

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ITAJUBÁ

INSTITUTO DE ENGENHARIA ELÉTRICA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA ELÉTRICA

**AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE PREVENTIVA
DE SISTEMAS DE POTÊNCIA**

LEONIDAS CHAVES DE RESENDE

Dissertação submetida ao
INSTITUTO DE ENGENHARIA ELÉTRICA DA UNIFEI
Como requisito parcial para obtenção do título de
Mestre em Ciências em Engenharia Elétrica

Orientador: Prof. Armando Martins Leite da Silva
Co-Orientador: Prof. Luiz Antônio da Fonseca Manso

OUTUBRO 2002
ITAJUBÁ – MG – BRASIL



Ministério da Educação
UNIVERSIDADE FEDERAL DE ITAJUBÁ
Criada pela Lei nº 10.435, de 24 de abril de 2002

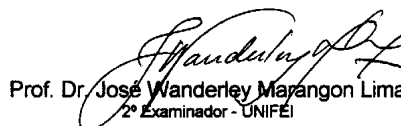
A N E X O I

PRONUNCIAMENTO DA BANCA EXAMINADORA


A Banca Examinadora, abaixo assinada, nomeada pela Portaria nº 349 de 30/10/2002, considerando o resultado do Julgamento da Prova de Defesa Pública da Dissertação de Mestrado intitulada: **"Avaliação da Confiabilidade Preventiva de Sistemas de Potência"** apresenta pronunciamento no sentido de que o Coordenador dos Cursos de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica da Universidade Federal de Itajubá solicite ao DRA (Departamento de Registro Acadêmico) a expedição do título de **Mestre em Ciências em Engenharia Elétrica, na Área de Concentração: Sistemas Elétricos de Potência**, satisfeitas as demais exigências regimentais, a **Leonidas Chaves de Resende**.

Itajubá, 30 de outubro de 2002.


Dr^a Andrea de Mattos Rei
1º Examinador - CEPTEL


Prof. Dr. José Wanderley Marangon Lima
2º Examinador - UNIFEI


Prof. Dr. Luiz Antônio da Fonseca Manso
3º Examinador - (Co-Orientador) - UFSJ


Prof. Dr. Armando Martins Leite da Silva
4º Examinador - (Orientador) - UNIFEI

Aos meus pais João e Dolores,
aos meus irmãos Vera, Aurely, Liliane, Maria Inês e Stella
e à Valquíria.

AGRADECIMENTOS

- Aos meus pais João e Dolores, pelo cuidado, atenção, dedicação e carinho dispensados em minha educação e formação.
- Aos meus irmãos Vera, Aurely, Liliane, Maria Inês e Stella pelo apoio e confiança.
- À Valquíria, por acreditar, pelo incentivo e compreensão nos momentos em que estive ausente.
- Ao Professor Armando Martins Leite da Silva, pelos ensinamentos, pela confiança, compreensão e participação durante o desenvolvimento deste trabalho.
- Ao Professor Luiz Antônio da Fonseca Manso, pelo auxílio e paciência disponibilizados e pelo apoio e incentivo prestados durante meu ingresso no programa de pós-graduação.
- À CAPES pelo apoio financeiro.

RESUMO

O setor elétrico vem experimentando um ambiente de crescente competitividade e desregulamentação. Neste novo mercado de energia, a confiabilidade dos serviços prestados vem se tornando objeto de importantes discussões e recomendações que visam a inclusão de critérios não determinísticos no processo de planejamento da operação e expansão de sistemas elétricos de potência. No entanto, a utilização desses critérios vem sendo lentamente incorporada pela maioria das concessionárias. Devido à dificuldade de interpretação de índices numéricos de risco, operadores e planejadores de sistemas ainda relutam em aplicar técnicas probabilísticas, fazendo maior utilização dos chamados critérios determinísticos.

A avaliação da confiabilidade preventiva foi proposta recentemente como uma nova técnica para se determinar o grau de adequação de sistemas de potência, tendo como principal objetivo a incorporação de critérios determinísticos ao processo de análise da confiabilidade. A base conceitual para esta técnica é obtida através da classificação dos estados operativos do sistema em três grupos: saudável, marginal e de falha. Para a identificação destes estados o sistema é submetido a um critério determinístico, usualmente, baseado em uma lista de contingências pré-especificadas.

Nesta dissertação é proposta uma metodologia para a avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas compostos de geração e transmissão. Esta metodologia utiliza a simulação Monte Carlo não-sequencial, um modelo de carga Markoviano não-agregado e um novo processo de estimação índices de frequência, denominado processo de transição de estado um passo à frente. Novas funções testes são propostas para a avaliação de índices de confiabilidade preventiva, como por exemplo a frequência dos estados marginais. Para a verificação dos conceitos propostos, a metodologia desenvolvida é aplicada ao sistema teste IEEE-RTS e modificações no mesmo.

ABSTRACT

The regulatory reform of the electric power industry creates an entirely new competitive environment. In this new electricity market, the reliability of services plays a very important role to establish non-deterministic criteria, to be applied to both operation and expansion planning of electric power systems. The utilization of these criteria, however, is being slowly incorporated into the decision-making processes of most utilities. Due to the difficulties of interpreting numerical risk indices, system operators and planners are still averse to the use of probabilistic techniques, being more confident with the traditional deterministic criteria.

The well-being analysis has been recently proposed as a new technique to measure the degree of adequacy of power systems, which incorporates deterministic criteria in a probabilistic framework. The combination of the basic deterministic and probabilistic concepts is established through the classification of the system operating states into three categories: healthy, marginal and at risk. In order to identify these states, the system is analyzed according to a deterministic criterion based on a pre-specified list of equipment contingencies.

In this dissertation, a new methodology is proposed to evaluate well-being indices considering composite generation and transmission power systems. The new methodology uses a non-sequential Monte Carlo simulation, a non-aggregate Markovian load model and a new process to estimate failure frequency indices, named one step forward state transition process. New test functions are proposed to calculate the well-being indices, including the frequency of marginal states. In order to test the accuracy and efficiency of the proposed methodology, the IEEE Reliability Test System with some modifications is used.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	IX
LISTA DE TABELAS	X
LISTA DE ABREVIATURAS E SÍMBOLOS	XI
INTRODUÇÃO	1
1.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	1
1.2 - DESENVOLVIMENTO HISTÓRICO	6
1.3 - ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO	8
CONFIABILIDADE COMPOSTA	10
2.1 - Introdução.....	10
2.2 - Representação por Espaço de Estados.....	11
2.2.1 - Enumeração de Estados	13
2.2.2 - Simulação Monte Carlo Não-Sequencial.....	15
2.3 - Representação Cronológica.....	18
2.3.1 - Simulação Monte Carlo Seqüencial	19
2.3.2 - Simulação Monte Carlo Pseudo-Sequencial	20
2.3.3 - Simulação Pseudo-Cronológica	22
2.4 - Processo de Transição de Estado um Passo à Frente	25
2.4.1 - Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis	25
2.4.2 - Processo de Estimação da LOLF.....	26
2.5 - Conclusões	32
CONFIABILIDADE PREVENTIVA: CONCEITOS BÁSICOS	34
3.1 - INTRODUÇÃO.....	34

3.2 - CONFIABILIDADE PREVENTIVA UTILIZANDO SIMULAÇÃO MONTE CARLO NÃO-SEQÜENCIAL.....	36
3.2.1 - Índices de Probabilidades	36
3.2.2 - Índices de Freqüências	37
3.2.3 - Índices de Freqüências Utilizando o Processo de Transição de Estado um Passo à Frente	39
3.2.4 - Índices de Durações.....	41
3.2.5 - Índices de Energia e Custo	41
3.3 - LISTA DE CONTINGÊNCIAS	43
3.4 - ALGORITMO DA SIMULAÇÃO NÃO-SEQÜENCIAL	45
3.5 - CONCLUSÕES.....	46
CONFIABILIDADE PREVENTIVA: RESULTADOS	48
4.1 - Introdução.....	48
4.2 - Política de Corte de Carga utilizada nos testes realizados	49
4.3 - Aplicações: Geração.....	51
4.4 - APLICAÇÕES: Geração e transmissão	55
4.4.1 - Resultados – Caso 1	57
4.4.2 - Resultados – Caso 2	63
4.4.3 - Resultados – Caso 3	67
4.5 - CONCLUSÕES.....	72
CONCLUSÕES	73
IEEE RELIABILITY TESTE SYSTEM	76
A.1 - INTRODUÇÃO	76
A.2 - DADOS DO SISTEMA.....	76
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	80

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1	Modelo para Análise de Confiabilidade Preventiva	04
Figura 2.1	Modelo de Markov a Dois Estados	11
Figura 2.2	Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis	25
Figura 2.3	Estado de Falha x^k e sua Vizinhança	28
Figura 2.4	Sistema Simples com Seis Estados	30
Figura 3.1	Decomposição do Sistema em Estados Seguros, Marginais e de Falha.....	37
Figura 4.1	Diagrama do Sistema IEEE-RTS	51
Figura 4.2	Curva Cronológica da Carga – Semana Pico	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1	Índices de Confiabilidade Convencional	52
Tabela 4.2	Índices de Confiabilidade Preventiva	53
Tabela 4.3	Sumário dos Casos Analisados	55
Tabela 4.4	Lista de Contingências A	56
Tabela 4.5	Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 1	57
Tabela 4.6	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 1 – Lista A	58
Tabela 4.7	Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 1	61
Tabela 4.8	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 1 – Lista B1	62
Tabela 4.9	Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 2	64
Tabela 4.10	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 2 – Lista A	64
Tabela 4.11	Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 2	66
Tabela 4.12	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 2 – Lista B2	67
Tabela 4.13	Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 3	68
Tabela 4.14	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 3 – Lista A	69
Tabela 4.15	Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 3	70
Tabela 4.16	Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 3 – Lista B3	71

LISTA DE ABREVIATURAS E SÍMBOLOS

Dur(F) – Duração média de estados de falha

Dur(M) – Duração média de estados marginais

Dur(S) – Duração média de estados saudáveis

E(.) – operador valor esperado

EENS – expected energy not supplied

EPNS – expected power not supplied

F(.) – função teste

Freq(M) – frequência dos estados marginais

Freq(S) – frequência dos estados saudáveis

LOLC – loss of load cost

LOLD – loss of load duration

LOLE – loss of load expectation

LOLF – loss of load frequency

LOLP – loss of load probability

MRTS – modified IEEE reliability test system

P(x) – probabilidade da cada estado x

V(.) – operador variância

x – estado do sistema

X – espaço de estados

$\Delta\lambda_{MS}$ – somatório das taxas de transição entre o estado marginal x^{marginal} e todos os estados saudáveis que podem ser alcançados mediante uma única transição

$\Delta\lambda_{MF}$ – somatório das taxas de transição entre o estado marginal x^{marginal} e todos os estados de falha que podem ser alcançados mediante uma única transição

$\Delta\lambda_{FS}$ – somatório das taxas de transição entre o estado marginal x^{falha} e todos os estados saudáveis que podem ser alcançados mediante uma única transição

$\Delta\lambda_{FM}$ – somatório das taxas de transição entre o estado marginal x^{falha} e todos os estados marginais que podem ser alcançados mediante uma única transição

β – coeficiente de variação

λ – taxa de falha de um equipamento modelado a dois estados

λ_k^{out} – somatório das taxas de transição do estado x^k para todos os estados diretamente ligados a ele

μ – taxa de reparo de um equipamento modelado a dois estados

Ω_S – grupo dos estados saudáveis

Ω_M – grupo dos estados marginais

Ω_R – grupo dos estados de falha

\sim – estimativa da variável

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

1.1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

A confiabilidade de sistemas compostos de geração e transmissão pode ser referida como a capacidade de suprir a demanda de energia elétrica em qualquer ponto de carga. Tradicionalmente, a confiabilidade de sistemas de potência é considerada como um problema que pode ser dividido em dois aspectos: adequação e segurança. Na adequação é sempre suposto que após a saída forçada de um equipamento, o sistema alcança um ponto de equilíbrio estável. A solução da rede depois do distúrbio é obtida através das equações estáticas de fluxo de potência. Desta forma, pode-se concluir que a adequação diz respeito ao desempenho estático da rede. Entretanto, o ponto de equilíbrio estável pode nunca ser alcançado devido à magnitude do distúrbio em relação às condições operativas do sistema. Somente uma ferramenta de avaliação dinâmica poderá certificar a estabilidade da trajetória entre os estados operativos pré e pós-distúrbio. Neste caso, pode-se concluir que a segurança está relacionada com o desempenho dinâmico da rede, i.e. com a capacidade do sistema permanecer em operação, sem violar qualquer restrição, quando surgem distúrbios devidos a faltas ou remoção não programada de equipamentos.

Nos últimos 10 anos, a necessidade de uma avaliação completa da confiabilidade, que deve incluir os efeitos de contingências na análise de adequação (estática) e na análise de segurança (dinâmica), tem sido reconhecida. Em outras palavras, os estudos de adequação devem ser combinados com os estudos de segurança [LEW93, RLJM00]. Entretanto, devido a alta complexidade do estudo combinado,

nesta dissertação serão consideradas somente as análises de adequação de sistemas.

Os métodos com a abordagem da teoria de probabilidades se mostraram eficazes na avaliação da confiabilidade e têm sido amplamente aplicados na avaliação da capacidade de geração. Entretanto, o planejamento de sistemas compostos e, principalmente, o de sistemas de transmissão são tradicionalmente baseados em critérios determinísticos, como a garantia que o sistema continua a operar, sem violar restrições previamente determinadas, com a saída de um ou mais de seus componentes.

A abordagem determinística possui características muito atrativas: implementação direta, fácil entendimento e o fato do julgamento de condições severas e plausíveis ser usualmente consistente com base no histórico da operação do sistema no passado. Entretanto, este método possui limitações que têm sido reconhecidas nos últimos anos:

- a não consideração da natureza aleatória e estocástica do sistema;
- a dificuldade da obtenção do grau de confiabilidade;
- a definição de decisões que não são econômicas, comparadas à decisão ótima.

Uma alternativa para métodos determinísticos é a utilização de métodos baseados na teoria de probabilidades, onde os aspectos estocásticos são representados explicitamente. As vantagens práticas e conceituais das técnicas probabilísticas foram reconhecidas nas últimas décadas. Como exemplo destas vantagens, podem ser citadas a oportunidade de quantificar a confiabilidade do sistema e o acesso à resposta da confiabilidade, resultante de trocas na configuração dos equipamentos e de implantação de reforços no sistema. Entretanto, a transição da base determinística para a base probabilística tem sido muito lenta. Algumas dificuldades encontradas nesta transição são:

- *coleta de dados* - as estatísticas relacionadas às saídas dos equipamentos são baseadas em registros históricos, que freqüentemente são incompletos e contêm erros;
- *modelagem probabilística* - as saídas dos equipamentos devem ser modeladas separadamente, considerando o tipo de equipamento, sua vida útil, os modos de falha, etc.;
- *modelagem da resposta do sistema* - os cálculos probabilísticos devem ser efetuados através de modelos computacionais capazes de realizar uma simulação precisa do comportamento do sistema e, portanto, reproduzir um grande número de condições operativas;
- *dificuldade de interpretação dos índices* - operadores e planejadores de sistemas de potência ainda relutam em aplicar técnicas probabilísticas devido a uma certa dificuldade de interpretação de simples índices numéricos de risco.

A obtenção de sistemas bem planejados requer um conhecimento amplo do sistema existente para prover uma base firme que avalie, identifique e priorize áreas que precisam de desenvolvimentos futuros. A combinação de critérios determinísticos com índices probabilísticos na monitoração do grau de adequação de sistemas elétricos de potência, que tem gerado considerável interesse, propicia um conhecimento mais completo e compreensivo do sistema em questão.

A maioria dos métodos para a avaliação da confiabilidade divide os estados operativos dos sistemas em dois grupos: *sucesso e falha*. O sistema está em um estado de *sucesso* quando é capaz de suprir toda a demanda. Quando há necessidade de corte de carga, seja por insuficiência de geração ou por violação de alguma restrição de operação, o sistema se encontra em um estado de *falha*. Neste nível de análise, somente índices referentes à falha são obtidos, não havendo informação alguma quanto ao grau de adequação dos estados de *sucesso*. Quando um sistema apresenta índices de confiabilidade dentro de limites aceitáveis, não é possível definir ou estimar se este sistema está "próximo" ou "distante" da fronteira *sucesso/falha*.

Tendo em vista estas considerações, foi proposta recentemente uma nova metodologia [BK92,BL93,BF94] que incorpora critérios determinísticos e índices probabilísticos no planejamento da geração e na avaliação do grau de adequação de sistemas compostos. Esta metodologia utiliza uma estrutura chamada "*well being*", referida nesta dissertação como confiabilidade preventiva. Nessa abordagem, o desempenho de um sistema é avaliado considerando três diferentes grupos de estados operativos, chamados estados *saudáveis*¹, *marginais* e de *falha*. Para a identificação destes estados, o sistema é submetido a um critério determinístico. Como exemplo [BK99b], para avaliação de sistemas de geração utiliza-se como critério determinístico a perda da maior unidade geradora disponível no estado em análise. Já para a avaliação de sistemas compostos utiliza-se como critério determinístico uma lista de contingências de saídas de equipamentos.

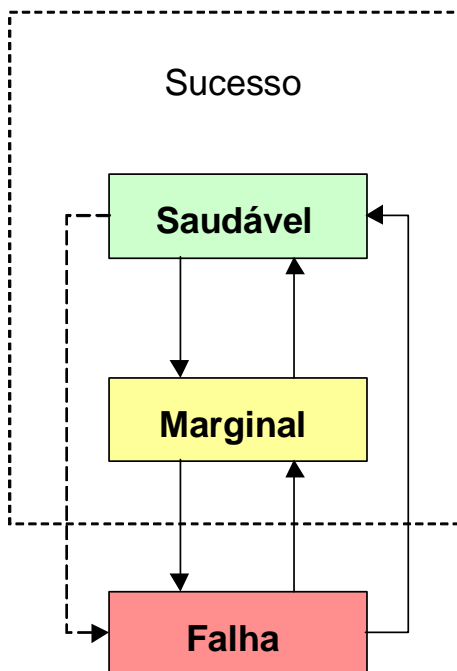


Figura 1.1 – Modelo para Análise de Confiabilidade Preventiva

¹ A estrutura *well being* utiliza os termos *healthy*, *margin* e *at risc* como estados operativos. Nesta dissertação, o termo *healthy* foi traduzido do inglês como *saudável*.

A Figura 1.1 mostra a divisão dos estados operativos do sistema para a avaliação da confiabilidade preventiva. O grupo de estados de *sucesso*, utilizado pela maioria das metodologias de confiabilidade convencional, agora está dividido em dois grupos: um de estados saudáveis e um de estados marginais. Um sistema opera em um estado saudável quando apresenta reserva de geração e capacidade de transmissão suficiente para atender a um critério determinístico. Se, apesar de não apresentar qualquer problema, o sistema não tiver margem suficiente ou apresentar alguma violação em equipamentos de transmissão para atender ao critério determinístico especificado, então, ele estará residindo em um estado marginal. Finalmente, um estado de falha é caracterizado pela necessidade de haver corte de carga.

Esta dissertação tem como principal objetivo desenvolver uma nova metodologia baseada no método de simulação Monte Carlo não-sequencial em conjunto com um novo processo de estimação para o índice LOLF (*loss of load frequency* – frequência de perda de carga) proposto recentemente [ML02]. A metodologia desenvolvida permite estimar índices de frequência e duração para estudos de confiabilidade preventiva aplicada em sistemas compostos. É importante destacar que neste caso, qualquer critério determinístico a ser empregado na identificação de um estado saudável ou marginal, se torna bem mais complexo, devendo considerar uma lista de contingências, o que implica em um número de análises adicionais extremamente elevado. Acrescenta-se, ainda, a necessidade de uma análise de adequação dos estados utilizando algoritmos de fluxo de potência com otimização das medidas corretivas.

Com a estimação dos índices da metodologia proposta, torna-se possível estipular políticas preventivas de operação e planejar o sistema de acordo com suas necessidades. Como exemplo, uma probabilidade de ocorrência de estados marginais elevada indica aos planejadores que o sistema necessita de reforços. Além disso, a operação deste sistema torna-se muito complexa, dado que o operador fica grande parte do tempo em alerta.

1.2 - DESENVOLVIMENTO HISTÓRICO

A aplicação da teoria de probabilidades é bem documentada na avaliação da confiabilidade de sistemas compostos por meio de um grande número de artigos [PB92, ABBG94, ABBG99, BFB01].

A preocupação com a determinação do valor da confiabilidade tem sido crescente nas últimas décadas [BO88, BG90, DGF96]. Um estudo comparativo apresentado pela referência [LPMM97] demonstrou que, para uma valoração precisa da confiabilidade, é necessária a reprodução sintética dos processos de falha (i.e. cortes de carga).

Com a classificação dos estados operativos de sistemas compostos em diferentes grupos, os índices de confiabilidade foram calculados de acordo com o grau de adequação [BK92]. Em Billinton e Lian [BL93] utiliza-se uma estrutura simplificada dos estados operativos do sistema, classificados em [BK92], baseada em três grupos: estados saudáveis, marginais e de falha. Para a identificação destes estados o sistema é submetido a critérios determinísticos, tal como a perda de qualquer um dos seus componentes. O critério determinístico utilizado é dependente do planejamento e da filosofia de operação.

Uma avaliação da reserva operativa de sistemas de geração foi proposta em [BF94]. Neste trabalho, os conceitos de estados operativos para sistemas compostos apresentados em [BL93] são utilizados visando a quantificação da margem de segurança em adição ao índice de risco.

Vários trabalhos foram desenvolvidos buscando a obtenção dos índices *well being* ou índices de confiabilidade preventiva [BL93, BF94, FB97, BKF98]. Entretanto, a aplicação destes trabalhos ficou restrita a sistemas de pequeno porte e para a condição de carga constante, devido ao comportamento explosivo do custo computacional quando o número de variáveis consideradas no processo de estimação aumenta.

Um método baseado na representação de espaço de estados [BK99a] que utiliza a tabela COPT (*Capacity Outage Probability Table* – tabela de probabilidades das capacidades indisponíveis) [BA94] da geração e as probabilidades condicionais da maior unidade geradora estar disponível em diferentes intervalos, pode ser usado para calcular os índices confiabilidade preventiva de sistemas de pequeno porte. Estas técnicas podem se tornar muito complexas quando um grande número de variáveis é considerado no processo de cálculo [BK99b].

Em Billinton e Karki [BK99b], foi proposto um método baseado em simulação Monte Carlo cronológica capaz de avaliar índices de confiabilidade preventiva para sistemas de geração de grande porte. Este foi o primeiro trabalho a calcular índices de frequência e duração na avaliação da confiabilidade preventiva.

Um método probabilístico para avaliar os índices de confiabilidade preventiva de sistemas compostos de geração e transmissão baseado em enumeração de estados foi proposto em [GF99]. Neste método é feita a inclusão de critérios determinísticos em índices de confiabilidade convencionais para a identificação dos estados saudáveis e marginais. Os impactos da filosofia de corte de carga e as características da carga também foram avaliados neste trabalho. Porém, devido à explosão combinatorial do número de estados, em razão do aumento do número de variáveis consideradas, a aplicação deste método também ficou restrita a sistemas pequenos e à condição de carga constante.

Como se pode concluir, a utilização dos métodos baseados em enumeração de estados na análise da confiabilidade preventiva tem sua aplicação limitada e que ainda há uma carência de metodologias para sistemas compostos. A simulação Monte Carlo é uma ferramenta natural para simular sistemas reais. No entanto, esta ferramenta foi utilizada somente para avaliação de sistemas de geração.

Tendo em vista a natureza combinatorial da análise da confiabilidade preventiva de sistemas compostos de geração e transmissão, este trabalho de dissertação propõe uma metodologia de avaliação baseada em simulação Monte Carlo não-sequencial.

1.3 - ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

Esta dissertação é composta por cinco capítulos que são descritos, de forma resumida, a seguir.

O presente Capítulo introduziu o problema do planejamento da operação de sistemas de potência, bem como apresentou algumas das razões pelas quais se justifica a aplicação da confiabilidade preventiva. Apresentou-se também características de alguns trabalhos relacionados à análise da confiabilidade preventiva, assim como os objetivos desta dissertação.

No Capítulo 2 apresenta-se uma revisão dos métodos de avaliação da confiabilidade composta convencional utilizando-se as representações por espaço de estados e cronológica. Apresenta-se, ainda, a revisão de um novo processo de estimação para o índice LOLF, sem a necessidade de presumir comportamento coerente para o sistema.

Uma nova metodologia denominada confiabilidade preventiva é apresentada no Capítulo 3. Neste novo método, o desempenho do sistema é avaliado por meio da divisão de seus estados operativos em três grupos: estados saudáveis, marginais e de falha. Para a identificação destes estados, o sistema é submetido a um critério determinístico. A extensão da idéia básica do novo processo de estimação do índice LOLF, apresentado no Capítulo 2, é utilizada para o cálculo dos índices de frequência e duração de confiabilidade preventiva. Propõe-se, ainda, um algoritmo para análise de confiabilidade preventiva.

O Capítulo 4 ilustra a metodologia proposta por meio de estudos de caso para o sistema IEEE-RTS (IEEE - *Reliability Test System*) em sua configuração original e com algumas modificações. É feita a avaliação da capacidade de geração do mesmo para fins de comparação com a referência [BK99b].

Finalmente, as principais conclusões relacionadas aos problemas estudados nesta dissertação e algumas propostas de continuidade e trabalhos futuros são apresentadas pelo Capítulo 5.

CAPÍTULO 2

CONFIABILIDADE COMPOSTA

2.1 - INTRODUÇÃO

O estudo da confiabilidade de sistemas de geração supõe que a carga e geração estão localizadas em uma única barra. Desta forma, a diferença entre a carga solicitada e a geração disponível é computada como o déficit no atendimento. Na avaliação da confiabilidade de sistemas compostos são encontrados problemas adicionais, resultantes do aumento de variáveis aleatórias envolvidas e da maior complexidade apresentada pela análise de desempenho de cada estado. Em função das restrições de transmissão, a análise de adequação dos estados deve utilizar um algoritmo de fluxo de potência com otimização das medidas corretivas.

As estimativas dos índices de perda de carga de sistemas compostos são, geralmente, obtidas por meio de algoritmos de confiabilidade, baseados em duas representações similares: a representação por espaço de estados e a representação cronológica.

2.2 - REPRESENTAÇÃO POR ESPAÇO DE ESTADOS

Um sistema de potência é composto de elementos que podem ser encontrados em diversos estados operativos. Por exemplo, um elemento de transmissão pode estar operando normalmente ou desligado devido a algum tipo de falha. Neste caso, este elemento pode ser representado por um modelo Markoviano a dois estados. Modelos multiestados podem ser utilizados para a representação da carga e unidades geradoras.

Na Figura 2.1, os estados UP e DN correspondem aos estados em que o componente se encontra em operação e fora de operação (em reparo), respectivamente. A taxa de falha (λ) é obtida dividindo-se o número de falhas do componente pelo tempo total em que o componente ficou sujeito à falha (tempo total em operação). Já a taxa de reparo (μ) é obtida por meio da divisão do número de reparos executados no componente pelo tempo total em que o componente ficou em reparo. Estas taxas representam as transições entre os estados e são dimensionadas em ocorrências (falhas ou reparos) pelo tempo de permanência no estado.

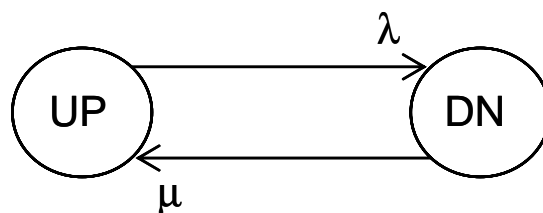


Figura 2.1 – Modelo de Markov a dois Estados

Cada estado de um sistema de potência de m componentes, entre eles a carga, pode ser representado por um vetor $x = (x_1, x_2, \dots, x_j, \dots, x_m)$ em que x_j é o estado do componente j , associado a uma probabilidade de ocorrência $p(x_j)$. O conjunto de todos os estados possíveis do sistema é o espaço de estados X . Conhecendo-se o espaço de estados de cada componente do sistema e suas respectivas probabilidades de ocorrência, é possível determinar a probabilidade de ocorrência

do vetor x , $P(x)$, ou seja, a probabilidade de ocorrência de cada estado do sistema. Caso as falhas dos componentes do sistema sejam estatisticamente independentes, $P(x)$ é dada pelo produto das probabilidades individuais de cada componente.

A avaliação do desempenho de cada estado é feita por meio de funções testes $F(x)$. O objetivo destas funções testes é verificar se uma determinada configuração de unidades geradoras e equipamentos de transmissão é capaz de atender à demanda. Por exemplo, $F(x)$ pode representar o valor do corte de carga requerido para aliviar as violações das restrições de operação. Neste caso, diz-se que x é um estado de falha se $F(x) > 0$, i.e., se há corte de carga associado ao estado x . Por outro lado, $F(x) = 0$ indica que x é um estado de sucesso, o qual supre toda a carga adequadamente. Como x é um vetor aleatório, $F(x)$ é uma variável aleatória, cujo valor esperado é dado por:

$$E(F) = \sum_{x \in X} F(x)P(x) \quad (2.1)$$

Todos os índices de desempenho, LOLP (*loss of load probability* – probabilidade de perda de carga), EPNS (*expected power not supplied* – potência não suprida esperada), LOLE (*loss of load expectation* – perda de carga esperada), EENS (*expected energy not supplied* – energia não suprida esperada), LOLF (*loss of load frequency* – frequência de perda de carga) e LODD (*loss of load duration* – duração da perda de carga), são calculados pela equação (2.1), escolhendo-se as funções testes convenientes.

Geralmente, na avaliação da confiabilidade composta baseada na representação por espaço de estados, os seguintes passos estão presentes:

- a) *Selecione* um estado do sistema, definindo suas condições operativas, a disponibilidade de seus equipamentos e os níveis de carga;
- b) *Analise* o desempenho do estado selecionado, verificando a capacidade, da configuração selecionada, de atender à carga definida para este estado sem

violar limites operativos. Se necessário, acione medidas corretivas tais como redespacho de geração, corte de carga, etc.;

- c) *Estime* índices de confiabilidade, executando o cálculo dos índices baseado na análise do estado selecionado. Se a precisão da estimativa dos índices for aceitável, pare. Caso contrário retorne ao passo a.

Na avaliação da confiabilidade composta baseada na representação por espaço de estados, duas metodologias são utilizadas: a enumeração de estados e a simulação Monte Carlo não-seqüencial.

Os métodos baseados na enumeração de estados são adequados somente quando o número de cenários severos/prováveis é relativamente pequeno. Este é o caso dos estudos de confiabilidade da transmissão, nos quais as indisponibilidades dos circuitos são usualmente baixas. Nestes estudos, excluindo-se eventos de modo comum e originado em subestações, as contingências de níveis mais elevados ficam muito improváveis. Por outro lado, os métodos baseados em simulação Monte Carlo não-seqüencial são mais atrativos quando a ocorrência de contingências de maior ordem é mais provável. Isto ocorre em estudos de confiabilidade composta devido às elevadas taxas de indisponibilidade dos geradores.

2.2.1 - Enumeração de Estados

O objetivo do método de enumeração de estados é analisar todos os estados do sistema. Porém, com a explosão combinatorial do número de estados devido ao crescimento do número de componentes (para m componentes modelados a dois estados, o número de estados do sistema será 2^m), deve-se enumerar apenas um subconjunto $X' \subseteq X$ e calcular os limites inferior (*inf*) e superior (*sup*) das estimativas, conforme expressões (2.2) e (2.3) dadas a seguir:

$$\tilde{E}[F]_{inf} = \sum_{x \in X'} F(x)P(x) + F_{inf}(1 - P(X')) \quad (2.2)$$

$$\tilde{E}[F]_{sup} = \sum_{x \in X'} F(x)P(x) + F_{sup}(1 - P(X')) \quad (2.3)$$

onde $P(X')$ é a probabilidade acumulada dos estados $x \in X'$, e F_{inf} e F_{sup} são, respectivamente, limites inferior e superior estimados para $F(x)$ sendo $x \notin X'$.

Tomando a avaliação da LOLP como exemplo, F_{inf} pode ser feita igual a zero (não há corte de carga para todos os estados não pertencentes a X') e F_{sup} será então igual a um. Por conseguinte:

$$LOLP_{inf} = \sum_{x \in X'} F(x)P(x) \quad (2.4)$$

$$LOLP_{sup} = LOLP_{sup} + (1 - P(X')) \quad (2.5)$$

O valor $(1 - P(X'))$, correspondente à diferença entre as estimativas limites para a LOLP, definidas acima, é relacionado com a probabilidade acumulada dos estados $x \notin X'$, ou seja, com a soma das probabilidades dos estados não examinados. Se esta é muito pequena, i.e., se a probabilidade acumulada dos estados $x \in X'$ é significativamente próxima de um, é possível obter uma boa estimativa para a LOLP com baixo esforço computacional.

Muitos trabalhos foram desenvolvidos com o objetivo de aumentar a eficiência do método de enumeração de estados. Por exemplo, a adoção do ranking de contingências por severidade e impacto, o tratamento por superposição das contingências eletricamente “distantes” e a enumeração implícita baseada na coerência do sistema foram introduzidas ao modelo básico [PB92].

O método de enumeração de estados é conceitualmente atrativo, porque é uma extensão direta da análise de contingências, ou “N-1”, critério determinístico muito utilizado por operadores e planejadores de sistemas. Porém, este método tem sua

aplicabilidade limitada na avaliação da confiabilidade composta para sistemas de grande porte.

2.2.2 - Simulação Monte Carlo Não-Sequencial

Na simulação Monte Carlo não-seqüencial, a seleção dos estados do sistema é baseada na distribuição de probabilidades de seus componentes. Estas distribuições de probabilidades são acessadas por meio de representações Markovianas como a apresentada na Figura 2.1. Como exemplo, as probabilidades de ocorrência dos estados de falha (P_{DN}) e operação (P_{UP}) são conhecidas. Desta forma, o estado de cada componente é determinado por um número amostrado de uma distribuição uniforme $U[0,1]$, como mostra a Equação (2.6). Se $P(x_i) \leq P_{DN}$, então o componente i está falhado, caso contrário, ele se encontra no estado de operação. Determina-se, então, o vetor x , a sua probabilidade $P(x)$ e as funções teste $F(x)$.

$$P(x_i) = U \quad U = 1, \dots, m \quad (2.6)$$

Repetindo-se este processo NS vezes, é possível calcular a estimativa de $\tilde{E}[F]$ como a média dos valores encontrados para cada estado x^k amostrado:

$$\tilde{E}(F) = \frac{1}{NS} \sum_{k=1}^{NS} F(x^k) \quad (2.7)$$

Uma vez que $F(x)$ é uma variável aleatória, a estimativa ou média amostral (2.7) também é uma variável aleatória com variância dada por:

$$V(\tilde{E}(F)) = \frac{V(F)}{NS} \quad (2.8)$$

em que $V(F)$ é a variância amostral da função $F(x)$. A Equação (2.8) confirma a noção intuitiva de que a precisão do experimento é tão melhor quanto maior for o

número de amostras analisadas. A incerteza do processo é normalmente representada pelo coeficiente de variação:

$$\beta = \frac{\sqrt{V(\tilde{E}(F))}}{\tilde{E}(F)} \times 100\% \quad (2.9)$$

A convergência do processo de simulação é verificada pelo coeficiente β .

As funções teste para a LOLP, para a EPNS e para a LOLF são apresentadas a seguir:

$$F_{LOLP}(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de sucesso} \\ 1 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (2.10)$$

$$F_{EPNS}(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de sucesso} \\ \Delta P_k & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (2.11)$$

$$F_{LOLF}(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de sucesso} \\ \Delta \lambda_k & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (2.12)$$

onde ΔP_k é o valor do corte de carga sofrido no estado x^k e $\Delta \lambda_k$ é a soma das taxas de transição do estado de falha x^k para todos os estados de sucesso que podem ser alcançados mediante uma transição.

Os índices LOLE e EENS podem ser calculados a partir dos índices LOLP e EPNS, respectivamente. Já o índice LOLD pode ser obtido a partir dos índices LOLP e LOLF. As equações utilizadas para o cálculo destes três índices são dadas a seguir:

$$LOLE = LOLP \times T \quad (2.13)$$

$$EENS = EPNS \times T \quad (2.14)$$

$$LOLD = \frac{LOLP}{LOLF} \quad (2.15)$$

onde T é o período de análise.

Um algoritmo, para a implementação da simulação não-seqüencial, é apresentado a seguir [MPL92]:

- d) faça o número de sorteios $NS = 0$;
- e) sorteie um vetor $x^k \in X$ a partir de sua distribuição de probabilidade $P(x_k)$; atualize NS ;
- f) calcule $F(x^k)$ para o vetor amostrado;
- g) estime $\tilde{E}[F]$ como a média dos valores encontrados;
- h) calcule a incerteza relativa através do coeficiente de variação (β) da estimativa $\tilde{E}[F]$;
- i) se β é aceitável (menor que a tolerância especificada), pare; senão, retorne ao passo b .

Uma característica muito atrativa da simulação Monte Carlo não seqüencial é a independência entre o número de amostras (NS) utilizados para estimar $\tilde{E}[F]$ e o número de estados $x \subseteq X$ [PB92].

A maior limitação da simulação Monte Carlo não-seqüencial está relacionada a forte dependência do esforço computacional com a precisão exigida. Por outro lado, várias técnicas de redução de variância podem ser aplicadas [PB92] visando aumentar sua eficiência.

2.3 - REPRESENTAÇÃO CRONOLÓGICA

Os passos utilizados na avaliação da confiabilidade baseada na representação cronológica são semelhantes àqueles empregados na avaliação da confiabilidade via representação por espaço de estados. A diferença básica está na forma como os estados do sistema são selecionados (passo a do algoritmo da Seção 2.2). No caso cronológico é necessário que os estados sejam gerados seqüencialmente no tempo, implicando em diferenças conceituais na estimação dos índices (passo c do algoritmo). Devido à análise seqüencial no tempo, a avaliação dos índices de confiabilidade fica equivalente ao cálculo da seguinte expressão [SB77, SPF93]:

$$E[G] = \frac{1}{T} \int_0^T G(t) dt \quad (2.16)$$

sendo T o período da simulação e G(t) a função teste que verifica em qualquer instante t se o estado do sistema é, ou não, adequado. Tomando a LOLP como exemplo, G(t) = 1 se o estado do sistema, no tempo t, é de falha. Em caso contrário, G(t) = 0.

Na representação cronológica, dois estados consecutivos diferem um do outro apenas pelo estado de um de seus componentes. Desta forma, o esforço computacional requerido é significativamente maior que aquele apresentado pelas técnicas baseadas em representação por espaço de estados.

A representação cronológica pode ser implementada através das seguintes metodologias: simulação Monte Carlo seqüencial, simulação Monte Carlo pseudo-seqüencial e simulação Monte Carlo pseudo-cronológica.

2.3.1 - Simulação Monte Carlo Seqüencial

A simulação Monte Carlo seqüencial é uma ferramenta natural para simular aspectos cronológicos.

Uma estimativa para $E[G]$ em (2.16) é dada por:

$$\tilde{E}[G] = \frac{1}{NY} \sum_{k=1}^{NY} G(y_k) \quad (2.17)$$

onde: NY é o número de simulações anuais;

y_k é a série sintética do sistema no ano k ;

$G(y_k)$ é a função que estima os índices de confiabilidade do ano k .

Para a aplicação da equação (2.17) são necessários os seguintes passos [MPL94]:

- a) gere uma série sintética anual dos estados do sistema (y_k) aplicando seqüencialmente os modelos estocásticos falha/reparo dos equipamentos, e considerando o modelo cronológico da carga;
- b) analise cronologicamente cada estado x da seqüência y_k e acumule os resultados;
- c) calcule $G(y_k)$ dos valores acumulados no passo b ;
- d) estime o valor esperado dos índices anuais como a média dos resultados encontrados nas seqüências y_k simuladas;
- e) verifique a convergência do processo; se a precisão da estimativa é satisfatória, pare, caso contrário, retorne ao passo a .

Geralmente, utiliza-se a função de distribuição exponencial para a reprodução sintética dos processos de falha e reparo dos equipamentos. Este processo é feito

por meio de sorteios alternados dos respectivos tempos de permanência em cada estado. Entretanto, outras distribuições de probabilidades podem ser utilizadas.

A aplicação da função teste $G(y_k)$ é mais simples que o uso de $F(x)$ para o caso da simulação não-seqüencial. Para avaliar o índice LOLF, por exemplo, basta fazer $G(y_k)$ igual ao número de interrupções do fornecimento de energia no sistema ou barra, durante a série sintética anual y_k .

2.3.2 - Simulação Monte Carlo Pseudo-Seqüencial

O objetivo deste método de simulação é reduzir o esforço computacional gasto na simulação Monte Carlo seqüencial, sem perda de sua flexibilidade e precisão [MPL94]. A idéia está baseada em duas características observadas em seu algoritmo:

- o esforço computacional do passo a do algoritmo seqüencial (ou seja, na geração das séries sintéticas anuais) é desprezível quando comparado com aquele gasto na análise de desempenho dos estados, ou seja, no passo b ;
- a maioria dos estados analisados em uma série sintética anual não contribui para a estimativa dos índices desejados, a qual é calculada no passo c do algoritmo.

A simulação pseudo-seqüencial é um método híbrido, no qual a simulação não-seqüencial seleciona os estados de falha, e a simulação seqüencial é aplicada somente nas subsequências formadas pelos estados vizinhos ao estado de falha originalmente sorteado. Em outras palavras, a simulação cronológica é aplicada apenas aos processos de falha. Desta forma, não são mantidas algumas dependências temporais entre as variáveis durante toda a simulação, tal como armazenamentos de reservatórios, consumo de combustíveis, etc. Portanto, fica impossível representar aspectos dependentes do tempo relacionados a dispositivos com limitações energéticas, como por exemplo a operação de usinas hidrelétricas.

O algoritmo básico da simulação pseudo-seqüencial [MPL94] é apresentado a seguir:

- a) gere diversas séries (seqüências) sintéticas anuais utilizando o mesmo esquema do passo *a* da simulação seqüencial. Isto define um conjunto *S* com os estados do sistema ordenados cronologicamente;
- b) sorteie uma seqüência anual y_k dentre todas as seqüências igualmente distribuídas;
- c) sorteie um instante t na seqüência y_k selecionada no passo *b* (e.g. 1 minuto em 60×8736 minutos no ano);
- d) analise o estado do sistema $x(t)$ associado com o tempo t escolhido no passo *c*; se o estado é sucesso, retorne ao passo *b*; se o estado é de falha, prossiga no passo *e*;
- e) obtenha uma seqüência de falha (uma interrupção) i conforme os passos *f* e *g*;
- f) execute uma simulação seqüencial no sentido direto dos tempos (simulação *forward*), começando do estado selecionado $x(t)$, ou seja, analise sucessivamente os próximos estados da seqüência até que o sistema retorne para um estado de sucesso;
- g) execute uma simulação seqüencial no sentido inverso do tempo (simulação *backward*), começando do estado selecionado $x(t)$, ou seja, analise sucessivamente os estados anteriores da seqüência até que o sistema retorne para um estado de sucesso;
- h) a duração total D_i da seqüência de falha (interrupção) i é dada pelo somatório das durações dos estados obtidos nos passos *e*, *f* e *g*;
- i) para cada índice desejado, calcule: a respectiva função teste $F(x(t))$ associada com a seqüência de falha i , a estimativa de seu valor esperado (expressão 2.18 dada a seguir) e o seu coeficiente de variação β . Se a convergência não for satisfeita, retorne ao passo *a*, caso contrário, pare o algoritmo.

A expressão geral para o cálculo dos índices de confiabilidade na simulação pseudo-seqüencial é dada a seguir:

$$\tilde{E}[F] = \frac{1}{N} \sum_{x(t) \in S} F(x(t)) \quad (2.18)$$

onde N é o número total de sorteios não-seqüenciais.

Como exemplo, para o cálculo do valor esperado da freqüência de perda de carga (LOLF), basta considerar a seguinte função teste:

$$F_{LOLF}(x(t)) = \begin{cases} 0 & ; \text{ se } x(t) \text{ é sucesso} \\ \frac{1}{D_i} & ; \text{ se } x(t) \text{ é falha} \end{cases} \quad (2.19)$$

Note que a função teste acima definida está de acordo com a formulação geral para a determinação da LOLF, a qual é apresentada a seguir:

$$LOLF = \sum_{i \in T} f_i = \sum_{i \in T} \left(\frac{p_i}{D_i} \right) \quad (2.20)$$

onde p_i é a probabilidade de ocorrência da interrupção i , e T representa o período em estudo.

2.3.3 - Simulação Pseudo-Cronológica

A adoção da hipótese Markoviana para todo o sistema, inclusive a carga, produz uma variação na simulação Monte Carlo pseudo-seqüencial, denominada simulação Monte Carlo pseudo-seqüencial com representação Markoviana [MLP97]. No entanto, este método assume completa correlação entre as cargas de cada barra do

sistema. Foi mostrado [SB95, MPLM97] que o modelo de carga completamente correlacionado pode resultar em índices bastantes imprecisos.

A simulação pseudo-cronológica [M99] é muito semelhante à simulação pseudo-seqüencial com representação Markoviana. A diferença básica está no modelo de carga utilizado pela simulação pseudo-cronológica, através do qual não é mais necessário assumir correlação completa entre as cargas de cada barra. Este modelo, que será abordado com maiores detalhes na Seção 2.4.1, utiliza estados com múltiplos níveis para representar diferentes padrões comportamentais da carga por área ou barra do sistema. Também deve ser destacado que nenhum esforço de agregação de estados é realizado na obtenção do modelo. Por exemplo, curvas de carga com 8736 pontos horários são transformadas em 8736 estados com múltiplos níveis e com duração média de uma hora.

Para reproduzir os processos de falha, a simulação pseudo-cronológica utiliza o método de transição de estados para realizar a chamada simulação *forward/backward* [MLP97], em torno de um estado de falha x^k , amostrado via sorteio não seqüencial. A duração D_i , de uma interrupção i , é dada pela soma das durações associadas aos estados de falha, os quais formam a seqüência de interrupção.

Como todos os estados são estatisticamente independentes e suas durações seguem uma distribuição exponencial, o valor esperado da duração de uma interrupção i é dado pelo somatório das durações médias de seus estados.

Com esforço computacional semelhante ao da simulação não-seqüencial, estimativas não tendenciosas para a LOLF podem ser obtidas por meio da aplicação da seguinte função teste:

$$F_{LOLF}(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de sucesso} \\ \frac{1}{E[D_i]} & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (2.21)$$

As funções testes utilizadas para estimar os índices de probabilidade e energia (LOLP e EPNS) são as mesmas utilizadas na simulação não-seqüencial (Equações 2.10 e 2.11).

A simulação Monte Carlo pseudo-cronológica utiliza os passos do seguinte algoritmo [MLM99a, LMMB00]:

- a) amostre um estado do sistema $x^k \in X$, baseado em sua distribuição de probabilidade $P(x)$;
- b) analise o desempenho do estado amostrado x^k por meio de estudos de fluxo de potência. Se necessário, acione medidas corretivas. Se x^k é um estado de sucesso retorne ao passo a; se não, estime funções teste para os índices LOLP e EPNS e prossiga para o passo c;
- c) obtenha através da simulação *forward/backward*, uma seqüência de interrupção i associada com o estado de falha x^k . Estime funções teste para todos os índices;
- d) avalie o coeficiente de variação (β). Se a convergência desejada não é obtida, retorne ao passo a; caso contrário, avalie os índices LOLP, EPNS e LOLF através da média amostral de suas funções testes. Em seguida calcule a $LOLD = LOLP/LOLF$ e pare.

2.4 - PROCESSO DE TRANSIÇÃO DE ESTADO UM PASSO À FRENTE

Esta seção aborda um novo processo de estimação de índices de frequência e duração [ML02], o qual é baseado no método de simulação Monte Carlo não-seqüencial. Como será visto, este novo processo de estimação é de fundamental importância para a metodologia de avaliação da confiabilidade preventiva proposta nesta dissertação

2.4.1 - Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis

Qualquer modelo de carga irá reproduzir de maneira aproximada o seu real comportamento. A quantidade e qualidade de dados disponíveis definem a precisão de cada modelo de carga. O comportamento da carga pode ser representado por modelos de Markov.

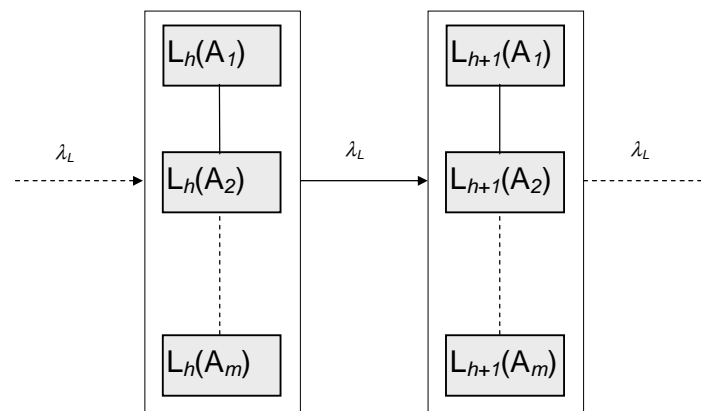


Figura 2.2 - Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis

O modelo da Figura 2.2 é composto por um conjunto de T níveis múltiplos conectados na mesma ordem em que aparecem no histórico da carga. O modelo utiliza uma taxa de transição constante $\lambda_L = 1/\Delta T$, onde ΔT representa a unidade de tempo usada para discretizar o período T . Para cada uma das m áreas consideradas, é fornecido o nível de carga por intervalo de tempo. Como exemplo, $L_h(A_m)$ corresponde ao nível de carga da hora h apresentado pela área m . Como demonstra a Figura 2.2, quando a carga da área 1 transita do estado 1 para o estado 2, i.e. de

$L_1(A_1)$ para $L_2(A_1)$, o mesmo ocorre para as demais áreas, ou seja, $L_1(A_2)$ transita para $L_2(A_2)$, ... e $L_1(A_m)$ transita para $L_2(A_m)$. Visto que todas as taxas de transição são iguais, as cargas permanecerão, em média, ΔT horas em cada estado, assim como o período de análise terá, em média, T horas. Analogamente, o conceito de área pode ser estendido para barra ou classe consumidora.

O modelo a múltiplos níveis da Figura 2.2 é extremamente flexível e superior à maioria dos modelos de Markov discutidos pela literatura [MLM99a]. Uma grande vantagem deste modelo está em manter, de maneira aproximada, a representação cronológica. Em média, a hora h do modelo corresponderá à hora h da curva cronológica da carga. Este modelo de carga é fundamental para a avaliação de índices de confiabilidade preventiva via Simulação Monte Carlo Não-seqüencial.

2.4.2 - Processo de Estimação da LOLF

A simulação não-seqüencial pode fornecer estimativas não-tendenciosas para os índices LOLF e LOLD. As equações (2.12) e (2.15) fornecem, respectivamente, as funções teste para estimar os índices LOLF e LOLD.

A princípio, para cada estado de falha selecionado, com n_c componentes, ao menos n_c análises adicionais de adequação serão necessárias para atualizar a estimativa da frequência. Para cada análise adicional, um novo estudo de adequação de estados é necessário, incluindo a execução de fluxo de potência com otimização de medidas corretivas, resultando em um elevado esforço computacional. Duas técnicas eficientes foram desenvolvidas para reduzir este esforço computacional. São elas, a implementação de *filtros* baseados nos *multiplicadores de Lagrange*, produzidos pelo algoritmo de otimização das medidas corretivas [MPL92] e a introdução do conceito de *probabilidade condicionada* ou *freqüência incremental* [MPL93]. No entanto, na utilização destes métodos é necessário adotar a hipótese de *coerência* para o comportamento do sistema:

Se um componente falho é reparado, ou se há redução da carga, o desempenho do sistema nunca piora, e, inversamente, se um componente deixa de operar, ou se há elevação da carga, o desempenho do sistema nunca melhora.

Outra desvantagem dessas técnicas está relacionada ao uso de um só modelo de Markov para a representação da carga do sistema, o que impõe o mesmo padrão de variação para todas as barras de carga do sistema (coeficiente de correlação igual a 1).

Tendo em vista as restrições apontadas acima, foi proposta recentemente uma nova metodologia denominada *processo de transição de estado um passo à frente*. Este método utiliza uma técnica extremamente eficiente do ponto de vista computacional, e ao mesmo tempo, ele é flexível o bastante para prescindir da hipótese de coerência, viabilizando a consideração de cargas variantes no tempo utilizando técnicas não-seqüenciais. Para isto, uma nova função teste é adotada para o índice LOLF, a qual é dada pela Eq. (2.22):

$$F_{LOLF}(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de sucesso} \\ \lambda_k^{out} & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ é estado de sucesso} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (2.22)$$

onde λ_k^{out} é o somatório das taxas de transição do estado de falha x^k para todos os estados diretamente ligados a ele, e x^m é um estado qualquer, encontrado a partir de x^k por meio de uma simples transição. O *processo de transição de estado um passo a frente* simula somente uma das possíveis transições, partindo do estado de falha x^k , selecionando um estado vizinho x^m .

Na Figura 2.3, *MT* e *MS* representam, respectivamente, o conjunto de estados quaisquer e o conjunto de estados de sucesso, respectivamente, para os quais o sistema pode ir após deixar o estado de falha x^k .

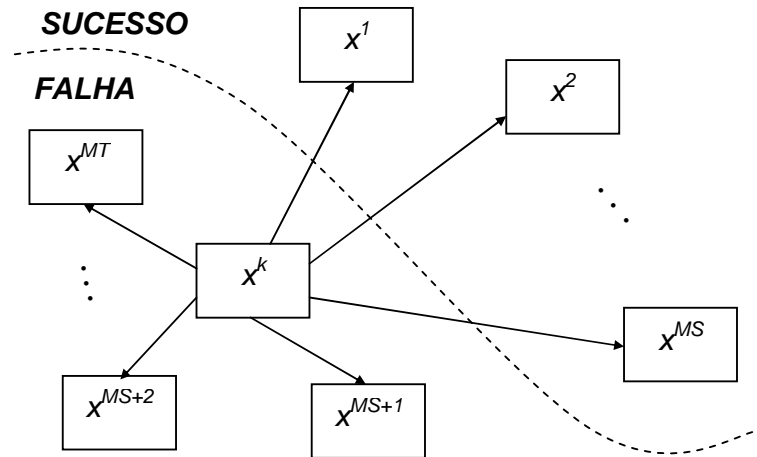


Figura 2.3 – Estado de Falha x^k e sua Vizinhança

A diferença entre os estados x^k e x^m está na alteração do ponto de operação de um único componente j do sistema. Como exemplo, quando o componente j transita do estado a para o estado b , com uma taxa de transição λ_{ab} , o sistema transita do estado x^k para o estado x^m , com uma taxa λ_{km} . Desta forma, a frequência com a qual o sistema transita do estado x^k para o estado x^m é dada por:

$$f_{km} = P(x^k) \times \lambda_{ab} = P(x^k) \times \lambda_{km} \quad (2.23)$$

A frequência de saída do estado x^k é dada por:

$$f_k^{out} = P(x^k) \times \lambda_k^{out} \quad (2.24)$$

A probabilidade de ocorrência da transição km , definida como a probabilidade do sistema ingressar no estado x^m partindo do estado x^k , é avaliada como a razão entre as frequências f_{km} e f_k^{out} , ou seja:

$$P_{km} = \frac{f_{km}}{f_k^{out}} = \frac{\lambda_{km}}{\lambda_k^{out}} = \frac{\lambda_{km}}{\sum_{i=1}^{MT} \lambda_{ki}} \quad (2.25)$$

onde MT representa o conjunto de estados quaisquer para os quais o sistema pode ingressar após deixar o estado x^k .

A base para a construção da função distribuição de probabilidade associada com as possíveis transições de partida do estado amostral de falha x^k é fornecida pela equação (2.25) [ML02]. Utilizando esta função de distribuição, um estado vizinho x^m pode ser amostrado e a nova função teste para a LOLF, dada pela Eq. (2.22), pode ser empregada.

Considerando que a taxa de transição do estado x^k para o estado x^m é:

$$\lambda_{km} = P_{km} \times \lambda_k^{out} \quad (2.26)$$

pode-se afirmar que a soma das taxas de transição entre o estado de falha x^k e todos os estados de sucesso, os quais podem ser alcançados a partir de x^k através de uma simples transição ($\Delta\lambda_k$ na Equação (2.12)), é dada por:

$$\Delta\lambda_k = \sum_{i=1}^{MS} \lambda_{ki} = \sum_{i=1}^{MS} (P_{ki} \times \lambda_k^{out}) = \left(\sum_{i=1}^{MS} P_{ki} \right) \times \lambda_k^{out} \quad (2.27)$$

onde MS representa o conjunto de estados de sucesso para os quais o sistema pode ingressar após deixar o estado de falha x^k .

Considerando, ainda, que o somatório $\sum_{i=1}^{MS} P_{ki}$ é naturalmente obtido pela combinação do processo de estimação proposto com a simulação não-seqüencial, é possível estabelecer que a função teste (2.22) está em completa conformidade com a função teste (2.12).

Tendo em vista estas considerações, é possível verificar que é necessário simular somente uma transição partindo de cada estado de falha x^k . Desta forma, o número

de análises adicionais de desempenho é pequeno, e conseqüentemente, o acréscimo do esforço computacional é extremamente baixo. Este acréscimo pode ser expresso em termos do número de análises adicionais de adequação, o qual é dado pelo produto $LOLP \times NS$, onde NS é o número de sorteios *originais* da simulação não-seqüencial.

Para melhor entendimento, considere o sistema com seis estados mostrado na Figura 2.5. Somente as transições partindo dos estados de falha 4 e 5 estão representadas. O índice LOLF é dado por:

$$\begin{aligned}
 LOLF &= P_4 \times (\lambda_{42} + \lambda_{43}) + P_5 \times \lambda_{53} \\
 &= P_4 \times \lambda_4^{out} \times \left(\frac{\lambda_{42}}{\lambda_4^{out}} \right) + P_4 \times \lambda_4^{out} \times \left(\frac{\lambda_{43}}{\lambda_4^{out}} \right) + P_5 \times \lambda_5^{out} \times \left(\frac{\lambda_{53}}{\lambda_5^{out}} \right)
 \end{aligned}
 \tag{2.28}$$

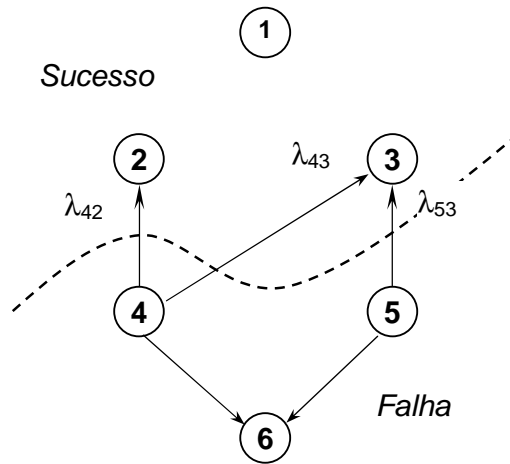


Figura 2.5 – Sistema Simples com Seis Estados

onde P_4 representa a probabilidade de ocorrência do estado 4 e λ_4^{out} o somatório de todas as taxas de transição entre o estado de falha 4 e qualquer estado diretamente ligado a ele. O mesmo é válido para P_5 e λ_5^{out} . Considerando $P_4 = 0.2$, $P_5 = 0.1$, $\lambda_{42} / \lambda_4^{out} = 0.25$, $\lambda_{43} / \lambda_4^{out} = 0.5$ e $\lambda_{53} / \lambda_5^{out} = 0.5$. Para um total de 100 amostras,

produzidas por um processo de simulação Monte Carlo perfeito, teremos $N_{(\text{estado } 4)} = 20$ e $N_{(\text{estado } 5)} = 10$, então:

$$\begin{aligned} LOLF &= \left(\frac{20}{100}\right) \times \lambda_4^{out} \times (0.25) + \left(\frac{20}{100}\right) \times \lambda_4^{out} \times (0.5) + \left(\frac{10}{100}\right) \times \lambda_5^{out} \times (0.5) \\ &= \left(\frac{5}{100}\right) \times \lambda_4^{out} + \left(\frac{10}{100}\right) \times \lambda_4^{out} + \left(\frac{5}{100}\right) \times \lambda_5^{out} \end{aligned} \quad (2.29)$$

2.5 - CONCLUSÕES

Este capítulo apresentou uma revisão dos métodos de avaliação da confiabilidade composta utilizando-se as representações por espaço de estados e cronológica. Foram revisados os métodos da enumeração, simulação Monte Carlo não-seqüencial, simulação Monte Carlo seqüencial, simulação Monte Carlo pseudo-seqüencial e simulação Monte Carlo pseudo-cronológica. Um novo processo de estimação para o índice LOLF denominado *transição de estado um passo à frente* também foi revisado.

A análise de adequação dos estados operativos do sistema constitui a maior contribuição no esforço computacional necessário para a avaliação da confiabilidade de sistemas compostos. Para o fornecimento de uma única observação na representação cronológica, a amostragem dos estados deve ser feita seqüencialmente no tempo, por meio de transições consecutivas, e deve ser cumprida durante um ano inteiro. Portanto, o número de estados analisados nos métodos baseados nesta representação é significativamente maior, que o número de estados analisados na representação a espaço de estados.

A utilização da simulação seqüencial permite a representação de características complexas do sistema, como por exemplo, a curva cronológica da carga, a manutenção programada e as políticas de operação. Porém, a simulação seqüencial pode ter sua aplicação na avaliação de confiabilidade composta inviabilizada devido ao alto custo computacional. No que se refere à avaliação da confiabilidade preventiva, a qual requer um elevado número de análises adicionais em relação à avaliação da confiabilidade tradicional, a representação cronológica pode se tornar proibitiva.

A simulação pseudo-seqüencial mantém a flexibilidade e precisão da simulação seqüencial. Entretanto, a velocidade de processamento não atinge a mesma eficiência da simulação não-seqüencial. Vale ressaltar, também, que a simulação

pseudo-seqüencial necessita do estabelecimento a priori do número ideal de séries sintéticas anuais.

A simulação pseudo-cronológica retém a eficiência da simulação não-seqüencial e a habilidade para representar curvas cronológicas de carga da simulação seqüencial. Por outro lado, a representação a espaço de estados impõe graves restrições ao problema, como a hipótese de coerência para a obtenção de índices de frequência e duração, a modelagem da carga (modelo de Markov com forte agregação dos estados) e a perda de informações cronológicas. Entretanto, estas restrições foram eliminadas com o desenvolvimento do *processo de transição de estado um passo à frente*.

No que se refere à avaliação da confiabilidade preventiva, a simulação pseudo-cronológica não apresenta vantagens em relação à simulação não-seqüencial, pois a reprodução dos processos de falha nada tem a ver com a qualidade dos índices obtidos para este tipo de análise.

Nos próximos capítulos, faz-se uma avaliação dos índices de confiabilidade preventiva de sistemas compostos. Para isso, utiliza-se a simulação Monte Carlo não-seqüencial em conjunto com o processo de transição de estado um passo à frente.

CAPÍTULO 3

CONFIABILIDADE PREVENTIVA: CONCEITOS BÁSICOS

3.1 - INTRODUÇÃO

A base teórica da análise da confiabilidade preventiva consiste na divisão dos estados operativos do sistema em três grupos: estados saudáveis, marginais e de falha. Para a identificação destes estados, o sistema é submetido a um critério determinístico.

O estudo da confiabilidade preventiva de sistema de geração supõe, como na confiabilidade convencional, que carga e geração estão localizadas em uma única barra. Desta forma, um critério determinístico muito utilizado é a perda da maior unidade geradora disponível no estado. Este critério é capaz de representar muito bem o grau de adequação do sistema, pois é o caso em que o sistema pode transitar para a pior condição de operação. Já no estudo de sistemas compostos, a identificação da pior condição que o sistema pode atingir torna-se bem mais complexa, devendo considerar uma lista de contingências, implicando em um número de análises adicionais extremamente elevado. Esta complexidade decorre da inclusão das restrições de transmissão no estudo.

Um sistema opera no estado saudável (S) quando todas as restrições de operação são respeitadas e o sistema continua a operar, sem violar as restrições de operação, quando é submetido a um critério determinístico, tal como a perda de uma unidade geradora ou de uma linha de transmissão. No estado marginal (M), o sistema não

viola restrições de operação, porém há necessidade de corte de carga quando é submetido ao critério especificado. Finalmente, quando a carga do sistema excede a capacidade disponível de geração e/ou uma ou mais restrições de operação são violadas, diz-se que o sistema se encontra em um estado de falha (F). As probabilidades $P(S)$, $P(M)$ e $P(F)$ são as probabilidades de se encontrar o sistema nos estados saudáveis, marginais e de falha, respectivamente. A probabilidade de ocorrência do estado de falha é a convencional LOLP.

Devido à semelhança entre os processos da avaliação da confiabilidade preventiva e da avaliação da confiabilidade convencional, rotinas destinadas à obtenção de índices de confiabilidade preventiva podem ser implementadas em algoritmos de confiabilidade convencional.

3.2 - CONFIABILIDADE PREVENTIVA UTILIZANDO SIMULAÇÃO MONTE CARLO NÃO-SEQÜENCIAL

Os modelos de Markov podem ser utilizados não apenas para reproduzir o processo de falha e reparo de equipamentos, mas também para representar o comportamento da carga. O processo de falha e reparo das unidades geradoras e dos equipamentos de transmissão é representado por meio de modelos de Markov a dois estados (Figura 2.1). Já a curva de carga é representada por meio de um modelo de Markov a multiestados (Figura 2.2).

Os estados dos equipamentos e o nível momentâneo da carga definem um estado x^k do sistema. Os índices de confiabilidade preventiva são obtidos a partir do valor esperado de funções testes que avaliam os estados do sistema, amostrados via sorteios não-sequenciais.

3.2.1 - Índices de Probabilidades

A função teste utilizada para avaliar $P(S)$ assume os seguintes valores:

$$F(x^k) = \begin{cases} 1 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado saudável} \\ 0 & ; \text{ em caso contrário} \end{cases} \quad (3.1)$$

Para o cálculo de $P(M)$, a função teste utilizada assume valores:

$$F(x^k) = \begin{cases} 1 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado marginal} \\ 0 & ; \text{ em caso contrário} \end{cases} \quad (3.2)$$

A equação (3.3) fornece a função teste para a probabilidade de encontrar o sistema operando em estados de falha, $P(F)$:

$$F(x^k) = \begin{cases} 1 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado de falha} \\ 0 & ; \text{ em caso contrário} \end{cases} \quad (3.3)$$

Pode-se notar que a função teste utilizada para o cálculo de $P(F)$, é a mesma usada para avaliar o índice LOLP na avaliação da confiabilidade tradicional (Equação 2.10).

3.2.2 - Índices de Frequências

Considere a Figura 3.1, onde Ω_S , Ω_M e Ω_F representam, respectivamente, o conjunto de todos os estados saudáveis, marginais e de falha. Ainda nesta figura, dado que $x^{marginal} \in \Omega_M$, $\Delta\lambda_{MS}$ corresponde ao somatório das taxas de transição entre o estado $x^{marginal}$ e todos os estados saudáveis que podem ser alcançados mediante uma transição. Já o termo $\Delta\lambda_{MF}$ representa o somatório das taxas de transição entre o estado $x^{marginal}$ e todos os estados de falha que podem ser alcançados mediante uma

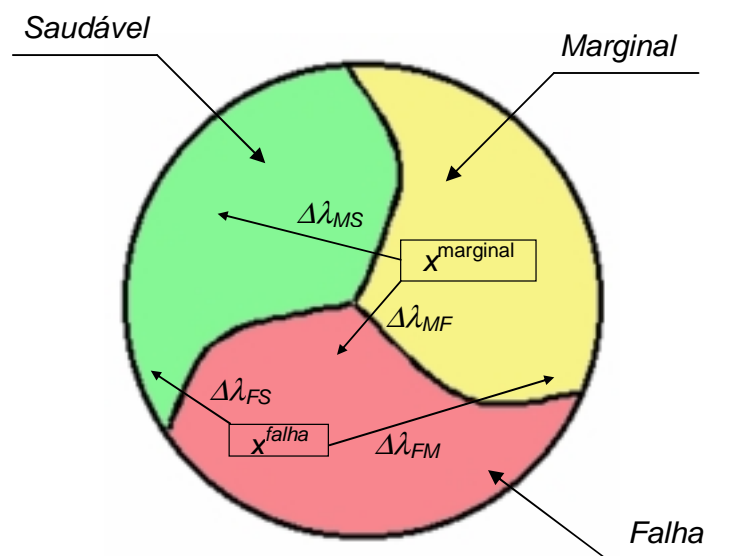


Figura 3.1 – Decomposição do Sistema em Estados Saudáveis, Marginais e de Falha

transição. Analogamente, dado que $x^{falha} \in \Omega_F$, $\Delta\lambda_{FS}$ corresponde ao somatório das taxas de transição entre o estado x^{falha} e todos os estados saudáveis que podem ser alcançados mediante uma transição. Já o termo $\Delta\lambda_{FM}$ representa o somatório das

taxas de transição entre o estado x^{falha} e todos os estados marginais que podem ser alcançados mediante uma transição.

A partir da Figura 3.1, a freqüência com que o sistema reside em cada um dos estados operativos pode ser avaliada a partir dos estados pertencentes a Ω_M e Ω_F . Então, a freqüência com a qual o sistema opera de modo saudável, $Freq(S)$, pode ser estimada através de uma função teste que assume os valores:

$$F(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado saudável} \\ \Delta\lambda_{MS} & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal} \\ \Delta\lambda_{FS} & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (3.4)$$

Finalmente, para o cálculo da freqüência com que o sistema opera em estados marginais, $Freq(M)$, a função teste utilizada deve assumir os valores:

$$F(x^k) = \begin{cases} \Delta\lambda_{MS} + \Delta\lambda_{MF} & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal} \\ 0 & ; \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (3.5)$$

Para o cálculo de $Freq(F)$, freqüência de residência do sistema em estados de falha, a função teste é a mesma utilizada para o cálculo do índice LOLF da simulação Monte Carlo não seqüencial na avaliação da confiabilidade convencional, apresentada pela equação (2.12). Por comodidade, esta função teste é repetida dentro do novo contexto a seguir:

$$F(x^k) = \begin{cases} \Delta\lambda_{FS} + \Delta\lambda_{FM} & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \\ 0 & ; \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (3.6)$$

O cálculo dos termos $\Delta\lambda_{MS}$, $\Delta\lambda_{MF}$, $\Delta\lambda_{FS}$ e $\Delta\lambda_{FM}$ é muito caro do ponto de vista computacional. Para cada estado sorteado, $x^{marginal}$ ou x^{falha} , de um sistema com n_c componentes, a princípio, seria necessário realizar um número de análises

adicionais superior a n_c . Somente para identificar os estados de falha vizinhos ao estado $x^{marginal}$ ou x^{falha} seriam necessárias n_c análises. Novas análises seriam, então, aplicadas aos demais estados vizinhos, i.e. que não são de falha, para distingui-los entre estados saudáveis e marginais.

A aplicação das funções testes propostas em sistemas de grande porte torna-se inviável, dado que o número de análises adicionais de desempenho é elevado e, conseqüentemente, o esforço computacional envolvido. A partir destes aspectos negativos, vislumbrou-se o desenvolvimento de uma metodologia que faz uso de uma pequena variação do processo de transição de estado um passo à frente [ML02] no cálculo das freqüências dos estados saudáveis, marginais e de falha.

3.2.3 - Índices de Freqüências Utilizando o Processo de Transição de Estado um Passo à Frente

Utilizando a metodologia do processo de transição de estado um passo à frente, as freqüências Freq(S), Freq(M) e Freq(F) podem também ser calculadas por meio de amostragens de um estado x^m a partir do estado x^k (marginal ou de falha). Neste caso a nova função teste usada para estimar a freqüência de estados saudáveis, Freq(S), deverá assumir os seguintes valores:

$$F(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado saudável} \\ \lambda_k^{out} & ; \text{ se } x^k \text{ é estado marginal e } x^m \text{ é estado saudável} \\ 0 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado marginal e } x^m \text{ não é estado saudável} \\ \lambda_k^{out} & ; \text{ se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ é estado saudável} \\ 0 & ; \text{ se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ não é estado saudável} \end{cases} \quad (3.7)$$

A freqüência com qual o sistema opera em estados marginais, Freq(M), é dada por:

$$F(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado saudável} \\ \lambda_k^{out} & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal e } x^m \text{ não é estado marginal} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal e } x^m \text{ é estado marginal} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (3.8)$$

Para estimar a frequência com a qual o sistema opera em estados de falha, $\text{Freq}(F)$, a função teste utilizada é a apresentada na equação (2.22), substituindo-se os estados de sucesso por estados saudáveis ou marginais, conforme a seguir:

$$F(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado saudável} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal} \\ \lambda_k^{out} & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ não é estado de falha} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha e } x^m \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (3.9)$$

onde λ_k^{out} é o somatório das taxas de transição do estado x^k para todos os estados diretamente ligados a ele, e x^m é um estado qualquer, encontrado a partir de x^k por meio de uma simples transição.

Este novo método simula somente uma das possíveis transições partindo de um estado (marginal ou de falha) x^k , de modo a selecionar um estado vizinho x^m . Este estado x^m é selecionado a partir de uma função distribuição de probabilidade relacionada com as possíveis transições de partida do estado amostral x^k . Esta função distribuição de probabilidade é construída com base na equação (2.25).

Pode-se observar que este método dispensa a necessidade de se examinar todos os estados vizinhos a x^k , sendo preciso simular apenas uma única transição. Isto implica em uma redução significativa no número de análises adicionais de desempenho e, conseqüentemente, um esforço computacional menor. Sendo assim, este método agrega à simulação não-sequencial características que a tornam mais indicada à análise da confiabilidade preventiva em sistemas de grande porte.

3.2.4 - Índices de Durações

As durações médias de residência do sistema em estados saudáveis, marginais e de falha, expressas em horas, são dadas respectivamente por:

$$Dur(S) = \frac{P(S)}{Freq(S)} \times T \quad (3.10)$$

$$Dur(M) = \frac{P(M)}{Freq(M)} \times T \quad (3.11)$$

$$Dur(F) = \frac{P(F)}{Freq(F)} \times T \quad (3.12)$$

onde T é o período de análise, dado em horas.

Pode-se concluir que $Dur(F)$ é igual ao índice LOLD.

3.2.5 - Índices de Energia e Custo

A função teste utilizada para estimar o índice EENS depende somente da função distribuição de probabilidade associada aos estados do sistema x^k , a qual por sua vez depende das distribuições de probabilidade para geradores, equipamentos de transmissão e carga.

Portanto, se a carga está representada pelo modelo de Markov não-agregado com múltiplos níveis, a simulação não-sequencial pode fornecer estimativas não tendenciosas para o índice EENS, sem que haja acréscimos no esforço computacional, quando as chamadas cargas variantes no tempo são consideradas.

A função teste utilizada para estimar o índice EENS é dada por:

$$F(x^k) = \begin{cases} 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado saudável} \\ 0 & ; \text{se } x^k \text{ é estado marginal} \\ \Delta P_k \times T & ; \text{se } x^k \text{ é estado de falha} \end{cases} \quad (3.13)$$

onde ΔP_k é o corte de carga no estado x^k e T é o período de análise.

Visando estimar o índice LOLC (*loss of load cost* – custo de perda de carga) utilizando a simulação não-seqüencial, um dos métodos propostos e discutidos por [MLM99b] pode ser adotado. Como exemplo, índice LOLC de cada barra é aproximado pela seguinte expressão:

$$LOLC_{BUS} = EENS_{BUS} \times UC(LOLD_{BUS}) \quad (3.14)$$

onde $EENS_{BUS}$ e $LOLD_{BUS}$ são, respectivamente, os índices de energia esperada não suprida e de duração da perda de carga para cada barra do sistema, e UC é a função custo de interrupção. O índice LOLC para o sistema é igual à soma de todos os índices $LOLC_{BUS}$.

3.3 - LISTA DE CONTINGÊNCIAS

A confiabilidade preventiva é caracterizada pela inclusão de critérios determinísticos em metodologias probabilísticas. A escolha ou determinação do critério determinístico a ser utilizado na avaliação da confiabilidade preventiva depende muito do sistema em estudo. Um critério determinístico muito utilizado por operadores e planejadores de sistemas de potência é o critério “N-1”. Porém, a utilização deste critério em sistemas de grande porte torna-se inviável ou proibitiva, dado que seriam necessárias tantas análises adicionais de adequação de estados quanto o número de equipamentos do sistema.

Em sistemas compostos, utiliza-se como critério determinístico os prováveis eventos de saídas de equipamentos, referidos aqui como uma lista de contingências. As contingências de saída que ocorrem freqüentemente e que têm um impacto severo no desempenho do sistema devem ser selecionadas e testadas, visando à obtenção de uma análise de confiabilidade preventiva mais completa. De fato, a seleção da lista de contingências é dependente não apenas do tamanho do sistema, mas também de outros fatores tal como: as probabilidades associadas, as freqüências de ocorrência e a severidade dos eventos de saída.

Por outro lado, para manter ou adquirir uma eficiência computacional nos algoritmos utilizados na avaliação da confiabilidade preventiva, é necessário que a lista de contingências tenha o menor número possível de equipamentos. Portanto, a elaboração da lista de contingências é de extrema importância na avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas compostos.

Um dos principais objetivos da metodologia proposta é alertar o operador quando o sistema caminha para um ponto de operação pertencente ao grupo de estados marginais. Desta forma, o operador tem em mãos uma ferramenta a mais para a tomada de decisões. Visto isso, busca-se dar um alerta ao operador sempre que o sistema opera em um estado marginal.

Tendo em mente estas considerações, uma lista de contingências bem elaborada, ou “boa”, é aquela na qual a possibilidade do sistema operar em um estado de falha, sem o operador ser previamente alertado, é minimizada. A frequência de transição dos estados de falha para os estados saudáveis, a qual pode ser obtida a partir de $\Delta\lambda_{FS}$ na Figura 3.1, permite determinar se uma lista de contingências é ou não uma lista boa. A transição de um estado saudável para um estado de falha se dá pela mudança de estado de um único elemento j do sistema (do estado a para o estado b). O mesmo é válido para o sentido inverso, onde a única diferença está na mudança do estado b do elemento j para o estado a . Logo, este elemento j não pertence à lista de contingências e a frequência de transição do estado a para o estado b contribui na frequência de transição dos estados saudáveis para os de falha, que é indesejável no estudo em questão. Ao incluirmos este elemento j na lista de contingências, a parcela $\Delta\lambda_{FS}$ diminui, portanto, esta nova lista de contingências fica mais bem elaborada que a antiga.

Por meio da utilização de uma lista boa, a frequência de estados saudáveis pode ser estimada apenas pela parcela $\Delta\lambda_{MS}$ na Figura 3.1. Desta forma, todos os índices de frequência, e conseqüentemente os índices de duração, podem ser obtidos a partir dos estados marginais. Além do mais, o número de análises adicionais decresce, tornando o esforço computacional requerido significativamente menor.

Um sistema onde existe a possibilidade de variações bruscas da carga, pode estar operando em um estado saudável, mas quando a carga transitar para o próximo ponto na curva de carga, o sistema pode transitar para um estado de falha. Portanto, esta transição da carga contribuirá com a frequência de transição de estados saudáveis para estados de falha. Logo, a lista de contingências fica ainda melhor elaborada, se o próximo ponto de carga for considerado como um evento provável e que causa impacto significativo no desempenho do sistema.

Com a elaboração da lista de contingências, um estado x^k que não pertence ao grupo de estados de falha é classificado como marginal, se pelo menos um evento de saída pertencente à lista levar o sistema a residir em um estado de falha.

3.4 - ALGORITMO DA SIMULAÇÃO NÃO-SEQÜENCIAL

O algoritmo proposto é implementado através dos seguintes passos:

- a) amostre um estado $x^k \in X$, baseado em sua distribuição de probabilidade $P(x^k)$;
- b) analise o desempenho do estado amostrado x^k por meio de estudos de fluxo de potência. Se necessário, acione medidas corretivas tais como redespacho de geração, corte de carga, etc. Se x^k é um estado de falha, estime $P(F)$, EPNS, Freq(S) e Freq(F) e vá para o passo *d*; em caso contrário, prossiga para o passo *c*;
- c) Submeta o estado x^k à lista de contingências, se x^k é estado saudável estime $P(S)$; se não, estime $P(M)$, Freq(S) e Freq(M);
- d) avalie o coeficiente de variação β . Se a convergência desejada não é obtida, retorne ao passo *a*; em caso contrário, pare após avaliar os índices Dur(S), Dur(M) e Dur(F).

3.5 - CONCLUSÕES

Neste capítulo, os conceitos básicos utilizados na avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas compostos foram apresentados. A hipótese de coerência para a obtenção de índices de frequência e duração, a modelagem da carga (modelo de Markov com forte agregação dos estados) e a perda de informações cronológicas são algumas das restrições impostas na aplicação da representação por espaço de estados na avaliação da confiabilidade preventiva. Tais restrições foram recentemente eliminadas por meio da utilização de um novo modelo de Markov para a representação da carga, sem nenhuma agregação entre os pontos horários da curva, e de um novo processo de estimação de índices de frequência e duração [ML02]. A partir destas novas técnicas e do estabelecimento de novas funções testes, ficou observado que a simulação Monte Carlo não-sequencial é capaz de fornecer, de forma precisa e eficiente, os índices de confiabilidade preventiva.

O critério determinístico utilizado na avaliação da confiabilidade preventiva tem impacto muito significativo nos resultados dos índices, no esforço computacional exigido e na eficiência do método proposto. Como exemplo, em sistemas compostos, um aumento no número de componentes pertencentes à lista de contingências aumenta o número de análises adicionais de adequação de estados e, conseqüentemente, o esforço computacional. Por outro lado, a determinação de uma lista com poucos componentes, ou com componentes que não causam impacto significativo no desempenho do sistema, pode produzir resultados que não conseguem atingir o objetivo da aplicação do método.

Por meio da utilização da metodologia proposta, pode-se fornecer subsídios para a definição de critérios determinísticos baseados em simulação probabilística. Pode-se identificar, ainda, elementos que pertencem à lista de contingências que não ajudam no processo de classificação, para estados que não são de falha, em estados saudáveis ou marginais.

No próximo capítulo, os conceitos de confiabilidade preventiva apresentados são aplicados no sistema *RTS - IEEE*. Com a obtenção dos índices de confiabilidade preventiva, torna-se possível a determinação de uma política de operação preventiva e, conseqüentemente, um sistema mais confiável.

CAPÍTULO 4

CONFIABILIDADE PREVENTIVA: RESULTADOS

4.1 - INTRODUÇÃO

No Capítulo 3, estudou-se o problema de análise preventiva de sistemas. Neste novo contexto, foi mencionado que um sistema pode residir em três grupos de estados operativos: saudáveis, marginais e de falha.

Neste capítulo, a aplicação da simulação não seqüencial na avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas elétricos de potência é ilustrada utilizando o sistema IEEE-RTS – *Reliability Test System*. Os dados referentes a este sistema estão no apêndice A. Um fluxo de potência DC [M83] e um algoritmo de medidas corretivas, baseadas em programação linear, cujo objetivo é minimizar o corte de carga, são utilizados para analisar o desempenho de cada estado do sistema. Todas as simulações são realizadas em um processador Pentium 1700 Mhz.

4.2 - POLÍTICA DE CORTE DE CARGA UTILIZADA NOS TESTES REALIZADOS

A política de corte de carga é a regra segundo a qual se determina em que locais deve-se cortar carga. O corte de carga torna-se necessário quando há a ocorrência de estados com insuficiência de geração e/ou com sobrecargas em elementos de transmissão que não podem ser eliminadas por ajustes no sistema.

Nos casos com sobrecarga, a definição das barras que serão afetadas é mais rígida, pois o corte de carga deve ser feito localmente. Já para os casos de estados com insuficiência de geração, precisa-se cortar um montante de carga igual à diferença entre a demanda e a capacidade de geração disponível. Em princípio, existem muitas possibilidades de se cortar carga em diversas barras, de modo que o montante global cortado seja aquele necessitado pelo caso em questão. Para se definir os locais de corte, deve-se fornecer ao algoritmo de otimização uma política de corte de carga.

Para o caso específico desta dissertação, utiliza-se a política de corte mínimo de carga, onde todas as barras têm penalidades de interrupção iguais. Portanto, não se fornece ao algoritmo de otimização uma ordenação das barras para fins de corte. Em situações de insuficiência de geração, os cortes podem ser feitos em quaisquer barras sem se obedecer a qualquer ordem de prioridades. A minimização dos cortes de carga é utilizada como função objetivo do seguinte problema de otimização [M94]:

$$z = \text{Min} \sum_{j=1}^n r_j \quad (4.1)$$

Sujeito a:

$$B\theta + g + r = d$$

$$g \leq g_{max}$$

$$g \geq g_{min}$$

$$|f_i| \leq f_{i,max}$$

$$r \leq d$$

Onde:

- r_j - corte de carga na barra i ;
- n - número total de barras do sistema;
- B - matriz de susceptância de barra, equivalente à matriz de admitância de barra para um sistema sem perdas;
- θ - vetor dos ângulos das barras;
- g - vetor de geração por barra;
- r - vetor de corte de carga;
- d - vetor de demanda por barra;
- g_{max} - vetor de máxima capacidade de geração por barra;
- g_{min} - vetor de mínima capacidade de geração por barra;
- f - vetor dos fluxos nos circuitos;
- f_{max} - vetor de máxima capacidade de fluxo por circuito.

O algoritmo de solução adotado é basicamente o Dual-Simplex, modificado para explorar as características de esparsidade das equações da rede elétrica [SM79].

Outras políticas de corte de carga podem ser utilizadas na avaliação da confiabilidade preventiva. Sabe-se que diferentes políticas podem influenciar fortemente os índices de confiabilidade por barra. No entanto, grande parte dos índices globais para o sistema tende a não depender da política de corte de carga adotada.

4.3 - APLICAÇÕES: GERAÇÃO

Nesta seção é ilustrada a aplicação da metodologia proposta para o sistema IEEE-RTS (*Reliability Test System*) [APM79], onde é considerada apenas a análise de geração. A Figura 4.1 apresenta o diagrama deste sistema, o qual possui 32

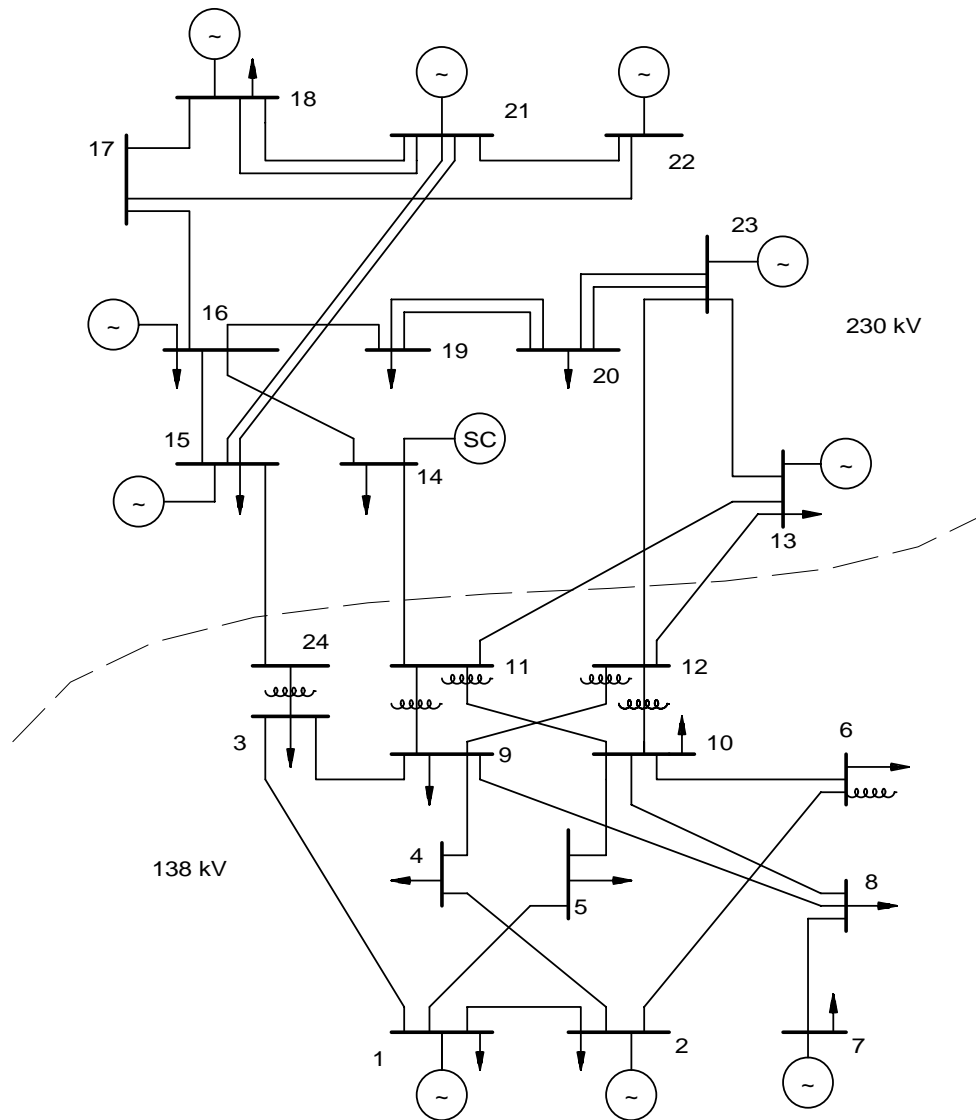


Figura 4.1 – Diagrama do Sistema IEEE-RTS

unidades geradoras distribuídas entre 14 usinas, perfazendo um total de 3405 MW de potência instalada. O valor de pico anual da carga total do sistema atinge 2850 MW. A partir da curva anual de carga do sistema foi produzido um modelo de Markov sem qualquer agregação entre seus estados, o qual é utilizado pela simulação não-seqüencial. No teste realizado, foi adotado como critério de parada a obtenção de um coeficiente de incerteza (β) igual a 5% para os índices LOLF e Freq(S), sendo o primeiro utilizado na avaliação da confiabilidade convencional e o segundo na avaliação da confiabilidade preventiva. Para a avaliação preventiva, utiliza-se a perda da maior unidade geradora disponível no estado simulado como critério determinístico.

A Tabela 4.1 apresenta os índices de confiabilidade convencional EPNS (*expected power not supplied* – potência não suprida esperada), EENS (*expected energy not supplied* – energia não suprida esperada), LOLP (*loss of load probability* – probabilidade de perda de carga), LOLE (*loss of load expectation* – perda de carga esperada), LOLF (*loss of load frequency* – frequência de perda de carga) e LOLD (*loss of load duration* – duração da perda de carga), estimados através da simulação Monte Carlo não-seqüencial. À direita dos índices, entre parênteses, são apresentados os respectivos coeficientes de incerteza relativa (β).

Tabela 4.1 – Índices de Confiabilidade Convencional

ÍNDICES	METODOLOGIA PROPOSTA
LOLP	0,0011 (2,41%)
LOLE (h/ano)	9,331 (2,41%)
EPNS (MW)	0,1303 (3,29%)
EENS (GWh/ano)	1,1382 (3,29%)
LOLF (oc./ano)	2,379 (4,99%)
LOLD (h)	3,9228 (1,84%)

A probabilidade de perda de carga neste sistema, LOLP, é 0,11%. O corte de carga médio é 0,13 MW. Para atender ao coeficiente de incerteza especificado em 5% para a LOLF, foram sorteados, aproximadamente, $1,6 \times 10^6$ estados, sendo 1.714 dos quais destinados ao processo de transição de estado um passo à frente para a estimativa do índice LOLF. O tempo de processamento apresentado pela simulação não-seqüencial foi de 56 minutos.

Na Tabela 4.2 são apresentados os índices de confiabilidade preventiva P(S) (probabilidade de ocorrência de estados saudáveis), P(M) (probabilidade de ocorrência de estados marginais), P(F) (probabilidade de ocorrência de estados de falha), Freq(S) (frequência de estados saudáveis), Freq(M) (frequência de estados marginais), Dur(S) (duração média de estados saudáveis) e Dur(M) (duração média de estados marginais) estimados através da simulação não-seqüencial utilizando a metodologia proposta e são apresentados, também, os índices P(S), P(M), P(F), Freq(M), Dur(S) e Dur(M) estimados por meio de simulação seqüencial proposta pela referência [BK99b].

Tabela 4.2 – Índices de Confiabilidade Preventiva

ÍNDICES	METODOLOGIA PROPOSTA	REFERÊNCIA [BK99b]
P(S)	0,9865 (0,03%)	0,9867
P(M)	0,0124 (2,05%)	0,0123
P(F)	0,0011 (6,98%)	0,0010
Freq(S) (oc./ano)	19,84 (5,00%)	<i>não publicado</i>
Freq(M) (oc./ano)	21,88 (4,76%)	22,29
Dur(S) (h)	434,50 (4,96%)	401,63
Dur(M) (h)	4,94 (2,18%)	4,81

O sistema opera 98,65% em estados saudáveis, 1,24% em estados marginais e o restante, aproximadamente 0,11%, em estados de falha. A frequência de encontros dos estados marginais é de 21,88 ocorrências por ano, representando, em média 2 ocorrências por mês. Ao operar em um estado marginal, o sistema gasta em torno

de 5 horas para sair deste estado. Este é o intervalo médio de tempo que o operador tem para tentar alterar a trajetória do sistema, objetivando o seu retorno para um estado saudável. O tempo médio de residência do sistema em estados saudáveis é de 435 horas, sendo que estes estados ocorrem em média 19,84 vezes por ano. Para atingir a convergência de 5% do índice Freq(S), foram analisados aproximadamente $4,1 \times 10^5$ estados. Cerca de 52,4% deste total representam as análises adicionais (lista de contingências) necessárias para a classificação, dos estados que não são de falha, entre estados saudáveis e marginais. Por outro lado, as análises adicionais (processo de transição de estado um passo à frente) utilizadas na avaliação dos índices Freq(S) e Freq(M) correspondem a 1,3% do total de análises.

Na Tabela 4.2, uma comparação entre os resultados da metodologia proposta e os resultados da referência [BK99b] pode ser efetuada. Verifica-se que, mesmo utilizando uma metodologia baseada em simulação não-sequencial, é possível obter os mesmos resultados que uma metodologia baseada em simulação cronológica. Dessa forma, conclui-se que os resultados da simulação realizada comprovam a eficácia das funções testes propostas no capítulo anterior quando aplicadas aos índices de confiabilidade preventiva de sistema de geração.

Os resultados obtidos neste teste viabilizam a aplicação da simulação Monte Carlo não-sequencial para avaliar a confiabilidade preventiva de sistemas compostos de geração e transmissão, que será apresentada na seção a seguir.

4.4 - APLICAÇÕES: GERAÇÃO E TRANSMISSÃO

Nesta seção são feitas aplicações numéricas da metodologia proposta para a avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas compostos utilizando o IEEE-RTS. Cada aplicação será referida como um caso e suas características estão apresentadas na Tabela 4.3.

Tabela 4.3 – Sumário dos Casos Analisados

CASO	SISTEMA	CURVA DE CARGA
1	IEEE-MRTS	Semana Pico
2	IEEE-MRTS	Curva Original
3	IEEE-RTS	Curva Original

O sistema MRTS deriva de modificações impostas ao sistema IEEE-RTS, com o objetivo de *estressar* a rede de transmissão. Para tal, são duplicadas em cada barra do sistema a capacidade de geração e a carga. A nova capacidade de geração atinge 6810 MW e o pico de carga fica igual a 5700 MW.

A terceira coluna da Tabela 4.3 contém as curvas de cargas utilizadas nas aplicações realizadas. A curva referente à “semana pico”, dada pela Figura 4.2,

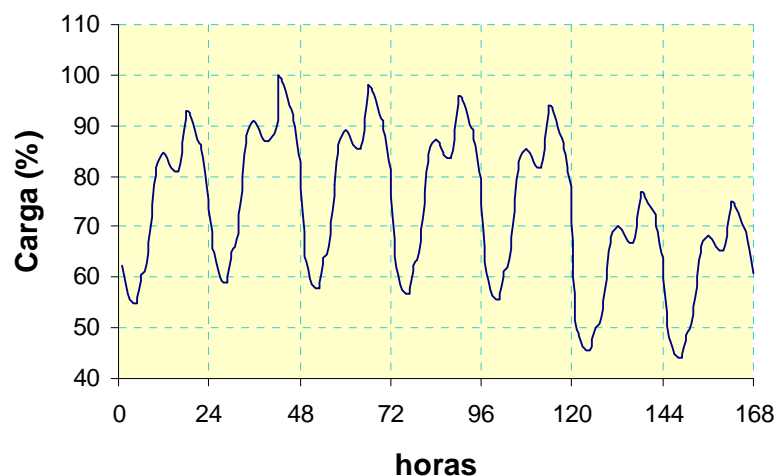


Figura 4.2 - Curva Cronológica da Carga – Semana Pico

estabelece para todas as barras de carga do sistema 52 repetições da semana pico (semana 51 da curva original). Neste caso, todas as barras de carga têm o mesmo padrão de variação, porém, com o modelo de carga adotado, é possível adotar curvas de carga diferentes por área, por barra ou até mesmo classes de consumidores.

Para cada caso são avaliados os índices de confiabilidade preventiva, onde uma lista inicial de contingências¹, apresentada na Tabela 4.4 e denominada por Lista

Tabela 4.4 – Lista² de Contingências A

LISTA A	
Estações geradoras	Circuitos
E.G. 1	Circ. 3 - 24
E.G. 2	Circ. 9 - 11
E.G. 3	Circ. 9 - 12
E.G. 4	Circ. 10 - 11
E.G. 5	Circ. 10 - 12
E.G. 6	Circ. 13 - 11
E.G. 7	Circ. 13 - 12
E.G. 8	Circ. 14 - 11
E.G. 9	Circ. 14 - 16
E.G. 10	Circ. 15 - 24
E.G. 11	Circ. 23 - 12
E.G. 12	Ponto de carga k+1
E.G. 13	
E.G. 14	

¹ Esta lista pode ser extraída a partir da experiência operativa do sistema, onde alguns elementos críticos são conhecidos.

² Lê-se os termos “circuito a – b” ou “circ. a – b” como circuito da barra “a” para a barra “b” e “E. G. c” como estação geradora “c”.

A, é considerada como o critério determinístico especificado. Além dos elementos de geração e transmissão apresentados na Tabela 4.4, o próximo ponto na curva de carga é, também, componente da Lista A. A exposição das contingências é realizada por duas formas distintas: eqüitativa e ordenada. A primeira forma de exposição é especificada por meio de seqüências aleatórias das contingências, cuja ordem é sorteada com base na distribuição uniforme. Já a segunda forma de exposição utiliza uma seqüência fixa das contingências, a qual é determinada obedecendo a uma ordem de prioridade.

Os resultados da avaliação de confiabilidade preventiva de cada caso estão apresentados a seguir.

4.4.1 - Resultados – Caso 1

Neste caso, o sistema utilizado é o MRTS com curva de carga referente à semana pico. Os resultados obtidos para os índices de confiabilidade convencional são apresentados pela Tabela 4.5.

Tabela 4.5 – Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 1

ÍNDICES	SIMULAÇÃO NÃO-SEQÜENCIAL
LOLP	0,0498 (3,71%)
LOLE (h/ano)	435,288 (3,71%)
EPNS (MW)	7,7784 (3,98%)
EENS (GWh/ano)	67,9522 (3,98%)
LOLF (oc./ano)	103,304 (5,00%)
LOLD (h)	4,2137 (0,37%)

Foram necessários 8,08 minutos para esta simulação, sendo analisados 37.904 estados, dos quais 1.799 são estados adicionais utilizados para estimar o índice LOLF.

Os estados de falha ocorrem, em média, uma vez a cada 3 dias e suas durações são de aproximadamente de 4 horas. A energia que o sistema deixa de suprir fica em torno de 68 GWh/ano. Este sistema pode ser considerado “pouco confiável” cuja operação seria, hipoteticamente, classificada como “estressante”. A análise preventiva é uma maneira de se indicar o grau de dificuldade na operação do sistema. A partir disso, a Tabela 4.6 apresenta os resultados obtidos para os índices de confiabilidade preventiva utilizando a Lista A como critério.

Tabela 4.6 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 1 – Lista A

ÍNDICES	LISTA A
P(S)	0,5874 (0,77%)
P(M)	0,3617 (1,22%)
P(F)	0,0509 (3,93%)
Freq(S) (oc./ano)	302,15 (4,99%)
Freq(M) (oc./ano)	394,15 (4,36%)
Dur(S) (h)	16,98 (4,07%)
Dur(M) (h)	8,02 (2,86%)

Como foi mencionada, a confiabilidade deste sistema está comprometida. Em consequência disto, existe a possibilidade de sua operação possuir um grau de dificuldade elevado. Esse fato pode ser verificado por meio de uma análise dos resultados obtidos para os índices de confiabilidade preventiva. Como exemplo, o sistema reside 59% em estados saudáveis, 36% em estados marginais e 5% em estados de falha.

A frequência de estados marginais é de 394 ocorrências por ano, que representa em média uma ocorrência por dia. Quando ocorre a transição para um estado marginal, o sistema permanece neste estado em torno de 8 horas. Pode-se concluir que o sistema possui um baixo grau de adequação, pois sua operação fica “próxima” da fronteira sucesso/falha grande parte do tempo. Em consequência da elevada frequência de encontro de estados marginais e do baixo grau de adequação, a

duração média da residência em estados saudáveis, assim como a sua probabilidade, ficaram reduzidas a 17 horas e a 59%, respectivamente.

Um sistema para o qual o operador é alertado todos os dias e que, em média, esse alerta dura 8 horas, teria uma operação muito “estressante”. Além disso, essas 8 horas de alerta, provavelmente devem acontecer em períodos de pico diário da carga. Neste intervalo de tempo, os elementos do sistema estão operando próximos às suas capacidades máximas, o que limita o número de alternativas de decisão, para tentar levar o sistema a residir em estados saudáveis, mudando, preventivamente, a sua trajetória.

A frequência de transição dos estados de falha para estados saudáveis (parcela relativa a $\Delta\lambda_{FS}$ na Figura 3.1), ficou em torno de 1,32 ocorrências por ano. Deste total, a carga contribuiu com 79% (1,04 oc./ano) e o circuito 2 – 6 contribuiu com 21% (0,28 oc./ano). As contribuições da carga aconteceram devido a uma redução da mesma, provocando a transição de um estado de falha para um estado saudável.

A frequência de transição de estados de falha para estados saudáveis, produzida por variação da carga, não deve ser utilizada como um indicativo da frequência inversa (i.e. de estados saudáveis para estados de falha). Neste caso, o estado de falha é um estado pelo qual o sistema já passou. Portanto, o estado da carga em questão é um estado do passado. Para o cálculo da frequência de transição de estados saudáveis para estados de falha vale a carga futura. Já no caso do circuito 2 – 6, a contribuição é resultante do reparo do mesmo. Dessa forma, pode-se concluir que existem estados saudáveis que transitam para estados de falha por meio da remoção do circuito 2 – 6. Talvez fosse interessante acrescentar este elemento na lista de contingências, mas para o critério adotado nesta dissertação, a parcela $\Delta\lambda_{FS}$ é muito pequena e pode ser desprezada.

O tempo de simulação necessário para atingir o coeficiente de incerteza de 5% para Freq(S) foi de 55,05 minutos, onde foram analisados aproximadamente $2,42 \times 10^5$ estados (incluindo $2,26 \times 10^5$ análises adicionais para distinguir estados

saudáveis de estados marginais). Pode-se perceber que o número de análises adicionais constitui a maior parcela (93%) do total de análises. O aumento do número de análises adicionais em relação ao teste da seção 4.3 (sistemas de geração) é resultante da adoção de uma lista muito extensa. Enquanto que, na avaliação da capacidade de geração o critério era a perda da maior unidade geradora disponível (1 elemento), na avaliação composta este critério é uma lista com 26 elementos.

A Tabela 4.7 apresenta as contribuições no índice $P(M)$ de cada elemento da Lista A. O valor à direita do número de contribuições corresponde ao percentual de cada elemento em $P(M)$. Pelo fato de expor todas as contingências de forma equiprovável, elementos que provocam impactos menores em $P(M)$ podem ser analisados antes daqueles que causam impactos maiores. Este procedimento tende a aumentar o número de análises adicionais necessárias para a distinção entre estados saudáveis e marginais. Com o objetivo de verificar a redução do número de análises adicionais, é executado um novo teste para o mesmo sistema, porém as contingências estão ordenadas em uma seqüência fixa que começa da que mais contribuiu para a que menos contribuiu em $P(M)$. Logo, de acordo com a Tabela 4.7, a primeira contingência a ser testada é a do circuito 15 – 24 e a última a do circuito 14 – 11.

Pela ordenação das contribuições de cada contingência em $P(M)$, apresentada na Tabela 4.7, pode-se perceber que a rede de transmissão é mais deficiente do que a capacidade de geração. Como as modificações impostas ao sistema MRTS visaram o estressamento da rede transmissão, a presença deste fato era prevista.

Os resultados obtidos para os índices de confiabilidade preventiva utilizando a Lista A, ordenada conforme a Tabela 4.7, são idênticos aos resultados obtidos para a Lista A não-ordenada (seqüência aleatória). O fato relevante é em relação à redução número de análises adicionais quando se utiliza uma lista ordenada.

Tabela 4.7 – Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 1

ELEMENTOS		CONTRIBUIÇÕES EM P(M)		CONTRIBUIÇÕES ACUMULADAS
Circ.	15 - 24	638	(14,83%)	14,83%
Circ.	3 - 24	558	(12,97%)	27,81%
Circ.	10 - 11	523	(12,16%)	39,97%
Circ.	14 - 16	507	(11,79%)	51,76%
Circ.	13 - 11	496	(11,53%)	63,29%
Circ.	10 - 12	452	(10,51%)	73,80%
E.G.	4	187	(4,35%)	78,14%
E.G.	2	137	(3,19%)	81,33%
E.G.	6	129	(3,00%)	84,33%
E.G.	14	127	(2,95%)	87,28%
Circ.	9 - 12	89	(2,07%)	89,35%
E.G.	10	83	(1,93%)	91,28%
E.G.	11	77	(1,79%)	93,07%
Circ.	23 - 12	62	(1,44%)	94,51%
E.G.	5	52	(1,21%)	95,72%
Circ.	13 - 12	40	(0,93%)	96,65%
E.G.	13	35	(0,81%)	97,47%
E.G.	9	27	(0,63%)	98,09%
Circ.	9 - 11	20	(0,47%)	98,56%
E.G.	1	18	(0,42%)	98,98%
E.G.	3	16	(0,37%)	99,35%
E.G.	8	15	(0,35%)	99,70%
	Carga	9	(0,21%)	99,91%
E.G.	7	2	(0,05%)	99,95%
E.G.	12	1	(0,02%)	99,98%
Circ.	14 - 11	1	(0,02%)	100,00%

O número de análises adicionais para a Lista A ordenada reduziu 5% em relação à Lista A não-ordenada. Para o caso em questão, a redução das análises adicionais não foi a esperada. A ocorrência de uma pequena redução pode ser causada pela presença de contingências que estão no mesmo nível de criticidade, resultando numa irrelevância da ordem de criticidade das mesmas. Pode ser verificado na Tabela 4.7 que, as seis contingências que mais contribuíram (circuitos: 15 – 24, 3 – 24, 10 – 11, 14 – 16, 13 – 11 e 10 – 12) estão no mesmo nível (de 10% até 15%). Além deste fato, para os estados que são saudáveis (aproximadamente 60% do total), todas as contingências são testadas, tanto na lista ordenada quanto na não-ordenada. Portanto, a ordem das contingências não muda o número de análises adicionais nestes estados.

Outra forma de reduzir o número de análises adicionais é utilizar os primeiros n elementos da Lista A ordenada que acumulam um percentual especificado das contribuições em $P(M)$. A título de exemplificação, mais um teste para este sistema é realizado. Neste teste, o critério especificado será uma Lista B1 contendo os primeiros 15 elementos da Tabela 4.7, os quais acumulam 95% das contribuições em $P(M)$.

Tabela 4.8 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 1 – Lista B1

ÍNDICES	LISTA B1
P(S)	0,5858 (0,75%)
P(M)	0,3630 (1,18%)
P(F)	0,0512 (3,82%)
Freq(S) (oc./ano)	282,99 (4,99%)
Freq(M) (oc./ano)	373,56 (4,34%)
Dur(S) (h)	18,08 (4,10%)
Dur(M) (h)	8,49 (2,89%)

Os resultados para a Lista B1 estão apresentados na Tabela 4.8. Neste teste, foram realizadas aproximadamente $1,62 \times 10^5$ análises, sendo $1,45 \times 10^5$ (90%) o número

de análises adicionais necessários para estimar $P(S)$ e $P(M)$. Verifica-se que a redução de análises adicionais ficou em torno de 35%, ficando proporcional ao percentual de redução dos elementos da lista (42%). O tempo de CPU necessário na simulação foi de 37 minutos, reduzindo em 32% do tempo gasto pela simulação que utilizou a Lista A não-ordenada.

Pode-se verificar que os índices de probabilidade variaram muito pouco e se mantiveram dentro da margem do coeficiente de incerteza relativa. Porém, a diferença entre os índices de frequência e duração ficou em torno de 5,5%. No entanto, este fato era esperado, pois agora, a lista utilizada possui um número menor de contingências. Então, a ocorrência das transições dos elementos da lista (falha ou reparo) que causam a saída do sistema de estados marginais é reduzida. Além disso, os índices de probabilidades então muito bem convergidos, aproximadamente 0,7% e 1,2% para $P(S)$ e $P(M)$ respectivamente, o que não acontece para os índices de frequência.

4.4.2 - Resultados – Caso 2

Neste caso, o sistema utilizado é o MRTS com curva de carga original. A Lista A é utilizada também como critério determinístico para a avaliação preventiva. Os resultados obtidos para os índices de confiabilidade convencionais são apresentados pela Tabela 4.9.

A probabilidade de se cortar carga para este caso é de 0,5%, sendo o corte médio de carga igual a 0,7MW. A frequência de encontros dos estado de falha ficou igual a 10 vezes por ano.

O tempo de processamento desta simulação foi de 57,69 minutos, que é 7 vezes maior que o gasto para o Caso 1. Este aumento é resultante da análise de um número bem maior de estados ($3,6 \times 10^5$).

Tabela 4.9 – Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 2

ÍNDICES	SIMULAÇÃO NÃO-SEQÜENCIAL
LOLP	0,0051 (3,71%)
LOLE (h/ano)	44,554 (3,71%)
EPNS (MW)	0,7170 (3,98%)
EENS (GWh/ano)	90,7845 (3,98%)
LOLF (oc./ano)	10,392 (5,00%)
LOLD (h)	4,2873 (0,40%)

Pode-se observar que, em relação ao Caso 1, houve uma melhora significativa na confiabilidade do sistema. Esta melhora resulta da utilização, para o Caso 2, da curva de carga original, que é mais leve que a curva com a semana pico. A partir disso, o grau de dificuldade da operação deste sistema deve reduzir. A Tabela 4.10 apresenta os resultados dos índices de confiabilidade preventiva.

Tabela 4.10 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 2 – Lista A

ÍNDICES	LISTA A
P(S)	0,9200 (0,17%)
P(M)	0,0752 (2,01%)
P(F)	0,0048 (8,14%)
Freq(S) (oc./ano)	121,49 (4,99%)
Freq(M) (oc./ano)	127,39 (4,87%)
Dur(S) (h)	66,15 (4,78%)
Dur(M) (h)	5,16 (2,34%)

Este sistema opera em média 92% do tempo em estados saudáveis, 7,5% em estados marginais e 0,5% em estados de falha. A frequência de encontros de estados saudáveis e marginais são 121,49 e 127,39 ocorrências por ano, respectivamente. Quando o sistema reside em um estado marginal, o operador tem

em média 5 horas para tentar modificar o curso do sistema e levar o mesmo a operar em um estado saudável antes que aconteça a ocorrência de um estado de falha.

A operação deste sistema, com consideração da curva de carga original, é menos “estressante” que a operação do sistema do Caso 1. Enquanto que, no Caso 1, estados marginais ocorriam uma vez a cada dia, no Caso 2, ocorrem uma vez a cada três dias. Além disso, a duração em estados marginais no Caso 1 era, em média, de 8 horas e no Caso 2 são de 5 horas.

O tempo de processamento necessário para a estimação dos índices de confiabilidade preventiva foi de 180 minutos, sendo analisados aproximadamente 8×10^6 estados. Cerca de 95% destas análises (adicionais) foram utilizadas na classificação entre estados saudáveis e marginais.

A frequência de transição dos estados de falha para estados saudáveis ($\Delta\lambda_{FS}$), ficou em torno de 0,88 ocorrências por ano. Deste total, a redução da carga contribuiu com 68% e o reparo do circuito 2 – 6 com 32%. Como no caso 1, estas parcelas podem ser desconsideradas.

A Tabela 4.11 apresenta as contribuições no índice $P(M)$ de cada elemento da Lista A para o Caso 2. Note que a ordem de algumas contingências foi alterada em relação à Tabela 4.7. No entanto, as seis contingências que mais contribuíram são, todas elas, relacionadas à retirada de elementos de transmissão.

Para o Caso 1, a utilização da Lista A ordenada não atingiu a redução esperada no número de análises adicionais. Este fato não significa que o mesmo deve acontecer para o Caso 2. Portanto, um outro teste é realizado para o Caso 2, onde o critério utilizado é a Lista B2, composta pela ordenação dos n primeiros elementos da Tabela 4.11, os quais acumulam uma contribuição de 95% na probabilidade de ocorrência de estados marginais. Os resultados deste novo teste estão apresentados pela Tabela 4.12.

Tabela 4.11 – Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 2

ELEMENTOS		CONTRIBUIÇÕES EM P(M)		CONTRIBUIÇÕES ACUMULADAS
Circ.	15 - 24	472	(20,58%)	20,58%
Circ.	3 - 24	455	(19,84%)	40,43%
Circ.	14 - 16	246	(10,73%)	51,16%
Circ.	13 - 11	189	(8,24%)	59,40%
Circ.	10 - 11	165	(7,20%)	66,59%
Circ.	10 - 12	153	(6,67%)	73,27%
E.G.	10	114	(4,97%)	78,24%
E.G.	14	110	(4,80%)	83,04%
E.G.	11	93	(4,06%)	87,09%
E.G.	6	85	(3,71%)	90,80%
E.G.	5	44	(1,92%)	92,72%
E.G.	4	37	(1,61%)	94,33%
E.G.	2	29	(1,26%)	95,60%
E.G.	13	17	(0,74%)	96,34%
Circ.	9 - 12	17	(0,74%)	97,08%
Circ.	23 - 12	14	(0,61%)	97,69%
E.G.	8	12	(0,52%)	98,21%
E.G.	9	11	(0,48%)	98,69%
Circ.	14 - 11	8	(0,35%)	99,04%
Circ.	9 - 11	7	(0,31%)	99,35%
Circ.	13 - 12	6	(0,26%)	99,61%
E.G.	1	4	(0,17%)	99,78%
E.G.	3	2	(0,09%)	99,87%
E.G.	7	1	(0,04%)	99,91%
E.G.	12	1	(0,04%)	99,96%
Carga		1	(0,04%)	100,00%

Tabela 4.12 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 2 – Lista B2

ÍNDICES	LISTA B2
P(S)	0,9203 (0,16%)
P(M)	0,0749 (1,96%)
P(F)	0,0048 (8,04%)
Freq(S) (oc./ano)	115,28 (5,00%)
Freq(M) (oc./ano)	120,32 (4,89%)
Dur(S) (h)	69,74 (4,80%)
Dur(M) (h)	5,44 (2,44%)

A partir das Tabelas 4.10 e 4.12, como no Caso 1, pode-se verificar que os índices de probabilidade se mantiveram relativamente próximos. E novamente os índices de frequência e duração tiveram uma variação maior.

Neste teste, o tempo de processamento para alcançar a convergência dos índices foi de 100 minutos, sendo analisados aproximadamente $4,69 \times 10^5$ estados sorteados. O número de análises adicionais utilizando a Lista B2 como critério, foi 42% menor que aquele gasto ao se utilizar a Lista A não-ordenada.

4.4.3 - Resultados – Caso 3

Neste Caso, o sistema utilizado é o IEEE-RTS com curva de carga original. A lista de contingências utilizada inicialmente é a Lista A. A Tabela 4.13 apresenta os resultados obtidos para os índices de confiabilidade convencional.

De acordo com a Tabela 4.13, os resultados dos índices de confiabilidade composta convencional, tiveram um pequeno acréscimo em relação aos resultados obtidos para a avaliação da capacidade de geração apresentada na seção anterior. De fato, a consideração da rede de transmissão aumenta o número de restrições impostas ao sistema. Porém, este acréscimo causa pouco impacto nos índices, tornando o

sistema, diferentemente dos Casos 1 e 2, mais deficiente em geração do que em transmissão.

Tabela 4.13 – Índices de Confiabilidade Convencional para o Caso 3

ÍNDICES	SIMULAÇÃO NÃO-SEQÜENCIAL
LOLP	0,0011 (2,36%)
LOLE (h/ano)	9,956 (2,36%)
EPNS (MW)	0,1414 (3,24%)
EENS (GWh/ano)	1,2350 (3,24%)
LOLF (oc./ano)	2,430 (5,00%)
LOLD (h)	4,0970 (1,94%)

O número de estados sorteados necessários para alcançar convergência especificada para os índices de confiabilidade convencional, é de aproximadamente $1,6 \times 10^6$ estados, sendo o tempo de processamento igual a 56 minutos. O número de análises adicionais necessárias para estimar o índice LOLF é 1792, correspondendo à 0,1% do total..

A Tabela 4.14 apresenta os índices obtidos para o Caso 3. Neste caso, a frequência de encontros de estados marginais é igual a 21,6 ocorrências por ano e a duração média dos mesmos é de 5 horas. Note que a duração média dos estados marginais é muito próxima da duração do Caso 2, porém a frequência é cinco vezes menor. Verifica-se, também, que os resultados são relativamente próximos dos resultados obtidos para a avaliação da capacidade de geração. A presença de contingências de geração com maior contribuição na probabilidade dos estados marginais, e conseqüentemente, mais *críticas*, reforça a maior deficiência de geração do que em transmissão. A pequena redução da probabilidade de ocorrência de estados saudáveis é conseqüência da especificação de um critério mais rigoroso (e.g. lista de contingências).

Tabela 4.14 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 3 – Lista A

ÍNDICES	LISTA A
P(S)	0,9846 (0,03%)
P(M)	0,0143 (2,05%)
P(F)	0,0011 (7,37%)
Freq(S) (oc./ano)	22,93 (5,00%)
Freq(M) (oc./ano)	24,78 (4,81%)
Dur(S) (h)	375,18 (4,96%)
Dur(M) (h)	5,05 (2,23%)

A frequência de transição dos estados de falha para estados saudáveis ($\Delta\lambda_{FS}$) ficou em torno de 0,23 ocorrências por ano. Deste total, 95% (0,22 oc./ano) são resultantes de uma redução da carga. O restante desta frequência, equivalente a 5% (0,01 oc./ano), resulta do reparo do circuito 8 – 10. Em concordância com os critérios utilizados pelos Casos 1 e 2, pode-se considerar que a frequência de transição dos estados saudáveis para os estados de falha é desprezível.

Para atingir a convergência de 5% para o índice Freq(S), foram analisados aproximadamente $4,2 \times 10^6$ estados, sendo que as análises adicionais realizadas para classificar os estados entre saudáveis e marginais corresponderam a 97% deste total. O tempo de processamento necessário para a estimação dos índices de confiabilidade preventiva foi de 1050 minutos.

De forma idêntica aos dois casos anteriores, a confiabilidade preventiva deste sistema é avaliada mais uma vez, agora utilizando uma lista denominada B3. Esta lista contém os n primeiros elementos da Lista A ordenada, apresentada na Tabela 4.15, os quais acumulam 95% das contribuições em P(M).

Tabela 4.15 – Contribuições dos Elementos da Lista A em P(M) para o Caso 3

ELEMENTOS		CONTRIBUIÇÕES EM P(M)		CONTRIBUIÇÕES ACUMULADAS
E.G.	11	654	(27,28%)	27,28%
E.G.	10	606	(25,28%)	52,57%
E.G.	14	554	(23,11%)	75,68%
E.G.	6	136	(5,67%)	81,35%
Circ.	14 - 11	81	(3,38%)	84,73%
E.G.	9	70	(2,92%)	87,65%
Circ.	14 - 16	67	(2,80%)	90,45%
E.G.	13	60	(2,50%)	92,95%
E.G.	8	52	(2,17%)	95,12%
Circ.	13 - 12	40	(1,67%)	96,79%
E.G.	4	18	(0,75%)	97,54%
E.G.	2	15	(0,63%)	98,16%
E.G.	5	15	(0,63%)	98,79%
E.G.	12	11	(0,46%)	99,25%
	Carga	6	(0,25%)	99,50%
E.G.	3	4	(0,17%)	99,67%
E.G.	1	2	(0,08%)	99,75%
E.G.	7	2	(0,08%)	99,83%
Circ.	13 - 11	2	(0,08%)	99,92%
Circ.	10 - 11	1	(0,04%)	99,96%
Circ.	10 - 12	1	(0,04%)	100,00%
Circ.	3 - 24	0	(0,00%)	100,00%
Circ.	9 - 11	0	(0,00%)	100,00%
Circ.	9 - 12	0	(0,00%)	100,00%
Circ.	15 - 24	0	(0,00%)	100,00%
Circ.	23 - 12	0	(0,00%)	100,00%

Os resultados para os índices de confiabilidade preventiva utilizando a Lista B3 como critério estão apresentados na Tabela 4.16. Verifica-se novamente que os índices de probabilidade se mantiveram relativamente próximos e os índices de frequência e duração tiveram uma variação maior.

Tabela 4.16 – Índices de Confiabilidade Preventiva para o Caso 3 – Lista B3

ÍNDICES	LISTA B3
P(S)	0,9847 (0,03%)
P(M)	0,0140 (1,99%)
P(F)	0,0013 (6,71%)
Freq(S) (oc./ano)	21,22 (4,99%)
Freq(M) (oc./ano)	23,99 (4,77%)
Dur(S) (h)	405,44 (4,95%)
Dur(M) (h)	5,12 (2,27%)

Neste teste, o tempo de processamento para alcançar a convergência dos índices foi de 236 minutos (4 vezes mais rápido em relação à análise utilizando a lista A), sendo analisados aproximadamente $1,14 \times 10^6$ estados. Utilizando a Lista B2 como critério, o número de análises adicionais na classificação entre estados saudáveis e marginais ficou em torno de 84% do total. Portanto, a redução nas análises adicionais em relação à Lista A não-ordenada foi de 78%.

4.5 - CONCLUSÕES

Este capítulo apresentou algumas aplicações dos conceitos e das funções testes propostas no Capítulo 3 para a avaliação da confiabilidade preventiva de sistemas compostos. A precisão e eficiência computacional da metodologia proposta foram demonstradas através dos resultados apresentados pelas referidas aplicações.

O processo de classificação entre estados marginais e saudáveis constitui a maior parcela do número das análises de adequação de desempenho do sistema. O número de elementos pertencentes à lista de contingências causa um grande impacto neste processo. A utilização da mesma lista, porém ordenada, pode reduzir o número de análises adicionais. Porém, nos casos onde várias contingências estão no mesmo nível de criticidade esta redução não é significativa. Outra alternativa de reduzir este número, é considerar apenas os componentes, na ordem de criticidade, que acumulam um certo percentual nas contribuições na probabilidade de estados marginais.

Os índices de confiabilidade preventiva são capazes de fornecer um indicativo do grau de dificuldade da operação de sistemas de potência e os resultados das aplicações mostram que o objetivo da metodologia proposta foi alcançado e mostram, também, a sua eficácia.

CAPÍTULO 5

CONCLUSÕES

Com o objetivo de se determinar a confiabilidade de sistemas de potência, muitos métodos baseados na teoria de probabilidades foram desenvolvidos nas últimas décadas. No entanto, planejadores e operadores de sistemas relutam em aplicar tais métodos devido à dificuldade de interpretação de índices numéricos. Nestas situações, as técnicas determinísticas ainda são utilizadas. Neste contexto, o presente trabalho de dissertação teve como principal objetivo, contribuir para o aperfeiçoamento das técnicas de avaliação da confiabilidade preventiva. Tais técnicas podem configurar um importante elo de ligação entre as metodologias probabilísticas e determinísticas.

A seguir são apresentadas as principais conclusões e contribuições deste trabalho de dissertação.

- Com o propósito de investigar, dentre as metodologias existentes, qual é a mais apropriada para a aplicação da confiabilidade preventiva, foi realizada uma análise detalhada das mesmas quando aplicadas à avaliação da confiabilidade convencional em sistemas de potência;
- A avaliação da confiabilidade preventiva tem como base conceitual a divisão dos estados operativos do sistema em três grupos: saudáveis, marginais e de falha. No que se refere a sistemas compostos de geração e transmissão, a identificação desses estados deve ser realizada por meio de uma lista de contingências. A utilização uma lista composta por um grande número de contingências implica em substanciais acréscimos no esforço computacional realizado. Por outro lado, a determinação de uma lista com poucos componentes, ou com componentes que não causam impacto significativo no desempenho do

sistema, pode produzir resultados que não conseguem atingir o objetivo da aplicação do método;

- Tendo como base a simulação não-seqüencial, foi desenvolvida uma nova metodologia para avaliar a confiabilidade preventiva de sistemas compostos de geração e transmissão. No modelo proposto, são apresentadas novas funções testes capazes de estimar, com precisão, todos os índices envolvidos. Destaca-se nesta nova metodologia, a utilização de um modelo Markoviano não-agregado para representar a carga e a implementação do processo de transição de estado um passo à frente, o que torna possível a aplicação de funções testes para estimar os índices de freqüência e duração;
- A metodologia proposta se mostrou capaz de produzir uma ordem de criticidade para uma dada lista de contingências e, também, de fornecer uma avaliação qualitativa do grau de adequação da operação de sistemas elétricos de potência;
- A partir da ordenação da lista segundo a criticidade de seus componentes, é possível obter listas reduzidas, viabilizando uma maior velocidade de processamento sem causar impactos significativos nos índices obtidos;
- Através de estudos utilizando o sistema teste IEEE-RTS (Reliability Test System) e derivados, foi demonstrada a validade da metodologia proposta para a avaliação de sistemas compostos. Porém, devido ao excessivo número de análises adicionais necessárias ao processo de classificação entre estados saudáveis e marginais, o esforço computacional exigido é elevado.

A partir da experiência obtida no desenvolvimento desta dissertação, é possível apresentar as seguintes sugestões para trabalhos futuros:

- Investigar alternativas para a redução do esforço computacional exigido, viabilizando a aplicação da simulação não-seqüencial na avaliação da confiabilidade preventiva em sistemas de grande porte;

-
- Implementar o processo de transição de estado um passo à frente para estados saudáveis, para estimar índices de frequência e duração de forma desagregada entre todos os estados operativos do sistema;
 - Automatizar algumas etapas do processo de seleção e ordenação da lista de contingências, como por exemplo, a realização de uma simulação prévia para a identificação da ordem de criticidade das contingências, sem haver necessidade de uma simulação para a lista não-ordenada completa;
 - Considerar o comportamento futuro da carga, estimando, por exemplo, a probabilidade do sistema operar em estados saudáveis durante um período de t horas a partir do presente estado saudável;
 - Realizar estudos com a aplicação de fluxo de potência AC, identificando o impacto das restrições de perfil de tensão nos índices de confiabilidade preventiva e na ordem de *criticidade* das contingências;
 - Desenvolver estudos com o objetivo de desagregar os índices de confiabilidade preventiva de geração, de transmissão e composta, para indicar o grau de adequação de cada um dos segmentos e fornecer informações adicionais para o planejamento da operação; onde políticas de operação podem ser adotadas, com base na lista de contingências ordenada para diferentes configurações e níveis de carga.

APÊNDICE A

IEEE RELIABILITY TESTE SYSTEM

A.1 INTRODUÇÃO

O sistema IEEE-RTS (*IEEE Reliability Test System*) [APM79] possui 24 barras, 38 circuitos e 32 unidades geradoras distribuídas entre 14 usinas, perfazendo um total de 3405MW de potência instalada. O valor de pico anual da carga total do sistema atinge 2850MW.

A.2 DADOS DO SISTEMA

Através das tabelas dadas a seguir são apresentados os principais dados do sistema IEEE-RTS.

Tabela A.1 – Dados de Classe

CLASSE	NOME	ESTADOS	λ (1/ano)	MTTR (horas)
1	Classe 1	2	2,97959	60,00
2	Classe 2	2	19,46670	50,00
3	Classe 3	2	4,42424	20,00
4	Classe 4	2	4,46939	40,00
5	Classe 5	2	7,30000	50,00
6	Classe 6	2	9,12500	40,00
7	Classe 7	2	9,22105	50,00
8	Classe 8	2	7,61739	100,00
9	Classe 9	2	7,96364	150,00

Tabela A.2 – Dados de Usina

USINA	NOME	BARRA	UNIDADES	CLASSE	POT. ATIVA (MW)		POT. REATIVA (MVar)	
					Min.	Max.	Min.	Max.
1	USINA-1	15	5	1	12,00	24,00	0,00	4,80
2	USINA-2	1	2	2	20,00	40,00	0,00	32,00
3	USINA-3	2	2	2	20,00	40,00	0,00	32,00
4	USINA-4	1	2	4	60,00	152,00	-50,00	30,40
5	USINA-5	2	2	4	60,00	152,00	-50,00	30,40
6	USINA-6	7	3	5	120,00	200,00	0,00	50,00
7	USINA-7	15	1	6	160,00	310,00	-100,00	108,60
8	USINA-8	16	1	6	160,00	310,00	-100,00	108,60
9	USINA-9	23	2	6	160,00	310,00	-100,00	108,60
10	USINA-10	13	3	7	160,00	394,00	0,00	137,80
11	USINA-11	23	1	8	300,00	700,00	-50,00	280,00
12	USINA-12	18	1	9	400,00	800,00	-100,00	200,00
13	USINA-13	21	1	9	400,00	800,00	-100,00	200,00
14	USINA-14	22	6	3	32,00	100,00	-20,00	10,00

Tabela A.3 – Composição da Carga

BARRA	CARGA		PARTICIPAÇÃO (%)		
	(MW)	(MVar)	RES	COM	IND
1	216,6	44,00	20,0	40,0	40,0
2	193,8	39,40	30,0	70,0	0,0
3	359,0	73,00	20,0	10,0	70,0
4	148,2	30,00	20,0	80,0	0,0
5	142,6	29,00	10,0	20,0	70,0
6	273,6	55,60	30,0	10,0	60,0
7	250,8	51,00	20,0	10,0	70,0
8	342,0	69,40	50,0	50,0	0,0
9	347,8	70,60	20,0	30,0	50,0
10	387,6	78,80	20,0	10,0	70,0
13	530,0	107,60	10,0	20,0	70,0
14	387,6	78,80	20,0	20,0	60,0
15	632,6	128,40	10,0	30,0	60,0
16	199,6	40,60	20,0	40,0	40,0
18	667,0	135,40	10,0	10,0	80,0
19	364,8	74,00	20,0	10,0	70,0
20	256,6	52,00	20,0	20,0	60,0

Tabela A.4 – Dados Determinísticos de Circuitos

DE	PARA	R (%)	X (%)	SUS (MVar)	CAPAC. (MVA)
1	2	0,26	1,39	46,11	175,00
1	3	5,46	21,12	5,72	175,00
1	5	2,18	8,45	2,29	175,00
2	4	3,28	12,67	3,43	175,00
2	6	4,97	19,20	5,20	175,00
3	9	3,08	11,90	3,22	175,00
3	24	0,23	8,39	0,00	400,00
4	9	2,68	10,37	2,81	175,00
5	10	2,28	8,83	2,39	175,00
6	10	1,39	6,05	245,90	175,00
7	8	1,59	6,14	1,66	175,00
8	9	4,27	16,51	4,47	175,00
8	10	4,27	16,51	4,47	175,00
9	11	0,23	8,39	0,00	400,00
9	12	0,23	8,39	0,00	400,00
10	11	0,23	8,39	0,00	400,00
10	12	0,23	8,39	0,00	400,00
11	13	0,61	4,76	9,99	500,00
11	14	0,54	4,18	8,79	500,00
12	13	0,61	4,76	9,99	500,00
12	23	1,24	9,66	20,30	500,00
13	23	1,11	8,65	18,18	500,00
14	16	0,50	3,89	8,18	500,00
15	16	0,22	1,73	3,64	500,00
15	21	0,63	4,90	10,30	500,00
15	21	0,63	4,90	10,30	500,00
15	24	0,67	5,19	10,91	500,00
16	17	0,33	2,59	5,45	500,00
16	19	0,30	2,31	4,85	500,00
17	18	0,18	1,44	3,03	500,00
17	22	1,35	10,53	22,12	500,00
18	21	0,33	2,59	5,45	500,00
18	21	0,33	2,59	5,45	500,00
19	20	0,51	3,96	8,33	500,00
19	20	0,51	3,96	8,33	500,00
20	23	0,28	2,16	4,55	500,00
20	23	0,28	2,16	4,55	500,00
21	22	0,87	6,78	14,24	500,00

Tabela A.5 – Dados Estocásticos de Circuito

DE	PARA	λ (1/ano)	MTTR (horas)
1	2	0,24	16,00
1	3	0,51	10,00
1	5	0,33	10,00
2	4	0,39	10,00
2	6	0,48	10,00
3	9	0,38	10,00
3	24	0,02	768,00
4	9	0,36	10,00
5	10	0,34	10,00
6	10	0,33	35,00
7	8	0,30	10,00
8	9	0,44	10,00
8	10	0,44	10,00
9	11	0,02	768,00
9	12	0,02	768,00
10	11	0,02	768,00
10	12	0,02	768,00
11	13	0,40	11,00
11	14	0,39	11,00
12	13	0,40	11,00
12	23	0,52	11,00
13	23	0,49	11,00
14	16	0,38	11,00
15	16	0,33	11,00
15	21	0,41	11,00
15	21	0,41	11,00
15	24	0,41	11,00
16	17	0,35	11,00
16	19	0,34	11,00
17	18	0,32	11,00
17	22	0,54	11,00
18	21	0,35	11,00
18	21	0,35	11,00
19	20	0,38	11,00
19	20	0,38	11,00
20	23	0,34	11,00
20	23	0,34	11,00
21	22	0,45	11,00

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [ABBG94] R. N. Allan, R. Billinton, A. M. Breipohl e C. H. Grigg, "Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1987-1991", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 9, No. 1, pp. 41-49, February 1994.
- [ABBG99] R. N. Allan, R. Billinton, A. M. Breipohl e C. H. Grigg, "Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1992-1996", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 14, No. 1, pp. 51-57, February 1999.
- [APM79] IEEE Reliability Test system Task force of the Application of Probability Methods Subcommittee, "IEEE Reliability Test System", IEEE Trans. on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-99, pp. 2047-2054, November 1979
- [BA94] R. Billinton e R. N. Allan, "Reliability Evaluation of Power Systems", 2nd Edition, Plenum Press, New York, 1994.
- [BF94] R. Billinton e M. Fotuhi-Firuzabad, "A Basic Framework For Generating System Operating Health Analysis", IEEE Trans. on Power Systems, Vol.9, No. 3, pp.1610-1617, August 1994.
- [BFB01] R. Billinton, M. Fotuhi-Firuzabad e L. Bertling, "Bibliography on the Application of Probability Methods in Power System Reliability Evaluation, 1996-1999", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 16, No. 4, pp. 595-602, November 2001.
- [BFK98] R. Billinton, M. Fotuhi-Firuzabad e R. Karki, "A New Approach to Adequacy Assessment of Small Isolated Power Generating Systems", Proc. of EMPD, Vol. 2, pp. 625 -630, 1998.

-
- [BG90] S. Burns e G. Gross, "Value of Service Reliability", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 5, No. 3, pp.825-834, August 1990.
- [BK92] R. Billinton e E. Khan "A Security Based Approach to Composite Power System Reliability Evaluation", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. PWRS-7, No. 1, pp. 65-71, February 1992.
- [BK99a] R. Billinton e R. Karki, "Capacity Reserve Assessment Using System Well-Being Analysis", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 14, No. 2, pp. 433-438, May 1999.
- [BK99b] R. Billinton e R. Karki, "Application of Monte Carlo Simulation to Generating System Well-Being Analysis", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 14, No. 3, pp. 1172-1177, August 1999.
- [BL94] R. Billinton e G. Lian, "Composite Power System Health Analysis Using A Security Constrained Adequacy Evaluation Procedure", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 9, No. 2, pp. 936-941, May 1994.
- [BO88] R. Billinton e J. Oteng-Adjei, "Cost/Benefit Approach to Establish Optimum Adequacy Level for Generating System Planning", IEEE Proc. Part C, Vol. 135, pp. 81-87, 1988.
- [DGF96] J. G. Dalton, D. L. Garrison e C.M. Fallon, "Value-Based Reliability Transmission Planning", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 11, No. 3, pp. 1400-1408, August 1996.
- [FB97] M. Fotuhi-Firuzabad e R. Billinton, "An Energy Based Approach to Evaluate Optimum Interruptible Load Carrying Capability in Isolated and Interconnected Systems Including Well-Being Constraints", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 12, No. 4, pp. 1676-1681, November 1997.

- [GF99] L. Goel e C. Fenf, "Well-Being Framework for Composite Generation and Transmission System Reliability Evaluation", IEE Proc.-Gener. Trans. Distrib. , Vol. 146, No. 5, pp. 528-534, September 1999.
- [LEW93] A. M. Leite da Silva, J. Endrenyi e L. Wang, "Integrated Treatment of Adequacy and Security in Bulk Power System Reliability Evaluations", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 8, No. 1, pp. 275-285, February 1993.
- [LMMB00] A. M. Leite da Silva, L. A. F. Manso, J. C. O. Mello, e R. Billinton "Pseudo-Chronological Simulation for Composite Reliability Analysis with Time Varying Loads", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 15, No. 1, pp. 73-80, February 2000.
- [LPMM97] A. M. Leite da Silva, A. G. Perez, J. W. Maragon Lima e J. C. O. Mello, "Loss of Load Costs in Generation Capacity Reliability Evaluation", Int. Journal on Electric Power Systems Research, Vol. 41, pp. 109-116, 1997.
- [M83] A. J. Monticelli, "Fluxo de Carga em Redes de Energia Elétrica", Edgard Blücher, São Paulo, 1983.
- [M94] J. C. O. Mello, "Determinação do Valor da Confiabilidade em Sistemas Compostos Geração e Transmissão", Tese de Doutorado PUC/RJ, 1994.
- [M99] L. A. F. Manso, "Um Ambiente Para Sistemas de Geracão e Transmissão Utilizando o Valor da Confiabilidade", Tese de Doutorado, UNIFEI, 1999.
- [ML02] L. A. F. Manso e A. M. Leite da Silva, "Modelagem de Cargas Variantes no Tempo na Avaliação de Confiabilidade Composta Via Simulação Monte Carlo Não-Seqüencial", Anais do XIV CBA – Congresso Brasileiro de Automática, Natal, RN, (CD-rom) pp. 2652-2657, Setembro, 2002.

- [MLM99a] L. A. F. Manso, A. M. Leite da Silva e J. C. O. Mello, "Avaliação da Confiabilidade de Sistemas de Geração e Transmissão Considerando Cargas Variantes no Tempo", XV SNPTEE, GPL11, Vol. 6, pp 43-50, outubro 1999.
- [MLM99b] L. A. F. Manso, A. M. Leite da Silva e J. C. O. Mello, "Comparison of Alternative Methods for Evaluating Loss of Load Costs in Generation and Transmission System", Int. Journal on Electric Power Systems Research, Vol. 50, pp. 107-114, 1999.
- [MPL92] A. C. G. Melo, M. V. Pereira e A. M. Leite da Silva, "Frequency and Duration Calculations in Composite Generation and Transmission Reliability Evaluation", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 7, No. 2, pp. 469-476, May 1992.
- [MPL93] A. C. G. Melo, M. V. Pereira e A. M. Leite da Silva, "A Conditional Probability Approach to the Calculation of Frequency and Duration Indices in Composite Reliability Evaluations", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 8, No. 3, pp. 1118-1125, August 1993.
- [MPL94] A. C. G. Melo, M. V. Pereira e A. M. Leite da Silva, "Evaluation of Reliability Worth in Composite System Based on Pseudo-Sequential Monte Carlo Simulation", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 9, No. 3, pp. 1318-1326, August 1994.
- [MLP97] J. C. O. Mello, A. M. Leite da Silva, M. V. F. Pereira, "Efficient Loss of Load Cost Evaluation by Combined Pseudo-Sequential and State Transition Simulation", IEE Proc.-Gener. Trans. Distrib. , Vol. 144, No. 2, pp. 147-154, March 1997.
- [MPLM97] J. C. O. Melo, M. V. F. Pereira, A. M. Leite da Silva e A. C. G. Melo, "Application of Chronological Load Modeling in Composite Reliability Worth Evaluation", Int. Journal on Electric Power System Research, Vol. 40, pp. 167-174, 1997.

-
- [PB92] M. V. F. Pereira e N. J. Balu, "Composite Generation/Transmission Reliability Evaluation", Proc. of the IEEE, Vol. 80, No. 4, pp. 470-491, April 1992.
- [RLJM00] A. M. Rei, A. M. Leite da Silva, J. L. Jardim e J. C. O. Mello, "Static and Dynamic Aspects in Bulk Power System Reliability Evaluations", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 15, No. 1, pp. 189-195, February 2000.
- [SB77] C. Singh e R. Billinton, "System Reliability Modelling and Evaluation", Hutchinson, London, 1977.
- [SB95] A. Sankarakrishnan e R. Billinton, "Sequential Monte Carlo Simulation for Composite Power System Reliability Analysis with Time Varying Loads", IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 10, pp. 1540-1545, 1995.
- [SM79] B. Stott, J. L. Marinho e O. Alsac, "Review Of Linear Programming Applied To Power System Rescheduling", IEEE Conference Proc. Power, Industry Computer Applications Conference, pp. 142-154, 1979.
- [SPF93] C. Singh, T. Pravin Chander e J. Feng, "Convergence Characteristics of Two Monte Carlo Models for Reliability Evaluation of Interconnected Power Systems", Int. Journal on Electric Power Systems Research, Vol. 28, pp. 1-8, 1993.