Técnicas de Seleção de Estados Usadas na APET

Neste capítulo será apresentada uma descrição das técnicas de seleção de estados usadas na APET, ou seja: enumeração e SMC Não-Seqüencial. Além disso, serão definidas as funções de teste dos índices probabilísticos estimados por estas técnicas. Nesta tese os índices probabilísticos são estimados sem considerar aspectos operacionais dependentes do tempo. Devido a isto, a SMC Seqüencial não é usada na APET. Desta forma, o termo SMC será usado daqui por diante para designar somente a SMC Não-Seqüencial, isto é: amostragem de estados sem conexão cronológica.

5.1 Simulação Monte Carlo

Nesta tese a SMC foi utilizada para amostrar estados do sistema resultantes de incertezas associadas com as indisponibilidades dos equipamentos e os erros de previsão de carga. As Subseções 5.1.1 e 5.1.2 mostram como estas incertezas são representadas na SMC. Finalmente, a Subseção 5.1.3 descreve como a precisão dos índices estimados pela SMC é avaliada.

5.1.1

Modelagem da Indisponibilidade dos Equipamentos

A aplicação da SMC para modelar falhas nos equipamentos se baseia nas seguintes considerações [Billinton, 1994]:

 i) o estado de um componente pode ser determinado amostrando-se a probabilidade do componente residir em um dos seus estados, por exemplo: operação e reparo;

- ii) a distribuição uniforme no intervalo [0,1] é usada para realizar o mapeamento do domínio das probabilidades para o espaço de estados dos componentes;
- iii) as falhas nos componentes são eventos independentes.

A partir destas considerações é possível derivar procedimentos de amostragem para componentes representados por modelos com dois ou múltiplos estados. Por exemplo, a Figura 5.1 mostra o diagrama de Markov para um componente representado pelos estados de operação e falha. Nesta figura λ_i e μ_i são as taxas de falha e reparo do componente *i*, respectivamente. Consequentemente, tem-se o seguinte algoritmo de amostragem de estados [Billinton, 1994]:

.

i) gerar um número aleatório Z^{unif} com distribuição uniforme;

ii)
$$\mathbf{x}_{i}^{j} = \begin{cases} 1 \text{ (estado de operação), se } Z^{unif} > U_{i} \\ 0 \text{ (estado de falha), se } Z^{unif} \le U_{i} \end{cases}$$

onde:

$$x_i^j$$
 é o estado componente *i* no estado do sistema *j*;

$$U_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i}$$
 é a indisponibilidade do componente *i*.



Figura 5.1 – Modelo de dois estados para um componente

O procedimento acima pode ser facilmente estendido para o caso de equipamentos representados por modelos com múltiplos estados. Estes modelos podem ser usados para representar geradores onde a falha de um dos seus componentes não causa a saída de operação do gerador, mas reduz a potência de saída do mesmo. Neste caso, o diagrama de Markov é geralmente composto por três estados:

- i) Estado de Operação: o gerador opera na sua capacidade máxima (nominal);
- ii) Estado Degradado: o gerador pode operar apenas com uma parcela da sua capacidade máxima;
- iii) Estado de Falha: a potência de saída do gerador é nula devido a uma saída de serviço.

O diagrama de Markov para um gerador representado por um modelo de três estados é mostrado na Figura 5.2. Nesta figura, λ_i^{kl} (μ_i^{kl}) designa a taxa de falha (reparo) entre os estados *k* e *l* associados com o componente *i*.



Figura 5.2 – Modelo de três estados para um componente

A extensão do procedimento de amostragem para um modelo de múltiplos estados se baseia na divisão do intervalo [0,1] em subintervalos com larguras iguais as probabilidades dos estados. Consequentemente, tem-se o seguinte procedimento de amostragem para o modelo da Figura 5.2 [Billinton, 1994]:

i) gerar um número aleatório Z^{unif} com distribuição uniforme;

ii) definir o estado associado com Z^{unif} :

$$x_{i}^{j} = \begin{cases} 0 \text{ (estado de falha), se } 0 \leq Z^{unin} < P(\text{falha}) \\ 2 \text{ (estado degradado), se } P(\text{falha}) \leq Z^{unin} < P(\text{falha}) + P(\text{degradado}) \\ 1 \text{ (estado de operação), se } Z^{unin} \geq P(\text{falha}) + P(\text{degradado}) \end{cases}$$

onde:

P(operação) = A/D, P(falha) = B/D e P(degradado) = C/D são as probabilidades dos estados de operação, falha e degradado, respectivamente;

$$\mathbf{A} = \boldsymbol{\mu}_{01} \boldsymbol{\mu}_{21} + \boldsymbol{\mu}_{01} \boldsymbol{\lambda}_{20} + \boldsymbol{\mu}_{02} \boldsymbol{\mu}_{21};$$

 $B = \lambda_{10} \mu_{02} + \lambda_{12} \mu_{02} + \lambda_{12} \mu_{01};$

$$C = \lambda_{12}\lambda_{20} + \lambda_{10}\mu_{21} + \lambda_{10}\lambda_{20};$$

D = A + B + C .

5.1.2 Modelagem dos Erros de Previsão de Carga

O comportamento aleatório do sistema de energia elétrica é resultante de incertezas associadas com a indisponibilidade dos equipamentos e variações na carga do sistema. As incertezas referentes às variações na carga do sistema podem estar associadas com erros de previsão ou com a variação cronológica da demanda ao longo de um período de tempo. Nesta tese, as incertezas associadas com erros de previsão de carga são modeladas na APET. Esta modelagem é suficiente para representar o comportamento do sistema no cenário onde a rede elétrica é mais vulnerável a problemas de instabilidade de tensão, isto é: a condição de pico de carga. Contudo, o método proposto nesta pesquisa pode ser facilmente estendido para modelar variações cronológicas da carga usando a SMC Seqüencial [Billinton, 1992], [Li, 2005]. É importante enfatizar que a MET tende a aumentar nos intervalos de tempo fora do pico de carga. Conseqüentemente, o RIT ao longo de um ciclo de carga (diário, semanal, mensal, etc.) será menor que aquele associado com o pico de carga. Devido a isto, os resultados da APET para um ciclo de carga devem ser analisados de forma criteriosa para evitar a subestimação do RIT.

O erro de previsão de carga pode ser modelado por uma distribuição de probabilidade cujos parâmetros são estimados a partir de experiência passada e considerações futuras. Entretanto, os dados históricos disponíveis não são geralmente suficientes para identificar o tipo da distribuição associada com os erros de previsão de carga. Devido a isto, a prática mais comum é representar os erros de previsão de carga por uma distribuição normal [Billinton, 2008]. O algoritmo mais utilizado para gerar números aleatórios com distribuição normal é algoritmo de Box-Müller [Rubinstein, 1981], [Press, 2007]. A partir deste algoritmo, tem-se o seguinte procedimento de amostragem para o pico de carga do sistema:

- i) gerar dois números aleatórios Z₁^{unif} e Z₂^{unif} com distribuição uniforme no intervalo
 [0,1];
- ii) gerar dois números aleatórios Z₁^{norm} e Z₂^{norm} com distribuição normal padronizada através das seguintes equações:

$$Z_1^{norm} = \sqrt{-2\ln(Z_1^{unif})}\cos(2\pi Z_2^{unif})$$
$$Z_2^{norm} = \sqrt{-2\ln(Z_1^{unif})}\sin(2\pi Z_2^{unif})$$

iii) usar $Z_1^{norm} \in Z_2^{norm}$ para amostrar o pico de carga do sistema de acordo com as seguintes equações: $L^j = Z_1^{norm} \left(\frac{\sigma^\circ}{100}\right) + L^\circ$ ou $L^j = Z_2^{norm} \left(\frac{\sigma^\circ}{100}\right) + L^\circ$.

onde:

 L^{j} é o pico de carga amostrado para o estado do sistema *j*;

L° é o pico de carga do sistema para a condição do *caso-base*;

 σ^{o} é o erro de previsão de carga expresso como uma porcentagem de L^{o} .

O procedimento de amostragem descrito acima utiliza apenas um dos números aleatórios gerados (Z_1^{norm} ou Z_2^{norm}) para sortear o pico de carga do sistema L^j . O outro número aleatório é armazenado em uma variável estática para ser utilizada na próxima chamada da função na qual o Método de Box-Müller está implementado.

5.1.3

Avaliação da Precisão dos Índices Obtidos pela SMC

Nas Subseções 5.1.1 e 5.1.2 foram apresentados procedimentos para sortear os estados dos componentes e o pico de carga do sistema. Os valores destas variáveis são combinados para gerar um estado do sistema $x^{i} = (x_{1}^{i}, x_{2}^{j}, ..., x_{NC}^{j}, L^{j})$, onde NC é o número de componentes do sistema (compensadores, geradores e circuitos). O sorteio do estado do sistema é realizado diversas vezes com o objetivo de gerar uma amostra de estados do sistema. Quando o tamanho desta amostra é suficientemente grande, o valor esperado de um índice probabilístico pode ser estimado através da sua média amostral (equação 1.2). Geralmente, a precisão dos índices estimados pela SMC é avaliada usando-se o coeficiente de variação [Billinton, 1994], [Pereira, 1992]. Este coeficiente é dado por:

$$\beta[F] = \frac{\widetilde{\sigma}[F]}{\widetilde{E}[F]}$$
(5.1)

onde:

$$\widetilde{E}[F] = \frac{1}{NA} \sum_{j=1}^{NA} F(x^{j});$$
$$\widetilde{\sigma}[F] = \sqrt{\frac{\widetilde{Var}[F]}{NA}};$$

$$\widetilde{Var}[F] = \frac{1}{NA-1} \sum_{j=1}^{NA} \left[F(x^j) - \widetilde{E}[F] \right]^2;$$

NA é o tamanho da amostra de estados do sistema;

 $\tilde{E}[F]$ é a estimativa do valor esperado da função-teste;

 $\widetilde{Var}[F]$ é a variância estimada da função-teste;

 $\tilde{\sigma}[F]$ é o desvio padrão estimado da função-teste.

A partir de (5.1) pode-se calcular o número de estados necessário para estimar um índice probabilístico com uma precisão especificada. Este número é calculado através de:

$$NA = \frac{Var[F]}{\left[\beta^{esp}\widetilde{E}[F]\right]^2}$$
(5.2)

onde β^{esp} é o valor especificado do coeficiente de variação.

Analisando-se (5.2) pode-se concluir que:

- i) o número de estados necessário para satisfazer uma tolerância especificada é independente do tamanho do sistema;
- ii) índices probabilísticos com grandes variâncias exigem a simulação de mais estados do que os índices com pequenas variâncias;
- iii) o número de estados requerido para estimar a probabilidade de eventos raros tende a ser elevado.

Finalmente, deve-se mencionar que o coeficiente de variação é usado nesta tese como critério de convergência para a SMC. Entretanto, o número máximo de sorteios do estado do sistema é usado como critério de salva-guarda. Este procedimento evita que um número desordenado de estados do sistema seja avaliado quando o valor de β^{esp} é muito pequeno.

5.2

Enumeração de Estados

5.2.1

Aspectos Gerais

O método de enumeração de estados tem como objetivo estimar índices probabilísticos para um conjunto de estados do sistema usando a definição de valor esperado, ou seja:

$$\widetilde{\boldsymbol{E}}[\boldsymbol{F}] = \sum_{j \in \Omega_{\boldsymbol{E}}} \boldsymbol{P}(\boldsymbol{x}^{j}) \boldsymbol{F}(\boldsymbol{x}^{j})$$

onde:

$$P(x^{j}) = \prod_{j=1}^{NC} p(x_{i}^{j});$$

$$p(x_{i}^{j}) = \begin{cases} \mu_{i} / (\lambda_{i} + \mu_{i}), & \text{se } x_{i}^{j} = 1 \\ \lambda_{i} / (\lambda_{i} + \mu_{i}), & \text{se } x_{i}^{j} = 0; \end{cases}$$

 $P(x^{j})$ é a probabilidade do j-ésimo estado do sistema;

 $p(x_i^j)$ é a probabilidade associada com o estado do componente *i* no estado do sistema *j*;

 Ω_E é o conjunto de estados enumerados.

Nesta tese o conjunto de estados enumerados (Ω_E) é gerado usando-se a Técnica do Diagrama Espiróide (TDE) [Xia, 1996], [Yang, 2007]. Na TDE, a lista de contingências é iniciada com o *caso-base*. Em seguida, todas as contingências de 1^a ordem são adicionadas à lista. Após as contingências de 1^a ordem serem inseridas na lista, geram-se as contingências de 2^a ordem a partir dos eventos de 1^a ordem. Nas etapas subseqüentes, contingências de ordem superior são geradas a partir de contingências listadas que possuem uma ordem abaixo da ordem desejada. Este procedimento é repetido até que um critério especificado não possa mais ser satisfeito, por exemplo:

- ordem de contingência: enumerar todas as contingências nas quais o número de componentes fora de serviço é menor ou igual a uma ordem máxima especificada;
- ii) valor mínimo para a probabilidade de um estado: desprezar todos os estados com probabilidades menores do que um valor especificado;
- iii) uma combinação dos critérios descritos nos itens (i) e (ii).

A TDE usada nesta tese é finalizada quando não é possível gerar um novo estado de contingência que pertença a um conjunto especificado de tipos de falhas nos componentes. O TDE convencional é ilustrado na Figura 5.3 para contingências de até 3^a ordem em um sistema composto por seis componentes. Na Figura 5.3, uma contingência é identificada como se segue:

- i) componentes no estado de falha: componentes no caminho entre um quadrado e o quadrado do *caso-base*;
- ii) ordem: número de componentes no caminho do item (i).

Por exemplo, as contingências de 2^a ordem estão associadas com os caminhos partindo dos blocos cinza claro, isto é: {1,2}; {1,3}; {1,4}; {1,5}; {1,5}; {1,6}; {2,3}; {2,4}; {2,5}; {2,6}; {3,4}; {3,5}; {3,6}; {4,5}; {4,6} e {5,6}. Além disso, pode-se observar que o número de caminhos no TDE é igual ao número de contingências de até 3^a ordem, ou seja: ${}_{6}C_{0} + {}_{6}C_{1} + {}_{6}C_{2} + {}_{6}C_{3} = 1 + 6 + 15 + 20 = 42$.

A TDE apresentada nesta subseção é útil para modelar somente as incertezas associadas com as indisponibilidades dos componentes. Porém o comportamento aleatório da rede elétrica é também dependente das incertezas associadas com os erros de previsão de carga. Na próxima subseção será mostrado como este tipo de incerteza é incluído no método de enumeração de estados.



Figura 5.3 – Diagrama espiróide convencional para contingências de até 3ª ordem em um sistema de 6 componentes

5.2.2 Modelagem do Erro de Previsão de Carga

Na técnica de enumeração de estados o erro de previsão de carga é modelado discretizando-se a distribuição normal em um número especificado de intervalos, por exemplo: 3, 5, 7 e 9 [Billinton, 1996]. O ponto médio e área de cada um destes intervalos estão associados com o valor e probabilidade de um nível de carga. A discretização da distribuição normal associada com o erro de previsão de carga é mostrada na Figura 5.4. Esta figura foi obtida considerando-se que $\sigma^{o} = 5\%$, o número de intervalos é igual a 7 e que a maioria dos valores da distribuição normal padronizada está localizada entre -3,5 e 3.5. Consequentemente, os pontos médios dos intervalos são dados por: L^{o} (0,8 + 0,05*k*) para *k*=1,...,7.



Figura 5.4 – Probabilidades e pontos médios dos intervalos resultantes da discretização da distribuição normal associada com o erro de previsão de carga

Os índices probabilísticos associados com a carga de cada intervalo são estimados via enumeração e multiplicados pela probabilidade de existência desta carga. A soma destes produtos é a estimativa do valor esperado do índice com o erro de previsão de carga, conforme é mostrado na equação (5.3).

$$\widetilde{E}[F] = \sum_{k=1}^{N^{\text{int}}} \mathcal{P}_{k}^{\text{int}} \widetilde{E}[F_{k}^{\text{int}}]$$
(5.3)

onde:

N^{int} é o número de intervalos usado na discretização da distribuição normal;

 P_{k}^{int} é a probabilidade associada com o k-ésimo intervalo;

 $\widetilde{E}[F_k^{\text{int}}]$ é a estimativa da função-teste para o k-ésimo intervalo.

5.2.3 Características Atrativas e Desvantagens da Enumeração

O conjunto de estados do sistema (Ω_E) é definido de acordo com os seguintes critérios: ordem de contingências e/ou valor mínimo para a probabilidade de um estado. A partir destes critérios pode-se concluir que o número de estados exigido para estimar um índice probabilístico é dependente dos seguintes aspectos: tamanho do sistema e indisponibilidade dos componentes. Por exemplo, em sistemas de transmissão puros é necessário enumerar apenas contingências de 1^a ordem, pois as indisponibilidades dos circuitos são pequenas (da ordem de 10⁻⁴) [Pereira, 1992], [Rei, 2008]. Por outro lado, em sistemas compostos de geração e transmissão as probabilidades do espaço amostral são dispersas em um grande número de estados. Em outras palavras, é necessário simular contingências com ordem superior a 1^a. Este efeito é devido aos valores elevados das indisponibilidades dos geradores (da ordem de 10⁻²) [Pereira, 1992], [Rei, 2008]. Portanto, é necessário enumerar um grande número de estados do sistema para obter uma cobertura aceitável do espaço amostral. Por exemplo, considere um sistema composto por 100 unidades geradoras. Neste sistema, o número de estados exigido para simular contingências nos geradores de até 5ª ordem é dado por:

$${}_{100}C_0 + {}_{100}C_1 + {}_{100}C_2 + {}_{100}C_3 + {}_{100}C_4 + {}_{100}C_5 =$$

1 + 100 + 4.950 + 161.700 + 3.921.225 + 75.287.520 =

79.375.496

onde a notação ${}_{n}C_{k}$ designa o número de combinações de *k* itens selecionados a partir de *n* itens.

Consequentemente, o custo computacional do método de enumeração de estados aumenta consideravelmente quando é necessário simular contingências de alta ordem. Este custo torna-se ainda mais elevado quando os erros de previsão de carga são modelados no método de enumeração de estados. Por exemplo, se a estimação de um índice sem erros de previsão exige a simulação de 100.000 estados, então para uma discretização de 7 passos da distribuição normal deve-se simular 700.000 estados (7×100.000). Devido a isto, a aplicação da enumeração de estados em estudos probabilísticos é geralmente realizada apenas para a condição de pico de carga, ou seja, erros de previsão de carga são ignorados.

Por outro lado, na SMC o tamanho da amostra exigido para estimar um índice probabilístico, com uma precisão especificada, é independente do tamanho do sistema (ver equação (5.2)). Devido a isto, a SMC é a técnica mais adequada para estudos probabilísticos no NH2. [Pereira, 1992], [Billinton, 1994], [Rei, 2008]. Entretanto, o método de enumeração de estados tem algumas características atrativas:

- i) é a técnica mais eficiente para sistemas de transmissão puros;
- ii) a técnica é uma extensão direta do critério N-1 usado em muitas empresas de energia elétrica;
- iii) flexibilidade para definir a lista de contingências, ou seja, é possível incorporar a experiência do usuário na seleção dos estados de contingências.

Nesta tese, a flexibilidade da enumeração, para definir a lista de contingências, foi explorada nos testes de validação dos seguintes métodos: fluxo de potência, MMD e FPO não-linear. Os testes de validação destes três métodos foram realizados considerando-se eventos de falha severos, tais como: contingências de circuitos mistas (geradores + circuitos e compensadores + circuitos) e de 2ª ordem. Estas contingências dificilmente seriam sorteadas pela SMC, pois a probabilidade de falha dos circuitos é muito baixa (da ordem de 10⁻⁴). Devido a isto, tanto a enumeração como a SMC são usadas como técnicas de seleção de estados no método proposto para APET.

Apesar das desvantagens do método de enumeração citadas acima, tem-se utilizado este método em diversas referências sobre APET [Billinton, 1998], [Aboreshaid, 1999], [Wan, 2000], [Huang, 2002]. Contudo, somente a referência [Huang, 2002] utiliza a SMC e a enumeração simultaneamente na APET. Entretanto, o sistema usado nesta referência é composto somente por três barras. Devido a isto, as vantagens da SMC e as deficiências da enumeração não podem ser claramente identificadas. Este fato também motivou a utilização da enumeração e da SMC no método proposto para a APET. Desta forma, pode-se realizar um estudo comparativo consistente entre as duas técnicas de seleção de estados usadas na APET. Este estudo tornará possível realizar uma análise quantitativa dos custos computacionais e dos índices estimados com a enumeração e com a SMC.

5.3

Funções-Teste dos Índices Propostos para a APET

Nesta seção serão apresentadas as definições das funções-teste dos índices propostos para a APET. A principal diretriz na definição destes índices foi à caracterização de estados de instabilidade de tensão pela ausência de solubilidade e pela perda de controlabilidade. Este direcionamento resultou na derivação de um novo conjunto de índices, denominado Índices de Robustez, inspirados nas definições dos estados de operação usados na análise de segurança. Os Índices de Robustez foram desenvolvidos com o objetivo de familiarizar os operadores do sistema com índices de estabilidade de tensão probabilísticos. Além disso, os

Índices de Robustez são capazes de quantificar o grau de insolubilidade das equações de fluxo de potência. A apresentação dos índices propostos nesta seção é organizada da seguinte forma:

- i) Subseção 5.3.1: RIT;
- ii) Subseção 5.3.2: Índices de Robustez;
- iii) Subseção 5.3.3: Índice de Influência Esperado.

5.3.1

Risco de Instabilidade de Tensão

O principal índice da APET é o RIT, ou seja, a probabilidade do sistema residir em um estado no qual ocorre um dos mecanismos causadores do colapso de tensão, isto é: ausência de solubilidade e a perda de controlabilidade. Nesta tese, a função-teste para o RIT é definida por:

$$F(x^{j}) = \begin{cases} 1, & \text{se } x^{j} \in \Omega_{\Phi} \text{ ou } M_{\min}^{j} \leq 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

onde:

 Ω_{Φ} é o conjunto de estados insolúveis;

$$\boldsymbol{M}_{\min}^{j} = \min \left\{ \boldsymbol{M}_{i}^{j}, i \in \left(\boldsymbol{\Omega}_{\mathsf{PQ}} \cup \boldsymbol{\Omega}_{\mathsf{PV}} \right) \right\};$$

 M_i^j é a MET da barra *i* no estado *j*;

 M_{\min}^{j} é o valor mínimo da MET para as barras do tipo PQ e PV no estado *j*;

 Ω_{PQ} (Ω_{PV}) é conjunto de barras PQ (PV).

Analisando-se a função-teste acima, pode-se concluir que tanto a ausência de solubilidade quanto a perda de controlabilidade são contabilizadas no RIT.

5.3.2 Índices de Robustez

No capítulo 1, foi identificado que nenhum método existente para realizar a APET considera os dois mecanismos causadores da instabilidade de tensão. Além disso, deve-se mencionar que nenhuma das referências citadas na revisão bibliográfica definiu índices para quantificar a severidade dos problemas de instabilidade de tensão associados com a insolubilidade das equações de fluxo de potência. Esta avaliação de severidade permite reconhecer cenários nos quais a RESFLUP pode ser realizada sem a utilização de corte de carga (último recurso). Em outras palavras, a insolubilidade do fluxo de potência pode ser eliminada usando ações corretivas tais como: redespacho de geração, variação das tensões em barras com geração de reativos e ajustes dos taps de transformadores. Nesta tese, a Análise Robustez (Well-Being Analysis) é usada para incluir os aspectos discutidos acima na APET. Esta técnica tem sido utilizada em diversos estudos probabilísticos no NH1 e no NH2 [Fotuhi-Firuzabad, 1997], [Billinton, 1999a], [Billinton, 1999b], [Leite da Silva, 2004], [Leite da Silva, 2008]. A análise de robustez consiste basicamente na combinação de um critério determinístico e conceitos probabilísticos através da definição de estados do sistema. Esta combinação permite inserir informação probabilística em critérios determinísticos tradicionalmente usados pelos operadores do sistema. Desta forma, operadores do sistema que são mais familiarizados com critérios determinísticos podem interpretar facilmente os índices de robustez.

Nesta tese, o critério determinístico usado para definir os estados de robustez foi a ocorrência de problemas de instabilidade de tensão. Este critério foi escolhido devido a sua utilização em estudos de segurança de tensão realizados pelo Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) [ONS, 2007]. Usando-se este critério pode-se definir os seguintes estados para análise de robustez:

 Estado Saudável: é o estado no qual as equações de fluxo de potência tem uma solução e Mⁱ_{min} > 0;

- Estado Marginal: é o estado no qual as equações de fluxo de potência tem solução e M^j_{min} ≤ 0;
- Estado de Emergência: as equações de fluxo de potência não têm solução, mas a restauração da solubilidade pode ser realizada sem corte de carga;
- Estado de Colapso: as equações de fluxo de potência não tem solução e a insolubilidade só pode ser eliminada com a utilização do corte de carga.

É importante citar que os estados de robustez usados na análise de confiabilidade composta [Leite da Silva, 2004], [Leite da Silva, 2008] são definidos com base na adequação de um estado selecionado com relação a uma lista de contingências. Por exemplo, um estado é classificado como marginal em [Leite da Silva, 2004] e [Leite da Silva, 2008] quando um evento na lista de contingências causa violações nos limites operacionais que só podem ser eliminadas com corte de carga. Desta forma, as definições dos estados de robustez usadas nesta tese não são similares àquelas usadas na análise de confiabilidade composta. Contudo, o princípio básico da análise de robustez é preservado, isto é: combinar critérios determinísticos com técnicas probabilísticas através da definição de estados do sistema.

As probabilidades dos estados de robustez definidos acima podem ser estimadas via enumeração ou SMC. Desta forma, as funções-teste usadas para calcular estas probabilidades são:

i) Probabilidade de Ocorrência do estado Saudável (P(Saudável))

$$F(x^{j}) = \begin{cases} 1, & \text{se } x^{j} \notin \Omega_{\Phi} \text{ e } M_{\min}^{j} > 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

ii) Probabilidade de Ocorrência do estado Marginal (P(Marginal))

$$F(x^{j}) = \begin{cases} 1, & \text{se } x^{j} \notin \Omega_{\Phi} \text{ e } M_{\min}^{j} \leq 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

iii) Probabilidade de Ocorrência do estado de Emergência (P(Emergência))

$$F(x^{j}) = \begin{cases} 1, & \text{se } x^{j} \in \Omega_{\Phi} \text{ e } R^{j}_{TOT} < \varepsilon_{LC} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

iv) Probabilidade de Ocorrência do estado de Colapso (P(Colapso))

$$F(x^{j}) = \begin{cases} 1, & \text{se } x^{j} \in \Omega_{\Phi} \text{ e } R^{j}_{\tau \sigma \tau} \ge \varepsilon_{LC} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

onde ε_{LC} é a tolerância para o corte de carga (ε_{LC} = 0.01 MW) e $R_{\tau o \tau}^{j}$ é o corte de carga total para requerido para realizar a RESFLUP no estado x^{j} .

A partir das funções-teste definidas acima, pode-se concluir que:

- i) Os problemas de instabilidade de tensão causados pela insolubilidade são considerados mais severos que aqueles associados com a perda de controlabilidade. Esta suposição também é usada na ordenação de contingências para a avaliação das condições de estabilidade de tensão [Moura, 2005].
- ii) Os estados de robustez são definidos de acordo com a severidade dos mecanismos causadores da instabilidade de tensão, ou seja: ausência de solubilidade e perda de controlabilidade. Além disso, pode-se observar que as definições dos estados de robustez são similares as definições dos estados de operação usadas na análise de segurança [Task Force 38.03.12, 1997] e na diagnose operativa dos riscos em estudos de confiabilidade no NH2 [Schilling, 2004]. Os estados de robustez são mostrados em ordem crescente de severidade na Figura 5.5, onde a severidade é crescente no sentido vertical descendente.



Figura 5.5 - Estados de Robustez usados na APET

5.3.3 Valor Esperado do Índice de Influência

O índice de influência definido na Subseção 4.2.3 pode avaliar o impacto de uma contingência na MET nodal associada com um ponto de operação de referência (*caso-base*). O ponto de operação de referência usado para calcular o índice de influência pode estar localizado tanto na região estável da curva PV (metade superior) como na região instável desta curva (metade inferior). Contudo, somente os casos base estáveis são de interesse para a APET, pois um *caso-base* instável resultaria em um RIT aproximadamente unitário. Desta forma a definição original do índice de influência pode ser simplificada considerando-se que o sinal de β_i^o é sempre positivo. Esta suposição resulta na seguinte definição para o índice de influência:

$$II_i^j = 100\% \times \left(\frac{M_i^j}{M_i^o} - 1\right)$$
(5.4)

As contingências avaliadas pelo índice de influência são eventos de natureza estocástica. Desta forma, o índice de influência deve ser definido

probabilisticamente para expressar de forma adequada às incertezas associadas com o comportamento aleatório da rede elétrica. Estas incertezas podem ser introduzidas no índice de influência calculando-se o seu valor esperado. A definição deste índice para as duas técnicas de seleção de estados usadas na APET é:

$$\widetilde{E}\left[II_{i}\left|\overline{\Omega}_{\Phi}\right]=100\%\times\left(\frac{\widetilde{E}\left[M_{i}\left|\overline{\Omega}_{\Phi}\right]\right]}{M_{i}^{o}}-1\right)$$

onde:

$$\widetilde{E}\left[M_{i}\left|\overline{\Omega}_{\Phi}\right.\right] = \begin{cases} \frac{1}{\left|\overline{\Omega}_{\Phi}\right|} \sum_{j \in \overline{\Omega}_{\Phi}} M_{i}^{j}, \text{ para SMC} \\ \frac{1}{P\left(\overline{\Omega}_{\Phi}\right)} \sum_{j \in \overline{\Omega}_{\Phi}} P\left(x^{j}\right) M_{i}^{j}, \text{ para enumeração} \end{cases};$$

 $\overline{\Omega}_{\Phi}$ é o conjunto de estados solúveis (complemento do conjunto Ω_{Φ});

 $\left|\overline{\Omega}_{_{\Phi}}\right|$ é o número de estados solúveis (número de elementos do conjunto $\overline{\Omega}_{_{\Phi}}$);

$$P(\overline{\Omega}_{\Phi}) = \sum_{j \in \overline{\Omega}_{\Phi}} P(x^{j})$$
 é a probabilidade de um estado ser solúvel;

 $\widetilde{E}[H_i|\overline{\Omega}_{\Phi}]$ é o valor esperado condicional do índice de influência na barra *i* para os estados solúveis.

 $\widetilde{E}[M_i | \overline{\Omega}_{\Phi}]$ é o valor esperado condicional da MET na barra *i* para os estados solúveis.

A partir das definições acima, pode-se concluir que os valores esperados da MET e do índice de influência são calculados somente para estados solúveis. Esta restrição é devido ao ponto de operação, obtido pelo algoritmo de RESFLUP (FPO não-linear), está associado com um novo padrão de carga geração. Conseqüentemente, a MET e o índice de influência, calculados após a RESFLUP, não tem nenhuma relação com a distância entre a fronteira de solubilidade e o ponto

de operação infactível original. Além disso, deve ser lembrado que os estados insolúveis são considerados mais críticos do que os estados com perda de controlabilidade. Devido a isto, não faz sentido calcular a MET e o índice de influência para estados com problemas de insolubilidade

Finalmente, é importante enfatizar que o valor esperado do índice de influência indica a porcentagem da MET nodal que é modificada devido à presença de incertezas em parâmetros do sistema. Geralmente, este índice probabilístico é negativo, indicando que as incertezas nos parâmetros causam uma redução na MET nodal. Conseqüentemente, as barras com os menores valores esperados dos índices de influência são as mais vulneráveis a problemas de instabilidade de tensão.

5.3.4 Comentários Finais

Neste capítulo foram apresentados os modelos probabilísticos usados para incluir incertezas associadas com as flutuações no pico de carga e as indisponibilidades dos equipamentos na APET. Os estados resultantes destas incertezas foram selecionados usando-se duas técnicas: SMC Não-Seqüencial e Enumeração de Estados. A combinação destas técnicas de seleção de estados com o MMD e o FPO não-linear permitiu estimar os seguintes índices probabilísticos:

i) RIT;

- ii) probabilidades dos estados de robustez;
- iii) valores esperados da MET e do índice de influência.

Os índices citados acima introduzem as seguintes melhorias na APET:

 i) inclusão de estados instáveis causados pela perda de controlabilidade e pela ausência de solubilidade na estimação do RIT;

- ii) avaliação da severidade dos problemas de ausência de solubilidade através das probabilidades dos estados de robustez;
- iii) definição de índices de estabilidade de tensão probabilísticos para barras de geração;
- iv) identificação das barras e áreas mais susceptíveis a problemas de instabilidade de tensão através do valor esperado do índice de influência.