variável ‘tempo’, são consideradas na modelagem da rede. Por outro lado, no estimador estático, o modelo de rede utilizado é estático, ou seja, uma fotografia do sistema num instante de tempo fixo. Dessa forma, o comportamento matemático do sistema elétrico é traduzido utilizando-se apenas equações algébricas não-lineares, sem o emprego de equações diferenciais. Ademais, o mesmo pode ser considerado como uma generalização do problema clássico de fluxo de carga (HANDSCHIN *et al.*, 1975).

Na seção 2.1, a seguir, apresentar-se-ão as equações de fluxo de carga, por serem utilizadas na formulação do processo de estimação de estado em sistemas elétricos.

2.1 Modelagem de Linhas e Transformadores: Equações de Fluxo de Carga

Neste trabalho adotou-se, como representação de um ramo do sistema elétrico, uma generalização do modelo equivalente de linhas de transmissão, trafos em fase e trafos defasadores, a partir do modelo apresentado em Monticelli (1983). A figura 2.1, a seguir, ilustra esse modelo:

Figura 2.1: Modelo π generalizado de um ramo do sistema elétrico.

Sendo:

- g_{kl} a condutância série do componente;

² Uma vasta revisão bibliográfica sobre estimadores dinâmicos pode ser encontrada em Shivakumar e Jain (2008) e Coutto-Filho e Souza (2009).

- b_{kl} a susceptância série do componente;
- b_{kl}^{sh} a susceptância shunt para linhas de transmissão;
- $t_{kl} = a_{kl} \cdot e^{j\varphi}$ a relação de transformação para transformadores;
- V_k e V_l as magnitudes de tensão elétrica das barras k e l , respectivamente;
- θ_k e θ_l os ângulos de fase da tensão elétrica das barras k e l , respectivamente.

A partir da aplicação das leis de Kirchhoff, sobre o modelo π generalizado representado na figura 2.1, obtêm-se as seguintes expressões para os fluxos de potência ativa (P_{kl}) e reativa (Q_{kl}) no ramo que conecta as barras k e l (MONTICELLI, 1983):

Da barra k para barra l :

$$\begin{aligned} P_{kl} &= a_{kl}^2 \cdot V_k^2 \cdot g_{kl} - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot g_{kl} \cdot \cos(\theta_{kl} + \varphi) + \\ &\quad - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot b_{kl} \cdot \sin(\theta_{kl} + \varphi) \\ Q_{kl} &= -a_{kl}^2 \cdot V_k^2 \cdot (b_{kl} + b_{kl}^{sh}) + a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot b_{kl} \cdot \cos(\theta_{kl} + \varphi) + \\ &\quad - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot g_{kl} \cdot \sin(\theta_{kl} + \varphi) \end{aligned} \quad (2.1)$$

Da barra l para barra k :

$$\begin{aligned} P_{lk} &= V_l^2 \cdot g_{kl} - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot g_{kl} \cdot \cos(\theta_{lk} - \varphi) + \\ &\quad - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot b_{kl} \cdot \sin(\theta_{lk} - \varphi) \\ Q_{lk} &= -V_l^2 \cdot (b_{kl} + b_{kl}^{sh}) + a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot b_{kl} \cdot \cos(\theta_{lk} - \varphi) + \\ &\quad - a_{kl} \cdot V_k \cdot V_l \cdot g_{kl} \cdot \sin(\theta_{lk} - \varphi) \end{aligned} \quad (2.2)$$

No equacionamento da injeção de potência complexa, em qualquer barra de um sistema elétrico, deve considerar-se a existência de possíveis elementos *shunts* conectados a ela. Levando-se isto em conta, as expressões para as injeções de potência ativa e reativa, na barra genérica k (fig. 2.1), podem ser escritas como:

$$\begin{aligned} P_k &= \sum_{l \in \Omega k} P_{kl} \\ Q_k &= -V_k^2 \cdot b_k^{sh} + \sum_{l \in \Omega k} Q_{kl} \end{aligned} \quad (2.3)$$

onde b_k^{sh} é a susceptância *shunt* de um reator/capacitor, conectado à barra k ; Ωk representando o conjunto de barras adjacentes à barra k . Os detalhes do equacionamento completo das expressões de fluxo de potência podem ser encontrados em Monticelli (1983, 1999).

Nas próximas seções, serão abordados os principais métodos de solução do problema de estimação de estado estática, em sistemas elétricos de potência.

2.2 Método da Equação Normal

A estimação de estado consiste no cálculo de variáveis de estado desconhecidas, através de um conjunto de medidas não exatas. Logo, a estimação obtida para as variáveis de estado desconhecidas também não será exata.

Assim, o problema da estimação consiste em encontrar uma forma de atingir-se a melhor estimativa, e para isto, dos muitos critérios estatísticos existentes, o que vem sendo mais utilizado em sistemas elétricos é o dos mínimos quadrados ponderados (WLS, *Weighted Least Squares*).

Neste estudo, considera-se (por hipótese) um modelo determinístico para representar o sistema, isto é, admitir-se-á a não existência de erros nos parâmetros do modelo. Tal representação é ilustrada pelo diagrama a seguir:

Com relação a esse diagrama, as equações não-lineares para estimação de estado em sistemas elétricos são representadas como:

$$\underline{z} = h(\underline{x}) + \underline{w}, \quad (2.4)$$

sendo:

$\underline{z}$: vetor de medidas ($m \times 1$);

$h(\cdot)$: vetor de funções não-lineares, que relaciona as medidas com as variáveis de estado ($m \times 1$);

$\underline{x}$: vetor de variáveis de estado ($n \times 1$);

$\underline{w}$: vetor de erros das medidas ($m \times 1$);

m : número de medidas;

n : número de variáveis de estado a serem estimadas.

Os erros das medidas (termos de $\underline{w}$) são considerados como variáveis aleatórias independentes, com distribuição Gaussiana de média zero (SCHWEPPE e HANDSCHIN, 1974). Chamando de R a matriz de covariância do vetor de erros das medidas, com dimensão $m \times m$, tem-se:

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & & & \\ & \sigma_2^2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \sigma_m^2 \end{bmatrix}, \quad (2.5)$$

onde, σ_i^2 é a variância do erro da medida i . Assim, $\underline{w}_i \sim N(0, R_{ii})$ para todo “ i ”.

Através da aplicação da teoria de mínimos quadrados ponderados, a melhor estimativa do vetor de variáveis de estado $\underline{x}$, designada por $\hat{\underline{x}}$, pode ser obtida determinando-se o valor de $\underline{x}$ que torne mínimo o índice $J(\underline{x})$ (SCHWEPPE e HANDSCHIN, 1974), dado por:

$$J(\underline{x}) = \frac{1}{2} \cdot \underline{w}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{w}, \quad (2.6)$$

ou

$$J(\underline{x}) = \frac{1}{2} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})]^t \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})], \quad (2.7)$$

sendo R^{-1} o inverso da matriz de covariância do vetor de erros das medidas, aqui utilizado como a matriz de ponderação das medidas.

O índice $J(\underline{x})$ torna-se mínimo quando:

$$\frac{\partial J(\underline{x})}{\partial \underline{x}} = 0, \quad (2.8)$$

ou

$$H^t(\hat{\underline{x}}) \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\hat{\underline{x}})] = 0, \quad (2.9)$$

sendo $H(\hat{\underline{x}})$ a matriz de primeiras derivadas das funções não lineares do vetor $h(\underline{x})$, conhecida como matriz Jacobiana, calculada no ponto representado pelo vetor de variáveis de estado estimado $\hat{\underline{x}}$, e representada por:

$$H(\hat{\underline{x}}) = \left. \frac{\partial h(\underline{x})}{\partial \underline{x}} \right|_{\underline{x} = \hat{\underline{x}}}. \quad (2.10)$$

Linearização do Modelo de Medição

Em razão de o índice $J(\underline{x})$ ser representado por uma função quadrática, expressa em termos de um vetor de equações não-lineares, a solução de $\hat{\underline{x}}$ exige a aplicação de um método iterativo, que resolva uma equação linear a cada iteração v , de modo a calcular a estimativa corrente do vetor de variáveis de estado, através de sucessivas correções (SCHWEPPE e HANDSCHIN, 1974), dadas por:

$$\underline{x}^{v+1} = \underline{x}^v + \Delta \underline{x}^v. \quad (2.11)$$

No entanto, para determinar a correção $\Delta \underline{x}^v$, efetua-se a linearização das equações de $h(\underline{x})$ em torno do ponto $\underline{x}^v$, representadas pela expressão

$$h(\underline{x}^{v+1}) \cong h(\underline{x}^v) + H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v. \quad (2.12)$$

Reescrevendo a equação (2.4), em relação às aproximações realizadas em $h(\underline{x})$, obtêm-se o modelo de medição que se converteu em linear:

$$\underline{z} = h(\underline{x}^v) + H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v + \underline{w}, \quad (2.13)$$

ou ainda

$$\Delta \underline{z}(\underline{x}^v) = \underline{z} - h(\underline{x}^v) = H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v + \underline{w}, \quad (2.14)$$

sendo $\Delta \underline{z}(\underline{x}^v)$ definido como vetor dos resíduos de medição.

A partir do modelo de medição linear, a função objetivo $J(\Delta \underline{x})$ torna-se:

$$J(\Delta \underline{x}) = \frac{1}{2} \cdot [\Delta \underline{z}(\underline{x}^v) - H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v]^t \cdot R^{-1} \cdot [\Delta \underline{z}(\underline{x}^v) - H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v], \quad (2.15)$$

cujo mínimo é calculado a partir de

$$\frac{\partial J(\Delta \underline{x})}{\partial \Delta \underline{x}} = H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot [\Delta \underline{z}(\underline{x}^v) - H(\underline{x}^v) \cdot \Delta \underline{x}^v] = 0. \quad (2.16)$$

Logo, a solução pode ser processada pela seguinte expressão:

$$\Delta \underline{x}^v = [H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot H(\underline{x}^v)]^{-1} \cdot H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot \Delta \underline{z}(\underline{x}^v), \quad (2.17)$$

que é denominada Equação Normal, onde:

$$H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot H(\underline{x}^v) = G(\underline{x}^v) \quad (2.18)$$

representa a matriz ganho (G), ou matriz de informação.

O processo iterativo começa a partir de uma estimativa inicial $\underline{x}^0$, e, a cada iteração v , as correções nas variáveis de estado $\Delta \underline{x}$ são obtidas através da equação (2.17). A atualização do vetor de variáveis de estado é obtida através da relação iterativa representada na equação (2.11), até que algum critério de parada seja satisfeito, por exemplo:

$$\begin{aligned} \max |\Delta \underline{x}^v| &\leq \varepsilon, \quad \text{ou} \\ J(\underline{x}^v) - J(\underline{x}^{v-1}) &\leq \varepsilon \end{aligned} \quad (2.19)$$

no qual ε denota uma tolerância previamente estabelecida. Assim, esses critérios indicarão que o processo iterativo é encerrado quando a magnitude dos ajustes nas variáveis de estado for desprezível, ou quando a variação do índice $J(x)$ também for desprezível.

O algoritmo do processo de estimação de estado por mínimos quadrados ponderados é apresentado a seguir:

Algoritmo

Passo 1: Fazer $v = 0$ e escolher uma solução inicial $\underline{x}^v = \underline{x}^0$;

Passo 2: Calcular as matrizes $H(\underline{x}^v)$ e $G(\underline{x}^v)$ no ponto $\underline{x} = \underline{x}^v$;

Passo 3: Obter a correção nas variáveis de estado através da equação normal e atualizar as variáveis:

$$\begin{aligned} \Delta \underline{x}^v &= G(\underline{x}^v)^{-1} \cdot H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot \Delta \underline{z}(\underline{x}^v) \\ \underline{x}^{v+1} &= \underline{x}^v + \Delta \underline{x}^v \end{aligned}$$

Passo 4: Testar a convergência: se $\max |\Delta \underline{x}^v| \leq \varepsilon$, ou $J(\underline{x}^v) - J(\underline{x}^{v-1}) \leq \varepsilon$, o processo convergiu. Caso contrário, faça $v = v + 1$ e volte ao passo 2.

2.3 Estimador de Estado Desacoplado Rápido

O maior esforço computacional envolvendo o algoritmo do estimador WLS apresentado na seção anterior está associado ao cálculo da matriz G e, posteriormente, à sua fatoração a cada iteração. Assim como no problema de fluxo de carga, uma alternativa encontrada para reduzir os cálculos envolvidos no processo de estimação de estado é manter constante, mas aproximada, a matriz Jacobiana que relaciona as equações das medidas com as variáveis de estado.

Para tanto, com base no princípio de que as potências ativas são influenciadas predominantemente pelos ângulos de fase de tensão e de que as potências reativas são influenciadas predominantemente pelas magnitudes de tensão, várias versões de estimadores de estado desacoplados e desacoplados rápidos foram propostas na literatura (HORISBERGER *et al.*, 1976; ASCHMONEIT *et al.*, 1976; HORTON e MASIELLO, 1977; GARCIA *et al.*, 1979; ALLEMONG *et al.*, 1982; MONTICELLI e

GARCIA, 1990). Dentre estas versões, destaca-se a desenvolvida por Monticelli e Garcia (1990), em razão de chegar a resultados satisfatórios, mesmo em sistemas com relação x/r baixa. Dada esta vantagem, o mesmo é apresentado a seguir.

Formulação do Estimador Desacoplado Rápido

Considere a seguinte formulação desacoplada, para o sistema de equações não-lineares, que representam o problema de estimação de estado em sistemas elétricos:

$$h_p(\underline{x}) \equiv \underline{z}_p, \quad (2.20)$$

$$h_q(\underline{x}) \equiv \underline{z}_q, \quad (2.21)$$

sendo:

- p sub-índice que representa o conjunto ativo, formado por medidas de injeção e fluxo de potência ativa;

- q sub-índice que representa o conjunto reativo, formado por medidas de injeção e fluxo de potência reativa, além das medidas de magnitude de tensão elétrica;

- “ $\equiv$ ” indica que o número de medidas é maior que o de incógnitas.

O vetor de variáveis de estado $\underline{x}$ é decomposto da seguinte forma:

$$\underline{x} = \begin{bmatrix} \underline{\theta} \\ \underline{V} \end{bmatrix}, \quad (2.22)$$

onde $\underline{V}$ é o vetor de magnitudes de tensão elétrica ($nb \times 1$) e $\underline{\theta}$ é o vetor de ângulos de fase de tensão elétrica ($(nb-1) \times 1$), sendo nb o número de barras do sistema.

A partir da divisão do conjunto de medidas e da decomposição do vetor de variáveis de estado, pode-se decompor a matriz Jacobiana da seguinte forma:

$$H(x) = \frac{\partial h(x)}{\partial x} = \begin{bmatrix} \frac{\partial h_p(x)}{\partial \theta} & \frac{\partial h_p(x)}{\partial V} \\ \frac{\partial h_q(x)}{\partial \theta} & \frac{\partial h_q(x)}{\partial V} \end{bmatrix} \stackrel{\Delta}{=} \begin{bmatrix} H_{p\theta} & H_{pV} \\ H_{q\theta} & H_{qV} \end{bmatrix}. \quad (2.23)$$

A solução ótima do vetor $\underline{x}$, através do estimador WLS desacoplado rápido (MONTICELLI e GARCIA, 1990), é obtida através de um procedimento iterativo, cujas correções $\Delta \underline{\theta}$ e $\Delta \underline{V}$ são calculadas separadamente. Nessa abordagem os efeitos das sub-matrizes H_{pV} e $H_{q\theta}$ não são totalmente desprezados, mas são levados em conta através de uma aproximação na sub-matriz H_{qV} . Veja o algoritmo a seguir.

Algoritmo Desacoplado Rápido³ (versão “primal” ou BX)

As sub-matrizes $H_{p\theta}$ e H_{qV} são consideradas fixas ao longo das iterações, sendo as mesmas calculadas com $\underline{\theta} = \underline{0}^o$, $\underline{V} = \underline{1}$ *pu* (*flat start*) e desprezando as resistências série na formação da sub-matriz H_{qV} . A partir dessas considerações, a solução ótima por mínimos quadrados ponderados pode ser obtida através de dois passos (MONTICELLI e GARCIA, 1990):

i) Cálculo da iteração ativa $P\theta$:

$$\Delta \underline{\theta}^v = (H_{p\theta}^t \cdot R_p^{-1} \cdot H_{p\theta})^{-1} \cdot H_{p\theta}^t \cdot R_p^{-1} \cdot [\underline{z}_p - h_p(\underline{\theta}^v, \underline{V}^v)], \quad (2.24)$$

$$\underline{\theta}^{v+1} = \underline{\theta}^v + \Delta \underline{\theta}^v. \quad (2.25)$$

ii) Cálculo da iteração reativa QV :

$$\Delta \underline{V}^v = (H_{qV}^t \cdot R_q^{-1} \cdot H_{qV})^{-1} \cdot H_{qV}^t \cdot R_q^{-1} \cdot [\underline{z}_q - h_q(\underline{\theta}^{v+1}, \underline{V}^v)], \quad (2.26)$$

$$\underline{V}^{k+1} = \underline{V}^k + \Delta \underline{V}^k. \quad (2.27)$$

O processo iterativo encerra-se quando as magnitudes das correções $\Delta \theta$ e ΔV forem menores que os critérios de parada adotados, por exemplo, quando

$$\max |\Delta \underline{\theta}^v| \leq \varepsilon_{p\theta}, \text{ e} \quad (2.28)$$

$$\max |\Delta \underline{V}^v| \leq \varepsilon_{qV}, \quad (2.29)$$

no qual $\varepsilon_{p\theta}$ e ε_{qV} denotam, respectivamente, a tolerância de parada do modelo ativo e do modelo reativo. Ademais, quando uma das tolerâncias é alcançada, fixa-se o respectivo vetor de estado e processa-se apenas a meia-iteração, na qual a tolerância não foi obtida. Conseqüentemente, o processo torna-se ainda mais rápido.

2.4 Estimador de Estado Linearizado

O estimador de estado linearizado, conquanto pouco interessante em aplicações práticas, tem importância considerável nos estudos dos métodos e técnicas referentes à estimação de estado. Isto porque, as hipóteses simplificadoras em que o mesmo se

³ Em Monticelli e Garcia (1990) e Monticelli (1999), o algoritmo desacoplado rápido é apresentado tanto em versão “primal”, quanto em versão “dual” ou XB, o qual não será abordado neste trabalho.

baseia transformam o problema de estimação em uma forma não-iterativa, simplificando-o conseqüentemente.

O estimador linearizado baseia-se nas equações de fluxo de carga linear, desprezando-se as perdas e considerando todas as magnitudes de tensão iguais a 1 p.u. Em função destas aproximações, calcula-se o fluxo de potência ativa entre duas barras genéricas k e l , bem como a injeção de potência ativa na barra k , respectivamente, pelas seguintes expressões (MONTICELLI, 1999):

$$P_{kl} = \frac{\theta_k - \theta_l}{x_{kl}} \quad \text{e} \quad (2.30)$$

$$P_k = \sum_{l \in \Omega_k} \left(\frac{\theta_k - \theta_l}{x_{kl}} \right), \quad (2.31)$$

sendo: θ_k e θ_l os ângulos de tensão nas barras k e l , respectivamente; x_{kl} a reatância da linha de transmissão, que liga as barras k e l ; e Ω_k o conjunto das barras vizinhas à barra k .

A equação do fluxo de potência ativa, escrita dessa forma, permite analogias com a lei de Ohm, para um circuito de corrente contínua (CC). Em razão disto, o fluxo de potência linear é conhecido como fluxo de carga CC, donde o estimador de estado linearizado também ser conhecido como estimador CC.

Formulação do Estimador de Estado Linear

Na formulação linear, o modelo de medição apresentado na seção 2.2 torna-se (MONTICELLI, 1999):

$$\underline{z}_p = H_{p\theta} \cdot \underline{\theta}_v + \underline{w}_p, \quad (2.32)$$

sendo:

$\underline{\theta}_v$: vetor de variáveis de estado ($n_p \times 1$), que na formulação linear corresponde aos ângulos de tensão nas barras do sistema;

$\underline{z}_p$: vetor de medidas de potência ativa ($m_p \times 1$);

$H_{p\theta}$: matriz Jacobiana ativa ($m_p \times n_p$);

$\underline{w}_p$: vetor de erros das medidas de potência ativa ($m_p \times 1$);

m_p : número de medidas de potência ativa;

n_p : número de variáveis de estado a serem estimados.

A estimação do vetor de estado $\underline{\theta}_v$, designada por $\hat{\underline{\theta}}$, obtida através do método de mínimos quadrados ponderados é o valor de $\underline{\theta}$ que torna mínimo o índice $J(\underline{\theta})$, dado por:

$$J(\underline{\theta}) = \underline{w}_p^t \cdot R_p^{-1} \cdot \underline{w}_p = [\underline{z}_p - H_{p\theta} \cdot \underline{\theta}_v]^t \cdot R_p^{-1} \cdot [\underline{z}_p - H_{p\theta} \cdot \underline{\theta}_v]. \quad (2.33)$$

Assim, a solução ótima pode ser calculada por:

$$\hat{\underline{\theta}} = [H_{p\theta}^t \cdot R_p^{-1} \cdot H_{p\theta}]^{-1} \cdot H_{p\theta}^t \cdot R_p^{-1} \cdot \underline{z}_p. \quad (2.34)$$

2.5 Aspectos sobre a Equação Normal e Condicionamento Numérico

Aspectos sobre a Equação Normal

No sistema linear expresso pela equação (2.17), a matriz R^{-1} é diagonal. Devido a isto, o produto matricial $H(\underline{x}^v)^t \cdot R^{-1} \cdot H(\underline{x}^v)$ [matriz $G(\underline{x}^v)$] é aproximadamente duas vezes mais denso que a matriz $H(\underline{x}^v)$. Por outro lado, a matriz $H(\underline{x}^v)$ é esparsa e portanto a matriz $G(\underline{x}^v)$ possui também um número reduzido de elementos não-nulos, o que possibilita o uso de técnicas de compactação e esparsidade.

Ademais, a matriz $G(\underline{x}^v)$ é simétrica em estrutura e valor, e definida positiva para sistemas observáveis, facilitando a sua fatoração e, por conseguinte, a solução do sistema linear representado pela equação normal. Dentre os métodos de fatoração tradicionalmente utilizados em estimação de estado, temos: Método de Eliminação de Gauss; fatoração LU ou LDU ; fatoração de Cholesky, decomposição QR , entre outros.

Condicionamento Numérico

A precisão da solução da equação normal não dependerá apenas do método de fatoração empregado, mas também do condicionamento numérico da matriz Ganho (EBRAHIMIAN e BALDICK, 2001).

O número de condição de uma matriz não singular A ($K(A)$) pode ser definido como em Quarteroni *et al.* (2000) ou Ebrahimian e Baldick (2001):

$$K(A) = \|A\| \cdot \|A^{-1}\|, \quad (2.35)$$

onde $\|\cdot\|$ representa qualquer norma de matriz.

Um aumento no número de condição produz uma grande sensibilidade da solução do sistema linear, em relação às mudanças de dados. Além disso, um número de condição de alto valor indica que a matriz em análise está mal condicionada.

Para o caso de uma matriz A singular, $K(A)$ tende ao infinito. Assim, pode-se dizer que quanto maior o número de condição de uma matriz, mais próxima ela estará da singularidade.

Em Quarteroni *et al.* (2000) é provado que o número de condição de uma matriz, calculado através da norma-2, reduz-se a:

$$K_2(A) = \|A\|_2 \cdot \|A^{-1}\|_2 = \frac{\sigma_{\max}(A)}{\sigma_{\min}(A)}, \quad (2.36)$$

onde $\sigma_{\max}$ e $\sigma_{\min}$ representam, respectivamente, o valor singular máximo e mínimo de A .

Para o caso em que uma matriz B ($B = A^T A$) é simétrica e definida positiva, tem-se:

$$K_2(B) = \frac{\lambda_{\max}(B)}{\lambda_{\min}(B)} = \frac{\lambda_{\max}(A^T A)}{\lambda_{\min}(A^T A)} = \frac{\sigma_{\max}^2(A)}{\sigma_{\min}^2(A)} = (K_2(A))^2, \quad (2.37)$$

sendo: $\lambda_{\max}$ o maior autovalor e $\lambda_{\min}$ o menor autovalor de B .

A partir desses resultados e considerando que R^{-1} seja igual à matriz identidade, o número de condição da matriz ganho, da equação normal, pode ser calculado como:

$$K_2(G) = \frac{\lambda_{\max}(G)}{\lambda_{\min}(G)} \cong (K_2(H))^2. \quad (2.38)$$

Desse modo, pode-se concluir que o método de equação normal é intrinsecamente mal condicionado, já que o produto $H^T H$, existente no cálculo da matriz G , faz com que G seja “pior” condicionada que H , numa ordem de grandeza ao quadrado (GOLUB *et al.*, 1996).

Na literatura sobre a matéria, várias pesquisas apontam algumas situações em que se agrava o problema de condicionamento numérico da matriz Ganho (HOLTEN *et al.*, 1988; EBRAHIMIAN e BALDICK, 2001; ABUR e EXPÓSITO, 2004). Como situações agravantes, podemos citar:

- disparidade entre as ponderações das medidas (elementos de R^{-1});
- medidas de injeção em barras conectadas a várias linhas;
- grande número de medidas de injeção;
- existência de linhas curtas e longas.

Nas seções subseqüentes deste capítulo, serão apresentadas formulações derivadas do método WLS tradicional, que visam ao objetivo de diminuir o número de cálculos processados e de informações armazenadas em computador, ou buscam uma melhoria substancial na precisão numérica da solução.

2.6 Modelagem de Injeções Nulas

Comumente, em um sistema elétrico, existem barras cujas injeções de potência ativa e reativa são nulas. Tais barras são denominadas barras de transferência ou de passagem, sendo que as informações a elas associadas (injeções de potência nulas) são chamadas de medidas virtuais.

As medidas virtuais merecem tratamento especial no processo de estimação de estado, já que fornecem valores precisos de medidas de injeção. Tradicionalmente, este tipo de medida é modelado de duas formas (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

i) Como medidas de injeção de potência de alta precisão, atribuindo-se-lhes ponderações elevadas. Apesar de tratar-se de um procedimento simples, a presença de ponderações diferentes, num mesmo conjunto de medidas, pode contribuir com um aumento no número de condição da matriz Jacobiana e prejudicar numericamente a convergência do estimador;

ii) Outra forma de tratar as injeções nulas é representá-las como restrições de igualdade no problema de mínimos quadrados ponderados, com o intuito de diminuir os problemas numéricos. Assim, o problema de estimação torna-se:

$$\begin{aligned} \text{minimizar } J(\underline{x}) &= \frac{1}{2} [\underline{z} - h(\underline{x})]^t \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})] \\ \text{sujeito a } c(\underline{x}) &= 0 \end{aligned} \quad (2.39)$$

onde $c(\underline{x}) = 0$ representa o vetor de equações não-lineares de injeções de potência nulas e R^{-1} a matriz de ponderação das demais medidas.

Conseqüentemente, a solução do problema, representado pela equação (2.39), é formulado através da função Lagrangeana:

$$\mathcal{L}(\underline{x}, \underline{\lambda}) = \frac{1}{2} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})]^t \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})] + \underline{\lambda}^t \cdot c(\underline{x}), \quad (2.40)$$

na qual, $\underline{\lambda}$ é o vetor dos multiplicadores de Lagrange, relacionados às restrições de igualdade, cuja dimensão é igual ao número de injeções nulas.

Aplicando à equação (2.40) as condições ótimas de 1ª ordem, obtém-se o seguinte conjunto de equações:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{\lambda})}{\partial \underline{x}} = 0 &\Rightarrow -H'(\underline{x}) \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x})] + C'(\underline{x}) \cdot \underline{\lambda} = 0 \\ \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{\lambda})}{\partial \underline{\lambda}} = 0 &\Rightarrow c(\underline{x}) = 0 \end{aligned} \quad (2.41)$$

onde, $C(\underline{x}) = \frac{\partial c(\underline{x})}{\partial \underline{x}}$ é a matriz de primeiras derivadas das funções não-lineares do vetor $c(\underline{x})$, com relação ao vetor de variáveis de estado $\underline{x}$.

Como o conjunto de equações (2.41) engloba funções não-lineares, o mesmo exige a solução iterativa de um sistema linear, com a seguinte forma:

$$\begin{aligned} -H'(\underline{x}^k) \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x}^k) - H(\underline{x}^k) \cdot \Delta \underline{x}^k] + C'(\underline{x}^k) \cdot \underline{\lambda}^k &= 0 \\ c(\underline{x}^k) + C(\underline{x}^k) \cdot \Delta \underline{x} &= 0 \end{aligned} \quad (2.42)$$

que ainda pode ser representado matricialmente por:

$$\begin{bmatrix} H'(\underline{x}^k) \cdot R^{-1} \cdot H(\underline{x}^k) & C'(\underline{x}^k) \\ C(\underline{x}^k) & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta \underline{x}^k \\ \underline{\lambda}^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H'(\underline{x}^k) \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x}^k)] \\ -c(\underline{x}^k) \end{bmatrix}. \quad (2.43)$$

Um inconveniente dessa abordagem é o fato de a matriz de coeficientes ser indefinida, mesmo para sistemas observáveis, de modo diferente ao caso da matriz ganho para sistemas observáveis. Para contornar esse problema, deve-se realizar a permutação de linhas durante a decomposição/fatoração do sistema de equações representado pela equação (2.43). Em Gjelsvik *et al.* (1985), esse procedimento é modificado através do “pivotamento” 2 x 2, que torna a solução numérica mais estável quando comparada à fatoração tradicional.

Pode-se ainda melhorar o condicionamento numérico da matriz de coeficientes, através de um simples escalonamento da função Lagrangeana, dada pela equação (2.40), da seguinte forma (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$\mathcal{L}(\underline{x}, \underline{\lambda}) = \alpha \cdot \frac{1}{2} \cdot [\underline{z} - H(\underline{x})]' \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - H(\underline{x})] + \underline{\lambda}_s' \cdot c(\underline{x}), \quad (2.44)$$

sendo $\underline{\lambda}_s = \alpha \cdot \underline{\lambda}$ e α um escalar, geralmente escolhido como

$$\alpha = \frac{1}{\max R_{ii}^{-1}} \text{ ou } \alpha = \frac{m}{\sum_{i=1}^m R_{ii}^{-1}}.$$

Conseqüentemente, o sistema de equações a ser resolvido iterativamente passa a ser

$$\begin{bmatrix} \alpha \cdot H^t(\underline{x}^k) \cdot R^{-1} \cdot H(\underline{x}^k) & C^t(\underline{x}^k) \\ C(\underline{x}^k) & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta \underline{x}^k \\ \underline{\lambda}_s^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \cdot H^t(\underline{x}^k) \cdot R^{-1} \cdot [\underline{z} - h(\underline{x}^k)] \\ -c(\underline{x}^k) \end{bmatrix}. \quad (2.45)$$

Apesar de a modelagem de injeções nulas, como restrições de igualdade, prover uma melhora substancial no condicionamento numérico da matriz de coeficientes, isto não elimina o problema de mau condicionamento (por exemplo, devido a linhas de baixa reatância e medidas com ponderações discrepantes) que afeta consideravelmente a estabilidade numérica.

Com o intuito de contornar essas limitações, surgiram alguns métodos numericamente superiores. Uma revisão sobre esses métodos pode ser encontrada em Holten *et al.* (1988), Wu (1989), Monticelli (2000) e Abur e Expósito (2004).

Dentre esses métodos, merecem destaque os seguintes: o método da Matriz Aumentada ou de Hachtel (GJELSVIK *et al.*, 1985), o método *Tableau* Esparso (NUCERA e GILLES, 1991) e as técnicas baseadas em transformações ortogonais (SIMÕES-COSTA e QUINTANA, 1981a-1981b).

Na próxima seção, será apresentada a formulação do método da Matriz Aumentada e do *Tableau* Esparso, devendo o método baseado em transformações ortogonais ser apresentado na seção subsequente.

2.7 Método da Matriz Aumentada e *Tableau* Esparso

Formulação do Método da Matriz Aumentada de Hachtel

Neste método, o vetor de resíduo $\underline{r}$ é considerado uma incógnita e sua equação associada é tratada como uma restrição de igualdade, na formulação do problema de estimação de estado, assim como realizado para as injeções nulas. A partir dessas considerações, o problema de otimização torna-se:

$$\text{minimizar } J(\underline{x}) = \frac{1}{2} \cdot \underline{r}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{r} \quad (2.46)$$

$$\text{sujeito a } \begin{cases} c(\underline{x}) = 0 \\ \underline{r} - \underline{z} + h(\underline{x}) = 0 \end{cases}$$

sendo $c(\underline{x}) = 0$ o vetor de equações não-lineares, relacionadas às medidas virtuais (injeções de potência nulas) e R^{-1} a matriz de ponderação das demais medidas, também denominadas como regulares (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Conseqüentemente, forma-se a função Lagrangeana, apresentada a seguir:

$$\mathcal{L}(\underline{x}, \underline{r}, \underline{\lambda}, \underline{\mu}) = \frac{1}{2} \cdot [\underline{r}' \cdot R^{-1} \cdot \underline{r}] - \underline{\lambda}' \cdot c(\underline{x}) - \underline{\mu}' \cdot [\underline{r} - \underline{z} + h(\underline{x})], \quad (2.47)$$

sendo: $\underline{\lambda}$ o vetor dos multiplicadores de Lagrange relacionados às medidas virtuais; e $\underline{\mu}$ o vetor dos multiplicadores de Lagrange relacionados às restrições de resíduo.

A partir da aplicação das condições de otimalidade de primeira ordem, obtém-se o seguinte conjunto de equações (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{r}, \underline{\lambda}, \underline{\mu})}{\partial \underline{x}} = 0 &\Rightarrow C'(\underline{x}) \cdot \underline{\lambda} + H'(\underline{x}) \cdot \underline{\mu} = 0; \\ \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{r}, \underline{\lambda}, \underline{\mu})}{\partial \underline{r}} = 0 &\Rightarrow R^{-1} \cdot \underline{r} - \underline{\mu} = 0; \\ \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{r}, \underline{\lambda}, \underline{\mu})}{\partial \underline{\lambda}} = 0 &\Rightarrow c(\underline{x}) = 0; \\ \frac{\partial \mathcal{L}(\underline{x}, \underline{r}, \underline{\lambda}, \underline{\mu})}{\partial \underline{\mu}} = 0 &\Rightarrow \underline{r} - \underline{z} + h(\underline{x}) = 0. \end{aligned} \quad (2.48)$$

Analisando-se a segunda equação da expressão (2.48), verifica-se que $\underline{r} = R \cdot \underline{\mu}$. Isso permite que a variável $\underline{r}$ seja eliminada do equacionamento. Conseqüentemente, a solução iterativa do conjunto de equações acima, representado pela expressão (2.48), pode ser obtida pela seguinte equação matricial:

$$\begin{bmatrix} R & H(\underline{x}^k) & 0 \\ H'(\underline{x}^k) & 0 & C'(\underline{x}^k) \\ 0 & C(\underline{x}^k) & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \underline{\mu}^k \\ \Delta \underline{x}^k \\ \underline{\lambda}^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} [\underline{z} - h(\underline{x}^k)] \\ 0 \\ -c(\underline{x}^k) \end{bmatrix}. \quad (2.49)$$

Assim como a matriz dos coeficientes do sistema da equação (2.43), a matriz de coeficientes da equação (2.49) (matriz de Hachtel) também é indefinida. Logo, a aplicação de pivotamento 2 x 2 também é recomendada para tornar a solução numérica mais estável (GJELSVIK *et al.*, 1985). Outro ponto a ser destacado resulta de o número de condição da matriz de coeficientes ser menor para esta modelagem, se comparada

àquela apresentada na eq. (2.43). Além disso, o número de condição da matriz ainda pode ser reduzido, através de um simples escalonamento na função Lagrangeana, assim como realizado na seção 2.6.

Formulação do Método Tableau Esparso

O método *Tableau* Esparso pode ser visto como um caso particular do método da matriz aumentada. Isto porque, nessa abordagem, o conjunto de medidas é dividido em dois: um conjunto formado pelas medidas de fluxo de potência e magnitudes de tensão (conjunto F); e outro conjunto formado pelas medidas de injeção de potência (conjunto I). Desse modo, o sistema de equações *Tableau* torna-se (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$\begin{bmatrix} R_F & 0 & H_F & 0 \\ 0 & R_I & H_I & 0 \\ H_F^t & H_I^t & 0 & C^t \\ 0 & 0 & C & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \underline{\mu}_F^k \\ \underline{\mu}_I^k \\ \Delta \underline{x}^k \\ \underline{\lambda}^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} [\underline{z}_F - h_F(\underline{x}^k)] \\ [\underline{z}_I - h_I(\underline{x}^k)] \\ 0 \\ -c(\underline{x}^k) \end{bmatrix}. \quad (2.50)$$

Essa ordenação diminui a ocorrência dos chamados *fill-in's*, ou seja, os elementos não nulos que surgem durante a fatoração da matriz dos coeficientes. Isso influi diretamente na precisão da solução do sistema de equações, já que traz como benefício a redução de possíveis erros numéricos oriundos da fatoração.

2.8 Método baseado em Transformação Ortogonal

Primeiramente, considere o modelo transformado da equação normal (2.17), cuja representação é dada por:

$$(\tilde{H}^t \cdot \tilde{H}) \cdot \Delta \underline{x} = \tilde{H}^t \cdot \Delta \underline{z}, \quad (2.51)$$

onde, $\tilde{H} = R^{-1/2} H$ e $\Delta \underline{z} = R^{-1/2} (\underline{z} - h(\underline{x}))$ representam, respectivamente, a matriz Jacobiana ponderada e o vetor $\Delta \underline{z}$ ponderado.

Através do método conhecido como *QR* de transformação ortogonal (SIMÕES-COSTA e QUINTANA, 1981a-b), a matriz Jacobiana ponderada $\tilde{H}$ pode ser decomposta em:

$$\tilde{H} = Q \cdot R_t, \quad (2.52)$$

sendo: Q uma matriz ortogonal ($Q \cdot Q^t = I$ ou $Q^t = Q^{-1}$) $m \times m$; e R_t uma matriz trapezoidal superior $m \times n$.

Ordenando-se adequadamente Q e R_t , a decomposição dada por (2.52) pode ser escrita como a seguir:

$$\tilde{H} = Q \cdot R_t = [Q_n \quad Q_0] \cdot \begin{bmatrix} U \\ 0 \end{bmatrix} = Q_n \cdot U, \quad (2.53)$$

na qual Q_n é uma sub-matriz $m \times n$, dada pelas primeiras n colunas de Q ; U é uma matriz triangular superior $n \times n$.

Substituindo a expressão (2.52) em (2.51), tem-se o seguinte desenvolvimento:

$$\begin{aligned} (Q \cdot R_t)^t \cdot (Q \cdot R_t) \cdot \Delta \underline{x} &= (Q \cdot R_t)^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \\ R_t^t \cdot Q^t \cdot Q \cdot R_t \cdot \Delta \underline{x} &= R_t^t \cdot Q^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \\ R_t^t \cdot R_t \cdot \Delta \underline{x} &= R_t^t \cdot Q^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \end{aligned} \quad (2.54)$$

Agora, utilizando a partição dada em (2.53), tem-se que:

$$\begin{aligned} U^t \cdot U \cdot \Delta \underline{x} &= U^{-t} \cdot Q_n^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \\ U \cdot \Delta \underline{x} &= Q_n^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \end{aligned} \quad (2.55)$$

Em Simões-Costa e Quintana (1981a), a função $J(x)$ representada na norma-2, foi tomada como ponto de partida para formulação do problema. Assim, a expressão (2.55) é obtida através do chamado método de Golub, que é baseado em sucessivas transformações ortogonais de Householder, sobre o sistema de equações. Já em Simões-Costa e Quintana (1981b), a aplicação do método de Rotação de Givens é investigada e comparada à anterior. Como resultado, verifica-se que o método baseado em rotação de Givens apresenta o mesmo comportamento numérico robusto e exige menos tempo de processamento que o outro. Desse modo, esse método torna-se mais atrativo para aplicações práticas e em tempo-real.

Método Híbrido

Em Monticelli *et al.* (1985), foi proposto um método híbrido, que combina a robustez numérica da transformação ortogonal com a estrutura esparsa do método da equação normal. Nessa abordagem, preserva-se o lado direito da equação normal, e altera-se apenas o esquerdo. Desse modo, a equação (2.51) é reescrita como:

$$\begin{aligned}
(\tilde{H}^t \cdot \tilde{H}) \cdot \Delta \underline{x} &= \tilde{H}^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}} \\
R_t^t \cdot Q^t \cdot Q \cdot R_t \cdot \Delta \underline{x} &= \tilde{H}^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}}, \\
R_t^t \cdot R_t \cdot \Delta \underline{x} &= \tilde{H}^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}}
\end{aligned} \tag{2.56}$$

como $R_t^t \cdot R_t = U^t \cdot U$, a equação do método híbrido fica

$$U^t \cdot U \cdot \Delta \underline{x} = \tilde{H}^t \cdot \Delta \underline{\tilde{z}}. \tag{2.57}$$

Desde que a matriz ganho $(\tilde{H}^t \cdot \tilde{H})$ seja simétrica e definida positiva, a matriz U , resultante da fatoração ortogonal de $\tilde{H}$, será a mesma obtida com a fatoração Cholesky da matriz ganho (MONTICELLI *et al.*, 1985).

2.9 Estimador Generalizado

A modelagem de elementos de impedância nula, proposta em Monticelli e Garcia (1991) e Monticelli (1993a – 1993b), iniciou uma nova fase na estimação de estado em sistemas elétricos. Inovou, no sentido de modelar componentes que não eram tradicionalmente considerados, como disjuntores e chaves, possibilitando a sua estimação. Além desses dispositivos, parâmetros como impedância de linhas de transmissão e transformadores, elementos *shunt*, podem também ser estimados. A esse modelo mais geral deram-lhe a denominação de estimação de estado generalizada (ALSAC *et al.*, 1998).

No modelo tradicional de estimação, o configurador fornece a topologia da rede, no modelo barra linha, com associação das medidas aos componentes, e o estimador considera tais informações como exatas. Assim, o tratamento da topologia da rede e o processamento das medidas analógicas são realizados de forma independente. Por outro lado, como o modelo generalizado representa um único conjunto, o mesmo possibilita a identificação de possíveis erros, com o tratamento simultâneo de medidas, dados de topologia da rede e parâmetros.

O modelo de estimação generalizada é ilustrado na figura 2.2 (ASADA, 2004).

Figura 2.2: Modelo de estimação generalizada.

No modelo generalizado, o próprio fluxo de potência, circulante em dispositivos de impedância nula ou desconhecida, é representado como variável de estado. Desta forma, novas pseudo-medidas são também introduzidas no modelo, tais como: diferença de magnitude e ângulo de fase de tensão em dispositivos seccionadores; fluxo nulo de potência ativa e reativa em disjuntores abertos; diferença na magnitude de corrente para impedâncias desconhecidas; e diferença na admitância *shunt* para modelos π -equivalentes. Com isso, permite-se-nos uma melhor discriminação entre EGs em medidas analógicas, erros topológicos e erros de parâmetros.

Uma revisão completa dos aspectos principais relacionados à estimação de estado generalizada é apresentada em Monticelli (1999).

2.10 Medição Sincronizada de Fasores

Além do método matemático aplicado, o sucesso do estimador de estado dependerá também da qualidade das informações que lhe são fornecidas. Isto porque, erros nessas informações poderão levar o processo de estimação a valores estimados muito distantes dos valores verdadeiros, ou, até mesmo, à não convergência.

Dentre as causas de EGs, nas medidas fornecidas ao estimador de estado, destacam-se os erros nos canais de comunicação das telemedidas e também a falta de sincronismo dos dados obtidos pelo sistema SCADA, devido à ausência de uma fonte de sincronização das medições aferidas sobre o sistema elétrico.

Entretanto, nas duas últimas décadas, vários trabalhos de pesquisa têm abordado a possibilidade da obtenção de um sistema de medição sincronizada de Fasores (SMSF) (THORP *et al.*, 1985; PHADKE *et al.*, 1986; PHADKE, 1993), sendo que, atualmente,

a implantação de equipamentos responsáveis por essas aferições, as Unidades de Medição Fasorial (PMUs, do inglês *Phasor Measurement Units*), já é uma realidade que se nos apresenta como uma forte tendência de utilização.

A PMU é um instrumento de medição desenvolvido em meados da década de 80, que realiza a amostragem sincronizada das tensões e correntes analógicas trifásicas. A base do tempo utilizado para a sincronização é dada pelo sinal de relógio do Sistema de Geoposicionamento por Satélite – GPS. Uma ilustração da estrutura básica de uma PMU é mostrada na figura 2.3 a seguir.

Figura 2.3: Estrutura básica de uma PMU (EHRENSPERGER, 2004)

Visando à melhoria do processo de estimação de estado em sistemas elétricos, ultimamente se nos apresentam diversas propostas, para a inclusão das medidas fasoriais.

Em trabalhos como os de THORP *et al.*(1985), PHADKE *et al.* (1986), ZIVANOVIC; CAIRNS (1996) e ZHOU *et al.* (2006), demonstra-se que, quando as medidas fasoriais são adicionadas às medidas convencionais, no processo de estimação de estado, a sua precisão aumenta. Além disto, desde que todas as tensões de barra do sistema sejam monitoradas por PMUs, o problema de estimação pode resolver-se utilizando somente medidas fasoriais (PHADKE, 2002; CEASE e FELDHAUS, 1999). Neste caso, tal problema torna-se linear, já que as medidas relacionarão diretamente as variáveis de estado, ao contrário do que acontece com as medidas convencionais de potência, as quais relacionam medidas e variáveis, através de funções não lineares.

Entretanto, a maioria dos sistemas elétricos ainda não é observável, considerando apenas as PMUs. Além disto, resultados de alguns estudos indicam que a utilização em conjunto, de medidas convencionais (obtidas pelo sistema SCADA) com

medidas fasoriais, torna mais eficiente o processo de filtragem de erros, que o uso apenas de medidas fasoriais (ZIVANOVIC e CAIRNS, 1996), por serem as variáveis de estado estimadas mais sensíveis aos erros nas medidas fasoriais, que aos erros nas medidas de potência.

Importa destacar que uma das principais dificuldades dos estimadores de estado, que fazem uso de medidores convencionais e de PMUs, é o tratamento dado à informação angular, isto é, à determinação do ângulo de referência a ser utilizado.

O desenvolvimento de metodologias, para o tratamento de questões relacionadas à observabilidade e redundância das medidas, é outro ponto de muita relevância nesse contexto, o qual vem sendo alvo de várias pesquisas (ZHOU *et al.*, 2008; LONDON Jr. *et al.*, 2009).

Capítulo 3

3 Detecção e Identificação de Erros Grosseiros

Neste capítulo, apresenta-se-nos uma descrição do problema de detecção e identificação de erros grosseiros (EGs), no processo de estimação de estado em sistemas elétricos de potência. Para tanto, as seções deste capítulo estão dispostas na seguinte ordem:

- Na seção 3.1, uma breve introdução ao problema de detecção e identificação de EGs, bem como as principais causas, tipos e métodos de análise de EGs são apresentados.
- Na seção 3.2, as propriedades dos resíduos das medidas são estudadas.
- Na seção 3.3, são descritas as metodologias principais para detecção e identificação de EGs através da análise dos resíduos das medidas.
- Na seção 3.4, é abordado o conceito de medidas ponto de alavancamento e seus efeitos nos estimadores de Mínimo Quadrado Ponderado, Mínimo Valor Absoluto Ponderado e Mínima Mediana do Resíduo Ponderado ao Quadrado. Além disso, três métodos para identificação de medidas ponto de alavancamento são apresentados no final da seção.

3.1 Introdução

Como as informações referentes ao processo de estimação de estado apresentam naturezas distintas, o mesmo está sujeito aos seguintes tipos de erros: EGs (presentes em medidas analógicas); erros topológicos (devido a informações erradas, quanto aos

estados de chaves e/ou disjuntores) e erros de parâmetros⁴ (causados por informações erradas de parâmetros, dentre os quais: susceptância e condutância série de linhas de transmissão; susceptância shunt de linhas de transmissão; tap de transformadores, etc).

A habilidade de detectar e identificar EGs em medidas é um dos atributos mais importantes do processo de estimação de estado em sistemas elétricos.

Outros tipos de erros a serem destacados são os erros aleatórios, que existem devido à precisão finita dos medidores e dos canais de comunicação. Entretanto, espera-se que tais erros sejam filtrados pelo processo de estimação, desde que exista redundância suficiente de medidas para tal. A natureza desta “filtragem” dependerá do método específico de estimação empregado (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Alguns EGs são óbvios e podem ser identificados *a priori* e eliminados do processo de estimação, através de uma simples verificação dos dados de entrada (medidas). Como exemplos de EGs têm-se: valores absurdos de tensão elétrica eficaz; valores muito além dos esperados para medidas de potência e/ou corrente elétrica, etc (ABUR e EXPÓSITO, 2004). Entretanto, nem todos os tipos de EGs são facilmente detectáveis ou identificáveis dessa forma, requerendo o emprego de métodos que realizem a análise de resíduos, após a estimação de estado propriamente dita.

Os métodos de detecção/identificação de EGs, que se baseiam na análise de resíduos das medidas, associados ao estimador WLS, são os mais utilizados em estimação de estado em sistemas elétricos. Isto porque os resíduos indicam eventuais violações das suposições relativas ao modelo de medição. Dada esta importância, a seção 3.2 apresentará as propriedades dos resíduos das medidas.

A figura 3.1, a seguir, mostra como tradicionalmente os EGs em medidas podem ser classificados (MONTICELLI, WU e YEN, 1986):

⁴ Uma vasta revisão bibliográfica sobre erros de parâmetros no processo de Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência pode ser vista no trabalho de Castillo-Albertini (2010).

Figura 3.1: Classificação de erros grosseiros em medidas

Breves definições:

- a) Erro Grosseiro Simples: ocorre quando apenas uma medida contém EG.
- b) Erros Grosseiros Múltiplos: ocorrem quando mais de uma medida contém EG. Tais erros podem ainda ser classificados como interativos ou não-interativos.

b.1) Erros Não-Interativos: ocorrem quando os resíduos das medidas com EGs apresentam fraca interação com os demais resíduos, ou seja, quando os resíduos são fracamente correlacionados. Nessa situação, o EG em uma medida não afeta ou afeta pouco o resíduo das demais medidas disponíveis.

b.2) Erros Interativos: ocorrem quando as medidas com EGs apresentam resíduos fortemente correlacionados com os resíduos de outras medidas, geralmente na sua vizinhança. Assim, o erro em uma medida influencia muito o resíduo das medidas que lhe são correlacionadas. Os EGs interativos podem ser classificados como conformativos ou não-conformativos.

b.2.1) Não-Conformativos: são EGs interativos, cujo efeito não é “mascarado” nos resíduos das medidas portadoras de EGs. Desta forma, as medidas com EGs irão apresentar resíduos normalizados elevados.

b.2.2) Conformativos: são EGs interativos cujo efeito é “mascarado” nos resíduos das medidas portadoras de EGs, fazendo com que as mesmas atuem “conforme” as medidas sem EG. Desta forma, as medidas com EGs irão apresentar resíduos normalizados pequenos, e medidas “sadias” (sem EGs) podem ser identificadas como portadores de EGs.

O estimador WLS funciona bem quando os erros em medidas são Gaussianos, mas não apresenta estimativas boas na ocorrência de um ou mais EGs (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Como citado na introdução deste trabalho, os métodos para detecção/identificação de EGs, que se baseiam na análise de resíduos associados ao método WLS, são os mais utilizados na prática e apresentam desempenho satisfatório na ocorrência de EG simples, ou quando ocorrem EGs múltiplos não-interativos. Todavia, os métodos baseados na análise de resíduos podem falhar ou até mesmo falham, em algumas situações:

- i) erros grosseiros associados a medidas com baixa redundância (*vide* definições logo a seguir);
- ii) erros grosseiros múltiplos interativos;
- iii) erros grosseiros em medidas que possuam a característica de serem altamente influentes, isto é, de atraírem a convergência do processo de estimação de estado, chamadas tradicionalmente medidas ponto de alavancamento (MONTICELLI, 2000) (*vide* seção 3.4).

Devido ao fato de a redundância das medidas afetar a capacidade de se detectar e identificar possíveis EGs, antes do aprofundamento nas propriedades e análise de resíduos em medidas, serão apresentadas as definições de medidas críticas, conjuntos críticos de medidas, conjuntos p -críticos e nível de redundância de medidas.

Medida Crítica

Uma medida é considerada crítica, quando a supressão dessa medida, de um sistema observável, torna-o não-observável. Além disso, é impossível detectar EG em tais medidas, já que apresentam resíduo nulo no estimador WLS (CLEMENTS *et al.*, 1981).

As medidas não críticas são chamadas redundantes e somente tais medidas podem ter resíduos não nulos no estimador WLS (CLEMENTS *et al.*, 1981). Entretanto, as medidas redundantes podem ou não pertencer a conjuntos críticos de medidas (veja o conceito a seguir).

Conjunto Crítico de Medidas

Conjunto crítico de medidas, também conhecido na literatura como “minimally dependent sets of measurements”, ou “bad data groups”, pode ser definido segundo Ayres e Haley (1986) de duas formas:

Definição numérica: os conjuntos críticos de medidas são aqueles correspondentes às submatrizes, da matriz covariância dos resíduos (equação 3.14, a ser apresentada), com posto igual a 1;

Definição topológica: conjunto crítico de medidas é o conjunto de medidas formado por medidas redundantes (que não são críticas), em que a supressão de uma medida qualquer, a ele pertencente, torna as demais medidas deste conjunto críticas.

A identificação dos conjuntos críticos é importante para um desempenho confiável do estimador de estado (SIMÕES-COSTA *et al.*, 1990). Isto porque, além de esses conjuntos críticos representarem um risco à observabilidade de um sistema elétrico, a identificação de EGs em medidas pertencentes a um conjunto crítico é impossível, pois seus resíduos normalizados (*vide* seção 3.3) apresentam valores iguais em módulo (MILI *et al.*, 1984).

Conjunto p-crítico

Em London Jr. *et al.* (2004), definiu-se conjunto p -crítico de medidas como conjunto de “ p ” medidas, associadas a um sistema elétrico observável, no qual a perda de todas essas “ p ” medidas torna o sistema não observável. Além disso, a remoção de qualquer conjunto de k medidas, pertencentes a um conjunto p -crítico, com $k < p$, não causa a perda da observabilidade do sistema. Através dessa definição, pode-se verificar que:

- Para $p = 1$, o conjunto p -crítico é a medida crítica;
- Para $p = 2$, par crítico de medidas;
- Para $p = 3$, trio crítico de medidas; e assim por diante.

Nível de Redundância de uma Medida

Uma medida tem nível de redundância (NR) igual a $(p-1)$ se o conjunto p -crítico, com menor número de medidas a que ela pertencer, possuir “ p ” medidas. Por exemplo, uma medida crítica apresenta $NR = 0$; já uma medida não crítica, que aparece em pelo menos um par crítico de medidas, apresenta $NR = 1$.

3.2 Propriedades dos Resíduos das Medidas

O modelo linearizado do estimador de estado será utilizado nesta seção, para delinear as propriedades dos resíduos das medidas e também para o tratamento de EGs, já que se trata de um modelo mais simples que o modelo não-linear.

Por simplicidade de notação, as matrizes e vetores do modelo linear ativo (apresentados na seção 2.4) aparecerão, a partir desta seção, sem os sub-índices p e θ , e, além disso, o vetor de estado do modelo ativo será $\underline{x} = \underline{\theta}$.

Dadas as considerações acima e reescrevendo o modelo linear de medição como:

$$\underline{z} = H \cdot \underline{x} + \underline{w}, \quad (3.1)$$

obtem-se a solução ótima por mínimos quadrados ponderados através de (equação 2.34 do capítulo 2):

$$\begin{aligned} \hat{\underline{x}} &= (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{z}, \\ \hat{\underline{x}} &= G^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{z} \end{aligned} \quad (3.2)$$

sendo que os vetores e as matrizes acima conservam os significados anteriormente descritos.

Considerando o vetor de medidas estimadas como $\hat{\underline{z}} = H \cdot \hat{\underline{x}}$, e substituindo o valor de $\hat{\underline{x}}$, temos que:

$$\begin{aligned} \hat{\underline{z}} &= H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{z}, \\ \hat{\underline{z}} &= K \cdot \underline{z} \end{aligned} \quad (3.3)$$

onde $K = H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}$ é a chamada matriz “chapéu” ou de projeção. Esta matriz será simétrica apenas quando todas as variâncias dos erros de medida forem iguais, ou seja, $R = cI$ (“ c ” é um escalar e I é a matriz identidade).

A seguir, apresentam-se-nos algumas propriedades importantes da matriz K , bem como suas respectivas provas:

Propriedade P.1: K é uma matriz idempotente, ou seja, $K \cdot K = K$.

Prova P.1: De forma direta:

$$\begin{aligned} K \cdot K &= [H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}] \cdot [H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}] \\ K \cdot K &= H \cdot (G)^{-1} \cdot G \cdot (G)^{-1} H^t \cdot R^{-1} \\ K \cdot K &= H \cdot G^{-1} H^t \cdot R^{-1} = K \end{aligned} \quad (3.4)$$

Propriedade P.2: $K \cdot H = H$.

Prova P.2: De forma direta:

$$\begin{aligned} K \cdot H &= [H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}] \cdot H \\ K \cdot H &= H \cdot G^{-1} \cdot G = H \end{aligned} \quad (3.5)$$

Propriedade P.3: $(I - K) \cdot H = 0$.

Prova P.3: De forma direta:

$$\begin{aligned} (I - K) \cdot H &= H - K \cdot H, \quad \text{como } K \cdot H = H \\ (I - K) \cdot H &= H - H = 0 \end{aligned} \quad (3.6)$$

Propriedade P.4: $K^t \cdot R^{-1} \cdot K = K^t \cdot R^{-1} = R^{-1} \cdot K$

Prova P.4: Sabendo-se que $K = H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}$, $R^{-1} = (R^{-1})^t$ e $G^{-1} = (G^{-1})^t$, temos que:

$$\begin{aligned} K^t \cdot R^{-1} &= [(R^{-1})^t \cdot H \cdot (G^{-1})^t \cdot H^t] \cdot R^{-1} \\ K^t \cdot R^{-1} &= R^{-1} \cdot K \end{aligned} \quad (3.7)$$

a partir desse resultado, e lembrando que K é uma matriz idempotente, obtém-se facilmente a seguinte expressão:

$$\begin{aligned} K^t \cdot R^{-1} \cdot K &= (R^{-1} \cdot K) \cdot K \\ K^t \cdot R^{-1} \cdot K &= R^{-1} \cdot K = K^t \cdot R^{-1}, \end{aligned} \quad (3.8)$$

e com isso provamos a propriedade P.4.

Propriedade P.5: $K \cdot R \cdot K^t = K \cdot R = R \cdot K^t = H \cdot G^{-1} \cdot H^t$

Prova P.5: Como $K = H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} H^t \cdot R^{-1}$, $R = R^t$ e $G^{-1} = (G^{-1})^t$, temos que:

$$\begin{aligned} K \cdot R &= (H \cdot G^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1}) \cdot R = H \cdot G^{-1} \cdot H^t \\ R \cdot K^t &= R \cdot [(R^{-1})^t \cdot H \cdot (G^{-1})^t \cdot H^t] = H \cdot G^{-1} \cdot H^t, \end{aligned} \quad (3.9)$$

a partir desse resultado, obtém-se a seguinte expressão:

$$\begin{aligned} K \cdot R \cdot K^t &= K \cdot (K \cdot R) \\ K \cdot R \cdot K^t &= K \cdot R \end{aligned} \quad (3.10)$$

provando a propriedade P.5.

A redundância das medidas também pode ser investigada através dos elementos da matriz K . Isto porque, valores da diagonal principal próximos a 1, ou muito maiores

que os demais elementos da mesma linha, dão indício a uma baixa redundância da medida, referente àquela diagonal. Em tais situações, o valor estimado para a medida em questão será fortemente influenciado pela própria medida. Uma medida crítica “i” é o exemplo de um caso extremo no qual $K_{ii} = 1$ e $K_{ij} = 0$, para todo $j \neq i$.

Através da propriedade P.2, verifica-se que a aplicação de K sobre H implica na própria matriz H . Por outro lado, através da propriedade P.3, constata-se que a aplicação de $(I - K)$ sobre H implica numa matriz nula.

Nota 3.1: No capítulo 4, mais detalhes sobre as matrizes K e $(I - K)$ serão apresentados, sobretudo com o intuito de elucidar a interpretação geométrica do estimador WLS.

O vetor de resíduos de medida ($\underline{r}$) pode ser expresso como a diferença entre os valores das medidas e seus respectivos valores estimados, sendo o mesmo dado por:

$$\underline{r} = \underline{z} - \hat{\underline{z}}. \quad (3.11)$$

Substituindo a expressão (3.3) em (3.11), segue-se o seguinte desenvolvimento:

$$\underline{r} = \underline{z} - K \cdot \underline{z} = (I - K) \cdot \underline{z}, \quad (3.12)$$

como $\underline{z} = H \cdot \underline{x} + \underline{w}$, segue que

$$\begin{aligned} \underline{r} &= (I - K) \cdot (H \cdot \underline{x} + \underline{w}) \\ \underline{r} &= (I - K) \cdot H \cdot \underline{x} + (I - K) \cdot \underline{w}. \end{aligned} \quad (3.13)$$

Através da propriedade P3, verifica-se que $(I - K) \cdot H \cdot \underline{x} = 0$. Dessa forma, a expressão (3.11) pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} \underline{r} &= (I - K) \cdot \underline{w} \\ \underline{r} &= S \cdot \underline{w} \end{aligned} \quad (3.14)$$

onde S é chamada matriz de sensibilidade do resíduo estimado, cuja dimensão é $m \times m$. Assim como a matriz K , a matriz S será simétrica quando todas as variâncias dos erros de medidas forem iguais.

A matriz S representa a influência, ou sensibilidade, nos resíduos das medidas, em relação aos erros das medidas (MONTICELLI, 2000). Tomando-se como exemplo uma medida crítica “i”, tem-se que $K_{ii} = 1$ e, por conseguinte, $S_{ii} = (1 - K_{ii}) = 0$ e $S_{ij} = 0$, para todo $j \neq i$. Assim, através da equação (3.14), o valor do respectivo resíduo r_i também será zero, independentemente do valor do erro w_i .

A partir das matrizes K e S , e também do vetor de resíduos $\underline{r}$, outras propriedades podem ser observadas facilmente:

Propriedade P.6: S é uma matriz idempotente, ou seja, $S \cdot S = S$.

Prova P.6: De forma direta:

$$\begin{aligned} S \cdot S &= (I - K) \cdot (I - K) \\ S \cdot S &= I - K - K + (K \cdot K), \text{ como } K \cdot K = K \\ S \cdot S &= I - K = S \end{aligned} \quad (3.15)$$

Propriedade P.7: $S^t \cdot R^{-1} \cdot S = S^t \cdot R^{-1} = R^{-1} \cdot S$.

Prova P.7: Como $S = (I - K)$ e $K^t \cdot R^{-1} = R^{-1} \cdot K$, segue-se que

$$\begin{aligned} S^t \cdot R^{-1} &= (I - K)^t \cdot R^{-1} = R^{-1} - K^t \cdot R^{-1} \\ S^t \cdot R^{-1} &= R^{-1} - R^{-1} \cdot K = R^{-1} \cdot (I - K) = R^{-1} \cdot S, \end{aligned} \quad (3.16)$$

a partir desse resultado, mostra-se que

$$\begin{aligned} S^t \cdot R^{-1} \cdot S &= (R^{-1} \cdot S) \cdot S \\ S^t \cdot R^{-1} \cdot S &= R^{-1} \cdot S \end{aligned} \quad (3.17)$$

Propriedade P.8: $S \cdot R \cdot S^t = S \cdot R = R \cdot S^t$.

Prova P.8: Sabendo-se que $S = (I - K)$, $R = R^t$ e $K \cdot R = R \cdot K^t$, temos que:

$$\begin{aligned} S \cdot R &= (I - K) \cdot R = R - K \cdot R \\ S \cdot R &= R - R \cdot K^t = R \cdot (I - K)^t = R \cdot S^t, \end{aligned} \quad (3.18)$$

e com isso, prova-se que

$$\begin{aligned} S \cdot R \cdot S^t &= S \cdot (S \cdot R) \\ S \cdot R \cdot S^t &= S \cdot R \end{aligned} \quad (3.19)$$

Propriedade P.9: $K \cdot \underline{r} = 0$.

Prova P.9: De forma direta:

$$\begin{aligned} K \cdot \underline{r} &= K \cdot (\underline{z} - \hat{\underline{z}}) = K \cdot (I - K) \cdot \underline{z} \\ K \cdot \underline{r} &= (K - K \cdot K) \cdot \underline{z} = (K - K) \cdot \underline{z} \\ K \cdot \underline{r} &= 0 \end{aligned} \quad (3.20)$$

Propriedade P.10: $S \cdot \underline{r} = \underline{r}$.

Prova P.10: De forma direta:

$$\begin{aligned} S \cdot \underline{r} &= S \cdot (S \cdot \underline{z}), \text{ como } S \cdot S = S \\ S \cdot \underline{r} &= S \cdot \underline{z} = \underline{r}. \end{aligned} \quad (3.21)$$

Antes de aprofundar nas técnicas específicas de detecção e identificação de EGs, através da análise dos resíduos de medidas, será apresentada, na próxima subseção, a distribuição de probabilidade dos resíduos de medidas.

3.2.1 Distribuição de Probabilidade dos Resíduos de Medidas

Considerando que os erros de medidas ($\underline{w}_i$) sejam variáveis aleatórias independentes de distribuição normal, com média zero e variância R_{ii} , a média do vetor de resíduo de medida $E(\underline{r})$ torna-se:

$$E(\underline{r}) = E(S \cdot \underline{w}) = S \cdot E(\underline{w}) = 0. \quad (3.22)$$

Por outro lado, a matriz de covariância do vetor resíduo de medidas (Ω) é calculada do seguinte modo:

$$\Omega = E(\underline{r} \cdot \underline{r}^t) = E(S \cdot \underline{w} \cdot \underline{w}^t \cdot S^t) = S \cdot E(\underline{w} \cdot \underline{w}^t) \cdot S^t, \quad (3.23)$$

como $E(\underline{w} \cdot \underline{w}^t)$ corresponde à matriz de covariâncias dos erros de medidas, representada por R , então:

$$\Omega = S \cdot R \cdot S^t. \quad (3.24)$$

A expressão (3.24) pode ser simplificada, através da propriedade P.8, na seguinte expressão:

$$\Omega = S \cdot R \cdot S^t = S \cdot R = R \cdot S^t. \quad (3.25)$$

Outra expressão para Ω é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Omega &= S \cdot R = (I - K) \cdot R = R - HG^{-1}H^t R^{-1} \cdot R \\ \Omega &= R - HG^{-1}H^t = R - R_{\hat{z}} \end{aligned} \quad (3.26)$$

onde $HG^{-1}H^t = R_{\hat{z}}$ representa a matriz de covariância das medidas estimadas (MONTICELLI, 1999). Para uma medida “i” crítica, a variância da medida estimada será igual a variância da própria medida e, conseqüentemente, a variância do resíduo da medida (Ω_{ii}) será zero.

A partir dos resultados da média do resíduo e de sua respectiva covariância, pode-se afirmar que o vetor resíduo apresenta distribuição normal multivariada, com média dada pelo vetor nulo e covariância representada pela matriz Ω , ou seja:

$$\underline{r} \sim N(\underline{0}, \Omega) = N(\underline{0}, S \cdot R). \quad (3.27)$$

3.2.2 Distribuição de Probabilidade do Índice $J(\mathbf{x})$

Primeiramente, considere o seguinte teorema sobre distribuição de formas quadráticas (Graybill, 1976):

Teorema 3.1: Seja $\underline{X}$ um vetor aleatório p -dimensional, de distribuição normal p -variada, com média $\underline{u}$ e matriz de covariância Σ positiva definida, isto é, $\underline{X} \sim N_p(\underline{u}, \Sigma)$. Assim, uma variável $Y = \underline{X}^t \cdot A \cdot \underline{X}$ apresentará distribuição Qui-quadrado com gl graus de liberdade ($\underline{X}^t \cdot A \cdot \underline{X} \sim \chi_{gl}^2$), se “ $A \cdot \Sigma$ ” for idempotente, sendo $gl = \text{posto}(A)$.

Escrevendo o índice $J(\hat{\mathbf{x}})$ como uma forma quadrática em termos de $\underline{w}$, tem-se que (HANDSCHIN *et al.*, 1975):

$$\begin{aligned} J(\hat{\mathbf{x}}) &= \underline{r}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{r} \\ J(\hat{\mathbf{x}}) &= (S \cdot \underline{w})^t \cdot R^{-1} \cdot (S \cdot \underline{w}) \\ J(\hat{\mathbf{x}}) &= \underline{w}^t \cdot (S^t \cdot R^{-1} \cdot S) \cdot \underline{w} \end{aligned} \quad (3.28)$$

Através da propriedade P.7, o termo $S^t \cdot R^{-1} \cdot S = A$ pode ser simplificado pela expressão

$$S^t \cdot R^{-1} \cdot S = R^{-1} \cdot S. \quad (3.29)$$

Pelo Teorema 3.1 e considerando $\underline{w} \sim N(0, R)$, o índice $J(\hat{\mathbf{x}})$ terá distribuição Qui-quadrado se “ $(R^{-1} \cdot S) \cdot R$ ” for idempotente. Sendo assim, segue-se a verificação:

$$\begin{aligned} (R^{-1} \cdot S \cdot R) \cdot (R^{-1} \cdot S \cdot R) &= R^{-1} \cdot S \cdot S \cdot R \\ (R^{-1} \cdot S \cdot R) \cdot (R^{-1} \cdot S \cdot R) &= R^{-1} \cdot S \cdot R \end{aligned} \quad (3.30)$$

portanto, a matriz “ $(R^{-1} \cdot S) \cdot R$ ” é idempotente e o índice $J(\hat{\mathbf{x}})$ tem distribuição Qui-quadrado. O grau de liberdade para distribuição de $J(\hat{\mathbf{x}})$ é igual à diferença entre o número de medidas e o número de estados a serem estimados ($m - n$), que corresponde ao posto da matriz $(R^{-1} \cdot S)$ (HANDSCHIN *et al.*, 1975). Conclui-se então, que:

$$J(\hat{\mathbf{x}}) \sim \chi_{m-n}^2. \quad (3.31)$$

3.3 Detecção e Identificação de Erros Grosseiros

Tradicionalmente, as técnicas de detecção/identificação de EGs em medidas são (MONTICELLI, 1999): teste do índice $J(\hat{x})$; teste dos resíduos normalizados; técnica de identificação por teste de hipótese (HTI).

3.3.1 Teste do Índice $J(\hat{x})$

O primeiro método de detecção de EGs, proposto na literatura (SCHEWEPP, 1970), foi baseado no teste da distribuição qui-quadrado (χ^2). Assim, a detecção de EGs, através do índice $J(\hat{x})$ (equação 3.28), obtido a partir dos resíduos de medidas calculados para $\hat{x}$, pode ser realizada por intermédio de um teste de hipótese.

Primeiramente, considera-se uma hipótese nula H_0 e uma hipótese alternativa H_1 , sendo estas representadas como (MONTICELLI, 1999): $H_0: E\{J(\hat{x})\} = m - n$; e $H_1: E\{J(\hat{x})\} > m - n$. A partir dessas hipóteses, o seguinte teste pode ser realizado:

- Caso $J(\hat{x}) > \lambda$, rejeita-se a hipótese H_0 ;
- Caso $J(\hat{x}) \leq \lambda$, aceita-se a hipótese H_0 ;

sendo λ uma constante previamente determinada, fixando certa probabilidade ρ de se tomar a decisão errada e supondo uma distribuição χ^2 , com $(m-n)$ graus de liberdade, para o índice $J(\hat{x})$, isto é,

$$\lambda = \chi_{m-n, 1-\rho}^2. \quad (3.32)$$

Veja a figura 3.2 a seguir (MONTICELLI, 1999):

Figura 3.2: Função de densidade de probabilidade (f) para uma distribuição qui-quadrado com 8 graus de liberdade (χ_8^2): $\lambda = \chi_{8, (1-0,05)}^2 = 15,5$, ou seja, Probabilidade ($\chi_8^2 > 15,5$) = 0,05.

Conseqüentemente, o seguinte teste pode ser realizado para detecção de erros:

- Se $J(\hat{x}) > \lambda$, suspeita-se da existência de EG;
- Se $J(\hat{x}) \leq \lambda$, não se suspeita da existência de EG.

Caso não se suspeite da existência de EG, consideram-se confiáveis os resultados obtidos pelo estimador de estado. Caso contrário, suspeita-se que exista algum EG em medida, ou, até mesmo, que o modelo assumido esteja inadequado.

No caso em que as medidas portadoras de EGs sejam críticas, o método do índice $J(\hat{x})$ não permite detectar EG, já que os resíduos das medidas críticas são nulos e, desse modo, não contribuem no valor do índice $J(\hat{x})$. Além disso, esse método não possibilita realizar a identificação das medidas portadoras de EGs e, ainda, pode falhar em sistemas de grande porte, ou em sistemas cujo nível de ruído em medidas seja elevado (MONTICELLI e GARCIA, 1983).

3.3.2 Teste dos Resíduos Normalizados

Uma alternativa ao teste do índice $J(\hat{x})$ é o método de detecção através do vetor de resíduos normalizados ($\underline{r}^N$). Esse vetor é calculado a partir dos resíduos de medidas e da matriz de covariância de resíduos, pela seguinte relação:

$$\underline{r}_i^N = \frac{r_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}} . \quad (3.33)$$

Admitindo a hipótese de que os erros das medidas (w_i) sejam variáveis aleatórias independentes, com distribuição normal de média zero e variância conhecida R_{ii} , prova-se, em Monticelli (1999), que os elementos do vetor de resíduos normalizados apresentam distribuição normal padrão, ou seja:

$$\underline{r}_i^N \sim N(0,1) . \quad (3.34)$$

Desse modo, a existência de EGs pode ser verificada pelo seguinte teste:

- Se algum $|\underline{r}_i^N| > \beta$, com $i = 1, \dots, m$, suspeita-se que exista EG;
- Se todos $|\underline{r}_i^N| \leq \beta$ com $i = 1, \dots, m$, aceita-se a hipótese de que não exista EG.

O limiar estatístico β é determinado admitindo-se certa probabilidade α de se tomar a decisão errada, para uma distribuição normal padrão, isto é $\beta = N(0,1), \alpha$. Usualmente assume-se $\beta = 3$ (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Depois de detectar a presença de EGs no conjunto de medidas em análise, torna-se imprescindível a identificação das medidas portadoras de EG. Além de ser mais preciso que o teste do índice $J(\hat{x})$, para detecção de EGs, o teste do resíduo normalizado possibilita ainda a identificação das medidas portadoras de EGs (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Considerando a hipótese de existência de uma única medida portadora de EG, e todas as demais medidas sem ruído algum, em trabalhos como o de Monticelli e Garcia (1983), bem como o de Abur e Expósito (2004), demonstra-se que, para um sistema de medição isento de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas, a medida portadora de EG apresentará o maior resíduo normalizado (r_{MAX}^N). Assim, tanto a detecção, quanto a identificação da medida portadora de EG, permite-nos verificar de uma só vez, ou seja, através do seguinte teste:

$$r_{MAX}^N > \beta \text{ (limiar)}. \quad (3.35)$$

Na presença de EG simples, o método em pauta não permite identificar EG em medidas críticas, nem em medidas pertencentes aos conjuntos críticos de medidas. Isto porque, como já mencionado, as medidas críticas apresentam resíduo nulo (CLEMENTS *et al.*, 1981) e as medidas de conjuntos críticos apresentam resíduos normalizados iguais em módulo (MILI *et al.*, 1984).

Em caso de EGs múltiplos não interativos, esse teste permitirá identificar os EGs (de forma sequencial), se os elementos fora da diagonal principal de S forem baixos ($S_{ik} \approx 0$), ou seja, quando tiverem baixa interação. Entretanto, se os resíduos das medidas portadoras de EGs tiverem forte interação, o teste do maior resíduo normalizado pode falhar, sendo os EGs conformativos ou não (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

No trabalho de Clements e Davis (1986), uma interpretação geométrica para o resíduo normalizado foi apresentada, com o intuito de elucidar tanto a detecção quanto a identificação de erros grosseiros, através do teste dos resíduos normalizados. Além disso, são apresentados alguns exemplos para ilustrar a detecção e identificação de erros simples e múltiplos em medidas críticas, pares críticos e trios críticos.

3.3.3 Teste $\hat{b}$

Em Monticelli e Garcia (1983), o chamado teste- $\hat{b}$ é utilizado em conjunto com o teste dos resíduos normalizados, com o intuito de melhorar a identificação de possíveis EGs.

O teste- $\hat{b}$ baseia-se numa estimativa do valor do EG, na medida considerada suspeita. Tal estimativa é obtida reescrevendo a equação (3.14), na forma mostrada a seguir (MONTICELLI e GARCIA, 1983):

$$\underline{r}_i = S_{ii} \cdot \underline{w}_i, \quad (3.36)$$

sendo a medida “i” considerada suspeita e não crítica.

A partir da equação (3.36), o erro $\underline{w}_i$ pode ser escrito da forma seguinte:

$$\begin{aligned} \underline{w}_i &= \frac{\underline{r}_i}{S_{ii}} = \frac{R_{ii} \cdot \underline{r}_i}{\Omega_{ii}} = \sigma_i \cdot \frac{\sigma_i \cdot \underline{r}_i}{\Omega_{ii}}, \\ \underline{w}_i &= \sigma_i \cdot \hat{b}_i \end{aligned} \quad (3.37)$$

sendo

$$\hat{b}_i = \frac{\sigma_i \cdot \underline{r}_i}{\Omega_{ii}} = \frac{\sigma_i \cdot \underline{r}_i}{\sqrt{\Omega_{ii}} \cdot \sqrt{\Omega_{ii}}} = \frac{\sigma_i \cdot \underline{r}_i^N}{\sqrt{\Omega_{ii}}}. \quad (3.38)$$

Com isso, verifica-se a existência de EG na medida “i” de maior resíduo normalizado, através do seguinte teste:

- Se $\left| \hat{b}_i \right| > c$, a medida apresenta EG;
- Se $\left| \hat{b}_i \right| \leq c$, a medida não apresenta EG.

Em Monticelli e Garcia (1983), o valor utilizado e sugerido para o limiar c foi: $c = 4$. Importa salientar que o teste- $\hat{b}$ apresenta as mesmas limitações do teste do resíduo normalizado, em relação a medidas críticas, conjuntos críticos e medidas ponto de alavancamento.

3.3.4 Método de Identificação por Teste de Hipótese (HTI)

Outra forma para identificar EGs foi proposta em Mili *et al.* (1984), baseando-se numa análise estatística concernente aos valores dos erros estimados em medidas, ao invés da análise dos resíduos normalizados.

Os valores estimados dos erros em medidas podem ser calculados a partir da equação (3.39)

$$\hat{\underline{w}} = S^{-1} \cdot \underline{r}, \quad (3.39)$$

onde $\hat{\underline{w}}$ é o vetor de erros estimados. Não nos permite, entanto, através dessa equação, estimar os erros de todas as medidas, já que o posto da matriz S é menor que o número de medidas m , ou, com mais precisão: $\text{posto}(S) = m - n$. Destarte, no máximo $(m - n)$ erros em medidas podem ser calculados, através de uma forma reduzida da matriz S .

A eficiência do método dependerá do conjunto reduzido escolhido, também denominado como conjunto suspeito. Conseqüentemente, esse conjunto deve ser escolhido de modo a incluir todos os possíveis erros, utilizando como critério os maiores resíduos normalizados.

Depois da formação do conjunto suspeito e do cálculo dos erros desse conjunto ($\hat{\underline{w}}^s$), deve-se obter a distribuição de probabilidade para o erro estimado e, após isso, identificar os EGs, através de um teste de hipótese similar àquele apresentado para detecção de erros via índice $J(\hat{\underline{x}})$. Dessa forma, mais de uma medida com EG pode ser identificada de uma só vez, na ocorrência de EGs múltiplos.

Deve-se destacar que a escolha do conjunto suspeito através dos maiores resíduos normalizados pode ser comprometida, já que existe a possibilidade de uma ou mais medidas portadoras de EGs apresentarem baixos valores de resíduos normalizados (ABUR e EXPÓSITO, 2004) e, por conseguinte, são obtidas estimativas ruins para os valores dos erros.

3.3.5 Tratamento de Medidas com Erros Grosseiros

Após a identificação da medida portadora de EG, algum tratamento especial deve ser ministrado a essa medida, com o intuito de eliminar o seu efeito.

Tradicionalmente, o efeito da medida portadora de EG pode ser suprimido de duas formas (MONTICELLI e GARCIA, 1983):

i) retirada da medida com EG do conjunto de medidas e proceder-se à re-estimação;

ii) recuperação do valor da medida com EG, através do valor de erro estimado, ou $\hat{b}_i$, e re-estimação. A recuperação pode ser calculada a partir da equação (3.40) a seguir:

$$\underline{z}_i^{novo} = \underline{z}_i^{antigo} - \sigma_i \cdot \hat{b}_i. \quad (3.40)$$

sendo:

$\underline{z}_i^{novo}$ o valor novo, ou valor recuperado, da medida com EG;

$\underline{z}_i^{antigo}$ o valor da medida utilizado na estimação de estado e que contém EG;

σ_i o valor do desvio padrão da medida;

$\hat{b}_i$ definido anteriormente e calculado pela equação (3.38).

3.4 Medidas Ponto de Alavancamento

A designação ponto de alavancamento (*leverage point*) foi inicialmente empregada em análise de estatística robusta de regressão (HUBER, 1964; ROUSSEEUW e LEROY, 1987) e introduzida no problema de estimação de estado em sistemas elétricos por Mili *et al.* (1991).

Em Mili *et al.* (1991), os autores definem as medidas ponto de alavancamento como sendo aquelas que possuem posições discrepantes (“outliers”), em relação às demais medidas projetadas no espaço de fator, definido a seguir.

No processo de estimação de estado em sistemas elétricos de potência, espaço de fator é definido como sendo o espaço de dimensão n , gerado pelas linhas $\underline{l}_i$ ($i = 1, \dots, m$), da matriz Jacobiana ponderada $\tilde{H}$ ($\tilde{H} = R^{-1/2} \cdot H$). Desta forma, cada uma das linhas $\underline{l}_i^t$ representa um ponto no espaço de fator. Assim, a medida ponto de alavancamento corresponde a um ponto $\underline{l}_i^t$, afastado dos demais no espaço de fator.

As seguintes situações tendem a gerar medidas ponto de alavancamento, em estimação de estado de sistemas elétricos (MILI *et al.*, 1991):

- medidas de fluxo e de injeção de potência, adjacentes às linhas de transmissão que sejam relativamente curtas, quando comparadas com as demais linhas de transmissão do sistema;

- medidas de injeção de potência, adjacentes às barras que apresentam elevado número de linhas incidentes.

3.4.1 Exemplo de Medidas Ponto de Alavancamento

Para caracterizar medidas ponto de alavancamento, em sistemas elétricos, utilizar-se-á o sistema de 3 barras ilustrado na figura 3.3, apresentado em Mili *et al.* (1991). Considera-se, inicialmente, que a reatância de todas as linhas daquele sistema seja igual a 1 p.u.

Figura 3.3: Diagrama do sistema de 3 barras.

Para simplificar a análise, considera-se o estimador WLS linear. Tomando como referência a barra 3 ($\theta_3 = 0^\circ$) e considerando $R^{-1} = I$, sendo I a matriz identidade de dimensão ($m \times m$), temos que:

$$\tilde{H}^t = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & 0 & -1 & -1 \\ -1 & 1 & 0 & 1 & 2 & -1 \end{bmatrix}. \quad (3.41)$$

Pela figura 3.4(a), pode-se verificar que o sistema não apresenta medidas ponto de alavancamento, pois nenhum dos pontos se encontra afastado dos demais. Agora, se diminuirmos a reatância da linha 1-3 (x_{13}), fazendo com que $1/x_{13}$ seja igual a 5 p.u., os pontos 3 e 6 serão movidos em direção oposta, como mostra a figura 3.4(b). Estas medidas tornam-se medidas ponto de alavancamento, pois as mesmas correspondem, respectivamente, às colunas $[5 \ 0]^t$ e $[-5 \ -1]^t$ da nova matriz $\tilde{H}^t$.

Por outro lado, se apenas a reatância da linha 2-3 for diminuída, então os pontos 4 e 5 serão movidos na direção positiva do eixo l_2 , enquanto o ponto 6 mover-se-á na direção negativa, como mostra a figura 3.4(c).

Figura 3.4: Espaço de fator do sistema de 3 barras, apresentado na figura 3.3: l_1 e l_2 são, respectivamente, a primeira e segunda linha da matriz $\tilde{H}^t$.

Pode-se observar, nesse exemplo, que medidas associadas às linhas com baixa reatância geram pontos afastados dos demais, no espaço de fator gerado pelas linhas da matriz $\tilde{H}^t$. Assim, tais medidas terão grande influência no processo de estimação de estado, sendo comumente denominadas como medidas ponto de alavancamento.

3.4.2 Efeito de Pontos de Alavancamento nos Estimadores WLS, WLAV e WLMS

Como mencionado na introdução deste capítulo, na presença de medidas com EGs simples, o estimador WLS falha, o que não acontece com o WLAV, por ser este insensível a medidas com EGs simples. O estimador WLS, associado à análise dos resíduos normalizados, apresenta um bom desempenho na ocorrência de EGs simples, mesmo quando ocorrem em uma única medida ponto de alavancamento (ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Quando os EGs estão associados às medidas caracterizadas como ponto de alavancamento, o estimador WLAV é drasticamente afetado, produzindo estimativas incorretas.

Na presença de mais de uma medida ponto de alavancamento com EG, o teste do resíduo normalizado para o estimador WLS também falha.

Finalmente, vale destacar que o estimador de estado WLMS é insensível às medidas com EGs, mesmo quando tais erros estejam associados às medidas classificadas como pontos de alavancamento.

3.4.3 Identificação de Medidas Ponto de Alavancamento

As medidas ponto de alavancamento podem ou não trazer prejuízo ao processo de estimação de estado; dessa forma, a identificação exata das mesmas é essencial para se ter idéia de quais medidas terão mais influência (negativa ou positiva) na resposta do estimador.

Os métodos usuais para identificação de medidas ponto de alavancamento, em estimação de estado em sistemas elétricos, são (ABUR e EXPÓSITO, 2004): método da matriz “chapéu”, ou de projeção K ; método da distância de Mahalanobis; e método da estatística de projeção.

Método da Matriz “Chapéu” K

Um método bastante difundido, para identificar medidas ponto de alavancamento, baseia-se na análise dos elementos da diagonal principal da matriz K , dada por:

$$K = \tilde{H} \cdot (\tilde{H}^t \cdot \tilde{H})^{-1} \cdot \tilde{H}^t. \quad (3.42)$$

Considerando que o valor esperado do i -ésimo elemento da diagonal de K seja dado por:

$$E[K_{ii}] = \bar{k} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m K_{ii} = \frac{n}{m}, \quad (3.43)$$

se algum dos K_{ii} diferirem de modo significativo de $\bar{k}$, a correspondente medida z_i é considerada como suspeita de ser um ponto de alavancamento, ou ainda, se a seguinte condição for satisfeita (ÇELIK e ABUR, 1992):

$$K_{ii} \geq 2 \frac{n}{m}. \quad (3.44)$$

A demonstração da equação (3.43) pode ser obtida da seguinte forma (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$\begin{aligned} \text{tr}[K] &= \text{tr}[\tilde{H} \cdot (\tilde{H}^t \cdot \tilde{H})^{-1} \cdot \tilde{H}^t] \\ \text{tr}[K] &= \text{tr}[(\tilde{H}^t \cdot \tilde{H})^{-1} \cdot \tilde{H}^t \cdot \tilde{H}] = \text{tr}[I_n] = n \end{aligned} \quad \text{,então} \quad (3.45)$$

$$\bar{k} = \frac{tr[K]}{m} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m K_{ii} = \frac{n}{m}, \quad (3.46)$$

sendo que $tr[K]$ representa o traço da matriz K .

Este método de identificação de medidas ponto de alavancamento mostra-se eficaz para a ocorrência de um único ponto de alavancamento. No entanto, tal método falha na identificação de múltiplos pontos de alavancamento (MILI *et al.*, 1991). O mesmo verificou-se em Çelik e Abur (1992).

Geometricamente, tal afirmação é justificada pelo fato de que K_{ii} nos fornece a distância de um ponto $(l_i, \underline{z}_i)$ até o centróide C do conjunto de medidas. Como C é um ponto, cujas coordenadas resultam do cálculo da média aritmética das colunas da matriz $\tilde{H}$, o mesmo será atraído pelas medidas afastadas, mascarando os múltiplos pontos de alavancamento.

Método da Distância de Mahalanobis

Primeiramente se considera uma distribuição normal multivariada, para as linhas $\tilde{H}_i$ da matriz Jacobiana ponderada. A partir dessa consideração, o valor esperado da média $\bar{h}$ e da covariância $\bar{C}$ da amostra são calculados, respectivamente, por (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$\bar{h} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \tilde{H}_i, \quad (3.47)$$

$$\bar{C} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\tilde{H}_i - \bar{h}) \cdot (\tilde{H}_i - \bar{h})^t. \quad (3.48)$$

Uma forma de verificar-se a distância ou afastamento, entre $\tilde{H}_i$ e o resto da “nuvem” de medidas $(\tilde{H}_j)$, é através da Distância de Mahalanobis (MD). O quadrado da distância de Mahalanobis para uma amostra é definido como:

$$MD_i^2 = (\tilde{H}_i - \bar{h})^t \cdot C^{-1} \cdot (\tilde{H}_i - \bar{h}), \quad (3.49)$$

que geometricamente pode interpretar-se como um elipsóide centrado em $\bar{h}$.

Se os vetores $\tilde{H}_i$ forem gaussianos, MD_i^2 terá aproximadamente uma distribuição qui-quadrado, com n graus de liberdade (χ_n^2). Assim, a distância de Mahalanobis identificará os afastamentos n -dimensionais, quando MD_i^2 assumir valores

maiores que o valor limite $\chi_{n,(1-\alpha)}^2$. Em outras palavras, uma medida i será um ponto de alavancamento se:

$$MD_i^2 > \chi_{n,(1-\alpha)}^2, \quad (3.50)$$

sendo α a probabilidade de falso alarme, geralmente adotada como $\alpha = 0,025$.

Este método, entretanto, não é robusto na presença de múltiplos pontos de alavancamento. Isto porque, pontos de alavancamento múltiplos podem ser mascarados, devido ao aumento nos valores da covariância $\bar{C}$, que leva a um aumento do elipsóide centrado em $\bar{h}$.

Método da Estatística de Projeção

Outro método para identificação de medidas ponto de alavancamento, aplicado à estimação de estado em sistemas elétricos, foi o método da Estatística de Projeção (PS_i) (MILI *et al.*, 1996). A estatística de projeção de um ponto l_i indica o quão distante este ponto está dos demais pontos no espaço de fator, na pior dimensão unidimensional. Trata-se de um método mais robusto, em relação aos apresentados anteriormente, para identificação de múltiplos pontos de alavancamento. As projeções estatísticas podem ser calculadas por (ABUR e EXPÓSITO, 2004):

$$PS_i = \max_{H_k} \frac{|\tilde{H}_i^t \cdot \tilde{H}_k|}{\beta}, \text{ para } k = 1, 2, \dots, m \quad (3.51)$$

sendo: $\beta = 1,1926 \cdot \text{lomed}_i \{ \text{lomed}_{j \neq i} \{ |\tilde{H}_i^t \cdot \tilde{H}_k + \tilde{H}_j^t \cdot \tilde{H}_k| \} \}$, com $1 \leq i, j, k \leq m$; $\text{lomed}_i\{\underline{y}\}$ é a mediana baixa (“low median”) de m números em $\underline{y} = \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$.

Admitindo-se uma distribuição qui-quadrada para PS_i (MILI *et al.*, 1996), uma medida i é considerada como um ponto de alavancamento se a seguinte expressão for satisfeita:

$$PS_i > \chi_{Li,(1-\alpha)}^2, \quad (3.52)$$

onde, o grau de liberdade Li corresponde ao número de elementos não nulos na linha i de $\tilde{H}$.

Exemplo 1: Sistema de 3 barras com uma medida ponto de alavancamento

Considere o sistema de 3 barras ilustrado na figura 3.5 (a seguir), cujas susceptâncias série de linhas são iguais a 1 p.u., exceto para a linha 1-3, que apresenta susceptância igual a 10 p.u.

Figura 3.5: Sistema de 3 barras e 5 medidas utilizados no exemplo 1

Adotando-se a barra 3 como referência angular e $R^{-1} = I$, tem-se a seguinte matriz Jacobiana ponderada para este sistema:

$$\tilde{H}^t = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 10 & 0 & -1 \\ -1 & 1 & 0 & 1 & 2 \end{bmatrix}. \quad (3.53)$$

Através da implementação em computador do método da matriz “chapéu” e do método da estatística de projeção, têm-se a seguir (tabela 3.1) os valores da diagonal principal da matriz de projeção (K_{ii}), os valores da estatística de projeção (PS_i), os graus de liberdade (Li), e os valores da distribuição qui-quadrada para Li graus de liberdade e probabilidade de falso alarme de 0,025 ($\chi^2_{Li,0,975}$).

Tabela 3.1: Valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção, para o exemplo 1

Medida	Teste da matriz K		Teste da estatística de projeção		
	K_{ii}	$2 n/m$	PS_i	Li	$\chi^2_{Li,0,975}$
F:1-2	0,1447	0,8	1,6770	2	7,38
F:2-1	0,1447	0,8	1,6770	2	7,38
F:1-3	0,9929	0,8	8,3850	1	5,02
F:2-3	0,1461	0,8	0,8385	1	5,02
I:2	0,5716	0,8	2,5155	2	7,38

Diante dos valores da tabela 3.1, constata-se tanto pelo método da matriz K , quanto pelo método da estatística de projeção, que a medida F:1-3 é uma medida ponto de alavancamento. Isto porque, para essa medida F:1-3:

$$K_{ii} = 0,9929 > 0,8 = 2 \cdot n / m, \text{ e}$$

$$PS_i = 8,3850 > 5,02 = \chi_{Li,0,975}^2.$$

Exemplo 2: Sistema de 3 barras com duas medidas ponto de alavancamento

Considere o mesmo sistema de 3 barras ilustrado na figura 3.5, porém com a inclusão da medida de injeção de potência ativa na barra 3 (I:3).

Adotando-se, também, a barra 3 como referência angular e $R^{-1} = I$, tem-se a seguinte matriz Jacobiana ponderada para este sistema:

$$\tilde{H}^t = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 10 & 0 & -1 & -10 \\ -1 & 1 & 0 & 1 & 2 & -1 \end{bmatrix}. \quad (3.54)$$

Considerando esta nova matriz Jacobiana ponderada e os métodos da matriz “chapéu” e da estatística de projeção, obtêm-se os valores tabelados a seguir (tabela 3.2).

Tabela 3.2: Valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção, para o exemplo 2

Medida	Teste da matriz K		Teste da estatística de projeção		
	K_{ii}	$2 \cdot n/m$	PS_i	Li	$\chi_{Li,0,975}^2$
F:1-2	0,1404	0,6667	1,6770	2	7,38
F:2-1	0,1404	0,6667	1,6770	2	7,38
F:1-3	0,5038	0,6667	8,3850	1	5,02
F:2-3	0,1278	0,6667	0,8385	1	5,02
I:2	0,5315	0,6667	2,5155	2	7,38
I:3	0,5560	0,6667	7,5465	2	7,38

Através do teste da matriz “chapéu”, nenhuma medida é suspeita de ser ponto de alavancamento. Isto porque, todos os K_{ii} são menores que o valor limiar 0,6667. Entretanto, constata-se, pelo método da estatística de projeção, que as medidas F:1-3 e I:3 são medidas ponto de alavancamento, já que seus respectivos valores de PS_i são maiores que seus limiares $\chi_{Li,0,975}^2$.

Os resultados do exemplo 2 mostram que o método da estatística de projeção é mais robusto que o método da matriz “chapéu”, para identificar múltiplas medidas ponto de alavancamento.

Capítulo 4

4 Índice de Não-Detecção de Erros Grosseiros

A partir de uma análise geométrica do processo de estimação de estado através do método dos mínimos quadrados ponderados, propõe-se, neste capítulo, o Índice de Não-Detecção de Erros (INDE) ou, como foi apresentado em Bretas *et al.* (2009), *UI* (*Undetectability Index*).

As medidas com maiores *UI* são aquelas cujos erros são mais difíceis de serem detectados, via teste dos resíduos normalizados e do índice $J(x)$. Isto porque uma grande parcela dos erros dessas medidas não aparece em seus resíduos, isto é, os erros nas mesmas são, de certa forma, “mascarados”. Assim, se a medida z_1 possui *UI* maior que a medida z_2 , o estimador WLS associado ao teste do resíduo normalizado será bem mais sensível aos erros na medida z_2 , independentemente de ambas possuírem ou não a mesma redundância.

Face ao exposto, através do índice *UI* é possível qualificar as medidas de acordo com as suas características de “mascararem” os seus erros. Através da decomposição do espaço vetorial das medidas demonstrar-se-á, na seção 4.3 deste capítulo, que o índice *UI* de uma determinada medida indica a proximidade da mesma para imagem da matriz Jacobiana do estimador WLS.

Nesse contexto, a medida crítica é o caso limite de medidas cujos erros são mascarados, isto é, ela pertence à imagem da matriz Jacobiana, possui índice *UI* infinito e seu resíduo é igual a zero, independente de a mesma ter ou não EG.

Além da proposição do índice *UI*, neste capítulo será apresentado um algoritmo para cálculo do *UI* de cada uma das medidas disponíveis em um sistema elétrico, com

exemplos ilustrativos. Para cumprir esses objetivos, as seções deste capítulo constam das seguintes partes:

- Na seção 4.1, apresenta-se-nos a interpretação geométrica do estimador WLS;
- Na seção 4.2, o erro de cada medida é decomposto em duas partes: uma detectável, e outra não-detectável;
- Na seção 4.3, encontra-se a proposição do índice *UI* e exemplos ilustrativos. Além disso, apresentar-se-á um exemplo numérico, comparando o índice *UI* com os métodos de identificação de medidas ponto de alavancamento, apresentados no capítulo 3;
- Por fim, na seção 4.4, acham-se as conclusões principais deste capítulo.

4.1 Interpretação Geométrica do Estimador WLS

Como visto em capítulos anteriores, as m medidas realizadas e as n variáveis de estado de um sistema elétrico estão relacionadas através do seguinte modelo de medição

$$\underline{z} = h(\underline{x}) + \underline{w}, \quad (4.1)$$

sendo que os vetores acima conservam os significados anteriormente descritos.

A partir do modelo representado pela expressão (4.1), tem-se que $\underline{z} \in R^m$, $\underline{x} \in R^n$ e $h: R^n \rightarrow R^m$ é uma função não-linear e continuamente diferenciável. Como o número de medidas m é, em geral, maior que o número de variáveis de estado n , há mais equações que variáveis de estado a serem estimadas. Desta forma, a estimativa do vetor de variáveis de estado $\underline{x}$, pelo método WLS, é obtida através da minimização do índice (ou função) $J(\underline{x})$, dado por:

$$J(\underline{x}) = (\underline{z} - h(\underline{x}))^t \cdot R^{-1} \cdot (\underline{z} - h(\underline{x})), \quad (4.2)$$

onde R^{-1} é uma matriz simétrica e definida positiva (conforme apresentado no Capítulo 2, R é a matriz de covariância das medidas).

Geometricamente, a função $J(\underline{x})$ é uma norma no espaço vetorial das medidas R^m , que é induzida pelo produto interno $\langle u, v \rangle = u^t \cdot R^{-1} \cdot v$, ou seja:

$$\begin{aligned} J(\underline{x}) &= \|\underline{z} - h(\underline{x})\|_{R^{-1}}^2 = \langle \underline{z} - h(\underline{x}), \underline{z} - h(\underline{x}) \rangle \\ J(\underline{x}) &= (\underline{z} - h(\underline{x}))^t \cdot R^{-1} \cdot (\underline{z} - h(\underline{x})) \end{aligned} \quad (4.3)$$

Conforme apresentado nos capítulos 2 e 3, sendo $\hat{\underline{x}}$ o vetor de variáveis de estado estimadas, isto é, a solução do problema de minimização acima, o vetor de medidas estimadas $\hat{\underline{z}}$ e o vetor dos resíduos são dados respectivamente pelas seguintes equações:

$$\hat{\underline{z}} = h(\hat{\underline{x}}), \quad (4.4)$$

$$\underline{r} = \underline{z} - \hat{\underline{z}}. \quad (4.5)$$

A linearização da equação (4.1), num certo ponto $\underline{x}^*$, resulta em:

$$\Delta \underline{z} = H \cdot \Delta \underline{x} + \underline{w}, \quad (4.6)$$

sendo $H = \frac{\partial h}{\partial \underline{x}}$ a matriz Jacobiana calculada em $\underline{x}^*$, $\Delta \underline{z} = \underline{z} - h(\underline{x}^*)$ o vetor de correção e $\Delta \underline{x} = \underline{x} - \underline{x}^*$.

Se o sistema representado pela equação (4.6) é observável ($\text{posto}(H) = n$), então o espaço vetorial das medidas R^m pode ser decomposto numa soma direta de dois subespaços vetoriais, isto é,

$$R^m = \Re(H) \oplus \Re(H)^\perp, \quad (4.7)$$

onde: $\Re(H)$ representa o subespaço vetorial de dimensão n em R^m , denominado imagem de H ; e $\Re(H)^\perp$ representa o complemento ortogonal de $\Re(H)$, isto é, se $\underline{u} \in \Re(H)$ e $\underline{v} \in \Re(H)^\perp$, então $\langle \underline{u}, \underline{v} \rangle = \underline{u}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{v} = 0$.

A equação (4.6), calculada em $\underline{x}$, que torna mínimo o índice $J(\underline{x})$, pode ser interpretada como uma projecção do vetor de correção $\Delta \underline{z}$ em $\Re(H)$. Assim, considere P como um operador linear, que projeta o vetor $\Delta \underline{z}$ em $\Re(H)$, ou seja:

$$\Delta \hat{\underline{z}} = P \cdot \Delta \underline{z} = H \cdot \Delta \hat{\underline{x}}. \quad (4.8)$$

Desta forma, o vetor de resíduo $\underline{r}$, para o modelo linearizado, é dado por:

$$\underline{r} = \Delta \underline{z} - \Delta \hat{\underline{z}} = \Delta \underline{z} - H \cdot \Delta \hat{\underline{x}}. \quad (4.9)$$

A partir desses dois vetores, o operador P , que torna mínima a norma $J(\underline{x})$, é aquele que projeta $\Delta \underline{z}$ ortogonalmente em $\Re(H)$, em termos do produto interno $\langle \underline{u}, \underline{v} \rangle = \underline{u}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{v}$, isto é, o vetor $\Delta \hat{\underline{z}}$ é ortogonal ao vetor $\underline{r}$. Mais precisamente:

$$\begin{aligned} \langle \Delta \hat{\underline{z}}, \underline{r} \rangle &= \Delta \hat{\underline{z}}^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{r} = 0 \\ \langle \Delta \hat{\underline{z}}, \underline{r} \rangle &= (H \cdot \Delta \hat{\underline{x}})^t \cdot R^{-1} \cdot (\Delta \underline{z} - H \cdot \Delta \hat{\underline{x}}) = 0 \end{aligned} \quad (4.10)$$

Resolvendo-se a equação (4.10) para $\Delta \hat{\underline{x}}$, obtém-se

$$\Delta \hat{\underline{x}} = (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1} \cdot \Delta \underline{z}. \quad (4.11)$$

Como $\Delta \hat{\underline{z}} = P \cdot \Delta \underline{z} = H \cdot \Delta \hat{\underline{x}}$, a matriz projeção P é:

$$P = H \cdot (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1}. \quad (4.12)$$

Conforme apresentado no capítulo 3, na literatura concernente à estimação de estado em sistemas elétricos, essa matriz é usualmente chamada de matriz “chapéu”, representada pela letra K . Ante o exposto, a matriz de projeção P será representada pela letra K . Ademais, todas as propriedades da matriz K , apresentadas no capítulo 3, são preservadas.

Caso a matriz de ponderação R^{-1} seja dada por $R^{-1} = c \cdot I$, sendo c um número real positivo e I a matriz identidade de ordem $m \times m$, então $K = K^t$ e K será uma projeção ortogonal.

A figura 4.1 a seguir ilustra o operador K atuando sobre o vetor $\Delta \underline{z}$.

Figura 4.1: Interpretação geométrica do operador K , atuando sobre o vetor $\Delta \underline{z}$, para $m = 3$ e $n = 2$.

O vetor resíduo pode ser calculado, em termos da matriz de projeção K , através da seguinte expressão:

$$\begin{aligned} \underline{r} &= \Delta \underline{z} - \Delta \hat{\underline{z}} = \Delta \underline{z} - K \cdot \Delta \underline{z} \\ \underline{r} &= (I - K) \cdot \Delta \underline{z} = S \cdot \Delta \underline{z} \end{aligned} \quad (4.13)$$

onde a matriz $(I - K)$, ou matriz de sensibilidade dos resíduos S , é um operador que projeta $\Delta \underline{z}$ em $\mathcal{R}(H)^\perp$.

Como conclusões importantes desta seção, temos:

- i) A matriz de projeção K projeta $\Delta \underline{z}$ em $\Re(H)$ ($\Delta \hat{z} = K \cdot \Delta \underline{z}$);
- ii) A matriz de sensibilidade S projeta $\Delta \underline{z}$ em $\Re(H)^\perp$ ($\underline{r} = S \cdot \Delta \underline{z}$).

4.2 Decomposição do Erro de Medida

Nesta seção, a decomposição do espaço vetorial das medidas, em uma soma direta de $\Re(H)$ e $\Re(H)^\perp$, será utilizada para decompor o vetor de erro das medidas $\underline{w}$ em duas componentes: uma componente será definida como detectável e outra como não-detectável. Para isso, seja $\underline{x}_{verd}$ o vetor de variáveis de estado verdadeiras, que na prática é desconhecido; então $\underline{z}_{verd} = h(\underline{x}_{verd})$ será o correspondente vetor de medidas verdadeiras, isto é, sem erros. Considerando o modelo linearizado, no qual $\Delta \underline{x}_{verd} = \underline{x}_{verd} - \hat{\underline{x}}$ e $\Delta \underline{z}_{verd} = H \cdot \Delta \underline{x}_{verd}$, e assumindo que a matriz Jacobiana H disponível esteja próxima daquela obtida com as medidas sem erros, então $\underline{z}_{verd}$ está próximo à $\Re(H)$ e $\Delta \underline{z}_{verd} \approx \underline{z}_{verd} - \hat{\underline{z}}$.

O vetor de erro das medidas é dado por:

$$\underline{w} = \underline{z} - \underline{z}_{verd} \approx \Delta \underline{z} - \Delta \underline{z}_{verd}, \quad (4.14)$$

e pode ser decomposto da forma seguinte:

$$\underline{w} = K \cdot \underline{w} + (I - K) \cdot \underline{w}, \quad (4.15)$$

sendo $\underline{w}_U$ a componente não-detectável e $\underline{w}_D$ a componente detectável de $\underline{w}$, temos:

$$\underline{w}_U = K \cdot \underline{w}, \quad (4.16)$$

$$\underline{w}_D = (I - K) \cdot \underline{w}. \quad (4.17)$$

A partir das equações acima, verificar-se que $\underline{w}_U \in \Re(H)$ e $\underline{w}_D \in \Re(H)^\perp$.

Como consequência:

$$\|\underline{w}\|_{R^{-1}}^2 = \|\underline{w}_U\|_{R^{-1}}^2 + \|\underline{w}_D\|_{R^{-1}}^2. \quad (4.18)$$

Proposição 1: O vetor de resíduo $\underline{r}$, do estimador WLS, não é afetado pela componente não-detectável $\underline{w}_U$ do vetor de erro das medidas.

Prova: Reescrevendo a equação (4.14), em termos das componentes de $\underline{w}$, temos:

$$\Delta \underline{z} \approx \Delta \underline{z}_{verd} + \underline{w} \approx \Delta \underline{z}_{verd} + \underline{w}_U + \underline{w}_D, \quad (4.19)$$

e como consequência:

$$\begin{aligned}\underline{r} &= (I - K) \cdot \Delta \underline{z} \approx (I - K) \cdot (\Delta \underline{z}_{verd} + \underline{w}_U + \underline{w}_D) \\ \underline{r} &\approx (I - K) \cdot \Delta \underline{z}_{verd} + (I - K) \cdot \underline{w}_U + (I - K) \cdot \underline{w}_D.\end{aligned}\quad (4.20)$$

Desde que $\Delta \underline{z}_{verd} \in \Re(H)$ e $\underline{w}_U \in \Re(H)$, então $(I - K) \cdot \Delta \underline{z}_{verd} = 0$ e $(I - K) \cdot \underline{w}_U = 0$. Com isso, a equação (4.20) pode ser reescrita seguindo o desenvolvimento a seguir:

$$\underline{r} = (I - K) \cdot \Delta \underline{z} \approx (I - K) \cdot \underline{w}_D, \quad (4.21)$$

como $\underline{w}_D = (I - K) \cdot \underline{w}$ e lembrando que $(I - K)$ é uma matriz idempotente, temos que

$$\begin{aligned}\underline{r} &\approx (I - K) \cdot \underline{w}_D = (I - K) \cdot (I - K) \cdot \underline{w} \\ \underline{r} &\approx (I - K) \cdot \underline{w} = \underline{w}_D.\end{aligned}\quad (4.22)$$

A proposição acima nos indica que a dificuldade, ou mesmo a impossibilidade de detectar erros em algumas medidas ocorre em razão de a componente não-detectável do erro dessa medida ser mais significativa que a componente detectável. Como consequência, os resíduos dessas medidas serão pequenos, mesmo quando o valor do erro for elevado, isto é, mesmo quando a medida for portadora de EG. Eis a razão de o teste dos resíduos normalizados falhar em determinadas situações.

Face ao exposto, valores baixos de resíduos normalizados não implicam necessariamente em valores baixos de erros em medidas, tendo em vista a existência das componentes não-detectáveis. Ou seja, quando os valores dos resíduos normalizados não forem maiores que o limiar de detecção, pode-se afirmar apenas, com certo grau de confiança, que somente os valores das componentes detectáveis dos erros em todas as medidas sejam pequenos. Por isso, torna-se essencial a verificação da componente não-detectável dos erros de medidas, para uma análise mais confiável das estimativas obtidas. Para tanto, propõe-se, na próxima seção, o índice de não-deteção de erros UI .

4.3 Proposição do Índice de Não-Deteção de Erros

Nesta seção, tomando por base as componentes detectáveis e não-detectáveis do vetor de erro das medidas, propõe-se o índice UI , bem como um algoritmo para o cálculo do UI de cada uma das medidas a serem utilizadas no processo de estimação de estado.

Nesse escopo, suponha a existência de um erro simples na i -ésima medida, isto é,

$$\underline{w}^i = b \cdot \underline{\delta}^i, \quad (4.23)$$

sendo o vetor $\underline{\delta}^i = [0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0]^t$ e b um escalar qualquer representando a magnitude do erro. Através das equações (4.16) e (4.17), as componentes não-detectável e detectável são calculadas:

$$\underline{w}_U^i = K \cdot \underline{w}^i, \quad (4.24)$$

$$\underline{w}_D^i = (I - K) \cdot \underline{w}^i. \quad (4.25)$$

A partir do que foi desenvolvido até aqui, definimos o UI para a i -ésima medida como sendo:

$$UI_i = \frac{\|\underline{w}_U^i\|_{R^{-1}}}{\|\underline{w}_D^i\|_{R^{-1}}} = \frac{\sqrt{(\underline{w}_U^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (\underline{w}_U^i)}}{\sqrt{(\underline{w}_D^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (\underline{w}_D^i)}}. \quad (4.26)$$

Através do desenvolvimento a seguir, a equação acima pode ser expressa em função apenas das matrizes K e $(I - K)$:

$$\begin{aligned} UI_i &= \frac{\sqrt{(K \cdot \underline{w}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot \underline{w}^i)}}{\sqrt{((I - K) \cdot \underline{w}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot \underline{w}^i)}} \\ UI_i &= \frac{\sqrt{(K \cdot b \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot b \cdot \underline{\delta}^i)}}{\sqrt{((I - K) \cdot b \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot b \cdot \underline{\delta}^i)}}. \\ UI_i &= \frac{b \cdot \sqrt{(K \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot \underline{\delta}^i)}}{b \cdot \sqrt{((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)}} \end{aligned} \quad (4.27)$$

No Anexo A, demonstra-se que o numerador e o denominador da equação (4.27) resultam, respectivamente, em:

$$\|\underline{w}_U^i\|_{R^{-1}} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{K_{ii}}, \quad (4.28)$$

$$\|\underline{w}_D^i\|_{R^{-1}} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{(1 - K_{ii})}, \quad (4.29)$$

Logo, podemos escrever o índice UI , para uma medida i , da forma seguinte:

$$UI_i = \frac{\|\underline{w}_U^i\|_{R^{-1}}}{\|\underline{w}_D^i\|_{R^{-1}}} = \frac{\sqrt{K_{ii}}}{\sqrt{(1 - K_{ii})}}, \quad (4.30)$$

sendo K_{ii} o elemento da diagonal principal da matriz de projeção K .

Como pode ser visto através da equação acima, o UI não depende da magnitude do erro b , mas somente da matriz de projeção K e da matriz de sensibilidade do resíduo

S ($S=I-K$). Isto se deve ao fato de a componente não-detectável do erro estar relacionada diretamente com a matriz de projeção K , ou, com a imagem de H , enquanto que a componente detectável está relacionada com a matriz S , ou, com o complemento da imagem de H .

Um valor grande de UI , para uma determinada medida, indica que uma grande parcela do seu erro será “mascarada” no processo de estimação de estado. Desta forma, esse erro vai contribuir pouco (ou quase nada) para o valor do resíduo daquela medida. Em particular, se $\underline{w}^i \in \Re(H)$, então $\underline{w}_D^i = 0$ e o UI tende ao infinito ($UI_i \rightarrow \infty$). Esta situação particular mostra que o UI , para uma medida crítica, é infinito, isto é, não tem componente detectável.

Através de uma análise geométrica, é possível verificar que a informação transmitida pelo UI de uma dada medida é, de certa forma, a proximidade de um ponto definido por um vetor unitário, pertencente ao eixo de uma dada medida, até a imagem da matriz Jacobiana do estimador WLS, conforme apresentado na figura 4.2 para um sistema com duas medidas ($m = 2$) e uma variável de estado a ser estimada ($n = 1$).

Figura 4.2: Interpretação geométrica considerando dois erros distintos em z_1

Na figura 4.2 foram considerados dois vetores de erro, o primeiro com magnitude w' (azul) e o segundo com magnitude w'' (vermelho). Observe que o UI da medida z_1 vai ser o mesmo, independentemente da magnitude do erro, cujas componentes w_u e w_d crescem de forma proporcional com essa magnitude. Considerando a equação (4.26), podemos concluir ainda que o UI de uma determinada medida é igual à cotangente do ângulo formado pelo eixo da medida e pela imagem da matriz Jacobiana.

Essa visão geométrica das componentes do vetor de erros possibilita uma compreensão mais ampla e simples do problema de detecção/identificação de EGs, do que o conceito de medidas ponto de alavancamento.

4.3.1 Exemplo de Medidas com Alto e Baixo Valor de Índice de Não-Detecção

Para evidenciar melhor as diferenças entre medidas com alto e baixo UI , consideremos o sistema de duas barras apresentado na figura 4.3, contendo duas medidas e uma variável a ser estimada (estimador WLS linear).

Figura 4.3: Sistema de duas barras e duas linhas

Vamos considerar que os parâmetros e a ponderação das duas medidas de fluxo, apresentadas na figura 4.3, sejam tais que tornem a medida z_1 uma medida com alto UI e a medida z_2 uma medida com baixo UI . Destarte, se a medida z_1 for portadora de EG, esse erro vai ser de difícil detecção, pois o resíduo de tal medida será baixo (veja figura 4.4).

Figura 4.4: Exemplo de erro grosseiro em medida com alto UI

Isto ocorre porque a componente detectável do erro dessa medida é muito baixa, ou, em outras palavras, a medida z_1 apresenta um UI muito alto. Por outro lado, se a medida z_2 for portadora de EG, tendo em vista que a componente detectável do erro dessa medida é superior à componente não-detectável, pois a medida z_2 apresenta baixo UI , a mesma vai apresentar um resíduo elevado, tornando mais fácil a detecção de EG (figura 4.5).

Figura 4.5: Exemplo de erro grosseiro em medida com baixo UI

A seguir, apresenta-se-nos um algoritmo para cálculo do UI , para cada uma das medidas que serão processadas pelo estimador de estado.

4.3.2 Algoritmo para Cálculo do Índice UI

Utilizando-se o estimador WLS convencional, faça:

Passo 1: Determine o valor estimado das variáveis de estado ($\hat{x}$) através da solução iterativa da equação (2.17) (equação normal);

Passo 2: Calcule as matrizes K e $(I - K)$ para $\hat{x}$, ou apenas os elementos da diagonal principal dessas matrizes;

Passo 3: Para cada medida i , calcule o índice UI , diretamente pela equação (4.30), isto é

$$UI_i = \frac{\|w_U^i\|_{R^{-1}}}{\|w_D^i\|_{R^{-1}}} = \frac{\sqrt{(K_{ii})}}{\sqrt{(1 - K_{ii})}}, \text{ para } i = 1, \dots, m.$$

4.3.3 Simulações Utilizando o Sistema de 14 barras do IEEE

Nesta seção, apresentaremos algumas simulações computacionais, mostrando-nos que quanto maior o índice UI de uma medida, pior será a sua capacidade em detectar possíveis erros, através do teste dos resíduos normalizados e do índice $J(x)$.

A figura 4.6 ilustra a topologia do sistema de 14 barras do IEEE, utilizado nas simulações que serão relatadas a seguir.

Figura 4.6: Sistema de 14 barras IEEE

A partir dos resultados de um programa de fluxo de carga (ANAREDE), construímos um plano de medição com 70 medidas, sem a presença de medidas críticas ou conjuntos críticos. Os valores dos parâmetros, bem como outras informações pertinentes à execução do fluxo de carga, para o sistema de 14 barras do IEEE, estão disponíveis no endereço eletrônico “www.ee.washington.edu/research/pstca/”, e por isso não mostraremos aqui.

Os valores das 70 medidas, bem como os respectivos desvios padrão, são apresentados na Tabela 4.1. Observe que os valores apresentados naquela tabela são exatamente os determinados pelo fluxo de potência, isto é, sem acrescentar ruído aleatório algum. Os desvios padrão, lá apresentados, serão utilizados para ponderação

das medidas, durante o processo de estimação de estado por mínimos quadrados ponderados, bem como para simulação de EGs nas mesmas, e foram determinados a partir da seguinte equação⁵:

$$3 \cdot \sigma_i = pr \cdot \left| z_i^{fc} \right|, \quad (4.31)$$

onde: σ_i é o desvio padrão da medida i ; $\left| z_i^{fc} \right|$ é o valor absoluto da medida, determinado através do fluxo de potência; e pr é a precisão do medidor, que será considerada aqui igual a 5%. As medidas tabeladas com valor NULO são medidas virtuais, e por isso seus respectivos valores de desvio padrão não foram calculados.

Na seqüência deste trabalho, utilizar-se-á a seguinte nomenclatura para as medidas: IA:a – medida de injeção de potência ativa na barra “a”; FA:a-b – medida de fluxo de potência ativa da barra “a” para barra “b”; IR:a – medida de injeção de potência reativa na barra “a”; FR:a-b – medida de fluxo de potência reativa da barra “a” para barra “b” e V:a – medida de magnitude de tensão da barra “a”.

Tabela 4.1: Valores das medidas sem ruído e respectivos desvios padrões para o sistema de 14 barras

Medidas de Potência Ativa			Medidas de Potência Reativa		
Medida	Valor (pu)	σ (pu)	Medida	Valor (pu)	σ (pu)
IA:1	2,32299	0,038733	IR:1	-0,16478	0,00275
IA:2	0,18312	0,00305	IR:2	0,30877	0,005133
IA:5	-0,07601	0,001267	IR:5	-0,01599	0,000267
IA:7	NULO	---	IR:7	NULO	---
IA:8	NULO	---	IR:8	0,17604	0,002933
IA:9	-0,29542	0,004917	IR:9	-0,16637	0,002767
IA:13	-0,1347	0,00225	IR:13	-0,05813	0,000967
IA:14	-0,14889	0,002483	IR:14	-0,04961	0,000833
FA:1-2	1,56837	0,02615	FR:1-2	-0,20354	0,0034
FA:2-3	0,73291	0,0122	FR:2-3	0,0359	0,0006
FA:4-2	-0,54408	0,009083	FR:4-2	0,0301	0,0005
FA:5-2	-0,40571	0,006767	FR:5-2	-0,02111	0,00035
FA:3-4	-0,23388	0,003883	FR:3-4	0,04487	0,00075
FA:4-5	-0,61131	0,0102	FR:4-5	0,15829	0,002633
FA:7-4	-0,28072	0,004683	FR:7-4	0,1133	0,0019
FA:9-4	-0,16079	0,002683	FR:9-4	0,01708	0,000283
FA:5-6	0,44023	0,00735	FR:5-6	0,12504	0,002083
FA:6-5	-0,44023	0,00735	FR:6-5	-0,08087	0,00135
FA:6-11	0,07381	0,001233	FR:6-11	0,03549	0,0006
FA:11-6	-0,07326	0,001217	FR:11-6	-0,03432	0,000567

⁵ Essa equação foi utilizada, para as simulações com o sistema de 14 barras do IEEE, haja vista a mesma ter sido empregada em outras pesquisas desenvolvidas na área, conforme apresentado no trabalho de Castillo-Albertini (2010). Vale destacar que nesse trabalho realizou-se uma sucinta revisão de diferentes proposições para definição dos desvios padrão das medidas para efeito de estimação de estado.

FA:6-12	0,07795	0,0013	FR:6-12	0,02508	0,000417
FA:6-13	0,17743	0,00295	FR:6-13	0,07208	0,0012
FA:13-6	-0,17531	0,002917	FR:13-6	-0,0679	0,001133
FA:7-8	NULO	---	FR:7-8	-0,17144	0,002867
FA:8-7	NULO	---	FR:8-7	0,17604	0,002933
FA:7-9	0,28072	0,004683	FR:7-9	0,05814	0,000967
FA:9-10	0,05206	0,000867	FR:9-10	0,04223	0,0007
FA:10-9	-0,05193	0,000867	FR:10-9	-0,04188	0,0007
FA:9-14	0,09403	0,001567	FR:9-14	0,03595	0,0006
FA:10-11	-0,03801	0,000633	FR:10-11	-0,01597	0,000267
FA:12-13	0,01601	0,000267	FR:12-13	0,0075	0,000125
FA:14-13	-0,05601	0,000933	FR:14-13	-0,01612	0,000267

Medidas de Tensão

Medida	Valor (pu)	σ (pu)
V:1	1,05939	0,017667
V:2	1,04436	0,017417
V:3	1,00929	0,016833
V:6	1,0692	0,017833
V:8	1,08923	0,018167
V:12	1,05436	0,017583

Na tabela B.1 do Anexo B, são apresentadas todas as possíveis medidas de potência e de magnitude de tensão para o sistema de 14 barras do IEEE, bem como os valores dos respectivos desvios padrões.

Para executar o estimador de estado WLS, atribuiu-se, para as medidas virtuais, a maior ponderação existente dentre todas as medidas desse sistema, ou seja, $R_{ii}^{-1} = 1/(0,000067)^2$.

Através da execução do estimador WLS tradicional, obtivemos as seguintes variáveis de estado estimadas (tabela 4.2):

Tabela 4.2: Variáveis de estado estimadas para o sistema de 14 barras

Barra	Tensão elétrica	
	Magnitude (pu)	Ângulo (rad)
1	1,0594	0,0
2	1,0443	-0,087
3	1,0093	-0,2224
4	1,0170	-0,1801
5	1,0188	-0,1532
6	1,0692	-0,2483
7	1,0607	-0,2334
8	1,0892	-0,2334
9	1,0551	-0,2609
10	1,0502	-0,2637
11	1,0561	-0,2583
12	1,0543	-0,2632
13	1,0495	-0,2646
14	1,0348	-0,2800

A tabela 4.3, a seguir, apresenta: o valor do índice $J(x)$; os valores das medidas estimadas; os valores dos índices UI ; e os valores dos resíduos normalizados. Observe que o índice UI não foi calculado para as medidas virtuais, uma vez que as mesmas não estão sujeitas a erros.

Tabela 4.3: Índice $J(x)$, valores estimados das medidas, índice UI e resíduos normalizados r^N

Índice $J(x) = 0,00036569$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	Valor estimado	UI	r^N	Medida	Valor estimado	UI	r^N
IA:1	2,323	0,2827	0,0009	IR:1	-0,1648	1,4127	-0,0023
IA:2	0,1831	6,4873	0,0032	IR:2	0,3088	0,6792	-0,0017
IA:5	-0,076	11,5168	-0,016	IR:5	-0,016	9,4466	0,151
IA:7	NULO	---	NULO	IR:7	NULO	---	NULO
IA:8	NULO	---	NULO	IR:8	0,176	0,43	0,0004
IA:9	-0,2954	0,7558	-0,0002	IR:9	-0,1664	0,5676	-0,0036
IA:13	-0,1347	0,8338	-0,0002	IR:13	-0,0581	0,6994	-0,0008
IA:14	-0,1489	0,6645	-0,0001	IR:14	-0,0496	0,6737	-0,0006
FA:1-2	1,5683	0,2905	0,0009	FR:1-2	-0,2035	0,579	-0,0005
FA:2-3	0,7329	0,2477	0,0012	FR:2-3	0,0359	2,2143	-0,0019
FA:4-2	-0,5441	0,322	-0,0008	FR:4-2	0,0301	1,186	-0,0011
FA:5-2	-0,4057	0,2922	-0,0007	FR:5-2	-0,0211	1,1161	-0,0025
FA:3-4	-0,2339	1,3022	-0,004	FR:3-4	0,0449	2,156	-0,0042
FA:4-5	-0,6113	0,4903	-0,0011	FR:4-5	0,1583	0,3618	0,0008
FA:7-4	-0,2807	0,42	-0,0002	FR:7-4	0,1133	0,4293	0,0024
FA:9-4	-0,1608	0,4202	-0,0002	FR:9-4	0,0171	1,6329	0,0052
FA:5-6	0,4402	0,3331	0,0003	FR:5-6	0,125	0,4673	0,003
FA:6-5	-0,4402	0,3331	-0,0003	FR:6-5	-0,0809	0,9743	-0,0076
FA:6-11	0,0738	0,8952	0,0014	FR:6-11	0,0355	0,8173	0,0015
FA:11-6	-0,0733	0,8981	-0,0014	FR:11-6	-0,0343	0,8882	-0,0017
FA:6-12	0,0779	0,6026	0,0002	FR:6-12	0,0251	0,8307	0,0002
FA:6-13	0,1774	0,4551	0,0002	FR:6-13	0,0721	0,4307	0,0002
FA:13-6	-0,1753	0,4501	-0,0002	FR:13-6	-0,0679	0,455	-0,0004
FA:7-8	NULO	---	NULO	FR:7-8	-0,1714	0,417	-0,0004
FA:8-7	NULO	---	NULO	FR:8-7	0,176	0,43	0,0003
FA:7-9	0,2807	0,42	0,0002	FR:7-9	0,0581	1,2248	-0,0035
FA:9-10	0,0521	0,9794	0,0002	FR:9-10	0,0422	0,9307	0,0003
FA:10-9	-0,0519	0,9736	-0,0002	FR:10-9	-0,0419	0,9197	-0,0004
FA:9-14	0,094	0,7581	-0,0003	FR:9-14	0,036	0,7257	0,0
FA:10-11	-0,038	4,2529	-0,0028	FR:10-11	-0,016	3,912	-0,0013
FA:12-13	0,016	3,2398	0,0001	FR:12-13	0,0075	3,3303	0,0018
FA:14-13	-0,056	0,9073	-0,0007	FR:14-13	-0,0161	1,2534	-0,002
Medidas de Tensão							
Medida	Valor estimado	UI	r^N				
V:1	1,0594	0,1599	0,0016				
V:2	1,0443	0,1608	0,0016				
V:3	1,0093	0,1669	0,0017				
V:6	1,0692	0,1673	0,0017				
V:8	1,0892	0,1602	0,0016				

V:12	1,0543	0,172	0,0017
------	--------	-------	--------

Os gráficos das figuras 4.7 e 4.8 ilustram, respectivamente, os índices *UI* para as medidas ativas e reativas do sistema em análise. As medidas ativas e reativas estão em gráficos distintos, devido, apenas, à limitação de espaço.

Figura 4.7: Índice *UI* para as medidas ativas. Sistema de 14 barras – medidas sem ruído

Figura 4.8: Índice *UI* para as medidas reativas. Sistema de 14 barras – medidas sem ruído

Através das figuras 4.7 e 4.8, permite-se-nos verificar que as medidas em destaque são aquelas que apresentam a componente de erro não-detectável maior que a componente detectável, isto é, medidas cujos índices UI são maiores que 1. Assim, espera-se que erros em tais medidas sejam dificilmente detectados, se comparados com as demais medidas. Para demonstrar isto, faremos o que definimos como teste de identificação do nível de detecção de erro⁶.

A identificação do nível de detecção de erro consiste em calcular o mínimo de EG, que deve ser adicionado em cada medida, uma por uma, para que o teste do maior resíduo normalizado (ou do índice $J(x)$) detecte EG. Assim, se a medida i apresenta nível de detecção igual a 3,5, isto significa que, para detectar-se EG na mesma, é necessário que o erro tenha magnitude de no mínimo $3,5 * \sigma_i$.

Para o sistema em análise, o limiar de detecção de EG para o índice $J(x)$ é $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58$, considerando uma probabilidade de falso alarme $\alpha = 5\%$ e o grau de liberdade $m-n = 43$. Já o limiar de detecção de EG adotado para o teste dos resíduos normalizados é $\beta = 3,0$ (conforme indicado em Abur e Expósito (2004)).

A tabela 4.4, a seguir, mostra o nível de detecção para as medidas do sistema em análise. Observe que o teste do índice $J(x)$ não detectou nenhum EG, sendo que tais erros foram detectados apenas através do teste do maior resíduo normalizado.

Tabela 4.4: Identificação do nível de detecção de erro

Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	UI	Nível Detecção	$J(x)$	Medida	UI	Nível Detecção	$J(x)$
IA:1	0,2835	3,2	9,494	IR:1	1,4182	5,2	9,081
IA:2	6,5083	19,8	9,068	IR:2	0,6899	3,7	9,471
IA:5	11,5269	34,1	8,868	IR:5	9,457	28	8,697
IA:7	---	---	---	IR:7	---	---	---
IA:8	---	---	---	IR:8	0,4299	3,3	9,194
IA:9	0,7568	3,8	9,196	IR:9	0,5737	3,5	9,449
IA:13	0,8338	4	9,44	IR:13	0,6994	3,7	9,193
IA:14	0,6646	3,7	9,497	IR:14	0,6738	3,7	9,42
FA:1-2	0,2913	3,2	9,453	FR:1-2	0,5791	3,5	9,173
FA:2-3	0,248	3,1	9,072	FR:2-3	2,2252	7,3	9,09
FA:4-2	0,3231	3,2	9,286	FR:4-2	1,1917	4,7	9,174
FA:5-2	0,2935	3,2	9,44	FR:5-2	1,1162	4,5	9,042
FA:3-4	1,3196	4,9	9,135	FR:3-4	2,1772	7,1	9,063
FA:4-5	0,4912	3,4	9,34	FR:4-5	0,3622	3,2	9,062
FA:7-4	0,4205	3,3	9,258	FR:7-4	0,4312	3,3	9,259
FA:9-4	0,4207	3,3	9,257	FR:9-4	1,6376	5,7	9,135
FA:5-6	0,3341	3,2	9,219	FR:5-6	0,47	3,4	9,605

⁶ A figura C.1, do Anexo C, apresenta o algoritmo para identificação do nível de detecção.

FA:6-5	0,3341	3,2	9,219	FR:6-5	0,9976	4,1	9,313
FA:6-11	0,8955	4,1	9,348	FR:6-11	0,8176	3,9	9,132
FA:11-6	0,8984	4,1	9,322	FR:11-6	0,8886	4,1	9,417
FA:6-12	0,6026	3,6	9,508	FR:6-12	0,8307	4	9,468
FA:6-13	0,4551	3,3	9,022	FR:6-13	0,4307	3,3	9,186
FA:13-6	0,4501	3,3	9,057	FR:13-6	0,455	3,3	9,024
FA:7-8	---	---	---	FR:7-8	0,4171	3,3	9,282
FA:8-7	---	---	---	FR:8-7	0,4299	3,3	9,196
FA:7-9	0,4205	3,3	9,259	FR:7-9	1,2312	3,8	5,885
FA:9-10	0,9794	4,2	9,005	FR:9-10	0,9307	4,1	9,007
FA:10-9	0,9737	4,2	9,057	FR:10-9	0,9197	4,1	9,108
FA:9-14	0,7582	3,8	9,17	FR:9-14	0,7258	3,8	9,461
FA:10-11	4,2578	13,1	9,117	FR:10-11	3,9174	12,1	9,095
FA:12-13	3,24	10,2	9,036	FR:12-13	3,3304	10,5	9,115
FA:14-13	0,9074	4,1	9,227	FR:14-13	1,2538	4,9	9,355

Medidas de Tensão

Medida	UI	Nível Detecção	J(x)
V:1	0,1622	3,1	9,401
V:2	0,1632	3,1	9,399
V:3	0,1694	3,1	9,386
V:6	0,1700	3,1	9,383
V:8	0,1627	3,1	9,401
V:12	0,1747	3,1	9,372

Através dos resultados da tabela 4.4, constrói-se o gráfico índice *UI* x nível de detecção mostrado a seguir (figura 4.9):

Figura 4.9: Gráfico de tendência para índice *UI* X Mínimo para detecção de erros em medidas.

Com base no gráfico apresentado na figura 4.9, comprova-se que quanto maior o índice *UI* de uma medida, mais difícil será a detecção de erro grosseiro, através do teste

dos resíduos normalizados. E ainda, através da reta de tendência, pode-se afirmar que este comportamento é praticamente linear, para o caso em que as medidas não apresentam ruídos.

4.3.4 Comparação entre o Índice UI e os Métodos de Identificação de Medidas Ponto de Alavancamento

Nesta subseção, mostraremos que o índice UI permite uma identificação mais simples e confiável de medidas, que têm dificuldades em detectar e/ou identificar EGs, se comparado aos resultados dos métodos de identificação de medidas ponto de alavancamento, apresentados no capítulo 3.

Para tal propósito, utilizaremos o mesmo sistema de medição da tabela 4.1 (subseção 4.3.3), e aplicaremos os métodos da matriz “chapéu” e da estatística de projeção.

A tabela 4.5, a seguir, engloba: os valores dos índices UI ; os valores da diagonal principal da matriz de projeção (K_{ii}); os valores da estatística de projeção (PS_i); os graus de liberdade (Li); e os valores da distribuição qui-quadrada, para Li graus de liberdade e probabilidade de falso alarme de 0,025 ($\chi^2_{Li,0,975}$).

Tabela 4.5: Índices UI e Valores de interesse para o teste da matriz “chapéu” e para o teste da estatística de projeção

Medidas de Potência Ativa						Medidas de Potência Reativa					
Medida	UI	K_{ii}	PS_i	Li	$\chi^2_{Li,0,975}$	Medida	UI	K_{ii}	PS_i	Li	$\chi^2_{Li,0,975}$
IA:1	0,2827	0,074	3,2796	5	12,8325	IR:1	1,4127	0,6662	110,1370	5	12,8325
IA:2	6,4873	0,9768	48,4505	9	19,0228	IR:2	0,6792	0,3157	90,7811	9	19,0228
IA:5	11,5168	0,9925	23,9736	9	19,0228	IR:5	9,4466	0,9889	282,889	9	19,0228
IA:7	---	---	---	---	---	IR:7	---	---	---	---	---
IA:8	---	---	---	---	---	IR:8	0,43	0,156	32,9496	2	7,37776
IA:9	0,7558	0,3636	3,2745	10	20,4831	IR:9	0,5676	0,2437	1,6638	10	20,4831
IA:13	0,8338	0,4101	22,3087	8	17,5346	IR:13	0,6994	0,3285	98,2450	8	17,5346
IA:14	0,6645	0,3063	0,83850	6	14,4494	IR:14	0,6737	0,3122	1,2549	6	14,4494
FA:1-2	0,2905	0,0778	3,8387	3	9,3484	FR:1-2	0,579	0,2511	71,1651	3	9,3484
FA:2-3	0,2477	0,0578	2,2590	4	11,1433	FR:2-3	2,2143	0,8306	121,830	4	11,1433
FA:4-2	0,322	0,094	3,5223	4	11,1433	FR:4-2	1,186	0,5845	146,650	4	11,1433
FA:5-2	0,2922	0,0787	4,4876	4	11,1433	FR:5-2	1,1161	0,5547	215,5348	4	11,1433
FA:3-4	1,3022	0,6291	6,4430	4	11,1433	FR:3-4	2,156	0,823	96,993	4	11,1433
FA:4-5	0,4903	0,1938	1,5097	4	11,1433	FR:4-5	0,3618	0,1158	1,5932	4	11,1433
FA:7-4	0,42	0,15	0,8385	4	11,1433	FR:7-4	0,4293	0,1556	0,8385	4	11,1433
FA:9-4	0,4202	0,15	0,8385	4	11,1433	FR:9-4	1,6329	0,7272	1,0608	4	11,1433
FA:5-6	0,3331	0,0999	0,8385	4	11,1433	FR:5-6	0,4673	0,1792	30,9931	4	11,1433
FA:6-5	0,3331	0,0999	0,8385	4	11,1433	FR:6-5	0,9743	0,487	46,1533	4	11,1433
FA:6-11	0,8952	0,4449	26,1800	4	11,1433	FR:6-11	0,8173	0,4005	109,9181	4	11,1433

FA:11-6	0,8981	0,4465	25,9062	4	11,1433	FR:11-6	0,8882	0,441	113,540	4	11,1433
FA:6-12	0,6026	0,2664	19,6052	4	11,1433	FR:6-12	0,8307	0,4083	122,704	4	11,1433
FA:6-13	0,4551	0,1716	17,6359	4	11,1433	FR:6-13	0,4307	0,1565	82,1473	4	11,1433
FA:13-6	0,4501	0,1685	17,2096	4	11,1433	FR:13-6	0,455	0,1715	83,7972	4	11,1433
FA:7-8	---	---	---	---	---	FR:7-8	0,417	0,1482	31,9982	4	11,1433
FA:8-7	---	---	---	---	---	FR:8-7	0,43	0,156	32,9496	4	11,1433
FA:7-9	0,42	0,1499	1,2259	4	11,1433	FR:7-9	1,2248	0,600	2,0014	4	11,1433
FA:9-10	0,9794	0,4896	7,2664	4	11,1433	FR:9-10	0,9307	0,4642	4,1330	4	11,1433
FA:10-9	0,9736	0,4866	7,2529	4	11,1433	FR:10-9	0,9197	0,4582	4,1777	4	11,1433
FA:9-14	0,7581	0,365	1,1558	4	11,1433	FR:9-14	0,7257	0,345	1,6333	4	11,1433
FA:10-11	4,2529	0,9476	0,8391	4	11,1433	FR:10-11	3,912	0,9387	0,9741	4	11,1433
FA:12-13	3,2398	0,913	145,9310	4	11,1433	FR:12-13	3,3303	0,9173	280,889	4	11,1433
FA:14-13	0,9073	0,4515	0,9204	4	11,1433	FR:14-13	1,2534	0,6111	1,0853	4	11,1433

Medidas de Tensão

Medida	<i>UI</i>	<i>Kii</i>	<i>PSi</i>	<i>Li</i>	$\chi^2_{Li,0,975}$
V:1	0,1599	0,0249	0,838504	1	5,02389
V:2	0,1608	0,0252	0,838504	1	5,02389
V:3	0,1669	0,0271	0,838504	1	5,02389
V:6	0,1673	0,0272	0,838504	1	5,02389
V:8	0,1602	0,025	0,838504	1	5,02389
V:12	0,172	0,0287	0,838504	1	5,02389

Obs. Limiar do método da matriz “chapéu”: 2 n/m = 0,7714

Na tabela 4.5, os números em azul indicam que o valor de *Kii* de uma determinada medida é maior que o limiar $2 \cdot n/m = 0,7714$. Já os números em vermelho indicam que o valor de *PSi* de uma medida é superior ao seu limiar $\chi^2_{Li,0,975}$. Ou seja, são medidas candidatas a ponto de alavancamento.

Fazendo-se uma comparação entre as medidas classificadas como ponto de alavancamento e as medidas com índice *UI* maior que 1 (parte não-detectável maior que parte detectável do erro), verifica-se que o método da matriz “chapéu” apresentou resultados um tanto quanto conservadores, tendo em vista que as medidas candidatas a ponto de alavancamento, por esse método, apresentaram índice *UI* acima de 2. Assim, algumas medidas cujos resíduos não refletem a maior parte de seus erros não foram contempladas por esse método, como, por exemplo, a medida FR:9-4, cujo índice *UI* é 1,6376. Observe que, de acordo com a tabela 4.4, o índice de detecção de erro dessa medida é 5,7.

Por outro lado, o método da estatística de projeção identificou muitas medidas como candidatas à medidas ponto de alavancamento. Entretanto, como pode ser observado pelos resultados da tabela 4.4, muitas dessas medidas, classificadas como ponto de alavancamento, não apresentam problemas no tocante à detecção e

identificação de EG, como, por exemplo, a medida FR:7-8 que apresenta índice UI igual a 0,417 e índice de detecção de erro igual a 3,3 (tabela 4.4).

4.4 Conclusões do Capítulo

Neste capítulo foi apresentada a proposição referente ao índice de não-deteção de erro grosseiro, aqui denominado UI , através de uma análise geométrica do estimador de estado por mínimos quadrados ponderados.

A subseção 4.1 mostrou que a matriz de projeção K projeta o vetor de medidas em $\mathfrak{R}(H)$ (imagem de H) e que a matriz S projeta o vetor de medidas em $\mathfrak{R}(H)^\perp$ (complemento ortogonal da imagem de H).

Em decorrência dessa decomposição do espaço vetorial das medidas, foi possível, na subseção 4.2, decompor o vetor de erro das medidas em duas componentes: uma detectável e outra não-detectável. Assim, o índice UI de uma medida foi definido como a relação entre a norma-2 da componente não-detectável e a norma-2 da componente detectável do erro daquela medida.

Um valor grande de UI , para uma determinada medida, indica que uma grande parcela do seu erro será “mascarada” no processo de estimação de estado. Desta forma, esse erro contribuirá pouco (ou quase nada) para o valor do resíduo daquela medida.

De um modo geral, o índice UI nos indica que a dificuldade, ou mesmo a impossibilidade de detectar erro em uma determinada medida ocorre em razão de a componente não-detectável do erro dessa medida ser mais significativa que a componente detectável.

Os resultados das simulações, apresentados na subseção 4.3.3 comprovaram que as medidas com maiores UI são aquelas cujos erros são mais difíceis de serem detectados, através do teste dos resíduos normalizados e do índice $J(\underline{x})$.

A partir das análises realizadas na seção 4.3.4, verificamos que o índice UI nos possibilita uma compreensão melhor e mais completa da dificuldade de processamento de EGs, utilizando o estimador WLS, face ao conceito de medida ponto de alavancamento. Isto em razão de o índice informar o nível de mascaramento de cada uma das medidas disponíveis, independentemente de a medida mascarar muito ou pouco seus possíveis erros. Outra contribuição do índice UI é apresentar uma nova forma de enxergar o problema de mascaramento de EGs, que pode ser explorada, como

será apresentado nos capítulos 6 e 7, para desenvolvimento de metodologias mais eficientes para processamento de EGs e para projeto de sistema de medição.

Analisando a equação (4.30), apresentada na seção 4.3, verifica-se que o índice UI não depende da magnitude do erro b , mas sim dos elementos da diagonal principal das matrizes K e S , que, por sua vez, dependem: dos valores dos parâmetros do sistema; da redundância local e ponderação das medidas; e do valor estimado das variáveis de estado. Haja vista as estimativas dependerem dos valores das medidas, através de simulações computacionais analisar-se-á, no capítulo 5, a influência da variação dos valores das medidas no índice UI .

Capítulo 5

5 Testes Realizados

Neste capítulo são apresentados os testes realizados para validar os aspectos teóricos referentes ao capítulo 4. Para tal propósito, foram utilizados os sistemas testes de 14 e 30 barras do IEEE. Vários cenários de medidas, com ou sem ruído gaussiano, e, também, com medidas portadoras de EGs simples serão utilizados, para analisar a influência destes nos índices *UIs* das medidas.

5.1 Simulações no Sistema de 14 Barras do IEEE

Para os exemplos a seguir, considere o sistema de 14 barras do IEEE, ilustrado na figura 4.6, e o sistema de medição apresentado na tabela 4.1, ambos presentes no capítulo 4.

5.1.1 Testes sem Ruído Gaussiano, mas com Erro Grosseiro Simples

O objetivo desta subseção é analisar o desempenho dos métodos tradicionais de detecção/identificação de EGs frente à adição de EG simples, sem considerar ruído gaussiano nas medidas.

Exemplo 1: Erro grosseiro em medida com *UI* de valor baixo

Considere o sistema de medição apresentado na tabela 4.1, porém agora com adição de EG de 10σ na medida IA:1 (os valores das demais medidas são exatamente os determinados pelo fluxo de potência, isto é, sem acrescentar ruído aleatório algum).

Através da execução do estimador WLS, obtivemos os resultados tabelados a seguir (tabela 5.1). Observe que a medida portadora de EG está destacada em azul.

Tabela 5.1: Resultado numérico da adição de EG de 10σ na medida IA:1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58,0$							
Índice $J(x) = 92,6779$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	Valor estimado	UI	r^N	Medida	Valor estimado	UI	r^N
IA:1	2,2946	0,2826	-9,6301	IR:1	-0,1662	1,411	0,8723
IA:2	0,185	6,5105	-4,1418	IR:2	0,3052	0,6753	0,8404
IA:5	-0,0758	11,4557	-2,2828	IR:5	-0,016	9,446	0,7857
IA:7	NULO	---	NULO	IR:7	NULO	---	NULO
IA:8	NULO	---	NULO	IR:8	0,1759	0,4297	0,0613
IA:9	-0,2952	0,7561	-0,0595	IR:9	-0,1657	0,5556	-0,2692
IA:13	-0,1347	0,8338	-0,0054	IR:13	-0,0581	0,6994	-0,0255
IA:14	-0,1489	0,6645	0,0009	IR:14	-0,0496	0,6737	0,0131
FA:1-2	1,5488	0,2903	0,7793	FR:1-2	-0,2034	0,579	-0,0517
FA:2-3	0,7276	0,2453	0,4486	FR:2-3	0,0357	2,212	0,9893
FA:4-2	-0,5374	0,3227	-0,7706	FR:4-2	0,0296	1,1875	1,4371
FA:5-2	-0,4014	0,2931	-0,6676	FR:5-2	-0,021	1,1141	-0,6512
FA:3-4	-0,2351	1,2969	0,5319	FR:3-4	0,0444	2,1507	1,3539
FA:4-5	-0,6011	0,4904	-1,1167	FR:4-5	0,1569	0,3611	0,5634
FA:7-4	-0,2806	0,4202	-0,02	FR:7-4	0,1129	0,4243	0,2286
FA:9-4	-0,1607	0,4203	-0,0223	FR:9-4	0,017	1,6123	0,7006
FA:5-6	0,4382	0,3336	0,2886	FR:5-6	0,1243	0,4575	0,4078
FA:6-5	-0,4382	0,3336	-0,2886	FR:6-5	-0,0803	0,9337	-0,5514
FA:6-11	0,0737	0,8943	0,1701	FR:6-11	0,0354	0,8165	0,173
FA:11-6	-0,0731	0,8971	-0,1726	FR:11-6	-0,0342	0,8871	-0,1891
FA:6-12	0,0779	0,6026	0,0243	FR:6-12	0,0251	0,8307	0,0432
FA:6-13	0,1774	0,4551	0,0219	FR:6-13	0,0721	0,4307	0,0242
FA:13-6	-0,1752	0,4501	-0,0249	FR:13-6	-0,0679	0,4549	-0,0398
FA:7-8	NULO	---	NULO	FR:7-8	-0,1713	0,4165	-0,0661
FA:8-7	NULO	---	NULO	FR:8-7	0,1759	0,4297	0,0614
FA:7-9	0,2806	0,4202	0,0201	FR:7-9	0,0584	1,2161	-0,366
FA:9-10	0,0521	0,9794	-0,0356	FR:9-10	0,0423	0,9308	-0,0565
FA:10-9	-0,052	0,9736	0,0345	FR:10-9	-0,0419	0,9196	0,0528
FA:9-14	0,0941	0,7581	-0,056	FR:9-14	0,036	0,7256	-0,0974
FA:10-11	-0,0379	4,2345	-0,5026	FR:10-11	-0,0159	3,8975	-0,4992
FA:12-13	0,016	3,2396	0,04	FR:12-13	0,0075	3,3303	0,0184
FA:14-13	-0,056	0,907	-0,0889	FR:14-13	-0,0161	1,2526	-0,1445
Medidas de Tensão							
Medida	Valor estimado	UI	r^N				
V:1	1,0568	0,1546	0,1507				
V:2	1,042	0,1554	0,1387				

V:3	1,007	0,1614	0,1356
V:6	1,067	0,1618	0,1249
V:8	1,0871	0,1549	0,1182
V:12	1,0521	0,1663	0,1281

Como a medida portadora de EG (IA:1) apresenta índice UI baixo, tanto o teste do índice $J(x)$, quanto o teste do maior resíduo normalizado, permitiram detectar EG, sendo que este último teste identificou corretamente a medida errônea. Além disso, verifica-se que o valor em módulo do resíduo normalizado da medida IA:1 está próximo ao valor da magnitude do erro aplicado, neste caso igual a 10.

Exemplo 2: Erro grosseiro em medida com UI de valor alto

Considere o mesmo sistema de medição apresentado na tabela 4.1, porém agora com adição de EG de 10σ na medida IA:5.

Com a execução do estimador WLS, obtivemos o resultado tabelado a seguir (tabela 5.2). A medida portadora de EG está destacada em azul.

Tabela 5.2: Resultado numérico da adição de EG de 10σ na medida IA:5

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58,0$							
Índice $J(x) = 0,7623$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	Valor estimado	UI	r^N	Medida	Valor estimado	UI	r^N
IA:1	2,3153	0,2806	0,2057	IR:1	-0,165	1,4063	0,1388
IA:2	0,1831	6,4865	0,0268	IR:2	0,3078	0,6639	0,2263
IA:5	-0,0634	11,3898	0,8703	IR:5	-0,016	9,4473	-0,175
IA:7	NULO	---	NULO	IR:7	NULO	---	NULO
IA:8	NULO	---	NULO	IR:8	0,176	0,4293	-0,0024
IA:9	-0,2954	0,7553	-0,0134	IR:9	-0,1661	0,5411	-0,1276
IA:13	-0,1347	0,8338	-0,0017	IR:13	-0,0581	0,6993	-0,0062
IA:14	-0,1489	0,6645	-0,0042	IR:14	-0,0496	0,6737	-0,0167
FA:1-2	1,5639	0,2883	0,1772	FR:1-2	-0,2032	0,579	-0,0988
FA:2-3	0,7322	0,2433	0,0561	FR:2-3	0,0359	2,1974	0,0366
FA:4-2	-0,543	0,3205	-0,1208	FR:4-2	0,0302	1,1862	-0,1646
FA:5-2	-0,4033	0,2912	-0,3783	FR:5-2	-0,0212	1,114	0,2796
FA:3-4	-0,2342	1,2756	0,1458	FR:3-4	0,0448	2,1242	0,0932
FA:4-5	-0,6172	0,4874	0,6429	FR:4-5	0,1585	0,3607	-0,0938
FA:7-4	-0,2807	0,4198	-0,0095	FR:7-4	0,1133	0,4186	0,024
FA:9-4	-0,1608	0,42	-0,0107	FR:9-4	0,0171	1,5937	-0,082
FA:5-6	0,4413	0,3327	-0,1553	FR:5-6	0,1252	0,4488	-0,0823
FA:6-5	-0,4413	0,3327	0,1553	FR:6-5	-0,0808	0,8894	-0,1204
FA:6-11	0,0738	0,8935	-0,0194	FR:6-11	0,0355	0,8157	-0,0232
FA:11-6	-0,0733	0,8962	0,0183	FR:11-6	-0,0343	0,886	0,0196
FA:6-12	0,0779	0,6026	-0,0022	FR:6-12	0,0251	0,8306	-0,0043
FA:6-13	0,1774	0,455	-0,002	FR:6-13	0,0721	0,4307	-0,0046

FA:13-6	-0,1753	0,45	0,0007	FR:13-6	-0,0679	0,4547	-0,0019
FA:7-8	NULO	---	NULO	FR:7-8	-0,1714	0,4162	-0,0004
FA:8-7	NULO	---	NULO	FR:8-7	0,176	0,4293	-0,0024
FA:7-9	0,2807	0,4198	0,0095	FR:7-9	0,0582	1,2038	-0,0684
FA:9-10	0,0521	0,9793	0,0052	FR:9-10	0,0422	0,9307	0,0284
FA:10-9	-0,0519	0,9736	-0,0055	FR:10-9	-0,0419	0,9197	-0,0291
FA:9-14	0,094	0,758	0,0091	FR:9-14	0,0359	0,7254	0,0188
FA:10-11	-0,038	4,2184	0,0552	FR:10-11	-0,016	3,8832	0,0561
FA:12-13	0,016	3,2396	-0,0076	FR:12-13	0,0075	3,3303	-0,0116
FA:14-13	-0,056	0,9067	0,006	FR:14-13	-0,0161	1,2517	0,0043

Medidas de Tensão

Medida	Valor estimado	UI	r^N
V:1	1,0584	0,1478	0,0543
V:2	1,0435	0,1485	0,0528
V:3	1,0084	0,1542	0,0541
V:6	1,0683	0,1545	0,049
V:8	1,0884	0,148	0,0472
V:12	1,0535	0,1588	0,0504

De acordo com os resultados apresentados na tabela 5.2, os métodos tradicionais de detecção de EG não permitiram detectar a presença de EG no conjunto de medidas, já que os valores do índice $J(x)$ e do maior resíduo normalizado ficaram aquém dos respectivos limiares de detecção. Isto se deve ao fato de a medida portadora de EG (IA:5) apresentar índice UI elevado, ou seja, sua parcela de erro detectável é muito inferior à parcela não-detectável, acarretando valores baixos de resíduo e resíduo normalizado.

Exemplo 3: Simulações de erro grosseiro de 10σ e 20σ

Apresentaremos a seguir, os resultados de simulações considerando EGs simples de 10σ e 20σ , em cada uma das medidas do sistema de medição da tabela 4.1 (em uma medida de cada vez).

A tabela 5.3 engloba os valores do índice $J(x)$, os valores do índice UI e resíduo normalizado, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 10σ .

Sobre os resultados a serem apresentados, importa salientar que em vermelho distinguem-se os casos em que os métodos tradicionais de detecção/identificação de EGs falharam, e, em realce amarelo, encontram-se os casos em que apenas o teste do índice $J(x)$ falhou para detectar EGs.

Tabela 5.3: Resultados numéricos da adição de erro grosseiro de 10σ para cada medida (em uma medida de cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 4.1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58,0$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
IA:1	0,281	-9,630	92,67	IR:1	1,406	-5,794	33,59
IA:2	6,491	1,521	2,31	IR:2	0,665	-8,371	69,41
IA:5	11,434	0,870	0,76	IR:5	9,437	0,992	1,11
IA:7	---	---	---	IR:7	---	---	---
IA:8	---	---	---	IR:8	0,429	-9,192	84,44
IA:9	0,755	7,975	63,63	IR:9	0,547	-8,772	77,13
IA:13	0,834	7,679	58,97	IR:13	0,699	-8,196	67,17
IA:14	0,665	-8,329	69,38	IR:14	0,674	-8,293	68,78
FA:1-2	0,289	9,604	92,31	FR:1-2	0,579	-8,655	74,89
FA:2-3	0,244	9,733	94,39	FR:2-3	2,197	4,126	17,03
FA:4-2	0,321	9,513	90,64	FR:4-2	1,183	6,461	41,46
FA:5-2	0,292	-9,604	92,19	FR:5-2	1,114	-6,677	44,66
FA:3-4	1,283	-6,119	38,15	FR:3-4	2,125	4,250	17,93
FA:4-5	0,489	8,984	80,72	FR:4-5	0,360	-9,408	88,49
FA:7-4	0,419	9,221	85,00	FR:7-4	0,421	-9,186	85,01
FA:9-4	0,420	9,220	84,99	FR:9-4	1,603	-5,355	28,16
FA:5-6	0,333	-9,488	90,02	FR:5-6	0,454	-9,157	83,10
FA:6-5	0,333	-9,488	90,03	FR:6-5	0,905	7,331	55,29
FA:6-11	0,894	-7,456	55,61	FR:6-11	0,816	-7,748	60,05
FA:11-6	0,897	7,442	55,42	FR:11-6	0,886	-7,482	56,03
FA:6-12	0,602	8,565	73,36	FR:6-12	0,830	-7,693	59,19
FA:6-13	0,455	-9,102	82,85	FR:6-13	0,431	9,184	84,35
FA:13-6	0,450	-9,119	83,16	FR:13-6	0,455	9,103	82,86
FA:7-8	---	---	---	FR:7-8	0,416	9,239	85,23
FA:8-7	---	---	---	FR:8-7	0,429	-9,192	84,44
FA:7-9	0,419	-9,220	84,99	FR:7-9	1,208	6,363	40,74
FA:9-10	0,979	7,144	51,04	FR:9-10	0,931	7,317	53,57
FA:10-9	0,974	-7,166	51,35	FR:10-9	0,919	-7,360	54,19
FA:9-14	0,758	-7,970	63,53	FR:9-14	0,725	-8,095	65,54
FA:10-11	4,227	2,303	5,31	FR:10-11	3,890	2,479	6,21
FA:12-13	3,240	2,946	8,68	FR:12-13	3,330	-2,875	8,28
FA:14-13	0,907	-7,409	54,90	FR:14-13	1,252	6,242	38,94
Medidas de Tensão							
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$				
V:1	0,150	9,905	97,83				
V:2	0,151	-9,900	97,79				
V:3	0,156	-9,871	97,63				
V:6	0,157	-9,878	97,62				
V:8	0,150	-9,886	97,82				
V:12	0,161	9,877	97,50				

Através dos resultados acima, verificamos que o teste do maior resíduo normalizado e, também, o teste do índice $J(x)$, falharam na detecção de EGs em

medidas com índice UI maior ou igual a 3,240 (casos em vermelho). Vale ainda ressaltar que o teste do índice $J(x)$ também falhou em detectar EGs em medidas com índice UI entre 0,886 e 3,240 (casos em realce amarelo).

A tabela 5.4, a seguir, apresenta os valores do índice $J(x)$, os valores do índice UI e resíduo normalizado para medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 20σ .

Tabela 5.4: Resultados numéricos da adição de EG de 20σ para cada medida (em uma medida de cada vez) considerando o plano de medição da tabela 4.1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58,0$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
IA:1	0,282	-19,251	370,66	IR:1	1,408	-11,600	134,59
IA:2	6,521	3,041	9,249	IR:2	0,668	-16,741	278,39
IA:5	11,38	1,768	3,053	IR:5	9,443	2,195	4,439
IA:7	---	---	---	IR:7	---	---	---
IA:8	---	---	---	IR:8	0,429	-18,383	337,84
IA:9	0,757	15,953	254,43	IR:9	0,539	-17,569	308,43
IA:13	0,834	15,357	235,83	IR:13	0,699	-16,393	268,72
IA:14	0,665	-16,662	277,62	IR:14	0,674	-16,590	275,20
FA:1-2	0,289	19,210	369,31	FR:1-2	0,579	-17,309	299,61
FA:2-3	0,243	19,431	377,57	FR:2-3	2,197	8,256	67,623
FA:4-2	0,322	19,037	362,48	FR:4-2	1,188	12,882	165,44
FA:5-2	0,293	-19,206	368,85	FR:5-2	1,112	-13,359	178,60
FA:3-4	1,289	-12,385	153,49	FR:3-4	2,128	8,5178	70,99
FA:4-5	0,489	17,954	322,59	FR:4-5	0,36	-18,821	353,99
FA:7-4	0,421	18,438	339,94	FR:7-4	0,417	-18,506	340,02
FA:9-4	0,421	18,437	339,92	FR:9-4	1,587	-10,628	112,77
FA:5-6	0,334	-18,976	360,02	FR:5-6	0,446	-18,250	332,47
FA:6-5	0,334	-18,982	360,18	FR:6-5	0,881	14,576	220,88
FA:6-11	0,893	-14,923	222,53	FR:6-11	0,815	-15,503	240,28
FA:11-6	0,896	14,897	221,62	FR:11-6	0,886	-14,988	224,17
FA:6-12	0,603	17,129	293,42	FR:6-12	0,83	-15,389	236,79
FA:6-13	0,455	-18,205	331,42	FR:6-13	0,431	18,368	337,39
FA:13-6	0,450	-18,24	332,67	FR:13-6	0,455	18,204	331,43
FA:7-8	---	---	---	FR:7-8	0,416	18,465	340,90
FA:8-7	---	---	---	FR:8-7	0,429	-18,380	337,83
FA:7-9	0,421	-18,437	339,95	FR:7-9	1,203	12,826	163,08
FA:9-10	0,979	14,2873	204,13	FR:9-10	0,931	14,6365	214,24
FA:10-9	0,974	-14,332	205,41	FR:10-9	0,92	-14,726	216,80
FA:9-14	0,758	-15,941	254,16	FR:9-14	0,725	-16,195	262,23
FA:10-11	4,214	4,5924	21,23	FR:10-11	3,88	4,963	24,82
FA:12-13	3,240	5,889	34,68	FR:12-13	3,331	-5,7511	33,11
FA:14-13	0,907	-14,821	219,66	FR:14-13	1,252	12,4767	155,72
Medidas de Tensão							
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$				

V:1	0,145	19,789	391,33
V:2	0,146	-19,756	391,17
V:3	0,152	-19,787	390,50
V:6	0,152	-19,732	390,46
V:8	0,146	-19,762	391,24
V:12	0,156	19,7403	390,03

Com a adição de EG de 20σ às medidas, os métodos de detecção de EGs só falharam para detectar EGs nas medidas IA:5 e IR:5, já que estas medidas (em vermelho) apresentam os maiores índices UI s, em relação às demais medidas. Além disso, o teste do maior resíduo normalizado permitiu-nos detectar e identificar EGs em medidas com índice UI ente 3,240 e 6,521 (em realce amarelo), em oposição ao teste do índice $J(x)$, que não detectou EG nessas medidas.

Apesar de os métodos tradicionais de detecção de EGs não nos permitirem detectar EGs em algumas medidas (aquelas com índice muito alto), constatamos que, em todas as simulações, a medida com maior resíduo normalizado foi sempre aquela portadora de EG. Dessa forma, pode-se concluir, através dos resultados das tabelas 5.3 e 5.4, que os valores dos resíduos normalizados de medidas, com índice UI de valor baixo, são próximos ao valor, em desvios padrão, do EG aplicado. Em contrapartida, quanto maior o índice UI , menor será o resíduo normalizado da medida e também o índice $J(x)$ do conjunto em análise, o que explica a dificuldade de detectar EGs, através dos métodos baseados na análise de resíduos de medidas.

5.1.2 Testes com Ruído Gaussiano e sem Erro Grosseiro

As simulações apresentadas anteriormente foram executadas considerando apenas medidas exatas, isto é, medidas sem ruído (valores determinados pelo fluxo de potência). Nesta subseção, se nos apresentarão simulações, considerando a adição de ruído gaussiano às medidas de potência do sistema de medição da tabela 4.1. O intuito dessa subseção foi verificar a influência de ruídos gaussianos nos índices UI s das medidas.

Assim, o vetor de medidas $\underline{z}_i^m$ é calculado da seguinte forma:

$$\underline{z}_i^m = \underline{z}_i^{fc} + 3 \cdot \sigma_i \cdot \alpha, \quad (5.1)$$

onde:

- σ_i é o desvio padrão da medida i ;
- α é uma variável aleatória, com distribuição normal padrão $N(0,1)$;
- $\underline{z}_i^{fc}$ é o valor obtido diretamente do programa de fluxo de carga;
- $\underline{z}_i^m$ é o valor da medida i .

A partir da execução do estimador WLS, para 100 amostras de medidas com ruído, obtiveram-se as médias e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, sendo os mesmos tabelados a seguir (tabela 5.5). Os valores de UI e do resíduo normalizado das medidas virtuais não foram calculados.

Tabela 5.5: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, para 100 amostras de medidas com ruído e sem EG.

Medidas	UI		r^N	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
IA:1	0,28087	0,001246	0,10752	0,86471
IA:2	6,48453	0,012335	0,03821	0,84355
IA:5	11,4035	0,06951	0,09057	0,91743
IA:9	0,75553	0,00055	0,00253	0,90095
IA:13	0,83382	9,03E-05	0,07235	0,90803
IA:14	0,66455	0,000123	0,20836	0,8682
FA:1-2	0,28858	0,001301	-0,0096	0,87161
FA:2-3	0,2438	0,002374	0,08045	0,89693
FA:4-2	0,3207	0,001111	0,10476	0,82957
FA:5-2	0,29129	0,000919	-0,00241	0,93655
FA:3-4	1,27999	0,013796	0,03529	0,87737
FA:4-5	0,48768	0,001864	0,01199	0,95791
FA:7-4	0,41993	0,000297	-0,06892	0,86805
FA:9-4	0,42007	0,000294	0,03047	0,75901
FA:5-6	0,33288	0,000491	-0,06191	0,9050
FA:6-5	0,33288	0,000491	0,05999	0,93314
FA:6-11	0,89363	0,000926	-0,11506	0,90764
FA:11-6	0,89643	0,000961	-0,08315	0,91193
FA:6-12	0,60257	5,41E-05	0,03036	0,83887
FA:6-13	0,45502	4,74E-05	0,09266	0,85313
FA:13-6	0,45007	6,99E-05	-0,0051	0,91081
FA:7-9	0,41991	0,000289	0,10216	0,91266
FA:9-10	0,97932	5,2E-05	-0,06116	0,92341
FA:10-9	0,97356	5,78E-05	-0,06783	0,9113
FA:9-14	0,75795	0,000118	0,10171	0,86513
FA:10-11	4,2217	0,017853	0,04678	0,83344
FA:12-13	3,23981	0,000622	0,04223	0,88788
FA:14-13	0,90682	0,000303	-0,09036	0,86487
IR:1	1,40723	0,003655	0,12706	0,90339
IR:2	0,66627	0,007925	0,0579	0,80912

IR:5	9,44382	0,006522	-0,14608	0,86859
IR:8	0,42936	0,000414	-0,15592	0,90174
IR:9	0,54359	0,013889	0,13912	0,86273
IR:13	0,69929	9,07E-05	-0,00178	0,97717
IR:14	0,67371	7,18E-05	-0,00633	0,87993
FR:1-2	0,57899	4,32E-05	-0,15438	0,92306
FR:2-3	2,197	0,010626	-0,02336	0,82906
FR:4-2	1,18569	0,003085	-0,00476	0,91834
FR:5-2	1,11365	0,001441	0,0745	0,83461
FR:3-4	2,12514	0,018503	-0,01401	0,83062
FR:4-5	0,36073	0,000705	-0,11782	0,95477
FR:7-4	0,41954	0,005868	-0,01919	0,87084
FR:9-4	1,59742	0,021614	0,07519	0,78768
FR:5-6	0,45063	0,009647	-0,03245	0,98805
FR:6-5	0,89692	0,043379	-0,21969	0,82474
FR:6-11	0,81581	0,000852	0,05683	0,85398
FR:11-6	0,88617	0,00115	0,05441	0,87592
FR:6-12	0,83059	9,98E-05	0,00304	0,8334
FR:6-13	0,43064	4,96E-05	-0,18868	0,83446
FR:13-6	0,45475	0,000126	-0,21692	0,87811
FR:7-8	0,41625	0,000507	-0,09437	0,92768
FR:8-7	0,42936	0,000414	0,01177	0,94414
FR:7-9	1,20587	0,010935	0,11196	0,86882
FR:9-10	0,93073	6,67E-05	0,1295	0,76919
FR:10-9	0,91967	7,39E-05	0,1723	0,7972
FR:9-14	0,72536	0,000253	-0,08641	0,84069
FR:10-11	3,8859	0,014845	-0,00117	0,75124
FR:12-13	3,33032	0,000225	-0,00195	0,87831
FR:14-13	1,25193	0,000878	-0,03477	0,77024
V:1	0,14872	0,006644	-0,01003	0,12681
V:2	0,1494	0,006718	-0,01036	0,12742
V:3	0,1551	0,006983	-0,01153	0,13242
V:6	0,15543	0,007029	-0,01062	0,13288
V:8	0,14887	0,0067	-0,00837	0,12728
V:12	0,15976	0,007225	-0,01131	0,13636
Índice $J(x)$:				
Média = 27,5578; Desvio padrão = 6,0405				

Analisando os valores das médias e respectivos desvios padrões dos resíduos normalizados e do índice $J(x)$, apresentados na tabela 5.5, verificar-se-á que em nenhuma das simulações foi detectado EG. Isto porque esses valores ficaram abaixo dos limiares de detecção de EGs, para esse conjunto de medidas.

Outra constatação importante é que as medidas com índice UI elevado apresentaram os maiores valores de desvio padrão de UI . Por exemplo, a medida IA:5 apresenta o maior UI médio, igual a 11,4035, e o maior desvio padrão para UI , igual a 0,06951.

5.1.3 Identificação do Nível de Detecção de Erro Grosseiro: Medidas com Ruído

Apresentaremos, nesta subseção, os valores médios dos resultados da identificação do nível de detecção de EG, considerando 100 amostras de ruído em medidas.

Para as simulações em questão, o limiar de detecção de EG para o índice $J(x)$ é $\lambda = \chi^2_{43;(1-0,05)} \cong 58$, considerando uma probabilidade de falso alarme $\alpha = 5\%$ e o grau de liberdade $m-n = 43$. Já o limiar de detecção de EG, adotado para o teste dos resíduos normalizados, é $\beta = 3,0$.

A tabela 5.6, a seguir, mostra os valores médios dos resultados do nível de detecção de EG, para as medidas do sistema em análise. Observe que o teste do índice $J(x)$ não detectou nenhum EG, sendo que tais erros foram detectados apenas através do teste do maior resíduo normalizado, ou seja, quando o valor do maior resíduo normalizado foi maior que 3.

Tabela 5.6: Identificação do nível de detecção de EGs, para 100 amostras de medidas com ruído

Medida	UI		Nível Detecção		J(x)	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,2809	0,001252	3,246	0,223571	35,55962	5,78023
IA:2	6,49047	0,012295	18,594	5,509694	34,98511	5,7202
IA:5	11,3961	0,069345	32,36406	8,407465	33,65461	6,331941
IA:9	0,75573	0,000603	3,866	0,575637	35,70108	5,745952
IA:13	0,83382	8,13E-05	4,072	0,593241	35,54678	6,056509
IA:14	0,66458	0,000113	3,622	0,50042	35,50618	5,451114
FA:1-2	0,28858	0,001299	3,24	0,227414	35,78812	5,936004
FA:2-3	0,24339	0,002376	3,204	0,200967	35,70849	5,68499
FA:4-2	0,3209	0,001108	3,27	0,243501	35,65853	5,842378
FA:5-2	0,29152	0,000966	3,226	0,2268	35,65736	5,666571
FA:3-4	1,27988	0,015701	4,828	0,962749	34,94896	5,713611
FA:4-5	0,48777	0,001758	3,458	0,389037	35,41867	5,81472
FA:7-4	0,42005	0,000304	3,384	0,312281	35,77959	5,72729
FA:9-4	0,42019	0,000309	3,394	0,318399	35,76746	5,77158
FA:5-6	0,33306	0,000559	3,284	0,260815	35,78114	5,863845
FA:6-5	0,33306	0,000559	3,292	0,261186	35,76509	5,876577
FA:6-11	0,89349	0,00092	4,25	0,818165	35,23461	5,648707
FA:11-6	0,89626	0,001001	4,158	0,807688	35,25996	5,582484
FA:6-12	0,60256	4,98E-05	3,614	0,453275	35,5078	5,596813
FA:6-13	0,45502	4,11E-05	3,44	0,327833	35,76873	5,825239
FA:13-6	0,45007	6,21E-05	3,41	0,324582	35,5283	5,721285
FA:7-9	0,42003	0,000312	3,366	0,319159	35,63396	5,723726
FA:9-10	0,97931	5,6E-05	4,356	0,822698	35,23625	5,75315
FA:10-9	0,97358	6,22E-05	4,274	0,871388	35,09433	5,667856

FA:9-14	0,75794	0,000129	3,858	0,68596	35,29677	5,508774
FA:10-11	4,21913	0,018059	12,338	3,898893	34,65186	5,487702
FA:12-13	3,23981	0,000667	9,88	2,885841	34,94919	5,712689
FA:14-13	0,90681	0,000318	4,152	0,730363	35,26467	5,48415
IR:1	1,40695	0,004523	5,364	1,230383	34,98507	5,616519
IR:2	0,66584	0,009381	3,678	0,535522	35,7214	5,723578
IR:5	9,44341	0,008223	25,52002	7,551442	34,19017	5,660064
IR:8	0,42926	0,000403	3,438	0,344298	35,5603	5,655895
IR:9	0,54166	0,01434	3,604	0,397954	35,66706	5,814209
IR:13	0,69929	8E-05	3,762	0,60616	35,48252	6,033108
IR:14	0,67371	7,34E-05	3,694	0,547874	35,51355	5,633686
FR:1-2	0,579	4,49E-05	3,536	0,496354	35,57921	5,62903
FR:2-3	2,19678	0,011499	7,06	1,718703	34,61756	5,590728
FR:4-2	1,18585	0,003834	4,844	1,195811	35,18233	5,813265
FR:5-2	1,11328	0,00148	4,63	0,996306	35,025	5,661644
FR:3-4	2,12479	0,020476	6,862	1,896023	34,5506	5,591524
FR:4-5	0,36055	0,000791	3,292	0,286279	35,66852	5,820827
FR:7-4	0,41857	0,006028	3,45	0,309284	35,64236	5,777027
FR:9-4	1,59415	0,022129	5,672	1,43872	35,11521	5,68899
FR:5-6	0,44913	0,00981	3,438	0,343123	35,72526	5,695313
FR:6-5	0,89069	0,045859	4,064	0,661116	35,45906	5,554945
FR:6-11	0,81564	0,000868	3,88	0,651339	35,63877	5,996043
FR:11-6	0,88603	0,00118	3,968	0,757838	35,49336	5,916603
FR:6-12	0,83055	9,37E-05	3,912	0,647806	35,30734	5,807448
FR:6-13	0,43063	4,73E-05	3,426	0,33473	35,79778	5,975721
FR:13-6	0,45473	0,000125	3,418	0,352876	35,79027	5,93166
FR:7-8	0,41616	0,00052	3,436	0,31957	35,70985	5,633575
FR:8-7	0,42926	0,000404	3,44	0,345826	35,46931	5,63374
FR:7-9	1,20443	0,011237	4,678	0,976862	35,30738	5,757046
FR:9-10	0,93072	6,22E-05	4,076	0,695021	35,28713	5,793539
FR:10-9	0,91969	6,28E-05	4,138	0,72902	35,39553	5,777273
FR:9-14	0,72529	0,000221	3,77	0,569512	35,43939	5,762013
FR:10-11	3,88378	0,015272	11,25	3,434392	34,82842	5,657283
FR:12-13	3,33038	0,000183	10,266	2,831005	34,7455	5,794401
FR:14-13	1,25183	0,000908	4,888	1,187586	35,16687	5,681397
V:1	0,14758	0,006725	3,154	0,129817	36,3807	5,832291
V:2	0,14827	0,006809	3,154	0,129817	36,37857	5,809271
V:3	0,15393	0,007075	3,166	0,124089	36,42893	5,820515
V:6	0,15427	0,007147	3,162	0,126155	36,39923	5,801759
V:8	0,14776	0,006822	3,154	0,120118	36,36186	5,782948
V:12	0,15855	0,007349	3,16	0,127128	36,37069	5,80966

Através dos resultados médios apresentados na tabela 5.6, construiu-se o gráfico índice UI x nível de detecção mostrado a seguir (figura 5.1):

Figura 5.1: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de EGs em medidas – valores médios para 100 amostras de medidas com ruído

Analisando-se o comportamento da reta de tendência acima, para os valores médios, novamente se constata que, quanto maior o índice UI de uma medida, mais difícil será a detecção de EG, através do teste dos resíduos normalizados e do índice $J(x)$. Ademais, verifica-se também o mesmo comportamento linear observado na figura 4.9 do capítulo anterior, na qual as medidas não continham ruído algum.

Com base nos valores dos desvios padrões, do nível de detecção das medidas (tabela 5.6), importa mencionar que as medidas com maiores valores foram aquelas com valores altos de índice UI . Por exemplo: a medida IA:2, cujo valor médio de índice UI é igual a 6,49047, apresenta o valor do desvio padrão do nível de detecção igual a 5,509694. Em contrapartida, a medida IA:1, que tem índice UI abaixo de 1, apresenta o valor do desvio padrão do nível de detecção igual a 0,223571. Tendo em vista que as medidas com índice UI elevado apresentam os maiores valores de desvio padrão de UI , as mesmas apresentaram, também, os maiores valores dos desvios padrões do nível de detecção das medidas.

5.1.4 Testes com Ruído Gaussiano e Erro Grosseiro Simples

Apresentaremos, nesta subseção, os resultados de simulações considerando EG simples de 10 sigmas, em cada uma das medidas do sistema de medição da tabela 4.1 (um erro de cada vez), considerando 100 amostras de ruído em medidas.

A tabela 5.7, a seguir, apresenta os valores médios do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 10 sigmas.

Tabela 5.7: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida

Medida com erro	UI		r^N		$J(x)$	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,280784	0,001383651	9,62624	0,219207741	119,5021	7,420261
IA:2	6,502372	0,011111984	1,547095	0,837240399	29,93736	6,367706
IA:5	11,41429	0,075814344	0,78325	0,90547209	28,14095	5,956948
IA:9	0,754616	0,000585122	7,91643	0,555270492	89,73033	10,95162
IA:13	0,833265	8,08728E-05	7,67881	0,595927357	86,05066	11,21438
IA:14	0,663946	0,000107703	8,29677	0,475635264	95,82729	9,952838
FA:1-2	0,288435	0,001241323	9,602997	0,217370318	119,0577	7,492973
FA:2-3	0,243795	0,002798209	9,739348	0,183803907	121,6408	6,912545
FA:4-2	0,320077	0,001077301	9,4795	0,252544186	116,773	7,694272
FA:5-2	0,290923	0,000901722	9,56209	0,228264739	118,1595	7,536777
FA:3-4	1,270056	0,015247529	6,25416	0,613571897	66,18344	9,044084
FA:4-5	0,485936	0,002038742	8,96962	0,409815148	107,2561	9,316464
FA:7-4	0,419628	0,000311101	9,18638	0,302966523	111,2816	8,687039
FA:9-4	0,41982	0,000308139	9,17053	0,310717812	111,1746	8,678582
FA:5-6	0,33251	0,000512175	9,441225	0,258603421	115,9433	8,085702
FA:6-5	0,33246	0,000604027	9,44126	0,260887816	115,8969	7,985264
FA:6-11	0,894625	0,001053937	7,405714	0,601611915	81,91752	10,42625
FA:11-6	0,895858	0,000914218	7,4854	0,63285568	83,14871	10,81901
FA:6-12	0,602698	4,91955E-05	8,622188	0,406073081	101,3642	9,26405
FA:6-13	0,455146	5,20683E-05	9,149617	0,345660275	110,6614	9,200146
FA:13-6	0,449871	6,40312E-05	9,15166	0,377195604	110,6298	9,423868
FA:7-9	0,419531	0,000313564	9,191208	0,335729298	111,3118	8,634031
FA:9-10	0,979534	5,54504E-05	7,062398	0,58958665	76,93182	9,356415
FA:10-9	0,973312	5,73488E-05	7,14679	0,630166068	78,20053	10,51467
FA:9-14	0,758395	0,000117529	8,051762	0,530817651	91,91522	10,64353
FA:10-11	4,222957	0,017199532	2,23393	0,81350002	32,50829	6,924346
FA:12-13	3,245468	0,000510868	2,965206	0,870367275	36,31672	7,737759
FA:14-13	0,906091	0,000332148	7,4526	0,582204687	82,68567	10,61499
IR:1	1,403991	0,003613585	5,69878	0,683616525	59,68319	10,04716
IR:2	0,67472	0,009225273	8,339726	0,438351473	96,45831	9,784634
IR:5	9,442719	0,006676473	1,17766	0,886788784	28,95762	6,74938
IR:8	0,429783	0,000456392	9,194189	0,322796664	111,3628	7,950061
IR:9	0,54284	0,013909084	8,75975	0,422109544	103,8402	9,664761
IR:13	0,699034	9,66301E-05	8,17296	0,52806694	93,68598	9,625785
IR:14	0,673395	7,15979E-05	8,33053	0,477134991	96,41488	9,514209
FR:1-2	0,578885	3,85992E-05	8,67413	0,440457624	102,122	9,448833

FR:2-3	2,219078	0,011903599	4,140007	0,762243033	44,54585	9,470776
FR:4-2	1,191498	0,00302755	6,392469	0,699105605	68,03552	10,76901
FR:5-2	1,113663	0,001745392	6,67612	0,601581427	71,77666	9,452744
FR:3-4	2,150395	0,019493218	4,293541	0,783674097	45,92409	9,452085
FR:4-5	0,36112	0,000681798	9,379796	0,251936193	114,6812	7,363221
FR:7-4	0,419915	0,005863539	9,207545	0,31633025	111,6632	8,237627
FR:9-4	1,598881	0,021402859	5,293961	0,695937054	55,46936	9,862514
FR:5-6	0,452809	0,010324142	9,108191	0,328219372	109,5653	8,681145
FR:6-5	0,906129	0,04685379	7,60263	0,49053119	84,23707	9,052195
FR:6-11	0,816476	0,000920707	7,777996	0,507523211	87,57719	9,403422
FR:11-6	0,885402	0,001112553	7,46719	0,558477338	82,87729	10,08493
FR:6-12	0,830962	9,40449E-05	7,682239	0,525432277	86,16161	10,11485
FR:6-13	0,430749	5,02418E-05	9,143908	0,337320814	110,5565	8,159426
FR:13-6	0,454624	0,00013493	9,12475	0,347851197	110,1277	8,51003
FR:7-8	0,416127	0,000550822	9,27548	0,351203706	112,852	8,768323
FR:8-7	0,429687	0,000396616	9,220194	0,314118703	111,7851	8,195923
FR:7-9	1,207174	0,011554698	6,530804	0,654264003	69,78789	9,728976
FR:9-10	0,931143	5,73048E-05	7,380846	0,59063542	81,77894	10,91723
FR:10-9	0,919224	5,3409E-05	7,28446	0,59336105	80,30953	10,93884
FR:9-14	0,725908	0,000236848	8,097658	0,504509015	92,67623	9,517984
FR:10-11	3,886074	0,014093975	2,47711	0,755226493	33,69655	7,155348
FR:12-13	3,331867	0,000160211	2,889901	0,859107166	35,87475	8,110644
FR:14-13	1,251538	0,000893272	6,16202	1,414707671	66,94085	8,078498
V:1	0,14977	0,006619584	9,882532	0,126395694	125,1877	6,449668
V:2	0,150956	0,007763555	9,881736	0,127900278	125,1615	6,447127
V:3	0,154825	0,007203245	9,869507	0,133768603	124,9722	6,464539
V:6	0,155275	0,006607012	9,870066	0,134347083	124,9803	6,484528
V:8	0,150346	0,008001432	9,884296	0,127568223	125,2158	6,437344
V:12	0,158484	0,006744691	9,86125	0,136142472	124,8371	6,502356

Nos resultados da tabela 5.7, os casos mostrados em vermelho distinguem as medidas em que o valor médio do respectivo resíduo normalizado foi menor que 3 (limiar de detecção para o teste dos resíduos normalizados), ou seja, são os casos em que houve problemas para detecção/identificação de EGs. Tais casos correspondem às medidas com índice *UI* elevado.

Por outro lado, os casos em realce amarelo distinguem as medidas em que o valor médio do respectivo resíduo normalizado foi maior que 3, mas o valor médio do índice $J(x)$ foi inferior a 58 (limiar de detecção para o teste do índice $J(x)$). Como pode ser observado na tabela 5.17, esses casos correspondem às medidas cujo índice *UI* está entre 1,598881 e 2,219078.

5.1.5 Análise Comparativa do Índice *UI* calculado adicionando ou não ruído e/ou erro grosseiro

A tabela 5.8, abaixo, abrange os valores do índice *UI*, calculados nos cenários anteriores, ou seja, com medidas sem ruído e sem EG; sem ruído mas com EG de 10 sigmas; com ruído e sem EG; e com ruído e EG.

Tabela 5.8: Resultados do índice *UI* com alterações nos valores das medidas – sistema 14 barras

Medida	<i>UI</i> sem ruído e sem erro	<i>UI</i> sem ruído e com erro de 10σ	<i>UI</i> com ruído e sem erro		<i>UI</i> com ruído e erro de 10σ	
	valor	valor	média	desvio padrão	média	desvio padrão
IA:1	0,2827	0,281	0,28087	0,001246	0,280784	0,001383651
IA:2	6,4873	6,491	6,48453	0,012335	6,502372	0,011111984
IA:5	11,5168	11,434	11,4035	0,06951	11,41429	0,075814344
IA:9	0,7558	0,755	0,75553	0,00055	0,754616	0,000585122
IA:13	0,8338	0,834	0,83382	9,03E-05	0,833265	8,08728E-05
IA:14	0,6645	0,665	0,66455	0,000123	0,663946	0,000107703
FA:1-2	0,2905	0,289	0,28858	0,001301	0,288435	0,001241323
FA:2-3	0,2477	0,244	0,2438	0,002374	0,243795	0,002798209
FA:4-2	0,322	0,321	0,3207	0,001111	0,320077	0,001077301
FA:5-2	0,2922	0,292	0,29129	0,000919	0,290923	0,000901722
FA:3-4	1,3022	1,283	1,27999	0,013796	1,270056	0,015247529
FA:4-5	0,4903	0,489	0,48768	0,001864	0,485936	0,002038742
FA:7-4	0,42	0,419	0,41993	0,000297	0,419628	0,000311101
FA:9-4	0,4202	0,420	0,42007	0,000294	0,41982	0,000308139
FA:5-6	0,3331	0,333	0,33288	0,000491	0,33251	0,000512175
FA:6-5	0,3331	0,333	0,33288	0,000491	0,33246	0,000604027
FA:6-11	0,8952	0,894	0,89363	0,000926	0,894625	0,001053937
FA:11-6	0,8981	0,897	0,89643	0,000961	0,895858	0,000914218
FA:6-12	0,6026	0,602	0,60257	5,41E-05	0,602698	4,91955E-05
FA:6-13	0,4551	0,455	0,45502	4,74E-05	0,455146	5,20683E-05
FA:13-6	0,4501	0,450	0,45007	6,99E-05	0,449871	6,40312E-05
FA:7-9	0,42	0,419	0,41991	0,000289	0,419531	0,000313564
FA:9-10	0,9794	0,979	0,97932	5,2E-05	0,979534	5,54504E-05
FA:10-9	0,9736	0,974	0,97356	5,78E-05	0,973312	5,73488E-05
FA:9-14	0,7581	0,758	0,75795	0,000118	0,758395	0,000117529
FA:10-11	4,2529	4,227	4,2217	0,017853	4,222957	0,017199532
FA:12-13	3,2398	3,240	3,23981	0,000622	3,245468	0,000510868
FA:14-13	0,9073	0,907	0,90682	0,000303	0,906091	0,000332148
IR:1	1,4127	1,406	1,40723	0,003655	1,403991	0,003613585
IR:2	0,6792	0,665	0,66627	0,007925	0,67472	0,009225273
IR:5	9,4466	9,437	9,44382	0,006522	9,442719	0,006676473
IR:8	0,43	0,429	0,42936	0,000414	0,429783	0,000456392
IR:9	0,5676	0,547	0,54359	0,013889	0,54284	0,013909084
IR:13	0,6994	0,699	0,69929	9,07E-05	0,699034	9,66301E-05
IR:14	0,6737	0,674	0,67371	7,18E-05	0,673395	7,15979E-05
FR:1-2	0,579	0,579	0,57899	4,32E-05	0,578885	3,85992E-05
FR:2-3	2,2143	2,197	2,197	0,010626	2,219078	0,011903599
FR:4-2	1,186	1,183	1,18569	0,003085	1,191498	0,00302755
FR:5-2	1,1161	1,114	1,11365	0,001441	1,113663	0,001745392

FR:3-4	2,156	2,125	2,12514	0,018503	2,150395	0,019493218
FR:4-5	0,3618	0,360	0,36073	0,000705	0,36112	0,000681798
FR:7-4	0,4293	0,421	0,41954	0,005868	0,419915	0,005863539
FR:9-4	1,6329	1,603	1,59742	0,021614	1,598881	0,021402859
FR:5-6	0,4673	0,454	0,45063	0,009647	0,452809	0,010324142
FR:6-5	0,9743	0,905	0,89692	0,043379	0,906129	0,04685379
FR:6-11	0,8173	0,816	0,81581	0,000852	0,816476	0,000920707
FR:11-6	0,8882	0,886	0,88617	0,00115	0,885402	0,001112553
FR:6-12	0,8307	0,830	0,83059	9,98E-05	0,830962	9,40449E-05
FR:6-13	0,4307	0,431	0,43064	4,96E-05	0,430749	5,02418E-05
FR:13-6	0,455	0,455	0,45475	0,000126	0,454624	0,00013493
FR:7-8	0,417	0,416	0,41625	0,000507	0,416127	0,000550822
FR:8-7	0,43	0,429	0,42936	0,000414	0,429687	0,000396616
FR:7-9	1,2248	1,208	1,20587	0,010935	1,207174	0,011554698
FR:9-10	0,9307	0,931	0,93073	6,67E-05	0,931143	5,73048E-05
FR:10-9	0,9197	0,919	0,91967	7,39E-05	0,919224	5,3409E-05
FR:9-14	0,7257	0,725	0,72536	0,000253	0,725908	0,000236848
FR:10-11	3,912	3,890	3,8859	0,014845	3,886074	0,014093975
FR:12-13	3,3303	3,330	3,33032	0,000225	3,331867	0,000160211
FR:14-13	1,2534	1,252	1,25193	0,000878	1,251538	0,000893272
V:1	0,1599	0,150	0,14872	0,006644	0,14977	0,006619584
V:2	0,1608	0,151	0,1494	0,006718	0,150956	0,007763555
V:3	0,1669	0,156	0,1551	0,006983	0,154825	0,007203245
V:6	0,1673	0,157	0,15543	0,007029	0,155275	0,006607012
V:8	0,1602	0,150	0,14887	0,0067	0,150346	0,008001432
V:12	0,172	0,161	0,15976	0,007225	0,158484	0,006744691

A partir dos resultados apresentados acima, verificamos que o índice *UI* variou pouco, considerando as alterações nos valores das medidas em análise. Conforme será apresentado no capítulo 7, essa informação é importante para aplicação do índice *UI* para projeto e fortalecimento de sistemas de medição.

A próxima seção apresentará os resultados de simulações realizadas no sistema de 30 barras do IEEE, com o intuito de ratificar os resultados e algumas conclusões, apresentadas com as simulações no sistema de 14 barras.

5.2 Simulações no Sistema de 30 Barras IEEE

Considere o sistema de 30 barras do IEEE, ilustrado através da figura 5.2, a seguir.

Figura 5.2: Sistema de 30 barras IEEE

A partir dos resultados de um programa de fluxo de carga (ANAREDE), construímos um sistema de medição com 122 medidas, sem a presença de medidas críticas ou conjuntos críticos. Os valores dos parâmetros, bem como outras informações pertinentes à execução do fluxo de carga, para o sistema de 30 barras do IEEE, estão disponíveis no endereço eletrônico “www.ee.washington.edu/research/pstca/”, e por isso não são mostrados aqui.

Os valores das 122 medidas, bem como os respectivos desvios padrão, são apresentados na tabela 5.10. Inicialmente empregou-se, para o cálculo dos desvios padrão nas simulações com o sistema de 30 barras, a equação (4.31) utilizada nas simulações com o sistema de 14 barras. Porém, em simulações prévias verificou-se que tal procedimento ocasionava problemas de convergência do estimador, tendo em vista o mau condicionamento numérico das matrizes Ganho obtidas a partir desse procedimento.

Face ao exposto, utilizou-se, para o cálculo dos desvios padrão nas simulações com o sistema de 30 barras, a seguinte equação⁷:

⁷ Deve-se destacar que a equação (5.1), assim como a equação (4.31), já foi empregada em outras pesquisas da área, conforme apresentado em Castillo-Albertini (2010).

$$3 \cdot \sigma_i = \text{Pr} \cdot FE, \quad (5.1)$$

onde:

- Pr é a precisão do medidor ($\text{Pr} = 0,02$ para este sistema);
- FE é o fundo de escala do medidor, sendo que os valores de FE dependem da faixa de valores (em p.u.) das grandezas aferidas.

Os valores de FE utilizados neste trabalho são apresentados na tabela 5.9, a seguir.

Tabela 5.9: Valores de FE para o sistema de 30 barras IEEE

Faixa de Valores	FE
$2,00 \leq z^m $	2,80
$1,00 \leq z^m < 2,00$	2,00
$0,65 \leq z^m < 1,00$	1,00
$0,35 \leq z^m < 0,65$	0,65
$0,20 \leq z^m < 0,35$	0,35
$0,10 \leq z^m < 0,20$	0,20
$0,05 \leq z^m < 0,10$	0,10
$0,00 \leq z^m < 0,05$	0,05

Tabela 5.10: Valores das medidas sem ruído e respectivos desvios padrões para o sistema de 30 barras

Medidas de Potência Ativa			Medidas de Potência Reativa		
Medida	Valor (pu)	σ (pu)	Medida	Valor (pu)	σ (pu)
IA:1	2,61	0,018667	IR:1	-0,165	0,001333
IA:2	0,183	0,001333	IR:2	0,369	0,004333
IA:5	-0,942	0,006667	IR:5	0,179	0,001333
IA:6	NULO	---	IR:6	NULO	---
IA:7	-0,228	0,002333	IR:7	-0,109	0,001333
IA:8	-0,3	0,002333	IR:8	0,072	0,000667
IA:9	NULO	---	IR:9	NULO	---
IA:11	NULO	---	IR:11	0,162	0,001333
IA:12	-0,112	0,001333	IR:12	-0,075	0,000667
IA:13	NULO	---	IR:13	0,106	0,001333
IA:15	-0,082	0,000667	IR:15	-0,025	0,000333
IA:16	-0,035	0,000333	IR:16	-0,018	0,000333
IA:17	-0,09	0,000667	IR:17	-0,058	0,000667
IA:19	-0,095	0,000667	IR:19	-0,034	0,000333
IA:21	-0,175	0,001333	IR:21	-0,112	0,001333
IA:22	NULO	---	IR:22	NULO	---
IA:23	-0,032	0,000333	IR:23	-0,016	0,000333
IA:24	-0,087	0,000667	IR:24	-0,067	0,000667

IA:25	NULO	---	IR:25	NULO	---
IA:27	NULO	---	IR:27	NULO	---
IA:28	NULO	---	IR:28	NULO	---
IA:30	-0,106	0,001333	IR:30	-0,019	0,000333
FA:1-2	1,732	0,013333	FR:1-2	-0,211	0,002333
FA:1-3	0,877	0,006667	FR:1-3	0,046	0,000333
FA:2-4	0,436	0,004333	FR:2-4	0,039	0,000333
FA:4-2	-0,426	0,004333	FR:4-2	-0,047	0,000333
FA:2-5	0,824	0,006667	FR:2-5	0,018	0,000333
FA:2-6	0,603	0,004333	FR:2-6	0,004	0,000333
FA:3-4	0,822	0,006667	FR:3-4	-0,036	0,000333
FA:4-6	0,721	0,006667	FR:4-6	-0,163	0,001333
FA:4-12	0,442	0,004333	FR:4-12	0,142	0,001333
FA:5-7	-0,148	0,001333	FR:5-7	0,117	0,001333
FA:6-7	0,381	0,004333	FR:6-7	-0,03	0,000333
FA:6-8	0,296	0,002333	FR:6-8	-0,081	0,000667
FA:6-9	0,277	0,002333	FR:6-9	-0,082	0,000667
FA:6-28	0,187	0,001333	FR:6-28	NULO	---
FA:8-28	-0,005	0,000333	FR:8-28	-0,004	0,000333
FA:9-11	NULO	---	FR:9-11	-0,157	0,001333
FA:9-10	0,277	0,002333	FR:9-10	0,059	0,000667
FA:12-13	NULO	---	FR:12-13	-0,105	0,001333
FA:12-15	0,179	0,001333	FR:12-15	0,068	0,000667
FA:12-16	0,072	0,000667	FR:12-16	0,034	0,000333
FA:15-18	0,06	0,000667	FR:15-18	0,016	0,000333
FA:18-15	-0,06	0,000667	FR:18-15	-0,015	0,000333
FA:15-23	0,05	0,000667	FR:15-23	0,029	0,000333
FA:18-19	0,028	0,000333	FR:18-19	0,006	0,000333
FA:19-20	-0,067	0,000667	FR:19-20	-0,028	0,000333
FA:21-22	-0,018	0,000333	FR:21-22	-0,014	0,000333
FA:22-24	0,057	0,000667	FR:22-24	0,031	0,000333
FA:23-24	0,018	0,000333	FR:23-24	0,012	0,000333
FA:24-25	-0,012	0,000333	FR:24-25	0,02	0,000333
FA:25-26	0,035	0,000333	FR:25-26	0,024	0,000333
FA:25-27	-0,048	0,000333	FR:25-27	-0,004	0,000333
FA:27-29	0,062	0,000667	FR:27-29	0,017	0,000333
FA:27-30	0,071	0,000667	FR:27-30	0,017	0,000333
FA:28-27	0,181	0,001333	FR:28-27	0,05	0,000667
FA:29-30	0,037	0,000333	FR:29-30	0,006	0,000333

Medidas de Tensão

Medida	Valor (pu)	σ (pu)
V:1	1,06	0,013333
V:2	1,043	0,013333
V:5	1,01	0,013333
V:8	1,01	0,013333
V:11	1,082	0,013333
V:13	1,071	0,013333
V:20	1,03	0,013333
V:28	1,007	0,013333

As medidas tabeladas com valor NULO são medidas virtuais, e por isso seus respectivos valores de desvios padrão não foram calculados. Para executar o estimador de estado WLS, atribuiu-se, para as medidas virtuais, a maior ponderação existente entre as demais medidas, neste caso $R_{ii}^{-1} = 1/(0,000333)^2$.

Na tabela B.2 do Anexo B, são apresentadas todas as possíveis medidas de potência e magnitude de tensão, para o sistema de 30 barras do IEEE, bem como os valores dos respectivos desvios padrões.

5.2.1 Testes sem Ruído Gaussiano e sem Erro Grosseiro

Apresentaremos nesta subseção os resultados de simulações, considerando o sistema de medição da tabela 5.10, sem considerar ruído ou EG em medidas. Assim, o objetivo desta subseção é obter e analisar o índice UI das medidas, desprezando qualquer ruído e EG.

Tabela 5.11: Valor do índice $J(x)$, valores estimados das medidas, índice UI e resíduos normalizados

r^N – sistema de 30 barras IEEE

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi_{63;(1-0,05)}^2 \cong 81$							
Índice $J(x) = 0,5165$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	Valor estimado	UI	r^N	Medida	Valor estimado	UI	r^N
IA:1	2,6116	0,393	0,0126	IR:1	-0,1647	1,0717	-0,0158
IA:2	0,183	7,1108	0,0	IR:2	0,3686	0,3596	0,0039
IA:5	-0,9435	0,3414	-0,0094	IR:5	0,1787	0,9706	0,0
IA:6	NULO	---	NULO	IR:6	NULO	---	NULO
IA:7	-0,2279	1,4816	-0,0187	IR:7	-0,1084	0,5324	0,0
IA:8	-0,299	0,7286	-0,0256	IR:8	0,0718	1,0604	0
IA:9	NULO	---	NULO	IR:9	NULO	---	NULO
IA:11	NULO	---	NULO	IR:11	0,1619	0,6237	0
IA:12	-0,1121	3,0375	-0,0341	IR:12	-0,0749	3,4905	0
IA:13	NULO	---	NULO	IR:13	0,1064	0,8817	0
IA:15	-0,082	5,3611	0	IR:15	-0,025	6,9601	0
IA:16	-0,0349	4,4527	0	IR:16	-0,0182	2,5653	0
IA:17	-0,09	7,2144	0	IR:17	-0,0583	4,2606	0
IA:19	-0,095	1,1173	0	IR:19	-0,034	1,4132	0
IA:21	-0,1748	1,0568	0	IR:21	-0,1117	0,9257	0,0927
IA:22	NULO	---	NULO	IR:22	NULO	---	NULO
IA:23	-0,032	2,1209	0	IR:23	-0,0161	1,3398	0
IA:24	-0,0871	0,993	0,1207	IR:24	-0,067	0,7781	-0,0495
IA:25	NULO	---	NULO	IR:25	NULO	---	NULO

IA:27	NULO	---	NULO	IR:27	NULO	---	NULO
IA:28	NULO	---	NULO	IR:28	NULO	---	NULO
IA:30	-0,106	0,3866	0,0096	IR:30	-0,019	1,331	0
FA:1-2	1,7334	0,2937	0,0109	FR:1-2	-0,2106	0,402	-0,0084
FA:1-3	0,8782	0,4348	0,0093	FR:1-3	0,0459	1,4558	0
FA:2-4	0,4364	0,3421	0,0061	FR:2-4	0,0389	0,7334	0
FA:4-2	-0,4262	0,3286	-0,0058	FR:4-2	-0,0469	1,303	0
FA:2-5	0,8246	0,2338	0,0092	FR:2-5	0,0178	1,795	0
FA:2-6	0,6035	0,277	0,013	FR:2-6	0,0044	0,8102	-0,0996
FA:3-4	0,8209	2,6492	0,0317	FR:3-4	-0,036	9,2066	0
FA:4-6	0,7214	0,4274	0,0194	FR:4-6	-0,1634	0,5874	-0,1168
FA:4-12	0,4424	0,304	0,0076	FR:4-12	0,1431	0,6923	-0,0779
FA:5-7	-0,1484	1,3753	0	FR:5-7	0,1165	0,4268	-0,0107
FA:6-7	0,3818	0,4783	0,0068	FR:6-7	-0,0299	2,3231	0,1051
FA:6-8	0,2948	0,6012	0,028	FR:6-8	-0,0812	0,7493	-0,0449
FA:6-9	0,2774	0,4009	0,0072	FR:6-9	-0,0818	0,8309	-0,0721
FA:6-28	0,1866	0,41	0,055	FR:6-28	NULO	---	NULO
FA:8-28	-0,0053	0,857	0	FR:8-28	-0,0039	0,3796	-0,0655
FA:9-11	NULO	---	NULO	FR:9-11	-0,1572	0,5761	0
FA:9-10	0,2774	0,4142	0,0068	FR:9-10	0,0592	1,2968	-0,0997
FA:12-13	NULO	---	NULO	FR:12-13	-0,105	0,8422	0
FA:12-15	0,1792	0,5092	0	FR:12-15	0,0682	0,7701	-0,0653
FA:12-16	0,0723	0,723	0,0236	FR:12-16	0,0336	1,1057	0
FA:15-18	0,0602	0,9941	0	FR:15-18	0,0159	0,9969	0
FA:18-15	-0,0598	0,9707	0	FR:18-15	-0,0151	0,9841	0
FA:15-23	0,0502	0,6156	0	FR:15-23	0,0291	1,0934	-0,0454
FA:18-19	0,028	2,8378	0	FR:18-19	0,006	1,4163	0
FA:19-20	-0,067	1,1173	0	FR:19-20	-0,028	1,4132	0
FA:21-22	-0,0181	1,6062	0,074	FR:21-22	-0,014	1,4531	0
FA:22-24	0,0576	0,7089	-0,0756	FR:22-24	0,0309	1,2129	-0,1374
FA:23-24	0,018	1,2868	0	FR:23-24	0,0124	0,9388	-0,0579
FA:24-25	-0,0121	1,1629	0,1035	FR:24-25	0,0203	1,018	-0,2731
FA:25-26	0,0353	1,6757	-0,3923	FR:25-26	0,0239	1,6293	0,128
FA:25-27	-0,0476	1,2907	-0,3935	FR:25-27	-0,0037	0,9859	-0,1096
FA:27-29	0,062	0,7004	-0,0374	FR:27-29	0,0168	1,0616	0,0847
FA:27-30	0,0709	0,4568	-0,022	FR:27-30	0,0167	0,4781	0
FA:28-27	0,1807	0,4263	0,0215	FR:28-27	0,0506	0,4539	-0,2306
FA:29-30	0,037	2,0916	0	FR:29-30	0,006	0,6688	0

Medidas de Tensão

Medida	Valor estimado	UI	r^N
V:1	1,0606	0,1208	0,0013
V:2	1,0436	0,12	0,0012
V:5	1,0105	0,12	0,0012
V:8	1,0106	0,1212	0,0014
V:11	1,0826	0,1181	0,0018
V:13	1,0715	0,122	0,0028
V:20	1,0302	0,1261	0,0032
V:28	1,0074	0,1216	0,0017

Os gráficos das figuras 5.3 e 5.4 ilustram, respectivamente, os índices *UI* para as medidas ativas e reativas do sistema em análise. As medidas ativas e reativas estão em gráficos distintos, devido, apenas, à limitação de espaço.

Figura 5.3: Índice *UI* para as medidas ativas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído

Figura 5.4: Índice *UI* para as medidas reativas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído

As medidas em evidência, mostradas nas figuras 5.3 e 5.4, são aquelas que apresentam os maiores valores numéricos de índice *UI* (neste caso maiores que 2). Conseqüentemente, EGs nessas medidas serão mais dificilmente detectados, em relação às medidas com *UI* de baixo valor.

Com o intuito de ratificar a afirmação acima, na próxima subseção serão apresentados os resultados da identificação do nível de detecção de EG, para o conjunto de medidas em análise.

5.2.2 Identificação do Nível de Detecção de Erros: medidas sem ruído

Para a identificação do nível de detecção de EG do sistema de 30 barras em análise, o limiar de detecção de EG para o índice $J(x)$ é $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$, considerando uma probabilidade de falso alarme $\alpha = 5\%$ e o grau de liberdade $m-n = 63$. Já o limiar de detecção de EG, adotado para o teste dos resíduos normalizados, é $\beta = 3,0$.

A tabela 5.12, a seguir, mostra os valores dos resultados da identificação do nível de detecção, para as medidas do sistema em análise.

Tabela 5.12: Resultados numéricos da simulação do sistema de medição da tabela 5.10 – sistema de 30 barras IEEE

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida	UI	Nível Detecção	J(x)	Medida	UI	Nível Detecção	J(x)
IA:1	0,394	3,3	10,012	IR:1	1,0718	4,4	9,6
IA:2	7,1385	21,4	9,515	IR:2	0,3608	3,2	9,6
IA:5	0,342	3,2	9,738	IR:5	0,9761	4,2	9,537
IA:6	---	---	---	IR:6	---	---	---
IA:7	1,482	5,4	9,747	IR:7	0,5328	3,5	10,056
IA:8	0,7286	3,7	9,61	IR:8	1,0618	4,4	9,675
IA:9	---	---	---	IR:9	---	---	---
IA:11	---	---	---	IR:11	0,6238	3,6	9,813
IA:12	3,0384	9,5	9,556	IR:12	3,4937	11,1	9,688
IA:13	---	---	---	IR:13	0,8819	4	9,57
IA:15	5,3617	16,4	9,485	IR:15	6,9668	20,8	9,456
IA:16	4,453	13,8	9,569	IR:16	2,567	8,4	9,629
IA:17	7,215	22,1	9,607	IR:17	4,2631	13,3	9,568
IA:19	1,1173	4,5	9,527	IR:19	1,4132	5,2	9,546
IA:21	1,0568	4,4	9,74	IR:21	0,9258	4,3	9,903
IA:22	---	---	---	IR:22	---	---	---
IA:23	2,121	7,2	9,769	IR:23	1,3398	5	9,569
IA:24	0,993	4,4	9,512	IR:24	0,7793	3,8	9,789
IA:25	---	---	---	IR:25	---	---	---
IA:27	---	---	---	IR:27	---	---	---
IA:28	---	---	---	IR:28	---	---	---
IA:30	0,3866	3,3	9,933	IR:30	1,3311	5	9,73
FA:1-2	0,2944	3,2	10,003	FR:1-2	0,402	3,3	9,936
FA:1-3	0,4358	3,3	9,715	FR:1-3	1,4558	5,3	9,639

FA:2-4	0,3429	3,2	9,711	FR:2-4	0,7337	3,7	9,542
FA:4-2	0,3294	3,2	9,785	FR:4-2	1,3175	5	9,773
FA:2-5	0,2342	3,1	9,679	FR:2-5	1,7999	6,2	9,522
FA:2-6	0,2777	3,2	10,098	FR:2-6	0,8145	4,1	9,985
FA:3-4	2,6518	8,5	9,595	FR:3-4	9,2068	27,8	9,41
FA:4-6	0,4275	3,3	9,841	FR:4-6	0,5883	3,4	9,79
FA:4-12	0,3042	3,2	9,936	FR:4-12	0,698	3,8	9,717
FA:5-7	1,3766	5,1	9,521	FR:5-7	0,427	3,3	9,667
FA:6-7	0,4785	3,4	9,965	FR:6-7	2,3269	7,9	9,619
FA:6-8	0,6012	3,5	9,683	FR:6-8	0,7494	3,7	9,548
FA:6-9	0,4012	3,3	9,94	FR:6-9	0,831	3,9	9,952
FA:6-28	0,4102	3,2	9,61	FR:6-28	---	---	---
FA:8-28	0,857	4	9,562	FR:8-28	0,382	3,2	9,839
FA:9-11	---	---	---	FR:9-11	0,5762	3,5	9,689
FA:9-10	0,4145	3,3	9,854	FR:9-10	1,297	5,1	9,587
FA:12-13	---	---	---	FR:12-13	0,8424	4	9,935
FA:12-15	0,5093	3,4	9,673	FR:12-15	0,7726	3,9	9,633
FA:12-16	0,7231	3,7	9,653	FR:12-16	1,1074	4,5	9,758
FA:15-18	0,9941	4,3	9,808	FR:15-18	0,9969	4,3	9,811
FA:18-15	0,9707	4,2	9,591	FR:18-15	0,9841	4,3	9,934
FA:15-23	0,6156	3,6	9,928	FR:15-23	1,0934	4,6	9,861
FA:18-19	2,8378	9,1	9,661	FR:18-19	1,4163	5,2	9,522
FA:19-20	1,1173	4,5	9,522	FR:19-20	1,4132	5,2	9,53
FA:21-22	1,6062	5,9	9,832	FR:21-22	1,4531	5,3	9,653
FA:22-24	0,7089	3,8	9,659	FR:22-24	1,2137	5	9,756
FA:23-24	1,287	4,9	9,721	FR:23-24	0,9388	4,2	9,535
FA:24-25	1,1631	4,8	9,666	FR:24-25	1,0182	4,7	9,56
FA:25-26	1,6757	6,7	9,611	FR:25-26	1,6296	5,5	9,524
FA:25-27	1,2909	4,3	9,53	FR:25-27	0,9861	4,1	9,686
FA:27-29	0,7006	3,8	9,968	FR:27-29	1,0623	4,3	9,703
FA:27-30	0,4569	3,4	9,943	FR:27-30	0,4782	3,3	9,569
FA:28-27	0,4265	3,3	9,862	FR:28-27	0,4542	3,6	9,749
FA:29-30	2,0916	7	9,663	FR:29-30	0,6689	3,7	9,872

Medidas de Tensão

Medida	<i>UI</i>	Nível Detecção	J(x)
V:1	0,1227	3,1	9,987
V:2	0,1219	3,1	9,991
V:5	0,1219	3,1	9,99
V:8	0,1232	3,1	9,987
V:11	0,12	3,1	10
V:13	0,124	3,1	9,994
V:20	0,1282	3,1	9,984
V:28	0,1235	3,1	9,986

Através dos resultados da tabela 5.12, constrói-se o gráfico índice *UI* x nível de detecção mostrado a seguir (figura 5.5):

Figura 5.5: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de erros em medidas. Sistema de 30 barras – medidas sem ruído

Com base no gráfico apresentado na figura 5.5, comprova-se que quanto maior o índice UI de uma medida, mais difícil será a detecção de EG, através do teste dos resíduos normalizados. Além disso, assim como foi verificado para o sistema de 14 barras, a reta de tendência desse gráfico apresenta comportamento linear.

5.2.3 Testes sem Ruído Gaussiano mas com Erro Grosseiro Simples

O objetivo desta subseção é analisar o desempenho dos métodos tradicionais de detecção/identificação de EGs, frente à adição de EG simples, sem considerar ruído gaussiano nas medidas do sistema de 30 barras. Para tal propósito, considerar-se-ão simulações de EG simples de 10 e 20 sigmas, em cada uma das medidas do sistema de medição da tabela 5.10 (uma medida de cada vez).

Nas tabelas a seguir, os casos indicados em vermelho são aqueles em que os dois métodos tradicionais de detecção/identificação de EGs falharam e, em realce amarelo, os casos em que apenas o teste do índice $J(x)$ falhou para detectar EGs.

A tabela 5.13, a seguir, apresenta os valores do índice $J(x)$, os valores do índice UI e resíduo normalizado, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 10 sigmas.

Tabela 5.13: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ para cada medida (uma medida de cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 5.10

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
IA:1	0,4007	-9,285	86,8057	IR:1	1,0728	-6,8335	47,1993
IA:2	7,1813	1,4174	2,5299	IR:2	0,3625	9,4081	89,0364
IA:5	0,3454	9,451	89,8566	IR:5	0,9922	7,1377	51,5172
IA:6	---	---	---	IR:6	---	---	---
IA:7	1,4835	5,5745	31,5924	IR:7	0,5346	8,8231	78,3841
IA:8	0,7287	8,0564	65,4293	IR:8	1,0664	-6,8445	47,3845
IA:9	---	---	---	IR:9	---	---	---
IA:11	---	---	---	IR:11	0,624	8,4777	72,3915
IA:12	3,0403	-3,1639	10,5183	IR:12	3,5053	2,7708	8,2262
IA:13	---	---	---	IR:13	0,8827	-7,492	56,6647
IA:15	5,3638	1,8516	3,93	IR:15	6,9911	-1,4644	2,6273
IA:16	4,4544	2,2088	5,3858	IR:16	2,5737	3,6602	13,912
IA:17	7,2193	1,3906	2,4576	IR:17	4,273	-2,2655	5,5988
IA:19	1,1173	-6,67	44,9876	IR:19	1,4132	5,7666	33,8835
IA:21	1,0571	-6,8857	47,9229	IR:21	0,9263	7,429	55,7794
IA:22	---	---	---	IR:22	---	---	---
IA:23	2,1211	4,2934	18,9526	IR:23	1,3399	-5,9985	36,5161
IA:24	0,9931	7,2155	52,5755	IR:24	0,7841	-7,9341	63,4697
IA:25	---	---	---	IR:25	---	---	---
IA:27	---	---	---	IR:27	---	---	---
IA:28	---	---	---	IR:28	---	---	---
IA:30	0,3867	9,3365	87,6856	IR:30	1,3318	-6,0395	36,9962
FA:1-2	0,2987	-9,5805	92,3178	FR:1-2	0,4024	-9,2841	86,7232
FA:1-3	0,4425	-9,1589	84,3364	FR:1-3	1,4567	5,6754	32,7377
FA:2-4	0,3482	-9,4419	89,862	FR:2-4	0,735	8,0858	65,846
FA:4-2	0,3349	9,4927	90,5964	FR:4-2	1,3512	6,0134	36,6326
FA:2-5	0,237	9,7472	95,4713	FR:2-5	1,8122	4,8683	23,9612
FA:2-6	0,2823	-9,6213	93,0895	FR:2-6	0,8298	-7,8175	62,0576
FA:3-4	2,666	-3,5165	12,8938	FR:3-4	9,2087	-1,0204	1,6365
FA:4-6	0,4278	-9,1748	84,7111	FR:4-6	0,592	8,5038	72,7976
FA:4-12	0,3041	9,575	92,2015	FR:4-12	0,7217	-8,3378	69,0518
FA:5-7	1,3796	-5,8829	35,1136	FR:5-7	0,4273	9,1863	84,8897
FA:6-7	0,4791	-9,0139	81,7801	FR:6-7	2,3346	4,0473	16,8703
FA:6-8	0,6013	8,598	74,4432	FR:6-8	0,7496	7,9559	63,8349
FA:6-9	0,4012	9,2886	86,8009	FR:6-9	0,8312	7,6155	58,5201
FA:6-28	0,4103	-9,1986	85,1198	FR:6-28	---	---	---
FA:8-28	0,857	-7,5637	57,7392	FR:8-28	0,3917	9,2666	86,5048
FA:9-11	---	---	---	FR:9-11	0,5763	8,6684	75,6565
FA:9-10	0,4144	-9,2316	85,7403	FR:9-10	1,2973	6,0078	36,5622
FA:12-13	---	---	---	FR:12-13	0,8432	7,6387	58,8429
FA:12-15	0,5095	8,9065	79,848	FR:12-15	0,782	-7,9865	64,1482
FA:12-16	0,7236	-8,0809	65,7985	FR:12-16	1,1135	6,7236	45,7211
FA:15-18	0,994	-7,0949	50,8535	FR:15-18	0,9969	7,0854	50,7
FA:18-15	0,9707	-7,1751	51,9973	FR:18-15	0,9842	-7,1329	51,3837
FA:15-23	0,6157	-8,5139	73,0036	FR:15-23	1,0934	6,7017	45,4183

FA:18-19	2,8378	-3,3246	11,5662	FR:18-19	1,4163	-5,7697	33,7633
FA:19-20	1,1173	6,6686	44,9916	FR:19-20	1,4132	5,7789	33,8751
FA:21-22	1,6062	5,3455	29,1405	FR:21-22	1,4531	5,6341	32,4318
FA:22-24	0,7092	-8,2335	68,3017	FR:22-24	1,2165	6,2168	39,21
FA:23-24	1,2877	6,1625	38,4959	FR:23-24	0,9388	-7,3487	54,5179
FA:24-25	1,1631	-6,4178	41,6944	FR:24-25	1,0194	6,7323	45,7512
FA:25-26	1,6757	-5,5165	30,8057	FR:25-26	1,6307	-5,1012	26,5324
FA:25-27	1,2909	-6,5206	42,8648	FR:25-27	0,9861	-7,2337	52,8326
FA:27-29	0,7008	-8,2281	68,2137	FR:27-29	1,065	-6,7658	46,3175
FA:27-30	0,457	9,0737	82,85	FR:27-30	0,4785	-8,991	81,3314
FA:28-27	0,4267	-9,1762	84,7346	FR:28-27	0,4553	8,8745	79,2088
FA:29-30	2,0916	-4,3093	19,0916	FR:29-30	0,669	-8,3293	69,897

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
V:1	0,1306	-9,9307	98,9944
V:2	0,1298	9,9287	99,0511
V:5	0,1298	9,9311	99,0474
V:8	0,1312	-9,9265	98,9893
V:11	0,1277	9,9321	99,1097
V:13	0,132	-9,9199	98,9321
V:20	0,1364	-9,9171	98,8226
V:28	0,1315	9,9371	99,0197

Analisando os resultados da tabela 5.13, verificamos que o teste do maior resíduo normalizado e, também, o teste do índice $J(x)$, falharam na detecção de EGs em medidas com índice UI maior ou igual a 3,5053 (casos indicados em vermelho). Já para as medidas com índice UI abaixo de 3,5053 e maior, ou igual, a 0,4553 apenas o teste do índice $J(x)$ falhou em detectar EGs (casos em realce amarelo).

A tabela 5.14, a seguir, apresenta os valores do índice $J(x)$ e os valores do índice UI e resíduo normalizado, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 20 sigmas.

Tabela 5.14: Resultados numéricos da adição de EG de 20σ para cada medida (uma medida de cada vez) considerando o sistema de medição da tabela 5.10

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$							
Medidas de Potência Ativa				Medidas de Potência Reativa			
Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
IA:1	0,3972	-18,5948	346,0896	IR:1	1,072	-13,6478	186,8038
IA:2	7,1642	2,8066	8,3904	IR:2	0,3613	18,8101	354,3918
IA:5	0,3437	18,9143	358,2122	IR:5	0,9814	14,4115	203,6668
IA:6	---	---	---	IR:6	---	---	---
IA:7	1,4832	11,1603	125,1459	IR:7	0,5336	17,644	311,9936
IA:8	0,7287	16,1389	260,9595	IR:8	1,0637	-13,7233	188,2305
IA:9	---	---	---	IR:9	---	---	---
IA:11	---	---	---	IR:11	0,6236	16,9561	288,0493

IA:12	3,0391	-6,2896	40,0766	IR:12	3,4985	5,5203	31,0673
IA:13	---	---	---	IR:13	0,8821	-15,0044	225,5136
IA:15	5,3643	3,6747	14,0571	IR:15	6,9765	-2,8641	8,781
IA:16	4,4537	4,3968	19,8521	IR:16	2,5703	7,2892	53,6216
IA:17	7,2173	2,7656	8,1576	IR:17	4,268	-4,5393	21,1248
IA:19	1,1173	-13,3393	178,4277	IR:19	1,4132	11,5563	133,9429
IA:21	1,057	-13,7587	189,8304	IR:21	0,926	14,7692	218,6851
IA:22	---	---	---	IR:22	---	---	---
IA:23	2,1211	8,5561	73,7296	IR:23	1,3399	-11,9834	144,1281
IA:24	0,9931	14,3109	205,3139	IR:24	0,7816	-15,8238	250,869
IA:25	---	---	---	IR:25	---	---	---
IA:27	---	---	---	IR:27	---	---	---
IA:28	---	---	---	IR:28	---	---	---
IA:30	0,3867	18,663	348,8168	IR:30	1,3314	-12,0523	145,7801
FA:1-2	0,2964	-19,1713	368,1138	FR:1-2	0,4021	-18,5608	345,0298
FA:1-3	0,4391	-18,3118	335,994	FR:1-3	1,4555	11,3197	128,6933
FA:2-4	0,3455	-18,9065	358,0756	FR:2-4	0,7342	16,1477	261,1147
FA:4-2	0,3321	18,9859	360,9984	FR:4-2	1,332	12,0966	144,6894
FA:2-5	0,2356	19,4843	380,0055	FR:2-5	1,8032	9,6756	94,1722
FA:2-6	0,2799	-19,2421	371,2893	FR:2-6	0,8209	-15,5722	243,9302
FA:3-4	2,6613	-7,1137	51,0909	FR:3-4	9,2046	-2,1271	5,0918
FA:4-6	0,4279	-18,3718	338,0251	FR:4-6	0,5898	17,1101	293,4955
FA:4-12	0,3041	19,1427	366,9644	FR:4-12	0,7097	-16,3946	272,3011
FA:5-7	1,3794	-11,7725	138,9591	FR:5-7	0,427	18,3802	338,3885
FA:6-7	0,479	-18,0341	325,8095	FR:6-7	2,3294	8,0155	64,4563
FA:6-8	0,6012	17,1679	295,2616	FR:6-8	0,7495	15,9587	255,2081
FA:6-9	0,4011	18,5715	345,3868	FR:6-9	0,8311	15,3064	234,783
FA:6-28	0,4102	-18,4506	340,9103	FR:6-28	---	---	---
FA:8-28	0,8571	-15,1575	230,2715	FR:8-28	0,3867	18,5993	346,9686
FA:9-11	---	---	---	FR:9-11	0,5762	17,3335	300,9314
FA:9-10	0,4143	-18,4703	341,6474	FR:9-10	1,2972	12,1145	147,2706
FA:12-13	---	---	---	FR:12-13	0,8428	15,2824	234,0008
FA:12-15	0,5094	17,8184	317,9896	FR:12-15	0,7768	-15,839	252,9515
FA:12-16	0,7233	-16,1828	262,4326	FR:12-16	1,1102	13,4088	180,6887
FA:15-18	0,994	-14,19	201,8722	FR:15-18	0,9969	14,1642	201,0986
FA:18-15	0,9708	-14,3548	206,5719	FR:18-15	0,9842	-14,2631	203,9603
FA:15-23	0,6156	-17,0308	290,5667	FR:15-23	1,0933	13,4478	181,3261
FA:18-19	2,8377	-6,6476	44,7244	FR:18-19	1,4163	-11,5386	133,6462
FA:19-20	1,1173	13,3375	178,4209	FR:19-20	1,4132	11,5494	133,9952
FA:21-22	1,6062	10,6362	113,6443	FR:21-22	1,4531	11,3204	128,7211
FA:22-24	0,7091	-16,3922	269,2324	FR:22-24	1,215	12,5798	158,6848
FA:23-24	1,2875	12,2956	151,7257	FR:23-24	0,9388	-14,6394	214,8634
FA:24-25	1,1631	-12,941	167,9601	FR:24-25	1,0187	13,7328	189,0914
FA:25-26	1,6757	-10,6406	113,6072	FR:25-26	1,6301	-10,3327	107,2549
FA:25-27	1,291	-12,645	160,261	FR:25-27	0,986	-14,3555	206,5971
FA:27-29	0,7007	-16,4185	270,0645	FR:27-29	1,0633	-13,6245	186,0475
FA:27-30	0,457	18,1693	330,6466	FR:27-30	0,4783	-18,0129	324,9533
FA:28-27	0,4266	-18,375	338,1674	FR:28-27	0,4547	17,9753	323,6547
FA:29-30	2,0916	-8,6267	74,9353	FR:29-30	0,6689	-16,6449	277,5677

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI	r^N	$J(x)$
V:1	0,1262	-19,8523	394,482

V:2	0,1254	19,8553	394,6212
V:5	0,1254	19,8619	394,6176
V:8	0,1268	-19,8438	394,4194
V:11	0,1235	19,8576	394,8317
V:13	0,1276	-19,8462	394,2898
V:20	0,1319	-19,8396	393,8750
V:28	0,1271	19,8565	394,4849

Com a adição de EG de 20σ às medidas, os dois métodos de detecção de EGs falharam apenas para detectar EG nas medidas IA:2, IA:17, IR:15 e FR:3-4 (em vermelho), ou seja, um número inferior de casos com problemas de detecção de EG, se comparado aos resultados da tabela 5.13. Ademais, como pode ser visto em realce amarelo, o método do índice $J(x)$ também falhou menos em detectar EGs, se comparado aos resultados da adição de 10σ .

5.2.4 Testes com Ruído Gaussiano e sem Erro Grosseiro

O intuito desta subseção é verificar a influência de ruídos gaussianos nos índices UI s das medidas, para o sistema de 30 barras do IEEE. Para tal propósito, serão realizadas simulações, considerando a adição de ruído gaussiano às medidas do sistema de medição da tabela 5.10.

Assim, o vetor de medidas $\underline{z}$ é calculado da seguinte forma:

$$\underline{z}_i^m = \underline{z}_i^{fc} + 3 \cdot \sigma_i \cdot \alpha, \quad (5.1)$$

onde:

- σ_i é o desvio padrão da medida i ;
- α é uma variável aleatória com distribuição normal padrão $N(0,1)$;
- $\underline{z}_i^{fc}$ é o valor obtido diretamente do programa de fluxo de carga;
- $\underline{z}_i^m$ é o valor da medida i .

A partir da execução do estimador WLS, para 100 amostras de medidas com ruído, obtiveram-se as médias e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, sendo os mesmos tabelados a seguir (tabela 5.15).

Tabela 5.15: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e sem EG

Medidas de Potência Ativa					Medidas de Potência Reativa				
Medida	UI		r^N		Medida	UI		r^N	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão		Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
IA:1	0,395688	0,002227	-0,0288	0,79733	IR:1	1,072111	0,000552	-0,11791	0,850648
IA:2	7,143286	0,020756	0,002405	0,913694	IR:2	0,361094	0,000925	-0,17034	0,901524
IA:5	0,342851	0,001162	0,03746	0,836773	IR:5	0,979955	0,006702	0,047592	0,865344
IA:6	---	---	---	---	IR:6	---	---	---	---
IA:7	1,482241	0,000578	0,040273	0,913312	IR:7	0,533222	0,000669	-0,09495	0,895398
IA:8	0,728597	5,02E-05	0,015196	0,855044	IR:8	1,062839	0,001813	-0,03205	0,892516
IA:9	---	---	---	---	IR:9	---	---	---	---
IA:11	---	---	---	---	IR:11	0,623952	0,000234	0,031673	0,90651
IA:12	3,038629	0,000816	-0,06836	0,923229	IR:12	3,496361	0,004465	0,051485	0,864444
IA:13	---	---	---	---	IR:13	0,882112	0,000373	0,019273	0,936795
IA:15	5,361733	0,001113	0,02456	0,79524	IR:15	6,972302	0,009302	-0,06587	0,910868
IA:16	4,45335	0,000547	-0,08939	0,858037	IR:16	2,568478	0,002497	0,094261	0,904719
IA:17	7,216082	0,001597	-0,0783	0,875716	IR:17	4,26524	0,003653	0,095631	0,899209
IA:19	1,1173	0	0,022945	0,847385	IR:19	1,413184	4,43E-05	0,018493	0,980571
IA:21	1,056897	0,000114	0,015393	0,833803	IR:21	0,925922	0,000178	0,065757	0,81109
IA:22	---	---	---	---	IR:22	---	---	---	---
IA:23	2,120954	0,00011	0,112838	0,951289	IR:23	1,339839	6,50E-05	0,08103	0,771166
IA:24	0,993019	6,15E-05	0,307088	0,812353	IR:24	0,780326	0,001758	0,124496	0,854601
IA:25	---	---	---	---	IR:25	---	---	---	---
IA:27	---	---	---	---	IR:27	---	---	---	---
IA:28	---	---	---	---	IR:28	---	---	---	---
IA:30	0,386603	7,71E-05	-0,00289	0,940544	IR:30	1,331303	0,000269	-0,04816	0,895023
FA:1-2	0,295485	0,001459	0,0487	0,815392	FR:1-2	0,40212	0,000239	0,014118	0,886737
FA:1-3	0,437481	0,002202	0,074637	0,855376	FR:1-3	1,456269	0,001216	0,063626	0,818282
FA:2-4	0,344234	0,001757	-0,12292	0,924154	FR:2-4	0,734021	0,000512	-0,03939	0,901396
FA:4-2	0,330783	0,001813	-0,00625	0,829186	FR:4-2	1,323746	0,014231	-0,04272	0,951124
FA:2-5	0,234922	0,000952	0,017059	0,850854	FR:2-5	1,802904	0,005443	0,116722	0,813722
FA:2-6	0,278876	0,001557	0,167754	0,896007	FR:2-6	0,817968	0,005739	-0,06801	0,8398
FA:3-4	2,654717	0,006008	0,074989	0,86637	FR:3-4	9,20812	0,005522	0,030011	0,821554
FA:4-6	0,427519	0,00017	0,127372	0,949775	FR:4-6	0,589178	0,001353	-0,1422	0,767917
FA:4-12	0,304084	6,47E-05	0,01001	0,969713	FR:4-12	0,703328	0,008679	-0,08757	0,876582
FA:5-7	1,376807	0,001376	0,060719	0,875867	FR:5-7	0,427054	0,000192	-0,03335	0,809412
FA:6-7	0,478561	0,000244	-0,06933	0,886215	FR:6-7	2,328473	0,0035	-0,00531	0,88865
FA:6-8	0,601205	2,97E-05	0,126761	0,910001	FR:6-8	0,749431	9,40E-05	-0,11867	0,866396
FA:6-9	0,401066	9,56E-05	0,00298	0,960465	FR:6-9	0,831024	0,000106	-0,19274	0,889444
FA:6-28	0,41012	9,85E-05	-0,17703	0,818722	FR:6-28	---	---	---	---
FA:8-28	0,857002	3,17E-05	0,084132	0,850657	FR:8-28	0,384209	0,00353	-0,13497	0,887287
FA:9-11	---	---	---	---	FR:9-11	0,576196	0,000101	0,184555	0,887093
FA:9-10	0,414319	9,29E-05	0,003921	0,839777	FR:9-10	1,297001	0,000161	-0,01937	0,845022
FA:12-13	---	---	---	---	FR:12-13	0,842577	0,000308	-0,01826	0,88475
FA:12-15	0,509334	7,81E-05	0,06326	0,817441	FR:12-15	0,774713	0,003569	-0,13427	0,954863
FA:12-16	0,723235	0,000175	-0,06637	0,90448	FR:12-16	1,108696	0,002326	0,080292	0,888373
FA:15-18	0,99408	7,78E-05	0,128486	0,927588	FR:15-18	0,996892	9,18E-05	0,11462	0,975534
FA:18-15	0,970671	9,88E-05	0,139634	0,941023	FR:18-15	0,984131	8,37E-05	0,101588	0,975332
FA:15-23	0,615603	6,43E-05	0,117868	0,958767	FR:15-23	1,093406	9,62E-05	0,009156	0,84335
FA:18-19	2,837814	9,85E-05	0,023929	0,847212	FR:18-19	1,416296	7,90E-05	0,017429	0,981663

FA:19-20	1,1173	0	-0,02321	0,847062	FR:19-20	1,413172	4,51E-05	-0,01795	0,981293
FA:21-22	1,606199	2,25E-05	0,057047	0,819951	FR:21-22	1,453095	2,97E-05	0,001463	0,741743
FA:22-24	0,70896	0,000102	0,043345	0,864235	FR:22-24	1,214274	0,001094	-0,02155	0,800054
FA:23-24	1,287115	0,00027	0,110886	0,855343	FR:23-24	0,938797	4,37E-05	-0,0954	0,804789
FA:24-25	1,162962	0,000119	-0,05671	0,756563	FR:24-25	1,0185	0,000395	-0,38221	0,771317
FA:25-26	1,675738	5,28E-05	-0,31693	0,817176	FR:25-26	1,62983	0,000411	0,090672	0,77761
FA:25-27	1,290796	9,63E-05	-0,39008	0,902341	FR:25-27	0,986059	0,000109	-0,18358	0,77958
FA:27-29	0,700544	0,00012	0,062368	0,889736	FR:27-29	1,062996	0,001036	0,150545	0,818322
FA:27-30	0,456898	6,03E-05	0,042484	0,894862	FR:27-30	0,478267	0,00013	-0,01072	0,8707
FA:28-27	0,426469	0,000129	-0,09603	0,858845	FR:28-27	0,454433	0,000466	-0,16728	0,828309
FA:29-30	2,091582	0,000142	0,010391	0,83245	FR:29-30	0,668903	0,000116	0,011357	0,87952

Medidas de Tensão

Medida	<i>UI</i>		<i>r^N</i>	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
V:1	0,124598	0,002965	-0,00176	0,09086
V:2	0,123779	0,002947	-0,00208	0,09035
V:5	0,12379	0,002946	-0,00247	0,090239
V:8	0,125108	0,00298	-0,00207	0,091533
V:11	0,121829	0,002869	-0,00115	0,0895
V:13	0,125904	0,002978	0,001026	0,093304
V:20	0,130153	0,003088	-0,00049	0,094915
V:28	0,125454	0,002998	-0,00178	0,091952

Índice *J(x)*:

Média = 40,44694; Desvio padrão = 7,227814

Analisando os valores das médias e respectivos desvios padrões dos resíduos normalizados e do índice $J(x)$, apresentados na tabela 5.15, verifica-se que em nenhuma das simulações foi detectado EG. Além disso, as medidas com índice UI elevado apresentaram os maiores valores de desvio padrão de UI . Por exemplo, a medida IA:2 apresenta o maior UI médio, igual a 7,143286, e o maior desvio padrão para UI dentre as demais medidas, igual a 0,020756.

5.2.5 Identificação do Nível de Detecção de Erro Grosseiro: Medidas com Ruído

Apresentaremos, nesta subseção, os valores médios dos resultados da identificação do nível de detecção de EG, considerando 100 amostras de ruído em medidas.

Para as simulações em questão, o limiar de detecção de EG para o índice $J(x)$ é $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$, considerando uma probabilidade de falso alarme $\alpha = 5\%$ e o grau de liberdade $m-n = 63$. Já o limiar de detecção de EG, adotado para o teste dos resíduos normalizados, é $\beta = 3,0$.

A tabela 5.16, a seguir, mostra os valores médios dos resultados da identificação do nível de detecção, para as medidas do sistema em análise.

Tabela 5.16: Identificação do nível de detecção de erro para 100 amostras de medidas com ruído

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$													
Medidas de Potência Ativa							Medidas de Potência Reativa						
Medida	UI		Nível Detecção		$J(x)$		Medida	UI		Nível Detecção		$J(x)$	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,3950	0,00226	3,314	0,30650	48,6599	6,8450	IR:1	1,0720	0,00057	4,498	1,01801	48,1352	6,78548
IA:2	7,1392	0,02226	21,162	6,21388	47,7822	7,0256	IR:2	0,3608	0,00098	3,342	0,29989	48,6522	6,831747
IA:5	0,3425	0,00117	3,276	0,25390	48,6334	6,8890	IR:5	0,9777	0,00696	4,298	0,74100	48,4621	6,924994
IA:6	---	---	---	---	---	---	IR:6	---	---	---	---	---	---
IA:7	1,4821	0,0006	5,106	1,14077	47,9664	6,8167	IR:7	0,5330	0,00066	3,522	0,39888	48,6196	6,969844
IA:8	0,7285	5,1E-05	3,776	0,5558	48,4393	6,9295	IR:8	1,0623	0,00182	4,372	0,90655	48,1068	6,66442
IA:9	---	---	---	---	---	---	IR:9	---	---	---	---	---	---
IA:11	---	---	---	---	---	---	IR:11	0,6238	0,00026	3,716	0,50546	48,2739	6,640275
IA:12	3,0384	0,00087	9,638	2,8733	47,4769	6,7901	IR:12	3,4950	0,00468	10,524	2,83908	47,4526	6,709644
IA:13	---	---	---	---	---	---	IR:13	0,8819	0,00037	3,98	0,71942	48,4027	7,010405
IA:15	5,3617	0,00116	15,604	5,11989	47,3981	6,6426	IR:15	6,9695	0,00988	20,102	6,33372	47,0927	6,671519
IA:16	4,4531	0,00049	12,566	4,30738	47,2758	6,6413	IR:16	2,5677	0,00255	8,404	2,13257	47,7546	6,840282
IA:17	7,2156	0,00151	20,22	6,64387	47,3106	6,6673	IR:17	4,2642	0,00370	13,236	3,65937	47,5911	6,874755
IA:19	1,1173	0	4,574	1,02283	48,2345	6,9334	IR:19	1,41315	4,1E-05	5,024	1,16594	48,2659	6,734871
IA:21	1,0568	0,00011	4,41	0,79461	47,8818	6,8959	IR:21	0,9258	0,00016	4,31	0,72550	47,7468	6,605937
IA:22	---	---	---	---	---	---	IR:22	---	---	---	---	---	---
IA:23	2,1209	0,00011	7,334	1,75235	47,5248	6,7409	IR:23	1,3398	7,1E-05	4,976	1,29249	47,7589	6,759055
IA:24	0,9930	5,9E-05	4,54	0,92659	48,0207	6,8745	IR:24	0,7798	0,00181	3,792	0,66418	48,5086	6,969181
IA:25	---	---	---	---	---	---	IR:25	---	---	---	---	---	---
IA:27	---	---	---	---	---	---	IR:27	---	---	---	---	---	---
IA:28	---	---	---	---	---	---	IR:28	---	---	---	---	---	---
IA:30	0,3866	7,0E-05	3,368	0,32994	48,3316	6,5936	IR:30	1,3312	0,00030	4,734	1,18579	47,8167	6,899495
FA:1-2	0,2950	0,00147	3,23	0,22984	48,6000	6,8643	FR:1-2	0,4020	0,00025	3,37	0,33196	48,6629	6,512221
FA:1-3	0,4368	0,00225	3,366	0,33279	48,7699	6,9078	FR:1-3	1,4561	0,00135	5,198	1,33862	47,5202	6,871538
FA:2-4	0,3437	0,00178	3,274	0,26462	48,5947	6,8647	FR:2-4	0,7338	0,00052	3,8	0,63053	48,3373	6,557249
FA:4-2	0,3302	0,00184	3,284	0,26693	48,4355	6,7575	FR:4-2	1,3203	0,01474	4,83	1,07058	48,1460	6,534829
FA:2-5	0,2346	0,00097	3,172	0,16822	48,7700	7,0336	FR:2-5	1,8011	0,00573	6,33	1,48674	48,0185	6,85872
FA:2-6	0,2784	0,00158	3,22	0,21367	48,5944	6,5991	FR:2-6	0,8163	0,00578	4,124	0,67016	48,3096	6,544104
FA:3-4	2,653	0,00681	8,404	2,35924	47,8467	6,8603	FR:3-4	9,2078	0,00624	26,718	8,04867	47,1423	6,870454
FA:4-6	0,4275	0,00018	3,376	0,31046	48,3806	6,6383	FR:4-6	0,5887	0,00131	3,414	0,36653	48,7013	6,763887
FA:4-12	0,3040	6,9E-05	3,28	0,25105	48,5567	6,7350	FR:4-12	0,7008	0,00898	3,822	0,56489	48,5774	6,795018
FA:5-7	1,3766	0,00141	5,118	1,22502	48,1124	6,8836	FR:5-7	0,4269	0,00021	3,388	0,33129	48,6367	6,916907
FA:6-7	0,4785	0,00025	3,36	0,3363	48,6372	6,6427	FR:6-7	2,3275	0,00362	7,308	2,09596	47,7952	6,990234
FA:6-8	0,6012	3,0E-05	3,654	0,40785	48,3263	6,7005	FR:6-8	0,7494	9,1E-05	3,7	0,54272	48,3493	6,745756
FA:6-9	0,4010	0,00010	3,398	0,33814	48,4360	6,6039	FR:6-9	0,8310	8,6E-05	3,914	0,63960	48,5119	6,938595
FA:6-28	0,4101	0,00011	3,382	0,30230	48,5207	6,7489	FR:6-28	---	---	---	---	---	---
FA:8-28	0,8570	3,6E-05	3,982	0,69404	48,5201	6,8454	FR:8-28	0,3832	0,00358	3,284	0,26081	48,7700	6,821783
FA:9-11	---	---	---	---	---	---	FR:9-11	0,5761	9,6E-05	3,604	0,46621	48,4947	6,77459
FA:9-10	0,4143	0,00010	3,434	0,32790	48,5661	6,9860	FR:9-10	1,2969	0,00012	5,17	1,00839	48,1484	6,745351
FA:12-13	---	---	---	---	---	---	FR:12-13	0,8425	0,00035	3,986	0,74141	48,5870	6,880398
FA:12-15	0,5093	8,4E-05	3,474	0,41648	48,0250	6,5230	FR:12-15	0,7736	0,00372	3,762	0,62325	47,9423	6,791792

FA:12-16	0,7231	0,00017	3,808	0,60830	47,8317	6,6467	FR:12-16	1,1080	0,00239	4,408	1,02056	48,0671	6,921689
FA:15-18	0,9940	8,8E-05	4,342	0,90488	48,0233	6,9486	FR:15-18	0,9968	0,00010	4,434	0,79088	48,1351	6,816097
FA:18-15	0,9707	0,00011	4,072	0,80127	48,1717	6,8748	FR:18-15	0,9841	8,5E-05	4,188	0,77580	48,1703	6,594161
FA:15-23	0,6155	6,5E-05	3,622	0,48650	48,3572	6,9216	FR:15-23	1,0934	0,00010	4,632	0,96555	47,9645	6,748822
FA:18-19	2,8377	0,0001	8,37	2,46582	47,9025	7,0137	FR:18-19	1,4162	7,8E-05	5,374	1,10376	48,0237	6,790027
FA:19-20	1,1173	6,5E-05	4,386	0,81958	48,3361	6,8041	FR:19-20	1,4131	4,8E-05	5,398	1,35929	48,1345	6,79987
FA:21-22	1,6062	2,2E-05	5,708	1,52644	47,6569	6,9447	FR:21-22	1,4530	4,2E-05	5,09	1,25798	47,6705	6,686073
FA:22-24	0,7089	0,00011	3,858	0,59104	48,3925	6,8177	FR:22-24	1,2139	0,00113	4,718	0,93077	48,0739	6,989724
FA:23-24	1,2870	0,00027	5,012	1,16958	47,9056	6,8459	FR:23-24	0,9387	4,8E-05	4,216	0,73782	48,3170	6,865534
FA:24-25	1,1629	0,00012	4,846	0,87055	48,1192	6,9453	FR:24-25	1,0183	0,00037	4,7	0,79924	48,2285	6,875571
FA:25-26	1,6757	5,0E-05	6,702	1,08711	47,7376	6,9166	FR:25-26	1,6297	0,00041	5,438	1,18294	48,1714	6,86149
FA:25-27	1,2908	0,00010	4,23	0,92085	48,0123	6,9601	FR:25-27	0,9860	0,00012	4,102	0,64666	48,4529	6,662873
FA:27-29	0,7005	0,00011	3,946	0,58593	48,2006	6,6200	FR:27-29	1,0626	0,00110	4,318	0,8200	48,3621	6,822681
FA:27-30	0,4568	6,3E-05	3,506	0,38816	48,5837	6,8151	FR:27-30	0,4782	0,00012	3,366	0,32168	48,3819	6,80003
FA:28-27	0,4264	0,00014	3,458	0,34500	48,4513	6,6336	FR:28-27	0,4542	0,00050	3,592	0,28698	48,5289	6,827373
FA:29-30	2,0915	0,00015	7,22	1,78693	47,8465	6,7482	FR:29-30	0,6688	0,00011	3,818	0,53036	48,2020	6,921818

Medidas de Tensão

Medida	<i>UI</i>		Nível Detecção		<i>J(x)</i>	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
V:1	0,123685	0,003064	3,114	0,11461	49,300	6,818319
V:2	0,122875	0,00305	3,114	0,11461	49,30104	6,819286
V:5	0,122887	0,003049	3,108	0,118646	49,27661	6,793745
V:8	0,124193	0,003086	3,112	0,118305	49,29168	6,811879
V:11	0,120951	0,002966	3,11	0,115032	49,27578	6,834033
V:13	0,124997	0,003068	3,112	0,111265	49,2979	6,791661
V:20	0,129213	0,003188	3,112	0,118305	49,2827	6,847888
V:28	0,124537	0,003102	3,112	0,118305	49,29302	6,810839

De acordo com a tabela 5.16, as medidas que apresentaram os maiores desvios padrões para o nível de detecção são aquelas com valores altos de índice *UI*. Por exemplo: a medida IA:2, cujo valor médio de índice *UI* é igual a 7,1392, apresenta o valor do desvio padrão do nível de detecção igual a 6,21388. Já a medida IA:1, que tem índice *UI* abaixo de 1, apresenta o valor do desvio padrão do nível de detecção igual a 0,30650.

Através dos resultados da tabela 5.16, constrói-se o gráfico índice *UI* x nível de detecção mostrado a seguir (figura 5.6):

Figura 5.6: Gráfico de tendência para índice UI X Mínimo para detecção de EGs em medidas – valores médios para 100 amostras de medidas com ruído

Tanto os resultados da tabela 5.16, quanto o gráfico da figura 5.6, ratificam que as medidas com maiores índices UI s terão mais dificuldade para detectar EGs.

5.2.6 Testes com Ruído Gaussiano e Erro Grosseiro Simples

Apresentaremos nesta subseção os resultados de simulações, considerando EG simples de 10 sigmas, em cada uma das medidas do sistema de medição da tabela 5.11 (uma medida de cada vez), considerando 100 amostras de ruído em medidas.

A tabela 5.17, a seguir, apresenta os valores médios do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando EG simples de 10 sigmas.

Tabela 5.17: Resultados do índice UI , resíduo normalizado e índice $J(x)$ para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida

Limiar de detecção do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{63;(1-0,05)} \cong 81$

Medidas de Potência Ativa							Medidas de Potência Reativa						
Medida com erro	UI		r^N		$J(x)$		Medida com erro	UI		r^N		$J(x)$	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,39458	0,00259	9,3417	0,31039	127,183	9,34555	IR:1	1,073	0,00056	-6,913	0,5987	87,8512	10,825
IA:2	7,1456	0,02196	1,4011	0,89438	42,3759	8,04296	IR:2	0,3618	0,00105	9,40425	0,27874	128,112	8,9514
IA:5	0,34257	0,00129	-9,4646	0,28644	129,404	8,79309	IR:5	0,9843	0,00778	7,1546	0,60447	91,2557	11,407
IA:6	---	---	---	---	---	---	IR:6	---	---	---	---	---	---
IA:7	1,4812	0,00053	-5,6218	0,7373	71,7557	10,8095	IR:7	0,533	0,0007	-8,8078	0,37944	117,358	9,2557
IA:8	0,72847	5,0E-05	-8,1223	0,46683	105,909	9,86041	IR:8	1,0625	0,00184	6,86418	0,64985	87,1912	10,852
IA:9	---	---	---	---	---	---	IR:9	---	---	---	---	---	---
IA:11	---	---	---	---	---	---	IR:11	0,6248	0,00027	8,48962	0,44531	111,902	10,045
IA:12	3,0381	0,00083	-3,1783	0,88599	50,4754	9,77967	IR:12	3,4941	0,00506	-2,7227	0,82308	47,7921	8,534
IA:13	---	---	---	---	---	---	IR:13	0,8834	0,00039	7,59498	0,57491	97,5872	10,505
IA:15	5,35957	0,00114	-1,8109	0,77376	43,6923	7,54396	IR:15	6,9697	0,0104	-1,4813	0,90667	42,6143	7,7142
IA:16	4,45242	0,00056	-2,2943	0,84633	45,6808	7,94055	IR:16	2,5664	0,00257	-3,5715	0,79432	53,0073	9,3203
IA:17	7,21367	0,00187	-1,4617	0,86782	42,5624	7,49277	IR:17	4,2616	0,00372	-2,1868	0,90107	45,2272	8,1446
IA:19	1,11728	4,0E-05	-6,6046	0,64469	83,7703	10,0896	IR:19	1,413	4,0E-05	-5,7388	0,77688	73,0204	11,178
IA:21	1,05691	0,00012	-6,8682	0,57048	87,2467	11,019	IR:21	0,9259	0,00018	-7,2833	0,56788	93,1641	11,323
IA:22	---	---	---	---	---	---	IR:22	---	---	---	---	---	---
IA:23	2,12029	9,5E-05	-4,1826	0,89718	57,8281	10,64	IR:23	1,3394	6,3E-05	-6,0394	0,66455	76,7676	10,819
IA:24	0,99273	5,5E-05	-6,8677	0,57198	87,1859	11,3094	IR:24	0,78	0,00186	-7,8727	0,50325	101,915	9,5317
IA:25	---	---	---	---	---	---	IR:25	---	---	---	---	---	---
IA:27	---	---	---	---	---	---	IR:27	---	---	---	---	---	---
IA:28	---	---	---	---	---	---	IR:28	---	---	---	---	---	---
IA:30	0,38639	7,4E-05	-9,3178	0,32761	126,498	9,03113	IR:30	1,3298	0,00026	-6,0859	0,76771	77,2746	11,429
FA:1-2	0,29499	0,00157	9,6323	0,22423	132,617	8,45604	FR:1-2	0,4025	0,00022	-9,2929	0,32585	126,131	9,6532
FA:1-3	0,43592	0,00225	9,2157	0,33762	124,766	9,1967	FR:1-3	1,4603	0,00123	5,67407	0,71349	72,473	11,062
FA:2-4	0,34352	0,00167	9,4916	0,25441	129,74	8,47865	FR:2-4	0,7343	0,0005	7,99497	0,53508	103,829	11,433
FA:4-2	0,33008	0,00197	-9,5419	0,2576	130,875	8,60376	FR:4-2	1,306	0,01282	-5,9774	0,70522	75,869	11,78
FA:2-5	0,23478	0,00103	9,7623	0,19942	135,062	7,35474	FR:2-5	1,8072	0,00592	4,95413	0,70465	64,8152	9,7658
FA:2-6	0,27861	0,00166	9,6941	0,22131	133,635	7,98474	FR:2-6	0,8163	0,00577	7,6008	0,45807	97,7459	10,141
FA:3-4	2,69308	0,00628	3,6003	0,85635	53,3838	10,1077	FR:3-4	9,2033	0,00553	-1,0623	0,80635	41,5458	7,2598
FA:4-6	0,42758	0,00017	9,2139	0,34166	124,546	8,81908	FR:4-6	0,5887	0,00143	-8,749	0,37925	116,526	9,6904
FA:4-12	0,30402	6,0E-05	9,5799	0,25349	131,352	8,50015	FR:4-12	0,6998	0,00992	8,0799	0,52088	105,344	10,609
FA:5-7	1,37508	0,00125	-5,7927	0,6424	73,6453	9,73355	FR:5-7	0,4272	0,00019	9,14918	0,33427	123,614	9,2664
FA:6-7	0,47869	0,00025	9,0319	0,3799	121,382	9,4053	FR:6-7	2,3281	0,00348	-3,9433	0,80787	55,8564	8,9773
FA:6-8	0,60122	4,1E-05	8,6484	0,3636	114,536	9,91165	FR:6-8	0,7493	9,1E-05	-8,0908	0,5695	105,464	11,169
FA:6-9	0,40093	0,00010	9,2587	0,32811	125,362	9,4702	FR:6-9	0,8306	0,0001	-7,8456	0,5815	101,515	11,674
FA:6-28	0,41003	0,00010	9,2646	0,26208	125,653	8,40133	FR:6-28	---	---	---	---	---	---
FA:8-28	0,85691	3,0E-05	-7,5801	0,52728	97,456	10,8264	FR:8-28	0,3835	0,0037	-9,399	0,28807	128,069	8,7562
FA:9-11	---	---	---	---	---	---	FR:9-11	0,576	9,5E-05	-8,6175	0,42171	114,069	9,7376
FA:9-10	0,41419	9,9E-05	9,2162	0,32917	124,795	9,56311	FR:9-10	1,2966	0,00014	6,02906	0,71198	76,5977	11,231
FA:12-13	---	---	---	---	---	---	FR:12-13	0,8416	0,00031	-7,7458	0,54034	99,9564	10,867
FA:12-15	0,50931	8,4E-05	8,9213	0,3604	119,499	8,63403	FR:12-15	0,7736	0,00361	7,85533	0,55431	101,51	10,665
FA:12-16	0,72339	0,00021	8,043	0,50214	104,57	10,4834	FR:12-16	1,1083	0,00259	6,80566	0,57617	86,3059	11,31
FA:15-18	0,99463	6,5E-05	7,0917	0,6684	90,3129	12,5206	FR:15-18	0,9976	8,3E-05	7,2097	0,59802	91,8237	10,897
FA:18-15	0,96994	8,6E-05	-7,0458	0,58202	89,5293	10,5544	FR:18-15	0,9834	7,3E-05	-7,1532	0,63624	91,0641	11,534

FA:15-23	0,61581	6,4E-05	8,4994	0,49179	112,003	10,8161	FR:15-23	1,0941	8,0E-05	6,84065	0,63645	86,937	10,545
FA:18-19	2,83879	4,3E-05	3,3231	0,77166	51,3671	9,39101	FR:18-19	1,4171	5,9E-05	5,76553	0,76089	73,3033	11,535
FA:19-20	1,1173	0	-6,6507	0,67322	84,4186	11,8171	FR:19-20	1,4134	4,8E-05	-5,7751	0,77117	73,4328	11,559
FA:21-22	1,60611	2,8E-05	-5,1938	0,67329	67,1949	9,30637	FR:21-22	1,453	2,1E-05	-5,6896	0,61848	72,6736	10,531
FA:22-24	0,70914	0,00012	8,1619	0,49129	106,558	11,015	FR:22-24	1,2146	0,00124	6,3065	0,64799	79,9861	10,122
FA:23-24	1,2874	0,00028	6,1222	0,72058	77,7054	11,3306	FR:23-24	0,939	3,6E-05	7,20665	0,54234	92,0232	10,697
FA:24-25	1,1623	9,4E-05	-6,5168	0,54065	82,6359	10,6334	FR:24-25	1,0192	0,00043	6,67604	0,49215	84,5215	10,317
FA:25-26	1,6756	3,3E-05	4,7446	0,60552	62,559	9,40545	FR:25-26	1,6295	0,00046	5,35715	0,62967	68,9311	9,0749
FA:25-27	1,29051	9,7E-05	-6,4964	0,62943	82,0799	10,7047	FR:25-27	0,9857	0,00011	-7,2895	0,47772	93,1769	10,378
FA:27-29	0,70049	0,00011	8,1528	0,47146	106,348	9,97367	FR:27-29	1,0628	0,00125	6,93596	0,51282	88,1226	11,126
FA:27-30	0,45686	5,8E-05	9,0683	0,34923	122,008	9,08044	FR:27-30	0,4784	0,00014	9,04774	0,32878	121,666	9,6882
FA:28-27	0,42631	0,00012	9,1756	0,32828	124,007	8,82774	FR:28-27	0,4543	0,00053	8,87433	0,28232	118,577	9,4204
FA:29-30	2,09289	8,9E-05	4,3336	0,75788	59,1074	10,0837	FR:29-30	0,6694	0,00011	8,34823	0,48695	109,607	11,101

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI		r^N		$J(x)$	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
V:1	0,12361	0,002682	9,9232	0,09093	138,915	7,31773
V:2	0,12311	0,002861	9,9243	0,09074	138,928	7,3165
V:5	0,12282	0,002604	9,9236	0,09057	138,92	7,32594
V:8	0,12365	0,003173	9,922	0,0925	138,898	7,31906
V:11	0,1203	0,003053	9,9264	0,09024	138,992	7,30628
V:13	0,12509	0,003138	9,9246	0,09397	138,939	7,30581
V:20	0,12901	0,003497	9,9178	0,09589	138,805	7,33697
V:28	0,12394	0,003191	9,9216	0,09257	138,895	7,32196

Analisando os resultados da tabela 5.17, verificamos que o teste do maior resíduo normalizado e, também, o teste do índice $J(x)$ falharam na detecção de EGs em medidas com índice UI elevado (casos em vermelho).

Por outro lado, os casos em amarelo distinguem as medidas em que o valor médio do respectivo resíduo normalizado foi maior que 3, mas o valor médio do índice $J(x)$ foi inferior a 81 (limiar de detecção para o teste do índice $J(x)$). Como pode ser observado na tabela 5.17, esses casos correspondem às medidas cujo índice UI está entre 1,2146 e 3,0381.

5.2.7 Análise Comparativa do Índice UI calculado adicionando ou não ruído e/ou erro grosseiro

Com o intuito de analisar a variação do índice UI , com relação às alterações nos valores das medidas, a tabela 5.18 apresenta os valores do índice UI , calculados nos casos anteriores, sendo os mesmos divididos da seguinte forma:

- Caso 1: medidas sem ruído e sem EG;

- Caso 2: medidas sem ruído, mas com adição de EG simples de 10σ em cada medida;
- Caso 3: medidas com ruído, mas sem adição de EG;
- Caso 4: medidas com ruído e com adição de EG simples de 10σ , em cada medida.

Tabela 5.18: Resultados do índice *UI*, com alterações nos valores das medidas – sistema de 30 barras

Medidas de Potência Ativa							Medidas de Potência Reativa						
Medida	Caso 1: <i>UI</i>	Caso 2: <i>UI</i>	Caso 3: <i>UI</i>		Caso 4: <i>UI</i>		Medida	Caso 1: <i>UI</i>	Caso 2: <i>UI</i>	Caso 3: <i>UI</i>		Caso 4: <i>UI</i>	
	valor	valor	Média	Desvio	Média	Desvio		valor	valor	Média	Desvio	Média	Desvio
IA:1	0,394	0,401	0,39569	0,00223	0,39458	0,00259	IR:1	1,0718	1,0728	1,07211	0,00055	1,073	0,00056
IA:2	7,1385	7,181	7,14329	0,02076	7,1456	0,02196	IR:2	0,3608	0,3625	0,36109	0,00093	0,3618	0,00105
IA:5	0,342	0,345	0,34285	0,00116	0,34257	0,00129	IR:5	0,9761	0,9922	0,97996	0,0067	0,9843	0,00778
IA:6	---	---	---	---	---	---	IR:6	---	---	---	---	---	---
IA:7	1,482	1,484	1,48224	0,00058	1,4812	0,00053	IR:7	0,5328	0,5346	0,53322	0,00067	0,533	0,0007
IA:8	0,7286	0,729	0,7286	5,02E-05	0,72847	5,00E-05	IR:8	1,0618	1,0664	1,06284	0,00181	1,0625	0,00184
IA:9	---	---	---	---	---	---	IR:9	---	---	---	---	---	---
IA:11	---	---	---	---	---	---	IR:11	0,6238	0,624	0,62395	0,00023	0,6248	0,00027
IA:12	3,0384	3,04	3,03863	0,00082	3,0381	0,00083	IR:12	3,4937	3,5053	3,49636	0,00447	3,4941	0,00506
IA:13	---	---	---	---	---	---	IR:13	0,8819	0,8827	0,88211	0,00037	0,8834	0,00039
IA:15	5,3617	5,364	5,36173	0,00111	5,35957	0,00114	IR:15	6,9668	6,9911	6,9723	0,0093	6,9697	0,0104
IA:16	4,453	4,454	4,45335	0,00055	4,45242	0,00056	IR:16	2,567	2,5737	2,56848	0,0025	2,5664	0,00257
IA:17	7,215	7,219	7,21608	0,0016	7,21367	0,00187	IR:17	4,2631	4,273	4,26524	0,00365	4,2616	0,00372
IA:19	1,1173	1,117	1,1173	0	1,11728	4,00E-05	IR:19	1,4132	1,4132	1,41318	4,43E-05	1,413	4,00E-05
IA:21	1,0568	1,057	1,0569	0,00011	1,05691	0,00012	IR:21	0,9258	0,9263	0,92592	0,00018	0,9259	0,00018
IA:22	---	---	---	---	---	---	IR:22	---	---	---	---	---	---
IA:23	2,121	2,121	2,12095	0,00011	2,12029	9,50E-05	IR:23	1,3398	1,3399	1,33984	6,50E-05	1,3394	6,30E-05
IA:24	0,993	0,993	0,99302	6,15E-05	0,99273	5,50E-05	IR:24	0,7793	0,7841	0,78033	0,00176	0,78	0,00186
IA:25	---	---	---	---	---	---	IR:25	---	---	---	---	---	---
IA:27	---	---	---	---	---	---	IR:27	---	---	---	---	---	---
IA:28	---	---	---	---	---	---	IR:28	---	---	---	---	---	---
IA:30	0,3866	0,387	0,3866	7,71E-05	0,38639	7,40E-05	IR:30	1,3311	1,3318	1,3313	0,00027	1,3298	0,00026
FA:1-2	0,2944	0,299	0,29549	0,00146	0,29499	0,00157	FR:1-2	0,402	0,4024	0,40212	0,00024	0,4025	0,00022
FA:1-3	0,4358	0,443	0,43748	0,0022	0,43592	0,00225	FR:1-3	1,4558	1,4567	1,45627	0,00122	1,4603	0,00123
FA:2-4	0,3429	0,348	0,34423	0,00176	0,34352	0,00167	FR:2-4	0,7337	0,735	0,73402	0,00051	0,7343	0,0005
FA:4-2	0,3294	0,335	0,33078	0,00181	0,33008	0,00197	FR:4-2	1,3175	1,3512	1,32375	0,01423	1,306	0,01282
FA:2-5	0,2342	0,237	0,23492	0,00095	0,23478	0,00103	FR:2-5	1,7999	1,8122	1,8029	0,00544	1,8072	0,00592
FA:2-6	0,2777	0,282	0,27888	0,00156	0,27861	0,00166	FR:2-6	0,8145	0,8298	0,81797	0,00574	0,8163	0,00577
FA:3-4	2,6518	2,666	2,65472	0,00601	2,69308	0,00628	FR:3-4	9,2068	9,2087	9,20812	0,00552	9,2033	0,00553
FA:4-6	0,4275	0,428	0,42752	0,00017	0,42758	0,00017	FR:4-6	0,5883	0,592	0,58918	0,00135	0,5887	0,00143
FA:4-12	0,3042	0,304	0,30408	6,47E-05	0,30402	6,00E-05	FR:4-12	0,698	0,7217	0,70333	0,00868	0,6998	0,00992
FA:5-7	1,3766	1,38	1,37681	0,00138	1,37508	0,00125	FR:5-7	0,427	0,4273	0,42705	0,00019	0,4272	0,00019
FA:6-7	0,4785	0,479	0,47856	0,00024	0,47869	0,00025	FR:6-7	2,3269	2,3346	2,32847	0,0035	2,3281	0,00348
FA:6-8	0,6012	0,601	0,60121	2,97E-05	0,60122	4,10E-05	FR:6-8	0,7494	0,7496	0,74943	9,40E-05	0,7493	9,10E-05
FA:6-9	0,4012	0,401	0,40107	9,56E-05	0,40093	0,0001	FR:6-9	0,831	0,8312	0,83102	0,00011	0,8306	0,0001
FA:6-28	0,4102	0,41	0,41012	9,85E-05	0,41003	0,0001	FR:6-28	---	---	---	---	---	---

FA:8-28	0,857	0,857	0,857	3,17E-05	0,85691	3,00E-05	FR:8-28	0,382	0,3917	0,38421	0,00353	0,3835	0,0037
FA:9-11	---	---	---	---	---	---	FR:9-11	0,5762	0,5763	0,5762	0,0001	0,576	9,50E-05
FA:9-10	0,4145	0,414	0,41432	9,29E-05	0,41419	9,90E-05	FR:9-10	1,297	1,2973	1,297	0,00016	1,2966	0,00014
FA:12-13	---	---	---	---	---	---	FR:12-13	0,8424	0,8432	0,84258	0,00031	0,8416	0,00031
FA:12-15	0,5093	0,51	0,50933	7,81E-05	0,50931	8,40E-05	FR:12-15	0,7726	0,782	0,77471	0,00357	0,7736	0,00361
FA:12-16	0,7231	0,724	0,72324	0,00018	0,72339	0,00021	FR:12-16	1,1074	1,1135	1,1087	0,00233	1,1083	0,00259
FA:15-18	0,9941	0,994	0,99408	7,78E-05	0,99463	6,50E-05	FR:15-18	0,9969	0,9969	0,99689	9,18E-05	0,9976	8,30E-05
FA:18-15	0,9707	0,971	0,97067	9,88E-05	0,96994	8,60E-05	FR:18-15	0,9841	0,9842	0,98413	8,37E-05	0,9834	7,30E-05
FA:15-23	0,6156	0,616	0,6156	6,43E-05	0,61581	6,40E-05	FR:15-23	1,0934	1,0934	1,09341	9,62E-05	1,0941	8,00E-05
FA:18-19	2,8378	2,838	2,83781	9,85E-05	2,83879	4,30E-05	FR:18-19	1,4163	1,4163	1,4163	7,90E-05	1,4171	5,90E-05
FA:19-20	1,1173	1,117	1,1173	0	1,1173	0	FR:19-20	1,4132	1,4132	1,41317	4,51E-05	1,4134	4,80E-05
FA:21-22	1,6062	1,606	1,6062	2,25E-05	1,60611	2,80E-05	FR:21-22	1,4531	1,4531	1,4531	2,97E-05	1,453	2,10E-05
FA:22-24	0,7089	0,709	0,70896	0,0001	0,70914	0,00012	FR:22-24	1,2137	1,2165	1,21427	0,00109	1,2146	0,00124
FA:23-24	1,287	1,288	1,28712	0,00027	1,2874	0,00028	FR:23-24	0,9388	0,9388	0,9388	4,37E-05	0,939	3,60E-05
FA:24-25	1,1631	1,163	1,16296	0,00012	1,1623	9,40E-05	FR:24-25	1,0182	1,0194	1,0185	0,0004	1,0192	0,00043
FA:25-26	1,6757	1,676	1,67574	5,28E-05	1,6756	3,30E-05	FR:25-26	1,6296	1,6307	1,62983	0,00041	1,6295	0,00046
FA:25-27	1,2909	1,291	1,2908	9,63E-05	1,29051	9,70E-05	FR:25-27	0,9861	0,9861	0,98606	0,00011	0,9857	0,00011
FA:27-29	0,7006	0,701	0,70054	0,00012	0,70049	0,00011	FR:27-29	1,0623	1,065	1,063	0,00104	1,0628	0,00125
FA:27-30	0,4569	0,457	0,4569	6,03E-05	0,45686	5,80E-05	FR:27-30	0,4782	0,4785	0,47827	0,00013	0,4784	0,00014
FA:28-27	0,4265	0,427	0,42647	0,00013	0,42631	0,00012	FR:28-27	0,4542	0,4553	0,45443	0,00047	0,4543	0,00053
FA:29-30	2,0916	2,092	2,09158	0,00014	2,09289	8,90E-05	FR:29-30	0,6689	0,669	0,6689	0,00012	0,6694	0,00011

Medidas de Tensão

Medida	Caso 1: <i>UI</i>	Caso 2: <i>UI</i>	Caso 3: <i>UI</i>		Caso 4: <i>UI</i>	
	valor	valor	Média	Desvio	Média	Desvio
V:1	0,1227	0,131	0,1246	0,00297	0,12361	0,00268
V:2	0,1219	0,13	0,12378	0,00295	0,12311	0,00286
V:5	0,1219	0,13	0,12379	0,00295	0,12282	0,0026
V:8	0,1232	0,131	0,12511	0,00298	0,12365	0,00317
V:11	0,12	0,128	0,12183	0,00287	0,1203	0,00305
V:13	0,124	0,132	0,1259	0,00298	0,12509	0,00314
V:20	0,1282	0,136	0,13015	0,00309	0,12901	0,0035
V:28	0,1235	0,132	0,12545	0,003	0,12394	0,00319

Assim como mostrado nas simulações no sistema de 14 barras, os resultados da tabela 5.18 mostram que o índice *UI* variou pouco, considerando as alterações nos valores das medidas em análise. Isso se deve ao fato de o índice *UI* de uma medida não depender apenas dos valores das medidas, mas de outros fatores que influenciam as matrizes *K* e *S*. Dentre estes fatores destacam-se os parâmetros da rede elétrica e a ponderação das medidas.

5.3 Conclusões do Capítulo

Neste capítulo foram apresentados os resultados de algumas simulações, visando a validar os aspectos teóricos do capítulo 4. Para tal propósito, vários cenários de medidas, com ou sem ruído gaussiano e, também, com medidas portadoras de EGs simples, foram utilizados nos sistemas testes de 14 e 30 barras do IEEE.

De um modo geral, através dos resultados, verificou-se que os valores dos resíduos normalizados de medidas portadoras de EGs, com índice UI de valor baixo, são próximos ao valor da magnitude do erro aplicado. Em contrapartida, quanto maior o índice UI , menor será o resíduo normalizado da medida e também o índice $J(x)$ do conjunto em análise.

No capítulo 4 concluiu-se que o índice UI depende dos elementos da diagonal principal das matrizes K e S , que, por sua vez, dependem dos valores dos parâmetros do sistema, bem como da redundância local, ponderação e valores das medidas. Analisando os valores do índice UI , calculados neste capítulo adicionando ou não ruído e/ou EG, constatamos que os mesmos variaram pouco com tais alterações nos valores das medidas. Dessa forma, pode-se concluir que os fatores que mais influenciam, no valor do índice UI de medidas redundantes, são:

- Os valores dos parâmetros do sistema;
- A Ponderação e redundância local das medidas.

Capítulo 6

6 Aplicação do Índice de Não-Detecção de Erros para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros

Neste capítulo é apresentada uma aplicação possível do índice UI , para prover uma melhora substancial no processo de detecção e identificação de erros grosseiros simples. Para tal propósito, as seções deste capítulo estão divididas da seguinte forma:

- A seção 6.1 englobará todo o embasamento teórico necessário para mostrar que é possível utilizar o índice UI , para a detecção e identificação de EGs, além de exibir os resultados de várias simulações, nos sistemas testes de 14 e 30 barras do IEEE;
- A seção 6.2 apresentará as conclusões relevantes deste capítulo.

6.1 Utilização do Índice UI para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros

Nesta seção mostrar-se-á que, através do índice UI , é possível obter uma estimativa do EG de uma medida. Para isto, basta calcular o índice UI e o resíduo para todas as medidas disponíveis.

Conforme apresentado anteriormente, no capítulo 4, o resíduo de uma medida corresponde apenas à componente detectável do erro da mesma ($|r_i| \cong \|w_{Di}\|_{R^{-1}}$) e o índice UI de uma medida corresponde à relação entre a componente não-detectável e detectável do seu erro (equação (4.26)). Assim, o índice UI pode ser utilizado para estimar a componente não-detectável do erro de uma medida, através do resíduo da

mesma (componente detectável), que é obtido através do estimador de estado WLS. Desta forma, através do índice UI torna-se possível estimar o erro da medida, isto é, torna-se possível compor o erro total da medida a partir da parte detectável (resíduo) e da parte não detectável (obtida através do resíduo e do índice UI) do erro. Denominaremos essa composição do erro como “erro composto”.

Lembrando que as duas componentes do vetor de erros são ortogonais entre si (equação (4.18)) e da definição do índice UI (equação (4.26)), obtemos o erro composto para cada medida i (ec_i), da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 \underline{ec}_i^2 &= \|\underline{w}_{Ui}\|_{R^{-1}}^2 + \|\underline{w}_{Di}\|_{R^{-1}}^2 \\
 \underline{ec}_i &= \sqrt{\|\underline{w}_{Ui}\|_{R^{-1}}^2 + \|\underline{w}_{Di}\|_{R^{-1}}^2} \\
 \underline{ec}_i &= \sqrt{\left(UI_i \cdot \|\underline{w}_{Di}\|_{R^{-1}} \right)^2 + \|\underline{w}_{Di}\|_{R^{-1}}^2} \\
 \underline{ec}_i &= \sqrt{(UI_i \cdot \underline{r}_i)^2 + \underline{r}_i^2} \\
 \underline{ec}_i &= \sqrt{(UI_i^2 + 1) \cdot \underline{r}_i^2} \\
 \underline{ec}_i &= \underline{r}_i \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}
 \end{aligned} \tag{6.1}$$

Agora, considerando que a i -ésima medida seja portadora de erro grosseiro e que as demais estejam isentas de qualquer erro ou ruído, isto é,

$$\underline{z}^{erro} = \underline{z} + \underline{w}^{erro}, \tag{6.2}$$

com $\underline{w}^{erro} = b \cdot \sigma_i \cdot [0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0]^t$, podemos calcular o valor esperado do erro composto $E\{\underline{ec}_i\}$, através do seguinte desenvolvimento:

$$\begin{aligned}
 E\{\underline{ec}_i\} &= E\left\{ \underline{r}_i \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)} \right\} = \sqrt{(UI_i^2 + 1)} \cdot E\{\underline{r}_i\} \\
 E\{\underline{ec}_i\} &= \sqrt{(UI_i^2 + 1)} \cdot E\{\underline{w}_i^{erro} \cdot S_{ii}\} \\
 E\{\underline{ec}_i\} &= \sqrt{(UI_i^2 + 1)} \cdot b \cdot \sigma_i \cdot S_{ii}
 \end{aligned} \tag{6.3}$$

como a expressão $\sqrt{(UI_i^2 + 1)}$ pode ser simplificada por

$$\begin{aligned}
 \sqrt{(UI_i^2 + 1)} &= \sqrt{\frac{K_{ii}}{(1 - K_{ii})} + 1} = \sqrt{\frac{K_{ii} + 1 - K_{ii}}{(1 - K_{ii})}} \\
 \sqrt{(UI_i^2 + 1)} &= \sqrt{\frac{1}{(1 - K_{ii})}} = \sqrt{\frac{R_{ii}}{\Omega_{ii}}} = \frac{\sigma_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}}
 \end{aligned} \tag{6.4}$$

finalmente temos

$$\begin{aligned}
E\{e_{c_i}\} &= \frac{\sigma_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \cdot b \cdot \sigma_i \cdot S_{ii} = \frac{b \cdot R_{ii} \cdot S_{ii}}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \\
E\{e_{c_i}\} &= \frac{b \cdot \Omega_{ii}}{\sqrt{\Omega_{ii}}} = b \cdot \sqrt{\Omega_{ii}}
\end{aligned} \tag{6.5}$$

Com base na expressão (6.5), torna-se possível obter o erro composto em desvio padrão para cada medida i ($e_{\sigma i}$) da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
e_{\sigma} &= \frac{e_{c_i}}{\sqrt{\Omega_{ii}}} = \frac{r_i \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \\
e_{\sigma} &= r_i^N \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}
\end{aligned} \tag{6.6}$$

sendo r_i^N o resíduo normalizado da medida i (definido no capítulo 4).

Com base nos resultados apresentados até aqui, fica fácil verificar que o valor esperado do erro composto, em desvio padrão, $E\{e_{\sigma i}\}$ para a medida i , portadora de erro grosseiro, torna-se:

$$\begin{aligned}
E\{e_{\sigma}\} &= E\left\{r_i^N \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}\right\} = E\left\{\frac{r_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}\right\} \\
E\{e_{\sigma}\} &= E\left\{\frac{e_{c_i}}{\sqrt{\Omega_{ii}}}\right\} = \frac{1}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \cdot E\{e_{c_i}\} \\
E\{e_{\sigma}\} &= \frac{1}{\sqrt{\Omega_{ii}}} \cdot b \cdot \sqrt{\Omega_{ii}} = b
\end{aligned} \tag{6.7}$$

Conseqüentemente, através do erro composto em desvio ($e_{\sigma i}$), torna-se possível estimar o erro da medida errônea ($\hat{w}_i$), por meio de:

$$\hat{w}_i = e_{\sigma i} \cdot \underline{\sigma}_i, \tag{6.8}$$

e, por conseguinte, torna-se possível corrigir o valor da medida:

$$\underline{z}_i^{corrigido} = \underline{z}_i^{erro} - \hat{w}_i = \underline{z}_i^{erro} - e_{\sigma i} \cdot \underline{\sigma}_i. \tag{6.9}$$

Face ao exposto, acreditamos que, através do índice UI , seja possível aumentar a eficiência do processo de detecção e identificação de EGs através da análise dos resíduos normalizados.

Conforme mostrado na seção 4.3 do capítulo 4, medidas com elevado índice UI podem apresentar resíduos normalizados pequenos, mesmo quando as mesmas são portadoras de EGs. Em situações como essa, provavelmente o teste dos resíduos normalizados iria falhar, mesmo quando apenas uma das medidas seja portadora de EG.

Na literatura sobre estimação de estado já foi demonstrado que, quando apenas uma das medidas é portadora de EG (erro grosseiro simples), e as demais são medidas perfeitas (sem ruído), a medida portadora de EG vai apresentar o maior resíduo normalizado em módulo (MONTICELLI e GARCIA, 1983; ABUR e EXPÓSITO, 2004).

Quando o EG ocorre em uma medida com elevado índice UI , o valor do seu resíduo normalizado será o maior de todos, mas provavelmente menor que o limiar estabelecido para detecção de EG, pois a componente não-detectável do erro dessa medida é bem maior que a componente detectável, mascarando assim o EG. Nesses casos, o limiar para detecção de EG deve ser comparado com o valor do erro composto em desvio padrão, tendo em vista que o mesmo contempla as duas componentes do erro. Se o erro composto em desvio for maior que o limiar, o mesmo pode ser utilizado ainda para corrigir o valor da medida, conforme apresentado na equação (6.9). Assim, ao invés de eliminar a medida portadora de EG, seria possível corrigir o seu valor, para, em seguida, re-estimar as variáveis de estado.

Em contrapartida, se o índice UI da medida portadora de EG for pequeno, maior será a componente detectável do erro. Nesse caso, provavelmente o teste do resíduo normalizado funcionará de forma adequada, tanto para detectar quanto para identificar a medida com EG, e a contribuição do índice UI seria para correção do valor da medida.

Tendo em vista as possibilidades de utilização do índice UI , supracitadas, vamos propor, na próxima subseção, um algoritmo para prover uma melhora substancial ao processo de detecção e identificação de medidas, portadoras de EGs simples.

6.1.1 Algoritmo para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros Simples

O algoritmo para detecção e identificação de EGs, a ser apresentado, pode ser visto como uma continuação do algoritmo mostrado na subseção 4.3.2, em que o índice UI é determinado. Assim, utilizando-se o estimador WLS convencional, faça:

Passo 1: Determine o valor estimado das variáveis de estado ($\hat{x}$), através da solução iterativa da equação (2.17) (equação normal);

Passo 2: Calcule as matrizes K e $(I - K)$ considerando $\hat{x}$, ou calcule apenas os elementos da diagonal principal dessas matrizes;

Passo 3: Calcule o resíduo normalizado r_i^N para cada medida i e o índice UI , isto é:

$$r_i^N = \frac{r_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}}, \text{ para } i = 1, \dots, m;$$

$$UI_i = \frac{\sqrt{(K_{ii})}}{\sqrt{(1 - K_{ii})}}, \text{ para } i = 1, \dots, m.$$

Passo 4: Através dos resíduos normalizados e dos índices UIs , calcule o erro composto em desvio padrão $e_{\sigma i}$ para cada medida i , utilizando a equação (6.6):

$$\underline{e}_{\sigma i} = \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)}, \text{ para } i = 1, \dots, m.$$

Passo 5: Para a medida com **maior resíduo normalizado em módulo**, verifique se o módulo de seu erro composto em desvio padrão é maior que certo limiar de detecção pré-estabelecido ρ (pode ser o mesmo limiar do teste dos resíduos normalizados), ou seja:

- Se $|e_{\sigma i}| > \rho$, esta medida i apresenta EG; vá ao passo 6.
- Se $|e_{\sigma i}| \leq \rho$, aceita-se a hipótese de que não exista EG; fim.

Passo 6: Corrija o valor da medida identificada no passo 5, através da equação (6.9):

$$\underline{z}_i^{corrigido} = \underline{z}_i^{erro} - \hat{w}_i = \underline{z}_i^{erro} - \underline{e}_{\sigma i} \cdot \underline{\sigma}_i;$$

volte ao passo 1.

Nota 6.1: Para o cálculo da equação (6.9), o sinal (positivo ou negativo) do $\underline{e}_{\sigma i}$ deve ser levado em conta, e não apenas sua magnitude. Assim:

- Se $\underline{e}_{\sigma i}$ for negativo, $\underline{z}_i^{corrigido} = \underline{z}_i + |\underline{e}_{\sigma i}| \cdot \underline{\sigma}_i$;
- Se $\underline{e}_{\sigma i}$ for positivo, $\underline{z}_i^{corrigido} = \underline{z}_i - |\underline{e}_{\sigma i}| \cdot \underline{\sigma}_i$.

6.1.2 Aplicação do Algoritmo para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros sem acrescentar Ruído Gaussiano às Medidas: Exemplos

Sistema de 14 barras

Para os exemplos a seguir, considere o sistema de 14 barras do IEEE, e o limiar de detecção de erro grosseiro $\rho = 3,0$ (o mesmo limiar do teste dos resíduos normalizados).

Exemplo 1: Medidas sem ruído e adição de EG simples, em medida com UI de valor baixo

Considere o sistema de medição apresentado na tabela 4.1, porém agora com adição de EG de 10σ na medida IA:1 (os valores das demais medidas são exatamente os determinados pelo fluxo de potência, isto é, sem acrescentar ruído aleatório algum).

Através da execução do algoritmo apresentado na subseção anterior, obtivemos os resultados tabelados a seguir (tabela 6.1):

Tabela 6.1: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ na medida IA:1

Medidas de Potência Ativa					Medidas de Potência Reativa				
Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ	Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ
IA:1	2,2946	0,2826	-9,6301	-10,0073	IR:1	-0,1662	1,411	0,8723	1,5086
IA:2	0,185	6,5105	-4,1418	-27,2818	IR:2	0,3052	0,6753	0,8404	1,014
IA:5	-0,0758	11,4557	-2,2828	-26,25	IR:5	-0,016	9,446	0,7857	7,4631
IA:7	NULO	---	NULO	---	IR:7	NULO	---	NULO	---
IA:8	NULO	---	NULO	---	IR:8	0,1759	0,4297	0,0613	0,0668
IA:9	-0,2952	0,7561	-0,0595	-0,0746	IR:9	-0,1657	0,5556	-0,2692	-0,308
IA:13	-0,1347	0,8338	-0,0054	-0,0071	IR:13	-0,0581	0,6994	-0,0255	-0,0312
IA:14	-0,1489	0,6645	0,0009	0,0011	IR:14	-0,0496	0,6737	0,0131	0,0158
FA:1-2	1,5488	0,2903	0,7793	0,8114	FR:1-2	-0,2034	0,579	-0,0517	-0,0598
FA:2-3	0,7276	0,2453	0,4486	0,4619	FR:2-3	0,0357	2,212	0,9893	2,4017
FA:4-2	-0,5374	0,3227	-0,7706	-0,8097	FR:4-2	0,0296	1,1875	1,4371	2,2311
FA:5-2	-0,4014	0,2931	-0,6676	-0,6956	FR:5-2	-0,021	1,1141	-0,6512	-0,9749
FA:3-4	-0,2351	1,2969	0,5319	0,8711	FR:3-4	0,0444	2,1507	1,3539	3,2112
FA:4-5	-0,6011	0,4904	-1,1167	-1,2438	FR:4-5	0,1569	0,3611	0,5634	0,599
FA:7-4	-0,2806	0,4202	-0,02	-0,0217	FR:7-4	0,1129	0,4243	0,2286	0,2483
FA:9-4	-0,1607	0,4203	-0,0223	-0,0241	FR:9-4	0,017	1,6123	0,7006	1,3292
FA:5-6	0,4382	0,3336	0,2886	0,3042	FR:5-6	0,1243	0,4575	0,4078	0,4484
FA:6-5	-0,4382	0,3336	-0,2886	-0,3042	FR:6-5	-0,0803	0,9337	-0,5514	-0,7543
FA:6-11	0,0737	0,8943	0,1701	0,2282	FR:6-11	0,0354	0,8165	0,173	0,2233
FA:11-6	-0,0731	0,8971	-0,1726	-0,2319	FR:11-6	-0,0342	0,8871	-0,1891	-0,2528
FA:6-12	0,0779	0,6026	0,0243	0,0283	FR:6-12	0,0251	0,8307	0,0432	0,0562
FA:6-13	0,1774	0,4551	0,0219	0,0241	FR:6-13	0,0721	0,4307	0,0242	0,0263
FA:13-6	-0,1752	0,4501	-0,0249	-0,0273	FR:13-6	-0,0679	0,4549	-0,0398	-0,0437
FA:7-8	NULO	---	NULO	---	FR:7-8	-0,1713	0,4165	-0,0661	-0,0716
FA:8-7	NULO	---	NULO	---	FR:8-7	0,1759	0,4297	0,0614	0,0669
FA:7-9	0,2806	0,4202	0,0201	0,0218	FR:7-9	0,0584	1,2161	-0,366	-0,5762
FA:9-10	0,0521	0,9794	-0,0356	-0,0499	FR:9-10	0,0423	0,9308	-0,0565	-0,0772
FA:10-9	-0,052	0,9736	0,0345	0,0481	FR:10-9	-0,0419	0,9196	0,0528	0,0717
FA:9-14	0,0941	0,7581	-0,056	-0,0703	FR:9-14	0,036	0,7256	-0,0974	-0,1203
FA:10-11	-0,0379	4,2345	-0,5026	-2,1869	FR:10-11	-0,0159	3,8975	-0,4992	-2,0087
FA:12-13	0,016	3,2396	0,04	0,1357	FR:12-13	0,0075	3,3303	0,0184	0,0641
FA:14-13	-0,056	0,907	-0,0889	-0,12	FR:14-13	-0,0161	1,2526	-0,1445	-0,2316

Medidas de Tensão				
Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ
V:1	1,0568	0,1546	0,1507	0,1525
V:2	1,042	0,1554	0,1387	0,1403
V:3	1,007	0,1614	0,1356	0,1373

V:6	1,067	0,1618	0,1249	0,1265
V:8	1,0871	0,1549	0,1182	0,1196
V:12	1,0521	0,1663	0,1281	0,1299

A partir dos resultados apresentados na tabela 6.1, verifica-se que o maior resíduo normalizado em módulo é o da medida IA:1 (em azul), cujo valor é 9,6301. Como o erro composto em desvio padrão dessa medida é maior que o limiar de detecção, isto é:

$$\left| e_{\sigma \text{ IA:1}} \right| = 10,0073 > \rho = 3,0 ,$$

considera-se então a medida IA:1 como portadora de erro grosseiro.

Através da equação (6.9), calcula-se o valor corrigido da medida IA:1:

$$\begin{aligned} z_{\text{IA:1}}^{\text{corrigido}} &= z_{\text{IA:1}} - e_{\sigma \text{ IA:1}} \cdot \sigma_{\text{IA:1}} \\ z_{\text{IA:1}}^{\text{corrigido}} &= 1,93566 - (-10,0073) \cdot 0,03873 . \\ z_{\text{IA:1}}^{\text{corrigido}} &= 2,3232 \end{aligned}$$

Após a correção realizada no valor da medida IA:1, aplicamos novamente o algoritmo de detecção de EGs. Como resultado dessa nova simulação, verificamos que o erro composto em desvio, para a medida com maior resíduo normalizado (medida IR:5, $\left| r_{\text{IR:5}}^N \right| = 0,0473$) vale: $\left| e_{\sigma \text{ IR:5}} \right| = 0,4493$. Como este valor é menor que o limiar $\rho = 3,0$, conclui-se que o sistema de medição não apresenta mais EG.

Vale ressaltar que o valor sem EG e sem ruído da medida IA:1 é 2,32299 p.u., e o valor estimado dessa medida, após a identificação e correção do erro, foi de 2,3230, ou seja, um valor muito próximo ao considerado “correto”.

Exemplo 2: Medidas sem ruído e adição de EG simples, em medida com *UI* de valor alto

Considere o mesmo sistema de medição apresentado na tabela 4.1, porém agora com adição de EG de 10σ na medida IA:5.

Com a execução do algoritmo apresentado na subseção anterior, obtivemos os resultados tabelados a seguir (tabela 6.2):

Tabela 6.2: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ na medida IA:5

Medidas de Potência Ativa					Medidas de Potência Reativa				
Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ	Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ
IA:1	2,3153	0,2806	0,2057	0,2137	IR:1	-0,165	1,4063	0,1388	0,2396
IA:2	0,1831	6,4865	0,0268	0,1759	IR:2	0,3078	0,6639	0,2263	0,2716
IA:5	-0,0634	11,3898	0,8703	9,9509	IR:5	-0,016	9,4473	-0,175	-1,6623
IA:7	NULO	---	NULO	---	IR:7	NULO	---	NULO	---
IA:8	NULO	---	NULO	---	IR:8	0,176	0,4293	-0,0024	-0,0026
IA:9	-0,2954	0,7553	-0,0134	-0,0168	IR:9	-0,1661	0,5411	-0,1276	-0,1451
IA:13	-0,1347	0,8338	-0,0017	-0,0022	IR:13	-0,0581	0,6993	-0,0062	-0,0076
IA:14	-0,1489	0,6645	-0,0042	-0,0051	IR:14	-0,0496	0,6737	-0,0167	-0,0201
FA:1-2	1,5639	0,2883	0,1772	0,1844	FR:1-2	-0,2032	0,579	-0,0988	-0,1141
FA:2-3	0,7322	0,2433	0,0561	0,0578	FR:2-3	0,0359	2,1974	0,0366	0,0883
FA:4-2	-0,543	0,3205	-0,1208	-0,1269	FR:4-2	0,0302	1,1862	-0,1646	-0,2553
FA:5-2	-0,4033	0,2912	-0,3783	-0,394	FR:5-2	-0,0212	1,114	0,2796	0,4185
FA:3-4	-0,2342	1,2756	0,1458	0,2363	FR:3-4	0,0448	2,1242	0,0932	0,2188
FA:4-5	-0,6172	0,4874	0,6429	0,7152	FR:4-5	0,1585	0,3607	-0,0938	-0,0997
FA:7-4	-0,2807	0,4198	-0,0095	-0,0103	FR:7-4	0,1133	0,4186	0,024	0,0261
FA:9-4	-0,1608	0,42	-0,0107	-0,0116	FR:9-4	0,0171	1,5937	-0,082	-0,1543
FA:5-6	0,4413	0,3327	-0,1553	-0,1637	FR:5-6	0,1252	0,4488	-0,0823	-0,0902
FA:6-5	-0,4413	0,3327	0,1553	0,1637	FR:6-5	-0,0808	0,8894	-0,1204	-0,1611
FA:6-11	0,0738	0,8935	-0,0194	-0,026	FR:6-11	0,0355	0,8157	-0,0232	-0,0299
FA:11-6	-0,0733	0,8962	0,0183	0,0246	FR:11-6	-0,0343	0,886	0,0196	0,0262
FA:6-12	0,0779	0,6026	-0,0022	-0,0025	FR:6-12	0,0251	0,8306	-0,0043	-0,0056
FA:6-13	0,1774	0,455	-0,002	-0,0022	FR:6-13	0,0721	0,4307	-0,0046	-0,005
FA:13-6	-0,1753	0,45	0,0007	0,0008	FR:13-6	-0,0679	0,4547	-0,0019	-0,0021
FA:7-8	NULO	---	NULO	---	FR:7-8	-0,1714	0,4162	-0,0004	-0,0004
FA:8-7	NULO	---	NULO	---	FR:8-7	0,176	0,4293	-0,0024	-0,0026
FA:7-9	0,2807	0,4198	0,0095	0,0103	FR:7-9	0,0582	1,2038	-0,0684	-0,107
FA:9-10	0,0521	0,9793	0,0052	0,0073	FR:9-10	0,0422	0,9307	0,0284	0,0388
FA:10-9	-0,0519	0,9736	-0,0055	-0,0077	FR:10-9	-0,0419	0,9197	-0,0291	-0,0395
FA:9-14	0,094	0,758	0,0091	0,0114	FR:9-14	0,0359	0,7254	0,0188	0,0233
FA:10-11	-0,038	4,2184	0,0552	0,2392	FR:10-11	-0,016	3,8832	0,0561	0,225
FA:12-13	0,016	3,2396	-0,0076	-0,0259	FR:12-13	0,0075	3,3303	-0,0116	-0,0402
FA:14-13	-0,056	0,9067	0,006	0,0081	FR:14-13	-0,0161	1,2517	0,0043	0,0069

Medidas de Tensão				
Medida	Valor estimado	UI	r^N	e_σ
V:1	1,0584	0,1478	0,0543	0,0549
V:2	1,0435	0,1485	0,0528	0,0534
V:3	1,0084	0,1542	0,0541	0,0548
V:6	1,0683	0,1545	0,049	0,0495
V:8	1,0884	0,148	0,0472	0,0477
V:12	1,0535	0,1588	0,0504	0,051

A partir dos resultados da tabela 6.2, verificamos que o erro composto em desvio, para a medida com maior resíduo normalizado (medida IA:5, $|r_{IA:5}^N| = 0,8703$), vale $|e_{\sigma \text{ IA:5}}| = 9,9506$, sendo maior que o limiar $\rho = 3,0$.

Através da equação (6.9), calculamos o valor corrigido da medida IA:5:

$$\begin{aligned} z_{IA:5}^{corrigido} &= z_{IA:5} - e_{\sigma \text{ IA:5}} \cdot \sigma_{IA:5} \\ z_{IA:5}^{corrigido} &= -0,0633036 - (9,9506) \cdot 0,001267 . \\ z_{IA:5}^{corrigido} &= -0,075911 \end{aligned}$$

Nota 6.2: O valor sem erro e sem ruído da medida IA:5 é -0,07601 p.u..

Após a correção realizada no valor da medida IA:5, aplicamos novamente o algoritmo de detecção de EGs. Como resultado dessa nova simulação, verificamos que o erro composto em desvio padrão para a medida com maior resíduo normalizado (medida IR:5, $|r_{IR:5}^N| = 0,0317$) vale: $|e_{\sigma \text{ IR:5}}| = 0,3015$. Portanto, o conjunto de medição não apresenta mais EG.

Exemplo 3: Simulações de EG simples de 10 sigmas e 20 sigmas em cada uma das medidas

Apresentaremos, neste exemplo, os resultados de simulações considerando EG simples de 10 e 20 sigmas, em cada uma das medidas do sistema de medição da tabela 4.1 (uma de cada vez e as demais sem erro e sem ruído). Os resultados após a correção do EG não serão mostrados, já que em todos os casos a correção foi satisfatória, o suficiente para que nenhum EG fosse detectado depois das correções.

A tabela 6.3, a seguir, apresenta os valores do índice UI , do resíduo normalizado e do erro composto em desvio padrão, para a medida portadora de EG em cada caso, considerando erro grosseiro simples de 10 sigmas.

Tabela 6.3: Resultados numéricos da adição de EG de 10 σ para cada medida (uma de cada vez) considerando o sistema de medição 1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi_{43;(1-0,05)}^2 \cong 58,0$									
Medidas de Potência Ativa					Medidas de Potência Reativa				
Medida com erro	UI	r^N	e_{σ}	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	e_{σ}	$J(x)$
IA:1	0,281	-9,630	-10,007	92,67	IR:1	1,406	-5,794	-9,984	33,59
IA:2	6,491	1,521	9,996	2,31	IR:2	0,665	-8,371	-10,082	69,41
IA:5	11,434	0,870	9,951	0,76	IR:5	9,437	0,992	9,434	1,11
IA:7	---	---	---	---	IR:7	---	---	---	---
IA:8	---	---	---	---	IR:8	0,429	-9,192	-10,006	84,44
IA:9	0,755	7,975	9,996	63,63	IR:9	0,547	-8,772	-9,979	77,13
IA:13	0,834	7,679	10,001	58,97	IR:13	0,699	-8,196	-10,001	67,17
IA:14	0,665	-8,329	-9,999	69,38	IR:14	0,674	-8,293	-9,999	68,78

FA:1-2	0,289	9,604	9,990	92,31	FR:1-2	0,579	-8,655	-10,000	74,89
FA:2-3	0,244	9,733	10,037	94,39	FR:2-3	2,197	4,126	10,032	17,03
FA:4-2	0,321	9,513	9,984	90,64	FR:4-2	1,183	6,461	10,084	41,46
FA:5-2	0,292	-9,604	-10,003	92,19	FR:5-2	1,114	-6,677	-9,988	44,66
FA:3-4	1,283	-6,119	-9,782	38,15	FR:3-4	2,125	4,250	10,134	17,93
FA:4-5	0,489	8,984	10,003	80,72	FR:4-5	0,360	-9,408	-10,002	88,49
FA:7-4	0,419	9,221	10,003	85,00	FR:7-4	0,421	-9,186	-9,926	85,01
FA:9-4	0,420	9,220	10,002	84,99	FR:9-4	1,603	-5,355	-10,178	28,16
FA:5-6	0,333	-9,488	-10,002	90,02	FR:5-6	0,454	-9,157	-10,089	83,10
FA:6-5	0,333	-9,488	-9,998	90,03	FR:6-5	0,905	7,331	9,734	55,29
FA:6-11	0,894	-7,456	-9,993	55,61	FR:6-11	0,816	-7,748	-9,997	60,05
FA:11-6	0,897	7,442	9,994	55,42	FR:11-6	0,886	-7,482	-9,992	56,03
FA:6-12	0,602	8,565	9,999	73,36	FR:6-12	0,830	-7,693	-9,998	59,19
FA:6-13	0,455	-9,102	-9,999	82,85	FR:6-13	0,431	9,184	9,999	84,35
FA:13-6	0,450	-9,119	-9,999	83,16	FR:13-6	0,455	9,103	10,000	82,86
FA:7-8	---	---	---	---	FR:7-8	0,416	9,239	10,014	85,23
FA:8-7	---	---	---	---	FR:8-7	0,429	-9,192	-10,006	84,44
FA:7-9	0,419	-9,220	-10,001	84,99	FR:7-9	1,208	6,363	9,915	40,74
FA:9-10	0,979	7,144	9,999	51,04	FR:9-10	0,931	7,317	9,998	53,57
FA:10-9	0,974	-7,166	-10,000	51,35	FR:10-9	0,919	-7,360	-9,997	54,19
FA:9-14	0,758	-7,970	-9,999	63,53	FR:9-14	0,725	-8,095	-9,997	65,54
FA:10-11	4,227	2,303	9,994	5,31	FR:10-11	3,890	2,479	9,915	6,21
FA:12-13	3,240	2,946	10,006	8,68	FR:12-13	3,330	-2,875	-9,994	8,28
FA:14-13	0,907	-7,409	-9,998	54,90	FR:14-13	1,252	6,242	10,005	38,94

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI	r^N	e_σ	$J(x)$
V:1	0,150	9,905	10,029	97,83
V:2	0,151	-9,900	-10,022	97,79
V:3	0,156	-9,871	-9,981	97,63
V:6	0,157	-9,878	-9,997	97,62
V:8	0,150	-9,886	-9,991	97,82
V:12	0,161	9,877	10,004	97,50

A tabela 6.4, a seguir, apresenta os valores do índice $J(x)$ e os valores do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão, para a medida portadora de EG, em cada caso, considerando EG simples de 20 sigmas.

Tabela 6.4: Resultados numéricos da adição de EG de 20 σ para cada medida (uma de cada vez) considerando o sistema de medição 1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi_{43;(1-0,05)}^2 \cong 58,0$

Medidas de Potência Ativa					Medidas de Potência Reativa				
Medida com erro	UI	r^N	e_σ	$J(x)$	Medida com erro	UI	r^N	e_σ	$J(x)$
IA:1	0,282	-19,251	-19,999	370,66	IR:1	1,408	-11,600	-19,969	134,59
IA:2	6,521	3,041	20,047	9,249	IR:2	0,668	-16,741	-20,088	278,39
IA:5	11,38	1,768	20,432	3,053	IR:5	9,443	2,195	20,853	4,439
IA:7	---	---	---	---	IR:7	---	---	---	---
IA:8	---	---	---	---	IR:8	0,429	-18,383	-20,003	337,84
IA:9	0,757	15,953	20,014	254,43	IR:9	0,539	-17,569	-20,022	308,43
IA:13	0,834	15,357	20,005	235,83	IR:13	0,699	-16,393	-19,999	268,72

IA:14	0,665	-16,662	-19,995	277,62	IR:14	0,674	-16,590	-19,998	275,20
FA:1-2	0,289	19,210	19,983	369,31	FR:1-2	0,579	-17,309	-20,000	299,61
FA:2-3	0,243	19,431	19,999	377,57	FR:2-3	2,197	8,256	20,304	67,623
FA:4-2	0,322	19,037	20,003	362,48	FR:4-2	1,188	12,882	20,114	165,44
FA:5-2	0,293	-19,206	-19,998	368,85	FR:5-2	1,112	-13,359	-19,984	178,60
FA:3-4	1,289	-12,385	-19,866	153,49	FR:3-4	2,128	8,5178	20,638	70,99
FA:4-5	0,489	17,954	20,001	322,59	FR:4-5	0,36	-18,821	-20,011	353,99
FA:7-4	0,421	18,438	20,004	339,94	FR:7-4	0,417	-18,506	-20,146	340,02
FA:9-4	0,421	18,437	20,004	339,92	FR:9-4	1,587	-10,628	-20,012	112,77
FA:5-6	0,334	-18,976	-20,006	360,02	FR:5-6	0,446	-18,250	-20,028	332,47
FA:6-5	0,334	-18,982	-20,005	360,18	FR:6-5	0,881	14,576	19,247	220,88
FA:6-11	0,893	-14,923	-20,008	222,53	FR:6-11	0,815	-15,503	-20,002	240,28
FA:11-6	0,896	14,897	20,034	221,62	FR:11-6	0,886	-14,988	-20,037	224,17
FA:6-12	0,603	17,129	20,001	293,42	FR:6-12	0,83	-15,389	-19,997	236,79
FA:6-13	0,455	-18,205	-19,999	331,42	FR:6-13	0,431	18,368	20,001	337,39
FA:13-6	0,450	-18,24	-19,999	332,67	FR:13-6	0,455	18,204	20,000	331,43
FA:7-8	---	---	---	---	FR:7-8	0,416	18,465	20,005	340,90
FA:8-7	---	---	---	---	FR:8-7	0,429	-18,380	-19,997	337,83
FA:7-9	0,421	-18,437	-20,001	339,95	FR:7-9	1,203	12,826	20,177	163,08
FA:9-10	0,979	14,2873	20,001	204,13	FR:9-10	0,931	14,6365	20,004	214,24
FA:10-9	0,974	-14,332	-19,996	205,41	FR:10-9	0,92	-14,726	-19,998	216,80
FA:9-14	0,758	-15,941	-19,994	254,16	FR:9-14	0,725	-16,195	-19,998	262,23
FA:10-11	4,214	4,5924	19,859	21,23	FR:10-11	3,88	4,963	19,862	24,82
FA:12-13	3,240	5,889	20,030	34,68	FR:12-13	3,331	-5,7511	-19,981	33,11
FA:14-13	0,907	-14,821	-19,992	219,66	FR:14-13	1,252	12,4767	19,997	155,72

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI	r^N	e_σ	$J(x)$
V:1	0,145	19,789	20,012	391,33
V:2	0,146	-19,756	-19,953	391,17
V:3	0,152	-19,787	-20,052	390,50
V:6	0,152	-19,732	-19,945	390,46
V:8	0,146	-19,762	-19,965	391,24
V:12	0,156	19,7403	19,980	390,03

Conforme pode ser visto através das tabelas 6.3 e 6.4, os valores de e_σ obtidos estão muito próximos ao valor da magnitude do EG, aplicado em cada caso. Assim, detectamos e identificamos todos os EGs simples de forma correta para os casos em análise, mesmo para medidas com índice UI de alto valor. Entretanto, vale ressaltar que os testes acima foram realizados sem adicionar ruídos gaussianos às medidas. Os testes considerando medidas com ruídos gaussianos serão apresentados na subseção 6.1.4.

6.1.3 Comparação entre o erro composto em desvio padrão e o teste- $\hat{b}$

Na subseção 3.3.3, do capítulo 3, apresentamos o teste- $\hat{b}$ (MONTICELLI e GARCIA, 1983) para detecção e identificação de EGs. Através de uma análise

comparativa entre a equação de $\hat{b}_i$ (equação 3.38) e a equação do erro composto em desvio e_{σ_i} (equação 6.6), verifica-se serem as mesmas iguais, ou seja:

$$\begin{aligned} e_{\sigma_i} &= \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{(UI_i^2 + 1)} = \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{\frac{K_{ii}}{(1 - K_{ii})} + 1} \\ e_{\sigma_i} &= \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{\frac{K_{ii} + 1 - K_{ii}}{(1 - K_{ii})}} = \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{\frac{1}{(1 - K_{ii})}} \quad (6.10) \\ e_{\sigma_i} &= \underline{r}_i^N \cdot \sqrt{\frac{R_{ii}}{\Omega_{ii}}} = \frac{\underline{r}_i^N \cdot \sigma_i}{\sqrt{\Omega_{ii}}} = \hat{b}_i \end{aligned}$$

A partir dessa constatação, verifica-se também a igualdade entre o algoritmo da subseção 6.1.2 e o apresentado em Monticelli e Garcia (1983). Dessa forma, aplicando o teste- $\hat{b}$ nos exemplos apresentados na seção anterior, os resultados obtidos seriam os mesmos.

Vale ressaltar, entretanto, que a obtenção do erro composto em desvio padrão é apenas uma das aplicações que vislumbramos para o índice UI . No próximo capítulo e na conclusão destacaremos outras. Além disso, conforme apresentamos nas seções anteriores, existe toda uma sustentação teórica, através de uma análise geométrica da formulação do estimador de estado WLS, demonstrando que o índice UI possibilita a classificação das medidas de acordo com suas características de não refletirem grande parcela de seus erros, nos resíduos do estimador WLS. Esse é um dos diferenciais entre o índice UI e o teste- $\hat{b}$, proposto em Monticelli e Garcia (1983).

Entretanto, considerando que o caminho percorrido para obtenção do $\hat{b}$ e do e_{σ_i} são distintos, a igualdade das equações dos mesmos serve apenas para validá-los, ou melhor, para validar o e_{σ_i} , uma vez que o teste- $\hat{b}$ já vem sendo utilizado há alguns anos, para melhoria da análise de EGs. Lembremo-nos ainda de que, em Monticelli e Garcia (1983), a idéia era determinar um valor para medida suspeita de EG que iria zerar o resíduo da mesma no processo de estimação de estado.

Agregando a análise do e_{σ_i} , com a informação oriunda do índice UI , verificamos a possibilidade da obtenção de uma metodologia para processamento mais eficiente de EGs que o teste- $\hat{b}$. Observe que, em algumas situações práticas, o teste- $\hat{b}$ e a análise direta do e_{σ_i} podem falhar. Neste ponto, devemos chamar a atenção para o fato de que os testes apresentados na seção anterior não correspondem à realidade prática, isto é, no mundo real as medidas não são perfeitas, mas possuem ruídos.

Como será mostrado a seguir, quando adicionarmos ruído às medidas, o teste- $\hat{b}$ e a análise direta do e_{σ_i} podem falhar pois, em algumas situações a medida portadora de EG não apresenta o maior resíduo normalizado. Outra situação que representa uma limitação para aplicação dessas técnicas é a baixa redundância local de medidas, que leva ao aparecimento de conjuntos críticos de medidas. Em situações como essa, agregando a análise do e_{σ_i} com a informação dada pelo índice UI , torna-se ainda possível, em algumas situações, o processamento de EGs.

A seguir, apresentamos algumas situações em que o teste- $\hat{b}$ e a análise direta do e_{σ_i} falham, e, ao mesmo tempo, mostraremos como utilizar o índice UI para contornar esses problemas.

Exemplo 1: EG aplicado em medida pertencente a um conjunto crítico

Para facilitar os nossos estudos, neste exemplo será considerado o modelo linear (ou CC) do estimador de estado WLS e o sistema de duas barras e duas linhas apresentado na figura 6.1.

Figura 6.1: Sistema de duas barras e duas linhas

Adotando-se o ângulo de fase da tensão da barra 2 como referência ($\theta_2 = 0 \text{ rad}$); a matriz Jacobiana do sistema torna-se:

$$H = \begin{matrix} & \theta_1 \\ \begin{matrix} z_1 \\ z_2 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 2 \\ 10 \end{bmatrix} \end{matrix}.$$

Considerando que os desvios padrão das medidas sejam iguais a 1, isto é, $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$, temos: $R^{-1} = I$.

Considerando, ainda, que o valor “verdadeiro” do ângulo da tensão da barra 1 seja $\theta_1^v = 0,175 \text{ rad}$, então o vetor de medidas “verdadeiras”, isto é, sem ruído, que na prática é desconhecido, será $\underline{z}^v = H \cdot \underline{\theta}_1^v = [0,35 \ 1,75]^t$. A partir desses valores

“verdadeiros”, vamos analisar como se dá o processamento de EG, quando o mesmo ocorre em cada uma das medidas disponíveis neste exemplo.

a) Erro em z1

Adicionando-se um EG de magnitude $9 \sigma_1$ à medida z1 e estimando-se as variáveis de estado através do estimador linear WLS, obtemos:

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_1^{erro1} &= (H^t \cdot R^{-1} \cdot H)^{-1} \cdot H^t \cdot R^{-1} \cdot \underline{z}^{erro1} \\ \hat{\theta}_1^{erro1} &= 0,3481 \text{ rad}\end{aligned}$$

Através dos cálculos do índice UI , do resíduo normalizado, do erro composto em desvio padrão e $\hat{b}$, obtemos os resultados tabelados a seguir (tabela 6.5):

Tabela 6.5: Resultados numéricos da adição de EG de $9 \sigma_1$ à medida z1

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{1;(1-0,05)} \cong 5,02$				
Índice $J(x) = 77,8846$				
Medida	UI	r^N	e_{σ_i}	$\hat{b}$
z1	0,20	8,8252	9,00	9,00
z2	5,00	-8,8252	-45,00	-45,00

Como se nos permite ver na tabela 6.5, os resíduos normalizados das medidas z1 e z2 são iguais em módulo e superiores ao limiar de detecção ($\rho = 3,0$). Assim, embora tenha sido detectada a presença de EG, não é possível, através da análise do resíduo normalizado, do teste- $\hat{b}$ e da análise direta do e_{σ_i} , identificar a medida portadora de EG (observe que a medida com maior valor de $\hat{b}$, ou e_{σ_i} , é a medida z2, que não possui EG). Deve-se destacar que esse problema já era esperado, tendo em vista que as medidas z1 e z2 constituem um conjunto crítico de medidas.

Analisemos agora os índices UI das medidas z1 e z2. A medida z1 apresenta índice UI baixo (0,20), ou seja, a parte detectável do erro dessa medida é muito maior que a parte não-detectável. Já a medida z2 apresenta UI com valor alto (igual a 5). Dessa forma, podemos dizer que, através da análise dos resíduos normalizados, erros na medida z1 serão mais facilmente detectáveis que erros na medida z2. Assim, tendo em vista que ambas as medidas têm resíduo normalizado maior que o limiar para detecção, poderíamos afirmar que z1 é provavelmente a medida portadora de EG, e não a medida z2, pois, se o erro fosse na medida z2, o resíduo normalizado da mesma provavelmente não seria maior que o limiar para detecção de EG.

Após identificarmos o erro em $z1$, através da interpretação geométrica do índice UI , iremos retirar o efeito desse erro através da equação (6.9):

$$\begin{aligned} z1^{novo} &= z1^{erro} - e_{\sigma z1} \cdot \sigma1 = 9,35 - (9,00) \cdot 1 \\ z1^{novo} &= 0,35 \text{ p.u.} \end{aligned}$$

Estimando-se novamente as variáveis de estado e calculando as variáveis de interesse, obtemos:

$$\hat{\theta}_1^{novo} = 0,175 \text{ rad} ; J(\hat{x}) = 0,0 ; \underline{r} = \begin{bmatrix} 0,0 \\ 0,0 \end{bmatrix} \text{ e } \underline{r}^N = \begin{bmatrix} 0,0 \\ 0,0 \end{bmatrix},$$

e, portanto, o efeito do erro foi retirado com êxito da medida $z1$.

b) Erro em $z2$

Adicionando-se um EG de magnitude $9 \sigma2$ à medida $z2$ e estimando-se novamente as variáveis de estado, através do estimador linear WLS, obtemos $\hat{\theta}_1^{erro2} = 1,0404 \text{ rad}$.

Através dos cálculos do índice UI , do resíduo normalizado, do erro composto em desvio padrão e $\hat{b}$, obtemos os resultados tabelados a seguir (tabela 6.6):

Tabela 6.6: Resultados numéricos da adição de EG de $9 \sigma_i$ à medida $z2$

Limiar do teste do índice $J(x)$: $\lambda = \chi^2_{1;(1-0,05)} \cong 5,02$				
Índice $J(x) = 3,1154$				
Medida	UI	r^N	e_{σ_i}	$\hat{b}$
z1	0,20	-1,7650	-1,80	-1,80
z2	5,00	1,7650	9,00	9,00

Assim como no item (a) deste exemplo, as medidas $z1$ e $z2$ apresentam resíduos normalizados iguais em módulo, o que dificulta a aplicação do teste- $\hat{b}$ e da análise direta do e_{σ_i} . Nesta situação, como o EG foi aplicado em $z2$, e esta medida apresenta valor alto de UI , seu resíduo normalizado apresenta valor bem inferior à magnitude do erro aplicado. Tendo em vista que essa medida apresenta erro composto em desvio padrão maior que o limiar para detecção de erro grosseiro ($\rho = 3,0$), temos então um indicativo de que o EG está em $z2$, e não em $z1$.

Através da equação (6.9), retira-se o efeito do erro na medida $z2$:

$$z2^{novo} = z2^{erro} - e_{\sigma_{z2}} \cdot \sigma_2 = 10,75 - (9,00) \cdot 1$$

$$z2^{novo} = 1,75 \text{ p.u.}$$

Estimando-se novamente os estados e calculando as variáveis de interesse, obtemos:

$$\hat{\theta}_1^{novo} = 0,175 \text{ rad} ; J(\hat{x}) = 0,0 ; \underline{r} = \begin{bmatrix} 0,0 \\ 0,0 \end{bmatrix} \text{ e } \underline{r}^N = \begin{bmatrix} 0,0 \\ 0,0 \end{bmatrix},$$

e portanto, o efeito do erro foi retirado com êxito da medida $z2$.

Nota 6.3: A interpretação geométrica da aplicação de EG em $z1$ e em $z2$ pode ser visualizada através das figuras 4.4 e 4.5 (seção 4.3.1, capítulo 4), respectivamente.

Exemplo 2: Simulação no sistema de 14 barras do IEEE

Considere agora o sistema de 14 barras IEEE e o sistema de medição apresentado na tabela 4.1, porém agora sem as medidas IA:2, IR:2, FA:2-3, FR:2-3 e FR:3-4, e adicionando as medidas IA:4 (valor medido: -0,4780 pu; desvio padrão: 0,007967) e IR:4 (valor medido: 0,0390 pu; desvio padrão: 0,00065).

a) Erro grosseiro em IA:4:

Neste exemplo, será adicionado EG de 10σ à medida IA:4, e os valores considerados para todas as demais medidas não apresentam ruído algum. Através do estimador de estado não-linear WLS, estimam-se as variáveis de estado e calculam-se os resíduos normalizados para todas as medidas. A tabela 6.7 apresenta o índice UI , o resíduo normalizado, o erro composto em desvio padrão e o $\hat{b}$, das cinco medidas que apresentaram os maiores resíduos normalizados em módulo.

Tabela 6.7: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ à medida IA:4

Medidas com maiores resíduos normalizados				
Medida	UI	r^N	e_{σ}	$\hat{b}$
IA:4	1,4065	-5,8169	-10,0390	-10,0390
FA:3-4	3,2860	-5,8162	-19,9775	-19,9775
FA:4-5	0,3805	2,3298	2,4928	2,4928
FA:5-2	0,5166	2,1396	2,4083	2,4083
FA:4-2	0,4186	2,1264	2,3051	2,3051

Observe, na tabela 6.7, que os resíduos normalizados das medidas IA:4 e FA:3-4 são quase iguais (diferença no quarto número após a vírgula). Isto se deve ao fato de as mesmas formarem um conjunto crítico de medidas. Mesmo assim, o EG foi identificado na medida IA:4, já que o seu resíduo normalizado foi ligeiramente maior. Entretanto, os resíduos normalizados dessas medidas poderiam ser idênticos (até uma certa precisão), bem como será mostrado no caso (b) deste exemplo. Em tais situações, importa analisar os índices UI s das duas medidas suspeitas e verificar quais das medidas apresentam mais facilidade (ou dificuldade) em detectar EG.

b) Erro grosseiro em FA:3-4:

Neste exemplo adiciona-se EG de 10σ à medida FA:3-4, e os valores considerados para todas as demais medidas não apresentam ruído algum. A tabela 6.8 apresenta o índice UI , o resíduo normalizado, o erro composto em desvio padrão e o $\hat{b}$, das cinco medidas que apresentaram os maiores resíduos normalizados em módulo.

Tabela 6.8: Resultados numéricos da adição de EG de 10σ na medida FA:3-4

Medidas com maiores resíduos normalizados				
Medida	UI	r^N	e_σ	$\hat{b}$
IA:4	1,4031	-2,9213	-5,0335	-5,0335
FA:3-4	3,2596	-2,9213	-9,9603	-9,9603
FA:4-5	0,3783	1,1751	1,2564	1,2564
FA:5-2	0,5160	1,0778	1,2128	1,2128
FA:4-2	0,4178	1,0718	1,1616	1,1616

Conforme pode ser visto na tabela 6.8, os resíduos normalizados de IA:4 e FA:3-4 são iguais (até o quarto número após a vírgula), inviabilizando a aplicação do teste- $\hat{b}$ e da análise direta do e_σ . Dessa forma, deve-se analisar o índice UI das duas medidas para tentar identificar a medida portadora de EG.

As medidas FA:3-4 e IA:4 apresentam o maior resíduo normalizado em módulo, porém, o valor desse resíduo normalizado em módulo é relativamente baixo (abaixo do limiar de detecção para o teste do maior resíduo normalizado, $\rho = 3,0$). Assim, o EG provavelmente está na medida com maior UI entre as duas, que neste caso é a medida FA:3-4. Observe que, dentre as medidas FA:3-4 e IA:4, o erro composto em desvio padrão é maior em FA:3-4 e o valor está muito próximo ao valor da magnitude do erro aplicado.

Se as duas medidas apresentassem índice UI muito próximos ou iguais, ficaria praticamente impossível identificar a medida portadora de EG, entretanto a detecção do erro seria ainda possível.

6.1.4 Testes com Ruído Gaussiano Adicionado às Medidas

Nesta subseção serão apresentados resultados oriundos de simulações com 100 amostras de medidas com ruído gaussiano adicionado às medidas, e com EG simples.

Inicialmente, consideramos o limiar de detecção de EG para o teste do e_σ como $\rho = 3,0$. Entretanto, através de simulações prévias, verificamos que esse valor do limiar de detecção não é apropriado, quando se consideram ruídos gaussianos em medidas, sendo necessário um valor maior. Assim, escolhemos $\rho = 4,0$, como sugerido em Monticelli e Garcia (1983) para o teste- $\hat{b}$.

A seguir, apresentaremos os resultados de simulações de EG simples, utilizando o sistema de 14 barras do IEEE e, em seguida, os resultados utilizando o sistema de 30 barras do IEEE.

a) Testes com ruído gaussiano e erro grosseiro simples: Sistema de 14 Barras IEEE

A tabela 6.9, a seguir, apresenta os valores médios do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão de simulações considerando EG simples de 10 sigmas em cada uma das medidas (uma de cada vez) do sistema de medição da tabela 4.1, considerando 100 amostras de medidas com ruído.

Tabela 6.9: Valores médios e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão para 100 amostras de medidas com ruído e com EG simples de 10 sigmas em cada medida

Medida com erro	UI		r^N		e_σ	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,280784	0,001383651	9,62624	0,219207741	9,998531	0,22821875
IA:2	6,502372	0,011111984	1,547095	0,837240399	10,31891	5,23477384
IA:5	11,41429	0,075814344	0,78325	0,90547209	11,24952	7,79556421
IA:9	0,754616	0,000585122	7,91643	0,555270492	9,917573	0,69660118
IA:13	0,833265	8,08728E-05	7,67881	0,595927357	9,995258	0,7760325
IA:14	0,663946	0,000107703	8,29677	0,475635264	9,958957	0,5712619
FA:1-2	0,288435	0,001241323	9,602997	0,217370318	9,994491	0,22678235
FA:2-3	0,243795	0,002798209	9,739348	0,183803907	10,02467	0,1902469

FA:4-2	0,320077	0,001077301	9,4795	0,252544186	9,95326	0,26564287
FA:5-2	0,290923	0,000901722	9,56209	0,228264739	9,958523	0,23789421
FA:3-4	1,270056	0,015247529	6,25416	0,613571897	10,11061	1,00130952
FA:4-5	0,485936	0,002038742	8,96962	0,409815148	9,972589	0,45592476
FA:7-4	0,419628	0,000311101	9,18638	0,302966523	9,962419	0,32882267
FA:9-4	0,41982	0,000308139	9,17053	0,310717812	9,945911	0,33715944
FA:5-6	0,33251	0,000512175	9,441225	0,258603421	9,949473	0,27278005
FA:6-5	0,33246	0,000604027	9,44126	0,260887816	9,949372	0,27529723
FA:6-11	0,894625	0,001053937	7,405714	0,601611915	9,936759	0,80694502
FA:11-6	0,895858	0,000914218	7,4854	0,63285568	10,04985	0,84946146
FA:6-12	0,602698	4,91955E-05	8,622188	0,406073081	10,06707	0,47405425
FA:6-13	0,455146	5,20683E-05	9,149617	0,345660275	10,05276	0,37971901
FA:13-6	0,449871	6,40312E-05	9,15166	0,377195604	10,03511	0,41376322
FA:7-9	0,419531	0,000313564	9,191208	0,335729298	9,967298	0,36427652
FA:9-10	0,979534	5,54504E-05	7,062398	0,58958665	9,88606	0,82523376
FA:10-9	0,973312	5,73488E-05	7,14679	0,630166068	9,973146	0,87950701
FA:9-14	0,758395	0,000117529	8,051762	0,530817651	10,10537	0,66588751
FA:10-11	4,222957	0,017199532	2,23393	0,81350002	9,695666	3,53141062
FA:12-13	3,245468	0,000510868	2,965206	0,870367275	10,06989	2,95564428
FA:14-13	0,906091	0,000332148	7,4526	0,582204687	10,05691	0,78601872
IR:1	1,403991	0,003613585	5,69878	0,683616525	9,823003	1,17786171
IR:2	0,67472	0,009225273	8,339726	0,438351473	10,06108	0,53760644
IR:5	9,442719	0,006676473	1,17766	0,886788784	11,99632	7,17538551
IR:8	0,429783	0,000456392	9,194189	0,322796664	10,00736	0,35116132
IR:9	0,54284	0,013909084	8,75975	0,422109544	9,967667	0,4831542
IR:13	0,699034	9,66301E-05	8,17296	0,52806694	9,971855	0,64455945
IR:14	0,673395	7,15979E-05	8,33053	0,477134991	10,04327	0,57541849
FR:1-2	0,578885	3,85992E-05	8,67413	0,440457624	10,02267	0,50897181
FR:2-3	2,219078	0,011903599	4,140007	0,762243033	10,07666	1,85511116
FR:4-2	1,191498	0,00302755	6,392469	0,699105605	9,943444	1,08555584
FR:5-2	1,113663	0,001745392	6,67612	0,601581427	9,992572	0,90164634
FR:3-4	2,150395	0,019493218	4,293541	0,783674097	10,18323	1,86410194
FR:4-5	0,36112	0,000681798	9,379796	0,251936193	9,972651	0,2680697
FR:7-4	0,419915	0,005863539	9,207545	0,31633025	9,986608	0,34644699
FR:9-4	1,598881	0,021402859	5,293961	0,695937054	9,985647	1,33182227
FR:5-6	0,452809	0,010324142	9,108191	0,328219372	9,9989	0,3654147
FR:6-5	0,906129	0,04685379	7,60263	0,49053119	10,26739	0,76761445
FR:6-11	0,816476	0,000920707	7,777996	0,507523211	10,04125	0,65533236
FR:11-6	0,885402	0,001112553	7,46719	0,558477338	9,97351	0,74630012
FR:6-12	0,830962	9,40449E-05	7,682239	0,525432277	9,988399	0,68299006
FR:6-13	0,430749	5,02418E-05	9,143908	0,337320814	9,956142	0,36721616
FR:13-6	0,454624	0,00013493	9,12475	0,347851197	10,02346	0,38224088
FR:7-8	0,416127	0,000550822	9,27548	0,351203706	10,04652	0,38066834
FR:8-7	0,429687	0,000396616	9,220194	0,314118703	10,03533	0,34174505
FR:7-9	1,207174	0,011554698	6,530804	0,654264003	10,23879	1,03922799
FR:9-10	0,931143	5,73048E-05	7,380846	0,59063542	10,08512	0,80683562
FR:10-9	0,919224	5,3409E-05	7,28446	0,59336105	9,894478	0,80615788
FR:9-14	0,725908	0,000236848	8,097658	0,504509015	10,00622	0,62310245
FR:10-11	3,886074	0,014093975	2,47711	0,755226493	9,94136	3,03567353
FR:12-13	3,331867	0,000160211	2,889901	0,859107166	10,05304	2,98834878
FR:14-13	1,251538	0,000893272	6,16202	1,414707671	10,08946	0,89629517
V:1	0,14977	0,006619584	9,882532	0,126395694	9,992975	0,12899829

V:2	0,150956	0,007763555	9,881736	0,127900278	9,993996	0,131383
V:3	0,154825	0,007203245	9,869507	0,133768603	9,98737	0,13809533
V:6	0,155275	0,006607012	9,870066	0,134347083	9,988577	0,13879413
V:8	0,150346	0,008001432	9,884296	0,127568223	9,995706	0,13120412
V:12	0,158484	0,006744691	9,86125	0,136142472	9,98455	0,13904955

Através dos resultados apresentados na tabela 6.9, verificamos que as medidas com índice UI alto (em vermelho) são aquelas que proporcionam os maiores desvios padrões para e_σ . Isto quer dizer que, quanto maior for o índice UI de uma determinada medida, tanto menos precisa será a correção da medida, através do seu respectivo e_σ (ou teste- $\hat{b}$), quando se consideram medidas com ruído.

Observe ainda, que os resultados tabelados acima são aqueles calculados para as medidas portadoras de erro grosseiro, independentemente de serem identificadas ou não como as medidas com maiores resíduos normalizados. Os resultados após as correções das medidas, consideradas suspeitas de serem portadoras de erros grosseiros, não serão apresentados, já que em algumas simulações ocorreram falhas para detectar ou identificar a correta medida portadora de EG.

As medidas com índice UI menor que 1 tiveram uma baixíssima incidência de casos com problemas de identificação do EG e nenhuma incidência de caso com problema de detecção, através do resíduo normalizado convencional. Por outro lado, as medidas com índice UI acima de 1 tiveram o maior número de casos com falhas na detecção e, também, na identificação do EG.

A tabela 6.10 apresenta um relatório dos casos em que houve falha para detectar ou identificar EG, considerando 100 amostras de medidas com ruído e EG simples de 10 sigmas, em cada uma das amostras.

Tabela 6.10: Dados do número de casos em que houve falha na detecção ou identificação de erros para 100 amostras de medidas com ruído e adição de erro grosseiro de 10 sigmas em cada medida

Medida com erro	UI médio	Número de casos com falhas		
		Falhas p/ Detecção (%)	Falhas p/ Identificação (%)	Falhas totais (%)
IA:2	6,502372	64	14	78
IA:5	11,41429	84	10	94
FA:3-4	1,270056	0	6	6
FA:9-10	0,979534	0	10	10
FA:10-9	0,973312	0	11	11
FA:10-11	4,222957	44	11	55
FA:12-13	3,245468	20	7	27
IR:1	1,403991	0	1	1

IR:5	9,442719	78	12	90
FR:2-3	2,219078	0	39	39
FR:4-2	1,191498	0	1	1
FR:5-2	1,113663	0	2	2
FR:3-4	2,150395	0	30	30
FR:6-12	0,830962	0	7	7
FR:9-10	0,931143	0	1	1
FR:10-11	3,886074	34	11	45
FR:12-13	3,331867	29	13	42

Obs.: Para as demais medidas não houve ocorrência de falha para detectar ou identificar EG.

A partir dos resultados apresentados acima (tabela 6.10), podemos qualificar as medidas desse sistema levando-se em conta o índice *UI* e o número de casos falhos para detecção ou identificação de EG, quando existe erro simples de magnitude 10 sigmas. Assim, poderíamos dividir as medidas desse sistema da seguinte forma:

Tabela 6.11: Divisão das medidas considerando o índice *UI* e a possibilidade de falhas para detecção e identificação de erro grosseiro simples de 10 sigmas – sistema de 14 barras do IEEE

Faixa de valores do Índice <i>UI</i> p/medidas	Possibilidade		
	Sem problema p/detecção ou identificação de erro	Problema p/identificação de erro	Problema p/detecção de erro
<i>UI</i> < 0,830962	X		
0,830962 < <i>UI</i> < 3,24546		X	
<i>UI</i> > 3,24546		X	X

Na tabela 6.11, a divisão das medidas em três faixas de valores de *UI* pode ser utilizada para qualificar as medidas de maneira global. Desse modo, medidas com *UI* menor que 0,830962 (em verde) podem ser qualificadas como medidas muito boas para detecção e identificação de EG simples. As medidas que apresentam *UI* entre 0,830962 e 3,24546 (em amarelo) podem ser qualificadas como medidas com possibilidade de problemas de identificação de EG simples. Já as medidas com *UI* maior que 3,24546 (em vermelho) podem ser qualificadas como medidas ruins, tanto para detecção, quanto para identificação de EG simples.

b) Testes com ruído gaussiano e erro grosseiro simples: Sistema de 30 Barras IEEE

A tabela 6.12, a seguir, apresenta os valores médios do índice *UI*, resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão de simulações, considerando EG

simples de 10 sigmas, em cada uma das medidas (uma de cada vez) do sistema de medição da tabela 5.10, considerando ainda 100 amostras de medidas com ruído.

Tabela 6.12: Valores médios e desvios padrões do índice UI , resíduo normalizado e erro composto em desvio padrão para 100 amostras de medidas com ruído e com EG de 10 sigmas em cada medida – sistema de 30 barras do IEEE

Medidas de Potência Ativa							Medidas de Potência Reativa						
Medida com erro	UI		r^N		e_σ		Medida com erro	UI		r^N		e_σ	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
IA:1	0,39458	0,00259	9,3417	0,31039	10,04268	0,33452	IR:1	1,073	0,00056	-6,913	0,5987	-10,1398	0,87746
IA:2	7,1456	0,02196	1,4011	0,89438	10,1093	6,45567	IR:2	0,3618	0,00105	9,40425	0,27874	10,00083	0,29537
IA:5	0,34257	0,00129	-9,4646	0,28644	-10,0045	0,30295	IR:5	0,9843	0,00778	7,1546	0,60447	10,03906	0,84846
IA:6	---	---	---	---	---	---	IR:6	---	---	---	---	---	---
IA:7	1,4812	0,00053	-5,6218	0,7373	-10,0471	1,31809	IR:7	0,533	0,0007	-8,8078	0,37944	-9,98071	0,43003
IA:8	0,72847	5,0E-05	-8,1223	0,46683	-10,0489	0,57760	IR:8	1,0625	0,00184	6,86418	0,64985	10,01537	0,94814
IA:9	---	---	---	---	---	---	IR:9	---	---	---	---	---	---
IA:11	---	---	---	---	---	---	IR:11	0,6248	0,00027	8,48962	0,44531	10,01063	0,52437
IA:12	3,0381	0,00083	-3,1783	0,88599	-10,1655	2,83327	IR:12	3,4941	0,00506	-2,7227	0,82308	-9,89615	2,99412
IA:13	---	---	---	---	---	---	IR:13	0,8834	0,00039	7,59498	0,57491	10,13385	0,76655
IA:15	5,35957	0,00114	-1,8109	0,77376	-9,87311	4,21867	IR:15	6,9697	0,0104	-1,4813	0,90667	-10,4306	6,38635
IA:16	4,45242	0,00056	-2,2943	0,84633	-10,4695	3,86213	IR:16	2,5664	0,00257	-3,5715	0,79432	-9,83709	2,18733
IA:17	7,21367	0,00187	-1,4617	0,86782	-10,6449	6,32028	IR:17	4,2616	0,00372	-2,1868	0,90107	-9,57272	3,94454
IA:19	1,11728	4,0E-05	-6,6046	0,64469	-9,90301	0,96665	IR:19	1,413	4,0E-05	-5,7388	0,77688	-9,93422	1,34486
IA:21	1,05691	0,00012	-6,8682	0,57048	-9,99335	0,83002	IR:21	0,9259	0,00018	-7,2833	0,56788	-9,92566	0,77398
IA:22	---	---	---	---	---	---	IR:22	---	---	---	---	---	---
IA:23	2,12029	9,5E-05	-4,1826	0,89718	-9,80519	2,10338	IR:23	1,3394	6,3E-05	-6,0394	0,66455	-10,0951	1,11093
IA:24	0,99273	5,5E-05	-6,8677	0,57198	-9,6771	0,80609	IR:24	0,78	0,00186	-7,8727	0,50325	-9,98421	0,63930
IA:25	---	---	---	---	---	---	IR:25	---	---	---	---	---	---
IA:27	---	---	---	---	---	---	IR:27	---	---	---	---	---	---
IA:28	---	---	---	---	---	---	IR:28	---	---	---	---	---	---
IA:30	0,38639	7,4E-05	-9,3178	0,32761	-9,98915	0,35137	IR:30	1,3298	0,00026	-6,0859	0,76771	-10,1261	1,27775
FA:1-2	0,29499	0,00157	9,6323	0,22423	10,0426	0,23358	FR:1-2	0,4025	0,00022	-9,2929	0,32585	-10,0173	0,35096
FA:1-3	0,43592	0,00225	9,2157	0,33762	10,05335	0,37006	FR:1-3	1,4603	0,00123	5,67407	0,71349	10,04247	1,26192
FA:2-4	0,34352	0,00167	9,4916	0,25441	10,03598	0,26925	FR:2-4	0,7343	0,0005	7,99497	0,53508	9,918756	0,66403
FA:4-2	0,33008	0,00197	-9,5419	0,2576	-10,0483	0,27217	FR:4-2	1,306	0,01282	-5,9774	0,70522	-9,83306	1,17122
FA:2-5	0,23478	0,00103	9,7623	0,19942	10,02772	0,20447	FR:2-5	1,8072	0,00592	4,95413	0,70465	10,23167	1,45159
FA:2-6	0,27861	0,00166	9,6941	0,22131	10,06335	0,22938	FR:2-6	0,8163	0,00577	7,6008	0,45807	9,811751	0,59188
FA:3-4	2,69308	0,00628	3,6003	0,85635	10,34205	2,45819	FR:3-4	9,2033	0,00553	-1,0623	0,80635	-9,83378	7,46423
FA:4-6	0,42758	0,00017	9,2139	0,34166	10,02083	0,37147	FR:4-6	0,5887	0,00143	-8,749	0,37925	-10,1524	0,44120
FA:4-12	0,30402	6,0E-05	9,5799	0,25349	10,01279	0,26500	FR:4-12	0,6998	0,00992	8,0799	0,52088	9,862607	0,64433
FA:5-7	1,37508	0,00125	-5,7927	0,6424	-9,84911	1,09370	FR:5-7	0,4272	0,00019	9,14918	0,33427	9,949053	0,36327
FA:6-7	0,47869	0,00025	9,0319	0,3799	10,01337	0,42099	FR:6-7	2,3281	0,00348	-3,9433	0,80787	-9,99145	2,04788
FA:6-8	0,60122	4,1E-05	8,6484	0,3636	10,09115	0,42424	FR:6-8	0,7493	9,1E-05	-8,0908	0,5695	-10,1101	0,71170
FA:6-9	0,40093	0,00010	9,2587	0,32811	9,975132	0,35362	FR:6-9	0,8306	0,0001	-7,8456	0,5815	-10,199	0,75621
FA:6-28	0,41003	0,00010	9,2646	0,26208	10,01317	0,28330	FR:6-28	---	---	---	---	---	---
FA:8-28	0,85691	3,0E-05	-7,5801	0,52728	-9,98248	0,69441	FR:8-28	0,3835	0,0037	-9,399	0,28807	-10,0664	0,30702
FA:9-11	---	---	---	---	---	---	FR:9-11	0,576	9,5E-05	-8,6175	0,42171	-9,94468	0,48674
FA:9-10	0,41419	9,9E-05	9,2162	0,32917	9,975459	0,35635	FR:9-10	1,2966	0,00014	6,02906	0,71198	9,872028	1,16595
FA:12-13	---	---	---	---	---	---	FR:12-13	0,8416	0,00031	-7,7458	0,54034	-10,124	0,70668

FA:12-15	0,50931	8,4E-05	8,9213	0,3604	10,01171	0,40446	FR:12-15	0,7736	0,00361	7,85533	0,55431	9,931433	0,70141
FA:12-16	0,72339	0,00021	8,043	0,50214	9,926829	0,61959	FR:12-16	1,1083	0,00259	6,80566	0,57617	10,1594	0,86068
FA:15-18	0,99463	6,5E-05	7,0917	0,6684	10,00231	0,94245	FR:15-18	0,9976	8,3E-05	7,2097	0,59802	10,18356	0,84439
FA:18-15	0,96994	8,6E-05	-7,0458	0,58202	-9,81565	0,81112	FR:18-15	0,9834	7,3E-05	-7,1532	0,63624	-10,0328	0,89266
FA:15-23	0,61581	6,4E-05	8,4994	0,49179	9,981716	0,57739	FR:15-23	1,0941	8,0E-05	6,84065	0,63645	10,13941	0,94309
FA:18-19	2,83879	4,3E-05	3,3231	0,77166	10,00182	2,32244	FR:18-19	1,4171	5,9E-05	5,76553	0,76089	9,999593	1,31944
FA:19-20	1,1173	0	-6,6507	0,67322	-9,97243	1,00943	FR:19-20	1,4134	4,8E-05	-5,7751	0,77117	-9,99877	1,33510
FA:21-22	1,60611	2,8E-05	-5,1938	0,67329	-9,82657	1,27386	FR:21-22	1,453	2,1E-05	-5,6896	0,61848	-10,0358	1,09092
FA:22-24	0,70914	0,00012	8,1619	0,49129	10,00582	0,60215	FR:22-24	1,2146	0,00124	6,3065	0,64799	9,922053	1,01906
FA:23-24	1,2874	0,00028	6,1222	0,72058	9,980102	1,17454	FR:23-24	0,939	3,6E-05	7,20665	0,54234	9,885727	0,74385
FA:24-25	1,1623	9,4E-05	-6,5168	0,54065	-9,99212	0,82916	FR:24-25	1,0192	0,00043	6,67604	0,49215	9,532476	0,7020
FA:25-26	1,6756	3,3E-05	4,7446	0,60552	9,258209	1,18165	FR:25-26	1,6295	0,00046	5,35715	0,62967	10,24225	1,20407
FA:25-27	1,29051	9,7E-05	-6,4964	0,62943	-10,606	1,02778	FR:25-27	0,9857	0,00011	-7,2895	0,47772	-10,2352	0,67090
FA:27-29	0,70049	0,00011	8,1528	0,47146	9,954101	0,57560	FR:27-29	1,0628	0,00125	6,93596	0,51282	10,12148	0,74885
FA:27-30	0,45686	5,8E-05	9,0683	0,34923	9,96992	0,38393	FR:27-30	0,4784	0,00014	9,04774	0,32878	10,02973	0,36440
FA:28-27	0,42631	0,00012	9,1756	0,32828	9,974597	0,35701	FR:28-27	0,4543	0,00053	8,87433	0,28232	9,747306	0,31017
FA:29-30	2,09289	8,9E-05	4,3336	0,75788	10,05191	1,75774	FR:29-30	0,6694	0,00011	8,34823	0,48695	10,04612	0,58560

Medidas de Tensão

Medida com erro	UI		r^N		e_σ	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
V:1	0,12361	0,002682	9,9232	0,09093	9,998797	0,09187
V:2	0,12311	0,002861	9,9243	0,09074	9,999243	0,09191
V:5	0,12282	0,002604	9,9236	0,09057	9,998244	0,09155
V:8	0,12365	0,003173	9,922	0,0925	9,997553	0,09402
V:11	0,1203	0,003053	9,9264	0,09024	9,997959	0,09149
V:13	0,12509	0,003138	9,9246	0,09397	10,00205	0,09565
V:20	0,12901	0,003497	9,9178	0,09589	10,00003	0,09753
V:28	0,12394	0,003191	9,9216	0,09257	9,997536	0,09407

Obs.: As medidas em que não foram calculados UI , r^N e e_σ são aquelas cujos valores são nulos.

Através dos resultados acima, confirmamos aquilo que constatamos na simulação anterior, ou seja, as medidas com índice UI alto (em vermelho) são aquelas que proporcionam os maiores desvios padrões para e_σ . Logo, quanto maior for o índice UI de uma determinada medida, menos precisa será a correção da mesma, através do seu respectivo e_σ (ou teste- $\hat{b}$), quando se consideram medidas com ruído.

A tabela 6.13 apresenta um relatório dos casos em que houve falha para detectar ou identificar EG, considerando 100 amostras de medidas com ruído e EG simples de 10 sigmas em cada uma das amostras.

Tabela 6.13: Dados do número de casos em que houve falha na detecção ou identificação de erros para 100 amostras de medidas com ruído e adição de EG de 10 sigmas em cada medida

Medida com erro	UI médio	Número de casos com falhas		
		Falhas p/ Detecção (%)	Falhas p/ Identificação (%)	Falhas totais (%)
IA:2	7,1392	66	13	79
IA:7	1,4821	0	2	2
IA:12	3,0384	17	14	31
IA:15	5,3617	55	20	75
IA:16	4,4531	43	35	78
IA:17	7,2156	73	20	93
IA:19	1,1173	0	72	72
IA:21	1,0568	0	17	17
IA:23	2,1209	2	12	14
FA:3-4	2,653	5	11	16
FA:5-7	1,3766	0	1	1
FA:12-15	0,5093	0	1	1
FA:12-16	0,7231	0	22	22
FA:15-18	0,994	0	19	19
FA:18-15	0,9707	0	15	15
FA:15-23	0,6155	0	1	1
FA:18-19	2,8377	15	41	56
FA:19-20	1,1173	0	78	78
FA:21-22	1,6062	0	27	27
FA:25-26	1,6757	0	1	1
FA:29-30	2,0915	0	5	5
IR:8	1,0623	0	1	1
IR:12	3,495	25	38	63
IR:15	6,9695	69	24	93
IR:16	2,5677	7	59	66
IR:17	4,2642	44	43	87
IR:19	1,41315	0	45	45
IR:21	0,9258	0	7	7
IR:23	1,3398	0	9	9
FR:1-3	1,4561	0	18	18
FR:2-5	1,8011	1	0	1
FR:3-4	9,2078	78	16	94
FR:6-7	2,3275	1	13	14
FR:12-15	0,7736	0	2	2
FR:12-16	1,108	0	31	31
FR:15-18	0,9968	0	22	22
FR:18-15	0,9841	0	20	20
FR:15-23	1,0934	0	4	4
FR:18-19	1,4162	0	73	73
FR:19-20	1,4131	0	63	63
FR:21-22	1,453	0	12	12

FR:25-26	1,6297	0	1	1
Obs.: Para as demais medidas não houve ocorrência de falha para detectar ou identificar erro grosseiro.				

Com base nos resultados apresentados na Tabela 6.13 e levando-se em conta o índice *UI* e o número de casos falhos para detecção ou identificação de erro, podemos dividir as medidas do sistema em análise, de acordo com a tabela 6.14, a seguir:

Tabela 6.14: Divisão das medidas considerando o índice *UI* e a possibilidade de falhas para detecção e identificação de EG simples de 10 sigmas – sistema de 30 barras IEEE

Faixa de valores do Índice <i>UI</i> p/medidas	Possibilidade		
	Sem problema p/detecção ou identificação de erro	Problema p/identificação de erro	Problema p/detecção de erro
<i>UI</i> < 0,9258 *	X		
0,9258 < <i>UI</i> < 2,5677		X	
<i>UI</i> > 2,5677		X	X

*Obs.: Para a faixa de valores do índice *UI*, os valores de corte foram escolhidos considerando uma incidência mínima de 5% de falha. Por exemplo, para a primeira faixa de valores (em verde), o valor de corte foi 0,9258, já que a medida IR:21 correspondeu àquela que apresentou menor índice *UI*, com incidência de falha para identificação maior que 5%, mais precisamente igual a 7%. Já para o valor de corte superior referente à faixa amarela, a medida IR:16 foi a que apresentou menor índice *UI*, com incidência de falha para detecção maior que 5%, neste caso igual a 7%.

A diferença entre as faixas de valores, apresentadas nas tabelas 6.11 e 6.14, pode ser explicada pelo fato de os sistemas elétricos em análise (14 e 30 barras IEEE) serem distintos e apresentarem conjuntos de medidas também distintos. Assim, a divisão das medidas através do índice *UI*, levando-se em conta a dificuldade em detectar/identificar possíveis EG, será diferente para cada sistema elétrico e conjunto de medidas associado. Entretanto, fica evidente com os resultados apresentados até o momento que valores ideais para o índice *UI* são abaixo de 1, isto é, a parte detectável do erro maior que a parte não-detectável.

6.2 Conclusões do Capítulo

Neste capítulo apresentamos em detalhes uma das possíveis aplicações do índice UI , para prover uma melhora substancial no processo de estimação de estado em sistemas elétricos de potência.

Através da seção 6.1, mostrou-se que é possível, utilizando o índice UI , obter uma estimativa da magnitude do erro de medida para sistemas de medição com uma medida com EG e as demais com ruído gaussiano, mesmo para medidas com UI elevado. Denominamos essa estimativa como erro composto em desvio padrão (e_σ), e ela depende tanto do resíduo normalizado quanto do índice UI da medida.

Em decorrência dessa estimativa do erro, ao invés de eliminar-se a medida portadora de EG, torna-se possível corrigir o valor da medida errônea para, em seguida, re-estimarmos as variáveis de estado, assim como proposto em Monticelli e Garcia (1983).

Através dos testes apresentados na seção 6.1.2, verificamos a eficácia do algoritmo proposto, aplicado em sistemas de medição sem adicionar ruído gaussiano às medidas. Por outro lado, com a adição de ruído gaussiano (seção 6.1.4), constatamos que o algoritmo pode falhar, tanto na detecção, quanto na identificação de EGs, para medidas cujo índice UI é alto. Destaca-se que, da mesma forma que o algoritmo proposto, o teste- $\hat{b}$, proposto em Monticelli e Garcia (1983), também falha para as situações supracitadas. Porém, como ilustrado na seção 6.1.3, haja vista o índice UI permitir a classificação das medidas, de acordo com as suas características de não refletirem seus erros nos resíduos do estimador WLS, vislumbra-se que o mesmo pode ser utilizado para possibilitar o processamento de EGs em situações em que a análise, pura e simplesmente, do erro composto em desvio padrão e do teste- $\hat{b}$ falha.

No próximo capítulo, mostraremos como o índice UI pode ser utilizado para o projeto ou fortalecimento de sistemas de medição, para efeito de estimação de estado.

Capítulo 7

7 Utilização do Índice de Não-Detecção de Erros para Projeto ou Fortalecimento de Sistemas de Medição

Neste capítulo mostraremos que o índice *UI* pode ser utilizado para locação de medidores, tanto na fase de projeto de novos sistemas de medição, quanto para o fortalecimento de sistemas de medição já existentes. As seções deste capítulo estão divididas da seguinte forma:

- A seção 7.1 apresentará exemplos elucidativos, mostrando a influência da redundância local de medidas sobre os índices *UIs*.
- Na seção 7.2, apresentaremos a primeira proposta de algoritmo para projeto ou fortalecimento de sistemas de medição, baseado no índice *UI* das medidas.
- A seção 7.3 apresentará uma segunda proposta de algoritmo para projeto de sistemas de medição, baseado não apenas no índice *UI*, mas também no custo do sistema de medição.
- As conclusões principais do capítulo estão na seção 7.4.

Vale destacar que considerar-se-ão apenas medidores de potência ativa e reativa e de magnitude de tensão.

7.1 Influência da Redundância de Medidas sobre o Índice de Não-Detecção de Erros

Nesta seção mostraremos que é possível utilizar o índice *UI* para o fortalecimento e projeto de sistemas de medição, em sistemas elétricos de potência.

Conforme descrito anteriormente, quanto maior o índice *UI* de uma determinada medida, mais difícil será a detecção de EG na mesma. Tal situação é indesejável à monitoração dos sistemas elétricos de potência. Assim sendo, fica evidente a necessidade de diminuir o índice *UI* das medidas para prover um aumento na capacidade de detecção e identificação de EGs, num sistema de medição já existente, ou ainda, projetar novos sistemas de medição, tendo como objetivo a minimização do índice *UI* das medidas.

Como o índice *UI* está diretamente relacionado com o nível de redundância local das medidas, um modo de diminuir-se o índice *UI* pode ser através da inserção de medidas, próximas àquela com índice alto. Dada esta constatação, apresentaremos exemplos elucidativos mostrando a influência da redundância local de medidas sobre os índices *UIs*.

Como veremos a seguir, os dois primeiros exemplos mostram situações em que novas medidas são adicionadas ao sistema de medição existente, com o intuito de diminuir o índice *UI* de medidas com índice alto. Já o terceiro exemplo, mostra a influência da retirada de medidas com índice alto, em um sistema de medição bem redundante.

Exemplos

Para os exemplos que se seguem, considerar-se-á o sistema de 14 barras do IEEE associado ao sistema de medição da tabela 4.1 (capítulo 4) e os valores dos índices *UIs* das respectivas medidas, apresentados na tabela 4.3.

Exemplo 1: Diminuição do índice *UI*, para as medidas FA:10-11 e FR:10-11

O objetivo deste exemplo é mostrar que a adição de medidas redundantes pode diminuir significativamente o índice *UI* de uma medida com índice alto. Além disso, o novo valor do índice *UI* pode ficar abaixo de 1. Vale ressaltar, que valores desejáveis de *UI* são abaixo de 1, como vimos pelos resultados de simulações de erros simples no capítulo 5 e no capítulo 6.

Através dos resultados da tabela 4.3, observa-se que as medidas FA:10-11 e FR:10-11 apresentam índice *UI* de valor alto, respectivamente, 4,2529 e 3,9120.

Verifica-se, também, que várias medidas de potência ainda podem ser instaladas, de modo a aumentar a redundância local, tais como: FA:11-10; FR:11-10; IA:10; IR:10; IA:11 e IR:11.

A tabela 7.1, a seguir, mostra a modificação gradual nos valores dos índices *UIs*, das medidas FA:10-11 e FR:10-11, frente à adição de várias medidas próximas a elas, e também mostra o índice *UI* das novas medidas. Os valores das medidas a serem adicionadas podem ser vistos na tabela B.1 do Anexo B.

Tabela 7.1: Variação do índice *UI* das medidas FA:10-11 e FR:10-11 e, também, das novas medidas adicionadas

Caso	Medidas próximas a FA:10-11 e FR:10-11							
	FA:10-11	FR:10-11	FA:11-10	FR:11-10	IA:10	IR:10	IA:11	IR:11
	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>	<i>UI</i>
Situação inicial	4,2529*	3,9120	-	-	-	-	-	-
Adição de FA:11-10	0,9681**	3,8974	0,9786	-	-	-	-	-
Adição de FR:11-10	0,9679	0,9642	0,9784	0,9737	-	-	-	-
Adição de IA:10	0,9016	0,9640	0,9108	0,9735	0,5034	-	-	-
Adição de IR:10	0,9016	0,9314	0,9107	0,9403	0,5034	0,5337	-	-
Adição de IA:11	0,7590	0,9319	0,7655	0,9401	0,4889	0,5337	1,6099	-
Adição de IR:11	0,7587	0,7938	0,7653	0,7994	0,4888	0,5315	1,6093	1,4364

* Os valores em vermelho indicam índices *UIs* maiores que 1.

** Os valores em verde indicam índices *UIs* menores que 1.

Como pode ser visualizado através dos resultados da tabela 7.1, os índices *UIs* das medidas FA:10-11 e FR:10-11 diminuíram, à medida que novas medidas redundantes foram adicionadas ao conjunto de medidas. Confira o gráfico da figura 7.1, a seguir, que apresenta a variação dos *UIs* daquelas medidas, com a adição gradual das medidas FA:11-10, FR:11-10, IA:10, IR:10, IA:11 e IR:11.

Figura 7.1: Variação do índice *UI* das medidas FA:10-11 e FR:10-11 com o aumento da redundância local

Importa observar que a simples adição da medida FA:11-10 fez o índice *UI* da medida FA:10-11 passar de 4,2529 para 0,9681, representando uma modificação bem significativa. Por outro lado, a adição da medida FA:11-10 diminuiu pouquíssimo o índice *UI* da medida FR:10-11 (igual a 3,8974).

Com a adição de FR:11-10, o índice *UI* de FR:10-11 ficou abaixo de 1, mais precisamente igual a 0,9642. Neste caso, poderíamos parar de acrescentar mais medidas redundantes, já que as medidas inseridas também apresentaram índice *UI* abaixo de 1, como observado na tabela 7.1. Continuando com a adição de novas medidas, verificou-se que a inserção das medidas IA:11 e IR:11 fez diminuir ainda mais os *UIs* de FA:10-11 e FR:11-10, entretanto, as mesmas (IA:11 e IR:11) apresentaram índices acima de 1 (em vermelho), o que é indesejável. Portanto, a adição das medidas IA:11 e IR:11 não é recomendada. Aliás, neste caso, recomenda-se a instalação das medidas FA:11-10, FR:11-10, IA:10 e IR:10.

A despeito do exemplo acima, o aumento da redundância local de uma medida não implica numa diminuição tão significativa do índice *UI* para algumas medidas. Isto porque o índice *UI* não depende somente da redundância local das medidas, mas também de outros fatores como, por exemplo, a ponderação da medida e os parâmetros do sistema, conforme apresentado na conclusão do capítulo 5.

Com o intuito de exemplificar a afirmação acima, segue a seguir mais um exemplo.

Exemplo 2: Diminuição do índice *UI* para as medidas IA:5 e IR:5

A partir da verificação dos índices *UIs* presentes na tabela 4.3, observa-se que as medidas IA:5 e IR:5 apresentam índice *UI* muito alto, cujos respectivos valores são 11,5168 e 9,4466.

Nas proximidades das medidas em análise, ainda podem ser instaladas as seguintes medidas: FA:1-5 e FR:1-5; FA:5-1 e FR:5-1; FA:2-5 e FR:2-5; FA:4-5 e FR:4-5; IA:6 e IR:6; IA:4 e IR:4; V:5.

Com a adição gradativa das medidas candidatas a serem instaladas e, por último, de todas as medidas de potência e de tensão do sistema de 14 barras, obtivemos as variações do índice *UI* das medidas em análise, as quais podem ser vistas através da tabela 7.2 e da figura 7.2.

Tabela 7.2: Variação do índice *UI* das medidas IA:5 e IR:5 com a adição de novas medidas

Caso	Medidas em Análise	
	IA:5	IR:5
	<i>UI</i>	<i>UI</i>
Situação inicial	11,5168	9,4466
Adição de FA:1-5 e FR:1-5	9,9052	9,4233
Adição de FA:5-1 e FR:5-1	9,5277	8,6255
Adição de FA:2-5 e FR:2-5	9,2380	8,1157
Adição de FA:4-5 e FR:4-5	7,7399	6,9225
Adição de IA:6 e IR:6	7,2176	6,5541
Adição IA:4 e IR:4	6,3561	5,0805
Adição de V:5	6,2153	5,0696
Adição de todas medidas*	5,6955	3,6061

* Os valores de todas as medidas estão na tabela B.1 do Anexo B

Figura 7.2: Variação do índice *UI* das medidas IA:5 e IR:5, com o aumento da redundância

Neste exemplo, ficou evidente que a adição de todas as medidas de potência e de tensão não foram suficientes para reduzir o índice *UI* das medidas IA:5 e IR:5 a valores inferiores a 1. Além disso, outras medidas também apresentaram *UI* acima de 1, com a instalação de todas as medidas, dentre as quais podemos citar: IA:2, IA:11, IR:4 e FR:4-9 (veja as figuras 7.3 e 7.4). Como dito anteriormente, isto se deve ao fato de que o índice *UI* de uma medida não depende apenas da redundância local da mesma, mas também de outros fatores, como sua ponderação e os parâmetros do sistema.

Os gráficos das figuras 7.3 e 7.4, a seguir, apresentam os valores de *UI*, considerando a instalação de todas as medidas de potência e de tensão, para o sistema de 14 barras do IEEE.

Figura 7.3: Índice *UI* das medidas ativas após a instalação de todas as medidas de potência e tensão

Figura 7.4: Índice *UI* das medidas reativas após a instalação de todas as medidas de potência e tensão

Embora os valores de *UI* para algumas medidas não sejam menores do que 1, a adição de todas as medidas melhorou muito os valores dos índices *UIs*, se comparados aos respectivos valores presentes nos gráficos das figuras 4.7 e 4.8. Isto mostra, mais uma vez, que o aumento da redundância melhora o índice *UI* das medidas.

O próximo exemplo mostrará uma situação em que são retiradas as medidas com maiores índices *UI*, desde que isso não dê origem a medidas críticas e conjuntos críticos de medidas.

Exemplo 3: Retirada de medidas com índice *UI* alto

Neste exemplo, simularemos a retirada das medidas com elevados índices *UIs*, após a instalação de todas as medidas possíveis no sistema de 14 barras do IEEE, tomando como base os resultados verificados através das figuras 7.3 e 7.4 (exemplo 2).

A partir dos valores dos índices *UIs* presentes nas figuras 7.3 e 7.4, fica fácil observar que os maiores *UIs* são das medidas: IA:2, IA:5, IA:6; IA:11, IR:4, IR:5, IR:11, FR:3-2 e FR:4-9. Logo, estas medidas foram escolhidas para serem retiradas do sistema de medição.

Depois da atualização do sistema de medição do sistema de 14 barras do IEEE, calculamos os índices *UIs* para todas as medidas, os quais são apresentados nas figuras 7.5 e 7.6 a seguir.

Figura 7.5: Índice *UI* das medidas ativas após a retirada de medidas com *UI* elevado

Figura 7.6: Índice *UI* das medidas reativas após a retirada de medidas com *UI* elevado

Os resultados apresentados no gráfico da figura 7.5 mostram que os valores dos índices *UI*s de quase todas as medidas ativas ficaram abaixo de 1, com exceção da medida IA:4, com índice no valor de 1,0241. Por outro lado, algumas medidas reativas ainda tiveram o índice *UI* na faixa de valores entre 1 e 2, dentre as quais podemos citar FR:5-1 e FR:2-5, que apresentaram *UI* acima de 1,5.

Note, através dos resultados das figuras 7.5 e 7.6, que os índices *UI*s de algumas medidas ficaram maiores se comparados aos respectivos valores apresentados nas figuras 7.3 e 7.4. Por exemplo, a medida FR:5-1 apresentava índice *UI* de 1,0536 e, agora, apresenta índice *UI* de 1,8561. Além disso, através da simulação da retirada de FR:5-1 (que não será apresentada), o índice *UI* de FR:1-5 piorou, ficou acima de 2. Esta situação mostra que a escolha da medida a ser retirada de um sistema de medição deve ser tomada de forma cautelosa, uma vez que a retirada de uma medida aumentará o índice das demais redundantes a ela, podendo ser um aumento de baixa magnitude ou não (o que implicaria em prejuízo para detecção e identificação de EGs).

Nas próximas seções, serão propostos dois algoritmos para o projeto e/ou fortalecimento de sistemas de medição, baseado na redundância e no índice *UI* das medidas.

Os algoritmos propostos precisam dos valores dos índices *UI* das medidas, que por sua vez dependem do valor estimado das variáveis de estado ($\hat{x}$), conforme algoritmo apresentado na seção 4.3.2, do capítulo 4. Dessa forma, para aplicar os

algoritmos propostos, faz-se necessário a execução de um estimador de estado WLS. Consequentemente, torna-se necessária a realização de um estudo inicial de fluxo de carga, para o sistema que será analisado. Os resultados desse estudo serão utilizados para obtenção dos valores das medidas que serão consideradas para estimação de estado e cálculo dos índices UI . Vale lembrar que, de acordo com os testes apresentados no capítulo 4, os índices UI variam pouco com a variação dos valores das medidas.

7.2 Algoritmo para Projeto ou Fortalecimento de Sistemas de Medição: Algoritmo 1

Mostraremos, nesta seção, o primeiro algoritmo proposto para projeto de sistemas de medição, baseado no índice UI das medidas, que também pode ser utilizada para o fortalecimento de sistemas de medição já existentes.

A idéia que norteia o algoritmo é considerar, inicialmente, que todas as medidas do sistema elétrico em análise estão disponíveis. Em seguida, retirar-se-ão as medidas que apresentarem UI acima de certo limiar pré-estabelecido (L), levando-se em conta: ausência de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas.

Algoritmo para Projeto de Sistemas de Medição: Algoritmo 1

Passo 0: Faça a leitura dos parâmetros da rede elétrica e dos valores obtidos com o fluxo de potência. Estabeleça o limiar inicial de corte L (preferencialmente entre 1 e 3) para o UI das medidas, o valor do incremento Δ (preferencialmente 0,5) e inicie o contador de teste (T) em $T = 1$;

Passo 1: Considere como instaladas todas as medidas possíveis de potência e de magnitude de tensão da rede elétrica em questão;

Passo 2: Calcule o índice UI das medidas (algoritmo da seção 4.3.2). Os valores das medidas utilizados para calcular os índices UI são obtidos a partir do estudo de fluxo de carga previamente realizado;

Passo 3: Identifique as medidas que apresentarem UI maior que o limiar L' (L mais uma tolerância), sendo:

$$L' = 1,1 \cdot L. \quad (7.1)$$

Caso todas medidas apresentem $UI < L'$, fim do processo; caso contrário, prossiga ao próximo passo;

Passo 4: Descarte as medidas com $UI > L'$ e verifique a observabilidade e redundância do novo plano de medição. Caso o sistema **não** seja mais **observável**, ou alguma medida seja **crítica** ou faça parte de algum **conjunto crítico** (isto é, nível de redundância NR menor que 2), aumente o limiar L ($L = L + \Delta$); incremente T ($T = T + 1$) e volte ao passo 1; caso contrário, vá ao passo 2.

A seguir, apresentamos o fluxograma do algoritmo 1:

Figura 7.7: Fluxograma do algoritmo 1 para o projeto de sistemas de medição

Observações:

- i) Para o descarte de medidas de potência, consideramos a retirada do par (ativo e reativo), mesmo que uma das medidas do par esteja com índice UI menor que L' ;
- ii) Utilizamos o valor do limiar L' , com 10% a mais do valor de L , porque essa diferença não é tão significativa em termos de detecção de erros grosseiros; além disso, poderíamos utilizar apenas o valor de L como limiar de corte, ou seja, em termos de nosso algoritmo teríamos $L' = L$;
- iii) O incremento “ Δ ” também pode ser ajustado conforme o interesse do projetista. Neste trabalho utilizamos $\Delta = 0,5$, mas poderíamos utilizar um valor inferior a este, como, por exemplo, $\Delta = 0,1$;
- iv) Para a análise de observabilidade e redundância de medidas, utilizamos a metodologia baseada na análise da matriz H_{Δ}^t , apresentada em London Jr. *et al.* (2007).

7.2.1 Aplicação do Algoritmo 1 ao Sistema de 14 Barras do IEEE**Resultado**

Passo 0: Inicialmente fazemos a leitura dos dados do sistema de 14 barras do IEEE e do resultado da simulação de um fluxo de carga. Em seguida, definimos: $L = 1,0$; $\Delta = 0,5$ e iniciamos o contador de teste $T = 1$.

$$T = 1 \text{ e } L = 1,0$$

Passo 1: Consideramos o sistema de medição com todos os medidores possíveis instalados;

Passo 2: Calculamos o índice UI de todas as medidas.

Passo 3: Medidas com UI maior que 1,1 L ($L' = 1,10$) (tabela 7.3):

Tabela 7.3: Medidas com índice UI maior que 1,1 L considerando todos os medidores instalados

Medida	UI
IA:2	3,3177
IA:5	5,6955
IA:6	1,2848
IA:11	1,4805
IR:4	1,3903
IR:5	3,6061
IR:11	1,3056
FR:3-2	1,3956

FR:4-9	2,5273
--------	--------

Passo 4: Com base nos resultados da tabela acima, descartamos os pares de medidas de potência (ativa e reativa) I:2, I:4, I:5, I:6, I:11, F:3-2 e F:4-9. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e não se tornou crítica nenhuma medida, logo continuamos o processo.

Passo 2': Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice *UI* das medidas.

Passo 3': Medidas com *UI* maior que 1,1 *L* (tabela 7.4):

Tabela 7.4: Medidas com índice *UI* maior que 1,1 *L*

Medida	<i>UI</i>
FR:5-1	2,1155
FR:2-3	1,3777
FR:2-4	1,5148
FR:2-5	1,6476
FR:9-4	1,2099

Passo 4': Descartamos os pares de medidas de potência (ativa e reativa) F:5-1, F:2-3, F:2-4, F:2-5 e F:9-4 . Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2'': Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice *UI* das mesmas.

Passo 3'': Medidas com *UI* maior que *L'* (tabela 7.5):

Tabela 7.5: Medidas com índice *UI* maior que 1,1 *L*

Medida	<i>UI</i>
IR:3	1,1233
FR:1-5	1,8573
FR:4-2	1,1163
FR:5-2	1,7736

Passo 4'': Descartamos os pares de medidas de potência (ativa e reativa) I:3, F:1-5, F:4-2 e F:5-2. Após a atualização do conjunto de medidas, verificamos que as medidas IA:1 e IR:1 são críticas.

Com isso, concluímos que não é possível obter, através do algoritmo 1, um sistema de medição em que todas as medidas tenham $UI < 1,10$ e que não apresente conjuntos críticos.

Com base nesse resultado, aumentamos o limiar L para 1,50; incrementamos T para 2 e voltamos ao passo 1.

$$\underline{T = 2 \text{ e } L = 1,50}$$

Passo 1: Consideramos o sistema de medição com todas as medidas possíveis instaladas;

Passo 2: Calculamos o índice UI de todas as medidas (na realidade não calculamos, pois já tínhamos este resultado armazenado para $T=1$).

Passo 3: Medidas com UI maior que 1,1 L ($L' = 1,65$) (tabela 7.6):

Tabela 7.6: Medidas com índice UI maior que 1,65, considerando todas as medidas instaladas

Medida	UI
IA:2	3,3177
IA:5	5,6955
IR:5	3,6061
FR:4-9	2,5273

Passo 4: Com base nos resultados da tabela acima, descartamos os pares de medidas de potência (ativa e reativa) I:2, I:5 e F:4-9. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2': Com o conjunto de medidas atualizado calculamos o índice UI das mesmas;

Passo 3': Medidas com UI maior que L' (tabela 7.7):

Tabela 7.7: Medidas com índice UI maior que 1,65

Medida	UI
IR:4	2,4630
FR:5-1	2,0353

Passo 4': Descartamos os pares de medidas de potência: I:4 e F:5-1. Com a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2'': Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice UI das medidas;

Passo 3'': Nenhuma medida apresentou $UI > L'$. Fim do Processo.

As medidas que restaram compõem o sistema de medição sem medidas críticas e conjuntos críticos, e ainda, as medidas apresentam UI menor que o limiar 1,65. Veja a tabela 7.8, e as figuras 7.8 e 7.9:

Tabela 7.8: Medidas do plano de medição resultante e respectivos valores de *UI* (sistema de 14 barras)

Medidas de Potência Ativa		Medidas de Potência Reativa		Medidas de Tensão	
Medida	Índice UI	Medida	Índice UI	Medida	Índice UI
IA:1	0,3894	IR:1	0,8651	V:1	0,1064
IA:3	0,2378	IR:3	0,5122	V:2	0,1089
IA:6	1,5583	IR:6	1,2367	V:3	0,1127
IA:7 *	---	IR:7	---	V:4	0,11
IA:8	---	IR:8	0,3364	V:5	0,109
IA:9	0,5069	IR:9	0,4074	V:6	0,1097
IA:10	0,4872	IR:10	0,53	V:7	0,1093
IA:11	1,5042	IR:11	1,3229	V:8	0,1057
IA:12	0,5576	IR:12	0,8479	V:9	0,1112
IA:13	0,5587	IR:13	0,4729	V:10	0,1124
IA:14	0,4768	IR:14	0,4833	V:11	0,1115
FA:1-2	0,4763	FR:1-2	0,5056	V:12	0,1125
FA:2-1	0,4605	FR:2-1	0,7392	V:13	0,1134
FA:1-5	0,2707	FR:1-5	1,133	V:14	0,1162
FA:2-3	0,1975	FR:2-3	1,312		
FA:3-2	0,1956	FR:3-2	1,5644		
FA:2-4	0,2556	FR:2-4	1,5297		
FA:4-2	0,2519	FR:4-2	0,7437		
FA:2-5	0,3757	FR:2-5	1,6408		
FA:5-2	0,3702	FR:5-2	0,9936		
FA:3-4	0,5687	FR:3-4	0,4773		
FA:4-3	0,5792	FR:4-3	0,4243		
FA:4-5	0,6826	FR:4-5	0,4066		
FA:5-4	0,6906	FR:5-4	0,4363		
FA:4-7	0,2905	FR:4-7	0,4496		
FA:7-4	0,2905	FR:7-4	0,3538		
FA:9-4	0,2905	FR:9-4	1,1295		
FA:5-6	0,2307	FR:5-6	0,3295		
FA:6-5	0,2307	FR:6-5	0,5267		
FA:6-11	0,4326	FR:6-11	0,4119		
FA:11-6	0,4335	FR:11-6	0,4369		
FA:6-12	0,3616	FR:6-12	0,3885		
FA:12-6	0,36	FR:12-6	0,4028		
FA:6-13	0,3075	FR:6-13	0,2795		
FA:13-6	0,3044	FR:13-6	0,2949		
FA:7-8	---	FR:7-8	0,327		
FA:8-7	---	FR:8-7	0,3364		
FA:7-9	0,2905	FR:7-9	0,704		
FA:9-7	0,2905	FR:9-7	0,8551		
FA:9-10	0,8406	FR:9-10	0,7485		
FA:10-9	0,8363	FR:10-9	0,7408		
FA:9-14	0,5347	FR:9-14	0,516		
FA:14-9	0,5268	FR:14-9	0,5391		
FA:10-11	0,7016	FR:10-11	0,7383		
FA:11-10	0,7073	FR:11-10	0,743		
FA:12-13	0,8692	FR:12-13	0,8019		
FA:13-12	0,8598	FR:13-12	0,8178		
FA:13-14	0,6309	FR:13-14	0,7026		

FA:14-13	0,6158	FR:14-13	0,7605		
----------	--------	----------	--------	--	--

* Obs.: Os valores de *UI* das medidas nulas não foram calculados.

Figura 7.8: Índice *UI* das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 14 barras IEEE

Figura 7.9: Índice *UI* das medidas relativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 14 barras IEEE

Analisando o sistema de medição obtido acima, percebemos que menos de 10% do total de medidas apresentam índice *UI* acima de 1, que representa um bom resultado.

Apesar de essa minoria de medidas apresentarem UI acima de 1, a capacidade de detecção de erro grosseiro em tais medidas não chega a ser ruim, já que o limiar L' ficou restrito a 1,65.

7.2.2 Aplicação do Algoritmo 1 sobre o Sistema de 30 Barras do IEEE

Resultado

Passo 0: Inicialmente fazemos a leitura dos dados do sistema de 30 barras do IEEE e do resultado da simulação de um fluxo de carga. Em seguida, definimos: $L = 1,0$; $\Delta = 0,5$ e iniciamos o contador de teste $T = 1$.

$$T = 1 \text{ e } L = 1,0$$

Passo 1: Consideramos o sistema de medição com todas as medidas possíveis instaladas;

Passo 2: Calculamos o índice UI de todas as medidas.

Passo 3: Medidas com UI maior que L' ($L' = 1,10$) (tabela 7.9):

Tabela 7.9: Medidas com índice UI maior que 1,1 considerando todas as medidas instaladas

Medida	UI
IA:2	4,5631
IA:3	9,4658
IA:4	5,7414
IA:10	1,9456
IA:15	1,1823
IA:16	1,349
IA:18	1,2607
IA:20	1,6858
IA:23	1,3443
IA:29	1,2042
IR:3	1,179
IR:4	2,5255
IR:10	2,4069
IR:12	1,4372
IR:15	1,5858
FR:2-5	1,3372

Passo 4: Descartamos os pares de medidas de potência (ativa e reativa) I:2, I:3, I:4, I:10, I:12, I:15, I:16, I:18, I:20, I:23, I:29 e F:2-5. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2': Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice UI das medidas;

Passo 3': Medidas com UI maior que L' (tabela 7.10):

Tabela 7.10: Medidas com índice UI maior que 1,1

Medida	UI
FR:1-3	1,3633
FR:3-1	1,5579
FR:3-4	2,0238

Passo 4’: Descartamos os pares de medidas de potência F:1-3, F:3-1 e F:3-4. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2’’: Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice UI das medidas;

Passo 3’’: Medidas com UI maior que L' (tabela 7.11):

Tabela 7.11: Medidas com índice UI maior que 1,1

Medida	UI
FA:4-3	7,3880
IR:1	1,8774
FR:4-3	17,6226

Passo 4’’: Descartamos os pares de medidas de potência I:1 e F:4-3. Após a atualização do conjunto de medidas, verificamos que o sistema não é observável com a retirada de I:1 (IA:1 e IR:1) e F:4-3 (FA:4-3 e FR:4-3).

Com base neste resultado, aumentamos o limiar L para 1,50; incrementamos T para 2 e voltamos ao passo 1.

$$\underline{T = 2 \text{ e } L = 1,5}$$

Passo 1: Consideramos todas as medidas possíveis instaladas;

Passo 2: Calculamos o índice UI de todas as medidas.

Passo 3: Medidas com UI maior que L' ($L' = 1,65$) (tabela 7.12):

Tabela 7.12: Medidas com índice UI maior que 1,65 considerando todas as medidas instaladas

Medida	UI
IA:2	4,5631
IA:3	9,4658
IA:4	5,7414
IA:10	1,9456
IA:20	1,6858
IR:4	2,5255
IR:10	2,4069

Passo 4: Descartamos os pares de medidas de potência I:2, I:3, I:4, I:10 e I:20. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2’: Com o conjunto de medidas atualizado calculamos o índice *UI* das mesmas;

Passo 3’: Medidas com *UI* maior que L' (tabela 7.13):

Tabela 7.13: Medidas com índice *UI* maior que 1,65

Medida	<i>UI</i>
FR:3-4	2,0206

Passo 4’: Descartamos o par de medidas de potência F:3-4. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida tornou-se crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2’’: Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice *UI* das mesmas;

Passo 3’’: Medidas com *UI* maior que L' (tabela 7.14):

Tabela 7.14: Medidas com índice *UI* maior que 1,65

Medida	<i>UI</i>
FA:4-3	1,8909
FR:4-3	3,2762

Passo 4’’: Descartamos o par de medidas de potência F:4-3. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2’’: Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice *UI* das mesmas;

Passo 3’’: Medidas com *UI* maior que L' (tabela 7.15):

Tabela 7.15: Medidas com índice *UI* maior que 1,65

Medida	<i>UI</i>
FR:1-3	3,5277
FR:3-1	3,9499

Passo 4’’: Descartamos os pares de medidas de potência F:1-3 e F:3-1. Após a atualização do conjunto de medidas, verificamos que as medidas IA:1 e IR:1 são críticas.

Assim, aumentamos o limiar L para 2,0; incrementamos T para 3 e voltamos ao passo 1.

$$\underline{T = 3 \text{ e } L = 2,0}$$

Passo 1: Consideramos todas as medidas possíveis instaladas;

Passo 2: Calculamos o índice *UI* de todas as medidas.

Passo 3: Medidas com *UI* maior que 1,1 $L (L' = 2,20)$ (tabela 7.16):

Tabela 7.16: Medidas com índice *UI* maior que 2,20 considerando todas as medidas instaladas

Medida	<i>UI</i>
IA:2	4,5631
IA:3	9,4658
IA:4	5,7414
IR:4	2,5255
IR:10	2,4069

Passo 4: Descartamos os pares de medidas de potência I:2, I:3, I:4 e I:10. Após a atualização do conjunto de medidas, não houve a formação de conjuntos críticos e nenhuma medida se tornou crítica, logo continuamos o processo.

Passo 2': Com o conjunto de medidas atualizado, calculamos o índice *UI* das mesmas;

Passo 3': Nenhuma medida apresentou $UI > L'$. Fim do Processo.

As medidas restantes compõem o plano de medição sem medidas críticas e conjuntos críticos, sendo que as medidas apresentam *UI* menor que o limiar L' . As medidas e os respectivos valores de *UI* estão na tabela B.3 do Anexo B.

As figuras 7.10 e 7.11, a seguir, mostram o índice *UI* das medidas ativas e reativas, respectivamente.

Figura 7.10: Índice *UI* das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 30 barras IEEE

Figura 7.11: Índice *UI* das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 – Sistema de 30 barras IEEE

Através dos gráficos das figuras 7.10 e 7.11, vemos que o sistema de medição obtido apresenta apenas 14 medidas com índice *UI* maior que 1, o que representa menos de 7% do total das medidas. Além disso, poucas medidas tem *UI* próximo ao limiar L' (2,20).

Importa observar que, durante a aplicação do algoritmo ao sistema de 30 barras, tentamos utilizar o limiar L como 1 e, em seguida, 1,5. Entretanto, para tais valores, não nos foi possível garantir que as medidas atendessem a nossos critérios de projeto, isto é, medidas com nível de redundância maior que 1 e *UI* menor que $1,1L$.

A próxima seção apresentará uma outra proposta de algoritmo, baseada no índice *UI* das medidas.

7.3 Algoritmo para Projeto ou Fortalecimento de Sistemas de Medição: Algoritmo 2

Como se nos permite observar, através dos resultados da aplicação do Algoritmo 1, muitos medidores devem ser adicionadas à rede elétrica em análise, com o intuito de garantir: medidas com índice *UI* abaixo do limiar estabelecido; ausência de conjuntos críticos e medidas críticas. Assim, o custo para implantação do sistema de medição obtido com o Algoritmo 1 pode ser elevado.

Para obtenção de sistemas de medição confiáveis (observáveis e isentos de medidas críticas e conjuntos críticos de medidas) de baixo custo, já foram desenvolvidas diversas metodologias que minimizam o número de medidores a serem instalados (SOUZA *et al.*, 2005; COSER *et al.*, 2006; VIGLIASSI *et al.*, 2009).

Propomos então outro algoritmo, que possibilita a obtenção de confiáveis sistemas de medição minimizando o número de medidores a serem instalados. A diferença desse algoritmo, para as metodologias supracitadas, é que o mesmo não considera como candidatas as medidas que possuem *UI* elevados. Dessa forma, o algoritmo proposto possibilita a obtenção de sistemas de medição confiáveis, de baixo custo, formados por medidas com índices *UI* menores que um valor pré-determinado.

O algoritmo proposto contempla três etapas:

Etapa 1: consiste na pré-seleção das medidas candidatas a serem instaladas no sistema elétrico em questão. Isto é, das medidas que, se instaladas, não apresentarão índice *UI* maior que um valor pré-determinado. Para realizar essa tarefa, basta aplicar o Algoritmo 1 proposto anteriormente. As medidas candidatas a serem instaladas são aquelas pertencentes ao sistema de medição resultante da aplicação do Algoritmo 1.

Etapa 2: A partir das medidas selecionadas como candidatas na etapa 1, obtenha um sistema de medição confiável. Para isso, utilizaremos a metodologia desenvolvida em Vigliassi *et al.* (2009), apresentada de forma sucinta no Anexo D. Ademais, podemos obter um sistema de medição confiável através de um processo iterativo, compreendendo a adição de medidas e a verificação da redundância das mesmas, até a ausência de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas.

Etapa 3: Inicialmente verifica-se o *UI* de todas as medidas do sistema de medição resultante da Etapa 2. Em seguida, serão adicionadas medidas redundantes àquelas com *UI* acima do limiar estabelecido $L2$, sendo $L2 \geq L$.

A seguir, apresentaremos o segundo algoritmo proposto para projeto de sistemas de medição, que também pode ser utilizado para fortalecimento de novos sistemas.

Algoritmo para Projeto de Sistemas de Medição: Algoritmo 2

Etapa 1: Aplique o Algoritmo 1 à rede elétrica a ser analisada. O sistema de medição resultante indicará as medidas candidatas a serem instaladas.

Etapa 2: Obtenha um sistema de medição confiável, considerando apenas as medidas classificadas como candidatas na Etapa 1.

Etapa 3: Esta etapa compreende alguns passos:

Passo 0: Escolha um limiar $L2$, igual ou maior ao valor de L ($L2 \geq L$) utilizado na Etapa 1, e considere o sistema de medição obtido com a Etapa 2.

Passo 1: Calcule o índice UI do sistema de medição em análise e identifique as medidas com índice UI maior que $1,1 L2$. Se todas as medidas apresentarem $UI < 1,1 L2$, pare; caso contrário, siga ao passo 2.

Passo 2: Dentre as medidas identificadas no passo anterior ($UI > 1,1 L2$), escolha a medida com menor UI , e verifique onde novos medidores podem ser instalados próximos à mesma, considerando as medidas selecionadas na Etapa 1, de modo a aumentar a sua redundância local.

Observação: A partir de simulações computacionais verificamos que, escolhendo a medida com menor UI (dentre aquelas com $UI > 1,1 L2$), seleciona-se um número menor de medidores para obtenção de um sistema de medição formado apenas por medidas com UI menor que um valor pré-estabelecido.

Passo 3: Adicione uma ou mais das medidas candidatas selecionadas no passo 2 ao sistema de medição em questão e volte ao passo 1.

Com o intuito de elucidar melhor o Algoritmo 2 para projeto de sistemas de medição, a figura 7.12 mostra o fluxograma deste algoritmo.

Figura 7.12: Fluxograma do algoritmo 2 para o projeto de sistemas de medição

7.3.1 Aplicação do Algoritmo 2 sobre o Sistema de 14 Barras do IEEE

Resultado

Etapa 1: Com a aplicação do Algoritmo 1, obtivemos os resultados já apresentados na subseção 7.2.1. Assim, as medidas candidatas são aquelas mostradas na tabela 7.8. Nessa situação o valor do limiar L utilizado é 1,50.

Etapa 2: Considerando apenas as medidas candidatas selecionadas na Etapa 1, e utilizando o algoritmo apresentado em Vigliassi *et al.* (2009), construímos um sistema de medição contendo medidas com nível de redundância maior que 1. Veja a tabela 7.17 a seguir:

Tabela 7.17: Sistema de medição confiável para sistema de 14 barras do IEEE

Medidas de Potência Ativa	Medidas de Potência Reativa
IA:1	IR:1
IA:3	IR:3
IA:7	IR:7
IA:8	IR:8
IA:9	IR:9
IA:10	IR:10
IA:13	IR:13
FA:1-5	FR:1-5
FA:5-2	FR:5-2
FA:4-3	FR:4-3
FA:5-4	FR:5-4
FA:4-7	FR:4-7
FA:5-6	FR:5-6
FA:6-13	FR:6-13
FA:13-6	FR:13-6
FA:7-8	FR:7-8
FA:8-7	FR:8-7
FA:7-9	FR:7-9
FA:9-7	FR:9-7
FA:10-9	FR:10-9
FA:10-11	FR:10-11
FA:11-10	FR:11-10
FA:12-13	FR:12-13
FA:13-12	FR:13-12
FA:13-14	FR:13-14
Medidas de Tensão	
V:1	

Etapa 3: Primeiramente escolhemos o limiar $L2$, de modo a satisfazer à condição $L2 \geq L$. Para tanto, escolhemos $L2 = 2,0$.

Observação: Através de simulações prévias, considerando $L2$ como 1,50, obtivemos um sistema de medição muito parecido ao obtido com o Algoritmo 1, razão pela qual não apresentaremos o sistema de medição resultante. Neste caso, escolhemos $L2$ como 2,0, com o intuito de obtermos um sistema de medição bem diferente daquele obtido através do algoritmo 1, cujo limiar L era 1,50.

Passo 1 (I): Calculamos UI para as medidas do sistema de medição da etapa 2, chamado de caso base. Índices UI acima de 2,20 ($L2' = 1,1 L2$):

Tabela 7.18: Medidas com UI maior que 2,20 (caso base)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,5376
FA:13-14	2,9634
IR:1	2,8684
IR:9	2,8074
FR:1-5	2,4899
FR:5-2	4,7894
FR:5-4	4,6981
FR:5-6	4,5926
FR:13-14	4,3902

Passo 2 (I): Medida com menor UI : FR:1-5

Passo 3 (I): (Adição 1) Para mostrar que as medidas de magnitude de tensão não alteram de forma significativa o UI das medidas de potência, adicionaremos, neste exemplo, as medidas: V:2, V:4, V:5 e V:6.

Passo 1 (II): Após a adição 1, temos:

Tabela 7.19: Medidas com UI maior que 2,20 (adição 1)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,3039
FA:13-14	2,943
IR:1	2,5669
FR:1-5	2,2429
FR:5-2	4,7295
FR:5-4	4,3021
FR:5-6	3,5034
FR:13-14	4,2983

Passo 2 (II): Medida com menor UI : FR:1-5

Passo 3 (II): (Adição 2) Adição de F:1-2

Observação: F:a-b indica o par de medida de fluxo de potência ativa (FA:a-b) e de potência reativa (FR:a-b) da barra “a” para “b”; e I:a indica o par de medida de injeção de potência ativa (IA:a) e de potência reativa (IR:a) na barra “a”.

Passo 1 (III): Após a adição 2, temos:

Tabela 7.20: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 2)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,4241
FA:13-14	2,935
FR:1-5	2,2314
FR:5-2	4,618
FR:5-4	4,2141
FR:5-6	3,3242
FR:13-14	4,2809

Passo 2 (III): Medida com menor *UI*: FR:1-5

Passo 3 (III): (Adição 3) Adição de F:2-1

Passo 1 (IV): Após a adição 3, temos:

Tabela 7.21: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 3)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,3069
FA:13-14	2,9327
FR:5-2	4,5692
FR:5-4	4,1791
FR:5-6	3,2189
FR:13-14	4,267

Passo 2 (IV): Medida com menor *UI*: FA:13-14

Passo 3 (IV): (Adição 4) Adição de F:14-13

Passo 1 (V): Após a adição 4, temos:

Tabela 7.22: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 4)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,4125
FR:5-2	4,602
FR:5-4	4,0966
FR:5-6	3,088

Passo 2 (V): Medida com menor *UI*: FR:5-6

Passo 3 (V): (Adição 5) Adição de F:6-5

Passo 1 (VI): Após a adição 5, temos:

Tabela 7.23: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 5)

Medida	Indice UI
FA:5-4	4,2221

FR:5-2	4,5871
FR:5-4	4,0761

Passo 2 (VI): Medida com menor *UI*: FR:5-4

Passo 3 (VI): (Adição 6) Adição de F:4-5

Passo 1 (VII): Após a adição 6, temos:

Tabela 7.24: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 6)

Medida	Índice <i>UI</i>
FR:5-2	4,5345

Passo 2 (VII): Medida com menor *UI*: FR:5-2

Passo 3 (VII): (Adição 7) Adição de F:2-5

Passo 1 (VIII): Após a adição 7, temos:

Tabela 7.25: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 7)

Medida	Índice <i>UI</i>
FR:2-5	2,9119

Passo 2 (VIII): Medida com menor *UI*: FR:2-5

Passo 3 (VIII): (Adição 8) Adição de F:2-4

Passo 1 (IX): Após a adição 8, nenhuma medida apresentou *UI* > 2,20. Fim do processo.

A tabela 7.26, a seguir, mostra a variação do índice *UI* das medidas (apenas daquelas cujo valor inicial estava acima de 2,20), com a adição de novas medidas redundantes.

Tabela 7.26: Variação do índice *UI* de medidas (cujo valor inicial estava acima de 2,20) com a adição de novas medidas

	Índice <i>UI</i> para cada situação								
Medida	Inicial	Adição 1	Adição 2	Adição 3	Adição 4	Adição 5	Adição 6	Adição 7	Adição 8
IR:9	2,8074 *	1,9993	1,8964	1,822	1,7534	1,5938	1,8593	1,4913	1,4409
IR:1	2,8684	2,5669	1,1657	0,9829	0,9835	0,9831	0,983	0,8767	0,8727
FR:1-5	2,4899	2,2429	2,2314	2,1323	2,1585	2,1099	2,1266	1,1709	1,1586
FA:13-14	2,9634	2,943	2,935	2,9327	0,9576	0,957	0,9572	0,9567	0,9565
FR:13-14	4,3902	4,2983	4,2809	4,267	0,9302	0,9296	0,9299	0,9295	0,9294
FR:5-6	4,5926	3,5034	3,3242	3,2189	3,088	0,7959	0,7956	0,7956	0,7954
FA:5-4	4,5376	4,3039	4,4241	4,3069	4,4125	4,2221	0,9718	0,9708	0,8949
FR:5-4	4,6981	4,3021	4,2141	4,1791	4,0966	4,0761	1,0845	1,0813	0,5102
FR:5-2	4,7894	4,7295	4,618	4,5692	4,602	4,5871	4,5345	1,8766	1,7931
FR:2-5**	-	-	-	-	-	-	-	2,9119	1,8022

* Os valores em vermelho e em verde indicam, respectivamente, índice *UI* maior que 2,20 e menor que 2,20.

** Medida que foi adicionada durante a etapa 3 e que apresentou índice *UI* maior que 2,20.

As figuras 7.13 e 7.14 ilustram as medidas e os *UIs* do sistema de medição obtido com a aplicação do Algoritmo 2.

Figura 7.13: Índice *UI* das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 14 barras IEEE

Figura 7.14: Índice *UI* das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 14 barras IEEE

Fazendo uma comparação entre os resultados obtidos com o Algoritmo 1 e os resultados obtidos com o Algoritmo 2, verifica-se que o número de medidores selecionados para instalação pelo Algoritmo 2 foi inferior ao obtido pelo Algoritmo 1.

Importa novamente ressaltar, que na simulação acima, escolhemos $L2$ como 2,0 com o intuito de obtermos um sistema de medição bem diferente daquele obtido através do Algoritmo 1, cujo limiar L era 1,50. Dadas estas considerações, sugerimos a utilização inicial do limiar $L2$ igual a L ; caso o sistema de medição resultante não satisfaça aos interesses do projetista ou da empresa, aumente esse limiar $L2$. Note que, quanto maior for $L2$, pior será a capacidade de detecção e identificação de erros grosseiros.

7.3.2 Aplicação do Algoritmo 2 ao Sistema de 30 Barras do IEEE

Resultado

Etapla 1: Através da aplicação do Algoritmo 1, as medidas selecionadas como candidatas são aquelas mostradas na tabela B.3 do anexo B. Nessa situação, o valor do limiar L utilizado foi 2,0.

Etapla 2: Considerando apenas as medidas candidatas selecionadas na Etapa 1, e utilizando o algoritmo apresentado em Vigliassi *et al.* (2009), construímos um sistema de medição confiável. As medidas obtidas nesta etapa estão na tabela 7.27:

Tabela 7.27: Medidas do sistema de medição obtido após a Etapa 2 e respectivos valores de UI (sistema de 30 barras)

Medidas de Potência Ativa		Medidas de Potência Reativa		Medidas de Tensão	
Medida	Índice UI	Medida	Índice UI	Medida	Índice UI
IA:1	0,7327	IR:1	1,7648	V:1	0,1389
IA:5	0,383	IR:5	1,1026	V:5	0,1393
IA:6 *	---	IR:6	---	V:7	0,1405
IA:7	1,5106	IR:7	0,5522	V:13	0,14
IA:8	0,7294	IR:8	1,0617	V:21	0,1442
IA:9	---	IR:9	---	V:26	0,149
IA:11	---	IR:11	0,529		
IA:13	---	IR:13	0,7162		
IA:14	0,9539	IR:14	1,4018		
IA:17	1,1095	IR:17	0,6938		
IA:19	1,113	IR:19	1,4057		

IA:21	0,6677	IR:21	0,5243		
IA:22	---	IR:22	---		
IA:24	0,9359	IR:24	0,8081		
IA:25	---	IR:25	---		
IA:26	0,8434	IR:26	0,8386		
IA:27	---	IR:27	---		
IA:28	---	IR:28	---		
FA:1-2	1,3917	FR:1-2	0,5886		
FA:1-3	0,4026	FR:1-3	3,9131		
FA:3-1	0,3848	FR:3-1	4,2845		
FA:2-4	0,7534	FR:2-4	1,356		
FA:2-5	0,3131	FR:2-5	2,0933		
FA:2-6	0,5428	FR:2-6	0,9135		
FA:4-6	0,57	FR:4-6	0,664		
FA:4-12	0,3522	FR:4-12	0,7697		
FA:5-7	1,5294	FR:5-7	0,4346		
FA:6-7	0,4987	FR:6-7	2,4143		
FA:6-8	0,602	FR:6-8	0,7501		
FA:6-9	0,3791	FR:6-9	0,6651		
FA:6-10	0,3723	FR:6-10	0,6008		
FA:6-28	0,4076	FR:6-28	---		
FA:8-28	0,8519	FR:8-28	0,3976		
FA:9-11	---	FR:9-11	0,4914		
FA:11-9	---	FR:11-9	0,529		
FA:9-10	0,3913	FR:9-10	1,0186		
FA:10-20	1,5439	FR:10-20	1,8004		
FA:10-17	1,0477	FR:10-17	1,8958		
FA:10-21	0,5156	FR:10-21	0,3763		
FA:10-22	0,4871	FR:10-22	0,8704		
FA:12-13	---	FR:12-13	0,689		
FA:13-12	---	FR:13-12	0,7162		
FA:12-14	0,634	FR:12-14	0,6773		
FA:12-15	0,7585	FR:12-15	1,004		
FA:12-16	1,5237	FR:12-16	1,9278		
FA:14-15	1,1885	FR:14-15	0,6622		
FA:15-18	1,3967	FR:15-18	1,6445		
FA:15-23	1,5003	FR:15-23	2,0701		
FA:16-17	2,0813	FR:16-17	1,4856		
FA:18-19	2,3932	FR:18-19	1,2212		
FA:19-20	1,0736	FR:19-20	1,2801		
FA:21-22	1,4848	FR:21-22	1,2635		
FA:22-24	0,5805	FR:22-24	0,9507		
FA:23-24	1,5323	FR:23-24	1,0793		
FA:24-25	1,0821	FR:24-25	0,9445		
FA:25-26	0,8697	FR:25-26	0,864		
FA:25-27	1,1874	FR:25-27	0,9241		
FA:27-29	0,6942	FR:27-29	1,0756		
FA:27-30	0,4834	FR:27-30	0,7729		
FA:28-27	0,4209	FR:28-27	0,4426		
FA:29-30	3,1439	FR:29-30	1,5716		

* Obs.: Os valores de *UI* das medidas nulas não foram calculados.

Etapa 3: Primeiramente escolhemos o limiar $L2$, de modo a satisfazer à condição $L2 \geq L$. Desse modo, escolhemos $L2 = 2,0$.

Passo 1 (I): Calculamos UI para as medidas do sistema de medição da etapa 2, sendo que os valores podem ser visualizados através da tabela 7.27.

Com base nesses resultados, os índices UI acima de 2,20 são tabelados a seguir:

Tabela 7.28: Medidas com UI maior que 2,20 (caso base)

Medida	Indice UI
FA:18-19	2,3932
FA:29-30	3,1439
FR:1-3	3,9131
FR:3-1	4,2845
FR:6-7	2,4143

Passo 2 (I): Medida com menor UI : FA:18-19

Passo 3 (I): (Adição 1) Adição de F:19-18

Passo 1 (II): Após a adição 1, temos:

Tabela 7.29: Medidas com UI maior que 2,20 (adição 1)

Medida	Indice UI
FA:29-30	3,1439
FR:1-3	3,9193
FR:3-1	4,2924
FR:6-7	2,4154

Passo 2 (II): Medida com menor UI : FR:6-7

Passo 3 (II): (Adição 2) Adição de F:7-6

Passo 1 (III): Após a adição 2, temos:

Tabela 7.30: Medidas com UI maior que 2,20 (adição 2)

Medida	Indice UI
FA:29-30	3,1439
FR:1-3	3,8788
FR:3-1	4,2352

Passo 2 (III): Medida com menor UI : FA:29-30

Passo 3 (III): (Adição 3) Adição de F:30-29

Passo 1 (IV): Após a adição 3, temos:

Tabela 7.31: Medidas com UI maior que 2,20 (adição 3)

Medida	Indice UI
FR:1-3	3,8909
FR:3-1	4,2522

Passo 2 (IV): Medida com menor UI : FR:1-3

Passo 3 (IV): (Adição 4) Adição de F:2-1

Passo 1 (V): Após a adição 4, obtemos:

Tabela 7.32: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 4)

Medida	Índice UI
FR:1-3	3,6175
FR:3-1	4,1939

Passo 2 (V): Medida com menor *UI*: FR:1-3

Passo 3 (V): (Adição 5) Adição de F:2-1

Passo 1 (VI): Após a adição 5, obtemos:

Tabela 7.33: Medidas com *UI* maior que 2,20 (adição 5)

Medida	Índice UI
FA:3-4	2,4156
FR:3-4	7,2919

Passo 2 (VI): Medida com menor *UI*: FA:3-4

Passo 3 (VI): (Adição 6) Adição de F:4-3

Passo 1 (VII): Após a adição 6, nenhuma medida apresentou $UI > 2,20$. Fim do processo.

As medidas restantes compõem o sistema de medição obtido com a aplicação do Algoritmo 2, sendo que todas as medidas satisfazem aos seguintes aspectos de projeto: i) apresentam Nível de Redundância maior que 1 ($NR > 1$); ii) apresentam índice *UI* menor que o limiar estabelecido $L2'$ ($UI < 2,2$).

A seguir, apresentamos a variação do índice *UI* das medidas (apenas daquelas cujo valor inicial estava acima de 2,20), com a adição de novas medidas redundantes.

Tabela 7.34: Variação do índice *UI* de medidas (cujo valor inicial estava acima de 2,20) com a adição de novas medidas

Medida	Índice <i>UI</i> para cada situação						
	Inicial	Adição 1	Adição 2	Adição 3	Adição 4	Adição 5	Adição 6
FA:18-19	2,3932*	0,9253	0,9253	0,9253	0,9253	0,9253	0,9253
FR:6-7	2,4143	2,4154	0,9547	0,9551	0,9534	0,9441	0,9434
FA:29-30	3,1439	3,1439	3,1439	0,9682	0,9682	0,9681	0,9682
FR:1-3	3,9131	3,9193	3,8788	3,8909	3,6175	1,4159	1,3752
FR:3-1	4,2845	4,2924	4,2352	4,2522	4,1939	2,1944	2,1755
FA:3-4**	-	-	-	-	-	2,4156	0,8403
FR:3-4**	-	-	-	-	-	7,2919	2,0320

* Os valores em vermelho e em verde indicam, respectivamente, índice *UI* maior que 2,20 e menor que 2,20.

** Medida que foi adicionada durante a etapa 3 e que apresentou índice *UI* maior que 2,20.

As figuras 7.15 e 7.16 mostram, respectivamente, o índice *UI* das medidas ativas e reativas do sistema de medição obtido.

Figura 7.15: Índice *UI* das medidas ativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 30 barras IEEE

Figura 7.16: Índice *UI* das medidas reativas do sistema de medição obtido com o Algoritmo 2 – Sistema de 30 barras IEEE

Comparando o sistema de medição obtido acima com o sistema obtido através do Algoritmo 1, depara-se-nos uma redução expressiva no número de medidas a serem alocadas através do Algoritmo 2, mesmo o limiar $L2$ sendo igual ao limiar L ($L = 2,0$). Para se ter uma idéia dessa redução, importa salientar que o sistema de medição obtido pelo Algoritmo 1 apresenta 246 medidas; já o sistema de medição obtido pelo Algoritmo 2 apresenta 141 medidas.

7.4 Conclusões do Capítulo

De um modo geral, mostramos neste capítulo a influência da adição e retirada de medidas ao índice UI , e apresentamos ainda dois algoritmos para projeto de sistemas de medição.

Na seção 7.1, alguns exemplos elucidativos foram expostos, para mostrar que o índice UI de determinada medida decresce com o aumento da redundância local. Além disto, mostramos que a adição de todas as medidas redundantes a uma determinada medida, não garante que seu índice UI fique menor que “1”. Isto porque, o índice UI não depende somente da redundância local das medidas, mas também de outros fatores como, por exemplo, a ponderação da medida e os parâmetros do sistema de transmissão.

Na seção 7.2, foi apresentado o primeiro algoritmo proposto para projeto de sistemas de medição, baseado no índice UI das medidas, que também pode ser utilizado para o fortalecimento de sistemas de medição já existentes. A idéia que norteia esse algoritmo, Algoritmo 1, é considerar, inicialmente, que estão disponíveis todas as medidas do sistema elétrico em análise. Em seguida, retirar-se-ão as medidas que apresentarem UI acima de certo limiar pré-estabelecido (L), sob a condição da ausência de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas.

Através das simulações executadas com os sistemas de 14 e 30 barras do IEEE, verificamos, passo-a-passo, como o Algoritmo 1 funciona. Além disso, vimos que o ajuste no limiar L é importante para garantir o fim do processamento iterativo do método, quando os critérios de projeto não são alcançados com um determinado valor L .

Uma questão importante a ser destacada é que, por meio do Algoritmo 1, muitas medidas podem ser selecionadas para serem instaladas na rede elétrica em análise. Deste modo, o custo para implantação do sistema de medição, obtido com o Algoritmo 1, pode ser elevado.

Caso haja restrição orçamentária para a implantação de novos sistemas de medição, ou fortalecimento de sistemas de medição já existentes, apresentamos, na seção 7.3, outro algoritmo (Algoritmo 2), cujo propósito é diminuir o número de medidas a serem instaladas, em relação aos sistemas de medição obtidos pelo Algoritmo 1.

Fazendo uma análise comparativa dos resultados obtidos pelos algoritmos propostos, verifica-se que os sistemas de medição confiáveis obtidos pelo Algoritmo 2 possuem realmente um número menor de medidores. Isso ficou ainda mais evidente comparando os sistemas de medição confiáveis, obtidos por ambos os algoritmos, para o sistema de 30 barras do IEEE.

Com base nos testes apresentados neste capítulo, sugerimos, para aplicação do Algoritmo 2, a utilização inicial do limiar $L2$ sendo igual a L ; e caso o sistema de medição resultante não satisfaça aos interesses do projetista ou da empresa, aumente esse limiar $L2$. Note que, quanto maior for $L2$, pior será a capacidade de detecção e identificação de EGs.

Embora não tenha sido apresentado nenhum exemplo de aplicação dos algoritmos propostos para fortalecimento de sistemas de medição já existentes, os mesmos podem ser aplicados para esse fim. Bastaria considerar os medidores já instalados, como medidas já existentes para aplicação dos algoritmos.

Importa destacar que o processo de remoção (adição) de medidas candidatas para instalação, pelo Algoritmo 1 (Algoritmo 2), pode ser melhorado através da aplicação de alguma técnica de busca otimizada. Como, por exemplo, metas-heurísticas. Porém, isso ficará para um trabalho futuro.

Capítulo 8

8 Conclusões

8.1 Conclusões

A contribuição principal deste trabalho foi a proposição de um índice para qualificar as medidas, de um sistema elétrico de potência, de acordo com as suas características de não refletirem grande parcela de seus erros nos resíduos do processo de estimação de estado, por mínimos quadrados ponderados. Conseqüentemente, torna-se possível mensurar a dificuldade em detectar erros grosseiros nas mesmas, através do teste do resíduo normalizado ou do índice $J(x)$ associado ao estimador de estado WLS. O índice proposto foi denominado Índice de Não-Detecção de Erros, ou simplesmente índice UI , desenvolvendo-se a partir de uma análise geométrica do estimador de estado WLS.

Através da decomposição do espaço vetorial das medidas demonstrou-se, no capítulo 4, que o índice UI de uma medida indica, de certa forma, a proximidade da mesma para imagem da matriz Jacobiana. Quanto maior o índice UI de uma medida, mais próxima a mesma estará da imagem da matriz Jacobiana.

Analisando o estimador de estado WLS através de projeções ortogonais, demonstrou-se, também no capítulo 4, que grande parcela dos erros em medidas que apresentam índices UI elevados, isto é, medidas que estão próximas da imagem da matriz Jacobiana, não aparece nos seus resíduos. Isto é, tais erros são, de certa forma, “mascarados”.

Importa lembrar que a medida crítica é o caso limite de medidas cujos erros são “mascarados”, isto é, ela pertence à imagem da matriz Jacobiana, possui índice UI infinito e seu resíduo é igual a zero, independente de a mesma ter ou não EG.

O conjunto de medidas com elevado UI contém as medidas críticas e, em geral, as medidas ponto de alavancamento. Entretanto, a partir das análises apresentadas no capítulo 4, verifica-se que o índice UI possibilita uma compreensão mais ampla e simples do problema de detecção e identificação de EGs, utilizando o estimador WLS, do que o conceito de medida ponto de alavancamento.

As análises comparativas dos valores dos índices UI , calculados adicionando ou não ruído e/ou EGs nas medidas, demonstraram que os valores dos índices UI variam pouco com alterações nos valores das medidas. Isto porque os índices UI dependem principalmente de outros fatores, tais como:

- os valores dos **parâmetros** do sistema elétrico;
- a **ponderação e redundância** local das medidas.

No capítulo 6, apresentamos uma aplicação do índice UI , que possibilita uma melhora no processo de estimação de estado, no tocante à detecção e identificação de EGs simples. Primeiramente, mostramos que é possível, através do índice UI , obter uma estimativa da magnitude do erro de medida, para sistemas de medição contendo EG simples, mesmo para medidas com UI elevado. Logo, ao invés de eliminarmos a medida portadora de EG, foi possível corrigir o valor da mesma para, em seguida, re-estimar as variáveis de estado, assim como proposto em Monticelli e Garcia (1983). Com isso, propusemos um algoritmo para melhorar a detecção e identificação de EGs simples, baseado na análise do resíduo normalizado e do erro composto em desvio padrão.

Através dos testes apresentados no capítulo 6, verificamos a eficácia do algoritmo proposto, aplicado em sistemas de medição sem adicionar ruído gaussiano às medidas. Por outro lado, com a adição de ruído gaussiano, constatamos que o algoritmo pode falhar, tanto na detecção, quanto na identificação de EGs, para medidas cujo índice UI é alto. Destaca-se que, da mesma forma que o algoritmo proposto, o teste- $\hat{b}$, proposto em Monticelli e Garcia (1983), também falha para as situações supracitadas.

Posteriormente, no capítulo 7, mostramos a influência da adição e retirada de medidas ao índice UI , e ainda, foram propostos dois algoritmos para projeto ou fortalecimento de sistemas de medição. O intuito desses algoritmos é a obtenção de sistemas de medição confiáveis (observáveis e sem medidas críticas e conjuntos críticos) formados apenas por medidas com UI menor que um valor pré-estabelecido.

A idéia que norteia o primeiro algoritmo proposto, Algoritmo 1, é considerar, inicialmente, que estão disponíveis todas as medidas do sistema elétrico em análise. Em seguida, retirar-se-ão as medidas que apresentarem UI acima de certo limiar pré-estabelecido, sob a condição da ausência de medidas críticas e de conjuntos críticos de medidas.

Os testes realizados, ilustrados no capítulo 7, demonstram a eficiência do Algoritmo 1, pois o mesmo possibilitou a obtenção de sistemas de medição confiáveis, formados por medidas com índices UI menores que um valor pré-estabelecido. Porém, o custo para implantação desses sistemas de medição pode ser elevado, tendo em vista o elevado número de medidores selecionados para instalação pelo Algoritmo 1.

Para possibilitar a obtenção de sistemas de medição confiáveis, levando em consideração não apenas o índice UI das medidas, mas também o número de medidores selecionados para instalação, foi proposto então o Algoritmo 2.

Considerando como medidas candidatas para instalação, apenas aquelas com UI abaixo de um valor pré-estabelecido, o Algoritmo 2 possibilita a obtenção de confiáveis sistemas de medição, formados por medidas com baixos índices UI , minimizando o número de medidas selecionadas para instalação.

Os resultados apresentados no capítulo 7 demonstram que os sistemas de medição confiáveis, obtidos pelo Algoritmo 2, possuem realmente um número menor de medidores em relação àqueles obtidos pelo Algoritmo 1.

8.2 Perspectivas Futuras

Como vimos no capítulo 7, o processo de remoção (adição) de medidas candidatas para instalação, pelo Algoritmo 1 (Algoritmo 2), pode ser melhorado através da aplicação de alguma técnica de busca otimizada. Como, por exemplo, metas-heurísticas.

Assim, umas de nossas perspectivas futuras é o desenvolvimento de uma técnica, provavelmente baseada em algoritmos evolutivos multi-objetivos, para guiar a busca por medidas candidatas realizada pelos algoritmos propostos no capítulo 7 para projeto e fortalecimento de sistemas de medição.

Além das aplicações do índice *UI*, apresentadas nos capítulos 6 e 7, vislumbramos outras aplicações. A seguir, faremos uma breve descrição dessas outras aplicações.

i) Utilização do Índice *UI*, para Detecção e Identificação de Erros Grosseiros Simples e Múltiplos

Através de estudos e testes preliminares, verificamos que o índice *UI* pode ser utilizado para detectar e identificar EGs simples e múltiplos de forma mais eficiente, porém não exatamente da forma apresentada no capítulo 6.

Embora o trabalho esteja em fase de investigação, averiguamos que os EGs múltiplos podem ser detectados/identificados, quando associados às medidas com índice *UI* baixo. A partir disto, pretendemos também estender e direcionar as nossas pesquisas à análise de EGs múltiplos.

ii) Utilização do Índice *UI* para Aprimorar o teste HTI

Conforme visto no capítulo 3, a eficiência do teste HTI depende do conjunto reduzido escolhido, ou conjunto de medidas suspeitas de estarem com EGs. A escolha desse conjunto geralmente está associada ao teste dos resíduos normalizados e, portanto, medidas com índice *UI* alto e portadoras de EGs (que apresentam baixos valores de resíduos normalizados) poderiam estar fora dessa escolha.

A partir dessa constatação, verificamos ser possível utilizar o índice *UI* para aprimorar a escolha do conjunto suspeito para o teste HTI e, também, utilizar o índice *UI* para avaliar as estimativas finais obtidas.

Referências Bibliográficas

AAM, S.; HOLTEN, L.; GJERDE, O. (1983). Design of the measurement system for state estimation in the Norwegian high-voltage transmission network. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-102, No. 12, p. 3769-3777, Dezembro.

ABUR, A. & EXPÓSITO, A.G. (2004). Power system state estimation: theory and implementation. Marcel & Dekker Publishers, Nova York, EUA.

ABUR, A.; MAGNAGO, H. (1999). Optimal meter placement for maintaining observability during single branch outages. IEEE Transaction on Power Systems, Vol.14, No. 4, p.1273-1278, Novembro.

ABUR, A. and EXPOSITO, A.G. (1996). Detecting Multiple Solutions in State Estimation in the Presence of Current Magnitude Measurements. 1996 IEEE/PES Winter Meeting, Baltimore, Paper No: 300-4 PWRS. Janeiro.

ALLEMONG, J.J.; RADU, L.; SASSON, A.M. (1982). A Fast and Reliable State Estimator Algorithm for AEP's New Control Center, IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, pp. 933-944, Abril.

ALSAC, O.; VEMPATI, N.; STOTT, B.; MONTICELLI, A. (1998). Generalized State Estimation. IEEE Transaction on Power Systems, Vol.13, No. 3, p.1069-1075,

Agosto. (DOI: [10.1109/59.709101](https://doi.org/10.1109/59.709101)).

AYRES, M.; HALEY, P.H. (1986). Bad data groups in power system state estimation. IEEE Transaction on Power Systems, Vol.1, No. 3, p.1-9, Agosto.

ASADA, E.N. (2004). Análise de Observabilidade e Processamento de Erros Grosseiros Conformativos Utilizando a Metaheurística Busca Tabu na Estimação de Estado Generalizada. Tese de Doutorado, Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação (FEEC), Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Brasil.

ASCMONEIT, F., DENZEL, D., GRAG, R.; SCHELLSTEDE, G, (1976). Development of an Optimal State Estimator And Implementation in a Real Time Computer System, CIGRE Meeting, Paris.

AZEVEDO, G. P.; OLIVEIRA FILHO, A. L. (2001). Control Centers with Open Architectures. IEEE Computer Applications in Power Transaction on Power, p.27-32, Outubro.

BALDICK, R.; CLEMENTS, K.A.; PINJO-DZIGAL, Z.; DAVIS, P.W. (1997). Implementing Nonquadratic Objective Functions for State Estimation and Bad Data Rejection. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 12, No. 1, p. 376-382, Fevereiro. (DOI: [10.1109/59.575722](https://doi.org/10.1109/59.575722)).

BALU, N.; BERTRAM, T.; BOSE, A.; BRANDWAJN, V.; CAULEY, G.; CURTICE, D.; FOUAD, A.; FINK, L.; LAUBY, M.G.; WOLLENBERG, B.F.; WRUBEL, J.N. (1992). On-Line Power System Security Analysis. Proceedings of the IEEE. Vol. 80, No. 2, p.262-282, Fevereiro. (DOI: [10.1109/5.123296](https://doi.org/10.1109/5.123296)).

BARAN, E.M.; ZHU, J.; ZHU, H.; GARREN, K.E. (1995). A meter placement method for state esrtimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.10, No. 3, p.1704-1710, Agosto.

BRETAS, N.G. (1989). An iterative dynamic state estimation and bad data

processing. International Journal of Electrical Power & Energy System, Vol. 11, p. 70-74, Janeiro.

BRETAS, N.G. (1996). Network Observability: A theory based on triangular factorization and path graph concepts - part I. International conference on Automatic Control, cidade do Porto, Portugal, Setembro.

BRETAS, N.G.; LONDON J., J.B.A. (1998). Network observability: The critical measurement identification using the symbolic Jacobian matrix. International Conference on Power System Technology Proceedings, Beijing, China, Vol. 2, p. 1222-1226, Agosto.

BRETAS, N.G.; LONDON Jr., J.B.A.; ALBERTO, L.F.C.; BRETAS, A.S. (2005). A Topological Approach to the Identification of Critical Measurements in Power-System State Estimation. IEEE Transactions on Circuits and Systems. Vol. 52, No. 1, p. 139 – 147, Janeiro.

BRETAS, N.B.; LONDON JR.; J.B.A.; ALBERTO, L.F.C.; BENEDITO, R.A.S. (2009). Geometrical Approach on Masked Gross Errors for Power Systems State Estimation. In Proceedings of 2009 IEEE Power and Energy Society General Meeting, Calgary, Canada, p. 1-7. 26-30 July. (DOI: [10.1109/PES.2009.5275941](https://doi.org/10.1109/PES.2009.5275941)).

CASTILLO, E.; CONEJO, A.J.; PRUNEDA, R.E. e SOLARES, C. (2006). Observability Analysis in State Estimation: A Unified Numerical Approach. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 21, No. 2, p.877-887, Maio.

CASTILLO-ALBERTINI, M. R. M. (2010). Metodologia para Depuração off-line de Parâmetros Série e Shunt de Linhas de Transmissão Através de Diversas Amostras de Medidas. Tese de Doutorado, Escola de Engenharia de São Carlos (EESC), Universidade de São Paulo (USP), Brasil. (disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18154/tde-20102010-105622/pt-br.php>).

CEASE, T. W.; FELDHAUS, B. (1999). Real-time monitoring of the TVA power

system. IEEE Comput. Appl. Power, Vol. 7, No. 3, p. 47–51, Julho.

CHEN, R.L. (1990). A fast integer algorithm for observability analysis using network topology. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.5, No. 3, p. 1001-1009, Agosto.

CHENIAE, M.G.; MILI, L.; ROUSSEUW, P.J. (1996). Identification of multiple interacting bad data via power system decomposition. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.11, No. 3, p. 1555-1563, Agosto.

CLEMENTS, K. A.; DAVIS, P. W. (1986). Multiple Bad Data Detectability and Identifiability: A Geometric Approach. IEEE Transactions on Power Delivery, Vol. 1, No. 3, p.355-360, Julho (DOI: [10.1109/TPWRD.1986.4308015](https://doi.org/10.1109/TPWRD.1986.4308015)).

CLEMENTS, K. A. ; KRUMPHOLZ, G. R. ; DAVIS, P. W. (1981). Power system state estimation residual analysis: an algorithm using network topology. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol.PAS 100, No. 4, p.1779- 1787, Abril.

CLEMENTS, K.A.; KRUMPHOLZ, G.R.; DAVIS, P.W. (1982). State estimation measurement system reliability evaluation – an efficient algorithm based on topology observability theory. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, No. 4, p.997- 1004, Abril.

CLEMENTS, K.A.; KRUMPHOLZ, G.R.; DAVIS, P.W. (1983). Power system state estimation with measurement deficiency: an observability/measurement placement algorithm”. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol PAS-102, No. 7, p.2012- 2020, Julho.

CONTAXIS, G.C.; KORRES, G.N. (1988). A reduced model for power system observability analysis and restoration. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 3, No. 4, p. 1411-1417, Novembro.

COSER, J.; SIMÕES-COSTA, A.; ROLIM, J.G. (2005). Metering Scheme

Optimization with Emphasis on Ensuring Bad-Data Processing Capability. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 21, No. 4, p. 1903-1911, Novembro. (DOI: [10.1109/TPWRS.2006.881137](https://doi.org/10.1109/TPWRS.2006.881137)).

COUTTO FILHO, M.B.D.; LEITE da SILVA, A.M.; FALCÃO, D.M. (1990). Bibliography on power system state estimation (1968-1989). IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 5, No. 3, p. 950-961, Agosto.

COUTTO FILHO, M.B.D.; SOUZA, J.C.S. (2009). Forecasting-Aided State Estimation – Part I: Panorama. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 24, No. 4, p. 1667-1677, Setembro. (DOI: [10.1109/TPWRS.2009.2030295](https://doi.org/10.1109/TPWRS.2009.2030295)).

COUTTO FILHO, M.B.D.; SOUZA, J.C.S.; OLIVEIRA, F.M.F.; SCHILLING, M.Th. (2001). Identifying critical measurements and sets for power system state estimation. Proceedings do IEEE Porto PowerTech, paper EDT2-147, p. 1-6, Porto, Portugal, Setembro.

COUTTO FILHO, M.B.D.; DUNCAN GLOVER, J.; LEITE da SILVA, A.M. (1993). State estimators with forecasting capability. 11th PSCC Proc., Vol. II, p. 689-695, França, Agosto.

COUTTO FILHO, M.B.D.; LEITE da SILVA, A.M.; CANTERA, J.M.C.; SILVA, R.A. (1989). Information debugging for real-time power systems monitoring. IEE Proc.C, Vol. 136, p. 145-152, Maio.

CRAINIC, E.D.; HORISBERGER, H.P.; DO, X.D.; MUKHEDKAR, D. (1990). Power network observability: The assesement of the measurement system strength. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 5, No. 4, p. 1267- 1285, Novembro.

ÇELIK, M.K.; ABUR, A. (1992). A Robust WLAV State Estimator Using Transformations. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 7, No. 1, p. 106-113, Fevereiro.

DEBS, A.S. & LARSON, R.E. (1970). A dynamic estimator for tracking the state of a power system. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-89, No. 7, p. 1670-1678, setembro/outubro.

DY LIACCO, T. E. (1974). Real-Time Computer Control of Power Systems. Proceedings of the IEEE, Vol. 62, No. 7, p.884-891, Julho.

DY LIACCO, T. E. (2002). Control Centers Are Here To Stay. IEEE Computer Applications in Power, Vol. 15, No. 4, p.18-23, Outubro. (DOI: [10.1109/MCAP.2002.1046107](https://doi.org/10.1109/MCAP.2002.1046107)).

EBRAHIMIAN, R.; BALDICK, R. (2001). State Estimator Condition Number Analysis. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 16, No. 2, p.273-279, Maio. (DOI: [10.1109/59.918298](https://doi.org/10.1109/59.918298)).

EHRENSPERGER, J.G. (2004). Sistemas de medição fasorial sincronizada: análise do estado da arte e aplicações no monitoramento de sistemas de energia elétrica. Dissertação de Mestrado. Departamento de Engenharia Elétrica, Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Florianópolis, Brasil.

EXPOSITO, A. G. & ABUR A. (1998). Generalized Observability Analysis and Measurement Classification. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 13, No. 3, p. 1090-1095, Agosto.

FALCÃO, D.M.; COOKE, P.A.; BRAMELLER, A. (1982). Power system tracking state estimation and bad data processing. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, No. 2, p. 325-333, fevereiro.

FALCÃO, D.M.; e ARIAS, M. (1994). State Estimation and Observability Analysis Based on Echelon Forms of the Linearized Measurement Models. IEEE Transactions On Power Systems, Vol. 9(2), pp. 979-987, Maio. (DOI: [10.1109/59.317647](https://doi.org/10.1109/59.317647)).

GARCIA, A.; MONTICELLI, A.; ABREU, P. (1979). Fast decoupled state estimation and bad data processing. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-98, No. 5, p. 1645-1652, setembro/outubro.

GJELSVIK, A.; AAM, S.; HOLTEN, L. (1985). Hachtel's Augmented Matrix Method – a Rapid Method Improving Numerical Stability in Power System Static State Estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 11, p. 2987-2993, Novembro. (DOI: [10.1109/TPAS.1985.31893](https://doi.org/10.1109/TPAS.1985.31893)).

GOLUB, G.H.; VAN LOAN, C.F. (1996). Matrix Computations. The Johns Hopkins University Press. Third edition. Baltimore, Maryland, USA.

GOU, B. e ABUR A. (2000). A direct numerical method for observability analysis. IEEE Trans. Power Systems, VOL. 15, No. 2, p.625-630, Maio.

GOU, B. e ABUR A. (2001). An Improved Measurement Placement Algorithm for Network Observability. IEEE Trans. Power Systems, VOL. 16, No. 4, p.819-824, novembro.

GOU, B. (2006). Jacobian Matrix-Based Observability Analysis for State Estimation. IEEE TRANSACTIONS ON POWER SYSTEMS, VOL. 21, No. 1, p.348-356, fevereiro.

GOUVÊA, J.P.S. & SIMÕES-COSTA, A.J.A.(1998). Um método ortogonal com restrições de igualdade e desigualdade para a estimação de estados em sistemas de potência. Proceedings of XII Brazilian Automatic Control Conference, Vol. 6, pp. 2137-2142, Uberlândia, Brasil, setembro.

HABIBALLAH, I.O. and IRVING, M.R. (2001). Observability analysis for state estimation using linear programming. IEE Proc.-Gener. Transm. Distr. Vol 148 No 2 p.142-145, março.

HANDSCHIN, E.; BONGERS, C. (1972). Theoretical and practical considerations in

the design of state estimators for electric power systems. In Computerized Operation of Power Systems, S. C. Savulescu, Editor, Elsevier, p. 104 - 136.

HANDSCHIN, E.; SCHWEPPE, F.C.; KOHLAS, J.; FIECHTER, A. (1975). Bad data analysis for power systems state estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 94, No. 2, p. 329-337, Março/Abril. <disponível: <http://ieeexplore.ieee.org/stamp/stamp.jsp?tp=&arnumber=1601460>>.

HOLTEN, L.; GJELSVIK, A.; AAM, S.; WU, F.F.; LIU, W.H.E. (1988). Comparison of Different Methods for State Estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 3, No. 4, p. 1798-1806, Novembro. (DOI: [10.1109/59.192998](https://doi.org/10.1109/59.192998)).

HORISBERGER, H.P.; RICHARD, J.C.; ROSSIER, C. (1976). A fast decoupled static state estimator for electric power systems. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 95, No. 1, p. 208-215, Janeiro/Fevereiro.

HUBER, P.J. (1964). Robust Estimation of a Location Parameter. Annals Math. Statist. Vol. 35, p. 73-101.

KORRES, G.N.; CONTAXIS, G.C. (1991a). A reduced model for bad data processing in state estimation. IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 6, No. 2, p.550-557, Maio.

KORRES, G.N.; CONTAXIS, G.C. (1991b). Identification and updating of minimally dependent sets of measurements in state estimation. IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 6, No. 3, p.999-1005, Agosto.

KORRES, G.N.; CONTAXIS, G.C. (1994). A tool for the evaluation and selection of state estimator measurement schemes. IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 9, No. 2, p.1110-1116, Maio.

KORRES G. N.; KATSIKAS P. J.; CLEMENTS K. A. e DAVIS P. W. (2003).

Numerical observability analysis based on network graph theory. IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 18, No. 3, p. 1035–1045, Agosto.

KRUMPHOLZ, G.R.; CLEMENTS, K.A.; DAVIS, P.W. (1980). Power system observability: a practical algorithm using network topology. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-99, No. 4, p. 1534- 1542, Julho – Agosto.

LEITE da SILVA, A.M.; COUTTO FILHO, M.B.D.; CANTERA, J.M.C. (1987). An efficient dynamic state estimation algorithm including bad data processing. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.2, No. 4, p.1050-1058, Novembro.

LEITE da SILVA, A.M.; COUTTO FILHO, M.B.D.; QUEIROZ, J.F. (1983). State forecasting in electric power systems. IEE Proc.C, Vol. 130, p. 237-244, setembro.

LONDON Jr., J.B.A. (2000). Identificação do nível de redundância das medidas de um sistema de potência, para efeito da Estimação de seus estados. Tese Doutorado. Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, Departamento de Engenharia Elétrica.

LONDON Jr., J.B.A.; ALBERTO, L.F.C. e BRETAS, N.G. (2001). Identificação do nível de redundância das medidas para efeito de estimação de estado em sistemas de potência". Revista Controle & Automação, Vol. 12, No. 2, pp.141-147, maio/ Junho/ Julho/ Agosto.

LONDON Jr., J.B.A.; ALBERTO, L.F.C. & BRETAS, N.G. (2007). Analysis of Measurement Set Qualitative Characteristics for State Estimation Purposes. IET Generation, Transmission & Distribution (formerly IEE Proceedings. Generation, Transmission & Distribution), Vol.1, p. 39-45, Janeiro.

LONDON Jr., J.B.A.; BRETAS, A.S. & BRETAS, N.G. (2004). Algorithms to solve qualitative problems in power system state estimation. International Journal of Electrical Power & Energy Systems, Vol. 26/8, p.583-592.

LONDON Jr., J.B.A.; BRITO, G.L.R.; BRETAS, N.G. (2002). Método para locação de medidores e UTRs para efeito de estimação de estado. Anais do XIV Congresso Brasileiro de Automática, pp. 629-635, Natal, RN.

LONDON Jr., J.B.A.; BRITO, G.L.R.; BRETAS, N.G. (2003). Method for meter and RTU placement for state estimation purposes. In Proc. IEEE Bologna Power Tech. Conf., Bologna, Italy, Junho.

LONDON Jr., J.B.A.; PIERETI, S.A.R.; BENEDITO, R.A.S.; BRETAS, N.G. (2009). Redundancy and Observability Analysis of Conventional and PMU Measurements. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 24, No. 3, p. 1629-1630, Agosto. (DOI: [10.1109/TPWRS.2009.2021195](https://doi.org/10.1109/TPWRS.2009.2021195)).

MASIELLO, R.D.; SCHWEPPE, F.C. (1971). A tracking static state estimator. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-90, No. 3, p. 1025-1033, maio/junho.

MERRIL, H.M.; SCHWEPPE, F.C. (1971). Bad Data Suppression in Power System Static State Estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems. Vol. 90, No. 6, p. 2718-2725, Novembro. (DOI: [10.1109/TPAS.1971.292925](https://doi.org/10.1109/TPAS.1971.292925)).

MEZA E. B. M.; COUTTO FILLO M. B. do; STACCHINI de SOUZA J.; SCHILLING TH. M. (2006). Estimação de Parâmetros de redes elétricas. X Simpósio de Especialistas em Planejamento da Operação e Expansão Elétrica, Maio.

MILI, L.; PHANIRAJ, V.; ROUSSEUW, P.J. (1991). Least Median of Squares Estimation in Power Systems. IEEE Transactions on Power Systems. Vol. 6, No. 2, p. 511-523, Maio. (DOI: [10.1109/59.76693](https://doi.org/10.1109/59.76693)).

MILI, L.; CHENIAE, M.; VICHARE, N.; ROUSSEUW, P. (1996). Robust state estimation based on projection statistics. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 11, No. 2, p. 1118-112.

MILI, L.; VAN CUTSEM, Th.; RIBBENS-PAVELLA, M. (1984). Hypothesis Testing Identification: A New Method for Bad Data Analysis in Power System State Estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 103, No. 11, p. 3239-3252, Novembro. (DOI: [10.1109/TPAS.1984.318561](https://doi.org/10.1109/TPAS.1984.318561)).

MILI, L.; VAN CUTSEM, Th.; RIBBENS-PAVELLA, M. (1985). Bad data identification methods in power system state estimation- A comparative study. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 11, p. 3037-3049, Novembro.

MONTICELLI, A. J. (1983). Fluxo de Carga em Redes de Energia Elétrica. Edgard Blucher, São Paulo, Brasil.

MONTICELLI, A. (1993a). The Impact of Modeling Short Circuit Branches in State Estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 8, No. 1, p. 364-370. (DOI: [10.1109/59.221219](https://doi.org/10.1109/59.221219)).

MONTICELLI, A. (1993b). Modeling Circuit Breakers in Weighted Least Squares State Estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 8, No. 3, p. 1143-1149. (DOI: [10.1109/59.260883](https://doi.org/10.1109/59.260883)).

MONTICELLI, A. (1999). State Estimation in Electric Power Systems: A Generalized Approach. Kluwer Academic Publishers, Massachusetts, USA.

MONTICELLI, A. (2000). Electric Power System State Estimation. Proceedings of the IEEE, Vol. 88, No. 2, Fevereiro. (DOI: [10.1109/5.824004](https://doi.org/10.1109/5.824004)).

MONTICELLI, A.; GARCIA, A. (1983). Reliable bad data processing for real-time state estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 102, No. 5, p. 1126-1139, Maio.

MONTICELLI, A.; GARCIA, A. (1990). Fast Decoupled State Estimators. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 5, No. 2, p. 556-564, Maio. (DOI: [10.1109/59.54444](https://doi.org/10.1109/59.54444)).

[10.1109/59.54566](#)).

MONTICELLI, A.; GARCIA, A. (1991). Modeling Zero Impedance Branches in Power System State Estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 6, No. 4, p. 1561-1570, Novembro. (DOI: [10.1109/59.117003](#)).

MONTICELLI, A.; GARCIA, A.; SLUTSKER, I.W. (1992). Handling discardable measurements in power system state estimation. IEEE Transaction on Power Systems, Vol. 7, No. 3, p.1333-1340, Agosto.

MONTICELLI, A.; MURARI, C.A.F.; WU, F.F. (1985). A Hybrid State Estimator: Solving Normal Equations By Orthogonal Transformations. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 12, p.3460-3468, Fevereiro. (DOI: [10.1109/TPAS.1985.318896](#)).

MONTICELLI, A.; WU, F.F. (1985a). Network observability: Identification of observable islands and measurement placement. IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 5, p. 1035-1041, Maio.

MONTICELLI, A.; WU, F.F. (1985b). Network observability: Theory. IEEE Transaction on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 5, p. 1042-1048, Maio.

MONTICELLI, A.; WU, F.F. (1986). Observability analysis for orthogonal transformation based state estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.1, No. 1, p. 201-208, Fevereiro.

MONTICELLI, A.; WU, F.F.; YEN, M. (1986). Multiple Bad Data Identification for State Estimation by Combinatorial Optimization. IEEE Transactions on Power Delivery, Vol.1, No. 3, p. 361-369, Julho. (DOI: [10.1109/TPWRD.1986.4308016](#)).

MOREIRA, E. M. (2006). Estimação de estado em sistemas elétricos de potência: programa para análise e atualização das características qualitativas de conjuntos de

medidas. Dissertação Mestrado. Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Carlos, Departamento de Engenharia Elétrica.

MORI, H.; TSUZUKI, S. (1991). A fast method for topological observability analysis using a minimum spanning tree technique. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 6, No. 2, p. 491 - 500, Maio.

MOUNIR, Y.; RABIN, J.; EL-BITAR, I.; WAKED (2001). A PC Based state estimator interfaced with a remote terminal unit placement algorithm. IEEE Transactions on Power Systems. Vol. 16, No. 2, p.210-215.

NUCERA, R.R.; GILLES, M.L. (1991). Observability analisys: A new topological algorithm. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 6, No. 2, p. 466 - 475, Maio.

PARK, Y.M.; MOON, Y.H.; CHOO, J.B.; KWON, T.W. (1988). Design a reliable measurement system for state estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.3, No. 3, p.830-836, Agosto.

PHADKE, A.G. (1993). Synchronized Phasor Measurements in Power Systems. IEEE Computer Applications in Power, Vol. 6, No. 2, p. 10-15, Abril. (DOI: [10.1109/67.207465](https://doi.org/10.1109/67.207465)).

PHADKE, A.G. (2002). Synchronized phasor measurements - a historical overview. In Proceedings of IEEE Power Eng. Soc. Asia Pacific Transmission Distribution Conf. Exhib., Oct. 6–10, Vol. 1, p. 476–479, Outubro.

PHADKE, A.G.; THORP, J.S.; KARIMI, K.J. (1986). State estimation with phasor measurements. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 1, No. 1, p. 233-240, Fevereiro.

PIRES, R. C.; SIMÕES-COSTA, A. ; MILI, L. (1999). Iteratively reweighted least-squares state estimation through givens rotations. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.14, No. 4, p.1499-1507, Novembro. (DOI: [10.1109/59.801941](https://doi.org/10.1109/59.801941)).

QUARTERONI, A.; SACCO, R.; SALERI, F. (2000). Numerical Mathematics. Springer Verlag New York, NY, USA.

QUINTANA, V.H.; SIMÕES-COSTA, A.; MANDEL, A. (1982a). Power system topological observability using a direct graph-theoretic approach. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-101, No. 3, p. 617- 626, Março.

ROUSSEAUW, P.; VAN CUTSEM, Th.; DY LIACCO, T.E. (1990). Whither dynamic state estimation. Electrical Power & Energy Systems, Vol. 12, p.237-244, Abril.

ROUSSEUW, P.J.; LEROY, A.M. (1987). Robust Regression and Outlier Detection. Ed. John Wiley, New York, USA.

ROY, L.; MOHAMED, T.A. (1997). Fast super decoupled state estimation for power systems. IEEE Transactions on Power Systems, Vol.12, No. 4, p.1597-1603, Novembro.

SCHWEPPE, F. C.; WILDES, J. and ROM, D. (1968). Power system static state estimation, Power Syst. Eng. Group, M.I.T. Rep. 10, Novembro.

SCHWEPPE, F.C (1970). Power system static-state estimation, part III: Implementation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-89, No. 1, p. 130-135, Janeiro.

SCHWEPPE, F.C.; DOUGLAS, B.R. (1970). Power system static-state estimation, part II: Approximate model. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-89, No. 1, p. 125-130, Janeiro.

SCHWEPPE, F.C.; WILDES, J. (1970). Power system static-state estimation, part I: Exact model. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-89, No. 1, p. 120-125, Janeiro.

SCHWEPPE, F.C.; HANDSCHIN, E.J. (1974). Static State Estimation in Electric Power Systems. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. 62, No. 7, p. 972-982, Julho. (<http://ieeexplore.ieee.org/stamp/stamp.jsp?tp=&arnumber=1451479>).

SHIVAKUMAR, N.R.; JAIN, A. (2008). A Review of Power System Dynamic State Estimation Techniques. In Proc. of Power System Technology and IEEE Power India Conference, p. 1-6, New Delhi, India. (DOI: [10.1109/ICPST.2008.4745312](https://doi.org/10.1109/ICPST.2008.4745312)).

SIMÕES-COSTA, A.; PIAZZA, T.S.; MANDEL, A. (1990). Qualitative methods to solve qualitative problems in power system state estimation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 5, No. 3, p. 941-949, Agosto.

SIMÕES-COSTA, A.; QUINTANA, V.H. (1981-a). A Robust Numerical Technique for Power System State Estimation. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-100, No. 2, p. 691-698, Fevereiro. (DOI: [10.1109/TPAS.1981.316920](https://doi.org/10.1109/TPAS.1981.316920)).

SIMÕES-COSTA, A.; QUINTANA, V.H. (1981-b). An Orthogonal Row Processing Algorithm for Power System Sequential State Estimation.. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-100, No. 8, p. 3791-3800, Agosto. (DOI: [10.1109/TPAS.1981.317022](https://doi.org/10.1109/TPAS.1981.317022)).

SIMÕES-COSTA, A.; SALGADO, R. (2002). Análise Estática de Segurança de Sistemas Elétricos de Potência. Notas de aula UFSC, Setembro.

SLUTSKER, I.W. (1989). Bad data identification in power system state estimation based on measurement compensation and linear residual calculation. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 4, No. 1, p. 53-60, Fevereiro.

SLUTSKER, I.W.; SCUDDER, J.M. (1987). Network observability analysis through measurement Jacobian matrix reduction. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 2, No. 2, p. 331- 337, Maio.

SOUZA, J.C.S.; COUTTO FILHO, M.B.D.; SCHILLING, M.Th. (2005). Optimal Metering Systems for Monitoring Power Networks Under Multiple Topological Scenarios. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 20, No. 4, p.1700-1708, Novembro. (DOI: [10.1109/TPWRS.2005.857941](https://doi.org/10.1109/TPWRS.2005.857941))

SOUZA, J.C.M.; LEITE da SILVA, A.M.; ALVES da SILVA, A.P. (1996). Data debugging for real-time power system monitoring based on pattern analysis. IEEE Transaction on Power Systems, Vol.11, No. 3, p.1592-1599, Agosto.

THORP, J.S.; PHADKE, A.G.; KARIMI, K.J. (1985). Real time voltage-phasor measurements for static state estimation. IEEE Transactions on. Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 11, p. 3098–3104, Novembro.

TINNEY, W.F.; BRANDWAJN, V.; CHAN, S.M. (1985). Sparse vector methods. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-104, No. 2, p. 295-301, Fevereiro.

VIGLIASSI, M.P.; LONDON JR., J.B.A.; DELBEM, A.; BRETAS, N.G. (2009). Metering system planning for state estimation via evolutionary algorithm and H_{Δ} matrix. In Proceedings of 2009 IEEE Bucharest Power Tech Conference, p. 1-6, Bucharest, Romania, June 28th – July 2nd. (DOI: [10.1109/PTC.2009.5281902](https://doi.org/10.1109/PTC.2009.5281902)).

WU, F. F.; MOSLEHI, K.; BOSE, A. (2005). Power System Control Centers: Past, Present, and Future. Proceedings of the IEEE, Vol. 93, No. 11, p.1890-1908, Novembro.

WU, F. F. (1988). Real-time network security monitoring, assessment and optimization. Electrical Power and Energy Systems, Vol. 10, No 2, p.83-100, Abril.

ZARCO, P.; EXPÓSITO, A. G. (2000). Power System Parameter Estimation: A Survey. IEEE Transactions on Power Systems. Vol.15, No. 1, p.216-222, Fevereiro.

ZHOU, M.; CENTENO, V.A.; PHADKE, A.G.; HU, Y.; NOVOSEL, D.; VOLSKIS,

H.A.R. (2008). In Proceedings of Third International Conference on Electric Utility Deregulation and Restructuring and Power Technologies - DRPT 2008, p. 2862-2867, Abril. (DOI: [10.1109/DRPT.2008.4523897](https://doi.org/10.1109/DRPT.2008.4523897)).

ZHOU, M.; CENTENO, V.A.; THORP, J.S.; PHADKE, A.G. (2006). An Alternative for Including Phasor Measurements in State Estimators. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 21, No. 4, p. 1930-1937, Novembro.

ZIVANOVIC, R.; CAIRNS, C. (1996). Implementation of PMU technology in state estimation: an overview. In Proceeding of IEEE 4th AFRICON, Vol. 2, p. 1006–1011, Setembro.

ZOLLENKOPF, K. (1971). Bi-factorization-basic computation algorithm and programming techniques. In: Large sparse sets of linear equations. Editado por Reid, J.K., N. York, Academic Press, p. 75-97.

Anexo A

A Demonstrações Matemáticas não Apresentadas no Capítulo 4

Será apresentado neste Anexo todo o desenvolvimento matemático necessário para a obtenção das equações 4.28 e 4.29.

Como ponto de partida, temos a seguinte expressão para o índice UI de uma medida i (equação 4.27 do capítulo 4):

$$UI_i = \frac{\|w_U^i\|_{R^{-1}}}{\|w_D^i\|_{R^{-1}}} = \frac{b \cdot \sqrt{(K \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot \underline{\delta}^i)}}{b \cdot \sqrt{((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)}}. \quad (A.1)$$

Primeiramente, provaremos que o numerador da equação acima se reduz a equação 4.28, aqui designada por (A.2):

$$\|w_U^i\|_{R^{-1}} = b \cdot \sqrt{(K \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot \underline{\delta}^i)} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{K_{ii}}; \quad (A.2)$$

em seguida, mostraremos que o denominador de (A.1) é igual a equação 4.29, aqui chamada de (A.3):

$$\|w_D^i\|_{R^{-1}} = b \cdot \sqrt{((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{(1 - K_{ii})}. \quad (A.3)$$

Prova da Equação (A.2)

Através de uma simples operação matricial, podemos escrever o numerador da equação A.1 como:

$$\|w_U^i\|_{R^{-1}} = b \cdot \sqrt{(K \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot (K \cdot \underline{\delta}^i)} = b \cdot \sqrt{\underline{\delta}^{i^t} \cdot (K^t \cdot R^{-1} \cdot K) \cdot \underline{\delta}^i}. \quad (A.4)$$

Como $\underline{\delta}^i = [0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0]^t$, a seguinte expressão é válida:

$$\underline{\delta}^{i^t} \cdot B \cdot \underline{\delta}^i = B_{ii}, \quad (A.5)$$

sendo B uma matriz quadrada cuja ordem é igual ao número de linhas de $\underline{\delta}^i$.

A partir da equação A.5, verificamos que a equação A.4 pode ser reescrita como:

$$\left\| \underline{w}_U^i \right\|_{R^{-1}} = b \cdot \sqrt{\underline{\delta}^{i^t} \cdot (K^t \cdot R^{-1} \cdot K) \cdot \underline{\delta}^i} = b \cdot \sqrt{(K^t \cdot R^{-1} \cdot K)_{ii}}; \quad (A.6)$$

por sua vez, a expressão matricial $K^t \cdot R^{-1} \cdot K$ ainda pode ser simplificada utilizando a propriedade P.4 (apresentada no capítulo 3), isto é,

$$K^t \cdot R^{-1} \cdot K = R^{-1} \cdot K. \quad (A.7)$$

Por fim, substituindo a equação A.7 em A.6, chegamos à forma simplificada da equação A.2 (ou equação 4.28):

$$\begin{aligned} \left\| \underline{w}_U^i \right\|_{R^{-1}} &= b \cdot \sqrt{(K^t \cdot R^{-1} \cdot K)_{ii}} = b \cdot \sqrt{(R^{-1} \cdot K)_{ii}} \\ \left\| \underline{w}_U^i \right\|_{R^{-1}} &= b \cdot \sqrt{\frac{1}{\sigma_i^2} \cdot K_{ii}} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{K_{ii}} \end{aligned} \quad (A.8)$$

Prova da Equação (A.3)

A prova da equação A.3 é similar à apresentada acima, veja a seguir.

Através de operações matriciais sobre o denominador da equação A.1 e utilizando a propriedade P.7 (apresentada no capítulo 3), temos o seguinte desenvolvimento:

$$\begin{aligned} \left\| \underline{w}_D^i \right\|_{R^{-1}} &= b \cdot \sqrt{((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)^t \cdot R^{-1} \cdot ((I - K) \cdot \underline{\delta}^i)} = b \cdot \sqrt{\underline{\delta}^{i^t} \cdot (S^t \cdot R^{-1} \cdot S) \cdot \underline{\delta}^i} \\ \left\| \underline{w}_D^i \right\|_{R^{-1}} &= b \cdot \sqrt{(S^t \cdot R^{-1} \cdot S)_{ii}} = b \cdot \sqrt{(R^{-1} \cdot S)_{ii}} \\ \left\| \underline{w}_D^i \right\|_{R^{-1}} &= b \cdot \sqrt{\frac{1}{\sigma_i^2} \cdot S_{ii}} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{S_{ii}} = b \cdot \sigma_i^{-1} \cdot \sqrt{(1 - K_{ii})} \end{aligned} \quad (A.9)$$

Anexo B

B Tabelas com Dados e Resultados dos Sistemas Testes

Tabela B.1: Valores de todas as medidas e respectivos desvios padrões para o sistema de 14 barras

Medidas de Potência Ativa			Medidas de Potência Reativa		
Medida	Valor (pu)	σ (pu)	Medida	Valor (pu)	σ (pu)
IA:1	2,32221	0,038733	IR:1	-0,16444	0,00275
IA:2	0,18301	0,00305	IR:2	0,30848	0,005133
IA:3	-0,94283	0,0157	IR:3	0,06091	0,001017
IA:4	-0,47508	0,007967	IR:4	0,03939	0,00065
IA:5	-0,07606	0,001267	IR:5	-0,01597	0,000267
IA:6	-0,11179	0,001867	IR:6	0,05181	0,000867
IA:7	0,0	---	IR:7	0,0	---
IA:8	0,0	---	IR:8	0,17631	0,002933
IA:9	-0,29613	0,004917	IR:9	-0,16628	0,002767
IA:10	-0,08993	0,0015	IR:10	-0,0578	0,000967
IA:11	-0,03504	0,000583	IR:11	-0,01807	0,0003
IA:12	-0,06107	0,001017	IR:12	-0,01616	0,000267
IA:13	-0,13477	0,00225	IR:13	-0,05835	0,000967
IA:14	-0,1486	0,002483	IR:14	-0,04968	0,000833
FA:1-2	1,56779	0,02615	FR:1-2	-0,2033	0,0034
FA:2-1	-1,52482	0,025433	FR:2-1	0,27604	0,004617
FA:1-5	0,75443	0,012583	FR:1-5	0,03885	0,00065
FA:5-1	-0,72681	0,012117	FR:5-1	0,02198	0,000367
FA:2-3	0,73249	0,0122	FR:2-3	0,03582	0,0006
FA:3-2	-0,70922	0,011817	FR:3-2	0,01601	0,000267
FA:2-4	0,56064	0,00935	FR:2-4	-0,01531	0,000258
FA:4-2	-0,5439	0,009083	FR:4-2	0,02999	0,0005
FA:2-5	0,4147	0,006917	FR:2-5	0,01192	0,0002
FA:5-2	-0,40567	0,006767	FR:5-2	-0,02118	0,00035
FA:3-4	-0,23361	0,003883	FR:3-4	0,0449	0,00075
FA:4-3	0,23738	0,00395	FR:4-3	-0,04844	0,0008
FA:4-5	-0,61066	0,0102	FR:4-5	0,15821	0,002633
FA:5-4	0,61579	0,010283	FR:5-4	-0,14201	0,002367
FA:4-7	0,2811	0,004683	FR:4-7	-0,09635	0,001617
FA:7-4	-0,2811	0,004683	FR:7-4	0,11343	0,0019
FA:4-9	0,161	0,002683	FR:4-9	-0,00402	0,000067
FA:9-4	-0,161	0,002683	FR:9-4	0,01712	0,000283
FA:5-6	0,44064	0,00735	FR:5-6	0,12524	0,002083
FA:6-5	-0,44064	0,00735	FR:6-5	-0,08099	0,00135
FA:6-11	0,0737	0,001233	FR:6-11	0,0354	0,0006
FA:11-6	-0,07315	0,001217	FR:11-6	-0,03424	0,000567

FA:6-12	0,07784	0,0013	FR:6-12	0,02515	0,000417
FA:12-6	-0,07712	0,001283	FR:12-6	-0,02365	0,0004
FA:6-13	0,1773	0,00295	FR:6-13	0,07224	0,0012
FA:13-6	-0,17518	0,002917	FR:13-6	-0,06806	0,001133
FA:7-8	0,0	---	FR:7-8	-0,17169	0,002867
FA:8-7	0,0	---	FR:8-7	0,17631	0,002933
FA:7-9	0,2811	0,004683	FR:7-9	0,05827	0,000967
FA:9-7	-0,2811	0,004683	FR:9-7	-0,05021	0,000833
FA:9-10	0,05208	0,000867	FR:9-10	0,04227	0,0007
FA:10-9	-0,05195	0,000867	FR:10-9	-0,04193	0,0007
FA:9-14	0,09389	0,001567	FR:9-14	0,03608	0,0006
FA:14-9	-0,09274	0,00155	FR:14-9	-0,03362	0,000567
FA:10-11	-0,03798	0,000633	FR:10-11	-0,01587	0,000267
FA:11-10	0,0381	0,000633	FR:11-10	0,01617	0,000267
FA:12-13	0,01605	0,000267	FR:12-13	0,0075	0,000125
FA:13-12	-0,01599	0,000267	FR:13-12	-0,00744	0,000123
FA:13-14	0,0564	0,000933	FR:13-14	0,01715	0,000283
FA:14-13	-0,05586	0,000933	FR:14-13	-0,01605	0,000267

Medidas de Tensão

Medida	Valor (pu)	σ (pu)
V:1	1,05941	0,017667
V:2	1,04438	0,017417
V:3	1,00933	0,016833
V:4	1,01704	0,016967
V:5	1,01887	0,017
V:6	1,06918	0,017833
V:7	1,0608	0,0177
V:8	1,08931	0,018167
V:9	1,05516	0,0176
V:10	1,05021	0,017517
V:11	1,0561	0,017617
V:12	1,05433	0,017583
V:13	1,04954	0,0175
V:14	1,03479	0,017267

Tabela B2: Valores de todas as medidas e respectivos desvios padrões para o sistema de 30 barras

Medidas de Potência Ativa			Medidas de Potência Reativa		
Medida	Valor (pu)	σ (pu)	Medida	Valor (pu)	σ (pu)
IA:1	2,61	0,018667	IR:1	-0,165	0,001333
IA:2	0,183	0,001333	IR:2	0,369	0,004333
IA:3	-0,024	0,000333	IR:3	-0,012	0,000333
IA:4	-0,076	0,000667	IR:4	-0,016	0,000333
IA:5	-0,942	0,006667	IR:5	0,179	0,001333
IA:6	0,0	---	IR:6	0,0	---
IA:7	-0,228	0,002333	IR:7	-0,109	0,001333
IA:8	-0,3	0,002333	IR:8	0,072	0,000667
IA:9	0,0	---	IR:9	0,0	---
IA:10	-0,058	0,000667	IR:10	-0,02	0,000333
IA:11	0,0	0,000333	IR:11	0,162	0,001333
IA:12	-0,112	0,001333	IR:12	-0,075	0,000667
IA:13	0,0	---	IR:13	0,106	0,001333
IA:14	-0,062	0,000667	IR:14	-0,016	0,000333
IA:15	-0,082	0,000667	IR:15	-0,025	0,000333
IA:16	-0,035	0,000333	IR:16	-0,018	0,000333
IA:17	-0,09	0,000667	IR:17	-0,058	0,000667
IA:18	-0,032	0,000333	IR:18	-0,009	0,000333
IA:19	-0,095	0,000667	IR:19	-0,034	0,000333
IA:20	-0,022	0,000333	IR:20	-0,007	0,000333
IA:21	-0,175	0,001333	IR:21	-0,112	0,001333
IA:22	0,0	---	IR:22	0,0	---
IA:23	-0,032	0,000333	IR:23	-0,016	0,000333
IA:24	-0,087	0,000667	IR:24	-0,067	0,000667
IA:25	0,0	---	IR:25	0,0	---
IA:26	-0,035	0,000333	IR:26	-0,023	0,000333
IA:27	0,0	---	IR:27	0,0	---
IA:28	0,0	---	IR:28	0,0	---
IA:29	-0,024	0,000333	IR:29	-0,009	0,000333
IA:30	-0,106	0,001333	IR:30	-0,019	0,000333
FA:1-2	1,732	0,013333	FR:1-2	-0,211	0,002333
FA:2-1	-1,68	0,013333	FR:2-1	0,308	0,002333
FA:1-3	0,877	0,006667	FR:1-3	0,046	0,000333
FA:3-1	-0,846	0,006667	FR:3-1	0,024	0,000333
FA:2-4	0,436	0,004333	FR:2-4	0,039	0,000333
FA:4-2	-0,426	0,004333	FR:4-2	-0,047	0,000333
FA:2-5	0,824	0,006667	FR:2-5	0,018	0,000333
FA:5-2	-0,794	0,006667	FR:5-2	0,062	0,000667
FA:2-6	0,603	0,004333	FR:2-6	0,004	0,000333
FA:6-2	-0,584	0,004333	FR:6-2	0,015	0,000333
FA:3-4	0,822	0,006667	FR:3-4	-0,036	0,000333
FA:4-3	-0,813	0,006667	FR:4-3	0,052	0,000667
FA:4-6	0,721	0,006667	FR:4-6	-0,163	0,001333
FA:6-4	-0,715	0,006667	FR:6-4	0,176	0,001333
FA:4-12	0,442	0,004333	FR:4-12	0,142	0,001333
FA:12-4	-0,442	0,004333	FR:12-4	-0,096	0,000667
FA:5-7	-0,148	0,001333	FR:5-7	0,117	0,001333
FA:7-5	0,149	0,001333	FR:7-5	-0,133	0,001333
FA:6-7	0,381	0,004333	FR:6-7	-0,03	0,000333

FA:7-6	-0,377	0,004333	FR:7-6	0,024	0,000333
FA:6-8	0,296	0,002333	FR:6-8	-0,081	0,000667
FA:8-6	-0,294	0,002333	FR:8-6	0,076	0,000667
FA:6-9	0,277	0,002333	FR:6-9	-0,082	0,000667
FA:9-6	-0,277	0,002333	FR:9-6	0,098	0,000667
FA:6-10	0,158	0,001333	FR:6-10	0,002	0,000333
FA:10-6	-0,158	0,001333	FR:10-6	0,011	0,000333
FA:6-28	0,187	0,001333	FR:6-28	0,0	0,000333
FA:28-6	-0,186	0,001333	FR:28-6	-0,011	0,000333
FA:8-28	-0,005	0,000333	FR:8-28	-0,004	0,000333
FA:28-8	0,005	0,000333	FR:28-8	-0,04	0,000333
FA:9-11	0,0	---	FR:9-11	-0,157	0,001333
FA:11-9	0,0	---	FR:11-9	0,162	0,001333
FA:9-10	0,277	0,002333	FR:9-10	0,059	0,000667
FA:10-9	-0,277	0,002333	FR:10-9	-0,051	0,000667
FA:10-20	0,09	0,000667	FR:10-20	0,037	0,000333
FA:20-10	-0,089	0,000667	FR:20-10	-0,035	0,000333
FA:10-17	0,053	0,000667	FR:10-17	0,044	0,000333
FA:17-10	-0,053	0,000667	FR:17-10	-0,044	0,000333
FA:10-21	0,158	0,001333	FR:10-21	0,100	0,001333
FA:21-10	-0,157	0,001333	FR:21-10	-0,098	0,000667
FA:10-22	0,076	0,000667	FR:10-22	0,046	0,000333
FA:22-10	-0,076	0,000667	FR:22-10	-0,045	0,000333
FA:12-13	0,0	---	FR:12-13	-0,105	0,001333
FA:13-12	0,0	---	FR:13-12	0,106	0,001333
FA:12-14	0,079	0,000667	FR:12-14	0,024	0,000333
FA:14-12	-0,078	0,000667	FR:14-12	-0,022	0,000333
FA:12-15	0,179	0,001333	FR:12-15	0,068	0,000667
FA:15-12	-0,177	0,001333	FR:15-12	-0,064	0,000667
FA:12-16	0,072	0,000667	FR:12-16	0,034	0,000333
FA:16-12	-0,072	0,000667	FR:16-12	-0,032	0,000333
FA:14-15	0,016	0,000333	FR:14-15	0,006	0,000333
FA:15-14	-0,016	0,000333	FR:15-14	-0,006	0,000333
FA:15-18	0,06	0,000667	FR:15-18	0,016	0,000333
FA:18-15	-0,06	0,000667	FR:18-15	-0,015	0,000333
FA:15-23	0,05	0,000667	FR:15-23	0,029	0,000333
FA:23-15	-0,05	0,000667	FR:23-15	-0,028	0,000333
FA:16-17	0,037	0,000333	FR:16-17	0,014	0,000333
FA:17-16	-0,037	0,000333	FR:17-16	-0,014	0,000333
FA:18-19	0,028	0,000333	FR:18-19	0,006	0,000333
FA:19-18	-0,028	0,000333	FR:19-18	-0,006	0,000333
FA:19-20	-0,067	0,000667	FR:19-20	-0,028	0,000333
FA:20-19	0,067	0,000667	FR:20-19	0,028	0,000333
FA:21-22	-0,018	0,000333	FR:21-22	-0,014	0,000333
FA:22-21	0,018	0,000333	FR:22-21	0,014	0,000333
FA:22-24	0,057	0,000667	FR:22-24	0,031	0,000333
FA:24-22	-0,057	0,000667	FR:24-22	-0,03	0,000333
FA:23-24	0,018	0,000333	FR:23-24	0,012	0,000333
FA:24-23	-0,018	0,000333	FR:24-23	-0,012	0,000333
FA:24-25	-0,012	0,000333	FR:24-25	0,02	0,000333
FA:25-24	0,012	0,000333	FR:25-24	-0,02	0,000333
FA:25-26	0,035	0,000333	FR:25-26	0,024	0,000333

FA:26-25	-0,035	0,000333	FR:26-25	-0,023	0,000333
FA:25-27	-0,048	0,000333	FR:25-27	-0,004	0,000333
FA:27-25	0,048	0,000333	FR:27-25	0,004	0,000333
FA:27-29	0,062	0,000667	FR:27-29	0,017	0,000333
FA:29-27	-0,061	0,000667	FR:29-27	-0,015	0,000333
FA:27-30	0,071	0,000667	FR:27-30	0,017	0,000333
FA:30-27	-0,069	0,000667	FR:30-27	-0,014	0,000333
FA:28-27	0,181	0,001333	FR:28-27	0,05	0,000667
FA:27-28	-0,181	0,001333	FR:27-28	-0,037	0,000333
FA:29-30	0,037	0,000333	FR:29-30	0,006	0,000333
FA:30-29	-0,037	0,000333	FR:30-29	-0,005	0,000333

Medidas de Tensão

Medida	Valor (pu)	σ (pu)
V:1	1,06	0,013333
V:2	1,043	0,013333
V:3	1,021	0,013333
V:4	1,012	0,013333
V:5	1,01	0,013333
V:6	1,01	0,013333
V:7	1,002	0,013333
V:8	1,01	0,013333
V:9	1,051	0,013333
V:10	1,045	0,013333
V:11	1,082	0,013333
V:12	1,057	0,013333
V:13	1,071	0,013333
V:14	1,042	0,013333
V:15	1,038	0,013333
V:16	1,044	0,013333
V:17	1,04	0,013333
V:18	1,028	0,013333
V:19	1,026	0,013333
V:20	1,03	0,013333
V:21	1,033	0,013333
V:22	1,033	0,013333
V:23	1,027	0,013333
V:24	1,022	0,013333
V:25	1,017	0,013333
V:26	1	0,013333
V:27	1,023	0,013333
V:28	1,007	0,013333
V:29	1,003	0,013333
V:30	0,992	0,006667

Tabela B.3: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 1 e respectivos valores de UI (sistema de 30 barras)

Medidas de Potência Ativa		Medidas de Potência Reativa		Medidas de Tensão	
Medida	Índice UI	Medida	Índice UI	Medida	Índice UI
IA:1	0,3543	IR:1	0,8215	V:1	0,075
IA:5	0,2665	IR:5	0,6443	V:2	0,0754
IA:6*	---	IR:6	---	V:3	0,0742
IA:7	1,0123	IR:7	0,4137	V:4	0,0745
IA:8	0,5158	IR:8	0,7382	V:5	0,0751
IA:9	---	IR:9	---	V:6	0,0755
IA:11	---	IR:11	0,4481	V:7	0,0758
IA:12	1,0113	IR:12	1,4999	V:8	0,0755
IA:13	---	IR:13	0,5075	V:9	0,0771
IA:14	0,6437	IR:14	0,9407	V:10	0,0781
IA:15	1,192	IR:15	1,5903	V:11	0,0755
IA:16	1,3637	IR:16	0,9607	V:12	0,0782
IA:17	0,7769	IR:17	0,4571	V:13	0,0765
IA:18	1,2614	IR:18	0,873	V:14	0,0791
IA:19	0,6199	IR:19	0,8567	V:15	0,0793
IA:20	1,7401	IR:20	0,9082	V:16	0,0786
IA:21	0,4762	IR:21	0,3402	V:17	0,0786
IA:22	---	IR:22	---	V:18	0,0797
IA:23	1,3464	IR:23	0,9369	V:19	0,0798
IA:24	0,679	IR:24	0,544	V:20	0,0795
IA:25	---	IR:25	---	V:21	0,0791
IA:26	0,6228	IR:26	0,6207	V:22	0,079
IA:27	---	IR:27	---	V:23	0,0799
IA:28	---	IR:28	---	V:24	0,0801
IA:29	1,214	IR:29	0,8546	V:25	0,0801
IA:30	0,2643	IR:30	0,847	V:26	0,0818
FA:1-2	0,4151	FR:1-2	0,323	V:27	0,0796
FA:2-1	0,3885	FR:2-1	0,4534	V:28	0,0758
FA:1-3	0,2769	FR:1-3	1,3346	V:29	0,0812
FA:3-1	0,2617	FR:3-1	1,5459	V:30	0,166
FA:2-4	0,3584	FR:2-4	0,6562		
FA:4-2	0,3428	FR:4-2	0,7441		
FA:2-5	0,2072	FR:2-5	1,5871		
FA:5-2	0,1965	FR:5-2	0,5607		
FA:2-6	0,287	FR:2-6	0,6847		
FA:6-2	0,2726	FR:6-2	0,6496		
FA:3-4	0,8275	FR:3-4	2,0206		
FA:4-3	0,7995	FR:4-3	0,6491		
FA:4-6	0,3254	FR:4-6	0,4338		
FA:6-4	0,3192	FR:6-4	0,406		
FA:4-12	0,1847	FR:4-12	0,3066		
FA:12-4	0,1847	FR:12-4	0,7456		
FA:5-7	0,7785	FR:5-7	0,3511		
FA:7-5	0,7969	FR:7-5	0,3364		
FA:6-7	0,3813	FR:6-7	0,9079		
FA:7-6	0,3729	FR:7-6	0,9653		
FA:6-8	0,4376	FR:6-8	0,5584		
FA:8-6	0,434	FR:8-6	0,5638		

FA:6-9	0,2301	FR:6-9	0,4656		
FA:9-6	0,2301	FR:9-6	0,4649		
FA:6-10	0,2218	FR:6-10	0,3697		
FA:10-6	0,2218	FR:10-6	0,36		
FA:6-28	0,287	FR:6-28	0,629		
FA:28-6	0,2851	FR:28-6	0,6139		
FA:8-28	0,5701	FR:8-28	0,2905		
FA:28-8	0,5706	FR:28-8	0,27		
FA:9-11	---	FR:9-11	0,4188		
FA:11-9	---	FR:11-9	0,4481		
FA:9-10	0,2476	FR:9-10	0,676		
FA:10-9	0,2476	FR:10-9	0,6592		
FA:10-20	0,4714	FR:10-20	0,6243		
FA:20-10	0,4624	FR:20-10	0,6107		
FA:10-17	0,6777	FR:10-17	0,862		
FA:17-10	0,6746	FR:17-10	0,8515		
FA:10-21	0,3855	FR:10-21	0,2523		
FA:21-10	0,381	FR:21-10	0,5508		
FA:10-22	0,3674	FR:10-22	0,5218		
FA:22-10	0,3631	FR:22-10	0,5137		
FA:12-13	---	FR:12-13	0,4909		
FA:13-12	---	FR:13-12	0,5075		
FA:12-14	0,3745	FR:12-14	0,456		
FA:14-12	0,3671	FR:14-12	0,4493		
FA:12-15	0,2834	FR:12-15	0,3318		
FA:15-12	0,2771	FR:15-12	0,3285		
FA:12-16	0,397	FR:12-16	0,5721		
FA:16-12	0,3915	FR:16-12	0,5651		
FA:14-15	0,6073	FR:14-15	0,385		
FA:15-14	0,6022	FR:15-14	0,3846		
FA:15-18	0,3753	FR:15-18	0,5032		
FA:18-15	0,3702	FR:18-15	0,5		
FA:15-23	0,3623	FR:15-23	0,5174		
FA:23-15	0,3585	FR:23-15	0,5108		
FA:16-17	0,6511	FR:16-17	0,5786		
FA:17-16	0,6478	FR:17-16	0,575		
FA:18-19	0,6656	FR:18-19	0,5449		
FA:19-18	0,6624	FR:19-18	0,544		
FA:19-20	0,4653	FR:19-20	0,5838		
FA:20-19	0,4678	FR:20-19	0,5868		
FA:21-22	0,7967	FR:21-22	0,738		
FA:22-21	0,7972	FR:22-21	0,7388		
FA:22-24	0,414	FR:22-24	0,6144		
FA:24-22	0,4081	FR:24-22	0,6066		
FA:23-24	0,568	FR:23-24	0,4861		
FA:24-23	0,5647	FR:24-23	0,4824		
FA:24-25	0,6676	FR:24-25	0,5994		
FA:25-24	0,6725	FR:25-24	0,5886		
FA:25-26	0,6384	FR:25-26	0,6363		
FA:26-25	0,6228	FR:26-25	0,6207		
FA:25-27	0,6794	FR:25-27	0,5887		
FA:27-25	0,6894	FR:27-25	0,5892		

FA:27-29	0,3271	FR:27-29	0,4801		
FA:29-27	0,3179	FR:29-27	0,4734		
FA:27-30	0,3216	FR:27-30	0,376		
FA:30-27	0,3065	FR:30-27	0,3689		
FA:28-27	0,2583	FR:28-27	0,2782		
FA:27-28	0,2583	FR:27-28	0,6019		
FA:29-30	0,6204	FR:29-30	0,4124		
FA:30-29	0,6054	FR:30-29	0,4096		

* **Obs.:** Os valores de *UI* das medidas nulas não foram calculados.

Tabela B.4: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 2 e respectivos valores de *UI* (sistema de 14 barras)

Medidas de Potência Ativa		Medidas de Potência Reativa		Medidas de Tensão	
Medida	Índice <i>UI</i>	Medida	Índice <i>UI</i>	Medida	Índice <i>UI</i>
IA:1	0,395	IR:1	0,8727	V:1	0,1666
IA:3	0,4835	IR:3	1,7276	V:2	0,1699
IA:7*	---	IR:7	---	V:4	0,1722
IA:8	---	IR:8	0,4712	V:5	0,1718
IA:9	1,5469	IR:9	1,4409	V:6	0,1788
IA:10	0,6476	IR:10	0,7425		
IA:13	0,958	IR:13	0,8739		
FA:1-2	0,4848	FR:1-2	0,513		
FA:2-1	0,4692	FR:2-1	0,7701		
FA:1-5	0,2915	FR:1-5	1,1586		
FA:2-4	0,375	FR:2-4	1,9125		
FA:2-5	0,4801	FR:2-5	1,8022		
FA:5-2	0,4738	FR:5-2	1,7931		
FA:4-3	1,9962	FR:4-3	0,841		
FA:4-5	0,8824	FR:4-5	0,5079		
FA:5-4	0,8949	FR:5-4	0,5102		
FA:4-7	0,4204	FR:4-7	0,9967		
FA:5-6	0,7261	FR:5-6	0,7954		
FA:6-5	0,7261	FR:6-5	1,5527		
FA:6-13	0,628	FR:6-13	0,6306		
FA:13-6	0,6199	FR:13-6	0,6679		
FA:7-8	---	FR:7-8	0,4565		
FA:8-7	---	FR:8-7	0,4712		
FA:7-9	0,4203	FR:7-9	0,79		
FA:9-7	0,4203	FR:9-7	0,979		
FA:10-9	1,7789	FR:10-9	1,3778		
FA:10-11	0,9342	FR:10-11	0,9708		
FA:11-10	0,9442	FR:11-10	0,9815		
FA:12-13	1,0027	FR:12-13	0,9848		
FA:13-12	0,99	FR:13-12	1,0061		
FA:13-14	0,9565	FR:13-14	0,9294		
FA:14-13	0,9255	FR:14-13	1,0282		

* Obs.: Os valores de *UI* das medidas nulas não foram calculados.

Tabela B.5: Medidas do sistema de medição obtido pelo Algoritmo 2 e respectivos valores de *UI* (sistema de 30 barras)

Medidas de Potência Ativa		Medidas de Potência Reativa		Medidas de Tensão	
Medida	Índice <i>UI</i>	Medida	Índice <i>UI</i>	Medida	Índice <i>UI</i>
IA:1	0,4029	IR:1	0,9311	V:1	0,116
IA:5	0,3645	IR:5	0,9454	V:3	0,1149
IA:6 *	---	IR:6	---	V:5	0,116
IA:7	1,2107	IR:7	0,4716	V:7	0,1171
IA:8	0,7281	IR:8	1,0499	V:13	0,1165
IA:9	---	IR:9	---	V:21	0,1199
IA:11	---	IR:11	0,5284	V:26	0,124
IA:13	---	IR:13	0,7162		
IA:14	0,9537	IR:14	1,4018		
IA:17	1,1095	IR:17	0,6936		
IA:19	1,051	IR:19	1,2244		
IA:21	0,6675	IR:21	0,5241		
IA:22	---	IR:22	---		
IA:24	0,9358	IR:24	0,793		
IA:25	---	IR:25	---		
IA:26	0,8434	IR:26	0,8381		
IA:27	---	IR:27	---		
IA:28	---	IR:28	---		
FA:1-2	0,4926	FR:1-2	0,3635		
FA:2-1	0,4607	FR:2-1	0,5782		
FA:1-3	0,3404	FR:1-3	1,3752		
FA:3-1	0,3251	FR:3-1	2,1755		
FA:2-4	0,5792	FR:2-4	0,8971		
FA:2-5	0,2849	FR:2-5	1,9054		
FA:2-6	0,4467	FR:2-6	0,8355		
FA:3-4	0,8403	FR:3-4	2,032		
FA:4-3	0,8117	FR:4-3	0,6699		
FA:4-6	0,4743	FR:4-6	0,5777		
FA:4-12	0,3451	FR:4-12	0,6696		
FA:5-7	1,3783	FR:5-7	0,429		
FA:6-7	0,4178	FR:6-7	0,9434		
FA:7-6	0,4086	FR:7-6	1,0417		
FA:6-8	0,6009	FR:6-8	0,7457		
FA:6-9	0,3782	FR:6-9	0,6578		
FA:6-10	0,3715	FR:6-10	0,5968		
FA:6-28	0,4065	FR:6-28	0,9426		
FA:8-28	0,8517	FR:8-28	0,3708		
FA:9-11	---	FR:9-11	0,4911		
FA:11-9	---	FR:11-9	0,5284		
FA:9-10	0,3905	FR:9-10	1,0168		
FA:10-20	1,5213	FR:10-20	1,751		
FA:10-17	1,0472	FR:10-17	1,8909		
FA:10-21	0,5154	FR:10-21	0,3761		
FA:10-22	0,4869	FR:10-22	0,8691		
FA:12-13	---	FR:12-13	0,689		
FA:13-12	---	FR:13-12	0,7162		

FA:12-14	0,6334	FR:12-14	0,6764		
FA:12-15	0,757	FR:12-15	0,9986		
FA:12-16	1,5145	FR:12-16	1,9083		
FA:14-15	1,1871	FR:14-15	0,6612		
FA:15-18	1,3749	FR:15-18	1,5972		
FA:15-23	1,4948	FR:15-23	2,0574		
FA:16-17	2,0773	FR:16-17	1,4774		
FA:18-19	0,9253	FR:18-19	0,7744		
FA:19-18	0,9196	FR:19-18	0,7726		
FA:19-20	1,0307	FR:19-20	1,1583		
FA:21-22	1,4845	FR:21-22	1,2628		
FA:22-24	0,58	FR:22-24	0,9458		
FA:23-24	1,5292	FR:23-24	1,0715		
FA:24-25	1,0819	FR:24-25	0,9423		
FA:25-26	0,8696	FR:25-26	0,8636		
FA:25-27	1,187	FR:25-27	0,9232		
FA:27-29	0,665	FR:27-29	0,9749		
FA:27-30	0,444	FR:27-30	0,654		
FA:28-27	0,42	FR:28-27	0,4386		
FA:29-30	0,9682	FR:29-30	0,8468		
FA:30-29	0,9358	FR:30-29	0,8398		

* **Obs.:** Os valores de *UI* das medidas nulas não foram calculados.

Anexo C

C Fluxograma do Algoritmo para Identificação do Nível de Detecção

Figura C.1: Fluxograma do algoritmo para Identificação do Nível de Detecção

Sendo:

z_{temp} : a variável que acumula o valor da i -ésima medida sem erro ($z_{temp} = \underline{z}_i$);
 $\underline{z}_i$: o i -ésimo elemento do vetor de medidas $\underline{z}$, que pode estar sem erro ($\underline{z}_i = \underline{z}_i^{lf}$)
 ou com erro ($\underline{z}_i = z_{temp} + erro \cdot \sigma_i$).

Observação: Importa salientar que o valor de $\underline{z}_i^{lf}$ é aquele obtido através de estudo de fluxo de potência.

Anexo D

D Projeto de Sistemas de Medição Confiáveis Através de Algoritmos Evolutivos e da Matriz H_{Δ}^t

Neste Anexo apresenta-se a metodologia para projeto e fortalecimento de sistemas de medição proposta no trabalho de Vigliassi *et al.* (2009), que se baseia em Algoritmos Evolutivos (AEs) e na análise da estrutura da matriz H_{Δ}^t .

Esta metodologia utiliza a análise da estrutura da matriz H_{Δ}^t para obtenção de sistemas de medição confiáveis; e faz uso de um algoritmo evolutivo para encontrar o sistema de medição confiável⁸ de menor custo de investimento. Essa abordagem utiliza uma função de *fitness* que mede o custo da instalação de medidores a partir de um determinado sistema de medição confiável.

Uma vantagem relevante dessa metodologia é a sua estratégia para a obtenção de sistemas de medição confiáveis (SMCs). Uma codificação indireta do cromossomo representando uma ordem preferencial para instalação de medidores combinada com as propriedades da matriz H_{Δ}^t garante ao algoritmo evolutivo a geração somente de soluções factíveis, isto é, SMCs.

Nas próximas seções deste Anexo apresentar-se-á, de forma sucinta, a metodologia proposta em Vigliassi *et al.* (2009).

D.1 Embasamento Teórico

Nesta seção, será apresentado o método para projeto de SMCs, proposto por London Jr. *et al.* (2002), bem como conceitos importantes de técnicas de Computação

⁸ No capítulo 7 desta tese, os sistemas de medição confiáveis foram definidos como sistemas observáveis e isentos de medidas críticas e conjuntos críticos de medidas. Já em Vigliassi *et al.* (2009) considerou-se também a ausência de Unidades Terminais Remotas (UTRs) críticas.

Evolutiva. Vale destacar que o método proposto em Vigliassi *et al.* (2009) baseia-se na análise da matriz H_{Δ}^t , conforme desenvolvido em London Jr. *et al.* (2002).

Assim como nos demais trabalhos, relacionados a projeto e fortalecimento de sistemas de medição, considera-se o processo de estimação de estado linear. Isto em razão de já ter sido demonstrado que tal processo pode ser adotado para análise de observabilidade e de redundância de medidas (MONTICELLI e WU, 1985).

D.1.1 Método para fortalecimento e projeto de sistemas de medição via matriz H_{Δ}^t

Considerando o modelo linear $P-\theta$ e um sistema observável, a matriz H_{Δ}^t apresenta a seguinte estrutura (LONDON Jr. *et al.*, 2002):

$$H_{\Delta}^t = \begin{bmatrix} I_{(n-1)} & R \\ 0 & \dots\dots\dots 0 \end{bmatrix} \quad (D.1)$$

sendo:

I - submatriz identidade, de dimensão $(n-1) \times (n-1)$;

R - submatriz de dimensão $(n-1) \times [m-(n-1)]$;

n - número de barras do sistema;

m - número de medidas.

Observação 1: A última linha de H_{Δ}^t corresponde à barra escolhida como referência angular.

A matriz H_{Δ}^t é obtida através de um processo de fatoração triangular da matriz Jacobiana transposta (H^t). Esse processo de fatoração é realizado através da combinação das linhas da matriz H^t , que correspondem às variáveis de estado do sistema. Logo, a matriz H_{Δ}^t relaciona as medidas com variáveis de estado equivalentes, que são combinações das variáveis de estado do sistema.

As medidas correspondentes às colunas da submatriz I são chamadas de medidas Básicas, em razão de serem suficientes para tornar o sistema observável. As demais medidas são chamadas de medidas Suplementares.

Os elementos não nulos, que aparecem em uma linha da matriz H_{Δ}^t , indicam as medidas que fornecem informação do estado equivalente correspondente àquela linha. Logo, as “ p ” medidas, correspondentes às colunas dos p elementos não nulos, que aparecem em uma linha de H_{Δ}^t , formam os chamados conjuntos p -críticos de medidas.

Em London Jr. *et al.* (2004), definiu-se um conjunto p -crítico de medidas como conjunto de “ p ” medidas, associadas a um sistema elétrico observável, no qual a perda de todas essas “ p ” medidas torna o sistema não observável. Além disso, a remoção de qualquer conjunto de k medidas, pertencentes a um conjunto p -crítico, com $k < p$, não causa a perda da observabilidade do sistema. Através dessa definição, pode-se verificar que:

- Para $p = 1$, o conjunto p -crítico é a medida crítica;
- Para $p = 2$, par crítico de medidas;
- Para $p = 3$, trio crítico de medidas; e assim por diante.

A análise direta da estrutura da matriz H_{Δ}^t possibilita a identificação dos conjuntos p -críticos que possuem apenas uma medida Básica. Para verificar como se realiza a identificação dos conjuntos p -críticos que possuem mais de uma medida Básica, *vide* London Jr. *et al.* (2007).

Através dos conjuntos p -críticos de medidas, identifica-se o nível de redundância (NR) de cada uma das medidas disponíveis. Neste contexto, uma medida tem NR igual a $(p-1)$, se o conjunto p -crítico, com menor número de medidas, a que ela pertencer, possuir p medidas. Assim, por exemplo, a medida crítica tem NR igual a “0” e uma medida que aparece em pelo menos um par crítico tem NR igual a “1”, e assim por diante.

Em relação ao número de medidores e Unidades Terminais Remotas (UTRs) de um sistema de medição já existente, o método proposto por London Jr. *et al.* (2002) possibilita o seu fortalecimento de duas maneiras:

- (i) Através da seleção e instalação de medidas candidatas: consiste na instalação de medidores novos, em usinas e subestações que já possuem UTRs e alguns medidores;
- (ii) Através da seleção e instalação de UTRs candidatas: consiste na instalação de UTRs e de medidores, em usinas e subestações previamente desprovidas desses equipamentos.

Este método trabalha em três fases distintas, sendo:

Fase 1: Análise e restauração da observabilidade: consiste em verificar se o sistema de potência é observável, considerando o sistema de medição já existente. Caso não o seja, o método permite determinar onde devem ser instalados medidores e/ou UTRs, para tornar o sistema de potência observável como um todo. Esse procedimento é realizado via fatoração triangular da matriz H^t , que é formada a partir da análise de uma lista contendo todas as medidas instaladas e candidatas a serem instaladas em um sistema;

Fase 2: Análise e restauração da redundância de medidas: o objetivo desta fase é a obtenção de um sistema de medição formado apenas por medidas com NR maior que 1, pois, considerando a definição de NR apresentada anteriormente, para tal sistema de medição permitisse-nos afirmar que não existem medidas críticas nem mesmo conjuntos críticos de medidas;

Fase 3: Identificando e aumentando a redundância das UTRs críticas: inicialmente verifica-se a existência de UTRs críticas, no sistema de medição resultante da execução das fases 1 e 2. Caso não exista UTR crítica, esse sistema de medição é confiável e a análise se encerra. Caso contrário, o método permitirá determinar onde devem ser instalados medidores e/ou UTRs para tornar, as UTRs críticas, redundantes.

Observação 2: No capítulo 7 desta tese (sobre projeto de sistemas de medição) não levamos em conta a Fase 3 apresentada acima, ou seja, consideramos sistemas de medição confiáveis como sistemas de medição sem medidas críticas e conjuntos críticos de medidas, sem nos preocuparmos com UTRs críticas.

D.1.2 Computação Evolutiva (CE)

Na natureza existem diversas soluções funcionais para um grande número de problemas. Estas soluções estão presentes nas mais diversas espécies de seres vivos e são facilmente observadas, como, por exemplo, as abelhas que se organizam para construir uma colméia, facilitando a sobrevivência do enxame.

Técnicas tradicionais de computação não são eficientes para resolver um grande número de problemas, como por exemplo, problemas de otimização. O homem pode ser considerado um dos mais poderosos processos de otimização natural. Baseado em sua evolução foram desenvolvidos algoritmos auto-adaptativos capazes de resolver um

grande número de problemas práticos. Algoritmos inspirados na CE apresentam uma sequência de procedimentos gerais que podem ser adaptados a cada problema. Os dois aspectos destacados a seguir são fundamentais para o desempenho de uma abordagem evolutiva:

Codificação dos indivíduos em representação genotípica, em que cada indivíduo representa um candidato à solução de um dado problema (cromossomo);

Uma função de aptidão que indica o valor de adequação de cada indivíduo, mostrando o quão próximo está este valor da solução procurada, dentro do contexto de cada problema (*fitness*).

Gerando-se várias soluções possíveis temos um conjunto de cromossomos, chamado de população. A otimização ocorre nessas populações em etapas que chamamos de gerações. Uma geração é um conjunto de cromossomos que serão avaliados segundo um critério de seleção. No processo de avaliação, cada indivíduo recebe um *score* (aptidão), que será utilizado na seleção dos indivíduos melhores adaptados. Existem muitos métodos para a seleção, dentre os quais os mais utilizados são o método da Roleta e o Elitismo. No método da Roleta, os indivíduos com maior aptidão têm maior probabilidade de serem escolhidos, enquanto no Elitismo, os indivíduos com maior aptidão serão sempre escolhidos. Após a seleção dos mais adaptados é produzida uma nova geração, excluindo os indivíduos menos adaptados e criando novos indivíduos (filhos). Na criação são usados basicamente dois operadores:

1. *Crossover*: recombinação de características dos pais. Na figura D.1 temos um exemplo simples de *crossover*. Um pai dando origem a um filho através de uma divisão e inversão de posições.

Figura D.1: Exemplo de *crossover*.

Existem várias maneiras diferentes para gerar filhos a partir de *crossover* (*crossover* de um ponto, dois pontos, multiponto e uniforme).

2. Mutação: introduz diversidade genética na população. Ela altera aleatoriamente um ou mais genes de um cromossomo. Essa diversidade faz com que o AE tenha um espaço de busca maior, normalmente não explorado somente através de *crossover*. Se não a utilizarmos ficamos sujeitos a uma solução que pode não ser a ideal, é o que chamamos de ótimo local, ou seja, uma população que evoluiu em um pequeno campo de busca, não atingindo o ótimo global. A figura D.2 mostra uma evolução que atinge o Ótimo Global.

Figura D.2: Ótimo local, global e espaço de busca.

Note que a mutação deve ser suficiente para alternar entre os espaços de busca locais.

D.2 Metodologia Proposta em Vigliassi *et al.* (2009)

A metodologia proposta em Vigliassi *et al.* (2009) pode ser utilizada tanto para o projeto de um sistema de medição novo e confiável, quanto para análise e fortalecimento de um sistema de medição já existente. Entretanto, será mostrado como a metodologia possibilita a realização da primeira tarefa.

A metodologia em questão baseia-se no método desenvolvido por London Jr. *et al.* (2002). Conforme apresentado na seção anterior, tal método possibilita a obtenção de um sistema de medição confiável, a partir da análise de uma lista contendo todos os medidores candidatos a serem instalados em um sistema, com a indicação da correspondente UTR candidata. Analisando essa lista, o método seleciona os medidores e UTRs que devem ser instalados, para obtenção de um sistema de medição confiável. Isso é realizado através da obtenção e análise da matriz H_{Δ}^t . Dependendo da sequência com que os medidores candidatos estão dispostos na lista, o método fornece confiáveis sistemas de medição selecionando, para instalação, números distintos de medidores e

UTRs. Em razão de o custo de um sistema de medição depender do número de medidores e UTRs instalados, a idéia dessa metodologia é a seguinte:

Passo 1: Através de AE geram-se diversas listas (indivíduos) contendo todos os medidores candidatos, sendo que, em cada uma das listas, esses medidores aparecem em uma ordem distinta;

Passo 2: Cada uma das listas (indivíduos), geradas no passo anterior, é analisada pelo método proposto por London Jr. *et al.* (2002), que fornece, como resultado, o número de medidores e UTRs que devem ser instalados para obtenção de um sistema de medição confiável. De acordo com esse número de medidores e UTRs calcula-se o custo do sistema de medição obtido (função de aptidão), que será o parâmetro a ser analisado para definir a solução “ótima” do problema, isto é, para definir qual das listas (indivíduo) possibilitou a obtenção do sistema de medição confiável mais barato.

Face ao exposto verifica-se que na metodologia proposta em Vigliassi *et al.* (2009), o AE vai possibilitar a obtenção de um sistema de medição de baixo custo, “otimizando” a seqüência com que as medidas candidatas serão analisadas pelo método proposto por London Jr. *et al.* (2002).

D.2.1 Representação do Problema

A representação do AE utilizada na metodologia em questão é:

- **Cromossomo:** cada indivíduo é um *array*, cujas posições correspondem a cada um dos medidores possíveis de serem instalados no sistema. A diferença entre os indivíduos é a seqüência com que os medidores estão ordenados no *array*. O tamanho de cada um dos indivíduos é igual ao número total de medidores possíveis de serem instalados no sistema (m_{total}).

Cromossomo: | Medidor 1 | Medidor 14 | (...) | Medidor m_{total} |

Figura D.3: Sistema de 14 barras IEEE e seu cromossomo.

Tomando como exemplo o sistema IEEE de 14 barras, ilustrado na figura D.3, o cromossomo seria representado por um *array* de 52 posições, onde 38 seriam medidores de fluxo (dois em cada linha) e 14 de injeção (um em cada barra).

- População: a população é de tamanho fixo e não se altera durante a execução do AE.
- Função de *fitness* (f): o correto funcionamento do AE depende principalmente da determinação dessa função. Neste trabalho ela é definida da seguinte forma:

$$f = cm * numMed + cutr * numUtr$$

onde:

cm = custo do medidor;

$numMed$ = número de medidores instalados;

$cutr$ = custo da UTR;

$numUtr$ = número de UTRs instaladas;

Diferente do que é feito nos métodos propostos para projeto e atualização de sistemas de medição, baseados na aplicação de sistemas inteligentes, apresentados em (SOUZA *et al.*, 2005; COSER *et al.*, 2006, VIGLIASSI *et al.*, 2007), na metodologia proposta em Vigliassi *et al.* (2009) não são atribuídas penalidades para não observância dos requisitos de confiabilidade de um sistema de medição (observabilidade e ausência de MC, CCM e UTR crítica). Isto em razão de todos os indivíduos possibilitarem o atendimento de todos aqueles quesitos.

Os custos de medidores e UTRs utilizados os mesmos considerados em (COSER *et al.*, 2006) isto é, 4,50 e 100,00 unidades monetárias (UM) para medidores e UTRs, respectivamente.

- Seleção: os indivíduos são selecionados através do Elitismo. Dessa maneira, com certeza, os melhores indivíduos de cada geração sobrevivem.
- Operadores genéticos: para a reprodução dos indivíduos foi utilizado o *crossover* com um ponto (metade do cromossomo). Esse será o ponto de separação utilizado pelo *crossover* para gerar os novos indivíduos, segundo a sequência abaixo:

Pai A	1	2
Pai B	3	4
Filho A	1	4
Filho B	3	2

Os melhores resultados foram encontrados realizando o *crossover* entre o melhor indivíduo da população e todos os demais. Para obter mais detalhes, bem como exemplos de aplicação da metodologia apresentada neste anexo, veja a referência Vigliassi *et al.* (2009).

Anexo E

E Publicações do Autor Durante o Período de Doutorado

E. 1 Publicações oriundas desta Tese

BRETAS, N.B.; LONDON JR.; J.B.A.; ALBERTO, L.F.C.; BENEDITO, R.A.S. (2009). Geometrical Approach on Masked Gross Errors for Power Systems State Estimation. In Proceedings of 2009 IEEE Power and Energy Society General Meeting, 26-30 July, p. 1-7. Calgary, AB, Canada. (DOI: [10.1109/PES.2009.5275941](https://doi.org/10.1109/PES.2009.5275941)).

BRETAS, N.B.; LONDON JR.; J.B.A.; ALBERTO, L.F.C.; BENEDITO, R.A.S. (2009). Geometrical Approaches for Gross Errors Analysis in Power Systems State Estimation. In Proceedings of 2009 IEEE Bucharest Power Tech Conference, June 28th – July 2nd, p. 1-7. Bucharest, Romania. (DOI: [10.1109/PTC.2009.5281845](https://doi.org/10.1109/PTC.2009.5281845)).

LONDON Jr., J.B.A.; BENEDITO, R.A.S.; PIERETI, S.A.R.; DELBEM A.C.B.; ALBERTO, L.F.C.; BRETAS, N.G. (2008). Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência: Medidas que Escondem Erro e Configurador de Redes. Em: X EDAO – Encontro para Debates de Assuntos de Operação, São Paulo.

E. 2 Publicações sobre Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência

BENEDITO, R.A.S.; LONDON Jr., J.B.A.; BRETAS, N.G. (2009). Análise de Observabilidade em Sistemas Elétricos de Potência: Identificação de Ilhas Observáveis através de Caminhos de Fatoração Associados à Matriz Jacobiana. Anais do XI SEPOPE – Simpósio de Especialistas em Planejamento da Operação e Expansão Elétrica. Belém, Março.

BENEDITO, R.A.S.; LONDON Jr., J.B.A.; BRETAS, N.G. (2009). A Unified Algorithm for Observability and Redundancy Analysis. Proceedings of the 2009 IEEE Bucharest Power Tech Conference, p.1-7, Romênia.

BENEDITO, R.A.S.; MOREIRA, E.M.; LONDON Jr., J.B.A.; BRETAS, N.G. (2008). Observability Analysis Based on Path Graph Concepts and Triangular Factorization of the Jacobian Matrix. Proceedings of the IEEE PES Transmission and Distribution Conference and Exposition: Latin America, p. 456-462, Bogotá.

LONDON Jr., J.B.A.; PIERETI, S.A.R.; BENEDITO, R.A.S.; BRETAS, N.G. (2009). Redundancy and Observability Analysis of Conventional and PMU Measurements. IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 24, No. 3, p. 1629-1630, Agosto. (DOI: 10.1109/TPWRS.2009.2021195).

TECCHIO, P.V.; BENEDITO, R.A.S.; ALBERTO, L.F.C. (2010). The Behavior of WLS State Estimator Near the Maximum Loadability Point of Power Systems. Proceedings of the IEEE PES General Meeting 2010, Minneapolis-USA, 25 a 29 de Julho.

BORGES, G.; BENEDITO, R.A.S.; LONDON Jr., J.B.A.; BRETAS, N.G. (2010). Estimação de Estado em Sistemas Elétricos de Potência: Metodologia para Análise de Observabilidade Considerando Medidas Convencionais e Fasoriais. Anais do XVIII CBA – Congresso Brasileiro de Automática, p. 4560-4566, Bonito-MS, 12 a 16 de Setembro.

THEODORO, E.; BENEDITO, R.A.S.; ALBERTO, L.F.C. (2010). Método Rápido para Identificação de Ilhamento em Sistemas Elétricos de Potência. Anais do XVIII CBA – Congresso Brasileiro de Automática, p.2405-2412, Bonito-MS, 12 a 16 de Setembro.