



INCORPORAÇÃO DE ATRIBUTOS DE CONFIABILIDADE À REGRA DE
MANUTENÇÃO PARA A EXTENSÃO DE VIDA ÚTIL QUALIFICADA EM
SISTEMAS DE SEGURANÇA DE CENTRAIS NUCLEARES

Newton José Ferro

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Nuclear, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Engenharia Nuclear.

Orientador: Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e
Melo

Rio de Janeiro

Março de 2011

INCORPORAÇÃO DE ATRIBUTOS DE CONFIABILIDADE À REGRA DE
MANUTENÇÃO PARA A EXTENSÃO DE VIDA ÚTIL QUALIFICADA EM
SISTEMAS DE SEGURANÇA DE CENTRAIS NUCLEARES

Newton José Ferro

TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO LUIZ
COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA (COPPE) DA
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS
REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM
CIÊNCIAS EM ENGENHARIA NUCLEAR.

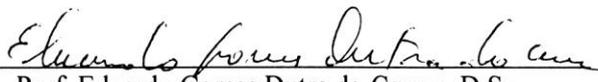
Examinada por:



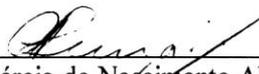
Prof. Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e Melo, D.Sc



Prof. José Antonio Carlos Canedo Medeiros, D.Sc.



Prof. Eduardo Gomes Dutra do Carmo, D.Sc.



Dr. Cláudio Márcio do Nascimento Abreu Pereira, D.Sc.



Prof. Antonio José da Silva Neto, Ph.D.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

MARÇO DE 2011

Ferro, Newton José

Incorporação de Atributos de Confiabilidade à Regra de Manutenção para a Extensão de Vida Útil Qualificada em Sistemas de Segurança de Centrais Nucleares/ Newton José Ferro. – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2011.

XV, 147 p.: il.; 29,7 cm.

Orientador: Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e Melo
Tese (doutorado) – UFRJ/ COPPE/ Programa de Engenharia Nuclear, 2011.

Referências Bibliográficas: p. 79-84.

1. Modelo de degradação. 2. Envelhecimento. 3. Variáveis suplementares. I. Melo, Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia Nuclear. III. Título.

A Deus que é o amor incondicional.
À minha esposa Rosemar, minha amiga e
companheira.
Aos meus filhos Júnior, Stephen e Marjorie,
minha motivação e alegria.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador e amigo, Prof. Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e Melo, pela orientação, ensinamentos e incansável disposição em ajudar, que muito contribuíram para a realização desta tese.

Ao também amigo, Doutor Pedro Saldanha, da CNEN, pelo seu apoio, contribuições e sugestões que muito me ajudaram.

Aos Professores Antônio Alvim, Eduardo Dutra, Fernando Carvalho e Su Jian, pelos ensinamentos e paciência que tiveram comigo, ao longo de suas disciplinas.

Ao Prof. José Luiz Fernandes, do Programa de Pós-graduação da CEFET-RJ, pelos incentivos que me ajudaram a atravessar os momentos de dificuldade.

A Fábio Ferreira Marques consultor de Ciência e Tecnologia do Comando do Material de Fuzileiros Navais, pelas valiosas discussões e participação na elaboração do modelo computacional desenvolvido, que muito contribuíram para o fechamento desta tese.

A todos os membros da banca examinadora pelo aceite e pela valiosa contribuição.

À Jô, Tânia e ao Reginaldo da Secretaria do Programa de Engenharia Nuclear, pela boa vontade e empenho na rápida solução dos problemas acadêmicos.

À minha mãe Aracy (in memoriam) e ao meu pai Antonio (in memoriam), pelo amor, compreensão e incentivo aos estudos.

Resumo da Tese apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Doutor em Ciências (D.Sc.)

INCORPORAÇÃO DE ATRIBUTOS DE CONFIABILIDADE À REGRA DE
MANUTENÇÃO PARA A EXTENSÃO DE VIDA ÚTIL QUALIFICADA EM
SISTEMAS DE SEGURANÇA DE CENTRAIS NUCLEARES

Newton José Ferro

Março/2011

Orientador: Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e Melo

Programa: Engenharia Nuclear

Este trabalho apresenta um modelo, que pode ser implantado em um computador pessoal, que permite a análise de sistemas de segurança de usinas nucleares, partindo de um diagrama de transição, tipicamente empregado em análises markovianas de confiabilidade. Devido à necessidade de se considerar a extensão da vida qualificada do equipamento, uma pendência de grande importância das usinas nucleares, atualmente, o modelo clássico markoviano não se aplica ao menos quando uma das taxas de transição é dependente do tempo, devido ao efeito do desgaste do equipamento. Para transpor tal dificuldade o modelo se transforma em markoviano a partir da utilização de variáveis suplementares. Uma usina nuclear também está sujeita à chamada Regra da Manutenção, um requisito regulador desenvolvido para a área nuclear e que no Brasil é denominado de Programa de Monitoramento da Eficácia da Manutenção. O aspecto chave nesta definição de procedimento de manutenção no contexto do programa de manutenção, também é adequado para a licença de extensão de vida útil qualificada. O algoritmo desenvolvido para esse propósito também estima os parâmetros necessários para a análise de confiabilidade a partir da informação dos dados de falha existentes na usina juntamente com a utilização de testes de hipóteses estatísticos para as distribuições mais comumente empregadas, como a distribuição de Weibull.

Abstract of Thesis presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Science (D.Sc.)

INCORPORATION OF RELIABILITY ATTRIBUTES INTO THE MAINTENANCE
RULE FOR THE QUALIFIED LIFE EXTENSION OF NUCLEAR POWER PLANT
SAFETY SYSTEMS

Newton José Ferro

March/2011

Advisor: Paulo Fernando Ferreira Frutuoso e Melo

Department: Nuclear Engineering

This thesis presents a model that can be implemented in a personal computer, which allows the reliability analysis of nuclear power plant safety systems, starting from a state transition diagram, typically employed in markovian reliability analyses. Due to the need of considering the equipment qualified life extension, an issue of utmost importance in nuclear plants nowadays, the classical markovian model will not apply if at least one of the transition rates in the state transition diagram is time-dependent, due to equipment aging. To overcome this difficulty, the model is recast into a markovian model by means of supplementary variables. As nuclear power plants are subject also to the so called maintenance rule, a requirement set up by the nuclear regulatory body, the utility needs to develop and present a maintenance program which is termed the Maintenance Effectiveness Monitoring Program in Brazil. The key feature here is the definition of maintenance procedures in the context of the maintenance program that are also adequate for the qualified life extension license. The algorithm developed for this purpose also estimates the necessary parameters for the reliability analysis, starting from crude failure information available from the plant and using goodness of fit statistical tests for the most commonly employed probability distributions, like the Weibull distribution.

ÍNDICE

1 – Introdução.....	1
1.1 –Apresentação do trabalho.....	1
1.2 –Delimitação do problema.....	1
1.3 –Justificativa.....	2
1.4 –Organização do Trabalho.....	2
2 – Revisão bibliográfica	6
2.1 –Introdução.....	6
2.2 – Implantação da regra da manutenção.....	6
2.3 – Evolução da regra da manutenção.....	8
2.3.1 – A Europa e a regra da manutenção.....	9
2.3.2 – A regra da manutenção no Brasil.....	10
2.4 – Estudos realizados sobre da regra da manutenção.....	10
3 – Fundamentos teóricos.....	14
3.1 – Introdução.....	14
3.2 – Eficácia versus eficiência de um sistema.....	14
3.3 – Análise de confiabilidade.....	14
3.4 – Idade virtual dos componentes.....	15
3.5 – Conceituação de falha.....	15
3.6 – Técnicas de gerenciamento da manutenção.....	17
3.7 – Tipos de reparo.....	19
3.8 – Constituição da amostra.....	20
3.8.1 – Coleta de dados.....	20
3.8.2 – Dados de falha.....	20
3.8.3 – Classificação dos dados de falha.....	21

3.9 – Identificação da distribuição estatística.....	24
3.9.1 – Regressão linear simples.....	25
3.9.2 – Regressão linear das principais distribuições estatísticas.....	25
3.9.3 – Método da máxima verossimilhança.....	28
3.9.4 – Teste de hipóteses.....	29
3.10 – Modelos de confiabilidade.....	31
3.10.1 – Diagrama de blocos de confiabilidade.....	31
3.10.2 – Modelos de rede.....	32
3.10.3 – Análise de árvore de falhas.....	33
3.10.4 – Modelos de simulação de Monte Carlo.....	34
3.10.5 – Redes de Petri.....	35
3.10.6 – Modelos de Markov.....	35
3.10.7 – Processos não-markovianos.....	37
3.10.7.1 – Método dos estágios.....	37
3.10.7.2 – Método das variáveis suplementares.....	38
4 – A Regra da Manutenção.....	43
4.1 – Introdução.....	43
4.2 – A regra da manutenção.....	43
4.3 – Inspeções programadas da regra da manutenção.....	51
5 – Algoritmo proposto.....	54
5.1 – Introdução.....	54
5.2 – Etapa I – Critérios estatísticos utilizados.....	54
5.2.1 – Inserção de dados.....	54
5.2.2 – Cálculos estatísticos.....	55
5.2.2.1 – Regressão linear.....	55
5.2.2.2 – Teste de hipótese.....	56

5.2.2.3 – Estimadores de máxima verossimilhança.....	57
5.3 – Etapa II – Utilização do método das variáveis suplementares no processo.....	58
5.3.1 – Método escolhido para elaboração do algoritmo.....	58
5.3.2 – Dados de entrada da etapa II.....	58
5.3.2.1 – Distribuição exponencial.....	58
5.3.2.2 – Distribuição Weibull.....	58
5.3.2.3 – Distribuição lognormal.....	58
5.3.3 – Processamento dos dados da etapa II (cálculo da confiabilidade)....	59
5.3.3.1 – Considerações relevantes.....	59
5.3.3.2 – Estratégia de solução adotada.....	62
6 – Desenvolvimento de Estudo de Caso.....	65
6.1 – Introdução.....	65
6.2 – Características do sistema auxiliar de água de alimentação.....	65
6.3– Posicionamento do SAAA no diagrama simplificado da regra da manutenção.....	66
6.4 – Dados de falha do sistema auxiliar de água de alimentação.....	67
6.5 – Diagrama de estados do sistema auxiliar de água de alimentação.....	69
6.6 – Abordagem da regra da manutenção.....	73
7 – Conclusões e Recomendações.....	75
Referências Bibliográficas.....	79
Apêndice A – Características dos testes de hipóteses.....	85
Apêndice B – Macroprocesso do algoritmo proposto.....	86
Apêndice C – Algoritmo proposto.....	88
Apêndice D – Consolidação das subrotinas e funções elaboradas por outros autores.....	147

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 3.1 – O relacionamento das causas de falha, modos e efeitos de uma bomba	16
Figura 3.2 – Diagrama de blocos de confiabilidade para redundância em paralelo..	31
Figura 3.3 – Diagrama de rede representando elos paralelos.....	32
Figura 3.4 – Representação da árvore de falha de um sistema em paralelo.....	33
Figura 3.5 – Diagrama de transição de Markov para um sistema com redundância em paralelo.....	36
Figura 3.6 – Transição para doença fatal.....	39
Figura 4.1 – Diagrama simplificado da regra da manutenção (original).....	45
Figura 4.2 – Diagrama simplificado da regra da manutenção (alterado).....	49
Figura 5.1 – Posicionamento dos pontos da malha.....	60
Figura 5.2 – Formação de uma malha com $M=4$ e $N=3$	61
Figura 5.3 – Pontos estabelecidos a partir da condição $M = N$ e da Eq. (5.5).....	64
Figura 6.1 – Diagrama dos estados do sistema auxiliar de água de alimentação.....	71

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 3.1 –	Classificação dos dados de falha.....	21
Tabela 3.2 –	Relação entre as variáveis “x” e “y” da reta de regressão linear e a respectiva distribuição estatística.....	27
Tabela 3.3 –	Cálculo de tempo de teste total.....	29
Tabela 3.4 –	Descrição do estado de um sistema com redundância em paralelo...	36
Tabela 3.5 –	Descrição das taxas de falha de um sistema com redundância em paralelo.....	36
Tabela 5.1 –	Identificação da regra de formação $N^*=N+M$	61
Tabela 5.2 –	Condições iniciais para sistemas com 1, 2 e 3 componentes.....	63
Tabela 6.1 –	Dados mensais de falha do SAAA.....	67
Tabela 6.2 –	Dados de falha do SAAA (em horas).....	68
Tabela 6.3 –	Dados de falha da Bomba AF – 1A.....	68
Tabela 6.4 –	Dados de falha da Bomba AF – 1B.....	69
Tabela 6.5 –	Dados de falha da Bomba AF – 2.....	69
Tabela 6.6 –	Condição do SAAA em relação às falhas dos componentes.....	70

GLOSSÁRIO

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
AOI	Autorização de operação inicial
CBM	Conditon-Based Maintenance
CHI2	Chi-square value
CNEN	Comissão Nacional de Energia Nuclear
EOP	Emergency Operational Procedures
ESC	Estruturas, Sistemas ou Componentes
ETN	Eletronuclear – Eletrobrás Termonuclear S. A.
EURATOM	Comunidade Europeia de Energia Atômica
FORTTRAN	Linguagem de programação cuja sigla é um acrônimo da expressão “IBM Mathematical FORMula TRANslation System”
HSS	High safety significant
IAEA	International Atomic Energy Agency
IEEE	Institute of Electrical and Eletronic Engineers
MLE	Maximum Likelihood Estimator
MPFFs	Maintenance preventable functional failures
MR	Maintenance Rule
MRBI	Maintenance rule baseline inspection
NASA	National Aeronautics and Space Administration
NDF	Number of degrees of freedom
NEI	Nuclear Energy Institute
NRC	Nuclear Regulatory Commission
NSWC	Naval Surface Warfare Center
NUMARC	Nuclear Management and Resource Council

PDF	Probability Density Function
PMEM	Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção
RCM	Reliability centered maintenance
RBD	Reliability block diagram
SAAA	Sistema auxiliar de água de alimentação
SPR	Sistema de proteção do reator
TAAA	Tanque auxiliar de água de alimentação

LISTA DE SÍMBOLOS

β	Parâmetro de forma da distribuição de Weibull
η	Parâmetro de escala da distribuição de Weibull
β_0	Coefficiente linear da reta de regressão
β_1	Coefficiente angular da reta de regressão
σ	Desvio-padrão
$F(t)$	Função de Distribuição Cumulativa
ε	Erro aleatório com média zero e variância σ^2
Φ	Acumulada da normal padrão
Φ^{-1}	Inversa da acumulada da normal padrão
r	Coefficiente de correlação
r^2	Coefficiente de determinação
λ	Taxa de falha
μ	Taxa de reparo
H_0	Hipótese nula
H_1	Hipótese alternativa

Capítulo 1

INTRODUÇÃO

1.1. Apresentação do trabalho

Na área nuclear, a procura por um sistema que apresente alta confiabilidade e disponibilidade¹ passa a ser fundamental por estarem relacionados diretamente com a segurança, porém o fator econômico também não pode ser desconsiderado, sob o risco de diminuir excessivamente a competitividade do setor em comparação com outras fontes de energia.

Para que um sistema, estrutura ou componente atinja uma alta confiabilidade operacional inicial é necessária a existência de uma planta construída a partir de um projeto que atenda a padrões rigorosos de engenharia e de qualidade, a qual é dependente de uma adequada manutenção para que, não só se mantenha a confiabilidade como também a disponibilidade no patamar desejado durante o seu ciclo de vida útil.

Nesse contexto, uma das maiores dificuldades da manutenção relaciona-se com a necessidade de se encontrar um ponto de equilíbrio entre a quantidade de intervenções e as inspeções necessárias para manter a confiabilidade e a disponibilidade no nível desejado.

1.2. Delimitação do problema

A extensão da vida qualificada por representar uma requalificação para um novo ciclo, torna relevante a avaliação dos efeitos do envelhecimento na probabilidade da usina continuar a exercer sua função adequadamente, por um período além do definido em sua vida qualificada. Assim, para verificar a eficácia da manutenção realizada nas plantas nucleares sob sua responsabilidade, a Agência Reguladora Norte-Americana (Nuclear Regulatory Commission - NRC) passou a utilizar a partir de julho

¹ No caso de sistemas de emergência a disponibilidade é intrínseca à segurança, uma vez que quanto menor o percentual do tempo em que o sistema fique operacional, maior será o risco da planta não mitigar adequadamente os efeitos de um acidente.

de 1991, o procedimento denominado de Regra da Manutenção – Maintenance Rule (MR) (NUMARC, 2000). A técnica da MR consolidou-se nos EUA em 1996, existindo atualmente a discussão da viabilidade de sua introdução na Europa e no Brasil.

No caso específico do Brasil, a MR recebeu a denominação de Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção (PMEM), cuja necessidade de desenvolvimento e implementação foi estabelecida por ocasião do licenciamento de Angra 2 (CNEN, 2005).

Este estudo propõe a incorporação de atributos de confiabilidade à MR a serem utilizados como ferramenta de apoio à decisão, que possibilite trabalhar com políticas alternativas mais condizentes com a realidade, por meio do comportamento dos dados de falha, com o propósito de realimentar o processo tempestivamente, quando houver incompatibilidade entre os parâmetros de desempenho estabelecidos pela MR e os atributos de confiabilidade propostos.

1.3. Justificativa

A extensão da vida qualificada das centrais nucleares em operação comercial no mundo vem sendo uma opção relevante de tendência internacional. As renovações das licenças estão fundamentadas na determinação de que cada usina continue a manter um adequado nível de segurança ao longo de seu ciclo de vida.

As usinas nucleares de Angra 1 e 2 estão em operação desde 1985 e 2000, respectivamente. O tempo de vida útil para ambas configurações é estimado em 40 anos, já tendo as mesmas ultrapassado a metade de sua vida útil. Dessa forma, emerge a necessidade de se estabelecer parâmetros que permitam o monitoramento da eficácia da manutenção.

1.4. Organização do Trabalho

No capítulo 2 é realizada a revisão bibliográfica a partir da identificação de que ao implementar a MR, a NRC observou por meio de inspeções realizadas num período de dois anos em 68 usinas nucleares que, 42 licenciados, correspondendo a 62% do total, revelaram alguma deficiência com a reavaliação dos critérios de desempenho e das metas estabelecidas, sendo que dessas, sete usinas (10%) também não estabeleceram adequados programas de avaliação do risco antes da realização da manutenção

(NRC, 1999d). Assim o mesmo aborda a necessidade identificada pela NRC para o estabelecimento do monitoramento da eficácia da manutenção, abrangendo a sua implantação e os artigos publicados desde então, referentes à MR.

O capítulo 3, por sua vez, apresenta os fundamentos teóricos necessários à compreensão e padronização dos termos utilizados. Para tanto, é relevante ser ressaltado que a eficácia de um sistema pode ser medida em função da disponibilidade e da confiabilidade. Desta forma, em processos estáticos, as ferramentas mais usuais da engenharia de confiabilidade de sistemas, tais como a análise da árvore de falhas, diagrama de blocos de confiabilidade e manutenção centrada na confiabilidade podem ser utilizadas, respeitando-se suas vantagens e limitações².

No caso de processos dinâmicos, o modelo de Markov pode ser empregado em análises de confiabilidade e disponibilidade de sistemas, porém, tal abordagem não se aplica a processos com envelhecimento, sendo necessária a utilização de um modelo que elimine essa restrição.

O Método das Variáveis Suplementares (SINGH e BILLINTON, 1977), baseado na inserção de variáveis adicionais até que um sistema com taxas de transição de estados dependentes do tempo torne-se markoviano (COX, 1955, COX e MILLER, 1965), pode preencher esta lacuna.

O capítulo 4 estabelece uma nova abordagem para complementar a MR, com o fornecimento de parâmetros intermediários a serem utilizados como ferramenta de apoio à decisão, por ocasião da periodicidade previamente estabelecida, ou ainda, a qualquer tempo em que se julgue necessário.

A abordagem complementar insere a definição de parâmetros de confiabilidade para serem comparados com os critérios de desempenho estabelecidos. Enquanto os parâmetros e critérios forem compatíveis, ou seja, ambos aprovam ou desaprovam a ESC monitorada, permanece a reavaliação periódica das ESC a cada 24 meses ou ao término de ciclo para reabastecimento, conforme estabelecido no procedimento da MR. A partir do momento em que os parâmetros e critérios fiquem incompatíveis, inicia-se tempestivamente a realimentação do procedimento da MR.

² O capítulo 3 apresenta as vantagens e limitações relativas às principais ferramentas.

O capítulo 5 apresenta outra contribuição desta tese que é o desenvolvimento de um programa em linguagem FORTRAN, para a realização dos cálculos necessários à identificação das confiabilidades desejadas. O modelo que está sendo proposto permite, a partir do registro dos dados de falha, realizar uma análise de processos dinâmicos, adaptando o processo à abordagem markoviana, a partir da inserção de variáveis suplementares. Desta forma o modelo possibilita, a partir de um diagrama de transição de estados, considerar a evolução temporal de um sistema em relação a atributos de confiabilidade, levando em conta políticas de manutenção e leis de envelhecimento distintas.

Cabe ressaltar, ainda neste capítulo, a contribuição da identificação de uma regra geral o acoplamento das equações diferenciais híbridas, um problema que a princípio só apresentava soluções particulares.

O capítulo 6 aborda um estudo de caso com o objetivo de fundamentar o contexto teórico apresentado no capítulo 3.

Os dados necessários à constituição da amostra serão gerados por intermédio das Ordens de Serviço (OS) de manutenção, sendo censurados à direita³, uma vez que por ocasião do período de observação nem todos os componentes da amostra irão necessariamente falhar, implicando que sua falha ocorreria após o período considerado.

A partir dos itens selecionados, os dados serão organizados por modos de falha, de forma a serem utilizados na obtenção da distribuição teórica julgada apropriada para a descrição do processo de falha do componente, característica do método paramétrico, dando prioridade às distribuições exponencial e de Weibull.

Tal escolha deve-se ao fato da distribuição estatística exponencial possibilitar a simplificação dos cálculos uma vez que é caracterizada pela taxa de falha constante, enquanto que a de Weibull é flexível e permite uma aproximação que abrange outras distribuições, tais como: a normal, a lognormal, a de Erlang e a própria exponencial.

Após o tratamento estatístico e a identificação dos parâmetros necessários a partir da amostra, trabalha-se com o diagrama de transição de estados, onde aparecerão transições com taxas dependentes do tempo (para falha, reparo e outras), sempre que a ESC apresentar características de envelhecimento e, neste caso, levantar condições de

³ O Capítulo 3 apresenta a definição de dados censurados à direita.

contorno que ocorrem tipicamente, para organizar um banco de informações e possibilitar a modelagem.

Estas condições têm a ver com políticas de reparo e de substituição empregadas em centrais nucleares. Devem ser respeitadas, quando necessário, as especificações técnicas aplicáveis. As informações apresentadas no diagrama de transição são então transformadas em um sistema híbrido de equações diferenciais acopladas cuja solução dar-se-á por diferenças finitas, usando os dados levantados já mencionados. O caráter híbrido se caracteriza pela existência de equações tanto ordinárias como parciais. A partir da solução destas equações, por diferenças finitas, são calculados os atributos de confiabilidade de interesse, como, por exemplo, a indisponibilidade.

Pretende-se ainda que este modelo, após a sua validação, permita ser utilizado não só em processos de envelhecimento quanto os que se encontram em seu ciclo de vida útil, pois, tanto as plantas quanto os componentes que se encontram dentro de sua vida útil são regidos pela distribuição exponencial, que é um caso particular da distribuição de Weibull, com parâmetro de forma igual a 1.

Por fim, no Capítulo 7, são apresentadas as conclusões e recomendações para futuros trabalhos de pesquisa.

Capítulo 2

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Introdução

A partir de pesquisa bibliográfica realizada através da Comissão Nacional de Energia Nuclear (CNEN), bibliotecas da International Atomic Energy Agency (IAEA), Nuclear Energy Institute (NEI) e NRC, assim como em artigos publicados em periódicos do Institute of Electrical and Electronic Engineers (IEEE), Reliability Engineering e outras fontes, foram selecionados trabalhos, publicados nos últimos vinte e cinco anos, bastante específicos a respeito da regra da manutenção.

Este capítulo é composto de três partes: A primeira aborda a necessidade identificada pela NRC de se estabelecer uma regra que verificasse a eficácia da manutenção realizada nas usinas nucleares licenciadas sob sua responsabilidade.

A segunda parte abrange a evolução da MR, a partir de sua implantação efetiva em 1996, nos EUA, assim como sua situação na Europa e no Brasil.

A terceira e última parte apresenta os artigos selecionados referentes ao assunto em questão.

2.2. Implantação da regra da manutenção

A NRC informou a sua pretensão em estabelecer uma política definitiva de manutenção para utilização nas usinas nucleares sob sua responsabilidade (NRC, 1988), participando que passaria a exigir dos licenciados a implantação de um programa de manutenção, a fim de reduzir a probabilidade de falhas e eventos ocasionados pela falta de uma manutenção eficaz.

Complementando tal medida, foi publicado para consulta pública o esboço do guia regulador contendo instruções de manutenção para as usinas nucleares (NRC, 1989). A NRC emitiu uma declaração (NRC, 1989(a)) informando que suspenderia por 18 meses a aplicação do guia regulador, enquanto monitoraria as iniciativas e

aperfeiçoamentos realizados pelas usinas nucleares, a fim de avaliar a necessidade de regulamentação da área de manutenção.

Em resposta à consulta pública, um grupo de especialistas propôs os quatro critérios a seguir, para a determinação da necessidade do estabelecimento de uma regra de manutenção (NRC, 1991):

- Critério 1 – Os licenciados possuem um programa corretamente implementado que realiza adequadamente a manutenção ou se comprometem a prosseguir para atingir este objetivo;
- Critério 2 – Os licenciados exibem uma tendência favorável no desempenho da manutenção de suas usinas nucleares;
- Critério 3 – Os licenciados estão comprometidos com a implantação de um padrão de desempenho aceitável, conforme estabelecido pela NRC, para a área de manutenção; e
- Critério 4 – Os licenciados têm ou estão comprometidos com um programa de avaliação para assegurar um desempenho sustentável na área de manutenção.

A NRC no mesmo documento aprovou os critérios propostos e informou que os fatores que podem influenciar a Comissão quanto à determinação do estabelecimento de uma regra de manutenção são:

- A capacidade de aplicar as normas ou programas de manutenção;
- A existência de um maior empenho, por parte das indústrias quanto ao monitoramento do desempenho dos equipamentos, a fim de identificar os componentes, sistemas e funções problemáticos, assim como quanto à realização de uma análise de causa raiz para acompanhar as ações corretivas, bem como a implantação de um processo de realimentação para o programa de manutenção; e
- O estabelecimento de um mecanismo pelo qual a NRC possa verificar a eficácia do programa de manutenção.

A NRC também orientou o grupo de especialistas a desenvolver uma segunda proposta de regra de manutenção a ser baseada na confiabilidade, além de sugerir o desenvolvimento de duas aproximações para implantação da regra. A primeira

permitiria que os licenciados utilizassem uma alternativa de padrão de manutenção aprovada pela NRC, que seria incorporado em ambas as regras. A segunda aproximação incluiria considerações conceituais para a aplicação da regra da manutenção especificamente para os licenciados que exibissem um baixo padrão de rendimento na área de manutenção.

A NRC publica no Federal Register com o código 10 CFR 50.65 (NRC, 1991) o documento denominado de monitoramento da eficácia da manutenção em plantas nucleares. Em complemento foi estabelecido pelo NEI, um prazo de carência até 10 de julho de 1996, para sua completa efetivação (NUMARC, 2000), para que a partir do prazo estabelecido a NRC pudesse contar com um mecanismo regulamentar para avaliar a eficácia administrativa dos programas de manutenção aplicados nas usinas nucleares licenciadas.

Posteriormente a NRC (1997) estimulou, sem tornar obrigatório, que os licenciados passassem a considerar o uso de métodos baseados na confiabilidade para o desenvolvimento dos programas de manutenção preventiva especificados anteriormente.

2.3. Evolução da regra da manutenção

No processo de melhoria contínua da regra da manutenção, foi publicado em 28 de setembro de 1998, o guia de avaliação de aceitabilidade do pré-condicionamento de ESC antes dos testes de conformidade, operacionalidade ou de sobrevivência, para verificar se as ESC estavam de acordo com os critérios de aceitação para o período de operação estabelecido (NRC, 1998).

Em 13 de julho de 1999, a NRC publicou uma emenda aos regulamentos de segurança dos reatores nucleares, exigindo que os licenciados avaliassem o efeito da manutenção na capacidade da planta atender aos requisitos de segurança antes do início das atividades de manutenção nas ESC, dentro do escopo da regra da manutenção. O fato gerador da emenda deveu-se a inspeções realizadas no final dos anos 80, nas instalações nucleares licenciadas, em que foram identificadas discrepâncias comuns na priorização, planejamento e agendamento das atividades de manutenção (NRC, 1999).

Ainda em 1999 a NRC publicou um Procedimento de Inspeção, com o objetivo de verificar se as atividades de manutenção para as ESC no escopo da MR estavam

sendo conduzidas de maneira suficiente para assegurar a confiabilidade e a operação segura conforme os requisitos estabelecidos (NRC, 1999(a)).

No mesmo ano a NRC publicou um documento contendo procedimentos de inspeção quanto à configuração da avaliação do risco e o seu gerenciamento, independentemente das condições do licenciado, quanto à implantação da MR (NRC, 1999(b)).

Em 22 de fevereiro de 2000, a NRC publicou um guia para a avaliação do risco resultante da realização das atividades de manutenção durante o período de operação ou de desligamento da usina, de modo a orientar os operadores quanto à atenção adequada e as medidas de controle do risco a serem estabelecidas (NUMARC, 2000).

Em maio do mesmo ano, a NRC publica o guia regulador exigindo para as usinas licenciadas a avaliação do risco antes das atividades de manutenção, de forma a que o aumento do risco provocado pela realização dessas atividades fosse corretamente estabelecido (NRC, 2000).

Em 13 de dezembro de 2000 foi publicado um procedimento de inspeção com o propósito de verificar o andamento da implantação da MR (NRC, 2000(a)).

Em 17 de janeiro de 2002, foi publicado o guia técnico (NRC, 2002), com o propósito de prover princípios de segurança quando da realização da manutenção preventiva em equipamentos indisponíveis, juntamente com um documento abrangendo a avaliação do risco na manutenção e o controle de trabalhos de emergência.

Finalmente em 13 de março de 2006, a NRC publicou um documento com o propósito de complementar os indicadores estabelecidos para as atividades de manutenção, incluindo o escopo da regra da manutenção, atividades operacionais, extensão da condição da usina, pendências comuns aos licenciados e ações corretivas a serem adotadas (NRC, 2006).

2.3.1. A EUROPA E A REGRA DA MANUTENÇÃO

Na Europa a Comunidade Européia de Energia Atômica (Euratom) ainda se encontra em processo de formação (EUR, 2007). Dessa forma, os países de um modo geral utilizam processos distintos da MR, da forma como a mesma foi concebida.

Em relação ao setor que trata da segurança das plantas nucleares do leste europeu, foi realizado no período de 19 a 22 de junho de 2006, em Madri, um Workshop sobre *aperfeiçoamento da eficácia da manutenção com a regra da manutenção*, que concluiu que existe potencial para as plantas nucleares da Comissão Europeia realizarem esforços coordenados para a implantação dos requisitos da MR (EUR, 2006).

2.3.2. A REGRA DA MANUTENÇÃO NO BRASIL

No Brasil, os requisitos reguladores para a implantação do PMEM estão estabelecidos nas normas da CNEN, nos guias reguladores da NRC para a MR e no NUMARC 93-01 Revision 2 (NUMARC, 2000). A comissão ao fazer a emissão de suas licenças de operação, estabeleceu a necessidade de desenvolvimento e implantação do programa. O mesmo já se encontra em funcionamento na usina de Angra 1, conforme as orientações estabelecidas nas normas da Eletronuclear (ETN, 2005, 2005(a), 2005(b) e 2005(c)). A análise dos dados para o PMEM é orientada por um painel de especialistas (ETN, 2005(b)) e os dados de falha são obtidos por meio: dos registros diários de operação; do sistema gerenciador de manutenção; dos relatórios de inspeção e testes; dos relatórios de desvios operacionais; e dos relatórios de eventos significativos (ETN, 2005(c)).

Os procedimentos para a implantação da regra da manutenção em Angra 2 encontram-se em fase de estudos e implantação, devido à necessidade de adaptação dos parâmetros existentes às características de uma usina de tecnologia alemã.

2.4. Estudos realizados sobre da regra da manutenção

A partir da pesquisa realizada foram identificados os seguintes trabalhos considerados relevantes ao assunto em questão:

IEEE (1992) tem o propósito de identificar e propor um indicador de rendimento, utilizando as flutuações diárias de energia para medição da eficácia da manutenção em usinas nucleares. Neste contexto aborda inicialmente os conceitos de indicadores de desempenho, discorrendo sobre segurança e manutenção, para então realizar uma avaliação inicial de setenta e oito possíveis indicadores de rendimento relacionados à manutenção, concluindo que o indicador de desempenho relativo às

flutuações diárias de energia atenderia ao propósito desejado, de forma que sua média obtida a partir dos requisitos estabelecidos pela NRC seria uma fonte adequada.

IEEE (1992(a)), por sua vez, analisa os documentos da NRC e descreve a situação da MR e seu guia regulador. Apresenta a opinião dos autores sobre a utilidade da análise de risco e da importância das atividades humanas na manutenção, sintetizada a seguir:

- A MR é baseada em parâmetros de rendimento, sem descrever o processo de manutenção;
- A MR requer dos licenciados o monitoramento do rendimento ou condição de certas ESC em relação aos objetivos estabelecidos de maneira a observar a segurança necessária em cumprir sua função pretendida; e
- A manutenção é composta de atividades humanas. A MR não descreve essas atividades, mas requer a avaliação do rendimento e condições do equipamento que são resultados dessas atividades.

IEEE (1997) aborda a implantação da MR utilizando um painel de especialistas, a partir da experiência adquirida nas instalações da Estação Eletronuclear de Quad Cities. O trabalho discute o processo de condução do painel de especialistas, assim como as qualificações e responsabilidades necessárias a seus membros, concluindo com a sugestão de futuras atividades a serem realizadas pelo referido painel.

IEEE (1997(a)) analisa o esforço realizado em três unidades da estação de Millstone que receberam ordem de desligamento da NRC e que só poderiam ser religadas com aprovação daquela comissão, em virtude da mesma não ter tido condições de implementar e cumprir os requisitos reguladores, tendo como resultado um decréscimo na segurança da operação da usina. Dessa forma aborda as três inspeções de pequena escala realizadas em novembro de 1996, para verificar a sua situação em relação à RM. Essas inspeções tiveram ênfase no escopo da regra e no risco existente nos processos relevantes para a questão de segurança. O artigo apresenta uma sinopse da MR, incluindo uma abordagem do estabelecimento de suas metas. O autor conclui enfatizando a importância do treinamento e da necessidade de procedimentos detalhados para melhorar o rendimento humano referente à manutenção de usinas nucleares.

PYY (2001) analisa as falhas ocasionadas pelas atividades de manutenção, com o propósito de apresentar conclusões sobre os efeitos da manutenção não planejada na

disponibilidade dos sistemas e na segurança de uma usina nuclear. O artigo analisa os resultados estatísticos dos dados de falha de mais de 4400 relatórios de histórico de manutenção da usina nuclear de Olkiluoto, abrangendo o período de 1992 a 1994. O autor identifica, a partir da análise realizada, a existência de muitos erros humanos em sistemas relacionados com a segurança, além de diversas falhas latentes provenientes de interrupções de operação da usina. Ressalta, entretanto, que houve poucas falhas relevantes em relação à segurança.

O autor conclui que as modificações realizadas são fontes importantes de múltiplos erros humanos, de forma que os registros de manutenção da usina seriam uma boa fonte de dados de confiabilidade humana a ser utilizada futuramente.

Por meio de CARTER (2006) é discutido o impacto positivo na indústria nuclear, abrangendo as tecnologias desenvolvidas e a modernização da produção. O artigo aborda o treinamento de pessoal em equipamentos fictícios como forma de desenvolver a proficiência antes de sua utilização e sua contribuição para o aperfeiçoamento do trabalho em equipe, abrangendo o contexto da MR.

POPOVA *et al.* (2006) aborda os fatores básicos de previsão dos custos de manutenção e processos de falha em usinas nucleares. Utiliza o banco de dados da South Texas Project Nuclear Operating Company (STPNOC), estabelecida em Bay City, Texas, USA, para desenvolver análises com a modelagem bayesiana dos tempos de falha, de forma a estimar futuros custos de manutenção.

STEVENSON (2006) consolida em seu capítulo 32 os critérios desenvolvidos pelo NEI para auxiliar as indústrias nucleares na implantação da MR. O autor discorre o assunto iniciando pelo propósito e escopo da regra, abrangendo a responsabilidade, aplicabilidade, termos e definições, requisitos gerais, utilização de programas e padrões existentes. Aborda a metodologia de seleção das ESC, o estabelecimento dos critérios de risco e de rendimento, assim como o monitoramento dos objetivos estabelecidos. Cita, também, as orientações existentes para as ESC sujeitas aos programas de verificação da eficácia da manutenção, assim como para a avaliação dos sistemas a serem retirados de serviço. Por fim, apresenta as orientações quanto à avaliação da manutenção periódica e à documentação desenvolvida para a aplicação da MR.

Cabe destacar que a MR é um pré requisito de Renovação de Licença para as

usinas norte americanas, pois provê uma metodologia adequada para extensão de vida e gerenciamento do envelhecimento para equipamentos/componentes ativos (YOUNG, 2009).

Finalmente, MODARRES (2009) discute as implicações da ênfase probabilística no quadro regulador existente por meio dos métodos: melhor estimativa; orientado ao objetivo; baseado no risco; e baseado no rendimento. Expõe que esta estrutura é fundamentada na contínua avaliação probabilística de desempenho num conjunto variável no tempo, abrangendo sistemas críticos de segurança e aborda a necessidade de adoção de uma regulamentação avançada utilizando em conjunto métodos de gerenciamento de risco e métodos baseados no rendimento.

Capítulo 3

FUNDAMENTOS TEÓRICOS

3.1. Introdução

Este capítulo pretende apresentar, de forma concisa, os fundamentos teóricos necessários à compreensão deste trabalho e padronizar os termos aplicados na constituição do algoritmo apresentado no capítulo 5, utilizado para o cálculo das confiabilidades de interesse.

3.2. Eficácia versus eficiência de um sistema

Conforme BRICK (2001) o conceito de eficácia está relacionado à qualidade, correspondendo ao grau de alcance da finalidade definida para o sistema. Seu enfoque é exclusivamente na solução do problema, sem considerar custos.

Ainda segundo o autor, o conceito de eficiência está relacionado à produtividade, correspondendo ao grau de economia na utilização de recursos para atingir a finalidade. Possui enfoque no custo para resolver o problema, não sendo independente da eficácia, uma vez que não faz sentido se falar em eficiência se a finalidade não é alcançada.

3.3. Análise de Confiabilidade

A análise de confiabilidade corresponde à aplicação de métodos analíticos e de engenharia para avaliar, prever e assegurar um desempenho sem problemas, de acordo com o tempo de vida de um produto ou de um sistema estudado. As técnicas utilizadas geralmente exigem o uso de métodos estatísticos para lidar com incertezas, características aleatórias de probabilidade de ocorrência de acordo com o tempo, de forma que essa análise geralmente envolve o uso de modelos estatísticos apropriados para caracterizar variáveis de interesse (ABNT, 2005).

A mesma fonte ressalta como limitação o fato de que, ao considerar que o desempenho de um sistema sob estudo pode ser razoavelmente caracterizado por uma distribuição estatística, a previsão das estimativas de confiabilidade possuirá grande dependência da validade dessa suposição.

3.4. Idade virtual dos componentes

FINKELSTEIN (2009) aborda o conceito de idade virtual de objetos não reparáveis, baseados nas seguintes hipóteses:

- A primeira é baseada no fato de que a deterioração de um sistema depende de suas condições de emprego, de modo que em situações de utilização em ambiente agressivo, a deterioração será mais intensiva e, portanto, a idade virtual será maior do que a idade de calendário; e
- A segunda define a idade virtual no momento de mudança de um regime de emprego para outro, mostrando que ambos coincidem apenas no caso de transformação linear das funções de distribuição do tempo de vida.

Divide, ainda, a idade virtual em duas categorias: a *estatística* e a *baseada na informação* e mostra que o modelo de exposição cumulativa, amplamente utilizado em testes de vida acelerados, só é válido em modelos com transformação em escala linear.

Por sua vez, define a idade virtual estatística como sendo baseada na hipótese de que os tempos de vida dependem dos diferentes tipos de emprego.

3.5. Conceituação de falha

O termo falha é relevante para o processo de tomada de decisão. Dentro do contexto da manutenção centrada na confiabilidade, falha é a cessação do funcionamento ou rendimento, existindo em diversos níveis: sistema, subsistema, componentes e itens, de forma que os componentes do sistema podem se degradar ou falhar, sem causar a falha do sistema, do mesmo modo que diversos componentes degradados podem se combinar e causar a falha do sistema, sem que nenhum componente individualmente tenha falhado (NASA, 2009).

O documento (IEEE, 1984) por sua vez, estabelece em seu anexo “A” as seguintes divisões para o conceito de falha:

- *Falhas Estatísticas* – são aquelas estabelecidas com base na distribuição estatística representativa de sua frequência de ocorrência; e
- *Falhas Rastreáveis* – podem ser subdivididas em primária (independente ou causa-raiz) que iniciam a série de eventos que levará à falha do sistema e em uma ou mais secundárias (denominadas de falhas dependentes ou de contribuição) provocadas direta ou indiretamente pela falha de causa-raiz.

No caso das falhas rastreáveis é relevante caracterizar suas causas como sendo raiz, de contribuição, ou ainda, denominada de imediata.

O documento alerta que a causa-raiz não deve ser confundida com mecanismo de falha (conjunto de causas de contribuição que conduzem à falha), assim como ao fato de que as causas de contribuição evoluirão até uma causa imediata, definida como a que precede imediatamente o modo de falha. A Fig. 3.1 ilustra a questão.

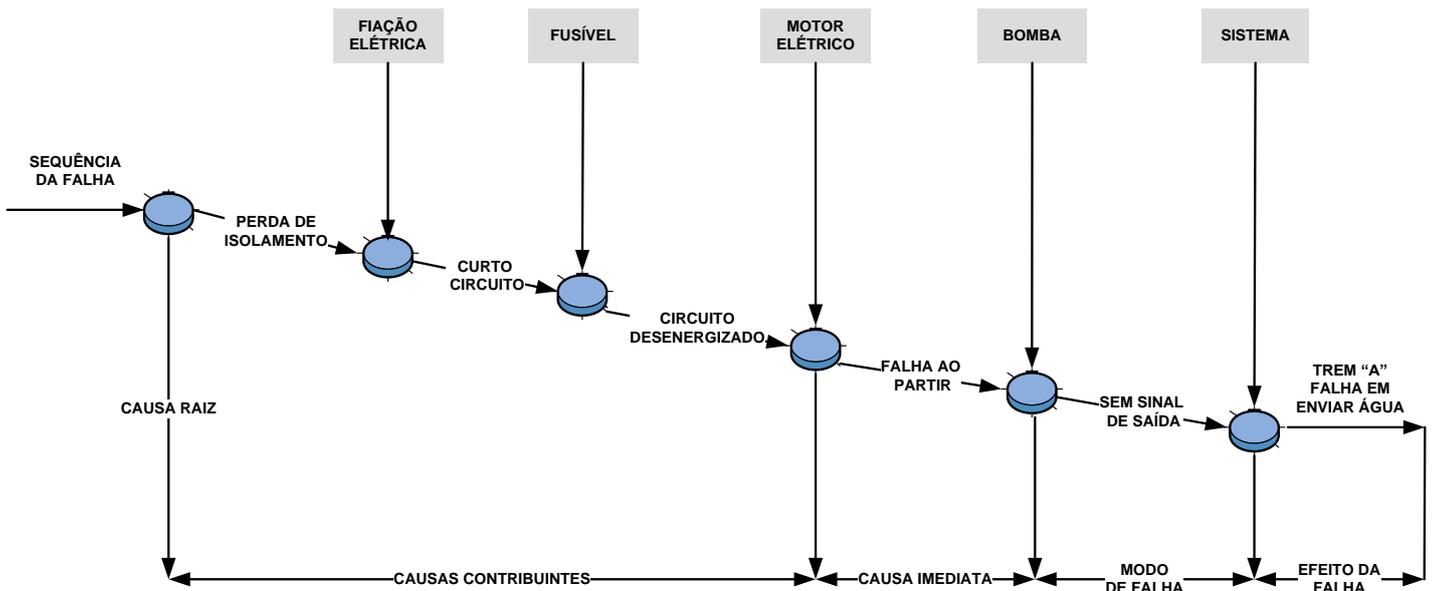


Figura 3.1 – O relacionamento das causas de falha, modos e efeitos de uma bomba

Mecanismo de falha – Define o comportamento físico da falha, envolvendo a descrição da seqüência dos processos mecânicos, elétricos, químicos ou ainda sua combinação, ocorrida no período de transformação do item operacional em falho. Como exemplo tem-se o mecanismo de falha “relé com fio da bobina queimado aberto por sobrecarga elétrica” (IEEE, 1984).

Modo de falha – Um modo de falha é definido pela maneira como a falha é observada ao ocorrer, sendo normalmente caracterizada pela descrição da forma com que ocorre. Sua descrição é genérica, diferenciando-se do mecanismo de falha e do efeito da falha. No caso de um relé que tenha falhado em abrir ou fechar ao ser acionado, o modo de falha será “falha ao abrir ou falha ao fechar”. Outro aspecto importante a ser considerado refere-se à necessidade do modo de falha ser definido em função do nível específico em que o componente é utilizado (IEEE, 1984).

Efeito de Falha – Podem ser propagados para os níveis superiores ou inferiores do conjunto. A análise de modo e efeito de falha é uma aproximação formal para a

análise dos modos de falha e a propagação de seus efeitos envolvendo a perda ou degradação da função, assim como os efeitos da falha na segurança do sistema. É importante ressaltar que num sistema típico, a falha de um componente afeta a função do conjunto da qual faz parte, possibilitando a transformação do efeito da falha em determinado nível, no modo de falha de um nível superior (IEEE, 1984).

3.6. Técnicas de gerenciamento da manutenção

Manutenção corretiva – É uma técnica de gerência reativa, geralmente de custo mais elevado dentre as existentes, que espera pela falha da máquina ou equipamento para que seja tomada qualquer ação de manutenção. Sua lógica é simples e direta: quando a máquina quebrar, conserte-a;

Manutenção preventiva – É uma evolução da corretiva, considerada entre as décadas de 60 e 80, como a mais avançada técnica utilizada pelas organizações de manutenção e se propõe a substituir componentes de equipamentos, antes que falhem, utilizando processos estatísticos que determinam a vida útil média dos componentes.

Essa técnica é caracterizada pela realização compulsória de suas rotinas de manutenção em condições preestabelecidas, assumindo que o equipamento se degradará de acordo com as suas características de projeto.

A manutenção preventiva é baseada em dois princípios. O primeiro, relaciona-se com uma estreita relação entre a taxa de falha e a idade do componente, enquanto o segundo considera que a probabilidade de falha de um equipamento e/ou componente pode ser determinado estatisticamente e seus sub-componentes ser substituídos ou reconicionados antes de sua falha (NASA, 2009).

Uma das desvantagens desse tipo de manutenção relaciona-se ao fato de que diversos estudos demonstraram que a estreita relação entre a idade e a taxa de falha não é comum a todos os equipamentos, não corroborando a premissa da manutenção baseada no tempo para uma grande parcela de equipamentos (NASA, 2009).

Manutenção preditiva – Esse tipo de manutenção, por sua vez, foi uma evolução da manutenção preventiva, propondo-se a substituir componentes somente quando necessário. Suas bases estão estabelecidas na idéia de que é possível conhecer-

se a condição de componentes de máquinas, sem a necessidade de um processo invasivo.

Esse tipo de manutenção considera que durante a vida útil de um componente e/ou sistema, algumas propriedades sofrem alterações detectáveis, indicando a necessidade de execução de determinadas rotinas de manutenção, de caráter preventivo, em períodos diferentes dos estabelecidos no planejamento da manutenção preventiva, razão pela qual, segundo NASCIF (2004), alguns autores consideram que quando a intervenção é consequência direta do acompanhamento preditivo, a mesma passa a se caracterizar como uma manutenção corretiva planejada, também conhecida como Manutenção Baseada na Condição (“Condition-Based Maintenance – CBM”).

O intervalo de tempo “ T ” adequado para a execução da manutenção preditiva poderá ser obtido pela análise de sintomas em complemento à análise estatística.

Vários métodos podem ser utilizados para assegurar-se da condição do sistema e/ou equipamento, sendo os mais utilizados atualmente (KARDEC e NASCIF, 2001):

- monitoramento e análise de vibrações;
- termografia;
- ultrasonografia;
- análise de óleos lubrificantes;
- análise de temperaturas; e
- ensaios não-destrutivos.

Manutenção centrada na confiabilidade (Reliability Centered Maintenance - RCM) – Na área nuclear é definida como um processo para aplicação específica dos requisitos de manutenção preventiva quanto aos sistemas e equipamentos relacionados com a segurança de forma a evitar falhas potenciais ou otimizar o controle dos modos de falha. A RCM utiliza uma árvore lógica de decisão para identificar os requisitos de manutenção de acordo com as consequências operacionais e de segurança de cada falha e da degradação do mecanismo responsável por essas falhas (IAEA, 2007).

3.7. Tipos de reparo

No caso de componentes reparáveis, o comportamento após o reparo depende do tipo de ação de reparo realizada, podendo ser divididas nas categorias descritas a seguir.

Reparo mínimo – Ocorre quando, após o reparo, o componente retorna ao estado operacional com a mesma idade efetiva que possuía imediatamente antes da falha, que segue um processo de Poisson não-homogêneo, cuja função intensidade possui a mesma forma da taxa de falha da primeira falha. Este tipo de modelo de restauração é apropriado quando a falha do sistema é provocada por um dentre os diversos componentes em condições de falhar, ocorrendo a substituição específica do item falho por um novo (BLISCHKE e MURTHY, 2003).

Renovação – também conhecido como reparo que retorna o item à condição de tão bom quanto novo. Este modelo possui distribuição dos tempos de falha dos itens reparáveis idênticas às de um componente novo e modela as sucessivas falhas por intermédio do processo de renovação. Na vida real, raramente ocorre (BLISCHKE e MURTHY, 2003).

Condição diferente de retorno à condição de novo (tipo I) – este modelo ocorre quando ao reparar o sistema, substitui-se o item falho, assim como outros que tenham se deteriorado parcialmente. Como resultado dessa recuperação, tem-se a função de distribuição cumulativa do tempo de falha $F_1(x)$ diferente da de um item novo $F(x)$. Assume-se que o tempo médio entre falhas do item reparado é menor do que o de um item novo e as falhas sucessivas são modeladas por um processo modificado de renovação (BLISCHKE e MURTHY, 2003).

Condição diferente de retorno à condição de novo (tipo II) – A distribuição de falha do item reparado depende da quantidade de vezes em que o item tenha sido reparado. A situação pode ser modelada assumindo-se que a função de distribuição acumulada após o j -ésimo reparo ($j \geq 1$) é $F_j(x)$ com o tempo médio entre falhas μ_j decrescendo à proporção em que j cresce (BLISCHKE e MURTHY, 2003).

Fator de restauração – este conceito pode ser utilizado para prever a idade do sistema ou componente após o reparo, sendo utilizado no caso em que o reparo não seja um processo de renovação. O fator de restauração 1 (100%) indica que o

sistema/componente passou por um processo de renovação, enquanto que um fator zero indica a realização de um reparo mínimo. Os fatores de restauração compreendidos no intervalo entre esses valores indicam que o sistema/componente encontra-se na condição diferente de retorno à condição de novo (RELIASOFT, 2007)

3.8. Constituição da amostra

3.8.1. COLETA DE DADOS

O histórico das ordens de serviço de manutenção para a constituição da amostra representa a coleta de dados de campo. De posse desses dados inicia-se uma análise preliminar, com uma crítica, de forma que: os dados incompletos ou duvidosos sejam identificados; e os dados que se relacionam sejam confrontados para a verificação da existência ou não de dados conflitantes, além da verificação da necessidade de serem prestadas informações complementares para melhor explicação dos dados informados.

A partir dos dados coletados, os mesmos devem ser divididos de acordo com a respectiva ESC, utilizando-se o método de Pareto para selecionar os processos de falha a serem analisados.

3.8.2. DADOS DE FALHA

Geralmente é mais difícil se obter informações precisas de falhas operacionais do que de dados sob condições de teste controlado, uma vez que o número de pessoas que participam dessa etapa do processo normalmente é maior, estando o seu foco voltado para a correção da falha em detrimento da coleta de dados. Por essa razão, as pertinências das fontes dos dados e métodos de coleta são primordiais, para se evitar que o tempo utilizado pelos recursos humanos destinados à execução da manutenção seja desviado mais do que o necessário para a coleta de dados.

EBELING (2005) apresenta importantes considerações a respeito de dados de campo, que podem ser assim resumidas:

- As falhas operacionais ocorrem sob condições verdadeiras de uso e emprego e, portanto, provêm informações relevantes, tais como: falhas induzidas pela manutenção; ações de manutenção em que nenhum problema é

encontrado; e erros de operação que não são normalmente observados durante os testes de confiabilidade;

- Os atuais recursos de informática e das redes de comunicações, facilitam a coleta e a análise de dados de confiabilidade e de manutenção;
- Sistemas de dados antigos, onde eram designados para o processo somente números agregados, tais como o total de falhas por mês e o total de homens-hora de manutenção por mês, devem ser substituídos por sistemas que possam receber e analisar dados completos de falhas e históricos de reparos;
- Até recentemente, devido aos dados coletados se limitarem ao número de falhas por um período de tempo, a distribuição exponencial foi a única escolha disponibilizada para o analista. De forma a se utilizar outras distribuições, os tempos individuais de falha devem ser obtidos e registrados, assim como os tempos de reparo; e
- Programas comerciais estatísticos podem ser utilizados para realizar análises, incluindo ajuste de curvas pelo método dos mínimos quadrados e estimadores de máxima verossimilhança. Como exemplo pode-se citar o software Weibull ++7 da Reliasoft Corporation (RELIASOFT, 2007).

3.8.3. CLASSIFICAÇÃO DOS DADOS DE FALHA

A Tabela 3.1 resume a classificação dos dados de falha, conforme EBELING (2005):

Tabela 3.1 – Classificação dos dados de falha

Quanto à origem	- operacional ou dados de campo; e - falhas geradas em testes.
Quanto ao intervalo de ocorrência	- agrupados; e - não-agrupados.
Quanto ao tamanho da amostra	- grandes amostras; e - pequenas amostras.
Quanto à censura	- dados completos; e - dados censurados.

Os dados operacionais refletem o uso normal do componente, enquanto os dados de teste são obtidos diretamente de testes de confiabilidade.

Frequentemente os dados de campo, devido ao método de coleta e registro das falhas, podem ser agrupados em intervalos nos quais as falhas individuais não são preservadas. Para grandes amostras, dados agrupados em intervalos, podem facilitar o processo de análise.

Uma parte dos dados de falha é conhecida pela expressão “dados completos”. A mesma significa que é conhecido o tempo de falha de cada unidade da amostra ou dos intervalos de todos os componentes da amostra. Neste caso, a amostra é formada apenas por dados de falha, de forma que todos os componentes foram observados até a falha, e todos os tempos disponíveis correspondem à ocorrência de falhas.

A outra parte se refere à censura. A mesma ocorre quando os dados estão incompletos devido à remoção de observação de pelo menos um componente antes da falha, ou porque o teste é encerrado antes que todas as unidades falhem. Unidades podem ser removidas, por exemplo, quando falham devido a outros modos de falha.

As principais caracterizações de censura podem ser assim discriminadas:

- a. *Dados de censura simples*. Todas as unidades têm o mesmo tempo de teste e o teste é concluído antes que todas as unidades tenham falhado. Podem ser de censura à direita ou à esquerda.
 - *Censura à direita (suspensão)*: Os tempos de falha consideram pelo menos uma unidade censurada à direita, o que implica que o evento de interesse (tempo de falha) está à direita do período de observação, ou seja, se o componente permanecesse operando, a sua falha ocorreria posteriormente ao encerramento do período de observação. Pode ser subdividido nos tipos I e II.
 - *Censura tipo I* – Teste se encerra após a ocorrência de um determinado tempo t^* previamente fixado.
 - *Censura tipo II* – Teste se encerra após a ocorrência um número fixo de falhas r . O tempo de teste da r -ésima falha será t_r .
 - *Censura à esquerda*: Os tempos de falha consideram pelo menos uma unidade censurada à esquerda, o que significa que falhas ocorreram antes do período de observação.
- b. *Dados de censura múltipla*: Os tempos de teste ou de operação diferem entre as unidades censuradas (removidas, porém operando). Unidades

censuradas são removidas da amostra em tempos diversos, ou entram em serviço em tempos distintos.

O registro de dados de falhas por modo de falha resultará em dados de censura múltipla sempre que as unidades forem removidas de uma amostra em particular devido à natureza de sua falha. A censura introduz dificuldades adicionais na análise estatística dos tempos de falha. Ao se ignorar unidades censuradas na análise, pode ocorrer a eliminação de informações valiosas e alterar o resultado. Por exemplo, no teste tipo I, ao se ignorar as unidades que permaneceriam operando, somente as unidades menos resistentes, que falharão mais cedo, serão tratadas na análise e a confiabilidade do componente poderá ser altamente subestimada.

Dados de falha – Existem duas formas de aproximação para adequação das distribuições de confiabilidade com os dados de falha EBELING (2005). O método mais utilizado consiste em adequar os dados de falha e de reparo coletados às distribuições teóricas, tais como exponencial, Weibull, normal, ou lognormal. O outro método deriva, diretamente dos dados, uma função empírica de confiabilidade ou de taxa de falha. Esse segundo método é denominado não-paramétrico, ou de distribuição livre, uma vez que não requer a especificação de uma distribuição teórica e a estimação de parâmetros de estimação, enquanto que o primeiro identifica uma distribuição teórica apropriada, estima os parâmetros e realiza um teste de aderência, também denominado teste de hipóteses.

EBELING (2005) compara o método paramétrico com o não-paramétrico (empírico), apresentando as razões pelas quais o modelo paramétrico é preferido, que podem ser assim sintetizadas:

- Os modelos empíricos não provêm informações além do alcance dos dados da amostra. Este aspecto é desvantajoso uma vez que em engenharia de confiabilidade as informações características das distribuições, que ficam subtendidas, são de maior interesse, e no caso de dados de censura simples, o método paramétrico possibilita a extrapolação dos dados;
- A engenharia de confiabilidade possui interesse em determinar a natureza probabilística que serve como base ao processo de falha. Uma amostra é somente um subconjunto aleatório da população de tempos de falha e se

pretende estabelecer a distribuição da população estudada, e não a da amostra em si;

- Frequentemente o processo de falhas é resultado de algum fenômeno físico que pode ser associado com uma distribuição em particular. Como exemplo, tem-se o fato de que o teorema central do limite provê justificativa para a utilização das distribuições normal ou lognormal, quando efeitos aditivos ou multiplicativos estão presentes, respectivamente. Por sua vez, processos aleatórios podem gerar um tempo exponencial para falha;
- Pequenas amostras provêem poucas informações a respeito do processo de falhas. Entretanto, se a amostra for consistente com uma distribuição teórica, podem ser obtidos resultados relevantes baseados na distribuição teórica; e
- O uso de um modelo de confiabilidade teórica possibilita a realização de análises mais completas do processo de falhas. Por exemplo, o efeito de mudanças no MTTF pode ser facilmente identificado.

Embora não possua as vantagens do método paramétrico, o processo empírico, por não assumir uma distribuição teórica, possui a vantagem de evitar possíveis erros prováveis de ocorrência, quando da assunção de uma determinada distribuição. Por outro lado, os intervalos de confiança associados à análise não-paramétrica são normalmente maiores do que os calculados por intermédio de processos paramétricos. Por essa razão, um procedimento utilizado na prática, relaciona-se com a realização da análise não-paramétrica, antes da escolha da distribuição considerada adequada para descrever os dados de falha.

3.9. Identificação da distribuição estatística

De acordo com EBELING (2005), diversos modelos são úteis na descrição de um processo de falhas. Esses modelos são baseados nas distribuições de probabilidade exponencial, Weibull, normal e lognormal, dentre outras. Essas distribuições são denominadas teóricas, uma vez que derivam de processos matemáticos e não empíricos, de forma a que a habilidade de uma distribuição teórica em particular descrever as falhas e a confiabilidade de um componente ou sistema deve ser sempre analisada.

Os modelos de processos de falha são divididos em duas grandes categorias,

sendo a primeira utilizada em modelos de duração de vida de componentes que não se desgastam com o tempo (taxa de falha constante) e a segunda dependente do tempo de operação. Na segunda categoria, encontra-se a distribuição de Weibull, pré-escolhida para a composição do algoritmo, juntamente com a distribuição exponencial, utilizada normalmente em processos markovianos, uma vez que o fator de forma (β) da distribuição de Weibull pode ser utilizado como ferramenta de auxílio no processo de análise do sistema de manutenção em estudo, pois dependendo do seu valor pode indicar se a falha é um evento prematuro (mortalidade infantil), randômico (aleatório) ou ocasionada por desgaste (final de vida econômica). A esta situação deve ser acrescido o fato de que a distribuição de Weibull se aproxima das distribuições exponencial, Rayleigh e normal, quando os fatores de forma estão próximos de 1, 2 e entre 3 e 4, respectivamente.

3.9.1. REGRESSÃO LINEAR SIMPLES

A regressão linear simples utiliza um único regressor (preditor) representado pela variável independente da equação da reta e uma variável de resposta correspondente à variável dependente (MONTGOMERY e RUNGER, 2003). O valor esperado Y para cada equação pode ser representado por $E(Y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$ sendo o coeficiente linear β_0 e o coeficiente angular β_1 , coeficientes desconhecidos da regressão. Cada observação Y pode ser descrita pelo modelo $Y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon$, sendo " ϵ " um erro aleatório com média zero e variância σ^2 . O método dos mínimos quadrados permite estimar os coeficientes de regressão de modo a minimizar a soma dos quadrados dos desvios verticais.

3.9.2. REGRESSÃO LINEAR DAS PRINCIPAIS DISTRIBUIÇÕES ESTATÍSTICAS

A partir da função de distribuição cumulativa $[F(t)]$ das distribuições estatísticas, cujos processos de regressão das principais distribuições são apresentados a seguir, é possível encontrar-se os coeficientes de correlação e de determinação, utilizado pelo método dos mínimos quadrados, que indicam as distribuições candidatas que melhor representam, inicialmente, os dados de falha obtidos.

Para a estimativa de $\hat{F}(t_i)$ que representa a fração de observações abaixo da i -ésima observação da amostra, optou-se por utilizar a equação $\hat{F}(t_i) = \frac{i-0,3}{n+0,4}$, freqüentemente utilizada estatisticamente, como aproximação da mediana das posições dos tempos de falha, conforme sugerido por EBELING (2005), uma vez que $\hat{F}(t_i)$ é assimétrica para valores de “ i ” próximos de zero e de “ n ”.

Regressão linear da distribuição exponencial

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \Rightarrow \text{Ln} \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right] = \lambda t$$

$$y = ax + b$$

$$y = \text{Ln} \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right] \text{ para } x = t; \quad a = \lambda; \quad e \quad b = 0 \quad (3.1)$$

onde “ λ ” é a taxa de falha e “ t ” o tempo de operação.

Regressão linear da distribuição Weibull

$$F(t) = 1 - e^{-(t/\eta)^\beta} \Rightarrow \text{Ln} \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right] = (t/\eta)^\beta$$

$$y = ax + b$$

$$y = \text{Ln} \left\{ \text{Ln} \left[\frac{1}{1 - F(t)} \right] \right\} \text{ para } x = \text{Ln}(t); \quad a = \beta; \quad b = -\beta \text{Ln}(\eta); \quad e^{-\left(\frac{b}{\beta}\right)} = \eta \quad (3.2)$$

onde “ β ” é o parâmetro de forma e “ η ” é a vida característica.

Regressão linear da distribuição normal

$$F(t) = \Phi \left(\frac{t - \mu}{\sigma} \right) \Rightarrow \Phi^{-1} F(t) = \frac{t - \mu}{\sigma}$$

$$y = ax + b$$

$$y = \Phi^{-1} F(t) \text{ para } x = t; \quad a = \frac{1}{\sigma}; \quad e \quad b = -\frac{\mu}{\sigma} \quad (3.3)$$

onde “ Φ ” é a acumulada da normal padrão e “ Φ^{-1} ” a sua inversa. Em complemento “ μ ” é a média da distribuição e “ σ ” o desvio-padrão.

Regressão linear da distribuição lognormal

$$F(t) = \Phi\left(\frac{1}{s} \ln \frac{t}{t_{med}}\right) \Rightarrow \Phi^{-1} F(t) = \frac{1}{s} \ln t - \frac{1}{s} \ln(t_{med})$$

$$y = ax + b$$

$$y = \Phi^{-1} F(t) \text{ para } x = \ln t; a = \frac{1}{s}; e b = -\frac{1}{s} \ln t_{med} \quad (3.4)$$

onde “ Φ ” é a acumulada da normal padrão e “ Φ^{-1} ” a sua inversa. Em complemento “ s ” é o parâmetro de forma da distribuição e “ t_{med} ” é o tempo mediano.

A Tabela 3.2 sintetiza as regressões lineares das distribuições estatísticas apresentadas.

Tabela 3.2 – Relação entre as variáveis “ x ” e “ y ” da reta de regressão linear e a respectiva distribuição estatística

DISTRIBUIÇÃO	x_i	y_i
exponencial	t_i	$\ln\left[\frac{1}{1-F(t_i)}\right]$
normal	t_i	$z_i = \Phi^{-1}[F(t)]$
lognormal	$\ln t_i$	$z_i = \Phi^{-1}[F(t)]$
Weibull	$\ln t_i$	$\ln \ln\left[\frac{1}{1-F(t_i)}\right]$

Com os parâmetros da Tabela 3.2, deverão ser obtidos os coeficientes de correlação (r) e de determinação (r^2). O primeiro é uma grandeza adimensional que pode ser utilizada para comparar as relações lineares entre pares de variáveis em diferentes unidades, enquanto o segundo indica o percentual da variação total dos pontos observados explicados pela reta de regressão (MONTGOMERY e RUNGER, 2003).

Em complemento, pretende-se identificar o estimador de máxima verossimilhança, sempre que possível, para representar o conjunto de dados de falha, dando prioridade às distribuições exponencial e de Weibull com 2 parâmetros.

3.9.3. MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA

De acordo com VUOLO (1996) o método da máxima verossimilhança (Maximum Likelihood Estimator – MLE) pode ser formulado como “A melhor função $f(x)$ para descrever um conjunto de pontos experimentais é tal que esse conjunto de pontos é o mais verossímil possível, se a função $f(x)$ é admitida como função verdadeira”, resumida pelo autor como correspondente à idéia da ocorrência do resultado que tinha a maior probabilidade de ocorrer.

MONTGOMERY e RUNGER (2003) por sua vez, ressalta que embora o método da máxima verossimilhança possa ser considerado excelente, nem sempre é fácil maximizar a função verossimilhança, em virtude de dificuldades que podem ocorrer por ocasião da solução da equação $dL(\eta)/d\eta = 0$ e ao fato de nem sempre ser possível utilizar diretamente métodos de cálculo para a determinação do máximo de $L(\eta)$.

EBELING (2005) apresenta a seguinte equação para a estimativa do MLE do parâmetro de forma β , para a distribuição Weibull, formada por dados completos ou de censura simples:

$$g\left(\hat{\beta}\right) = \frac{\sum_{i=1}^r \hat{t}_i^{\hat{\beta}} \ln t_i + (n-r) \hat{t}_s^{\hat{\beta}} \ln t_s}{\sum_{i=1}^r \hat{t}_i^{\hat{\beta}} + (n-r) \hat{t}_s^{\hat{\beta}}} - \frac{1}{\hat{\beta}} - \left(\frac{1}{r}\right) \sum_{i=1}^r \ln t_i = 0 \quad (3.5)$$

em o MLE estimado para a vida característica “ η ” pode ser obtido de:

$$\hat{\eta} = \left\{ \frac{1}{r} \left[\sum_{i=1}^r \hat{t}_i^{\hat{\beta}} + (n-r) \hat{t}_s^{\hat{\beta}} \right] \right\}^{1/\hat{\beta}} \text{ onde } t_s = \begin{cases} 1 & \text{para dados completos;} \\ t_* & \text{para censura tipo I; e} \\ t_r & \text{para censura tipo II.} \end{cases} \quad (3.6)$$

EBELING (2005) sugere a solução numérica da equação 3.5 pelo método de Newton-Raphson em que a solução numérica da estimativa do parâmetro de forma dar-se-á por

$$\hat{\beta}_{j+1} = \hat{\beta}_j - \frac{g(\hat{\beta}_j)}{g'(\hat{\beta}_j)}$$

onde

$$g'(x) = \frac{dg(x)}{dx} \quad (3.7)$$

TAN (2009) propõe uma nova aproximação de MLE para a distribuição de Weibull, quando a mesma se aproxima da distribuição exponencial. Segundo o autor, o

MLE é atrativo para grandes amostras, por ser assintoticamente consistente, eficiente e não tendencioso, porém pode ser tendencioso para pequenas amostras⁴. Apresenta também como vantagem o fato do método MLE ser melhor para se manusear dados de sobrevivência e de intervalos de falhas em relação ao método de regressão ordenada (*rank regression*), principalmente quando se trabalha com dados altamente censurados, com poucos tempos de falha exatos ou quando os tempos censurados não são distribuídos uniformemente.

No caso da distribuição exponencial, o estimador MLE para dados completos e censurados é dado por $\hat{\lambda} = \frac{r}{\sum_{i=1}^r t_i + (n-r)t_r} = \frac{r}{T}$ onde r corresponde ao número de falhas e o tempo T é definido pela Tabela 3.3 e t_r da censura tipo II deve ser substituído por t_* em testes com censura tipo I (EBELING 2005).

Tabela 3.3 – Cálculo de Tempo de Teste Total

DADOS	T
Completos	$\sum_{i=1}^n t_i; \quad r = n$
Censura tipo I	$\sum_{i=1}^n t_i + (n-r)t_*$
Censura tipo II	$\sum_{i=1}^n t_i + (n-r)t_r$

Legenda:

t_i = tempo de falha;

t_* = tempo de teste com censura tipo I;

t_r = tempo da r -ésima falha (teste com censura tipo II);

n = tamanho da amostra; e

r = número de falhas.

3.9.4. TESTE DE HIPÓTESES

Após a seleção de uma distribuição teórica, deve-se realizar um teste estatístico para a verificação da adequação dos dados de falha à distribuição selecionada. O teste de Mann, desenvolvido por Mann, Schafer e Singpurwalla, inserido no presente

⁴ Para pequenas amostras o logaritmo da função de verossimilhança é relativamente plano na região de máximo, implicando certa imprecisão no parâmetro, enquanto que no caso de grandes amostras o logaritmo da função de verossimilhança passa a ter um pico bastante pronunciado no valor máximo (MONTGOMERY E RUNGER, 2003).

trabalho por tratar-se de teste específico para a distribuição de Weibull, utiliza as seguintes hipóteses (EBELING, 2005):

H_0 : os tempos de falha seguem a distribuição de Weibull; e

H_1 : os tempos de falha não seguem a distribuição de Weibull.

Este teste pode ser resumido, segundo EBELING (2005), conforme a seguir:

$$k_1 = \left[\frac{r}{e} \right] \quad e \quad k_2 = \left[\frac{r-1}{e} \right]$$

onde os valores k_1 e k_2 representam a parte inteira do resultado das razões correspondentes e os dados de falha devem ser ordenados para a realização do teste de aderência.

O teste consiste da comparação do valor de M da Eq. 3.8 com um determinado valor crítico (F_{crit}). Para que a hipótese nula não seja rejeitada, é necessário que a condição $M < F_{crit}$ seja atendida.

O valor de F_{crit} será obtido pela função inversa da distribuição F^5 onde o número de graus de liberdade corresponderá a $2k_2$ e $2k_1$, para o numerador e denominador, respectivamente. O valor da probabilidade a ser utilizada para a entrada de dados, corresponderá ao intervalo de confiança $100(1-\alpha)\%$, onde “ α ” é o nível de incerteza a ser utilizado na inferência.

No caso da distribuição exponencial, pretende-se utilizar o teste de Bartlett, por ser recomendado para dados completos e de censura simples, embora seja recomendável para amostras a partir de 20 dados de falha. Este teste é resumido por EBELING (2005), conforme a seguir.

As hipóteses são:

H_0 : os tempos de falha seguem a distribuição exponencial; e

H_1 : os tempos de falha não seguem a distribuição exponencial.

O teste estatístico corresponde a:

$$B = \frac{2r\{\ln[(1/r) \sum_{i=1}^r t_i] - [(1/r) \sum_{i=1}^r \ln t_i]\}}{1 + [(r+1)/6r]} \quad (3.8)$$

onde t_i = tempo de falha da i -ésima unidade e r corresponde ao número de falhas.

⁵ A distribuição F e sua inversa podem ser obtidas em tabela de MONTGOMERY E RUNGER (2003) ou de outros livros técnicos, ou ainda, pelo uso do software EXCEL da Microsoft Corporation.

O teste estatístico B utiliza a tabela da distribuição qui-quadrada em que a hipótese nula é aceita se: $\chi^2_{1-\alpha/2, r-1} < B < \chi^2_{\alpha/2, r-1}$

onde

$$Pr\{\chi^2 < \chi^2_{1-\alpha/2, r-1}\} = Pr\{\chi^2 < \chi^2_{\alpha/2, r-1}\} = \frac{\alpha}{2}$$

Em relação aos testes de hipóteses, a dificuldade consiste no tamanho da amostra, cujas características de cada teste encontram-se na Tabela do Apêndice A, consolidada a partir de EBELING (2005).

Mais detalhes sobre os referidos testes podem ser encontrados em MANN et al. (1974) e EBELING (2005).

3.10. Modelos de Confiabilidade

Para se conduzir uma análise quantitativa de confiabilidade, necessita-se de um modelo matemático que resuma e descreva o processo de falha, de forma que possa ser utilizado para avaliar a confiabilidade de estruturas, sistemas ou componentes no período considerado. Os modelos de confiabilidade mais usuais, assim como suas principais vantagens e desvantagens são discutidos a seguir.

3.10.1. DIAGRAMA DE BLOCOS DE CONFIABILIDADE (PUKITE e PUKITE, 1998)

O diagrama de blocos de confiabilidade (Reliability Block Diagram – RBD) é um dos modelos de confiabilidade mais comuns. Apresenta a estrutura lógica de confiabilidade do sistema a ser analisado utilizando blocos para representar os componentes e linhas correspondentes ao sucesso do evento. A Fig. 3.2 representa dois componentes com redundância em paralelo.

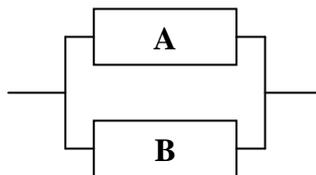


Figura 3.2 – Diagrama de Blocos de Confiabilidade para redundância em paralelo

Vantagens dos Diagramas de Blocos de Confiabilidade

Os diagramas de bloco de confiabilidade são simples, bem conhecidos e normalmente fáceis de serem avaliados. Eles são muito utilizados como ponto inicial de uma análise de confiabilidade.

Limitações dos Diagramas de Blocos de Confiabilidade

Os diagramas de blocos de confiabilidade somente podem representar dois estados do componente (operacional ou falho), sendo incapazes de utilizar configurações em que a característica dos componentes varie com o tempo, como por exemplo, o compartilhamento de cargas.

3.10.2. MODELOS DE REDE (PUKITE e PUKITE, 1998)

Os modelos de rede de confiabilidade consistem de elos individuais (canais) em que se realiza uma análise booleana, assumindo-se que a falha de um elo não terá efeito sobre os remanescentes. As aplicações mais importantes das redes estão no domínio das comunicações. A computação de redes de confiabilidade é a aplicação primária dos modelos de rede. A Fig. 3.3 representa dois componentes com redundância em paralelo.

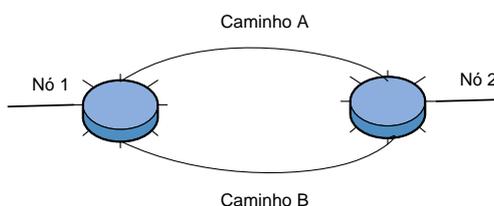


Figura 3.3 – Diagrama de Rede representando elos paralelos

Vantagens dos Diagramas de Rede

Devido à simplicidade do modelo, a computação não é muito complexa.

Limitações dos Diagramas de Rede

A maior desvantagem é a limitação da aplicação ao só permitir dois estados e não considerar efeitos secundários sobre outros componentes.

3.10.3. ANÁLISE DE ÁRVORE DE FALHAS (PUKITE e PUKITE, 1998)

A representação esquemática da árvore de falhas apresenta a estrutura lógica da confiabilidade do sistema. Os componentes são representados por meio de nós e conectados por portões lógicos. A árvore de falhas representa combinações de falhas, ao contrário do diagrama de blocos de confiabilidade que é voltado para o sucesso da missão. A Fig. 3.4 representa dois componentes com redundância em paralelo.

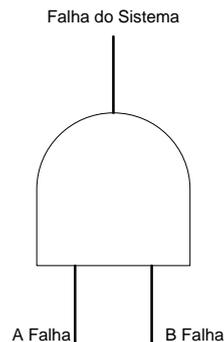


Figura 3.4 – Representação de Árvore de Falha de um Sistema em Paralelo

Vantagens do Diagrama de Árvore de Falhas

Permite esclarecer um processo de falha em particular, assim como a propagação da falha em um sistema.

Limitações do Diagrama de Árvore de Falhas

As limitações básicas dessa aproximação são:

- *Utilização em missões de múltiplas fases* – Esse tipo de missão requer configurações distintas de equipamentos durante suas respectivas fases, não possibilitando uma fácil representação dessa situação;
- *Severidade das falhas* – Sistemas complexos exibem comportamento de falha complexos, que incluem múltiplos modos de falha, as quais terão diferentes efeitos como consequência da missão a ser realizada. O modelo básico de árvore de falhas não suporta este tipo de modelagem;
- *Seqüência das falhas* – Num sistema complexo com redundância, a seqüência de falhas é importante na determinação de seus efeitos sobre a

consequência da missão a ser realizada. A árvore de falhas, por ser uma representação lógica dos eventos, não pode representar esses casos;

- *Duplicação das falhas* – Ao se utilizar uma árvore de falhas para modelagem da confiabilidade, a mesma falha poderá aparecer em partes distintas do diagrama, necessitando de uma avaliação quanto a este aspecto e a respectiva correção, a fim de se evitar resultados errôneos;
- *Propagação da falha no sistema* – A ocorrência de falhas num sistema redundante poderá modificar a configuração do mesmo, necessitando-se de um modelo dinâmico para a avaliação apropriada das probabilidades, não sendo atendido pela representação booleana utilizada na árvore de falhas; e
- *Manutenção e reparo* – As operações de manutenção e reparo não podem ser expressas pelo modelo da árvore de falhas.

3.10.4. MODELOS DE SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO (O' CONNOR, 2002).

Nesse tipo de simulação, um modelo lógico é avaliado repetidamente, utilizando-se valores distintos de parâmetros obtidos a partir de distribuições estatísticas. Os valores dos parâmetros são obtidos aleatoriamente, de acordo com a função de distribuição desejada, podendo ser utilizada em situações nas quais um processo de Markov não se aplique.

Vantagens da Simulação de Monte Carlo

- É uma aproximação alternativa que não necessita de análises matemáticas complexas, podendo ser utilizada em uma variedade de configurações de sistemas; e
- É um modo relativamente fácil de resolver sistemas com modelos complexos, uma vez que não existem restrições para as hipóteses que venham a ser assumidas.

Desvantagens da Simulação de Monte Carlo

Requer normalmente o desenvolvimento de um programa específico, a menos que a configuração da redundância do sistema se encaixe num modelo padrão. (PUKITE e PUKITE, 1998).

Este método também possui a desvantagem de requerer grande espaço de memória da unidade de processamento, podendo demandar demasiado tempo, dependendo da quantidade de simulações a serem realizadas.

3.10.5. REDES DE PETRI (PUKITE e PUKITE, 1998)

Esse tipo de rede é um gráfico de propósito geral e ferramenta matemática para descrever as relações existentes entre as condições e eventos.

Vantagens da Rede de Petri

Permitem modelar uma variedade de situações.

Limitações da Rede de Petri

Um modelo mais elaborado necessitará da representação de diversos estados podendo exigir uma solução de Monte Carlo.

3.10.6. MODELOS DE MARKOV (PUKITE e PUKITE, 1998)

O modelo de Markov considera os estados do sistema e suas possíveis transições, assumindo que as taxas de transição entre os estados são constantes, correspondentes à distribuição exponencial (sem memória) em que as transições de probabilidade são determinadas somente pelo estado presente, sem considerar os anteriores. As Tabelas 3.4 e 3.5 e a Fig. 3.5 representam dois componentes com redundância em paralelo de acordo com os seguintes estados e taxas de falha.

Tabela 3.4 – Descrição do estado de um sistema com redundância em paralelo

ESTADO	DESCRIÇÃO
S_1	Sistema totalmente operacional
S_2	Falha do componente A, continuando B operacional
S_3	Falha do componente B, continuando A operacional
S_4	Ambos componentes falham, ocorrendo falha do sistema

Tabela 3.5 – Descrição das taxas de falha de um sistema com redundância em paralelo

TAXA	DESCRIÇÃO
λ_A	Taxa de falha do componente A
λ_B	Taxa de falha do componente B

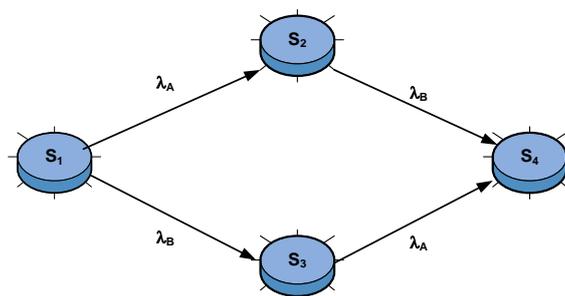


Figura 3.5 – Diagrama de Transição de Markov para um Sistema com Redundância em Paralelo

A representação gráfica das probabilidades dos estados como função do tempo auxilia o entendimento do modelo e o comportamento do sistema em termos de:

1. *Mudança nas probabilidades do estado como função do tempo.* Por vezes pode ser necessário, examinar o comportamento de vários estados para uma análise mais detalhada, onde a probabilidade dos estados intermediários pode ser importante no gerenciamento da redundância da configuração;

2. *Efeitos da extensão do tempo de missão.* Muitas análises devem avaliar o efeito da extensão do tempo de missão em termos de confiabilidade e eficácia, tendo como auxílio as probabilidades desses estados;
3. *Operação esperada em estados degradados.* Sistemas complexos são projetados para que as falhas de determinados componentes não provoquem a falha do sistema. Um modelo de Markov permite o uso da modelagem e avaliação da probabilidade de decréscimo de rendimento e seu efeito no cumprimento dos objetivos da missão estabelecidos.

Vantagens do uso de diagramas de transição de estados

- O modelo básico de Markov é simples de ser formulado e pode ter grande aplicação.

Limitações dos diagramas de transição de estados

- Hipótese de taxa de falhas constante e a de que o processo é sem memória – Embora muitos processos físicos não possuam memória, em outros essa hipótese falha, sendo necessário um modelo mais complexo;
- Os modelos práticos de Markov podem tornar-se complexos se todas as possibilidades de estado dos sistemas forem consideradas. Para reduzir as dificuldades apresentadas pode-se realizar a partição do sistema, truncamento do processo de transição e absorção de estados.

3.10.7. PROCESSOS NÃO-MARKOVIANOS

3.10.7.1. Método dos Estágios

O método dos estágios é apresentado por COX e MILLER (1965), por meio de um problema de teoria das filas, partindo do pressuposto de que o tempo de atendimento de um cliente pode ser subdividido em k estágios de comprimentos independentes e distribuídos exponencialmente com parâmetro β .

Desse modo, o tempo de atendimento Y tem a forma $Y = Z_1 + \dots + Z_k$ onde os valores de Z_i são independentes e exponencialmente distribuídos e a transformada de Laplace da distribuição de Z e de Y são $\beta/(\beta + s)$ e $\beta^k/(\beta + s)^k$, respectivamente, tendo a Função Densidade de Probabilidade (PDF – Probability Density Function) de Y a forma da distribuição gama com média k/β , parâmetro (índice) k e coeficiente de variação $1/\sqrt{k}$.

Com o raciocínio inverso, o método dos estágios, por sua vez, baseia-se na seguinte hipótese: ao se supor uma distribuição gama com parâmetro inteiro k e média μ e considerar $\beta = k/\mu$, pode-se proceder como se existissem k estágios, que não teriam significado físico, caracterizados pela distribuição exponencial.

Assim, ao ser inserido na especificação do estado do sistema, uma descrição do estágio em utilização, todas as distribuições associadas ao processo serão exponenciais, transformando o modelo em markoviano.

O nome deste método deriva do fato da divisão do estado do sistema em sub-estados ser denominada de estágio e sua principal limitação é o fato de não ser geral (COX e MILLER, 1965).

3.10.7.2. Método das Variáveis Suplementares

Este método conduz a um processo markoviano, a partir da inclusão de variáveis adicionais, com o propósito de aumentar-se a definição de estados para o sistema, de forma que seja especificado o valor das variáveis que controlam as taxas de transição. COX e MILLER (1965) apresentam o método a partir da evolução de um ser humano saudável para uma doença fatal, retratado, também, por PINHO (2000), ao supor que um indivíduo nascido no instante $t = 0$, permaneça no estado 0 (saudável) por um tempo X , entre no estado 1 (doente) e permaneça por determinado tempo Y , vindo a falecer (entra no estado 2). As variáveis aleatórias independentes X e Y possuem densidades $\alpha e^{-\alpha x}$ e $f(y)$, respectivamente, conforme Fig. 3.6.

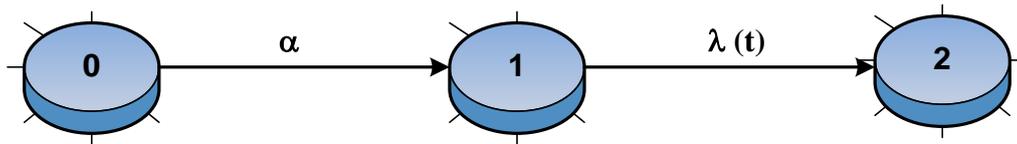


Figura 3.6 – Transição para doença fatal

Definindo-se $P_i(t)$ ($i = 0,1,2$) como a probabilidade do i -ésimo estado estar ocupado no instante t , tem-se:

$$P_0(t) = P_0(t + \Delta t) = P_0(t) - \alpha\Delta t + o(\Delta t), \text{ donde:}$$

$$P_0(t + \Delta t) = P_0(t)(1 - \alpha\Delta t) + o(\Delta t) \quad (3.9)$$

em que o termo $\alpha\Delta t$ representa probabilidade condicional de transição para o estado 1.

Até o presente momento, permanece a propriedade markoviana, não havendo dificuldades para o cálculo de $P_0(t)$, em que

$$P_0(t + \Delta t) = P_0(t)(1 - \alpha\Delta t) + o(\Delta t), \text{ levando a } P_0(t) = e^{-\alpha t}.$$

A dificuldade surge ao se tentar estabelecer as probabilidades $P_1(t)$ e $P_2(t)$ uma vez que a propriedade markoviana foi perdida. Dessa forma, o cálculo de uma equação similar para $P_i(t + \Delta t)$; ($i = 1,2$) correspondendo a

$$P_i(t + \Delta t) = P_i(t)(1 - \lambda_f(y)\Delta t) + o(\Delta t)$$

torna-se difícil, em virtude da necessidade de se obter o termo $1 - \lambda_f(y)\Delta t$ representando a probabilidade do indivíduo permanecer no estado 1 no instante $t + \Delta t$, dado que estava no estado 1 no tempo t , ou seja, a probabilidade condicional do indivíduo não morrer no intervalo de tempo especificado.

A partir deste momento é incluída a variável y que controla a taxa de transição do estado 1 (representando neste exemplo o tempo em que o indivíduo encontra-se doente). Pretende-se com esse artifício aperfeiçoar a definição dos estados, de forma que o sistema possa ser especificado como estando no estado 0, no estado (1, y) ou no estado 2, onde o estado (1, y) é ocupado quando o indivíduo está no estado 1 há um tempo y , passando o estado do espaço para parcialmente discreto e parcialmente contínuo.

No exemplo em questão definindo $p_i(y; t)$ como

$$p_1(y; t) = \lim_{\Delta y \rightarrow 0^+} \frac{\text{prob \{estado 1 ocupado em "t" tendo entrado em (t - y - \Delta y, t - y)\}}}{\Delta y}$$

em que y representa o tempo de utilização da estrutura, sistema ou componente e t corresponde ao tempo passado no respectivo estado.

Então para $y > 0$

$$p_1(y + \Delta t; t + \Delta t) = p_1(y; t)\{1 - \lambda_f(y)\Delta t\} + o(\Delta t) \quad (3.10)$$

e

$$p_1(0; t + \Delta t)\Delta t = p_0(t)\alpha\Delta t + o(\Delta t) \quad (3.11)$$

representando a equação (3.11) a transição do estado 0 para o estado 1.

COX e MILLER (1965) ressaltam, ainda, que o ponto essencial aqui é que em (3.10) o coeficiente de $p_1(y; t)$ é agora a probabilidade condicional do indivíduo não morrer em y . Note-se que para se chegar ao estado $(1, y + \Delta t)$ com $y > 0$ deve-se passar pelo estado $(1, y)$ e posteriormente todos os indivíduos que deixam o estado 0 entram no estado $(1, 0)$, chegando à equação (3.11).

Como todas as transições do estado $(1, y)$ prosseguem para o estado 2, tem-se que

$$p_2(t + \Delta t) = p_2(t) + \int_0^t p_1(y; t)\lambda_f(y)'dy\Delta t + o(\Delta t) \quad (3.12)$$

onde o termo $\int_0^t p_1(y; t)\lambda_f(y)'dy$ representa a probabilidade do indivíduo morrer no instante t .

Utilizando as equações (3.10) a (3.12) complementadas por $p_0(t) = e^{-\alpha t}$, tem-se que

$$\frac{\partial p_1(y; t)}{\partial y} + \frac{\partial p_1(y; t)}{\partial t} = -\lambda_f(y)p_1(y; t) \quad (3.13)$$

$$p_1(0, t) = \alpha e^{-\alpha t} \quad (3.14)$$

$$\frac{dp_2(t)}{dt} = \int_0^t p_1(y; t) \lambda_f(y) dy \quad (3.15)$$

COX e MILLER (1965) mostram que a equação (3.13) pode ser resolvida pela definição de $P_1(y; t)$ por

$$p_1(y; t) = \exp\left\{-\int_0^y \lambda_f(u) du\right\} P_1(y; t)$$

e que $P_1(y; t)$ deve ser função de $t - y$.

Com a condição inicial (3.14), tem-se que

$$p_1(y; t) = \alpha e^{-\alpha(t-y)} \exp\left\{-\int_0^y \lambda_f(u) du\right\} = \alpha e^{-\alpha(t-y)} \mathcal{F}(y; t) \quad (3.16)$$

e⁶

$$P_2(t) = \int_0^t du \int_0^u e^{-\alpha(u-y)} \mathcal{F}(y) \lambda_f(y) dy = \int_0^t \alpha e^{-\alpha(t-u)} \{1 - \mathcal{F}(u)\} du \quad (3.17)$$

de forma que agora (3.16) e (3.17) podem ser obtidos por um argumento diretamente probabilístico.

PINHO (2000) sugere a aplicação da seguinte regra para modelagem de sistemas contendo variáveis suplementares, que não considera a manutenção periódica realizada e supõe que os reparos retornam o equipamento à condição de tão bom quanto novo:

1. Utilizar para as equações com variáveis suplementares, a expressão:

$$\frac{\partial p_i}{\partial x} + \frac{\partial p_i}{\partial t} = - \sum (\text{das taxas que saem do estado}) p_i(x, t) \quad (3.18);$$

2. No caso das equações independentes da variável suplementar utilizar a regra do balanço de probabilidade:

$$\frac{dP}{dt} = \sum (\text{prob que chegam ao estado}) - \sum (\text{prob que saem do estado}) \quad (3.19);$$

⁶ Foi utilizada a equação $\lambda_f(y) = \frac{f(y)}{\mathcal{F}(y)}$ onde $\mathcal{F}(y)$ corresponde à função de sobrevivência.

3. Em relação às condições de contorno, utilizar $p_i(0, t)$ para todas as probabilidades que chegam ao estado; e
4. Para as condições iniciais, usar $p_i(x, 0) = f(x)$ para o estado de todos os componentes funcionando e $p_i(x, 0) = 0$ para os outros estados.

Cabe ressaltar que a Eq. 3.19, por ser independente da variável suplementar, já utiliza normalmente a regra do balanço de probabilidades desenvolvida por Markov. As equações com variáveis suplementares que correspondem ao negativo do somatório das taxas que saem do estado, representadas pela Eq.3.18, não seguem a regra do balanço de probabilidade, o mesmo ocorrendo em relação às condições de contorno em que se utiliza $p_i(0, t)$ para todas as probabilidades que chegam ao estado. Todavia o balanço de probabilidades de cada estado estará garantido pela diferença entre o somatório das condições iniciais e o somatório das taxas que saem do estado.

As condições iniciais em que $p_i(x, 0) = f(x)$ para o estado de todos os componentes funcionando e $p_i(x, 0) = 0$ para os outros estados, onde $f(x)$ representa a função densidade de probabilidade da distribuição, completam os dados necessários à solução do sistema híbrido de equações diferenciais acopladas.

Capítulo 4

A REGRA DA MANUTENÇÃO

4.1. Introdução

A área nuclear além de ser uma atividade inerentemente perigosa⁷, exibe um certo fascínio nos seres humanos, influenciando grandemente o aspecto psicológico, com o medo de um acidente com liberação radioativa.

Para minimizar tal situação, os projetos e as atividades de operação e manutenção das usinas nucleares são desenvolvidos criteriosamente, de forma a reduzir ao máximo o risco⁸ existente.

A NRC passou a utilizar a partir de 1991, o requisito denominado de Regra da Manutenção (Maintenance Rule - MR), NRC (1991), para a verificação da eficácia da manutenção. No Brasil, por ocasião do licenciamento de Angra 2, a Portaria CNEN PR 117, CNEN (2005), estabeleceu a necessidade do desenvolvimento e implementação de um Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção (PMEM), como uma das condições para a renovação da Autorização de Operação Inicial (AOI).

4.2. A Regra da Manutenção

De acordo com o NRC (1997), a Regra da Manutenção foi publicada em 10 de julho de 1991, na Seção 50.65 - Requisitos para Monitoramento da Eficácia da Manutenção em Plantas Nucleares, do documento 10 CRF Parte 50, sob o título Licenciamento Doméstico de Plantas de Produção e Utilização (*Domestic Licensing of Production and Utilization Facilities*), dividindo as Estruturas Sistemas ou Componentes (ESC) nos seguintes subitens:

⁷ Perigo (*Hazard*) - Condição física ou química que possui o potencial de causar danos às pessoas, à propriedade ou ao meio-ambiente.

Fonte: *Guidelines for Chemical Process Quantitative Risk Analysis*, Center for Chemical Process Safety, American Institute of Chemical Engineers, New York, 2000.

⁸ Risco (*Risk*) – Medida multi-atributo que expressa perigo ou possibilidade de acontecimentos prejudiciais ou associados a consequências de ferimentos devido a exposição real ou potencial

Fonte: *IAEA Safety Glossary – Terminology Used in Nuclear Safety and Radiation Protection*, International Atomic Energy Agency, edição 2007.

(a)(1) – Corresponde às ESC que não atingem o desempenho previsto, para as quais devem ser estabelecidas metas a serem cumpridas, de forma a que as discrepâncias sejam corrigidas;

(a)(2) – Congrega as ESC que demonstram que a manutenção preventiva está sendo realizada de forma adequada, uma vez que atingem o desempenho estabelecido;

(a)(3) – Determina a periodicidade de 24 meses ou de um ciclo de recarga de combustível para a reavaliação dos critérios de desempenho e das metas estabelecidas;

(a)(4) – Estabelece a avaliação e o gerenciamento do acréscimo no risco antes da realização da manutenção em determinada ESC.

Em complemento este parágrafo ainda divide as ESC nas seguintes categorias:

(b)(1) – ESC relacionadas à segurança da usina;

(b)(2) – ESC que embora não estejam relacionadas diretamente com a segurança da usina, possuem as seguintes características:

(b)(2)(i) – Possibilitam a mitigação de acidentes/transientes ou fazem parte dos Procedimentos de Emergência Operacional (EOP) da Planta;

(b)(2)(ii) – Sua falha poderia evitar que outra ESC cumprisse totalmente sua função relacionada à segurança; e

(b)(2)(iii) – Sua falha poderia causar um desligamento forçado do reator ou acionar o sistema de segurança.

A Fig. 4.1 apresenta o documento original da NRC e possibilita uma visão do macro-processo da Regra da Manutenção.

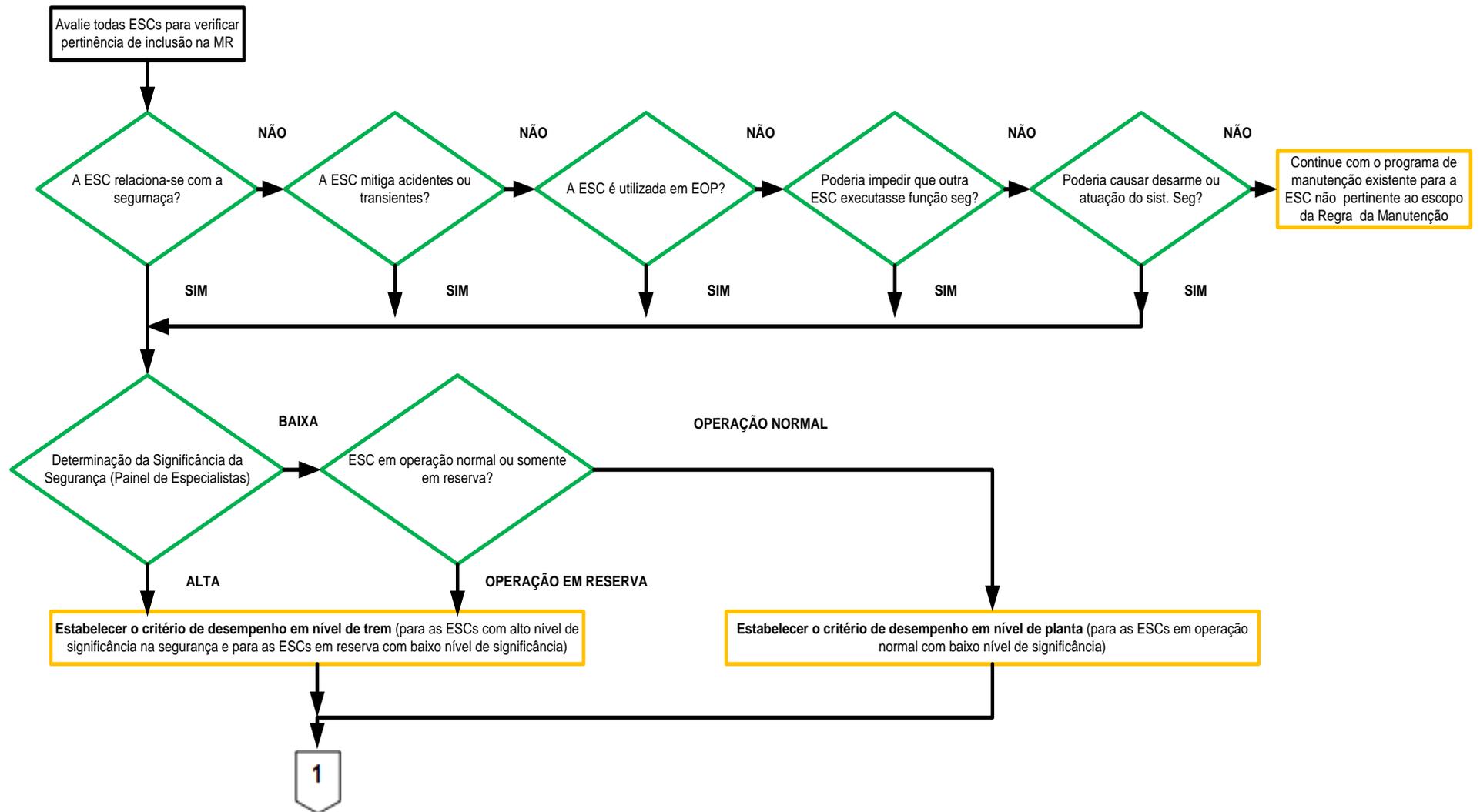


Figura 4.1 – Diagrama simplificado da Regra da Manutenção (original)

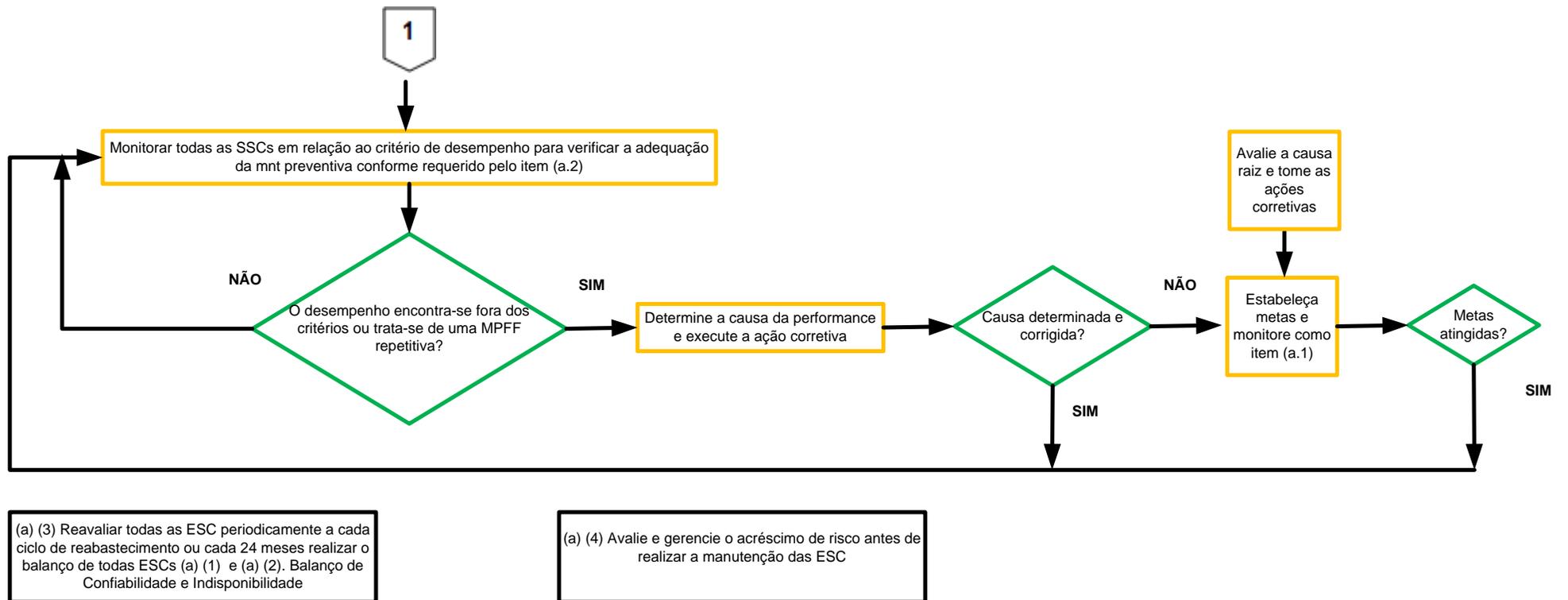


Figura 4.1 – Diagrama simplificado da Regra da Manutenção (original) - continuação

A sistemática da Regra da manutenção pode ser resumida como descrito a seguir:

O objetivo da MR é o de que todas as ESC que estejam sendo monitoradas, se encontrem na situação (a.2), demonstrando que a manutenção preventiva está sendo executada de forma adequada.

Para se atingir esse objetivo, inicialmente deve-se avaliar todas as ESC, com o auxílio de um Painel de Especialistas, para verificar a pertinência de sua inclusão no escopo da MR. Para tanto, as ESC identificadas com os subitens (b.1) ou (b.2) deverão ser monitoradas pela MR, ficando as demais fora de seu escopo.

Em seguida, as ESC a serem monitoradas são avaliadas quanto ao grau de implicação com a segurança, sendo divididas em grupos distintos de alta e baixa implicação e quanto ao modo de operação contínuo ou em reserva.

A MR estabelece que o monitoramento do grupo com baixo grau de implicação na segurança e modo de operação contínuo utilize indicadores em nível de desempenho da planta, enquanto que para as ESC que possuem alto grau de implicação na segurança ou operem no modo reserva sejam monitoradas em nível de trem⁹.

A inclusão do monitoramento em nível de “trem” das ESC em reserva, mesmo que tenham baixo grau de implicação com a segurança, deve-se ao fato de que a falha da maioria dos sistemas em reserva só pode ser observada durante o respectivo teste. Dessa forma, devido ao fato dos transientes da planta ocorrer a uma frequência menor, a falha na demanda não proveria as informações necessárias, caso o monitoramento fosse realizado em nível de planta (NUMARC, 2000).

Finalmente, para as ESC em que o desempenho estabelecido esteja sendo atendido (situação a.2), a ação a ser executada é a de seu monitoramento contínuo, enquanto que em caso contrário (situação a.1), ou quando da ocorrência de Falhas Funcionais Preveníveis pela Manutenção¹⁰ (Maintenance Preventable Functional Failure – MPFF), devem ser estabelecidas metas a serem atingidas para que as ESC retornem à

⁹ O tipo de monitoramento pode variar dependendo da importância do sistema para a segurança, de forma que pode haver a necessidade de acompanhamento em nível de componente, trem, sistema ou planta (NRC, 1997).

¹⁰ Uma MPFF inicial ou repetitiva é definida como sendo a falha de uma ESC, no escopo da MR, em realizar sua função pretendida, cuja causa da falha é atribuída a uma atividade relacionada com a manutenção (NUMARC, 2000).

situação (a.2), após os procedimentos de determinação, análise e a respectiva correção de sua causa, tomando-se o cuidado de avaliar e gerenciar o acréscimo do risco, antes da realização da manutenção necessária.

A Fig. 4.2 desenvolvida por FERRO *et alii* (2009) realiza algumas modificações no fluxograma original, sem alterar o escopo da MR e introduz o algoritmo proposto em sua sistemática.

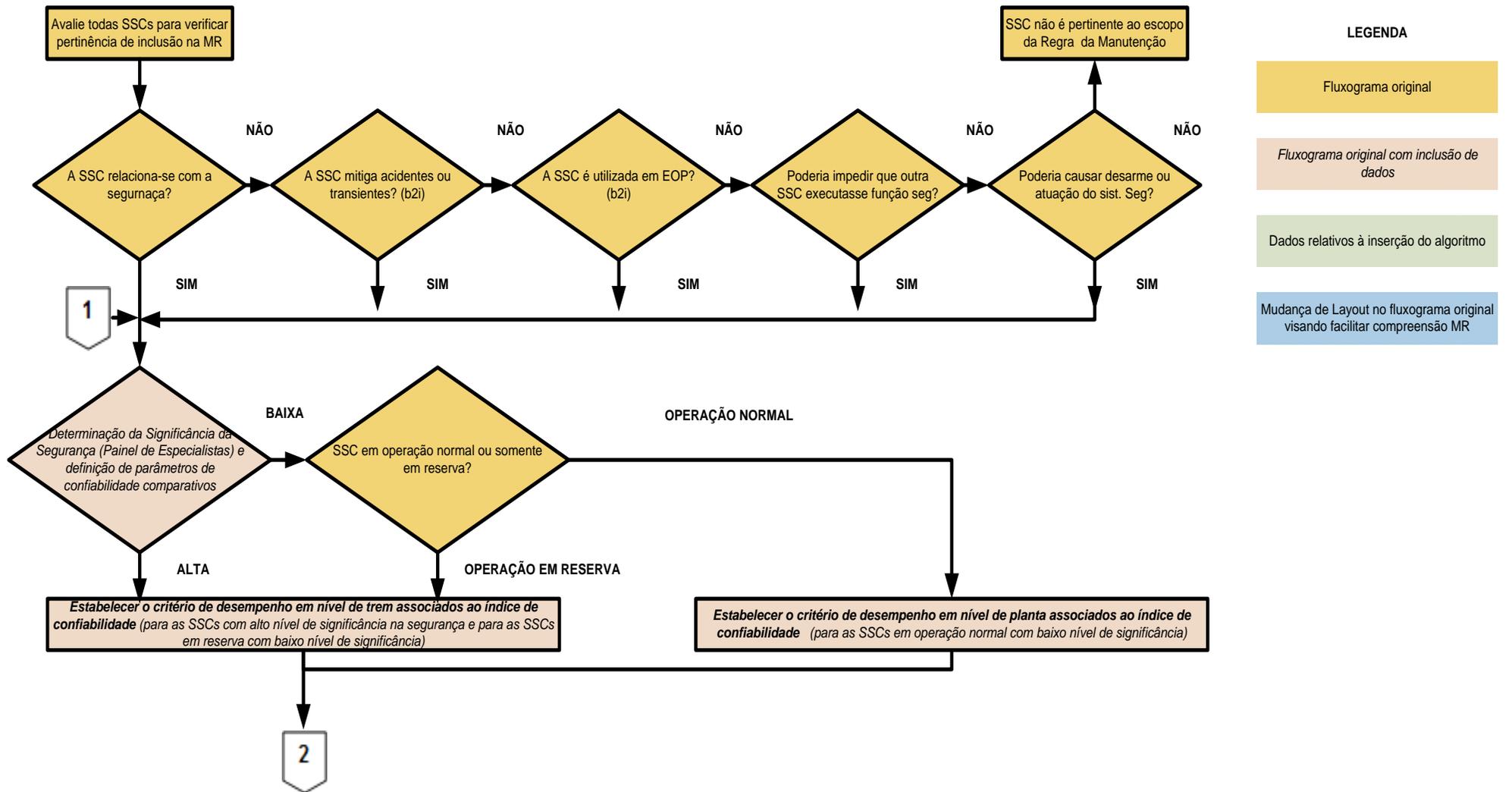


Figura 4.2 – Diagrama simplificado da Regra da Manutenção (alterado)

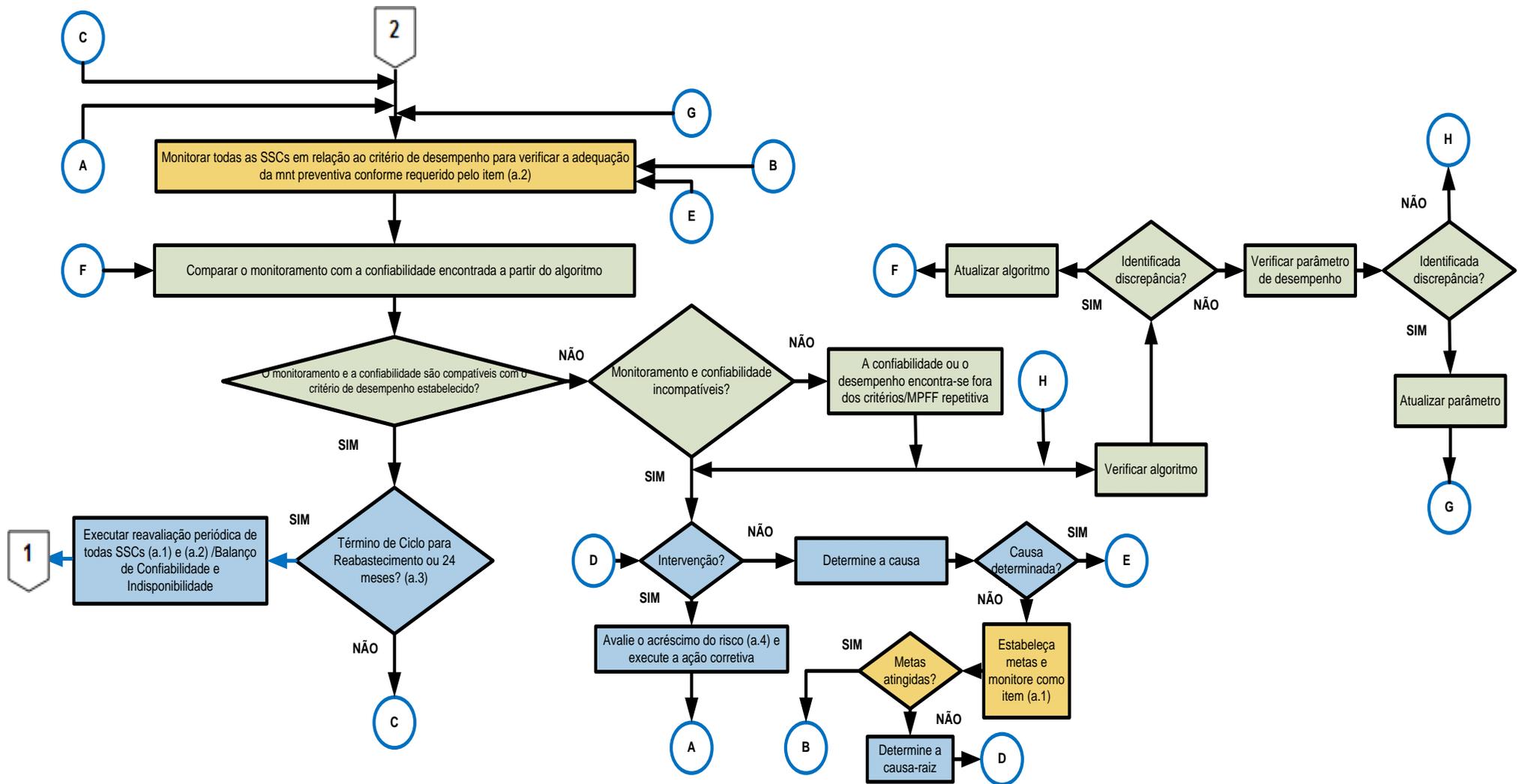


Figura 4.2 – Diagrama simplificado da Regra da Manutenção (alterado) - continuação

4.3. Inspeções Programadas da Regra da Manutenção

Conforme NRC (1999(d)), a Comissão conduziu, nos EUA, 68 inspeções programadas da regra da manutenção (Maintenance Rule Baseline Inspection – MRBI), no período de 15 de julho de 1996 a 10 de julho de 1998, para a verificação da adequação das usinas com a Regra da Manutenção e três inspeções para certificação de descomissionamento de acordo com o documento 10 CFR 50.82. O propósito das inspeções, embora tenha sido originariamente voltado para o resultado, foi o de verificar a situação da implementação dos programas e dos processos da RM, por parte de cada licenciado.

As evidências encontradas permitiram à NRC concluir que:

- No geral os licenciados cumpriram adequadamente os requisitos da RM. Entretanto, a despeito do período de cinco anos para sua implantação, as MRBIs revelaram que diversos licenciados esperaram até o último ano do prazo estabelecido para então realizarem um esforço concentrado de implantação; e
- Alguns licenciados só implantaram totalmente seus programas alguns meses antes do início da inspeção. Para muitos desses licenciados, a MRBI identificou programas e/ou implantação com diversos pontos fracos, sendo as principais deficiências encontradas:
 - o Muitos licenciados não tiveram uma base técnica adequada para demonstrar que seus objetivos e critérios de rendimento foram estabelecidos com a segurança necessária e, por sua vez, não possuíam base técnica apropriada para indicar que os mesmos eram estatisticamente associados à análise de risco da planta. Foi citado como exemplo o fato de alguns licenciados permitirem a cada ESC uma quantidade padrão de “Maintenance Preventable Functional Failures (MPFFs) – Falhas Funcionais Preveníveis pela Manutenção” em cada ciclo de reabastecimento como um critério de rendimento de confiabilidade sem considerar o número de demandas relacionadas à ESC. Em alguns casos, quando comparados à quantidade de demandas, o número de MPFFs permitido poderia indicar uma confiabilidade muito menor do que a assumida pelo licenciado na análise de riscos sem a

justificativa adequada para a diferença entre os valores. A NRC orientou para que os licenciados tivessem um embasamento técnico para os valores de confiabilidade e disponibilidade escolhidos como a(1) objetivos ou a(2) critérios de rendimento; e

- Muitos licenciados não desenvolveram objetivos de confiabilidade e disponibilidade e/ou critérios de rendimento para as ESC de alta significância para a segurança – “High-safety-significant (HSS)”. A NRC ressaltou que como parte das avaliações periódicas requeridas pela 10 CFR 50.65 (a) (3), os licenciados devem estabelecer um balanço entre a confiabilidade e a disponibilidade. Esses balanços não podem ser realizados a menos que ambos os parâmetros sejam monitorados pelo licenciado.
- Em complemento, muitas plantas apresentaram deficiências consideradas relevantes pela NRC, embora ocorressem com uma frequência menor das relacionadas anteriormente:
 - Em algumas plantas, os licenciados não incluíram ESC relacionadas à segurança ou às funções de segurança no escopo da RM de acordo com 50.65 (b) (1). Foi citado o exemplo de um licenciado que não inseriu o conjunto de combustível enquanto outro não abrangeu uma função da turbina da bomba de injeção de refrigeração a alta pressão. Em outros casos os licenciados não incluíram as ESC não relacionadas com a segurança de acordo com o 50.65 (b) (2). Foi citado, ainda, que um licenciado não inseriu o sistema da torre de resfriamento dentro do escopo da MR, embora uma falha no sistema possa provocar um transiente ou um desligamento forçado do reator. Em outras situações, a NRC observou que os licenciados não incluíram sistemas de comunicações ou de luzes de emergência no escopo, a despeito da experiência de operação industrial demonstrar sua importância no apoio ao pessoal da planta na mitigação de acidentes e transientes e ações complementares dos operadores necessárias aos procedimentos de operação de emergência. Os detalhes adicionais nas pendências ao escopo da RM encontram-se na seção 2.3 do NRC (1999(d));

- As equipes de inspeção também observaram que alguns licenciados relutaram em identificar falhas como MPFF. Em muitos casos a relutância foi atribuída à crença dos licenciados de que a identificação das MPFFs e o possível monitoramento da ESC na categoria de monitoramento (a)(1), representativa das ESC que não atingem ao desempenho previsto, indicaria um programa de manutenção ineficiente. A NRC contra-argumentou que do ponto de vista regulatório, a ocorrência de uma única MPFF não é necessariamente uma violação da RM. Ressaltou que uma MPFF normalmente indica um problema potencial, sendo mais importante a determinação da causa, por parte do licenciado, e a realização de ações efetivas para evitar a sua recorrência. A NRC observou que a relutância em identificar as MPFFs resultou em algumas violações à RM devido ao monitoramento não apropriado do seu rendimento ou da não demonstração da efetividade da manutenção preventiva das ESC no escopo da RM.

No Brasil, os requisitos reguladores para a implantação do Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção, estão estabelecidos nas normas da CNEN, nos guias regulatórios da NRC para a Regra da Manutenção, e no NUMARC (2000).

Capítulo 5

ALGORITMO PROPOSTO

5.1. Introdução

Este capítulo pretende apresentar a constituição do algoritmo elaborado para o cálculo das confiabilidades de interesse, dividindo-o em duas etapas. A primeira abrange os critérios estatísticos utilizados enquanto a segunda aborda a utilização do método das variáveis suplementares no processo.

5.2. Etapa I – Critérios estatísticos utilizados

5.2.1. INSERÇÃO DE DADOS

O processo inicia-se com a identificação da planta e da ESC a ser analisada, devendo ser inseridos os nomes da(o): planta; sistema; subsistema e número de componentes a serem analisados.

O algoritmo foi desenvolvido na linguagem FORTRAN e possui fim didático, suportando até três componentes. A estratégia de solução utilizada para a sequência de acoplamento das equações necessárias à solução do problema apresentada no sub-item 5.3.3.2 possibilita a utilização de uma maior quantidade de componentes, porém a restrição permanece em virtude da inexistência de uma regra geral para a formação dos diagramas de transição de estados em função do número de componentes.

Desta forma, o conjunto de equações diferenciais representativo do diagrama de transição de estados necessita ser inserido no algoritmo, para cada quantidade de componentes. Ressalta-se o fato de que o número de equações (NE) é função da quantidade de componentes (n), sendo $NE = 2^n$, de modo que 3 e 4 componentes representam a necessidade de acoplamento de 8 e 16 equações, respectivamente.

Em seguida o algoritmo solicitará o nome do primeiro componente, se sua falha caracteriza falha do sistema, o tamanho da amostra (que corresponderá aos dados de falha identificados a partir das ordens de serviço de manutenção) e os tempos de falha existentes, passando sucessivamente para os demais componentes.

5.2.2. CÁLCULOS ESTATÍSTICOS

5.2.2.1. Regressão linear

A partir dos tempos de falha o algoritmo inicia a regressão linear. Para estimativa da função de distribuição cumulativa é utilizada a equação da mediana das posições dos tempos de falhas $\hat{F}(t_i) = \frac{i - 0,3}{n + 0,4}$, conforme apresentado na seção 3.9.2.

Como a mediana é uma medida de posição que depende do ordenamento dos dados, o algoritmo foi preestabelecido para classificar os tempos de falha em ordem crescente, com a linha que define o valor inicial da variável “ordenar” com um valor diferente de zero. Caso não se deseje a ordenação dos dados, basta alterar as instruções do algoritmo, por intermédio da substituição do valor inicial da variável “ordenar” por zero.

É importante ressaltar que com o ordenamento dos tempos de falha, o modelo escolhido deixa de abranger os itens reparáveis com *condição diferente de retorno à condição de novo – tipos I e II*, apresentados no capítulo 3, uma vez que o ordenamento dos dados distorce a tendência dos tempos médios entre falhas, por serem inversamente proporcionais ao tempo de utilização da ESC.

Os coeficientes de correlação e de determinação são calculados para as variáveis dependente e independente por meio da relação apresentada na Tabela 3.2, conforme a seguinte sequência de distribuições estatísticas: exponencial, Weibull com dois parâmetros, Weibull com três parâmetros e lognormal.

No caso específico da distribuição lognormal, como a variável dependente corresponde a $z_i = \Phi^{-1}[F(t)]$, em que Φ^{-1} é a inversa da acumulada da normal padrão, foi utilizada a sub-rotina <pni> que avalia o inverso da distribuição normal padronizada, desenvolvida pela Naval Surface Warfare Center (NSWC) e compilada por Alan Miller (MILLER, 2004b). O apêndice D consolida as subrotinas e funções elaboradas por outros autores, que tiveram pequenas alterações a fim de que pudessem ser inseridas no algoritmo desenvolvido em FORTRAN.

Em complemento, se os dados de falhas não puderem ser explicados pelas distribuições estatísticas apresentadas aparecerá a mensagem de distribuição estatística não identificada, sendo o processo encerrado.

Foi estabelecida, ainda, a condição inicial de que o coeficiente de determinação seja maior ou igual a 90%, para cada distribuição a ser analisada. Dessa forma, iniciando-se pela distribuição exponencial, caso essa condição seja atendida, prossegue-se em sua análise, passando-se para a distribuição subsequente em caso contrário.

Além da condição inicial para o coeficiente de determinação, o algoritmo realiza o teste de hipóteses para um intervalo de confiança bilateral de 95% para a distribuição em análise.

5.2.2.2. *Teste de hipótese*

O teste de hipóteses de Bartlett, que utiliza a tabela de distribuição do qui-quadrado para a verificação da hipótese nula (H_0) dos tempos de falha seguirem a distribuição exponencial, foi utilizado para a análise dessa distribuição. Para comparação do valor “ B ” do teste de Bartlett com a distribuição do qui-quadrado, é utilizada a função `quiQuadrado.for`, que é uma adaptação da respectiva distribuição desenvolvida pela NSW (MILLER, 2004), tendo como entrada os seguintes parâmetros:

- *ndf* (*number of degree of freedom – número de graus de liberdade*): Estabelecido para o algoritmo como “ $n-1$ ”, em que “ n ” corresponde ao número de tempos de falha; e
- *chi2* (*chi-squared value – valor da distribuição qui-quadrada*): Valor obtido no teste Bartlett.

Se $B < 0,05$ H_0 é aceita, devendo aparecer a mensagem de que a distribuição exponencial não pode ser rejeitada, dando-se continuidade ao processo com a adoção da distribuição exponencial.

Caso a hipótese nula seja rejeitada, a próxima distribuição estatística a ser verificada é a de Weibull com dois parâmetros. Ressalta-se que a distribuição exponencial com dois parâmetros não foi utilizada, em virtude da impossibilidade de identificação da confiabilidade intrínseca (t_0), a partir dos dados obtidos, conforme apresentado no capítulo 3.

O teste Mann, por sua vez, é utilizado para a verificação da hipótese nula (H_0) dos tempos de falha seguirem as distribuições de Weibull com dois e três parâmetros. O

valor “ M ” do teste de Mann é então utilizado como dado de entrada para o cálculo do valor crítico da distribuição “F” (F_{crit}), por meio da função “fprobl.for”, que é uma adaptação da função “fprob.for” desenvolvida pela NSWC (MILLER, 2004a).

Caso F_{crit} (parâmetro “p” de saída da função fprobl.for) seja menor do que 0,95, a hipótese nula é aceita, devendo aparecer a mensagem de que a distribuição de Weibull de 2 ou 3 parâmetros, conforme o caso, não pode ser rejeitada, dando-se continuidade ao processo com a adoção da respectiva distribuição.

Se H_0 for rejeitada, a última distribuição estatística a ser verificada é a lognormal. Nesse caso o teste de hipóteses a ser utilizado é o Kolmogorov-Smirnov (KS). Os parâmetros são D_n e D_{crit} , correspondendo D_n ao maior valor entre D_1 e D_2 , enquanto D_{crit} pode ser encontrado por meio da função xxx.for, que utiliza a tabela de valores críticos para teste KS, desenvolvida por H. W. Lilliefors (ver capítulo 3).

Se $D_n < D_{crit}$, então H_0 é aceita.

5.2.2.3. Estimadores de máxima verossimilhança

Os estimadores de máxima verossimilhança (maximum likelihood estimator – MLE) para cada tipo de distribuição estatística são obtidos conforme apresentado a seguir.

No caso da distribuição exponencial, o MLE para o parâmetro da taxa de falhas (λ) é encontrado por meio da expressão $\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n T_i}$ onde “n” e “ T_i ” correspondem ao número e tempos de falha, respectivamente.

Para o cálculo do MLE da distribuição de Weibull de 2 ou 3 parâmetros, foi utilizada a função “wblest.for” (DOD, 2002) com pequenas adaptações.

Quanto à distribuição lognormal, o MLE também é facilmente obtido por meio

das expressões $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^n \frac{\ln t_i}{n}$, $\hat{t}_{med} = e^{\mu}$, $\hat{s} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln t_i - \mu)^2}{n}}$,

onde \hat{t}_{med} corresponde ao estimador do tempo mediano, enquanto $\hat{\mu}$ e \hat{s} representam os estimadores da média e do desvio-padrão, respectivamente.

5.3. Etapa II – Utilização do método das variáveis suplementares no processo

5.3.1. MÉTODO ESCOLHIDO PARA ELABORAÇÃO DO ALGORITMO

A escolha do método das variáveis suplementares para o presente trabalho deveu-se ao fato do método das variáveis suplementares ser o meio mais direto e sem dificuldades de transformação de um modelo não-markoviano em markoviano conforme COX (1965) e SINGH E BILLINTON (1977).

5.3.2. DADOS DE ENTRADA DA ETAPA II

Os dados de entrada para utilização na etapa II são aqueles processados pela etapa I, com as saídas apresentadas a seguir.

5.3.2.1. *Distribuição Exponencial*

Para a distribuição exponencial haverá um parâmetro único correspondente à taxa de falhas constante (λ).

5.3.2.2. *Distribuição de Weibull*

No caso da distribuição de Weibull com dois parâmetros, os mesmos serão o parâmetro de forma (β) e a vida característica (η), sendo complementados pela confiabilidade intrínseca (t_0) quando for utilizada a distribuição de Weibull com três parâmetros.

5.3.2.3. *Distribuição Lognormal*

Se a distribuição estatística adotada for a lognormal, a taxa de falhas $\lambda(t)$ será encontrada a partir da expressão $\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$, devido às características desta distribuição, conforme discutido no Capítulo 3, onde o numerador e o denominador representam a função densidade de probabilidade e a confiabilidade, respectivamente.

O apêndice B e o Estudo de Caso apresentado no Capítulo 6 fornecem mais detalhes do programa computacional desenvolvido.

5.3.3. PROCESSAMENTO DOS DADOS DA ETAPA II (CÁLCULO DA CONFIABILIDADE)

O programa utiliza a abordagem das equações 3.18 e 3.19 juntamente com as condições iniciais e de contorno estabelecidas no Capítulo 3, assim como o método das diferenças finitas para o cálculo da confiabilidade de interesse, no período considerado. PINHO (2000) apresenta soluções particulares para um sistema com um único componente e dois estados e outro com dois componentes e quatro estados. A estratégia de solução apresentada neste trabalho, por sua vez, parte dessas soluções particulares para identificar a regra geral de formação a ser utilizada.

5.3.3.1. Considerações relevantes

Para uma equação do tipo $c \frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial u}{\partial t} = 0$, as aproximações pelas Eq. (5.1) e (5.2) conhecidas como método de Lax (ANDERSON *et alii*, 1984) apresentam estabilidade com a condição da inequação (5.3), desenvolvida por COURANT *et alii* (1967).

$$\frac{\partial u}{\partial x} \cong \frac{u^{i+1,j} - u^{i-1,j}}{2\Delta x} \quad (5.1)$$

$$\frac{\partial u}{\partial t} \cong \frac{u^{i,j+1} - \frac{u^{i+1,j} + u^{i-1,j}}{2}}{\Delta t} \quad (5.2)$$

$$c \frac{\Delta t}{\Delta x} < 1 \quad (5.3)$$

Definindo-se $p_k^{i,j}$ como sendo a discretização de $\partial p_k(x,t)$, em que $p_k(x,t)\Delta t$ corresponde à probabilidade do equipamento estar funcionando no instante t , com idade entre $(x, x + \Delta t)$ e $P_k(t) = \int_0^\infty p_k(x,t) dx$ como a probabilidade do equipamento estar no estado k , estabelece-se a equação (5.4) a partir das equações (3.18), (5.1) e (5.2).

$$\begin{aligned} & \frac{p_k^{i+1,j} - p_k^{i-1,j}}{2\Delta x} + \frac{p_k^{i,j+1} - \left(\frac{p_k^{i+1,j} + p_k^{i-1,j}}{2} \right)}{\Delta t} \\ & = - \sum (taxas \text{ que saem do estado}) p_k^{i,j} \end{aligned} \quad (5.4)$$

Da Eq. (5.4) obtém-se a Eq. (5.5)

$$p_k^{i,j+1} = \left[- \sum (\text{taxas que saem do estado}) p_k^{i,j} - \left(\frac{p_k^{i+1,j} - p_k^{i-1,j}}{2\Delta x} \right) \right] \Delta t + \left(\frac{p_k^{i+1,j} + p_k^{i-1,j}}{2} \right) \quad (5.5)$$

Analisando-se a Eq. (5.5) verifica-se que para se obter $p_k^{i,j+1}$, são necessários os pontos $p_k^{i+1,j}$, $p_k^{i-1,j}$ e $p_k^{i,j}$, conforme a Fig. 5.1, em que

$$i = \overline{1, N} \quad (5.6)$$

$$j = \overline{0, M} \quad (5.7)$$

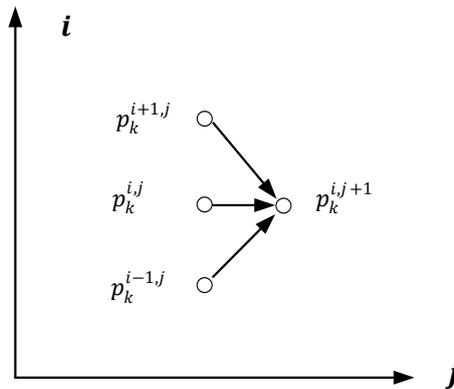


Figura 5.1 – Posicionamento dos pontos da malha

A malha é formada por pontos em que as coordenadas “ i ”, “ j ” representam a ordenada e abscissa, respectivamente. É importante ressaltar que para o cálculo do número de pontos necessários à formação da malha, o ponto $(0,0)$ não é considerado, fazendo com que a variação de “ i ”, “ j ” corresponda às equações (5.8) e (5.9).

$$i = \overline{1, N} \quad (5.8)$$

$$j = \overline{1, M} \quad (5.9)$$

Pode-se observar pela Fig. 5.1 que para se montar a malha são necessários pontos externos à mesma, conforme apresentado na Fig. 5.2, a qual representa uma malha que passa por $p_k^{0,0}$, $p_k^{0,4}$, $p_k^{3,0}$ e $p_k^{3,4}$.

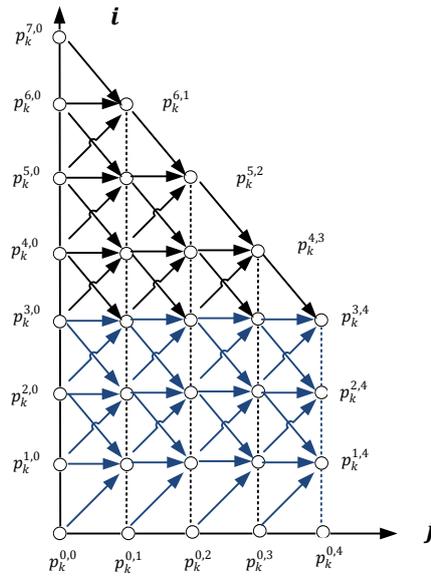


Figura 5.2 – Formação de uma malha com M=4 e N = 3

Aplicando-se o raciocínio indutivo à formação das malhas apresentadas na Tabela 5.1, identifica-se a regra de formação $N^* = N+M$ em que N^* corresponde à quantidade de pontos, excetuando-se a origem, necessários à formação da malha.

Tabela 5.1 – Identificação da regra de formação $N^*=N+M$

M	N	N^*
1	1	2
1	2	3
1	3	4
1	4	5
1	5	6
1	6	7
2	1	3
2	2	4
2	3	5
2	4	6
3	1	4
3	2	5

O método de integração utilizado é o denominado de 1/3 de Simpson repetido, em que o erro de truncamento é da ordem de $(\Delta x)^5$ e “n” é um número par.

Para se obter P_k^{j+1} em que “k” representa o estado cujas equações são independentes da variável suplementar, utiliza-se a Eq. (5.11) que é proveniente da Eq. (5.10), obtida a partir da Eq. (3.19), em que $p_k^{i,j}$ representa qualquer “p” proveniente do balanço de probabilidades. O termo negativo representa os componentes que saem do estado, enquanto os que chegam fazem parte do termo positivo.

$$\frac{P_k^{j+1} - P_k^j}{\Delta t} = -\sum(\mu) P_k^j + \sum \left\{ \frac{\Delta x}{3} [(p_q^{0,j} \lambda_0 + p_q^{N,j} \lambda_N) + 2(p_q^{2,j} \lambda_2 + \dots + p_q^{N-2,j} \lambda_{N+2}) + 4(p_q^{1,j} \lambda_1 + \dots + p_q^{N-1,j} \lambda_{N-1})] \right\} \quad (5.10)$$

$$P_k^{j+1} = \left\{ P_k^j + -\sum(\mu) P_k^j + \sum \left\{ \frac{\Delta x}{3} [(p_q^{0,j} \lambda_0 + p_q^{N,j} \lambda_N) + 2(p_q^{2,j} \lambda_2 + \dots + p_q^{N-2,j} \lambda_{N+2}) + 4(p_q^{1,j} \lambda_1 + \dots + p_q^{N-1,j} \lambda_{N-1})] \right\} \right\} \Delta t \quad (5.11)$$

Para se obter P_k^j em que “k” representa os estados cujas equações são dependentes das variáveis suplementares, utiliza-se a Eq. (5.12) (PINHO, 2000).

$$P_k^j = \int_{x_0=0}^{x_N} p_k(x, t) dx \cong \frac{\Delta x}{3} [(p_k^{0,j} + p_k^{N,j}) + 2(p_k^{2,j} + \dots + p_k^{N-2,j}) + 4(p_k^{1,j} + \dots + p_k^{N-1,j})] \quad (5.12)$$

5.3.3.2. Estratégia de solução adotada

A estratégia de solução adotada parte da relação estabelecida pelas condições de contorno $p_i(x, 0)$, correspondente a $f(x)$ quando o estado possui todos os componentes funcionando e zero para os outros estados. Essa relação é exemplificada na Tabela 5.2 para sistemas com 1,2 e 3 componentes.

Tabela 5.2 – Condições Iniciais para sistemas com 1, 2 e 3 componentes

Nº de componentes	Nº de estados (2ⁿ)	Condições Iniciais
1	2	$p_1(x, 0) = f(x); e$ $P_2(0) = 0$
2	4	$p_1(x, 0) = f(x); e$ $p_2(x, 0) = p_3(x, 0) = P_4(0) = 0$
3	8	$p_1(x, 0) = f(x); e$ $p_2(x, 0) = p_3(x, 0) = p_4(x, 0) =$ $p_5(x, 0) = p_6(x, 0) = p_7(x, 0) = P_8(0) = 0$

Com a condição $M = N$ tem-se uma malha quadrada e aplicando-se a Eq. (5.5) nas condições iniciais apresentadas na tabela (5.2) é possível estabelecer uma parte considerável dos pontos da malha, conforme apresentado na Fig. 5.3.

As condições de contorno, por sua vez, correspondem à utilização de $p_i(0, t)$ para todas as probabilidades que chegam ao estado, conforme regra de modelagem apresentada no capítulo 3.

É importante ressaltar que a quantidade de pontos estabelecida será igual para todos os k estados existentes.

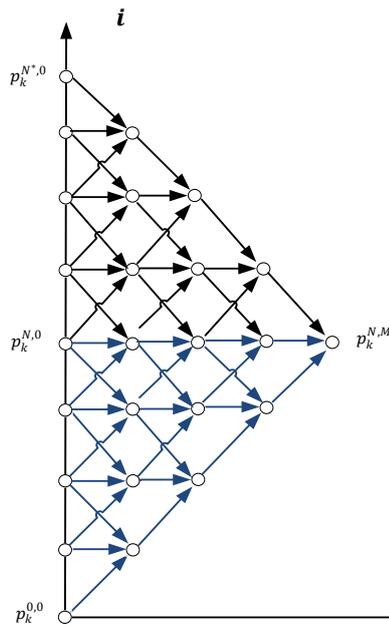


Figura 5.3 – Pontos estabelecidos a partir da condição $M = N$ e da Eq. (5.5)

O acoplamento das equações necessárias à solução do sistema é estabelecido pela seguinte sequência:

1. Calcula-se $P_{k=NE}^j$ para $j = 1$, pela Eq. (5.11), sendo NE o número de estados;
2. Calcula-se os $p_{k=NE-r}^{0,j}$ para $j = 1$, pela Eq. (5.5), para cada valor de $r = \overline{1, (NE - 1)}$;
3. Calcula-se os pontos à direita do ponto encontrado no passo 2, no sentido diagonal, da mesma forma que o apresentado na Fig. 5.3, para os pontos inseridos na malha; e
4. Retorna-se ao passo 1, substituindo o valor de “ j ” pelo subsequente, sendo $j = \overline{1, M}$.

O valor da probabilidade dos estados com variáveis suplementares é calculado após se encontrar $j = M$, por meio da Eq. (5.12).

Capítulo 6

DESENVOLVIMENTO DE ESTUDO DE CASO

6.1. Introdução

Com o propósito de analisar a adequabilidade da metodologia sugerida no contexto teórico apresentado nos capítulos anteriores, foi desenvolvido um estudo de caso com componentes do Sistema Auxiliar de Água de Alimentação (SAAA) da Central Nuclear de Angra-1. A seleção desse sistema deve-se ao fato do mesmo possuir um número reduzido de componentes, aliado à sua relevância para a segurança da usina, uma vez em que está relacionado com as seguintes funções críticas: fonte fria; subcriticalidade; resfriamento do núcleo; integridade; contenção e inventário (ARAÚJO, 1998).

6.2. Características do Sistema Auxiliar de Água de Alimentação

O SAAA consiste de dois trens, com 100%, cada um, da capacidade de atendimento da demanda para a qual foram projetados (suprir os geradores de vapor, quando relacionado à segurança). Um dos trens é composto por duas bombas centrífugas horizontais motorizadas (AF-1A e AF-1B) com vazão de 260 galões por minuto (gpm), cada, enquanto o outro possui uma bomba turbinada (AF-2). Além das bombas, o SAAA possui um tanque de armazenamento de água de alimentação auxiliar (TAAA) comum aos dois trens e controles, instrumentação, válvulas e tubulações associadas a cada trem. O SAAA possui a função de liberar vazão para os geradores de vapor, no limite de um minuto, após a geração de um sinal do Sistema de Proteção do Reator (SPR) (ARAÚJO, 1998).

Com a usina no modo de operação normal, o sistema permanece em reserva (standby), operando automaticamente ao ser demandado pelo Sistema de Proteção do Reator.

As bombas motorizadas e a turbinada devem ser testadas mensalmente no mínimo uma vez, devendo ainda ser realizado teste com vazão para os geradores de

vapor, no mínimo uma vez a cada 18 meses ou durante a parada para recarregamento, o que ocorrer primeiro (ARAÚJO, 1998).

As Especificações Técnicas (FURNAS, 1994) estabelecem os seguintes critérios de desempenho, para este sistema, em seu item 16.3.4.3:

O reator não deve ser levado à condição de modo de operação crítico, nem a temperatura do sistema primário ser aquecida acima de 177° C (350° F) a menos que os requisitos a seguir, dentre outros, sejam satisfeitos:

- (alínea d) Um mínimo de 120.000 galões (454.200 litros) de água deve estar disponível no Tanque de Água de Alimentação Auxiliar (TAAA); e
- (alínea e) A bomba turbinada e pelo menos uma bomba motorizada, com válvulas e tubulações associadas devem estar operáveis.

O documento estabelece, ainda, que se algum dos requisitos não puder ser satisfeito num prazo de 48 horas, com a usina no modo de operação ou crítico, a mesma deve ser colocada na condição de desligada fria (ARAÚJO, 1998).

6.3. Posicionamento do SAAA no Diagrama Simplificado da Regra da Manutenção

Ao se avaliar o SAAA para verificar sua pertinência de inclusão na Regra da Manutenção, pode-se observar que o referido sistema relaciona-se com a segurança e possui alta determinação de significância, conforme o Painel de Especialistas, sendo, portanto, estabelecido o acompanhamento de desempenho em nível de trem¹¹. Assim, os critérios de desempenho estabelecidos no item 3.2 devem ser atingidos, demonstrando que a manutenção preventiva vem sendo adequada, cumprindo o SAAA as recomendações do item (a)(2)¹² do documento 10 CRF Parte 50.65, NRC (1991).

¹¹ O diagrama da MR determina que as ESC com alto nível de significância em operação normal ou as de baixo nível, porém operando em reserva, devem ter o critério de desempenho estabelecido em nível de trem. Por sua vez, as ESC com baixo nível de significância em operação normal devem utilizar o critério em nível de planta.

¹² Congrega as ESC que demonstram que a manutenção preventiva está sendo realizada de forma adequada, uma vez que atingem ao desempenho previsto.

6.4. Dados de Falha do Sistema Auxiliar de Água de Alimentação

A Tabela 6.1 apresenta os dados mensais de falha do SAAA, retirados e atualizados de ARAÚJO (1998).

Tabela 6.1 Dados mensais de falha do SAAA

TEMPO DE OPERAÇÃO ATÉ A FALHA DAS BOMBAS DO SAAA (EM MESES)		
AF – 1A	AF – 1B	AF – 2
12	1	1
22	2	6
29	5	9
77	7	11
132	25	12
	38	19
	40	20
	52	20
	85	23
		30
		36
		39
		50

A Tabela 6.2, por sua vez, apresenta os dados da falha do SAAA, em horas, considerando-se uma média de operação de 12 horas por mês, retirado de dados de manutenção de ARAÚJO (1998).

Tabela 6.2 Dados de falha do SAAA (em horas)

TEMPO DE OPERAÇÃO ATÉ A FALHA DAS BOMBAS DO SAAA (EM HORAS)		
AF – 1A	AF – 1B	AF – 2
144	12	12
264	24	72
348	60	108
924	84	132
1584	300	144
	456	228
	480	240
	624	240
	1020	276
		360
		432
		468
		600

Com a inserção dos tempos de operação até a falha apresentados na Tabela 6.2, no algoritmo desenvolvido em linguagem FORTRAN, e a informação de que a falha do componente caracteriza ou não a falha do sistema, tem-se as seguintes taxas de falha, em horas.

Tabela 6.3 Dados de Falha da Bomba AF – 1A

coeficiente de correlação (ρ)	0,9858 (distribuição exponencial)
coeficiente de determinação (ρ^2)	0,9718
teste de hipótese (Bartlett)	a hipótese H_0 dos dados de falha seguirem a distribuição exponencial não pode ser descartada
taxa de falhas constante ($\hat{\lambda}$)	método dos mínimos quadrados ($1,3 \times 10^{-3}h^{-1}$)
taxa de falhas constante ($\hat{\lambda}$)	estimador de máxima verossimilhança ($1,5 \times 10^{-3}h^{-1}$)

Tabela 6.4 Dados de Falha da Bomba AF – 1B

coeficiente de correlação (ρ)	0,9802 (distribuição exponencial)
coeficiente de determinação (ρ^2)	0,9608
teste de hipótese (Bartlett)	a hipótese H_0 dos dados de falha seguirem a distribuição exponencial não pode ser descartada
taxa de falhas constante ($\hat{\lambda}$)	método dos mínimos quadrados ($2,6 \times 10^{-3}h^{-1}$)
taxa de falhas constante ($\hat{\lambda}$)	estimador de máxima verossimilhança ($2,9 \times 10^{-3}h^{-1}$)

Tabela 6.5 Dados de Falha da Bomba AF – 2

coeficiente de correlação (ρ)	0,9661 (distribuição de Weibull)
coeficiente de determinação (ρ^2)	0,9333
teste de hipótese (Mann)	a hipótese H_0 dos dados de falha seguirem a distribuição de Weibull não pode ser descartada
parâmetro de forma ($\hat{\beta}$)	(1,075) método dos mínimos quadrados
parâmetro de escala ($\hat{\eta}$)	método dos mínimos quadrados (302,28 horas)
parâmetro de forma ($\hat{\beta}$)	1,485 (estimador de máxima verossimilhança)
parâmetro de escala ($\hat{\eta}$)	estimador de máxima verossimilhança (239,90 horas)

Ressalta-se que o algoritmo desenvolvido seleciona os parâmetros de falha com maiores valores, de forma a subestimar a confiabilidade, mantendo uma postura conservadora, conforme apresentado no capítulo 5. Assim, os parâmetros a serem utilizados para os três componentes corresponderão ao MLE.

6.5. Diagrama de Estados do Sistema Auxiliar de Água de Alimentação

Utilizando-se a nomenclatura simplificada de A, B e T para as bombas AF-1A, AF-1B e AF-2, respectivamente, de PINHO (2000), têm-se os seguintes estados:

- Estado 1 – As três bombas funcionam – ABT ;
- Estado 2 – A bomba “A” falha e as outras duas funcionam – $\bar{A}BT$;
- Estado 3 – A bomba “T” falha e as outras duas funcionam – $AB\bar{T}$;
- Estado 4 – A bomba “B” falha e as outras duas funcionam – $A\bar{B}T$;
- Estado 5 – As bombas “A” e “B” falham e a turbo bomba funciona – $\bar{A}\bar{B}T$;
- Estado 6 – As bombas “A” e “T” falham e a bomba “B” funciona – $\bar{A}B\bar{T}$;
- Estado 7 – As bombas “B” e “T” falham e a bomba “A” funciona – $A\bar{B}\bar{T}$;
- Estado 8 – As três bombas falham – $\bar{A}\bar{B}\bar{T}$

A Fig. 6.1 apresenta o diagrama dos estados do sistema auxiliar de água de alimentação, enquanto a tabela 6.6, por sua vez, discrimina a condição do sistema em *falha* ou *sucesso*, baseado nas respostas apresentadas às perguntas realizadas quando da entrada de dados no programa. $P_3(t), P_5(t), P_6(t), P_7(t)$ e $P_8(t)$ são consideradas probabilidades de falha do sistema, neste estudo de caso, uma vez que como estabelecido em FURNAS (1994), a bomba turbinada e pelo menos uma das motorizadas, com as tubulações e válvulas associadas, devem estar operacionais, devendo a usina ser colocada na condição de desligada fria, num prazo de 48 horas, caso o mesmo não ocorra.

Tabela 6.6 - Condição do SAAA em relação às falhas dos componentes

CONDIÇÃO DO SISTEMA EM RELAÇÃO ÀS FALHAS DOS COMPONENTES		
ESTADO	DIAGRAMA	CONDIÇÃO
1	ABT	SUCESSO
2	$\bar{A}BT$	SUCESSO
3	$AB\bar{T}$	FALHA
4	$A\bar{B}T$	SUCESSO
5	$\bar{A}\bar{B}T$	FALHA
6	$\bar{A}B\bar{T}$	FALHA
7	$A\bar{B}\bar{T}$	FALHA
8	$\bar{A}\bar{B}\bar{T}$	FALHA

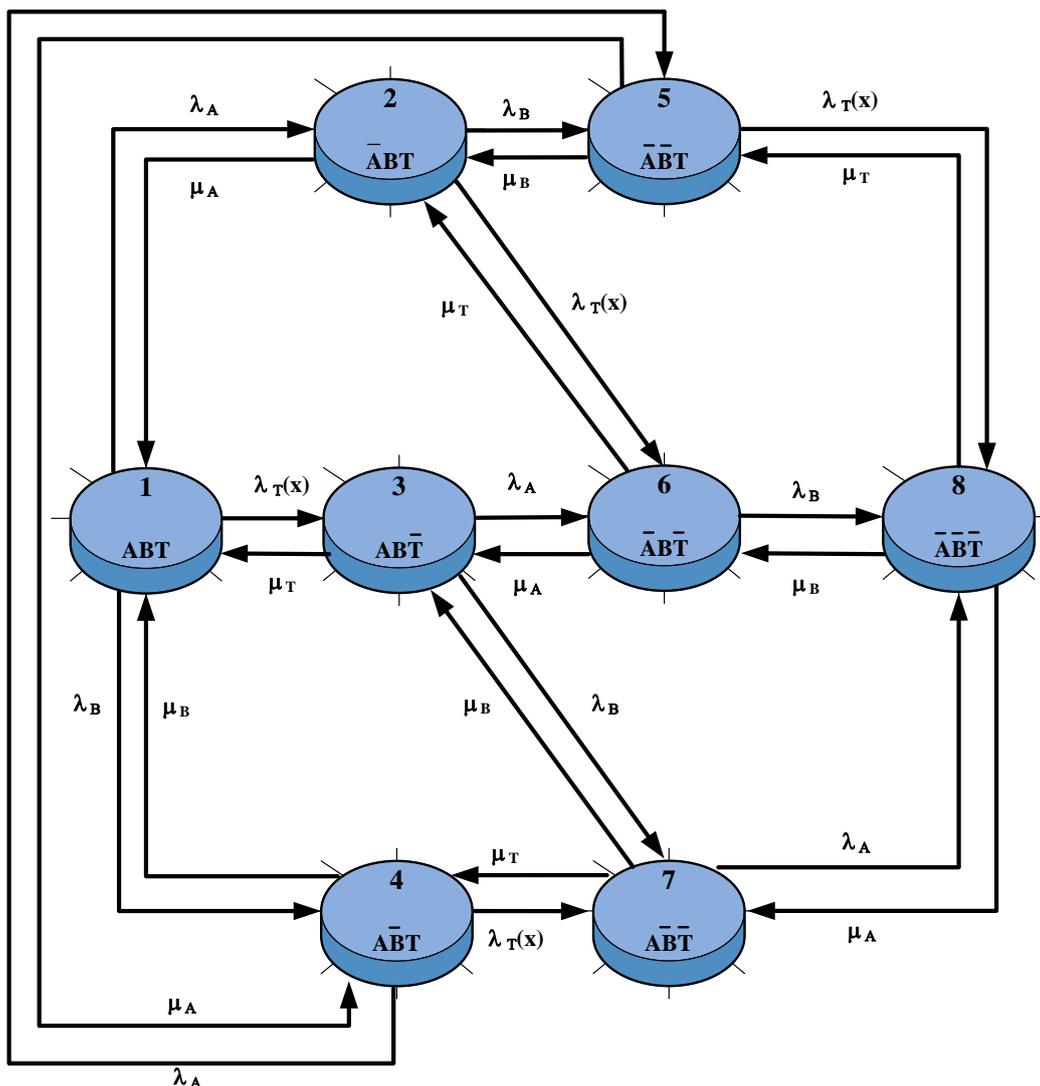


Figura 6.1 - Diagrama dos Estados do Sistema Auxiliar de Água de Alimentação

Os tempos médios de reparo utilizados foram retirados de PINHO (2000), correspondendo aos seguintes valores:

- Bomba AF – 1A – 6,5 horas;
- Bomba AF – 1B – 6,8 horas; e
- Bomba AF – 2 – 4,9 horas.

A partir da inserção dos dados o programa utiliza a abordagem das Eq. (3.18) e (3.19) juntamente com as condições iniciais e de contorno estabelecidas no capítulo 3. No caso do SAAA as respectivas equações serão:

$$\frac{\partial p_1(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_1(x,t)}{\partial t} = -[\lambda_A + \lambda_B + \lambda_T(x)]p_1(x,t) \quad (6.1)$$

$$\frac{\partial p_2(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_2(x,t)}{\partial t} = -[\mu_A + \lambda_B + \lambda_T(x)]p_2(x,t) \quad (6.2)$$

$$\frac{\partial p_3(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_3(x,t)}{\partial t} = -[\lambda_A + \lambda_B + \mu_T]p_3(x,t) \quad (6.3)$$

$$\frac{\partial p_4(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_4(x,t)}{\partial t} = -[\lambda_A + \mu_B + \lambda_T(x)]p_4(x,t) \quad (6.4)$$

$$\frac{\partial p_5(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_5(x,t)}{\partial t} = -[\mu_A + \mu_B + \lambda_T(x)]p_5(x,t) \quad (6.5)$$

$$\frac{\partial p_6(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_6(x,t)}{\partial t} = -[\mu_A + \lambda_B + \mu_T]p_6(x,t) \quad (6.6)$$

$$\frac{\partial p_7(x,t)}{\partial x} + \frac{\partial p_7(x,t)}{\partial t} = -[\lambda_A + \mu_B + \mu_T]p_7(x,t) \quad (6.7)$$

$$\begin{aligned} \frac{dP_8}{dt} &= \left[\int_0^\infty \lambda_T(x)p_5(x,t)dx + \lambda_B \int_0^\infty p_6(x,t)dx + \lambda_A \int_0^\infty p_7(x,t)dx \right] \\ &\quad - (\mu_A + \mu_B + \mu_T)P_8(t) \end{aligned} \quad (6.8)$$

Tendo as seguintes condições de contorno:

$$p_1(0,t) = \mu_A \int_0^\infty p_2(x,t)dx + \mu_T \int_0^\infty p_3(x,t)dx + \mu_B \int_0^\infty p_4(x,t)dx \quad (6.9)$$

$$p_2(0,t) = \lambda_A \int_0^\infty p_1(x,t)dx + \mu_B \int_0^\infty p_5(x,t)dx + \mu_T \int_0^\infty p_6(x,t)dx \quad (6.10)$$

$$p_3(0,t) = \int_0^\infty \lambda_T(x)p_1(x,t)dx + \mu_A \int_0^\infty p_6(x,t)dx + \mu_B \int_0^\infty p_7(x,t)dx \quad (6.11)$$

$$p_4(0,t) = \lambda_B \int_0^\infty p_1(x,t)dx + \mu_A \int_0^\infty p_5(x,t)dx + \mu_T \int_0^\infty p_7(x,t)dx \quad (6.12)$$

$$p_5(0,t) = \lambda_B \int_0^\infty p_2(x,t)dx + \lambda_A \int_0^\infty p_4(x,t)dx + \lambda_T P_8(t) \quad (6.13)$$

$$p_6(0,t) = \int_0^\infty \lambda_T(x)p_2(x,t)dx + \lambda_A \int_0^\infty p_3(x,t)dx + \mu_B P_8(t) \quad (6.14)$$

$$p_7(0,t) = \lambda_B \int_0^\infty p_3(x,t)dx + \int_0^\infty \lambda_T(x)p_4(x,t)dx + \mu_A P_8(t) \quad (6.15)$$

E as condições iniciais a seguir:

$$p_1(x,0) = f(x) \quad (6.16)$$

$$p_2(x,0) = p_3(x,0) = p_4(x,0) = p_5(x,0) = p_6(x,0) = p_7(x,0) = P_8(0) = 0 \quad (6.17)$$

Resolvendo essas equações pelo método das diferenças finitas, considerando um período de 24 hs, correspondente ao tempo de missão do SAAA, encontra-se uma confiabilidade de 97,46% para o sistema.

6.6. Abordagem da Regra da Manutenção

A partir da confiabilidade identificada inicia-se a abordagem da Regra da Manutenção, conforme apresentado na Fig. 4.2, comparando-a com os parâmetros de confiabilidade estabelecidos pelo painel de especialistas. Entretanto, como a Regra da

Manutenção ainda não está implementada no Brasil e os parâmetros de referência ainda não estão definidos, os possíveis cenários relativos ao SAAA serão analisados a seguir:

- Cenário # 1 – A confiabilidade encontrada é compatível com o monitoramento realizado e tanto o parâmetro de rendimento como a confiabilidade consideram apropriado o funcionamento do SAAA. Neste caso a política de monitoramento estabelecida deve ser mantida;

- Cenário # 2 – A confiabilidade encontrada é compatível com o monitoramento realizado e tanto o parâmetro de rendimento como a confiabilidade consideram inapropriado o funcionamento do SAAA. Neste caso uma intervenção no SAAA é necessária;

- Cenário # 3 – A confiabilidade encontrada e o monitoramento realizado não são compatíveis, de forma que o monitoramento considera o funcionamento adequado enquanto a confiabilidade não o considera. A metodologia sugere que a razão da discrepância seja identificada, começando pelo algoritmo. Caso o mesmo não necessite de correção os parâmetros de confiabilidade devem ser reavaliados;

- Cenário # 4 – A confiabilidade encontrada e o monitoramento realizado não são compatíveis, de forma que a confiabilidade considera o funcionamento adequado enquanto o monitoramento não o considera. A metodologia sugere que a razão da discrepância seja identificada, começando pelo algoritmo. Neste caso, a metodologia sugere a mesma sequência de procedimentos apresentada no cenário #3;

A importância da confiabilidade encontrada a partir do algoritmo como um indicador da necessidade de um processo de realimentação é nítida se observarmos que a ocorrência dos cenários #3 ou #4 funcionam como um “gatilho” do processo de realimentação, independentemente de qualquer período estabelecido, que no caso da Regra da Manutenção corresponde a 24 meses ou após um ciclo de reabastecimento.

Capítulo 7

CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

As renovações das licenças das usinas nucleares estão fundamentadas na determinação de que cada usina continue a manter um adequado nível de segurança ao longo de seu ciclo de vida, emergindo a necessidade de monitoramento da eficácia da manutenção realizada.

O programa de monitoramento utilizado no Brasil segue a metodologia denominada de regra da manutenção, contando cada usina com um painel de especialistas com o propósito de definir as ações necessárias à sua implantação, assim como o seu posterior acompanhamento e sugestões de melhoria.

Os trabalhos publicados após a efetivação da MR pela NRC abordaram os indicadores de rendimento até então existentes, as qualificações e responsabilidades necessárias aos membros do painel de especialistas, a influência do erro humano no ambiente da manutenção, o estudo de caso do esforço realizado pela usina eletrônica de Quad Cities para atender aos requisitos reguladores da NRC, a análise dos efeitos da manutenção não planejada na disponibilidade dos sistemas e na segurança de uma usina nuclear, o impacto positivo da modernização da produção e das tecnologias desenvolvidas, os fatores básicos de previsão do custo de manutenção e processos de falha em usinas nucleares, os critérios desenvolvidos pelo NEI para auxiliar as indústrias na implantação da MR, e as implicações da ênfase probabilística no quadro regulador existente.

A originalidade deste trabalho está inserida no contexto da RM ao complementá-la com o fornecimento de parâmetros intermediários a serem utilizados como ferramenta de apoio à decisão. A abordagem complementar sugere alterações na metodologia da RM, com a inserção de parâmetros de confiabilidade a serem comparados com os critérios de desempenho estabelecidos, de forma que enquanto forem compatíveis, a reavaliação periódica das ESC permanece a cada 24 meses ou ao término de ciclo para reabastecimento e, em caso contrário, inicia-se tempestivamente

uma análise dos procedimentos da RM com a adoção das ações corretivas que se fizerem necessárias.

Assim, este estudo apresenta um modelo estocástico para análise de confiabilidade de sistemas de segurança de centrais nucleares no contexto da extensão de vida útil qualificada, onde os mecanismos de desgaste são relevantes, assim como a filosofia da regra da manutenção, para ser aplicada em plantas brasileiras.

A necessidade de modelagem para mecanismos sujeitos ao envelhecimento significa que métodos como os das variáveis suplementares podem ser utilizados, conforme discutido em COX E MILLER (1965).

Por outro lado, novos recursos devem ser considerados quando a regra da manutenção é adaptada para abranger os efeitos do desgaste. Isto é de particular importância no caso da usina nuclear de ANGRA 1 que está sob o processo de extensão de vida útil qualificada, necessitando a regra da manutenção ser inserida nesse contexto.

Como apresentado neste estudo, a extensão da regra da manutenção para considerar efeitos de desgaste é bastante simples e um computador pessoal pode facilmente realizar os cálculos necessários.

O modelo estocástico aqui proposto assume que os tempos de falha e de reparo são independentes e, em muitos casos, identicamente distribuídos. Quando esse não é o caso, outras aproximações estocásticas devem ser estabelecidas. Uma que está sendo correntemente utilizada para esse propósito é o uso do processo de pontos estocásticos, conforme discutido em JACOPINO (2005).

Outra contribuição desta tese é o desenvolvimento do modelo que permite, a partir do registro dos dados de falha, realizar uma análise em processos dinâmicos, adaptando um diagrama de transição de estados à abordagem markoviana, a partir da inserção de variáveis suplementares, considerando a evolução temporal de um sistema em relação a atributos de confiabilidade, levando em conta políticas de reparo e leis de envelhecimento distintas.

Há que se observar, que embora o ineditismo deste trabalho esteja relacionado com uma nova abordagem da regra da manutenção, a proposta de algoritmo apresentada

não é de menor importância, ao possibilitar a utilização de um algoritmo para auxiliar nos cálculos necessários à solução de um sistema híbrido de equações diferenciais.

Sua maior contribuição está no fato de se identificar uma regra geral para um problema que a princípio só apresentava soluções particulares, proveniente de uma estratégia de solução apresentada em PINHO (2000).

Foram identificadas algumas oportunidades de melhoria deste trabalho. Uma alteração trivial a ser realizada é a de estimar a distribuição dos dados de reparo da mesma forma em que o algoritmo estima a dos dados de falha. Assim, no caso da existência de um Banco de Dados (BD) de reparo, poder-se-ia utilizar taxas de reparo dependentes do tempo, mantendo-se a taxa de reparo constante, em caso contrário.

A segunda alteração identificada, de médio grau de dificuldade, é a adaptação do conceito de valor “ p ” para outras distribuições que não a normal. Tal valor é definido como sendo o menor nível de significância que conduz à rejeição da hipótese nula H_0 com os dados fornecidos (MONTGOMERY E RUNGER, 2003). A inserção do valor “ p ” no modelo proposto possibilitaria a identificação do posicionamento do valor utilizado para aceitação ou rejeição de H_0 em relação ao nível de significância, sendo mais um parâmetro a ser adotado no processo de tomada de decisão.

Outra alteração, porém de maior complexidade, é a de se tentar estabelecer uma regra geral para a formação dos diagramas de transição de estados e suas respectivas equações diferenciais híbridas, em função do número de componentes. Tal regra aumentaria consideravelmente a abrangência do algoritmo desenvolvido, restringindo o número de componentes à capacidade de processamento do compilador de FORTRAN ou do computador que estiver sendo utilizado.

Quanto a este aspecto, outra possibilidade a ser considerada é a utilização de um modelo computacional em que o usuário insira o diagrama de transição de estados, podendo ser utilizadas ferramentas de inteligência artificial, conforme sugestão de PINHO (2000).

Ainda, uma extensão natural para o trabalho aqui realizado refere-se ao exame detalhado dos sistemas de segurança. Para esse propósito, a necessidade de dados de falha de uma planta específica é uma demanda.

Por fim, a correta estimativa das probabilidades de falha é assunto de grande interesse e fundamental para a realização de uma adequada análise de segurança. O método das variáveis suplementares demonstrou ser uma importante ferramenta ao eliminar a restrição do processo markoviano de ser compatível apenas com a utilização de taxas de falha constante, ao possibilitar a utilização de um diagrama de transição com taxas dependentes do tempo, sempre que existirem características de envelhecimento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABNT RELATÓRIO TÉCNICO ISO/TR 10017, 2005 *Guia sobre Técnicas Estatísticas para a ABNT NBR ISO 9001:2000*, ABNT – Associação Brasileira de Normas Técnicas, Rio de Janeiro, Brasil.
- ANDERSON, D.A., TANNEHILL, J.C., PLETCHER, R.H., 1984, *Computational Fluid Mechanics and Heat Transfer*, McGraw-Hill, New York, USA.
- ARAÚJO, J. B., 1998, *Um Modelo de Manutenção Centrada na Confiabilidade Aplicada ao Sistema de Água de Alimentação Auxiliar de uma Usina Nuclear*. Dissertação de Mestrado, COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, RJ.
- BLISCHKE, W. R., MURTHY, D. N., 2003, *Case Studies in Reliability and Maintenance*. Wiley Series in Probability and Statistics. John Wiley & Sons, Inc.
- BRICK, E. S., 2001, *Apostila de Medidas de Eficácia de Apoio Logístico*, Universidade Federal Fluminense, Niterói, Brasil.
- CARTER, J. P., 2006, *The transformation of the nuclear power industry*, IEEE Power and Energy Magazine Volume 4, Issue 6, pp. 25-33.
- CNEN PR 117, 2005, *Portaria de Licenciamento da Central Nuclear Almirante Álvaro Alberto, Angra II*, CNEN – Comissão Nacional de Energia Nuclear, Rio de Janeiro, Brasil.
- COURANT, R., FRIEDRICHS, K., LEWY, H., 1967, *On the Partial Difference Equations of Mathematical Physics*, IBM Journal, Março 1967, pp. 215-234.
- COX, D. R., 1955, *The Analysis of Non-Markovian Stochastic Processes by the Inclusion of Supplementary Variables*, Proceedings of the Cambridge Philosophical Society, nº 51, pp. 313-319.
- COX, D. R., MILLER, H.D., 1965, *The Theory of Stochastic Processes*, Chapman and Hall, London.
- DOD, Department of Defense, 2002, *MIL-HDBK-17-1F Composite Materials Handbook – Volume 1. Polymer Matrix Composites Guidelines for Characterization of Structural Materials*. Estados Unidos da América.
- EBELING, C. E., 2005, *An Introduction to Reliability and Maintainability Engineering*. Estados Unidos da América. Waveland Press, Inc.

- ETN PA-GE 54, 2005, *Funcionamento do Comitê de Avaliação de Regra de Manutenção*, ETN – Eletronuclear – Eletrobrás Termonuclear S.A., Rio de Janeiro, Brasil.
- ETN PA-MG 16, 2005(a), *Procedimento para o Desenvolvimento e Implantação do Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção (RM)*, ETN – Eletronuclear – Eletrobrás Termonuclear S.A., Rio de Janeiro, Brasil.
- ETN PA-MG 17, 2005(b), *Análise de Dados para o Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção – Regra de Manutenção*, ETN – Eletronuclear – Eletrobrás Termonuclear S.A., Rio de Janeiro, Brasil.
- ETN PA-MG 18, 2005(c), *Acompanhamento do Programa de Monitoração da Eficácia da Manutenção*, ETN – Eletronuclear – Eletrobrás Termonuclear S.A., Rio de Janeiro, Brasil.
- EUR, 2007, *Tratado que institui a Comunidade Europeia da Energia Atômica (Euratom)*, EUR – União Europeia, Bruxelas, Luxemburgo, Disponível em <http://europa.eu/legislation_summaries/institutional_affairs/treaties/treaties_euratom_pt.htm> Acesso em 18 de janeiro de 2011.
- EUR 22603 EN, 2006, *Workshop “Maintenance rules: improving maintenance effectiveness”*, Bruxelas, Luxemburgo, Disponível em <<http://safelife.jrc.ec.europa.eu/sonis/senuf/docs/pdf/reports/EUR22603EN.pdf>> Acesso em 22 de novembro de 2009.
- FERRO, N. J., SALDANHA, P.L.C., FRUTUOSO, P.F., 2009. *Um modelo estocástico de confiabilidade considerando a extensão da vida útil qualificada e o Programa de Monitoramento da Eficácia da Manutenção*. 20th International Congresso f Mechanical Engineering, Gramado, RS, Brasil.
- FINKELSTEIN, M., 2009, *Virtual Age of Non-reparable Objects*, Reliability Engineering and System Safety volume 94 pp. 666-669.
- FURNAS, Furnas Centrais Elétricas S. A., 1994, *Final Safety Report*. Central Nuclear Almirante Álvaro Alberto, Angra I, Westinghouse Eletric Corporation, FSAR, Rev nº 24, Brasil.
- IAEA, International Atomic Energy Agency., 2007, *Terminology Used in Nuclear Safety and Radiation Protection*. IAEA Safety Glossary.

- IEEE, 1984, *Guide to the Collection and Presentation of Electrical, Eletronic, Sensing Component, and Mechanical Equipment Reliability Data for Nuclear-Power Generations Stations*. IEEE – Institute of Electrical and Electronics Engineers Std 500-1984 – Appendix A, New York, USA.
- IEEE, 1992 Record for 1992 IEEE – Fifth Conference on: *Daily Power Fluctuations as a Measure of Maintenance Effectiveness in Power Plant Safety*, IEEE – Institute of Electrical and Electronics Engineers, New York, USA.
- IEEE, 1992(a) Record for 1992 IEEE – Fifth Conference on: *Status of NRC maintenance rule and regulatory guide*, IEEE – Institute of Electrical and Electronics Engineers, New York, USA.
- IEEE, 1997 Record for 1997 IEEE – Sixth Conference on: *Implementing NRC Regulation 10CFR50.65, The “Maintenance Rule”, Using An Expert Panel*, IEEE – Institute of Electrical and Electronics Engineers, New York, USA.
- IEEE, 1997(a) Record for 1997 IEEE – Sixth Conference on: *Maintenance Rule Supports Millstone Station’s Recovery Efforts*, IEEE – Institute of Electrical and Electronics Engineers, New York, USA.
- JACOPINO, A. G., 2005, Generalization and Bayesian solution of the general renewal process 2008 for modeling the reliability effect of imperfect inspection and maintenance based imprecise data, Ph.D. thesis, Department of Mechanical Engineering, University of Maryland.
- KARDEC, A. P., NASCIF, J. A. X., 2001, *Manutenção Função Estratégica*. 2ª Ed. Revisada e Ampliada. Brasil. Qualimark.
- MANN, Nancy R.; SCHAFER, R.E.; SINGPURWALLA, N. D., 1974, *Methods for Statistical Analysis of Reliability and Life Data*. Estados Unidos da América, John Wiley & Sons, Inc.
- MILLER, A., *chisq.f 90*, 2004. Disponível em: < <http://jblevins.org/mirror/amiller/#nswc> > Acesso em 24 de julho de 2010.
- MILLER, A., *fprob.f 90*, 2004(a). Disponível em: < <http://jblevins.org/mirror/amiller/#nswc> > Acesso em 24 de julho de 2010.

- MILLER, A., *specfunc.zip*, 2004(b). Disponível em: < <http://jblevins.org/mirror/amiller/#nswc> > Acesso em 24 de julho de 2010.
- MODARRES, M., 2009, *Advanced nuclear power plant regulation using risk-informed and performance-based methods*, Reliability Engineering & System Safety, Volume 94, Issue 1, Page IFC.
- MONTGOMERY, D. C; RUNGER, G. C., 2003, *Estatística Aplicada e Probabilidade para Engenheiros*, 2ª Ed. Brasil. LTC Editora.
- NASA, National Aeronautics and Space Administration. *Reliability Centered Maintenance Guide for Facilities and Collateral Equipment*, Disponível em < <http://www.wbdg.org/ccb/NASA/GUIDES/rcmguide.pdf> > Acesso e “Download” em 03 de junho de 2009.
- NASCIF, J. A. X., *Manutenção – Tipos e Tendências*. Disponível em < HTTP://www.klick.hpg.com.br/manutencao_tipos_e_tendencias.htm > Acesso e “Download” em 28 de maio de 2004.
- NRC 53 FR 9430, 1988 *Final Policy Statement on Maintenance of Nuclear Power Plants*, NRC – Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.
- NRC 54 FR 33988, 1989 *Draft Regulatory Guide on Maintenance*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.
- NRC 54 FR 50611, 1989(a) *Revised Policy Statement on Maintenance*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.
- NRC 10 CFR Part 50.65, 1991 *Monitoring the Effectiveness of Maintenance at Nuclear Power Plants*, NRC – Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.
- NRC REGULATORY GUIDE 1.160, 1997 *Monitoring the Effectiveness of Maintenance at Nuclear Power Plants*, NRC – Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.
- NRC INSPECTION MANUAL – PART 9900: TECHNICAL GUIDANCE, 1998 *Maintenance – Preconditioning of Structures, Systems, and Components Before Determining Operability*, NRC – United States Nuclear Commision, Washington DC, USA.

NRC 10 CFR Part 50-65 Final, 1999 *Monitoring the Effectiveness of Maintenance at Nuclear Power Plants*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA

NRC INSPECTION MANUAL – INSPECTION PROCEDURE 62707, 1999(a) *Maintenance Observation*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NRC INSPECTION MANUAL – INSPECTION PROCEDURE 62709, 1999(b) *Configuration Risk Assessment and Risk Management Process*, NRC –
, Washington DC, USA.

NRC INSPECTION PROCEDURE 71111.13, 1999(c) *Maintenance Risk Assessments and Emergent Work Control*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NRC NUREG-1648, 1999(d) *Lessons Learned From Maintenance Rule Baseline Inspections*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NRC REGULATORY GUIDE 1.182, 2000 *Assessing and Managing Risk Before Maintenance Activities at Nuclear Power Plants*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA

NRC INSPECTION MANUAL – INSPECTION PROCEDURE 62706, 2000(a) *Maintenance Rule*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NRC INSPECTION MANUAL – PART 9900: TECHNICAL GUIDANCE, 2002 *Maintenance – Voluntary Entry Into Limiting Conditions for Operation Action Statements to Perform Preventive Maintenance*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NRC INSPECTION PROCEDURE 71111.12, 2006 *Maintenance Effectiveness*, NRC – United States Nuclear Regulatory Commission, Washington DC, USA.

NUMARC 93-01 Revision 2, 2000 *Industry Guideline for Monitoring the Effectiveness of Maintenance at Nuclear Power Plants*, NUMARC – Nuclear Management and Resource Council, Washington DC, USA.

O'CONNOR, P. D. T., 2002, *Practical Reliability Engineering*, 4^a Ed. Inglaterra. John Wiley & Sons, Ltd.

- PAO, Y. C., 2001, *Engineering Analysis – Interactive Methods and Programs with FORTRAN, quickBASIC, MATLAB and Mathematica*, Washington DC, USA, CRC Press LLC.
- PINHO, M. O., 2000, *Sobre a Aplicação de Sistemas de Equações Diferenciais Parciais e Ordinárias de Primeira Ordem à Confiabilidade de Sistemas de Segurança sob Envelhecimento*. Tese de Doutorado, COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, RJ.
- POPOVA, E., YU, W., KEE, E., SUN, A., RICHARDS, D., GRANTOM, R., 2006, *Basic factors to forecast maintenance cost and failure processes for nuclear power plants*, Nuclear Engineering and Design 236, pp. 1641–1647.
- PUKITE, J., PUKITE, P., 1998, *Modeling for Reliability Analysis*. Estados Unidos da América, IEEE Press.
- PYY, P., 2001, *An Analysis of Maintenance Failures at a Nuclear Power Plant*, Reliability Engineering & System Safety, Volume 72, pp. 293-302.
- RELIASOFT, Corporation., 2007, *BlockSim 7 – System Analysis Reference. System Reliability Maintainability, Availability, Throughput and Optimization*. Estados Unidos da América, Reliasoft Publishing.
- SINGH, C., BILLINTON, R., 1977, *System Reliability Modelling and Evaluation*, Hutchinson, London.
- STEVENSON, J. D., 2006, *Companion Guide to the ASME Boiler and Pressure Vessel Code*, Volume 2, Second Edition, New York, USA, American Society Of Mechanical Engineers.
- TAN, Zhibin., 2009, *A New Approach to MLE of Weibull Distribution with Interval Data*. Reliability Engineering and System Safety volume 94 pp. 394-403.
- VUOLO, J. H., 1996, *Fundamentos da Teoria de Erros*. Brasil 2ª Ed. Revista e Ampliada, Edgard Blücher Ltda.
- YOUNG, G., 2009, *Maintenance Rule in US Apply Management of Active Systems and Structures*, Proceedings Latin America Workshop Buenos Aires on Plant Life Management and Long Term Operative of Nuclear Plants, Buenos Aires, Argentina.

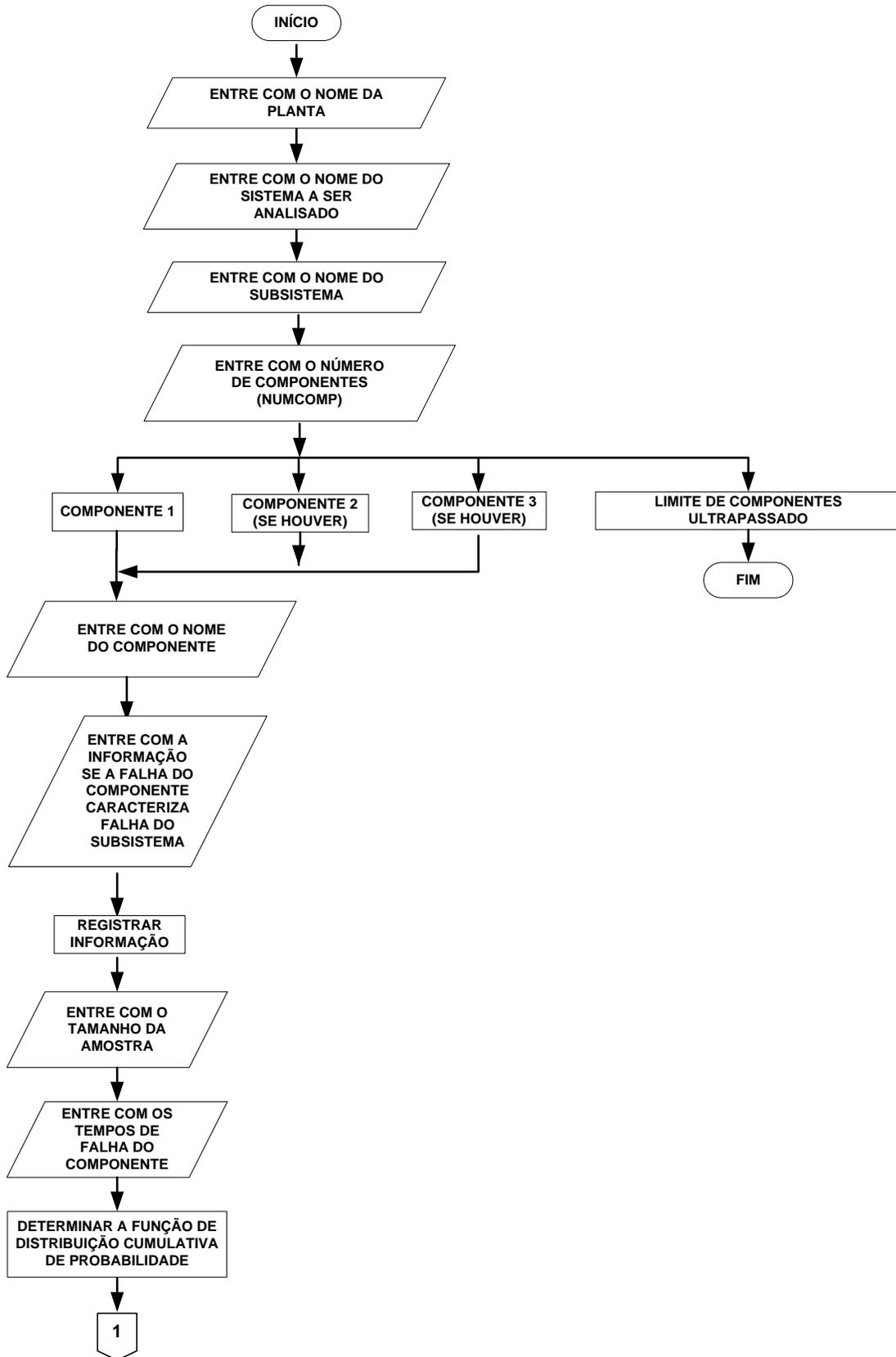
APÊNDICE A – CARACTERÍSTICAS DOS TESTES DE HIPÓTESES

Tabela A – Testes de Hipóteses

	APLICAÇÃO		
	DADOS	DISTRIBUIÇÃO	RESTRICÇÕES
QUI-QUADRADO (χ^2)	<ul style="list-style-type: none"> • Completos; e • Censura simples. 	<ul style="list-style-type: none"> • Contínuas; e • Discretas. 	<ul style="list-style-type: none"> • Dados devem ser agrupados em classes; • Parâmetros devem ser MLE; • Válido apenas para grandes amostras ($n > 30$ e mínimo de 5 falhas por classe); e • Teste fraco para rejeitar corretamente a distribuição.
BARTLETT (B)	<ul style="list-style-type: none"> • Completos; e • Censura simples 	<ul style="list-style-type: none"> • Exponencial 	<ul style="list-style-type: none"> • Recomendável amostra com no mínimo 20 tempos de falha.
MANN'S (M)	<ul style="list-style-type: none"> • Completos; e • Censura simples 	<ul style="list-style-type: none"> • Weibull-2 	
KOLMOGOROV-SMIRNOV (KS) ¹³	<ul style="list-style-type: none"> • Completos. 	<ul style="list-style-type: none"> • Normal; • Lognormal 	
CRAMER-VON MISES (C _M)	<ul style="list-style-type: none"> • Completos; e • Censura simples 	<ul style="list-style-type: none"> • Processo não homogêneo de Poisson baseado na lei de potências (mínimo reparo e modelo AMSAA). 	<ul style="list-style-type: none"> • Parâmetros dos mínimos quadrados podem ser utilizados, porém deve-se preferir o MLE;

¹³ Este teste é uma adaptação do teste de Kolmogorov-Smirnov desenvolvido por H. W. Lilliefors. Mais detalhes podem ser encontrados em (EBELING, 2005)

APÊNDICE B – MACROPROCESSO DO ALGORITMO PROPOSTO



APÊNDICE C – ALGORITMO PROPOSTO

PROGRAM TeseFerro

Este algoritmo é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

```
integer NumComp * 2
character nomePlanta * 20
character nomeSistema * 20
character nomeSubSis * 20
integer n * 2
character componentes(4) * 20
real bt, al ,it0, il
integer ene, eme, limitInf, limiteSup
real bet, alf, t0, lmbda, mi
dimension bet(10)
dimension alf(10)
dimension t0(10)
dimension lmbda(10)
dimension mi(10)
```

```
ene=51
```

```
eme=ene
```

```
limitInf=0
```

```
limiteSup=100
```

```
*  Entrada de dados
```

```
    write (*, 1)
```

```
1  format ("  Entre a seguir com o nome da planta: ")
```

```
    read (*, 2) nomePlanta
```

```
2  format (A20)
```

```
    write (*, 3)
```

```

3  format ("  Entre com o nome do sistema a ser analisado: ")
      read (*, 4) nomeSistema
4  format (A20)
      write (*, 5)
5  format ("  Entre com o nome do subsistema a ser analisado: ")
      read (*, 6) NomeSubSis
6  format (A20)
8   write (*, 9)
9  format ("  Entre com o numero de componentes: <NumComp>")
      read (*, 12) NumComp
12 format (I3)
      if (NumComp .GE. 4) then
          write (*, 14)
14 format ("  Quantidade maxima a ser calculada corresponde a <3> componentes.
Insira um numero ate <3> para continuar ou teclre o numero <0> para sair do sistema",
A40)
      goto 8
      else
          if (NumComp .EQ. "*" ) then
              goto 7999
          endif
          endif
call lerComponentes(componentes,NumComp,bet,alf,t0,lmbda,mi)
      if (numComp .eq. 1) then
call dsqrt1(mi,bet,alf,ene,limiteInf,limiteSup,eme,t0, lmbda,1,2)
      endif
      if (numComp .eq. 2) then
call dsqrt2(mi,bet,alf,ene,limiteInf,limiteSup,eme,t0, lmbda,2,2)
      endif
      if (numComp .eq. 3) then
call dsqrt3(mi,bet,alf,ene,limiteInf,limiteSup,eme,t0, lmbda,3,2)
      endif
      read (*,7213) nada
7213 format (A4)

```

7010 continue

7999 END

* Fim do programa principal

Esta subrotina é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

subroutine lerComponentes(componente,n,bet,alf,t0,lmbda,mi)

```
integer n, nAmostras, i
character componente(n) * 20
real miTs
real amostra, miT
character componenteLido * 20
dimension amostra(100)
dimension miTs(n)
real bt,al,it0,il

real bet,alf,t0,lmbda,mi
dimension bet(10)
dimension alf(10)
dimension t0(10)
dimension lmbda(10)
dimension mi(10)

do 7400, i=1, n
    write (*, 7421) i
    read (*, 7422) componenteLido
    if (componenteLido .eq. "") then
        exit
    else
        componente(i) = componenteLido
        write (*,7423)
        read (*,7424), miT
        write (*,7411) componenteLido
        read (*,7412), nAmostras
```

```

        if (nAmostras .eq. 0) then
exit
        endif
call lerAmostras(amostra,nAmostras,miT,bt,al,it0,il)
        bet(i)=bt
        alf(i)=al
        t0(i)=it0
        lmbda(i)=il
        mi(i)=miT
        endif
7400  continue
7411  format ("  Entre o numero de amostras de ", A20, ":")
7412  format (I3)
7421  format ("  Entre a seguir com o nome do componente (" ,I3, "):")
7422  format (A20)
7423  format ("  Entre o tempo medio de reparo:")
7424  format (F9.3)
        END

```

Esta subrotina é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

subRoutine lerAmostras(amostra,n,miT,bt,al,it0,il)

integer n

real amostra, resultado

real amostraLida, miT

real bt,al,it0,il

dimension amostra(n)

do 7500, i=1, n

write (*, 7521) i

read (*, 7522) amostraLida

if (amostraLida .eq. "**") then

exit

else

amostra(i) = amostraLida

endif

7500 continue

bt=0.

al=0.

it0=0.

il=0.

if (amostraLida .ne. "**") then

* resultado = coefCorExp(amostra,n, miT)

* if (resultado .eq. 1.) then

resultado = coefCorWeibull2(amostra,n,miT,bt,al,it0,il)

* if (resultado .eq. 1.) then

* resultado = coefCorWeibull3(amostra,n,miT,bt,al,it0,il)

```
*      if (resultado .eq. 0.) then
*          resultado = coefCorLogNor(amostra,n, miT)
*      endif
*      endif
*      endif
*      endif
7521  format ("      Entre a seguir com os tempos de falhas com duas casas decimais
(",I3, ":")
7522  format (F9.3)

      END

      include 'exponencial.for'
      include 'weibull2.for'
      include 'weibull3.for'
      include 'logNormal.for'
```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

function coefCorExp(amostra, quantidade, miT)

```
integer quantidade, i, j, resultado, ordenar
real amostra, ft, x, y, miT
real temp, esta
dimension amostra(quantidade), ft(quantidade)
dimension x(quantidade), y(quantidade)
real somX, somY
real mediaX, mediaY, somati, somalnti
real somNum, somDen1, somDen2, ro
real m,b, alfa, betha, parmEscalaReg, parmEscalaMLE
real bartNum,bartDen,mLETxFalhasExp
real Bartlett*8
integer ene, limiteInf, limiteSup, eme

resultado = 0
somX = 0
somY = 0
somNum = 0
somDen1 = 0
somDen2 = 0
ordenar = 0
somati = 0
somalnti = 0

      if (ordenar .gt. 0) then
do 300, i = 1, quantidade, 1
do 200, j = i + 1, quantidade, 1
      if (amostra(i) .gt. amostra(j)) then
```

```

temp = amostra(i)
amostra(i) = amostra(j)
amostra(j)=temp
    endif
200  continue
300  continue
    endif

do 400, i = 1, quantidade, 1
ft(i) = (i-0.3)/(quantidade+0.4)
x(i) = amostra(i)
y(i) = LOG(1/(1-ft(i)))
somX = somX + x(i)
somY = somY + y(i)
somati = somati + amostra(i)
somalnti = somalnti + log(amostra(i))

400  continue
mediaX = somX / quantidade
mediaY = somY / quantidade

do 500, i = 1, quantidade, 1
somNum = somNum + (y(i) * (x(i) - mediaX))
somDen1 = somDen1 + ((x(i) - mediaX) ** 2)
somDen2 = somDen2 + (( y(i) - mediaY) ** 2)
500  continue

ro = somNum/((somDen1 * somDen2) ** (1./2.))
det = ro ** 2

    if (det .LE. .9) then
goto 9999
    endif

```

```
call LeastSq1(x, y, quantidade, m, b)
```

```
bartNum=2*quantidade*(log(somati/quantidade) - (somalnti/quantidade))
```

```
bartDen = 1+((quantidade+1)/(6*quantidade))
```

```
bartlett = bartNum/bartDen
```

```
mLETxFalhasExp = quantidade / somati
```

```
qui = 1 - chi_squared(quantidade - 1 , bartlett)
```

```
if (qui .lt. .95) then
```

```
write (*,1002) "RESULTADOS REGRESSAO      "
```

```
write (*,1003) "Correlacao:      ",ro
```

```
write (*,1003) "Determinacao:      ",det
```

```
write (*,1003) "Angular:      ",m
```

```
write (*,1003) "Linear:      ",b
```

```
write (*,1003) "Taxa de falhas(exp):",m
```

```
write (*,1002) ""
```

```
write (*,1002) "RESULTADOS MLE      "
```

```
write (*,1003) "Taxa de falhas(exp): ",mLETxFalhasExp
```

```
write (*,1002) ""
```

```
write (*,1003) "RESULTADO DO TESTE DE BARTLETT:",bartlett
```

```
write (*,1003) "Qui-Quadrado      : ",qui
```

```
write (*,1002) ""
```

```
write (*,1002) ""
```

```
write (*,1003) "A distribuicao Exponencial "
```

```
write (*,1003) "nao pode ser rejeitada!"
```

```
write (*,1002) ""
```

```
write (*,1002) ""
```

```
ene = 201
```

```
limiteInf = 1
```

```
limiteSup = 100
```

```
eme = ene
```

```
if (m .gt. betha) then
```

```
beta = m
    endif
call dsqrt1(miT,beta,alfa,ene,limiteInf,limiteSup,eme,0,mLETxFalhasExp)
    write (*,1002) ""
    write (*,1002) ""
resultado = 1
    endif
coefCorExp=real(resultado)
1002  format(A30)
1003  format(A30,f12.4)

9999  return
    end

include 'regressao.for'
include 'quiQuadrado.for'
```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

function coefCorWeibull2(amostra,quantidade,miT,bt,al,it0,il)

```
integer quantidade, i, j, resultado
real amostra, ft, x, y, miT
real temp, esta
dimension amostra(quantidade), ft(quantidade)
dimension x(quantidade), y(quantidade)
real somX, somY
real mediaX, mediaY
real somNum, somDen1, somDen2, ro
real m,b, alfa, betha, parmEscalaReg, parmEscalaMLE
integer ene,limiteInf,limiteSup,eme
real bt,al,it0,il

resultado = 1
somX = 0
somY = 0
somNum = 0
somDen1 = 0
somDen2 = 0

cefCorWb2 = 1

c          Ordenação das amostras

do 300, i = 1, quantidade, 1
do 200, j = i + 1, quantidade, 1
    if (amostra(i) .gt. amostra(j)) then
temp = amostra(i)
```

```

amostra(i) = amostra(j)
amostra(j)=temp
    endif
200  continue
300  continue

do 400, i = 1, quantidade, 1
ft(i) = (i-0.3)/(quantidade+0.4)
x(i) = LOG (amostra(i))
y(i) = LOG(LOG(1/(1-ft(i))))
somX = somX + x(i)
somY = somY + y(i)
4    format("a=",f12.4," ft(i)=", f12.5," x(i)=", f12.4," y(i)=",f12.4)
400  continue

mediaX = somX / quantidade
mediaY = somY / quantidade

do 500, i = 1, quantidade, 1
somNum = somNum + (y(i) * (x(i) - mediaX))
somDen1 = somDen1 + ((x(i) - mediaX) ** 2)
somDen2 = somDen2 + (( y(i) - mediaY) ** 2)
500  continue

ro = somNum/((somDen1 * somDen2) ** (1./2.))
det = ro ** 2
    if (det .LE. .9) then
goto 9999
    endif
call LeastSq1(x, y, quantidade, m, b)
parmEscalaReg = exp(-b/m)
resMann = mann(amostra, quantidade, retorno, p)

call WBLEST(amostra, quantidade, alfa, betha)

```

```

parmEscalaMLE = alfa
    if (p .ge. 0.95) then
resultado = 0
goto 9999
    endif
write (*,1002) "RESULTADOS REGRESSAO      "
write (*,1003) "Correlacao:      ",ro
write (*,1003) "Determinacao:      ",ro**2
write (*,1003) "Angular:      ",m
write (*,1003) "Linear:      ",b
write (*,1003) "Parametro de Forma: ",m
write (*,1003) "Parametro de Escala:",parmEscalaReg
write (*,1002) ""
write (*,1002) "RESULTADOS MLE      "
write (*,1003) "Parametro de Forma: ",betha
write (*,1003) "Parametro de Escala:",alfa
write (*,1002) ""
write (*,1003) "RESULTADO DO TESTE DE MANN:",retorno
write (*,1002) ""
write (*,1002) ""
write (*,1003) "A distribuicao de Weibull "
write (*,1003) "com 2 parametros nao pode "
write (*,1003) "ser rejeitada!      "
write (*,1002) ""
write (*,1002) ""
ene = 201
limiteInf = 1
limiteSup = 100
eme = ene
    if (m .gt. betha) then
betha = m
    endif

```

```
bt=betha
al=alfa
it0=0
il=0
1002 format(A27)
1003 format(A27,f12.4)
9999 coefCorWeibull2 = real(resultado)
return
end

include 'testeMann.for'
include 'wblest.for'
include '1Comp2EstadosFinal.for'
include '2Comp4EstadosFinal.for'
include '3Comp8EstadosFinal.for'
```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

function coefCorWeibull3(amostra, quantidade, miT)

```
integer quantidade, maiorPercReduc
real amostra, menorAmostra, redutor, miT
integer passoReduc, percReduc, redMaiorCoef
dimension amostra(quantidade), amostraReduz(quantidade)
real coefCor, maiorCoefCor
passoReduc = 1
menorAmostra = 99999999
maiorCoefCor = 0
coefCorWeibull3 = 0.
do 2001, i = 1, quantidade, 1
if (amostra(i) .lt. menorAmostra) then
menorAmostra = amostra(i)
endif
2001 continue
do 2003, percReduc = passoReduc, 99, passoReduc
redutor = menorAmostra * real(percReduc) / 100
coefCor = coefCorWeiRed(amostra, quantidade, 0, redutor, miT)
if (coefCor .gt. maiorCoefCor) then
maiorCoefCor = coefCor
maiorPercReduc = percReduc
endif
```

```
2003  continue
      if (maiorCoefCor**2 .gt. .9) then
redutor = menorAmostra * real(maiorPercReduc) / 100
coefCorWeibull3 = real(coefCorWeiRed(amostra,quantidade,1,redutor, miT))
      endif
return
end
```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

real function coefCorWeiRed(amostra, quantidade, apres, tz, miT)

real amostraReduz, amostra, tz, miT

integer quantidade, apres

dimension amostraReduz(quantidade), amostra(quantidade)

do 2002, i = 1, quantidade, 1

amostraReduz(i) = amostra(i)-tz

2002 continue

coefCorWeiRed=coefCorWeibull(amostraReduz,quantidade,apres,tz,miT)

return

end

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

real function coefCorWeibull (amostra, quantidade, apres, tz, miT)

integer quantidade, i, j, resultado

integer apresenta

real amostra, ft, x, y, miT

real temp, esta

dimension amostra(quantidade), ft(quantidade)

dimension x(quantidade), y(quantidade)

real somX, somY

real mediaX, mediaY

real somNum, somDen1, somDen2, ro

real m,b, alfa, betha, parmEscalaReg, parmEscalaMLE

integer ene, limiteInf, limiteSup, eme

 resultado = 0

 somX = 0

 somY = 0

 somNum = 0

 somDen1 = 0

 somDen2 = 0

 cefCorWb2 = 1

do 300, i = 1, quantidade, 1

do 200, j = i + 1, quantidade, 1

```

        if (amostra(i) .gt. amostra(j)) then
temp = amostra(i)
amostra(i) = amostra(j)
amostra(j)=temp
        endif
200    continue
300    continue
do 400, i = 1, quantidade, 1
ft(i) = (i-0.3)/(quantidade+0.4)
x(i) = LOG (amostra(i))
y(i) = LOG(LOG(1/(1-ft(i))))
somX = somX + x(i)
somY = somY + y(i)
4      format("a=",f12.4," ft(i)=", f12.5," x(i)=", f12.4," y(i)=",f12.4)
400    continue
        mediaX = somX / quantidade
        mediaY = somY / quantidade
do 500, i = 1, quantidade, 1
        somNum = somNum + (y(i) * (x(i) - mediaX))
        somDen1 = somDen1 + ((x(i) - mediaX) ** 2)
        somDen2 = somDen2 + (( y(i) - mediaY) ** 2)
500    continue
        ro = somNum/((somDen1 * somDen2) ** (1./2.))
        det = ro ** 2
        coefCorWeibull = ro

```

```

        if (det .LE. .9) then
goto 9999

        endif

call LeastSq1(x, y, quantidade, m, b)

parmEscalaReg = exp(-b/m)

resMann = mann(amostra, quantidade, retorno, p)

call WBLEST(amostra, quantidade, alfa, betha)

parmEscalaMLE = alfa

        if (p .ge. 0.95) then

resultado = 0

goto 9999

        endif

        if (apres .gt. 0) then

                write (*,1002) "RESULTADOS REGRESSAO      "
                write (*,1003) "Parametro de Localizacao:",tz
                write (*,1003) "Correlacao:           ",ro
                write (*,1003) "Determinacao:           ",ro**2
                write (*,1003) "Angular:           ",m
                write (*,1003) "Linear:           ",b
                write (*,1003) "Parametro de Forma:      ",m
                write (*,1003) "Parametro de Escala:    ",parmEscalaReg
                write (*,1002) ""
                write (*,1002) "RESULTADOS MLE      "
                write (*,1003) "Parametro de Forma:      ",betha
                write (*,1003) "Parametro de Escala:    ",alfa
                write (*,1002) ""

```

```

write (*,1003) "RESULTADO DO TESTE DE MANN:",retorno
write (*,1002) ""
write (*,1002) ""
write (*,1003) "A distribuicao de Weibull "
write (*,1003) "com 3 parametros nao pode "
write (*,1003) "ser rejeitada!      "
write (*,1002) ""
write (*,1002) ""
coefCorWeibull=1.

ene = 201
limiteInf = 0
limiteSup = 100
eme = ene

if (m .gt. betha) then
    betha = m
endif

call dscrt1(miT,betha,alfa,ene,limiteInf,limiteSup,eme,0, 0.)

write (*,1002) ""
write (*,1002) ""

endif

1002 format(A27)
1003 format(A27,f12.4)
9999 return

end

```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

function coefCorLogNor(amostra, quantidade)

```
integer quantidade, i, j, resultado, ordenar
real amostra, ft, x, y
real temp, esta
dimension amostra(quantidade), ft(quantidade)
dimension x(quantidade), y(quantidade)
real somX, somY, phi
real mediaX, mediaY, somati, somalnti
real somNum, somDen1, somDen2, ro, s, tMedio
real m,b, alfa, betha, parmEscalaReg, parmEscalaMLE
real bartNum,bartDen,mLETxFalhasExp
real Bartlett*8
real probAcum,d1,d2, maxD1, maxD2, maxD, dCrit
dimension probAcum(quantidade)
dimension d1(quantidade)
dimension d2(quantidade)
    resultado = 0
    somX = 0
    somY = 0
    somNum = 0
    somDen1 = 0
    somDen2 = 0
    ordenar = 1
    somati = 0
    somalnti = 0
    coefCorLogNor = 1.
    if (ordenar .gt. 0) then
```

```

do 300, i = 1, quantidade, 1
do 200, j = i + 1, quantidade, 1
    if (amostra(i) .gt. amostra(j)) then
temp = amostra(i)
amostra(i) = amostra(j)
amostra(j)=temp
    endif
200    continue
300    continue
    endif

do 400, i = 1, quantidade, 1
    ft(i) = (i-0.3)/(quantidade+0.4)
    x(i) = LOG (amostra(i))
call pni (ft(i), 1-ft(i), ft(i)-.5, y(i), erro)
    somX = somX + x(i)
    somY = somY + y(i)
    somati = somati + amostra(i)
    somalnti = somalnti + log(amostra(i))
400    continue
    mediaX = somX / quantidade
    mediaY = somY / quantidade

do 500, i = 1, quantidade, 1
    somNum = somNum + (y(i) * (x(i) - mediaX))
    somDen1 = somDen1 + ((x(i) - mediaX) ** 2)
    somDen2 = somDen2 + (( y(i) - mediaY) ** 2)
500    continue
    ro = somNum/((somDen1 * somDen2) ** (1./2.))
    det = ro ** 2
    tMedio = exp(mediaX)
    s=sqrt(somDen1 / quantidade)
    maxD1 = 0.
    maxD2 = 0.
    dCrit = 0.

do 600, i = 1, quantidade, 1

```

```

phi = (x(i) - mediaX) / s
probAcum(i) = pndf(phi, 0)
d1(i) = probAcum(i) - ((float(i)-1) / float(quantidade))
d2(i) = (float(i) / float(quantidade)) - probAcum(i)

if (maxD1 .lt. d1(i)) then

maxD1 = d1(i)
endif
if (maxD2 .lt. d2(i)) then
maxD2 = d2(i)
endif
write (*,1004) "Acumulada      ",probAcum(i),d1(i),d2(i)
600  continue
maxD = maxD1
if (maxD2 .gt. maxD) then
maxD = maxD2
endif
call LeastSq1(x, y, quantidade, m, b)
write (*,1002) "RESULTADOS REGRESSAO      "
write (*,1003) "Correlacao:      ",ro
write (*,1003) "Determinacao:      ",det
write (*,1003) "Angular:      ",m
write (*,1003) "Linear:      ",b
write (*,1002) ""
write (*,1002) "RESULTADOS MLE      "
write (*,1003) "Media:      ",mediaX
write (*,1003) "Tempo Medio :      ",tMedio
write (*,1003) "Desvio P amostra (s):",s
write (*,1002) ""
write (*,1003) "Max D1 :      ",maxD1
write (*,1003) "Max D2 :      ",maxD2
write (*,1003) "Max D :      ",maxD
write (*,1003) "D Critico :      ",dCrit

```

```
        write (*,1002) ""
        write (*,1002) "RESULTADO DO TESTE KS:"
        write (*,1002) ""
        write (*,1003) "A distribuicao Log Normal "
        write (*,1003) "nao pode ser rejeitada!"
1002  format(A40)
1003  format(A40,f12.4)
1004  format(A40,f12.4,f12.4,f12.4)
9999  return
      end
      include 'NormalInversa.for'
      include 'norm.for'
```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

real function dscrt1(tMR,beta,eta,ene,lInf,lSup,eme,t0,lmbd,nc,ne)

```
real miT, beta, eta, lambdaX,lmbd
real x, funDenProb, tMR
integer ene, lInf, lSup, eneI, eme, nc, ne, q, c
real deltaX, deltaT
real relacao
real PE,p,SomaTxaSai,somaMiT
dimension x(ene+eme)
dimension lambdaX(nc,0:ene+eme)
dimension funDenProb(nc,ene+eme)
dimension p(1:(ne**nc),0:ene+eme , 0:eme+1)
dimension PE(1:(ne**nc),0:0,0:eme)
dimension tMR(nc)
dimension miT(nc)
dimension beta(nc)
dimension eta(nc)
dimension lmbd(nc)
dimension t0(nc)

do 45, i=1, nc
miT(i)=1./tMR(i)
```

45 continue

nk=ne**nc

relacao = .011

deltaX =(lSup-lInf)/(ene-1.)

deltaT = relacao*deltaX

eneI = ene + eme

p(nk-1,0,0)=0

somaMiT = 0

do 250, k=0, nk

do 240, i=0, eneI

do 230, j=0, eme

p(k,i,j)=0.

PE(k,0,j)=0.

230 continue

240 continue

250 continue

somaEta=0

do 50, c=1, nc

lambdaX(c,0) = 0

somaEta=somaEta+eta(c)

do 100, i = 0, eneI

x(i) = (i)*deltaX + lInf

if (lmbd(c) .eq. 0.) then

lambdaX(c,i) = (beta(c)/eta(c))*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**(beta(c)-1))

else

lambdaX(c,i)=lmbd(c)

```

endif

funDenProb(c,i) = lambdaX(c,i)*exp(-1*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**beta(c)))

p(1,i,0) = p(1,i,0)+funDenProb(c,i)*eta(c)

p(c+1,i,0) = 0

100  continue

50   continue

do 60, i=1, eneI

    p(1,i,0)=p(1,i,0)/somaEta

60   continue

do 500, i=1, nc

    somaMiT = somaMiT+miT(i)

500  continue

do 2900, k=nk-1, 1, -1

do 2700, j=0, eme

do 2800, i=j+1, eneI-j-1

    if (k .eq. 3) then

SomTaxaSai = miT(2)+lambdaX(1,i)

    endif

    if (k .eq. 2) then

SomTaxaSai = miT(1)

    endif

    if (k .eq.1) then

SomTaxaSai = lambdaX(1,i)

    endif

p(k,i,j+1) = (-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-
&          1,j))/(2*deltaX)))*deltaT+((p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)

```

```

2800  continue

2700  continue

2900  continue

do 505, q=0, eme
    somaPares = 0
    somaImpares = 0

do 101, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = somaPares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
    else
somaImpares = somaImpares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
    endif

101  continue

parcela1 = deltaX/3*(p(nk-2,0,q)*lambdaX(2,0)+somaPares*2+
&      somaImpares*4+p(nk-2,ene,q)*lambdaX(2,ene))

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 102, n = 1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = somaPares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
    else

somaImpares = somaImpares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
    endif

102  continue

parcela2 = deltaX/3*(p(nk-1,0,q)*lambdaX(1,0)+somaPares*2+
&      somaImpares*4+p(nk-1,ene,q)*lambdaX(1,ene))

```

$PE(nk,0,q+1) = (PE(nk,0,q) + (-1 * somaMi * PE(nk,0,q)) + parcela1 + parcela2) * deltaT$

do 606, k=nk-1,1,-1

do 707, l=1, eme

i=0

if (k .eq. 3) then

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 103, n=1, ene-1

if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))

else

somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))

endif

103 continue

$p(k,i,l) = (miT(1)*PE(4,0,1)) + (\delta X/3*(p(1,0,l)*\lambda X(2,1) +$

$\& \quad p(1,ene,l)*\lambda X(2,ene) + somaPares*2+somaImpares*4))$

endif

if (k .eq. 2) then

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 203, n=1, ene-1

if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))

else

somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))

endif

```

203   continue

p(k,i,l) = (miT(2)*PE(4,0,1)) + (deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(1,1) +
&      p(1,ene,l)*lambdaX(1,ene)+somaPares*2+somaImpares*4))
      endif

      if (k .eq. 1) then

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 303, n=1, ene-1

      if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(2,n,l)*miT(1))

      else

somaImpares = SomaImpares+(p(2,n,l)*miT(1))

      endif

303   continue

parcela1 = deltaX/3*(p(2,0,l)*miT(1) +
&      p(2,ene,l)*miT(1)+somaPares*2+somaImpares*4)

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 404, n=1, ene-1

      if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(3,n,l)*miT(2))

      else

somaImpares = SomaImpares+(p(3,n,l)*miT(2))

      endif

404   continue

parcela2=deltaX/3*(p(3,0,l)*miT(2)+p(3,ene,l)*miT(2)+somaPares*2+somaImpares*4)

```

```

        p(k,i,l) = parcela1+parcela2
    endif

c          Cálculo da diagonal
do 808, j=1-1, eme-1
    if (k .eq. 3) then
SomTaxaSai = miT(2)+lambdaX(1,i)
    endif

    if (k .eq. 2) then
SomTaxaSai = miT(1)+lambdaX(2,i)
    endif

    if (k .eq.1) then
SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)
    endif

p(k,i+1,j+1)=(-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-1,j))/(2*deltaX))*deltaT+
&          (( p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)
        i=i+1
808  continue
707  continue
606  continue
505  continue
do 900, k = nk-1,1,-1
do 800, j = 0, eme-1
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 700, i = 1, ene-1, 1
    if (modulo(i,2) .eq. 0) then

```

```

somaPares = somaPares + p(k,i,j)
    else
somaImpares = somaImpares + p(k,i,j)
    endif
700    continue
PE(k,0,j+1) = deltaX/3*(p(k,1,j)+p(k,ene,j)+somaPares*2+somaImpares*4)
800    continue
900    continue
    dscrt1=1.
do 1000, k=1, nk
do 990, j=0, eme
    write (*,980) k,j,PE(k,0,j)
980    format("PE Estado ",i2," : j =",i2," : ",f18.6)
990    continue
1000    continue
    END

```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

real function dscrt2(tMR,beta,eta,ene,lInf,lSup,eme,t0,lmbd,nc,ne)

```

real miT, beta, eta, lambdaX,lmbd
real x, funDenProb, tMR
integer ene, lInf, lSup, eneI, eme, nc, ne, q, c
real deltaX, deltaT
real relacao
real PE,p,SomaTxaSai,somaMiT
dimension x(ene+eme)
dimension lambdaX(nc,0:ene+eme)
dimension funDenProb(nc,ene+eme)
dimension p(1:(ne**nc),0:ene+eme , 0:eme+1)
dimension PE(1:(ne**nc),0:0,0:eme)
dimension tMR(nc)
dimension miT(nc)
dimension beta(nc)
dimension eta(nc)
dimension lmbd(nc)
dimension t0(nc)
do 45, i=1, nc
    miT(i)=1./tMR(i)
45    continue

```

```

nk=ne**nc
relacao = .011
deltaX =(ISup-IIInf)/(ene-1.)
deltaT = relacao*deltaX
eneI = ene + eme
p(nk-1,0,0)=0
somaMiT = 0
do 250, k=0, nk
do 240, i=0, eneI
do 230, j=0, eme
    p(k,i,j)=0.
    PE(k,0,j)=0.
230  continue
240  continue
250  continue
    somaEta=0
do 50, c=1, nc
    lambdaX(c,0) = 0
    somaEta=somaEta+eta(c)
do 100, i = 0, eneI
    x(i) = (i)*deltaX + IIInf
    if (lmbd(c) .eq. 0.) then
        lambdaX(c,i) = (beta(c)/eta(c))*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**(beta(c)-1))
    else
        lambdaX(c,i)=lmbd(c)
    endif

```

```

funDenProb(c,i) = lambdaX(c,i)*exp(-1*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**beta(c)))
c      weibull multimodal

p(1,i,0) = p(1,i,0)+funDenProb(c,i)*eta(c)

p(c+1,i,0) = 0

100    continue

50     continue

do 60, i=1, eneI

c      weibull multimodal

      p(1,i,0)=p(1,i,0)/somaEta

60     continue

do 500, i=1, nc

      somaMiT = somaMiT+miT(i)

500    continue

do 2900, k=nk-1, 1, -1

do 2700, j=0, eme

do 2800, i=j+1, eneI-j-1

      if (k .eq. 3) then

        SomTaxaSai = miT(2)+lambdaX(1,i)

      endif

      if (k .eq. 2) then

        SomTaxaSai = miT(1)+lambdaX(2,i)

      endif

      if (k .eq.1) then

        SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)

      endif

p(k,i,j+1)=(-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-1,j))/(2*deltaX)))*deltaT+

```

```

&      ((p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)
2800  continue
2700  continue
2900  continue
do 505, q=0, eme
      somaPares = 0
      somaImpares = 0
do 101, n=1, ene-1
      if (modulo(n,2) .eq. 0) then
      somaPares = somaPares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
      else
      somaImpares = somaImpares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
      endif
101  continue
parcela1 = deltaX/3*(p(nk-2,0,q)*lambdaX(2,0)+somaPares*2+
&      somaImpares*4+p(nk-2,ene,q)*lambdaX(2,ene))
      somaPares = 0
      somaImpares = 0
do 102, n = 1, ene-1
      if (modulo(n,2) .eq. 0) then
      somaPares = somaPares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
      else
      somaImpares = somaImpares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
      endif
102  continue
parcela2 = deltaX/3*(p(nk-1,0,q)*lambdaX(1,0)+somaPares*2+

```

```

&      somaImpares*4+p(nk-1,ene,q)*lambdaX(1,ene))
PE(nk,0,q+1) = (PE(nk,0,q)+ (-1*somaMi*PE(nk,0,q)) +parcela1+parcela2)*deltaT
do 606, k=nk-1,1,-1
do 707, l=1, eme
    i=0
    if (k .eq. 3) then
        somaPares = 0
        somaImpares = 0
do 103, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))
    endif
103    continue
p(k,i,l) = (miT(1)*PE(4,0,1)) + (deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(2,1) +
&      p(1,ene,l)*lambdaX(2,ene)+somaPares*2+somaImpares*4))
Endif
if (k .eq. 2) then
    somaPares = 0
    somaImpares = 0
do 203, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))

```

```

        endif
203    continue
p(k,i,l) = (miT(2)*PE(4,0,1)) + (deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(1,1) +
&      p(1,ene,l)*lambdaX(1,ene) + somaPares*2+somaImpares*4))
        endif
        if (k .eq. 1) then
            somaPares = 0
            somaImpares = 0
do 303, n=1, ene-1
            if (modulo(n,2) .eq. 0) then
                somaPares = SomaPares+(p(2,n,l)*miT(1))
            else
                somaImpares = SomaImpares+(p(2,n,l)*miT(1))
            endif
303    continue
parcela1 = deltaX/3*(p(2,0,l)*miT(1) + p(2,ene,l)*miT(1)
&      +somaPares*2+somaImpares*4)
            somaPares = 0
            somaImpares = 0
do 404, n=1, ene-1
            if (modulo(n,2) .eq. 0) then
                somaPares = SomaPares+(p(3,n,l)*miT(2))
            else
                somaImpares = SomaImpares+(p(3,n,l)*miT(2))
            endif
404    continue

```

```

parcela2 = deltaX/3*(p(3,0,l)*miT(2) +
&      p(3,ene,l)*miT(2)+somaPares*2+somaImpares*4)
      p(k,i,l) = parcela1+parcela2
      endif
c      Cálculo da diagonal
do 808, j=l-1, eme-1
      if (k .eq. 3) then
      SomTaxaSai = miT(2)+lambdaX(1,i)
      endif
      if (k .eq. 2) then
      SomTaxaSai = miT(1)+lambdaX(2,i)
      endif
      if (k .eq.1) then
      SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)
      endif
p(k,i+1,j+1)=(-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-1,j))/(2*deltaX)))*deltaT+
&      ((p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)
      i=i+1
808      continue
707      continue
606      continue
505      continue
do 900, k=nk-1,1,-1
do 800, j=0, eme-1
somaPares = 0
somaImpares = 0

```

```

do 700, i = 1, ene-1, 1
    if (modulo(i,2) .eq. 0) then
        somaPares = somaPares + p(k,i,j)
    else
        somaImpares = somaImpares + p(k,i,j)
    endif
700    continue
PE(k,0,j+1) = deltaX/3*(p(k,1,j)+p(k,ene,j)+somaPares*2+somaImpares*4)
800    continue
900    continue
        dsqrt2=1.
do 1000, k=1, nk
do 990, j=0, eme
    write (*,980) k,j,PE(k,0,j)
980    format("PE Estado ",i2," : j =",i2," : ",f18.6)
990    continue
1000    continue
        END

```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

real function dscrt3(tMR,beta,eta,ene,lInf,lSup,eme,t0,lmbd,nc,ne)

```

real miT, beta, eta, lambdaX,lmbd
real x, funDenProb, tMR
integer ene, lInf, lSup, eneI, eme, nc, ne, q, c
real deltaX, deltaT
real relacao
real PE,p,SomaTxaSai,somaMiT
dimension x(ene+eme)
dimension lambdaX(nc,0:ene+eme)
dimension funDenProb(nc,ene+eme)
dimension p(1:(ne**nc),0:ene+eme , 0:eme+1)
dimension PE(1:(ne**nc),0:0,0:eme)
dimension tMR(nc)
dimension miT(nc)
dimension beta(nc)
dimension eta(nc)
dimension lmbd(nc)
dimension t0(nc)
do 45, i=1, nc
    miT(i)=1./tMR(i)
45    continue

```

```

nk=ne**nc
relacao = .011
deltaX =(ISup-IIInf)/(ene-1.)
deltaT = relacao*deltaX
eneI = ene + eme
p(nk-1,0,0)=0
somaMiT = 0
do 250, k=0, nk
do 240, i=0, eneI
do 230, j=0, eme
    p(k,i,j)=0.
    PE(k,0,j)=0.
230    continue
240    continue
250    continue
    somaEta=0
do 50, c=1, nc
    lambdaX(c,0) = 0
    somaEta=somaEta+eta(c)
do 100, i = 0, eneI
    x(i) = (i)*deltaX + IIInf
    if (lmbd(c) .eq. 0.) then
lambdaX(c,i) =(beta(c)/eta(c))*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**(beta(c)-1))
    else
lambdaX(c,i)=lmbd(c)
    endif

```

```

funDenProb(c,i) = lambdaX(c,i)*exp(-1*(((x(i)-t0(c))/eta(c))**beta(c)))
c      weibull multimodal
      p(1,i,0) = p(1,i,0)+funDenProb(c,i)*eta(c)
      p(c+1,i,0) = 0
100    continue
50     continue
do 60, i=1, eneI
c      weibull multimodal
      p(1,i,0)=p(1,i,0)/somaEta
60     continue
do 500, i=1, nc
      somaMiT = somaMiT+miT(i)
500    continue
do 2900, k=nk-1, 1, -1
do 2700, j=0, eme
do 2800, i=j+1, eneI-j-1
      if (k .eq. 8) then
        SomTaxaSai = miT(3)+miT(2)+miT(1)
      endif
      if (k .eq.7) then
        SomTaxaSai = miT(3)+miT(2)+lambdaX(1,i)
      endif
      if (k .eq. 6) then
        SomTaxaSai = miT(1)+miT(3)+lambdaX(2,i)
      endif
      if (k .eq. 5) then

```

```

SomTaxaSai = miT(1)+miT(2)+lambdaX(3,i)
endif

if (k .eq.4) then

SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+miT(2)+lambdaX(3,i)

endif

if (k .eq. 3) then

SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)+miT(3)

endif

if (k .eq. 2) then

SomTaxaSai = miT(1)+lambdaX(2,i)+lambdaX(3,i)

endif

if (k .eq.1) then

SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)+lambdaX(3,i)

endif

p(k,i,j+1)=(-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-1,j))/(2*deltaX)))*deltaT+
&      ((p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)
2800  continue
2700  continue
2900  continue
do 505, q=0, eme
    somaPares = 0
    somaImpares = 0
do 101, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = somaPares + p(nk-3,n,q)*lambdaX(3,n)
    else

```

```

        somaImpares = somaImpares + p(nk-3,n,q)*lambdaX(3,n)
    endif

101    continue

parcela1 = deltaX/3*(p(nk-3,0,q)*lambdaX(3,0)+somaPares*2+
&        somaImpares*4+p(nk-3,ene,q)*lambdaX(3,ene))
        somaPares = 0
        somaImpares = 0

do 102, n = 1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = somaPares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
    else
        somaImpares = somaImpares + p(nk-2,n,q)*lambdaX(2,n)
    endif

102    continue

parcela2 = deltaX/3*(p(nk-2,0,q)*lambdaX(2,0)+somaPares*2+
&        somaImpares*4+p(nk-2,ene,q)*lambdaX(2,ene))
        somaPares = 0
        somaImpares = 0

do 132, n = 1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = somaPares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
    else
        somaImpares = somaImpares + p(nk-1,n,q)*lambdaX(1,n)
    endif

132    continue

parcela3 = deltaX/3*(p(nk-1,0,q)*lambdaX(1,0)+somaPares*2+

```

```

& somaImpares*4+p(nk-1,ene,q)*lambdaX(1,ene))
PE(nk,0,q+1) = (PE(nk,0,q)+(-1*somaMi*PE(nk,0,q))+
                parcela1+parcela2+parcela3)*deltaT
do 606, k=nk-1,1,-1
do 707, l=1, eme
    i=0
    if (k .eq. 7) then
        somaPares = 0
        somaImpares = 0
do 103, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(3,n,l)*LambdaX(2,n))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(3,n,l)*LambdaX(2,n))
    endif
103 continue
parcela1 = deltaX/3*(p(3,0,l)*lambdaX(2,1) +p(3,ene,l)*lambdaX(2,ene)
& +somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 193, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(4,n,l)*LambdaX(3,n))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(4,n,l)*LambdaX(3,n))
    endif

```

193 continue

parcela2 = deltaX/3*(p(4,0,l)*lambdaX(3,1) + p(4,ene,l)*lambdaX(3,ene)

& +somaPares*2+somaImpares*4)

p(k,i,l) = miT(1)*PE(nk,0,l)+parcela1+parcela2

endif

if (k .eq. 6) then

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 183, n=1, ene-1

if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(3,n,l)*LambdaX(1,n))

else

somaImpares = SomaImpares+(p(3,n,l)*LambdaX(1,n))

endif

183 continue

parcela1 = deltaX/3*(p(3,0,l)*lambdaX(1,1) + p(3,ene,l)*lambdaX(1,ene)

& +somaPares*2+somaImpares*4)

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 184, n=1, ene-1

if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(2,n,l)*LambdaX(3,n))

else

somaImpares = SomaImpares+(p(2,n,l)*LambdaX(3,n))

endif

184 continue

```

parcela2 = deltaX/3*(p(2,0,l)*lambdaX(3,1) + p(2,ene,l)*lambdaX(3,ene) +
&      somaPares*2+somaImpares*4)
p(k,i,l) = miT(2)*PE(nk,0,l)+parcela1+parcela2
endif
if (k .eq. 5) then
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 173, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(4,n,l)*LambdaX(1,n))
    else
somaImpares = SomaImpares+(p(4,n,l)*LambdaX(1,n))
    endif
173    continue
parcela1 = deltaX/3*(p(4,0,l)*lambdaX(1,1) + p(4,ene,l)*lambdaX(1,ene) +
&      somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 174, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(2,n,l)*LambdaX(2,n))
    else
somaImpares = SomaImpares+(p(2,n,l)*LambdaX(2,n))
    endif
174    continue
parcela2 = deltaX/3*(p(2,0,l)*lambdaX(2,1) + p(2,ene,l)*lambdaX(2,ene) +

```

```

&      somaPares*2+somaImpares*4)
      p(k,i,l) = miT(3)*PE(nk,0,l)+parcela1+parcela2
      endif
      if (k .eq. 4) then
      somaPares = 0
      somaImpares = 0
do 163, n=1, ene-1
      if (modulo(n,2) .eq. 0) then
      somaPares = SomaPares+(p(5,n,l)*miT(1))
      else
      somaImpares = SomaImpares+(p(5,n,l)*miT(1))
      endif
163   continue
parcela1=deltaX/3*(p(5,0,l)*miT(1)+p(5,ene,l)*miT(1)+somaPares*2+somaImpares*4)
      somaPares = 0
      somaImpares = 0
do 164, n=1, ene-1
      if (modulo(n,2) .eq. 0) then
      somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))
      else
      somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(2,n))
      endif
164   continue
parcela2 = deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(2,1) + p(1,ene,l)*lambdaX(2,ene)
&      +somaPares*2+somaImpares*4)
      somaPares = 0

```

```

somaImpares = 0
do 165, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(7,n,l)*miT(3))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(7,n,l)*miT(3))
    endif
165    continue
parcela3=deltaX/3*(p(7,0,l)*miT(3)+p(7,ene,l)*miT(3)+somaPares*2+somaImpares*4)
p(k,i,l) = parcela1+parcela2+parcela3
endif
if (k .eq. 3) then
    somaPares = 0
    somaImpares = 0
do 153, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
        somaPares = SomaPares+(p(6,n,l)*miT(1))
    else
        somaImpares = SomaImpares+(p(6,n,l)*miT(1))
    endif
153    continue
parcela1=deltaX/3*(p(6,0,l)*miT(1)+p(6,ene,l)*miT(1)+somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 154, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then

```

```

somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(3,n))
else
somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(3,n))
endif
154   continue
parcela2 = deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(3,1) + p(1,ene,l)*lambdaX(3,ene) +
&      somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 155, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(7,n,l)*miT(2))
else
somaImpares = SomaImpares+(p(7,n,l)*miT(2))
endif
155   continue
parcela3=deltaX/3*(p(7,0,l)*miT(2)+p(7,ene,l)*miT(2)+somaPares*2+somaImpares*4)
&      p(k,i,l) = parcela1+parcela2+parcela3
endif
if (k .eq. 2) then
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 143, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(6,n,l)*miT(3))
else

```

```

        somaImpares = SomaImpares+(p(6,n,l)*miT(3))
    endif

143    continue

parcela1=deltaX/3*(p(6,0,l)*miT(3)+p(6,ene,l)*miT(3)+somaPares*2+somaImpares*4)

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 144, n=1, ene-1

    if (modulo(n,2) .eq. 0) then

        somaPares = SomaPares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))

    else

        somaImpares = SomaImpares+(p(1,n,l)*LambdaX(1,n))

    endif

144    continue

parcela2 = deltaX/3*(p(1,0,l)*lambdaX(1,1) + p(1,ene,l)*lambdaX(1,ene) +
&      somaPares*2+somaImpares*4)

somaPares = 0

somaImpares = 0

do 145, n=1, ene-1

if (modulo(n,2) .eq. 0) then

somaPares = SomaPares+(p(5,n,l)*miT(2))

    else

        somaImpares = SomaImpares+(p(5,n,l)*miT(2))

    endif

145    continue

parcela3=deltaX/3*(p(5,0,l)*miT(2)+p(5,ene,l)*miT(2)+somaPares*2+somaImpares*4)

```

```

p(k,i,l) = parcela1+parcela2+parcela3
endif

if (k .eq. 2) then
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 133, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(2,n,l)*miT(1))
    else
somaImpares = SomaImpares+(p(2,n,l)*miT(1))
    endif
133    continue
parcela1=deltaX/3*(p(2,0,l)*miT(1)+p(2,ene,l)*miT(1)+somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 134, n=1, ene-1
    if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(4,n,l)*miT(2))
    else
somaImpares = SomaImpares+(p(4,n,l)*miT(2))
    endif
134    continue
parcela2=deltaX/3*(p(4,0,l)*miT(2)+p(4,ene,l)*miT(2)+somaPares*2+somaImpares*4)
somaPares = 0
somaImpares = 0
do 135, n=1, ene-1

```

```

if (modulo(n,2) .eq. 0) then
somaPares = SomaPares+(p(3,n,l)*miT(3))
else
somaImpares = SomaImpares+(p(3,n,l)*miT(3))
endif
135   continue
parcela3=deltaX/3*(p(3,0,l)*miT(3)+p(3,ene,l)*miT(3)+somaPares*2+somaImpares*4)
p(k,i,l) = parcela1+parcela2+parcela3
endif
c     Cálculo da diagonal
do 808, j=l-1, eme-1
if (k .eq. 3) then
SomTaxaSai = miT(2)+lambdaX(1,i)
endif
if (k .eq. 2) then
SomTaxaSai = miT(1)+lambdaX(2,i)
endif
if (k .eq.1) then
SomTaxaSai = lambdaX(1,i)+lambdaX(2,i)
endif
p(k,i+1,j+1)=(-1.*SomTaxaSai*p(k,i,j)-((p(k,i+1,j)-p(k,i-1,j))/(2*deltaX)))*deltaT+
&      ((p(k,i+1,j)+p(k,i-1,j))/2)
i=i+1
808   continue
707   continue
606   continue

```

```

505    continue
do 900, k=nk-1,1,-1
do 800, j=0, eme-1
    somaPares = 0
    somaImpares = 0
do 700, i = 1, ene-1, 1
    if (modulo(i,2) .eq. 0) then
        somaPares = somaPares + p(k,i,j)
    else
        somaImpares = somaImpares + p(k,i,j)
    endif
700    continue
PE(k,0,j+1)=deltaX/3*(p(k,1,j)+p(k,ene,j)+somaPares*2+somaImpares*4)
800    continue
900    continue
    dsqrt3=1.
do 1000, k=1, nk
do 990, j=0, eme
    write (*,980) k,j,PE(k,0,j)
980    format("PE Estado ",i2," : j =",i2," : ",f18.6)
990    continue
1000   continue
    END

```

Esta função é parte integrante da tese de Newton José Ferro submetida ao corpo docente da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de doutor em ciências em engenharia nuclear

```

real function mann(tip, quantidade, retorno, p)
integer quantidade
real ti(quantidade)
real tip(quantidade)
real lnti(quantidade)
real zi(quantidade)
real mi(quantidade)
real x
real retorno * 8
real p * 8, q * 8
real razao * 8
integer ier
real m
integer k1, k2
real numerador, denominador
do 100, i = 1, quantidade, 1
    ti(i) = tip(i)
100 continue
do 200, i = 1, quantidade, 1
    do 300, j = i + 1, quantidade, 1
        if (ti(i) .gt. ti(j)) then
            x = ti(i)
            ti(i) = ti(j)
            ti(j)=x
        endif
300     continue
200 continue
do 400, i=1, quantidade
    lnti(i) = log(ti(i))

```

```

        zi(i) = log( -log(1-((i-.5)/(quantidade + .25))))
400  continue
    do 500, i=1, quantidade - 1, 1
        mi(i) = (zi(i+1) - zi(i))
500  continue
    k1 = quantidade / 2
    k2 = (quantidade - 1) / 2
    numerador = 0
    denominador = 0
    do 600, i=1, quantidade-1, 1
        if ( i .le. k1) then
            denominador = denominador + ((lnti(i+1)-lnti(i))/mi(i))
        else
            numerador = numerador + ((lnti(i+1)-lnti(i))/mi(i))
        endif
600  continue
    retorno = (k1 * numerador) / (k2 * denominador)
    mann = retorno
    razao = retorno
    p=0
    q=0
    ier=0
    call fprob(k1, k2, razao, p, q, ier)
    end function mann

include 'fprob1.for'

```

APÊNDICE D – CONSOLIDAÇÃO DAS SUBROTINAS E FUNÇÕES ELABORADAS POR OUTROS AUTORES

A tabela a seguir consolida as subrotinas e funções elaboradas por outros autores, que tiveram pequenas alterações a fim de que pudessem ser inseridas no programa em FORTRAN,

NOME DO ARQUIVO NA TESE	NOME ORIGINAL DO ARQUIVO	REFERÊNCIA
Regressão.for	LeastSq1.for	PAO (2001)
quiQuadrado.for	Chisq.f90	MILLER (2004)
wblest.for	wblest.for	DOD (2002)
NormalInversa.for	pni.for	MILLER (2004b)
norm.for	pndf.for	MILLER (2004b)
fprob1.for	fprob.f90	MILLER (2004a)