

Avaliação da Confiabilidade de Sistemas de Proteção de Sistemas de Potência Através do Método da Frequência e Duração

A confiabilidade em engenharia pode ser definida como a probabilidade de um componente, equipamento, ou sistema cumprir suas funções pré-fixadas, dentro de um período de tempo desejado e sob certas condições operativas [Endrenyi, 1978; Billinton, 1992 e Borges, 2005].

Conforme descrito no Capítulo 2, os componentes podem ser classificados em dois grupos: a) aqueles que são observados até falharem, posto que o reparo é impossível ou inviável economicamente, estes componentes são denominados *não reparáveis*; e b) componentes que são reparados após a ocorrência de falha, desta forma, seu ciclo de vida consiste na alternância de períodos de operação e de reparo, conforme ilustrado na Figura 3.1 [Melo, 1986 e 1990]. Estes componentes são denominados *reparáveis* e possuem grande interesse para a avaliação da confiabilidade de sistemas de potência.

Problemas envolvendo confiabilidade de equipamentos normalmente concentram-se em sistemas de espaços discretos, isto é, eles podem estar em um ou mais estados discretos identificáveis; e contínuo no tempo, ou seja, eles permanecem continuamente em qualquer um dos estados do sistema até que ocorra uma transição que o leva, em um intervalo discreto, para um outro estado onde permanece continuamente [Billinton, 1992].

O principal método para modelar este fenômeno é denominado Processo de Markov. O conceito básico do Processo de Markov envolve a idéia de que o comportamento futuro de um determinado estado é independente de todos os estados passados, exceto do estado imediatamente anterior ao estado em questão [Billinton, 1992]

As técnicas apresentadas neste capítulo estão associadas a sistemas que podem ser descritos como Processos de Markov Estacionários, isto é, a probabilidade de um determinado estado permanece a mesma durante todo o

período considerado. Neste caso, as taxas de falha ou reparo de uma função durante qualquer intervalo de tempo são constantes [Endrenyi, 1978 e Billinton, 1992]. Isto implica que as características de falha e reparo dos componentes podem ser representadas por distribuições de probabilidade exponenciais.

3.1

Conceitos do Processo de Markov

A modelagem de um componente ou função de um determinado sistema de potência pode ser feita a partir de um processo contínuo de operação, descrito por ciclos *falha-reparo*. Para simplificar, considera-se que o equipamento possua apenas dois estados, “operação” e “falha”, como mostrado na Figura 3.1.

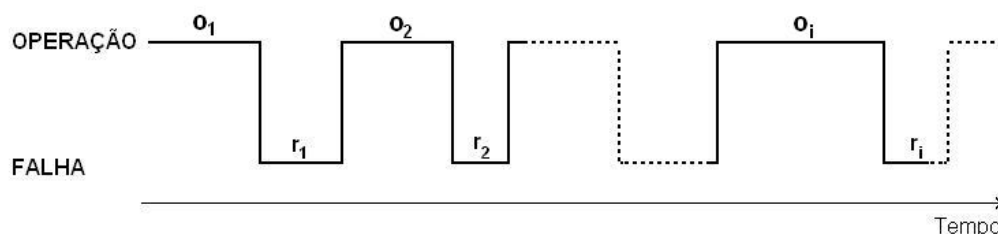


Figura 3.1 – Ciclo de Vida de um Componente Qualquer

Na figura, os parâmetros o_i e r_i representam, os tempos observados nos estados operação e falha, respectivamente, para o i -ésimo ciclo. Isto é, o equipamento encontra-se em operação quando, subitamente, ocorre uma falha e ele permanece sem operar até ser reparado e voltar ao estado original; posteriormente o componente volta a falhar e depois é reparado, assim sucessivamente. A probabilidade do equipamento encontrar-se em qualquer um dos estados é dada por:

$$P_i = \frac{\text{tempo total gasto no estado considerado}}{\text{tempo total de observação}} \quad (3.1)$$

Geralmente, a probabilidade de permanência no estado operação é denominada *disponibilidade* – A (availability), e a probabilidade de permanência no estado falha é chamada de *indisponibilidade* – U (unavailability).

Para o ciclo *falha-reparo* do equipamento ilustrado na Figura 3.1, as probabilidades deste equipamento encontrar-se nos estados operando e falho são respectivamente:

$$P_0 = A = \frac{\sum_{i=1}^N o_i}{t} \quad (3.2)$$

$$P_1 = U = \frac{\sum_{i=1}^N r_i}{t} \quad (3.3)$$

A questão que surge é saber se a determinação das probabilidades de permanência nos estados é suficiente para descrever o comportamento do sistema. A resposta pode ser dada através de um exemplo.

Considere duas linhas de transmissão hipotéticas cujos ciclos de operação são ilustrados na Figura 3.2 [Melo, 1986 e 1990].

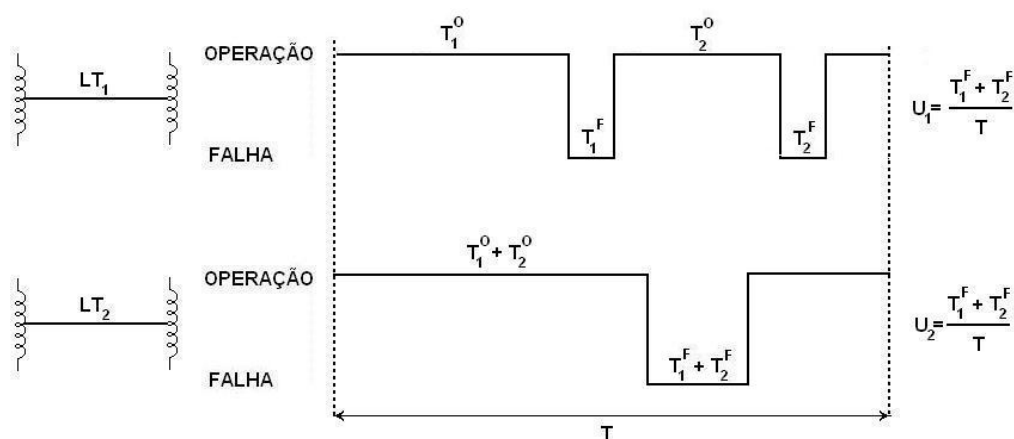


Figura 3.2 – Ciclo Operacional de Duas Unidades Transmissoras

As probabilidades das duas linhas de transmissão de permanecerem no estado de falha são dadas respectivamente por:

$$P_1 = U_1 = \frac{T_1^F + T_2^F}{T} \quad (3.4)$$

$$P_2 = U_2 = \frac{T_1^F + T_2^F}{T} \quad (3.5)$$

Apesar de ambas as unidades terem as mesmas indisponibilidades, ($U_1 = U_2$), a primeira falha duas vezes mais que a segunda, isto é, tem uma frequência de falha duas vezes maior, porém possui um tempo ou duração média de reparo duas vezes menor. Deste modo, para descrever melhor o comportamento do sistema, é necessário um parâmetro adicional: as taxas de transição entre os estados.

Note que para certos processos industriais, por exemplo, é preferível uma falha que dure meia hora a seis falhas que durem cinco minutos cada uma em diferentes dias. Isto porque para estas indústrias a interrupção do fornecimento compromete toda a produção diária independente do tempo de restabelecimento. Já para outros consumidores talvez seja melhor a situação inversa [Melo, 1986 e 1990].

Para a determinação das taxas de transição entre os estados, caracteriza-se o sistema através de seu comportamento médio. O modelo usual para esta caracterização é um processo de renovação, onde os ciclos *falha-reparo* são estatisticamente independentes e a distribuição de durações é estacionária no tempo. Os tempos médios nos estados operação e falha, ou seja, o tempo médio para falha - o e o tempo médio de reparo - r , podem ser estimados por:

$$o = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N o_i \quad (3.6)$$

$$r = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i \quad (3.7)$$

Deste modo pode-se obter um ciclo médio para o processo *falha-reparo*, mostrado na Figura 3.3 [Melo, 1986].

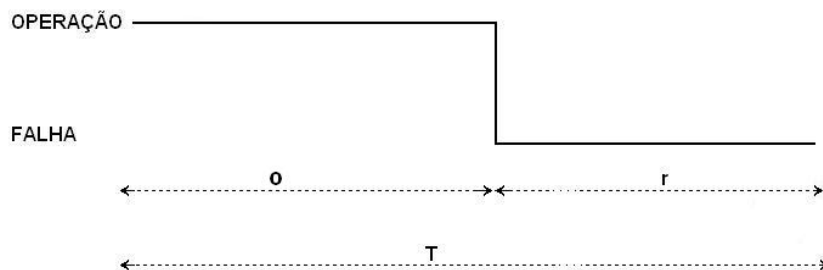


Figura 3.3 – Ciclo de Vida Médio de um Equipamento Qualquer

A partir deste ciclo médio pode-se representar o sistema como um diagrama de espaços de estados conforme o ilustrado na Figura 3.4 [Billinton, 1992], que é a forma usual de representação.

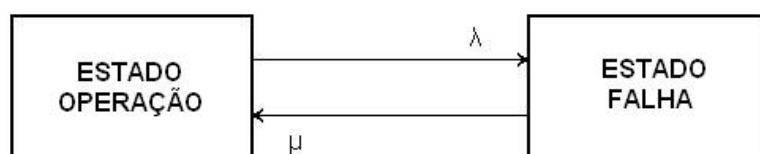


Figura 3.4 – Diagrama de Espaço de Estados de um Equipamento Modelado a Dois Estados

Define-se:

P_0 probabilidade do equipamento encontrar-se no estado operação;

P_1 probabilidade do equipamento encontrar-se no estado falha;

λ taxa de falha;

μ taxa de reparo.

Os parâmetros λ e μ são conhecidos como taxas de transição entre os estados uma vez que representam as taxas pela qual o equipamento transita entre um estado e outro [Billinton, 1992].

$$\lambda = \frac{\text{número de falhas do equipamento no período considerado}}{\text{tempo total que o equipamento ficou operando}} \quad (3.8)$$

$$\mu = \frac{\text{número de reparos do equipamento no período considerado}}{\text{tempo total que o equipamento ficou em reparo}} \quad (3.9)$$

3.1.1

Determinação das Probabilidades dos Estados em Função do Tempo

Considera-se um intervalo incremental dt suficientemente pequeno de modo que a probabilidade de dois ou mais eventos ocorrerem seja desprezível. A probabilidade deste equipamento continuar operando após o intervalo de tempo dt , isto é, a probabilidade do equipamento estar no estado 0 da Figura 3.3 após o intervalo $(t + dt)$ é:

[probabilidade de o equipamento estar operando no tempo t E não falhar no tempo dt] + [probabilidade de o equipamento ter falhado no instante t E ser reparado no instante dt]

$$P_0(t + dt) = P_0(t) \cdot (1 - \lambda \cdot dt) + P_1(t) \cdot (\mu \cdot dt) \quad (3.10)$$

Analogamente, a probabilidade deste equipamento encontrar-se no estado de falha após o intervalo $(t + dt)$ será:

$$P_1(t + dt) = P_1(t) \cdot (1 - \mu \cdot dt) + P_0(t) \cdot (\lambda \cdot dt) \quad (3.11)$$

De (3.10),

$$\frac{P_0(t + dt) - P_0(t)}{dt} = -\lambda \cdot P_0(t) + \mu \cdot P_1(t) \quad (3.12)$$

se $dt \rightarrow 0$, então $\frac{P_0(t + dt) - P_0(t)}{dt} = \frac{d_0 P(t)}{dt} = P_0'(t)$, logo,

$$P_0'(t) = -\lambda \cdot P_0(t) + \mu \cdot P_1(t) \quad (3.13)$$

De maneira similar, (3.11) fica:

$$P_1'(t) = \lambda \cdot P_0(t) - \mu \cdot P_1(t) \quad (3.14)$$

As equações (3.13) e (3.14) podem ser escritas na forma matricial

$$\begin{bmatrix} P_0'(t) & P_1'(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_0(t) & P_1(t) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} -\lambda & \lambda \\ \mu & -\mu \end{bmatrix} \quad (3.15)$$

A solução de (3.15) no domínio do tempo é dada por [Billinton, 1992]:

$$P_0(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda \cdot e^{-(\lambda + \mu)t}}{\lambda + \mu} \quad (3.16)$$

$$P_1(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} - \frac{\lambda \cdot e^{-(\lambda + \mu)t}}{\lambda + \mu} \quad (3.17)$$

As probabilidades $P_0(t)$ e $P_1(t)$ são as probabilidades do equipamento encontrar-se nos estados operando e falha respectivamente, em função do tempo, dado que o equipamento inicia seu ciclo de operação no instante $t = 0$, no estado operando.

3.1.2

Probabilidade em Regime Permanente

As probabilidades de regime permanente do sistema mostrado na Figura 3.4 podem ser determinadas fazendo-se $t \rightarrow \infty$ em (3.16) e (3.17), logo:

$$P_0 = P_0(\infty) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \quad (3.18)$$

$$P_1 = P_1(\infty) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \quad (3.19)$$

Os valores P_0 e P_1 geralmente são denominadas de disponibilidade - A e de indisponibilidade - U , do sistema em regime permanente.

3.1.3

Matriz Estocástica de Transição

A matriz estocástica de transição no Processo de Markov é determinada desde que a probabilidade de ocorrer uma transição durante um intervalo de tempo Δt seja igual à taxa de transição entre os estados vezes o intervalo de tempo

considerado. Se a taxa de falha do equipamento for λ , então a probabilidade do equipamento falhar durante o intervalo Δt , será $\lambda \cdot \Delta t$ e conseqüentemente a probabilidade do equipamento não falhar será de $1 - \lambda \cdot \Delta t$ [Billinton, 1992].

Para o caso de um único equipamento reparável, representado pelo diagrama de estados da Figura 3.4, a matriz estocástica de transição entre estados será:

$$P = \begin{bmatrix} 1 - \lambda \cdot \Delta t & \lambda \cdot \Delta t \\ \mu \cdot \Delta t & 1 - \mu \cdot \Delta t \end{bmatrix} \quad (3.20)$$

3.1.4

Determinação da Probabilidade dos Estados em Regime Permanente

Define-se α como o vetor de probabilidade em regime permanente, que permanecerá com o mesmo valor quando for multiplicada pela matriz estocástica de transição [Billinton, 1992]:

$$\alpha \cdot P = \alpha \quad (3.21)$$

Sendo α dado por $[P_0 \ P_1]$ para um único equipamento, e utilizando a matriz estocástica de transição (3.20), tem-se:

$$[P_0 \ P_1] \cdot \begin{bmatrix} 1 - \lambda \cdot \Delta t & \lambda \cdot \Delta t \\ \mu \cdot \Delta t & 1 - \mu \cdot \Delta t \end{bmatrix} = [P_0 \ P_1] \quad (3.22)$$

Desmembrando-se (3.22),

$$\begin{aligned} -\lambda \cdot \Delta t \cdot P_0 + \mu \cdot \Delta t \cdot P_1 &= 0 \\ \lambda \cdot \Delta t \cdot P_0 - \mu \cdot \Delta t \cdot P_1 &= 0 \end{aligned} \quad (3.23)$$

Eliminando-se Δt e resolvendo (3.23),

$$P_0 = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \quad (3.24)$$

$$P_1 = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \quad (3.25)$$

As equações (3.24) e (3.25) são as mesmas que (3.18) e (3.19) determinadas na Seção 3.1.2. Como o termo Δt não apareceu em (3.24) e (3.25), é conveniente omiti-lo da matriz estocástica de transição e expressar esta matriz levando-se em consideração somente as taxas de transição entre os estados [Billinton, 1992].

3.2

Método da Frequência e Duração

O Processo de Markov tem um papel importante na análise de confiabilidade dos sistemas de potência. Esta importância é devido ao fato de que os componentes do sistema de potência encontram-se continuamente nos estados de operação, reparo ou operação/manutenção. Esta característica de funcionamento do sistema torna necessário desenvolver índices complementares às probabilidades de estado.

Estes índices são a frequência com que ocorrem os déficits (interrupções de fornecimento) bem como sua duração esperada. Esses indicadores podem ser calculados através de um método denominado Frequência e Duração - **FD** o qual se baseia nos Processos de Markov [Billinton, 1992 e Melo, 1986].

3.2.1

Conceitos de Frequência e Duração

A partir do ciclo médio para um processo *falha-reparo* apresentado na Figura 3.3, verificou-se na Seção 3.1, que pode-se representar o ciclo operacional deste equipamento através de um diagrama de espaços de, no caso, dois estados.

Concluiu-se que para descrever o comportamento de um determinado equipamento faz-se necessária a determinação de parâmetros adicionais além da disponibilidade - A e indisponibilidade - U dos equipamentos. Estes parâmetros são as taxas de transição λ e μ .

Foram definidos os seguintes termos:

$$T = o + r \quad \text{período médio do ciclo;} \quad (3.26)$$

$$f = 1/T \quad \text{frequência média do ciclo;} \quad (3.27)$$

$$\lambda = 1/o \quad \text{taxa esperada de falha;} \quad (3.28)$$

$$\mu = 1/r \quad \text{taxa esperada de reparo.} \quad (3.29)$$

A hipótese de estacionaridade no tempo da distribuição de durações faz com que as taxas de falha e de reparo possam ser assumidas como constantes [Billinton, 1992]. Taxas de falhas e de reparos constantes podem ser assumidas se o tempo para qualquer evento que causa uma transição entre estados possa ser representado por uma distribuição de probabilidade cumulativa exponencial [Endrenyi, 1978].

Portanto, tal hipótese coloca a representação do ciclo operacional destes equipamentos dentro da classe mais restrita dos Processos de Markov. Também é assumido que o e r são finitos, isto é, ambos os estados são acessíveis.

Mostrou-se na Seção 3.1, que a probabilidade em regime permanente dos estados de operação e falha de um único equipamento são respectivamente:

$$P_0 = A = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \quad (3.30)$$

$$P_1 = U = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \quad (3.31)$$

Substituindo-se (3.28) e (3.29) em (3.30) e (3.31), obtém-se:

$$P_0 = \frac{\mu}{\lambda + \mu} = \frac{o}{o + r} = \frac{o}{T} = \frac{1}{\lambda T} = \frac{f}{\lambda} \quad (3.32)$$

$$P_1 = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} = \frac{r}{o + r} = \frac{r}{T} = \frac{1}{\mu T} = \frac{f}{\mu} \quad (3.33)$$

De (3.32) e (3.33) conclui-se que:

$$f = P_0 \lambda = P_1 \mu \quad (3.34)$$

A expressão (3.34) pode ser descrita em palavras como: “*freqüência de encontrar um determinado estado*”

$P_0 \lambda =$ (probabilidade de estar neste estado) x (taxa de saída deste estado),

$P_1 \mu =$ (probabilidade de não estar no estado) x (taxa de entrada neste estado).

O método de freqüência e duração fornece índices que indicam a freqüência de ocorrência de uma determinada falha bem como a duração esperada da mesma.

Voltando ao exemplo ilustrado na Figura 3.2, obtém-se, respectivamente, a freqüência de encontrar o estado operação, das linhas de transmissão 1 e 2.

Linha de Transmissão 1:

$$P_1 = U = \frac{T_1^F + T_2^F}{T} = \frac{T^F}{T} \quad (3.35)$$

$$\mu = \frac{2}{T_1^F + T_2^F} = \frac{2}{T^F} \quad (3.36)$$

Por (3.33) obtém-se a freqüência de encontrar o estado *falha*

$$f_1 = P_1 \cdot \mu = \frac{T^F}{T} \cdot \frac{2}{T^F} = \frac{2}{T} \quad (3.37)$$

Linha de Transmissão 2:

$$P_1 = U = \frac{T_1^F + T_2^F}{T} = \frac{T^F}{T} \quad (3.38)$$

$$\mu = \frac{1}{T_1^F + T_2^F} = \frac{1}{T^F} \quad (3.39)$$

Portanto, a frequência da linha de transmissão 2 encontrar-se no estado falho é:

$$f_1 = P_1 \cdot \mu = \frac{T^F}{T} \cdot \frac{1}{T^F} = \frac{1}{T} \quad (3.40)$$

Ou seja, embora probabilidade de ocorrência de falha seja a mesma para os dois casos, a frequência de ocorrência do estado de *falha* é duas vezes maior no caso da linha de transmissão 1.

De maneira geral, a frequência de ocorrência de um determinado estado é dado por:

$$f(s) = \frac{\text{número de total de ocorrências de um estado}}{\text{tempo total de observação}} \quad (3.41)$$

3.3

Aplicação a Sistemas Multi-Estados

Mostrou-se que os conceitos do Processo de Markov são estendidos para fornecer parâmetros adicionais de confiabilidade tais como a frequência e duração dos estados. Os modelos descritos nas Seções 3.1 e 3.2 podem ser aplicados em um grande número de configurações nos quais possam ser definidos os critérios de falha e de reparo. A partir das expressões desenvolvidas para o modelo de dois estados, pode-se derivar expressões para modelos multi-estados mais complexos [Melo, 1986].

Seja $P(s)$, a probabilidade do equipamento ou função residir no estado s , dada por:

$$P(s) = \frac{\text{tempo médio gasto no estado } s}{\text{tempo total de observação}} \quad (3.42)$$

A taxa de transição λ_{ij} entre dois estados i e j do sistema, é

$$\lambda_{ij} = \frac{\text{número de transições do estado } i \text{ para o estado } j}{\text{tempo total gasto no estado } i} \quad (3.43)$$

A frequência de se encontrar um estado s do sistema pode ser obtida através de:

$$f(s) = \sum_i P_i \cdot \lambda_{is} = \sum_i P_s \cdot \lambda_{si} \quad (3.44)$$

Desta forma, a frequência de saída e a frequência de entrada, para um determinado estado, são sempre iguais.

As taxas de transição entre estados do sistema podem ser obtidas através do comportamento histórico do equipamento ou função, através de (3.43). As probabilidades também podem ser obtidas do comportamento histórico ou através das equações:

$$\begin{cases} \alpha \cdot P = \alpha \\ \sum_{i=1}^n P_i = 1 \end{cases} \quad (3.45)$$

onde:

$\alpha = [P_1 \quad P_2 \quad \dots \quad P_n]$ - vetor de probabilidade dos estados

P - matriz estocástica de transição entre estados

n - número de estados do sistema

Os conceitos de Processo de Markov e o método da Frequência e Duração serão aplicados no desenvolvimento do modelo de estado para determinação dos parâmetros de confiabilidade do sistema de proteção de equipamentos do sistema elétrico.

3.4

Relação entre Intervalos de Manutenção Programada e a Confiabilidade de um Componente

A manutenção pode ser classificada em duas categorias: a) manutenção programada; e b) manutenção corretiva. A manutenção programada é realizada

com o objetivo de reduzir as taxas de falha de um componente ou sistema, garantindo-lhes bons padrões de confiabilidade. A manutenção corretiva é realizada quando o componente ou sistema necessita de reparo para voltar a realizar sua função requerida.

A manutenção programada é realizada em intervalos de tempo pré fixados, por outro lado, a frequência de manutenção corretiva depende da taxa de falha responsável pela falha do componente. O tempo médio para falha – m , indica o tempo médio que um determinado componente leva até falhar. Para um tempo de operação t , haverá em média t/m manutenções corretivas realizadas no componente [Billinton, 1992]

Considera-se um componente que realiza manutenção preventiva periódica cujo objetivo seja o adiamento de possíveis falhas. Supõe-se que a cada manutenção preventiva realizada, o componente readquira as características de um componente novo. Assume-se também que a manutenção preventiva é ideal, ou seja, o intervalo da manutenção é instantâneo [Endrenyi, 1978].

Na Figura 2.5, foram observadas os diversos tipos de função densidade de falha dos equipamentos. Considera-se o fato de que a manutenção preventiva devolve o componente à operação como se este estivesse sendo colocado em operação pela primeira vez. No caso do componente possuir uma função densidade de falha exponencial, ou seja, sua taxa de falha é constante, pela sua definição a probabilidade de falha do componente no intervalo $t + \Delta t$ é a mesma que o componente possuía antes de t , ou seja as características do componente permanecem inalteradas ao longo do tempo. Desta maneira a manutenção preventiva não traria os efeitos desejados.

Para componentes cuja taxa de falha é decrescente, conforme a fase I, também denominado de “mortalidade infantil”, da curva da banheira, ilustrada no caso B da Figura 2.5, a manutenção preventiva é desvantajosa uma vez que a “restauração” do componente produzirá uma maior probabilidade de falha comparada com a probabilidade de falha no instante anterior à manutenção.

Por outro lado, para os componentes que possuem taxa de falha crescente, a realização de manutenção preventiva diminuirá a sua probabilidade de falha.

Seja $f_T(t)$ a função densidade de probabilidade do ciclo de vida de um determinado equipamento não reparável e assume-se que a manutenção preventiva neste mesmo equipamento ocorra em intervalos de tempo fixos, T_M . A função densidade de probabilidade deste equipamento incorporando os efeitos da manutenção $f_T^*(t)$ está ilustrada na Figura 3.5 [Endrenyi, 1978]. Na Figura 3.5, cada segmento entre kT_M e $(k+1)T_M$ é igual ao segmento anterior multiplicado por $R(T_M)$, onde $R(t)$ é a função de confiabilidade do equipamento, e desta maneira, $R(T_M)$ indica a proporção da sobrevivência do componente ao entrar em um novo segmento. Seja a função $f_1(t)$ definida por [Endrenyi, 1978]:

$$f_1(t) = \begin{cases} f_T(t) & \text{se } 0 < t \leq T_M \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3.46)$$

Então, $f_T^*(t)$ pode ser expresso por:

$$f_T^*(t) = \sum_{k=0}^{\infty} f_1(t - kT_M) R^k(T_M) \quad (3.47)$$

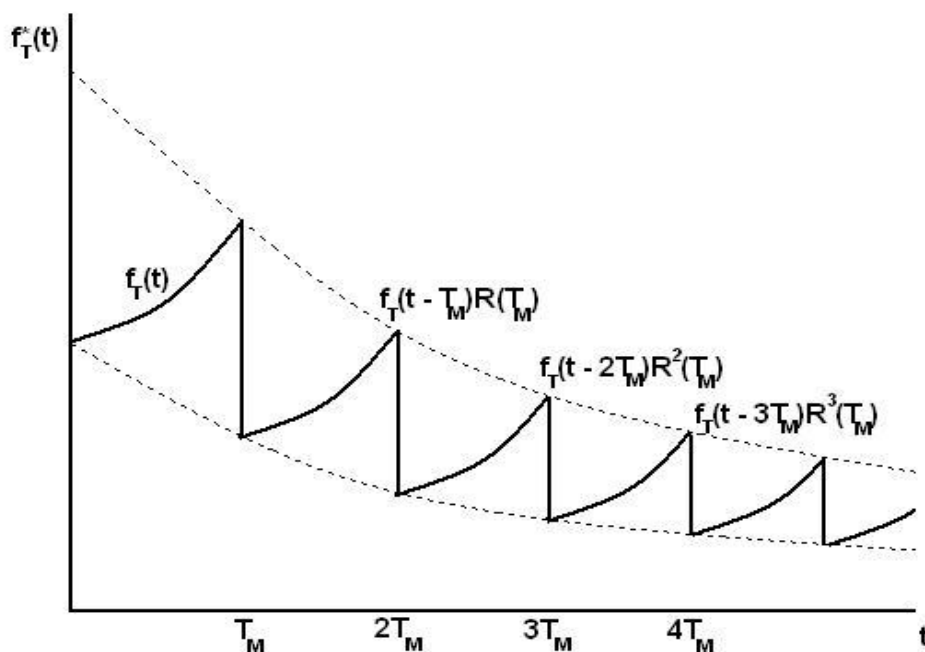


Figura 3.5 – A Função Densidade de Probabilidade do Ciclo de Vida de um Componente sob Manutenção Preventiva Periódica

Observa-se que $f_T^*(t)$ ilustrado na Figura 3.5, é uma exponencial. Isto decorre do fato que o desenvolvimento de $f_T^*(t)$ é conduzido pela progressão geométrica $R^k(T_M)$, $k = 0, 1, 2, \dots$

Portanto, o efeito mais importante da realização de manutenções preventivas periódicas (com duração insignificante) é a transformação da distribuição cumulativa de probabilidade original do ciclo de vida do equipamento em uma distribuição exponencial [Endrenyi, 1978 e Billinton, 2000], conseqüentemente há um aumento do tempo médio para falha. Isto implica que a realização de manutenção preventiva reduzirá a freqüência de reparos [Billinton, 1998].

3.4.1

Relação do Tempo Médio Para Falha e o Aumento do Intervalo entre Manutenções Programadas

Verificou-se que a adoção de manutenção programada resulta na diminuição da freqüência de falha de um determinado componente. Segue, portanto, que quanto maior for a freqüência de manutenções programadas (intervalos de manutenções menores), maior será o tempo médio para falhas [Billinton, 1992]. A relação entre o intervalo entre manutenções programadas e o tempo médio para falha é ilustrada na Figura 3.6 [Billinton, 1992].

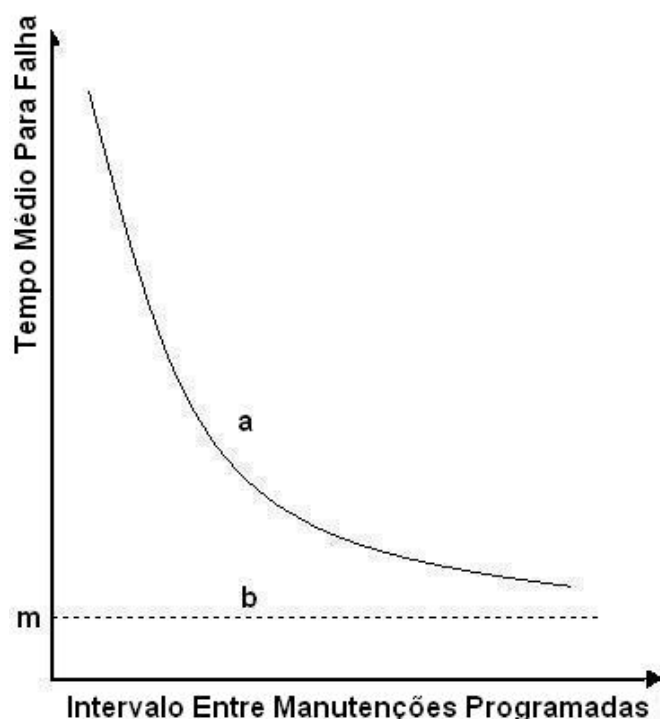


Figura 3.6 – (a) Relação do Tempo Médio para Falha e o Intervalo entre Manutenções; (b) Tempo Esperado para Falha Caso Não Seja Realizada Manutenção Programada

O tempo médio para falha de um equipamento irá decrescer em função do aumento da periodocidade da manutenção programada até convergir para o caso onde nenhuma manutenção é realizada.

3.5

Processos de Decisão Markovianos em Sistemas de Segurança e Proteção [Siqueira, 1999]

Apresenta-se nesta seção e no Apêndice A desta tese, o trabalho desenvolvido por Iony Patriota de Siqueira em sua Dissertação de Mestrado [Siqueira, 1999]. No Apêndice A, foram definidos os tipos de manutenção aplicáveis aos sistemas de segurança e proteção de um sistema elétrico. Em seu trabalho, dezoito subsistemas foram parametrizados com dados das séries históricas de desempenho dos sistemas de proteção e desligamentos forçados da rede elétrica. Foram identificados os elementos necessários à adoção de um programa de manutenção, e à modelagem dos sistemas de proteção com Processos de Markov.

3.5.1

Modelagem

Reproduz-se na Figura 3.7, o modelo proposto por Siqueira, para modelar o sistema de proteção do sistema elétrico. Na figura, λ_{ij} representam as taxas de transições entre os estados. Neste modelo foram definidos os seguintes estados:

- **Normal:** quando a proteção estiver apta a executar sua missão, atuando conforme projetada. Em outras palavras, não possuir defeito intrínseco, estando em condições de desligar o equipamento na ocorrência de um defeito interno, e simultaneamente bloquear seu desligamento na ausência de defeito ou na ocorrência de defeitos externos ao processo;
- **Defeito:** quando a proteção estiver com defeito interno ou intrínseco, propensa a atuações não-conformes, tais como desligar intempestivamente o equipamento protegido, na ausência de uma falha no equipamento protegido;
- **Recusa:** quando a proteção estiver com defeito interno ou intrínseco, que a impeça de atuar na ocorrência de uma falha no equipamento protegido. O equipamento protegido será desligado pelas proteções de retaguarda de outros equipamentos, ou pelos sistemas de proteção contra falha de disjuntor, em consequência da recusa de atuação da proteção.
- **Teste:** quando a proteção estiver sendo submetida a uma inspeção, teste periódico, manutenção preventiva ou auto-teste.
- **Reparo:** quando o sistema de proteção não tiver mais condições de efetuar sua função requerida necessitando de reparo para voltar ao estado de operação

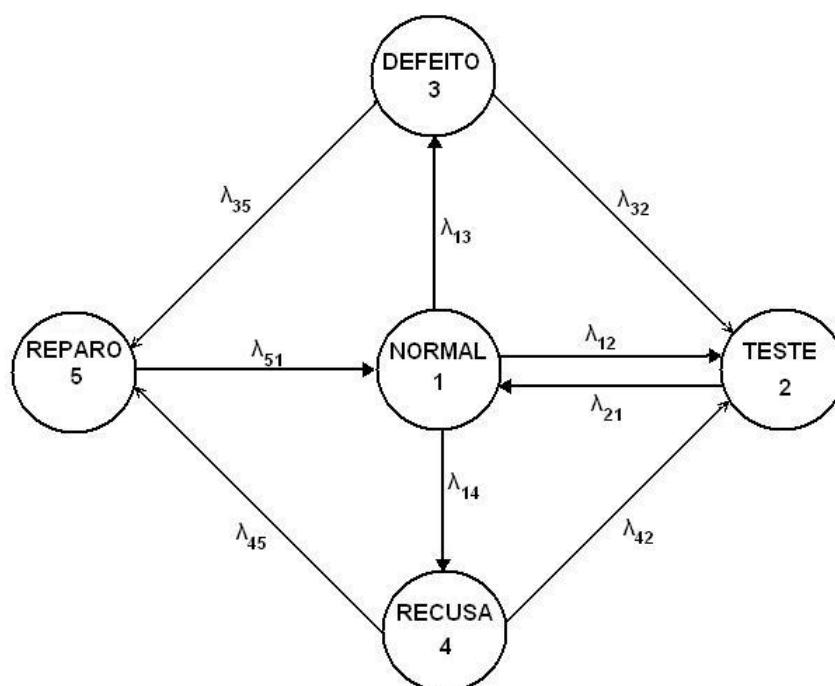


Figura 3.7 – Diagrama de Transição de Estados do Sistema de Proteção

3.5.2

Agregação de Estados

Em seu trabalho, Siqueira sugere a possibilidade de simplificação dos estados da proteção, para torná-la tratável analiticamente.

Através da agregação de grupos de estados um novo processo é gerado, com novos estados (estados agregados) e novas transições (de e para os novos estados agregados). Para a obtenção das soluções em regime permanente e em função do tempo, deve ser assegurado que o novo processo permaneça um processo markoviano. Para este fim, algumas condições devem ser respeitadas: um grupo de estados podem se fundir se a taxa de transição para qualquer outro estado ou grupo de estados agregados for a mesma para cada estado dentro do grupo [Kemeny, 1960, Howard, 1971, Singh, 1975 e Endrenyi, 1978].

No sistema em estudo, pode-se investigar a possibilidade de agrupar os estados de RECUSA e DEFETO em um único estado, doravante denominado de ANORMAL. Na Figura 3.8, ilustra-se o diagrama de estados do Processo de Markov resultante, na qual o estado agregado é representado pelo número seis

(6), que será utilizado na identificação de todos os parâmetros associados a esta condição. Os demais estados permanecem com a numeração original.

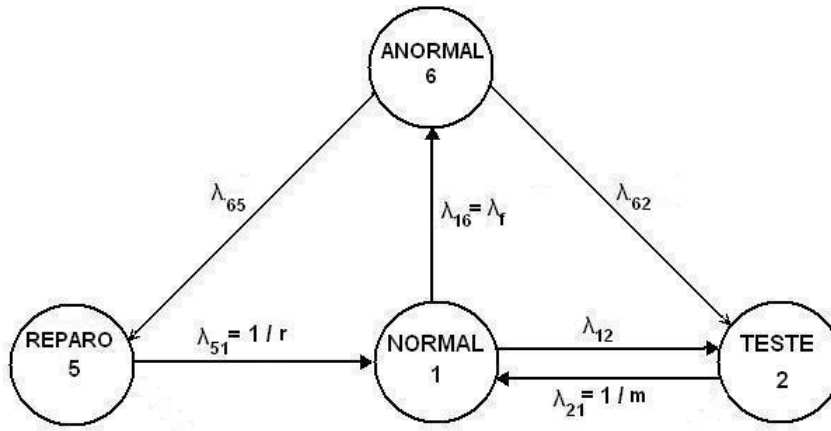


Figura 3.8 – Diagrama de Estados do Modelo Simplificado

Segundo o critério para agregação dos estados 3 e 4 [Endrenyi, 1978, Billinton, 1992 e Melo, 1986], tem-se:

$$P_{3 \text{ e } 4} = P_6 = P_3 + P_4 \quad (3.48)$$

$$F_{3 \text{ e } 4} = F_3 + F_4 = F_6 \quad (3.49)$$

$$F_{3 \text{ e } 4} = F_6 = P_3 \cdot \lambda_{35} + P_3 \cdot \lambda_{32} + P_4 \cdot \lambda_{45} + P_4 \cdot \lambda_{42} \quad (3.50)$$

$$F_6 = P_3 \cdot (\lambda_{35} + \lambda_{32}) + P_4 \cdot (\lambda_{45} + \lambda_{42}) \quad (3.51)$$

Os estados 3 e 4 podem ser agrupados se e somente se:

$$\lambda_{65} = \lambda_{35} = \lambda_{45} \quad (3.52)$$

$$\lambda_{62} = \lambda_{32} = \lambda_{42} \quad (3.53)$$

3.5.3

Determinação da Taxa de Falha Interna do Sistema de Proteção

Em geral, a taxa de falha interna $\lambda_{f6} = \lambda_f$ não é observável diretamente, uma vez que os defeitos internos à proteção são invisíveis ao operador. Por consequência, a taxa de falha interna da proteção, terá de ser estimada a partir de variáveis observáveis, usando as equações do modelo apresentado na Figura 3.8.

As variáveis observáveis são ocorrências e durações de eventos visíveis e são apresentadas no Apêndice A desta tese.

taxa de solicitações da proteção (λ_d);
 frequência de atuações indevidas (F_e);
 frequência de recusas de atuação (F_r);
 tempo médio de teste ($m = 1/\lambda_{21}$);
 tempo médio de reparo ($r = 1/\lambda_{51}$);
 periodicidade da manutenção ($T_2 = 1/F_t$).

A taxa de falha interna do sistema de proteção é um dado característico do sistema de proteção, traduzindo a taxa de falhas, que possam resultar em recusas ou atuações indevidas.

Neste trabalho será admitido que o valor de λ_f é constante, ou que as falhas na proteção obedecem a uma distribuição exponencial. Vários motivos justificam esta hipótese [Siqueira, 1992]:

- uso generalizado de dispositivos eletrônicos, isentos de falhas progressivas;
- independência de cada falha em relação às anteriores;
- elevada quantidade de dispositivos em cada sistema, sujeitos a falhas aleatórias;
- grande quantidade de sistemas em cada modelo agregado.

A probabilidade da proteção encontrar-se no estado de TESTE em um determinado instante será estimada por:

$$F_2 = F_{21} = P_2 \cdot \lambda_{21} = P_1 \cdot \lambda_{12} + P_6 \cdot \lambda_{62} \quad (3.54)$$

$$P_2 = \frac{F_2}{\lambda_{21}} \quad (3.55)$$

sendo F_2 a frequência de manutenções programadas F_t , e $\lambda_{21} = \frac{1}{m}$. Então:

$$P_2 = F_t \cdot m \quad (3.56)$$

onde m é o tempo médio de duração da manutenção preventiva.

Analogamente, a probabilidade do sistema de proteção encontrar-se no estado de REPARO será estimada por:

$$F_5 = P_5 \cdot \lambda_{51} = P_6 \cdot \lambda_{65} \quad (3.57)$$

$$P_5 = \frac{F_5}{\lambda_{51}} \quad (3.58)$$

$$P_5 = F_5 \cdot r \quad (3.59)$$

onde r é o tempo médio de reparo do sistema de proteção e F_5 é a frequência de falhas observadas.

Segundo o submódulo 2.7 dos procedimentos de rede para padrões de desempenho da rede básica do sistema elétrico, a frequência de desligamento forçado – FDF , expressa a incidência de falhas e interrupções de emergência nas horas de serviço de um equipamento ou função, durante um período de observação [ONS, 2007]:

$$FDF = \frac{\text{número de desligamentos no período considerado}}{\text{número total de horas do período considerado}} \quad (3.60)$$

No Apêndice A desta tese, foram definidas as frequências de desligamentos forçados do sistema de proteção [Siqueira, 1999]. Verificam-se duas situações em que ocorrem os desligamentos forçados do sistema de proteção:

- i) a frequência F_e é número médio de desligamentos forçados do equipamento protegido devido a uma atuação indevida da proteção,
- ii) a frequência F_r mede o número de recusas de atuação da proteção (número de desligamentos forçados realizados pelas proteções de retaguarda), por unidade de equipamento, constatado durante o período de observação.

Portanto, frequência de desligamentos forçados será o somatório da frequência de desligamentos indevidos – F_e , com a frequência de recuas de atuação da proteção – F_r . Observou-se que o sistema de proteção encontrar-se-á no estado REPARO em virtude da ocorrência de desligamentos forçados do sistema de proteção. Por esta razão tem-se:

$$F_5 = (F_e + F_r) \quad (3.61)$$

Substituindo-se (3.61) em (3.59), tem-se:

$$P_5 = (F_r + F_e) \cdot r \quad (3.62)$$

Verifica-se também que:

$$F_5 = (F_e + F_r) = P_5 \cdot \lambda_{51} = P_6 \cdot \lambda_{65} \quad (3.63)$$

$$(F_e + F_r) = P_6 \cdot \lambda_{65} \quad (3.64)$$

Resolvendo-se (3.64):

$$P_6 = \frac{(F_e + F_r)}{\lambda_{65}} \quad (3.65)$$

A frequência do estado NORMAL será:

$$F_6 = P_1 \cdot \lambda_{16} = P_6 \cdot \lambda_{65} + P_6 \cdot \lambda_{62} \quad (3.66)$$

De (3.66) determina-se a taxa de falha interna da proteção:

$$\lambda_{16} = \frac{P_6 \cdot (\lambda_{65} + \lambda_{62})}{P_1} \quad (3.67)$$

Como $\sum_{i=1}^n P_i = 1$

$$\lambda_{16} = \frac{(F_e + F_r) \cdot (\lambda_{65} + \lambda_{62})}{1 - P_2 - P_5 - P_6} \quad (3.68)$$

Substituindo-se (3.56), (3.62) e (3.65) em (3.68):

$$\lambda_{16} = \frac{(F_e + F_r) \cdot (\lambda_{65} + \lambda_{62})}{\lambda_{65} - \lambda_{65} \cdot F_t \cdot m - (F_e + F_r) \cdot (\lambda_{65} \cdot r + 1)} \quad (3.69)$$

3.6

Determinação das Probabilidades em Regime Permanente dos Estados do Sistema de Proteção

De posse dos valores das frequências de desligamentos indevidos e por recusa de atuação da proteção; e também dos tempos médios de duração de reparo e da duração da manutenção corretiva, amostrados dos registros históricos, pode-se estimar numericamente o vetor de probabilidade permanente dos estados do diagrama de Markov.

Para a determinação das probabilidades em regime permanente dos estados do sistema de proteção utiliza-se a expressão (3.45) descrita na Seção 3.3 deste capítulo.

$$\begin{bmatrix} P_1 & P_2 & P_5 & P_6 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 - \lambda_{12} - \lambda_{16} & \lambda_{12} & 0 & \lambda_{16} \\ \lambda_{21} & 1 - \lambda_{21} & 0 & 0 \\ \lambda_{51} & 0 & 1 - \lambda_{51} & 0 \\ 0 & \lambda_{62} & \lambda_{65} & 1 - \lambda_{62} - \lambda_{65} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_1 & P_2 & P_5 & P_6 \end{bmatrix} \quad (3.70)$$

Resolvendo-se (3.70):

$$P_1 = \frac{(\lambda_{65} + \lambda_{62}) \cdot (1 - F_t \cdot m)}{\lambda_{16} \cdot (1 + \lambda_{62} \cdot r) + (\lambda_{65} + \lambda_{62})} \quad (3.71)$$

$$P_2 = F_t \cdot m \quad (3.72)$$

$$P_5 = \frac{(1 - m \cdot F_t)(r \cdot \lambda_{62}) \cdot \lambda_{16}}{(\lambda_{16} \cdot (1 + r \cdot \lambda_{65}) + (\lambda_{65} + \lambda_{62}))} \quad (3.73)$$

$$P_6 = \frac{(1 - m \cdot F_t) \cdot \lambda_{16}}{\lambda_{16} \cdot (1 + r \cdot \lambda_{65}) + (\lambda_{65} + \lambda_{62})} \quad (3.74)$$

3.7

Conclusões e Comentários sobre o Modelo Adotado

O modelo apresentado por Siqueira tem como ponto de partida o diagrama de estados ilustrado novamente na Figura 3.9.

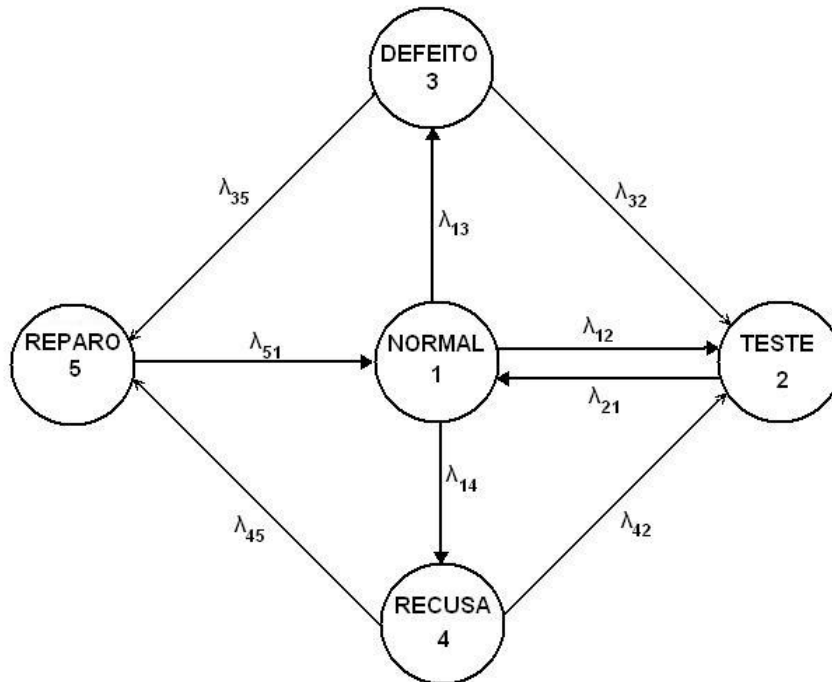


Figura 3.9 – Diagrama de Transição de Estados do Sistema de Proteção

Para o cálculo da taxa de falha interna da proteção (λ_{16}), definida como λ_f , Siqueira sugere a simplificação do modelo de cinco estados para um modelo de quatro estados. Após esta simplificação determina-se a taxa de falha interna do sistema de proteção em função das frequências de atuações indevidas F_e e de recusa de atuação da proteção F_r , e também das taxas de transições entre os estados e os tempos médios de duração de reparo r e de manutenção programada m .

$$\lambda_{16} = \frac{(F_e + F_r) \cdot (\lambda_{65} + \lambda_{62})}{\lambda_{65} - \lambda_{65} \cdot F_t \cdot m - (F_e + F_r) \cdot (\lambda_{65} \cdot r + 1)} \quad (3.74)$$

De acordo com o trabalho de Siqueira, a taxa de desligamentos forçados do sistema de transmissão ($\lambda_d = \lambda_{65}$) pode ser aproximada pela sua frequência de desligamentos forçados (F_d), definida no Apêndice A, portanto, a taxa de falha interna do sistema de proteção é dada por:

$$\lambda_{16} = \lambda_f = \frac{(F_e + F_r) \cdot (\lambda_d + F_t)}{\lambda_d - \lambda_d \cdot F_t \cdot m - (F_e + F_r) \cdot (\lambda_d \cdot r + 1)} \quad (3.75)$$

Entretanto, analisando-se a definição de taxa de transição entre estados λ_{ij} estabelecida na Seção 3.3, tem-se:

λ_{35} = (nº de transições do estado de DEFEITO interno do sistema de proteção para o estado de REPARO / tempo total que o sistema de proteção permaneceu no estado de DEFEITO interno, mas o sistema de proteção manteve-se em operação).

λ_{45} = (nº de transições do estado de RECUSA de atuação do sistema de proteção para o estado de REPARO / tempo total que o sistema de proteção permaneceu no estado de RECUSA, mas o sistema de proteção manteve-se em operação).

Pelos resultados apresentados nas Tabelas A.9 e A.10, considerou-se o intervalo entre manutenção programada de três anos, o número de desligamentos indevidos é diferente do número de recusas de atuação da proteção ($F_e \neq F_r$).

$$F_e = \frac{\sum N^{\circ}(INDEVIDAS)}{T \cdot \sum EQP} \quad (3.76)$$

$$F_r = \frac{\sum N^{\circ}(RECUSAS)}{T \cdot \sum EQP} \quad (3.77)$$

Além disso, Siqueira descreve em sua dissertação que a transição entre os estados de DEFEITO para o estado REPARO e do estado de RECUSA para o de REPARO é igual a frequência de solicitações do sistema de proteção (F_d) cuja definição apresentada no Apêndice A é “*número médio de desligamentos forçados, por unidade de equipamento, constatado durante um período de observação*”.

$$F_d = \frac{\sum TRIP}{T \cdot \sum EQP} \quad (3.78)$$

A interpretação da frequência de solicitações da proteção ($TRIP$) é:

- a. quando o equipamento protegido estiver emitindo ordem de desligamento e a proteção se recusar a desligá-lo (neste caso, as proteções de retaguarda desligam o sistema protegido);
- b. quando a proteção desligar indevidamente o equipamento protegido;
- c. quando o equipamento protegido estiver emitindo ordem de desligamento e a proteção desligá-lo.

Comparando-se os valores apresentados na Tabela A.8, A.9 e A.10, observa-se que: $F_d > F_e + F_r$. Ou seja, foi incluído no cálculo de F_d um parâmetro referente ao desligamento do equipamento protegido que não têm nenhuma relação com os estados de DEFEITO e de RECUSA de atuação do sistema de proteção.

Para o cômputo das taxas de transição dos estados de DEFEITO para REPARO e TESTE e do estado de RECUSA para os estados de REPARO e TESTE é necessário saber o tempo médio de permanência dos estados de DEFEITO e RECUSA. Entretanto, o tempo de permanência nos estados de DEFEITO e RECUSA são “ocultos”, o que impossibilita a análise de confiabilidade sem que sejam realizadas aproximações como as sugeridas por Siqueira.

Para a determinação das probabilidades permanentes dos estados do sistema de proteção em função do intervalo entre manutenções programadas, sem a utilização de aproximações, faz-se necessário o desenvolvimento de um novo diagrama de estados. Este modelo será proposto no Capítulo 4 desta tese.