



GRUPO VII

GRUPO DE ESTUDOS DE PLANEJAMENTO DE SISTEMAS ELÉTRICOS (GPL)

AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE DE SISTEMAS DE GERAÇÃO E TRANSMISSÃO CONSIDERANDO CARGAS VARIANTES NO TEMPO

L.A.F. Manso

A.M. Leite da Silva*

J.C.O. Mello

FUNREL, EFEI, MG

EFEI, MG

CEPEL, RJ

RESUMO

Este trabalho apresenta uma nova metodologia para avaliar índices de perda de carga, em sistemas de geração e transmissão, considerando cargas variantes no tempo para diferentes áreas ou barras. Uma atenção especial é dedicada ao índice LOLC (*loss of load cost*). O método proposto, denominado *simulação pseudo-cronológica*, apresenta a eficiência computacional da simulação Monte Carlo não-sequencial e a habilidade de representar curvas de carga da simulação sequencial. Para avaliar de maneira correta o processo de interrupção, o modelo considera, para cada barra e por classe consumidora, os blocos de energia não suprida e suas respectivas durações. Testes realizados com os sistemas MRTS (*Modified IEEE Reliability Test System*) e SSB (*Sistema Sul-Sudeste Brasileiro*) são apresentados e discutidos.

Palavras-chave: Confiabilidade composta; Valor da confiabilidade; Modelagem de incertezas; Simulação Monte Carlo.

1. INTRODUÇÃO

O setor elétrico experimenta um ambiente de crescente competitividade e desregulamentação que permitirá aos consumidores de energia elétrica escolher seus fornecedores através de critérios baseados em custos e confiabilidade [1]. Portanto, neste emergente mercado de energia, as indústrias do setor elétrico devem oferecer um *produto* com um balanço adequado entre qualidade e preço.

A maioria dos programas de avaliação de confiabilidade composta apresenta resultados em termos de índices de perda de carga (*loss of load indices*). Embora sejam parâmetros úteis ao planejamento da expansão ou da operação, estes índices necessitam ser comparados com valores de referência. Para estabelecer um balanço *correto* entre qualidade e preço, o processo de planejamento deve produzir a minimização global do custo de investimento mais o valor esperado dos custos de produção e de interrupção de energia

[2,3]. Neste contexto, um importante índice a ser considerado é a LOLC [4], o qual pode ser diretamente incluído na função objetivo do plano de mínimo custo [5-7].

O índice LOLC é dependente do custo unitário de interrupção (*unit cost*, UC) de cada classe consumidora, usualmente dado em US\$/kWh. Tal valor é obtido através de estudos econômicos específicos [8-10]. Estes estudos apontam diversos fatores que influenciam no valor de UC, sendo a duração do corte de energia considerada como o de maior importância. Portanto, uma avaliação precisa desta duração é determinante para a qualidade das estimativas do índice LOLC. Além disso, para caracterizar corretamente o processo de interrupção, as durações associadas a todos os blocos de energia não suprida, em cada barra e para cada classe consumidora, devem ser identificadas [11].

Para sistemas de potência de grande porte, os métodos de avaliação da confiabilidade baseados em simulação Monte Carlo são mais atrativos que os métodos de enumeração de estados [12-14]. Dentre os métodos de simulação, três opções têm sido consideradas: não-sequencial, sequencial e pseudo-sequencial. Apesar de garantir resultados não-tendenciosos para a maioria dos índices de perda de carga, os métodos de simulação não-sequencial encontram dificuldades em relação à LOLC, cuja avaliação necessita da identificação completa dos processos de interrupção. Isto requer o conhecimento da evolução *cronológica* dos estados operativos do sistema, ou mais especificamente, dos estados de falha do sistema.

A simulação Monte Carlo sequencial é uma ferramenta natural para simular aspectos cronológicos, e portanto, capaz de produzir não apenas os índices usuais de confiabilidade [4,11,15-20], mas também as durações dos blocos de energia interrompida. A modelagem cronológica requer esforço computacional substancialmente maior que aquele apresentado pelas técnicas não-sequenciais [21]. A simulação pseudo-sequencial [4] mantém a flexibilidade e a precisão da

simulação Monte Carlo seqüencial, porém com um esforço computacional reduzido. Entretanto, o *speed-up* obtido não atinge a mesma eficiência da simulação não-seqüencial. Tal nível de eficiência pode ser obtido [17] ao se combinar a simulação pseudo-seqüencial com a técnica de transição de estados [22,23]. O modelo de Markov para a carga do sistema, representando todos os estados horários da carga, restringe a aplicação desta poderosa técnica somente para sistemas nos quais o comportamento da carga para áreas/barras é completamente correlacionado com a carga total do sistema [18,19].

2. METODOLOGIA PROPOSTA

Para sistemas de geração e transmissão as estimativas dos índices de perda de carga são obtidas através de algoritmos baseados em duas representações distintas: espaço de estados e cronológica. Em geral, os algoritmos baseados na representação por espaço de estados são compostos de três passos principais:

- (i) selecione um estado do sistema x^k (i.e. nível de carga, disponibilidade dos equipamentos, etc.);
- (ii) analise o desempenho do estado selecionado (i.e. verifique se a configuração de geradores e circuitos é capaz de atender à carga definida para este estado sem violar limites operativos; se necessário, acione medidas corretivas tais como redespacho de geração, correção de tensões, corte de carga, etc.);
- (iii) estime índices de confiabilidade; se a precisão dos estimadores é aceitável, pare; senão, retorne ao passo (i).

A enumeração de estados e a simulação Monte Carlo não-seqüencial são exemplos de algoritmos baseados na representação por espaço de estados, a qual utiliza modelos de Markov para reproduzir as transições de estado para equipamentos e carga. Portanto, os estados são selecionados sem qualquer conexão cronológica ou memória.

Os passos necessários à avaliação de índices de confiabilidade considerando a representação cronológica (simulação Monte Carlo seqüencial) são, a princípio, os mesmos utilizados pela representação a espaço de estados [15]. A diferença básica está na forma como são gerados os estados do sistema (passo (i) do algoritmo). No caso cronológico os estados são selecionados seqüencialmente no tempo, o que permite representar aspectos dependentes do tempo e, ainda, reproduzir completamente o ciclo de interrupções. Entretanto, na modelagem cronológica dois estados consecutivos diferem um do outro apenas pelo estado de um componente, o que requer um esforço computacional substancialmente maior que o necessário para as demais técnicas.

Considerando que, para avaliar sistemas de grande porte, a simulação Monte Carlo é mais atrativa que o método da enumeração de estados e que a avaliação do custo de interrupção assume papel relevante no novo ambiente competitivo, o valor da confiabilidade deve ser obtido por um eficiente e preciso algoritmo de simulação Monte Carlo. Através da simulação Monte Carlo, os índices de perda de carga podem ser estimados como a média de N amostras da função teste $F(x^k)$, i.e. [4,12,13]:

$$\tilde{E}[F] = 1/N \sum_{k=1}^N F(x^k) \quad (1)$$

Utilizando uma função teste adequada, qualquer índice básico de confiabilidade pode ser estimado via Eq. (1), cuja incerteza é dada pela variância do estimador:

$$V(\tilde{E}[F]) = V(F)/N \quad (2)$$

onde $V(F)$ é a variância da função teste. Esta incerteza é usualmente representada como um *coeficiente de variação*:

$$b = \sqrt{V(\tilde{E}[F])} / \tilde{E}[F] \quad (3)$$

2.1 Índices de Probabilidade e Energia

Através das funções teste F_{LOLP} e F_{EENS} , dadas a seguir, a simulação não-seqüencial fornece estimativas não-tendenciosas para os índices LOLP (*loss of load probability*) e EENS (*expected energy not supplied*).

$$F_{LOLP}(x^k) = \begin{cases} 0 & \text{se } x^k \in X_{Sucesso} \\ 1 & \text{se } x^k \in X_{Falha} \end{cases} \quad (4)$$

e

$$F_{EENS}(x^k) = \begin{cases} 0 & \text{se } x^k \in X_{Sucesso} \\ DP_k \times T & \text{se } x^k \in X_{Falha} \end{cases} \quad (5)$$

onde $X = X_{Sucesso} \dot{\cup} X_{Falha}$ é o conjunto de todas as possíveis realizações de x (i.e. o espaço de estados), dividido em dois subespaços $X_{Sucesso}$ (estados de sucesso) e X_{Falha} (estados de falha); DP_k é o corte de potência aplicado no estado de falha x^k e T é o período de análise.

Observe que as expressões (4) e (5) dependem somente das distribuições de probabilidade associadas aos estados do sistema x^k , que por sua vez dependem das distribuições de probabilidade dos equipamentos e da carga. Portanto, a estimação de índices de probabilidade e de energia, via simulação não-seqüencial, é precisa e extremamente rápida.

2.2 Índices de Frequência e Duração

A simulação não-seqüencial pode fornecer estimativas não-tendenciosas, também, para os índices LOLF (*loss of load frequency*) e LOLD (*loss of load duration*). Neste caso a função teste para a LOLF (F_{LOLF}) é dada por [13]:

$$F_{LOLF}(x^k) = \begin{cases} 0 & \text{se } x^k \in X_{Sucesso} \\ DI_k & \text{se } x^k \in X_{Falha} \end{cases} \quad (6)$$

onde DI_k é a soma das taxas de transição de x^k para todos os estados de sucesso que podem ser alcançados mediante uma transição. A LOLD é obtida por:

$$LOLD = LOLP/LOLF \quad (7)$$

A princípio, para cada estado selecionado $x^k \hat{\mathbf{I}} X_{Falha}$, com n_c componentes, ao menos n_c análises adicionais de adequação serão necessárias para atualizar a estimativa da frequência. A hipótese de coerência para o comportamento do sistema (se um componente falho é reparado o desempenho do sistema nunca piora, e, inversamente, se um componente deixa de operar o desempenho do sistema nunca melhora) permite reduzir o esforço computacional, seja através de filtros baseados em *multiplicadores de Lagrange* [13], ou utilizando o conceito de *probabilidade condicionada* ou *frequência incremental* [14]. Estes métodos se mostraram extremamente eficientes, do ponto de vista computacional, e hábeis para lidar com as transições da carga, as quais exercem papel preponderante na avaliação da LOLF. Entretanto, eles apresentam duas restrições: (i) o uso da hipótese de coerência, e (ii) o uso de um só modelo de Markov para todas as cargas do sistema, o que impõe o mesmo padrão de variação para todas as barras de carga do sistema (coeficiente de correlação igual a 1).

Uma pequena variação da simulação pseudo-seqüencial [4], combinando o método da transição de estados [22,23] e a simulação Monte Carlo não-seqüencial, foi proposta recentemente [17]. Partindo de um estado de falha amostrado via sorteio não-seqüencial x^k , a interrupção é corretamente caracterizada através da chamada simulação *forward/backward*. A duração D_I , de uma interrupção I , é dada pela soma das durações D^i associadas aos estados de falha x^i , os quais formam a seqüência de interrupção.

Como todos os estados são estatisticamente independentes e suas durações seguem uma distribuição exponencial [22], o valor esperado da duração de uma interrupção I é dado por:

$$E[D_I] = \sum_{i \in I} E[D^i] \quad (8)$$

onde:

$$E[D^i] = 1 / \left(\sum_j I_j \right) \quad (9)$$

e I_j é a taxa de transição de x^i para qualquer outro estado.

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

$$F_{LOLF}(x^k) = \begin{cases} 0 & \text{se } x^k \in X_{Sucesso} \\ 1/E[D_I] & \text{se } x^k \in X_{Falha} \end{cases} \quad (10)$$

2.3 Índices de Custo de Interrupção

Uma interrupção I pode ser descrita por um conjunto $S_{ES(I)}$ de cortes de energia, relacionados aos seus sucessivos estados de falha. O custo associado K_I (US\$) definido para uma particular classe consumidora é dado por:

Potência Interrompida

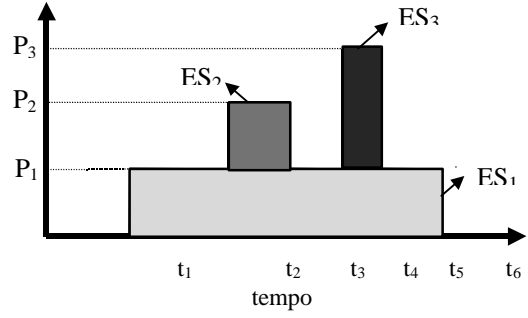


Figura 1: Representação Gráfica de uma Interrupção

$$K_I = \sum_{j \in S_{ES(I)}} ES_j \times UC(D_j) \quad (11)$$

onde ES_j é o corte de energia (*energy shortage*) j ; D_j é a duração do corte j ; $UC(D_j)$ é o custo unitário de interrupção (US\$/kWh). Observe que ES_j é igual ao produto: $PS_j \times D_j$, onde PS_j é o corte de potência (*power shortage*) associado com o corte de energia j . Este conceito é ilustrado pela Figura 1, a qual mostra uma interrupção entre tempos t_1 e t_6 , com três diferentes *blocos* de energia interrompida. Para esta interrupção, a Eq. (11) pode ser escrita como:

$$K = ES_1 UC(D_1) + ES_2 UC(D_2) + ES_3 UC(D_3) \quad (12)$$

onde $ES_1 = PS_1 \times D_1$, $PS_1 = (P_1 - 0)$, $D_1 = (t_6 - t_1)$; $ES_2 = PS_2 \times D_2$, $PS_2 = (P_2 - P_1)$, $D_2 = (t_3 - t_2)$; e $ES_3 = PS_3 \times D_3$, $PS_3 = (P_3 - P_1)$ e $D_3 = (t_5 - t_4)$. Observe que um *bloco* de energia interrompida pode conter diferentes estados de falha, conectados cronologicamente.

Considerando a Eq. (1) e a função teste (não-tendenciosa):

$$F_{LOLC}(x^k) = \begin{cases} 0 & \text{se } x^k \in X_{Sucesso} \\ K_I / E[D_I] & \text{se } x^k \in X_{Falha} \end{cases} \quad (13)$$

o índice LOLC pode ser estimado como:

$$LOLC = \frac{1}{N} \left\{ \sum_{I \in S_I} \frac{K_I}{E[D_I]} \right\} \quad (14)$$

onde S_I é o conjunto das interrupções obtidas a partir do estado de falha $x^k \hat{\mathbf{I}} X_{Falha}$, amostrado segundo a distribuição de probabilidade dos estados de falha do sistema $P(x)$.

Considerando a simulação Monte Carlo seqüencial o índice LOLC é estimado pela seguinte expressão:

$$LOLC = \frac{1}{N_P} \sum_{n=1}^{NT} \left\{ \sum_{I \in T_n} K_I \right\} \quad (15)$$

onde T_n é o n -ésimo período dentre N_P simulados. Estimadores similares podem ser utilizados para avaliar outros índi-

ces de perda de carga, via métodos de simulação seqüencial [4,11,15-20].

2.4 Representação Markoviana para a Carga

Qualquer modelo de carga irá reproduzir de maneira aproximada o seu real comportamento. A precisão de cada modelo depende da quantidade e qualidade de dados disponíveis. Modelos de Markov podem ser verificados não apenas para o processo de falha e reparo de equipamentos, mas também para o comportamento da carga. Se eles são aceitos, as estimativas baseadas em (10) e (13) serão não-tendenciosas. Dois modelos de Markov são discutidos a seguir.

2.4.1 Modelo de Markov Agregado

Usualmente curvas cronológicas da carga com 8760 pontos horários são disponíveis e fornecem informações extremamente úteis aos estudos de confiabilidade de sistemas de potência [13]. Usando as hipóteses de Markov, as curvas horárias da carga são transformadas em modelos multi-estados, não balanceados em frequência. Para reduzir o número de estados a serem analisados, são utilizadas técnicas de agrupamento (*clustering techniques*) [24]. Este processo de agregação é vital para a análise da confiabilidade via enumeração de estados, pois minimiza o esforço computacional. Através de modelos de Markov agregados para a carga é possível utilizar as Eqs. (10) e (13) para avaliar corretamente índices de frequência e duração e custos de interrupção, sem assumir coerência para o comportamento do sistema. A única restrição que permanece está relacionada à incapacidade destes modelos agregados de representar cargas variantes no tempo.

2.4.2 Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis

Se os componentes do sistema são não-Markovianos e se cargas variantes no tempo são especificadas por área ou barra, a única opção para avaliar índices de confiabilidade é através da simulação Monte Carlo seqüencial. O preço a ser pago por adotar uma representação tão detalhada é um tempo de CPU extremamente elevado. Em se tratando de sistemas de grande porte, esta avaliação pode se tornar inviável. Tendo em mente esta restrição, e considerando que as cargas podem variar no tempo segundo padrões identificados para cada área, é proposto o modelo de Markov não-agregado com múltiplos níveis descrito pela Fig. 2. Para manter algumas informações cronológicas a respeito da carga, o modelo 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 $I_L = 1/DT$, onde DT 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, $L_i(A_m)$ corresponde ao nível de carga da

hora h apresentado pela área m . Como demonstra a Figura 2, quando a carga da área 1 transita do nível 1 para o nível 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, DT horas (e.g. 1 hora) em cada nível, assim como o período de análise terá, em média, T horas (e.g. 8760 horas). Obviamente, o conceito de área pode ser estendido para barra ou classe consumidora.

O modelo a múltiplos níveis da Figura 2 pode ser reduzido a um modelo de nível único. Para tal, basta considerar $m = 1$. Até mesmo neste caso, os resultados obtidos ao não agregar os estados da carga, são melhores que aqueles obtidos utilizando técnicas de agrupamento [19].

Observe que o modelo proposto utiliza as funções teste descritas por (10) e (13), as quais são aplicadas às seqüências de interrupção associadas ao estado de falha amostrado via sorteio não-seqüencial. Portanto, apenas um pequeno acréscimo no tempo de CPU é necessário.

Certamente o modelo de carga proposto é extremamente flexível e superior à maioria dos modelos de Markov discutidos pela literatura. A principal 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. Por esta representação aproximada, o modelo recebeu o nome de *pseudo-cronológico*.

Através do modelo proposto, a avaliação de índices de confiabilidade composta fica mais flexível: não é mais necessário assumir coerência para o sistema, assim como é possível considerar cargas variantes no tempo. Note que, até mesmo políticas de manutenção associadas ao tempo podem ser implementadas de maneira aproximada.

2.5 Algoritmo Proposto

O algoritmo proposto utiliza os seguintes passos:

- (i) amostre um estado do sistema $x^k \in X$, baseado em sua distribuição de probabilidade $P(x)$;
- (ii) 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 (i); senão, estime funções teste para os índices LOLP (Eq.4) e EENS (Eq. 5) e prossiga no passo (iii);
- (iii) obtenha através da simulação *forward/backward*, uma seqüência de interrupção I associada com o estado de falha x^k . Estime funções teste para os índices LOLF (Eq. 10) e LOLC (Eq. 13);
- (iv) avalie o *coeficiente de variação* (Eq. 3). Se a convergência desejada não é obtida, retorne ao passo (i); caso contrário, avalie o índice LOLD (Eq. 7) e pare.

3 TESTES REALIZADOS

A aplicação da simulação pseudo-cronológica é ilustrada através de estudos de caso utilizando o MRTS (*Modified IEEE Reliability Test System*) e o SSB (Sistema Sul-Sudeste Brasileiro). Um fluxo de potência DC e um algoritmo de medidas corretivas, baseadas em programação linear, são utilizados para analisar o desempenho do sistema. A referência [19] discute, dentre vários aspectos, o impacto de diferentes ações remediadoras na avaliação da LOLC. Das duas políticas de corte de carga, discutidas, *mínimo corte de carga* e *mínimo custo do corte*, apenas a primeira é utilizada nos testes apresentados a seguir. Todos os resultados foram obtidos em um computador Pentium 200Mhz.

3.1 Sistema IEEE-MRTS

O sistema MRTS resulta de modificações feitas no IEEE-RTS [25], com o objetivo de *estressar* a rede de transmissão. Para tal, são duplicadas a capacidade de geração e a carga, em cada barra do sistema. A curva de carga estabelecida para a área de 138kV corresponde a 52 repetições da semana pico para o

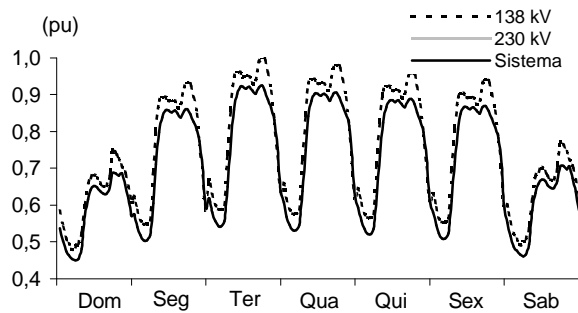


Figura 3: Curva de Carga Semanal - MRTS

inverno Inglês (semana 51 da curva original). A vigésima quinta semana da curva original (semana de verão) é adotada para representar a carga da área de 230kV. A Figura 3 ilustra as duas curvas (1 semana) e mais a curva resultante para o sistema. Foram utilizados os custos unitários de interrupção da Ontario Hydro [8,11,18]. A participação de cada classe consumidora, por barra do sistema, é a mesma utilizada em [4,17].

A Tabela 1 mostra os índices de confiabilidade estimados para o sistema através de três métodos: seqüencial, pseudo-cronológico e seqüencial⁺. O seqüencial corresponde à simulação Monte Carlo seqüencial utilizando as curvas cronológicas das cargas das áreas de 138 e 230kV, apresentadas pela Figura 3. O pseudo-cronológico representa as curvas cronológicas das cargas de ambas as áreas através do modelo (proposto) de Markov não agregado com múltiplos níveis. O método seqüencial⁺ difere do seqüencial apenas pelo uso de uma só curva de carga, qual seja, a curva resultante para o sistema, ilustrada na Figura 3. Neste caso, as cargas das barras são consideradas inteiramente correlacionadas com a carga total do sistema. Esta simplificação é necessariamente adotada pelos algoritmos incapazes de representar cargas variantes no tempo.

Tabela 1: Índices Estimados para o MRTS

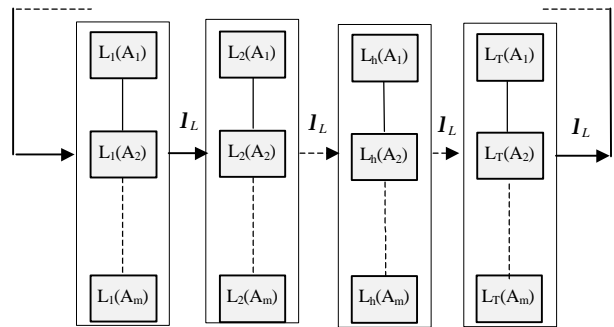


Figura 2: Modelo de Markov Não-Agregado com Múltiplos Níveis

Índice	Seqüencial	Pseudo-C.	Seqüencial ⁺
LOLP ($\times 10^2$)	3.3779	3.3947	1.8607
EENS (GWh/a)	28.706	28.717	24.432
LOLF (oc./a)	54.699	55.580	28.996
LOLD (h)	5.3948	5.3358	5.6061
LOLC (10^6 US\$/a)	120.09	119.31	104.00

Para os três métodos, um *coeficiente de variação* $b = 1\%$ foi estipulado para a convergência do índice LOLC do sistema. Para tal, a simulação seqüencial analisou $\sim 50 \times 10^6$ estados, distribuídos em 5432 séries sintéticas anuais, e necessitou de um tempo de processamento igual a 1276 minutos. A simulação seqüencial⁺ analisou $\sim 57 \times 10^6$ estados (6700 séries sintéticas anuais) em 1435 minutos. Já a simulação pseudo-cronológica analisou $\sim 1.4 \times 10^6$ estados, necessitando de apenas 41 minutos para o seu processamento. Este tempo representa um *speed up* superior a 30. Os resultados obtidos pelas simulações seqüencial e seqüencial⁺, comprovam a importância de se modelar curvas de carga por área. Como exemplo, o erro introduzido na LOLP, por considerar correlação 1 entre as cargas das áreas do sistema, foi de aproximadamente 45%. Como mostra a Tabela 1, o método pseudo-cronológico apresentou um excelente desempenho para todos os índices. Para a LOLC, o erro médio percentual (por barra) foi de 2.49%, o qual é bastante reduzido.

3.2 Sistema Sul-Sudeste Brasileiro - SSB

O sistema SSB, obtido da redução do sistema planejado para 1998, é composto por 413 barras e 685 circuitos. A capacidade instalada e o pico de carga são aproximadamente iguais a 46 GW e 41 GW, respectivamente. As curvas de custo unitário de interrupção foram extraídas de pesquisas realizadas pela Eletrobrás [10]. A composição da carga global do sistema é 19% residencial, 28% comercial e 53% industrial. Para representar o comportamento da carga, nas cinco áreas (São Paulo, Minas, Rio, Sul e Centro), são utilizadas 5 curvas de carga com 8736 pontos horários. Existem fatores de carga diários, semanais e mensais, para cada uma das áreas de carga. A Fig. 4 apresenta curvas típicas diárias para o mês de junho, para as áreas Minas e Sul. O comportamento distinto da carga é devido à diferente composição da mesma para estas duas áreas. Também têm influência as

condições mais severas presentes na região Sul durante o inverno.

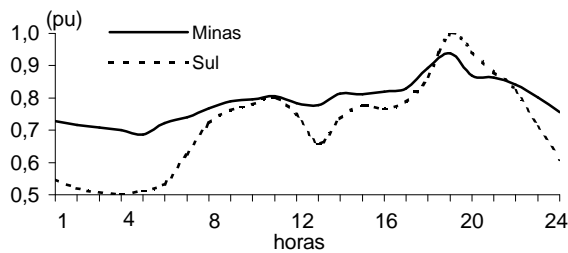


Figura 4: Curvas Diárias de Carga - SSB

A Figura 5 apresenta curvas de carga típicas semanais para a área Minas e para o sistema. Observe que o pico de carga para o sistema ocorre às quintas-feiras, enquanto que o pico da área Minas ocorre aos sábados, como consequência de agressivos programas de gerenciamento da demanda implementados pela CEMIG. A variedade de padrões de carga ilustra a importância de uma detalhada representação para a cronologia da carga ou, ao menos, de um modelo de carga a espaço de estados, hábil para considerar os diferentes padrões da carga.

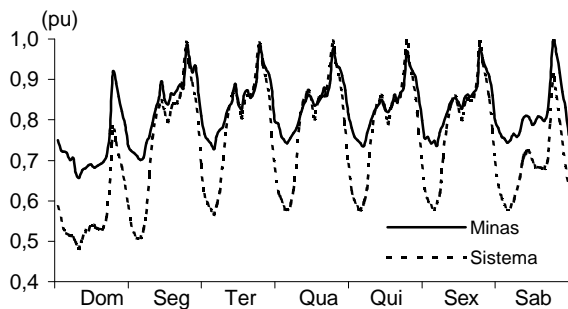


Figura 5: Curvas Semanais de Carga - SSB

Neste teste, um coeficiente de variação $b = 3\%$ foi adotado para a convergência da LOLC do sistema. A simulação seqüencial analisou $\sim 2.4 \times 10^6$ estados, distribuídos em 182 séries sintéticas anuais, e necessitou de um tempo de processamento igual a 320 minutos. A simulação seqüencial⁺ analisou $\sim 2.9 \times 10^6$ estados (218 séries sintéticas anuais) em 377 minutos. Já a simulação pseudo-cronológica necessitou de apenas 21 minutos para analisar $\sim 0.1 \times 10^6$ estados, o que corresponde a um *speed up* superior a 15. Novamente, os resultados obtidos pelas simulações seqüencial e seqüencial⁺ (Tabela 2), apontam a importância de se modelar a cronologia da carga para cada área do sistema. Da mesma forma que para o caso anterior, o método pseudo-cronológico proposto apresenta excelente desempenho na estimação de todos os índices de confiabilidade avaliados.

Tabela 2: Índices Estimados para o SSB

Índice	Seqüencial	Pseudo-C.	Seqüencial ⁺
LOLP ($\times 10^2$)	4.5121	4.5968	3.8128
EENS (GWh/a)	25.449	25.572	17.423
LOLF (oc./a)	152.56	157.07	101.48

LOLD (h)	2.5838	2.5567	3.2824
LOLC (10^6 US\$/a)	45.390	45.458	31.820

4. CONCLUSÕES

Este artigo apresentou a simulação Monte Carlo pseudo-cronológica, a qual mantém a eficiência computacional da simulação não-seqüencial e a precisão da simulação cronológica. Novas funções teste, propostas para a frequência e custos de interrupção, são utilizadas em conjunto com o modelo de Markov não-agregado com múltiplos níveis para a carga. Este novo modelo captura de maneira precisa os impactos das cargas variantes no tempo. A precisão e eficiência computacional da metodologia proposta, são demonstradas através dos sistemas: MRTS e SSB. *Speed-ups* de até 30 são obtidos com excelente precisão na estimação de índices de confiabilidade considerando diferentes padrões de carga. A metodologia proposta pode ser facilmente implementada em algoritmos de simulação não-seqüencial.

5. REFERÊNCIAS

- Billinton, et al., "Reliability Issues in Today's Electric Power Utility Environment", *IEEE Trans. Power Syst.*, Vol. 12, No. 4, pp. 1708-1714, Nov. 1997.
- E.G. Neudorf, et al., "Cost Benefit Analysis of Power System Reliability: Two Utility Case Studies", *IEEE Trans. on Power Systems*, Vol. 10, No. 3, pp. 1667-1675, Aug. 1995.
- A.F. Vojdani, R.D. Williams, W. Gambel, W. Li, L.Eng e B.N. Saddeth, "Experience with Application of Reliability and Value of Service Analysis in System Planning", *IEEE Trans. on Power Systems*, Vol. 11, No. 3 pp. 1489-1496, Aug. 1996.
- J. C. O. Mello, M. V. F. Pereira e A. M. Leite da Silva, "Evaluation of Reliability Worth in Composite System Based on Pseudo-sequential Monte Carlo Simulation", *IEEE Trans. Power Syst.*, Vol. 9, No. 3, pp. 1318-1326, Aug 1994.
- EPRI - Workshop Proceedings, "Power System Planning and Eng. - Research Needs and Priorities", Rep. EL-6503, 1989.
- Li Wenyuan e R. Billinton, "A Minimum Cost Assessment Method for Composite Generation and Transmission System Expansion Planning", *IEEE Trans. Power Systems.*, Vol. 8, No. 2, pp. 628-635, May 1993.
- EPRI, "Cost Benefit Analysis of Power System Reliability - Determination of Interruption Costs - Vol.1: Measurement Methods and Potential Application in Reliability Cost-Benefit Analysis", Report EL-6791, April 1990.
- EPRI, "Customer Demand for Service Reliability", Report RP-2810, 1989.
- G. Wacker e R. Billinton, "Customer cost of electric service interruptions", *Proc. IEEE*, Vol. 77, No. 6, pp. 919-930, 1989.
- A. G. Massaud, M. Th. Schilling e J. P. Hernandez, "Electricity restriction costs", *IEE Proc.C*, 141, No.4, pp.229-304, July 1994.
- A.M. Leite da Silva, G. Perez A., J.W. Marangon Lima e J.C.O. Mello, "Loss of Load Costs in Generating Capacity Reliability Evaluation", *Electric Power Systems Research*, Vol. 41, pp. 109-116, May 1997.
- M. V. F. Pereira e N. J. Balu, "Composite Generation/ Transmission Reliability Evaluation", *Proc. of IEEE*, Vol. 80, No. 4, pp. 470-491, 1992.
- 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.
- 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, Aug. 1993.
- L. Salvaderi, "Monte Carlo Simulation Techniques" in *Reliability Assessment of Composite Generation and Transmission Systems*, IEEE Tutorial Course 90EH0311-1-PWR, (1990).
- A. Sankarkrishnan e R. Billinton, "Sequential Monte Carlo Simulation for Composite Power System Reliability Analysis with Time Varying Loads", *IEEE Trans. on Power Systems*, Vol. 10, No. 3, pp.1540-1545, Aug. 1995.
- J.C.O. Mello, A.M. Leite da Silva e M.V.F. Pereira, "Efficient Loss-of-Load Cost Evaluation by Combined Pseudo-Sequential and State Transition Simulation", *IEE Proc. Pt. C*, Vol. 144, No. 2, pp. 147-154, March 1997.
- J.C.O. Mello, M.V.F. Pereira, A.M. Leite da Silva e A.C.G. Melo, "Application of Chronological Load Modeling in Composite Reliability Worth Evaluation", *Electric Power Systems Research*, Vol. 40, pp. 167-174, March 1997.
- 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", a ser publicado em "Electric Power Systems Research".