

CENDAR JOÃO TONDELLO

**UMA METODOLOGIA PARA GERENCIAMENTO
DO RISCO DE EMPRESAS DE TRANSMISSÃO**

**FLORIANÓPOLIS
2001**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA

**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO
EM ENGENHARIA ELÉTRICA**

**UMA METODOLOGIA PARA GERENCIAMENTO
DO RISCO DE EMPRESAS DE TRANSMISSÃO**

Dissertação submetida à
Universidade Federal de Santa Catarina
como parte dos requisitos para a
obtenção do grau de Mestre em Engenharia Elétrica

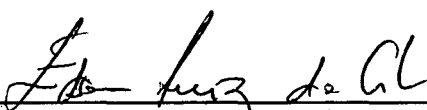
CENDAR JOÃO TONDELLO

Florianópolis, Julho de 2001.

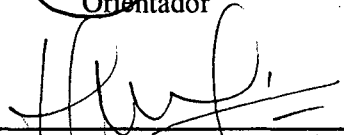
UMA METODOLOGIA PARA GERENCIAMENTO DO RISCO DE EMPRESAS DE TRANSMISSÃO

Cendar João Tondello

‘Esta Dissertação foi julgada adequada para a obtenção do Título de Mestre em Engenharia Elétrica, área de concentração em Planejamento de Sistemas de Energia Elétrica, e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica da Universidade Federal de Santa Catarina.’

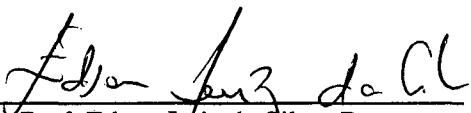


Prof. Edson Luiz da Silva, Dr.
Orientador

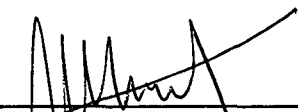


Prof. Edson Roberto De Pieri, Dr.
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica


Banca Examinadora:



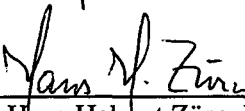
Prof. Edson Luiz da Silva, Dr.
Presidente



Prof. Adilson de Oliveira, D. Sc.



Prof. Albert Cordelro Geber de Melo, Ph. D.



Prof. Hans Helmut Zürn, Ph.D.

À minha esposa Rosilene

Aos meus pais Jacob e Olandina (in memorian)

Aos meus filhos Gustavo, Alexandre e Guilherme

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Prof. Edson Luiz da Silva, cujas orientações claras e precisas em muito contribuíram para o desenvolvimento deste trabalho.

À ELETROSUL, empresa onde trabalho há 23 anos, pela oportunidade propiciada ao me patrocinar este Mestrado Profissional, bem como pelo apoio sempre dispensado na área formativa profissional.

À ELETROBRAS/PRODESPO, pelo incentivo ao aprimoramento do pessoal de Operação do Sistema, representado pelo patrocínio deste Mestrado Profissional.

A todos os professores do Mestrado Profissional, que através de seus ensinamentos e com muita paciência nos propiciaram uma revisão e ampliação de conceitos o que muito contribuirá na continuidade de nossa trajetória profissional.

Aos funcionários do Labplan e Labspot e principalmente ao Adriano e ao João Marco pelo apoio nas várias etapas deste Mestrado. Também aos colegas do Departamento de Recursos Humanos e de Informática da ELETROSUL, especialmente à Nádia, pelo apoio material e incentivo os quais nunca faltaram.

Aos meus colegas do Mestrado Profissional pela agradável convivência no período de cumprimento das disciplinas.

À minha esposa Rosilene e meus filhos Gustavo, Alexandre e Guilherme pelo incentivo em todas as etapas do curso e pela paciência por ocasião das ausências.

Ao meu Espírito, cuja herança sempre me defendeu e apoiou e pelo incentivo à busca incessante do conhecimento, finalidade maior da existência.

Acima de tudo a Deus, pela maravilhosa oportunidade da vida.

Resumo da Dissertação apresentada à UFSC como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Engenharia Elétrica.

UMA METODOLOGIA PARA GERENCIAMENTO DO RISCO DE EMPRESAS DE TRANSMISSÃO

Cendar João Tondello

Julho/2001

Orientador: Edson Luiz da Silva, Dr.

Área de Concentração: Planejamento de Sistemas de Energia Elétrica.

Palavras-chave: Gerenciamento do risco da Transmissão, Simulação Monte Carlo, Desverticalização.

Número de páginas: 128.

Este trabalho tem por objetivo apresentar uma metodologia para estimação da receita e gerenciamento do risco de empresas de transmissão. Com o propósito de estimular a manutenção da qualidade do serviço, o agente regulador determina que parte da receita obtida pela transmissora é dependente da disponibilidade verificada de seus ativos, de modo que quanto maior a disponibilidade, maior a renda global da transmissora. De uma maneira geral, as empresas conseguem ter um bom controle sobre as indisponibilidades programadas, porém não sobre as não programadas já que estas dependem fundamentalmente da concepção inicial do projeto e do meio ambiente, devendo tais indisponibilidades serem tratadas como variáveis aleatórias. Desta forma, torna-se imperioso para as empresas transmissoras, o desenvolvimento de modelos que permitam avaliar essa parcela de risco, isto é, avaliar a componente da receita que é dependente das indisponibilidades forçadas. Neste trabalho, propõe-se um modelo computacional baseado na técnica de Simulação Monte Carlo, tornando possível uma completa avaliação do risco associado à receita da prestação do serviço de transmissão. O modelo proposto é aplicado a dados reais do sistema de transmissão brasileiro, como forma de demonstrar sua viabilidade prática e conceitual.

Abstract of Dissertation presented to UFSC as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Master in Electrical Engineering.

A METHODOLOGY FOR MANAGING THE RISK OF TRANSMISSION COMPANIES

Cendar João Tondello

July/2001

Advisor: Edson Luiz da Silva, Dr.

Area of Concentration: Electrical Energy Systems Planning.

Keywords: Transmission risk Managing, Monte Carlo Simulation, Unbundling.

Number of Pages: 128.

This study has the objective to present a methodology for the evaluation of the revenue and the risk-management of transmission companies. With the aim to stimulate the maintenance of the service quality, the regulating agent determines that part of the revenue obtained by the transmission company depends on the verified availability of its assets, assuming that the greater the availability, the bigger the transmission company's global income. In a general way, the companies manage to have a good control of the programmed unavailabilities, however not of the not programmed ones, since these depend, fundamentally, on the initial conception of the project and the environment, allowing these unavailabilities to be treated as random variables. In this manner, the development of models, permitting the evaluation of this part of risk, becomes imperative, which means, the evaluation of the component of the revenue which depends on the forced outages. In this study a computational model, based on the technique of Monte Carlo Simulation, is being proposed, allowing a complete evaluation of the risk associated with the revenue of the transmission service. The proposed model is applied to real data of the Brazilian transmission system, as a means to demonstrate its practical and conceptual viability.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	x
LISTA DE TABELAS	xiii
CAPÍTULO 1 - Introdução.....	1
1.1 - Considerações gerais	1
1.2 - Estrutura do trabalho	1
CAPÍTULO 2 – Origens do risco das empresas de transmissão	3
2.1 - Antecedentes.....	3
2.1.1 - A estrutura atual do Setor Elétrico brasileiro.....	4
2.1.2 - As origens da Regulação de Mercados	5
2.1.3 - Justificativas para a regulação	7
2.1.4 - Tipos de regulação	8
2.1.5 - Regulação das empresas de transmissão no Brasil	11
2.2 - A importância dos modelos para gerenciar o risco das empresas de transmissão.....	12
CAPÍTULO 3 – Um modelo para gerenciamento do risco de empresas de transmissão.....	15
3.1 - Introdução	15
3.2 - Representação da operação do sistema.....	15
3.3 - Avaliação analítica da disponibilidade dos componentes	18
3.4 - Avaliação da disponibilidade dos componentes via Simulação Monte Carlo..	20
3.4.1 - A técnica da Simulação Monte Carlo	20
3.4.2 - Critério de convergência.....	24
CAPÍTULO 4 - Requisito de dados para avaliação do risco de empresas de transmissão.....	26
4.1 - Introdução	26
4.2 - Análise de séries de eventos	28
4.3 - Análise de tendências	29
4.4 - Estimativa paramétrica.....	29

4.4.1 - Introdução	29
4.4.2 - Propriedades dos Estimadores	31
4.4.3 - Estimação por ponto	32
4.5 - Estimação não-paramétrica.....	33
4.5.1 - Introdução	33
4.5.2 - Provas estatísticas não-paramétricas.....	33
4.5.3 - Testes de hipóteses.....	35
4.5.4 - Prova qui-quadrado.....	36
4.5.5 - Prova de Kolmogorov-Smirnov.....	38
4.6 - Conclusões.....	39
CAPÍTULO 5 - Tratamento estatístico de dados.....	41
5.1 - Introdução.....	41
5.2 - Estimação não-paramétrica.....	42
5.2.1 - Tempo para falha – Linhas de 230 kV.....	43
5.2.2 - Tempo para falha – Linhas de 525 kV.....	46
5.2.3 - Tempo para falha – Transformadores de 230 kV	49
5.2.4 - Tempo para falha – Transformadores de 525 kV	52
5.2.5 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 230 kV	55
5.2.6 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 525 kV	58
5.2.7 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 230 kV.....	61
5.2.8 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 525 kV.....	64
5.2.9 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 230 kV	67
5.2.10- Tempo de Reparo Longo – Linhas de 525 kV.....	70
5.2.11- Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 230 kV	73
5.2.12- Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 525 kV.....	76
5.2.13- Resumo	79
5.3 - Estimação paramétrica.....	79
5.4 - Demais dados necessários ao modelo.....	80
CAPÍTULO 6 – Avaliação do risco de empresas de transmissão.....	84
6.1 - Introdução.....	84
6.2 - Principais aspectos do modelo desenvolvido	85

6.3 - Resultados.....	87
6.3.1 - Simulação Monte Carlo – Caso base.....	88
6.3.2 - Simulação Monte Carlo – Penalidade por frequência das falhas.....	95
6.3.3 - Simulação Monte Carlo – Sensibilidade à penalidade por frequência das falhas.....	97
6.3.4 - Simulação Monte Carlo – Sensibilidade ao fator de penalidade para falhas K_f	98
6.3.5 - Simulação Monte Carlo – Penalidades considerando os tempos de parada programada	100
6.3.6 - Simulação Monte Carlo – Sensibilidade à penalidade por frequência incluindo as paradas programadas	102
6.3.7 - Simulação Monte Carlo – Sensibilidade à relação K_f/K_p	103
CAPÍTULO 7 – Conclusões	105
7.1 - Conclusões.....	105
7.2 - Sugestões	106
APÊNDICE A – Nível de significância para o Teste de Hipóteses.....	108
APÊNDICE B – Valores Críticos de Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado.....	109
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	111

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 – Modelo de Markov com Falhas Aleatórias, por Deterioração e Manutenções.....	16
Figura 3.2 - Modelo de Markov Reduzido.....	17
Figura 3.3 - Simulação Monte Carlo típica.....	21
Figura 3.4 - Obtenção do tempo de permanência nos estados.....	23
Figura 4.1 - Seqüências diversas para a mesma coleção de intervalos.....	28
Figura 4.2 - Distribuição χ^2	37
Figura 4.3 - Prova Kolmogorov-Smirnov.....	39
Figura 5.1 - Histórico de vida de um componente.....	42
Figura 5.2 - Tempo para falha – Linhas de 230 kV – Distribuição Weibull.....	43
Figura 5.3 - Tempo para falha – Linhas de 230 kV – Distribuição Lognormal.....	43
Figura 5.4 - Tempo para falha – Linhas de 230 kV – Distribuição Exponencial.....	43
Figura 5.5 - Tempo para falha – Linhas de 525 kV – Distribuição Weibull.....	46
Figura 5.6 - Tempo para falha – Linhas de 525 kV – Distribuição Lognormal.....	46
Figura 5.7 - Tempo para falha – Linhas de 525 kV – Distribuição Exponencial.....	46
Figura 5.8 - Tempo para falha – Transformadores de 230 kV – Distribuição Weibull.....	49
Figura 5.9 - Tempo para falha – Transformadores de 230 kV – Distribuição Lognormal.....	49
Figura 5.10 - Tempo para falha – Transformadores de 230 kV – Distribuição Exponencial.....	49
Figura 5.11 - Tempo para falha – Transformadores de 525 kV – Distribuição Weibull.....	52
Figura 5.12 - Tempo para falha – Transformadores de 525 kV – Distribuição Lognormal.....	52
Figura 5.13 - Tempo para falha – Transformadores de 525 kV – Distribuição Exponencial.....	52
Figura 5.14 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 230 kV – Distribuição Weibull.....	55
Figura 5.15 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 230 kV – Distribuição Lognormal.....	55
Figura 5.16 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 230 kV – Distribuição Exponencial.....	55
Figura 5.17 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 525 kV – Distribuição Weibull.....	58
Figura 5.18 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 525 kV – Distribuição Lognormal.....	58
Figura 5.19 - Tempo de Reparo Curto – Linhas de 525 kV – Distribuição Exponencial.....	58

Figura 5.20 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 230 kV – Distribuição Weibull	61
Figura 5.21 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 230 kV – Distribuição Lognormal	61
Figura 5.22 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 230 kV – Distribuição Exponencial	61
Figura 5.23 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 525 kV – Distribuição Weibull	64
Figura 5.24 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 525 kV – Distribuição Lognormal	64
Figura 5.25 - Tempo de Reparo Curto – Transformadores de 525 kV – Distribuição Exponencial	64
Figura 5.26 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 230 kV – Distribuição Weibull.....	67
Figura 5.27 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 230 kV – Distribuição Lognormal	67
Figura 5.28 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 230 kV – Distribuição Exponencial	67
Figura 5.29 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 525 kV – Distribuição Weibull.....	70
Figura 5.30 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 525 kV – Distribuição Lognormal	70
Figura 5.31 - Tempo de Reparo Longo – Linhas de 525 kV – Distribuição Exponencial	70
Figura 5.32 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 230 kV – Distribuição Weibull	73
Figura 5.33 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 230 kV – Distribuição Lognormal	73
Figura 5.34 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 230 kV – Distribuição Exponencial	73
Figura 5.35 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 525 kV – Distribuição Weibull	76
Figura 5.36 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 525 kV – Distribuição Lognormal	76
Figura 5.37 - Tempo de Reparo Longo – Transformadores de 525 kV – Distribuição Exponencial	76
Figura 6.1 - Histograma das Penalidades Linha LT 230 A	89
Figura 6.2 - Histograma das Penalidades Transformador TF 230 K.....	89
Figura 6.3 - Histograma das Penalidades Linha LT 525 I.....	90
Figura 6.4 - Histograma das Penalidades Transformador TF 525 L.....	90
Figura 6.5 - Histograma Global das Penalidades com ajuste para Lognormal	92

Figura 6.6 - Aderência da curva Lognormal ao Histograma Global.....	92
Figura 6.7 - Funções Densidade de Probabilidade e Distribuição Cumulativa.....	93
Figura 6.8 - Histograma das penalidades considerando a frequência das falhas	97
Figura 6.9 - Sensibilidade das penalidades considerando a frequência das falhas.....	98
Figura 6.10 - Sensibilidade ao Fator de Penalidade para falhas (Kf).....	99
Figura 6.11 - Histograma das penalidades com paradas programadas.....	100
Figura 6.12 - Sensibilidade a penalidade por frequência considerando as paradas programadas.....	103
Figura 6.13 - Sensibilidade à variação da relação Kf/Kp.....	104

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1 - Valores de c_2	33
Tabela 5.1 - Resumo dos testes de aderência – Linhas de 230 kV – Tempo para falha	44
Tabela 5.2 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 230 kV – Tempo para falha	44
Tabela 5.3 - Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 230 kV – Tempo para falha	45
Tabela 5.4 - Resumo dos testes de aderência – Linhas de 525 kV – Tempo para falha	47
Tabela 5.5 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 525 kV – Tempo para falha	47
Tabela 5.6 - Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 525 kV – Tempo para falha	48
Tabela 5.7 - Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 230 kV - Tempo para falha	50
Tabela 5.8 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 230 kV - Tempo para falha	50
Tabela 5.9 - Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 230 kV – Tempo para falha	51
Tabela 5.10 -Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 525 kV - Tempo para falha	53
Tabela 5.11 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 525 kV - Tempo para falha	53
Tabela 5.12 -Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 525 kV – Tempo para falha	54
Tabela 5.13 -Resumo dos testes de aderência – Linhas de 230 kV – Tempo de Reparo Curto	56
Tabela 5.14 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 230 kV – Tempo de Reparo Curto	56
Tabela 5.15 -Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 230 kV – Tempo de Reparo Curto	57
Tabela 5.16 -Resumo dos testes de aderência – Linhas de 525 kV – Tempo de Reparo Curto	59
Tabela 5.17 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 525 kV – Tempo de Reparo Curto	59

Tabela 5.18 -Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 525 kV – Tempo de Reparo Curto	60
Tabela 5.19 -Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 230 kV - Tempo de Reparo Curto	62
Tabela 5.20 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 230 kV - Tempo de Reparo Curto	62
Tabela 5.21 -Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 230 kV – Tempo de Reparo Curto	63
Tabela 5.22 -Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 525 kV - Tempo de Reparo Curto	65
Tabela 5.23 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 525 kV - Tempo de Reparo Curto	65
Tabela 5.24 -Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 525 kV – Tempo de Reparo Curto	66
Tabela 5.25 -Resumo dos testes de aderência – Linhas de 230 kV - Tempo de Reparo Longo	68
Tabela 5.26 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 230 kV – Tempo de Reparo Longo	68
Tabela 5.27 -Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 230 kV – Tempo de Reparo Longo	69
Tabela 5.28 -Resumo dos testes de aderência – Linhas de 525 kV - Tempo de Reparo Longo	71
Tabela 5.29 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Linhas de 525 kV – Tempo de Reparo Longo	71
Tabela 5.30 -Teste de aderência Qui-quadrado – Linhas de 525 kV – Tempo de Reparo Longo	72
Tabela 5.31 -Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 230 kV - Tempo de Reparo Longo	74
Tabela 5.32 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 230 kV - Tempo de Reparo Longo	74
Tabela 5.33 -Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 230 kV – Tempo de Reparo Longo	75
Tabela 5.34 -Resumo dos testes de aderência – Transformadores de 525 kV - Tempo de Reparo Longo	77
Tabela 5.35 -Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov – Transformadores de 525 kV - Tempo de Reparo Longo	77
Tabela 5.36 -Teste de aderência Qui-quadrado – Transformadores de 525 kV – Tempo de Reparo Longo	78
Tabela 5.37 -Distribuições por grupo e variável.....	79

Tabela 5.38 -Parâmetros e dados de entrada para a simulação Monte Carlo	80
Tabela 6.1 - Penalidades percentuais individuais – Caso base	91
Tabela 6.2 - Penalidades individuais incluindo penalidades por frequência	96
Tabela 6.3 - Sensibilidade das penalidades considerando a frequência das falhas.....	98
Tabela 6.4 - Sensibilidade ao Fator de penalidade para falhas Kf.....	99
Tabela 6.5 - Penalidades individuais considerando as paradas programadas.....	101
Tabela 6.6 - Sensibilidade a penalidades por frequência considerando as paradas programadas.....	102
Tabela 6.7 - Sensibilidade à relação entre os fatores de penalidade para paradas forçadas e programadas Kf/Kp	104

CAPÍTULO 1

Introdução

1.1 - Considerações Gerais

Em termos gerais, o conceito de risco está associado à ocorrência de situações indesejáveis. Dependendo do impacto causado por tais ocorrências é necessária a adoção de medidas no sentido de evitá-las, ou quando não possível, pelo menos minimizar seus efeitos.

No caso dos sistemas de transmissão, a indisponibilidade de seus componentes pode ter conseqüências danosas para a sociedade tais como blecautes, cortes de carga localizados ou incremento do custo de operação.

Dado que o livre acesso e a confiabilidade da transmissão constituem-se em requisitos indispensáveis para que os geradores mais eficientes possam acessar seus consumidores e estes, obterem preços mais baixos, é desejável que os componentes dos sistemas de transmissão estejam operando adequadamente a maior parte do tempo possível. Nesse contexto, a disponibilidade da função transmissão deve ser maximizada. Por outro lado, dado que o serviço de transmissão tem sido considerado como uma atividade de monopólio, o mesmo deve ser regulado.

Assim, a maximização da disponibilidade do sistema é buscada via regulação, através da introdução de sinais técnicos e econômicos na gestão dos negócios da transmissão. Os referidos sinais implicam redução da receita das empresas de transmissão, em decorrência da indisponibilidade dos componentes de seus sistemas.

Sendo que parte significativa de tais indisponibilidades são devidas às falhas que ocorrem nos componentes e, considerando que estas falhas são de natureza aleatória, temos que a receita das empresas de transmissão passa a ser dependente desta aleatoriedade.

A aleatoriedade da receita representa uma situação indesejável para as empresas de transmissão e medidas adequadas de controle só podem ser convenientemente implementadas, se o nível do risco associado puder ser convenientemente avaliado, o que pode ser realizado por meio de uma análise probabilística.

Dadas as características do problema, a técnica de simulação Monte Carlo tem atributos que possibilitam uma precisa avaliação do risco. Baseado nesta técnica, este trabalho apresenta uma metodologia para avaliação e gerenciamento desse risco.

1.2 - Estrutura do Trabalho

Este trabalho é composto por sete capítulos, os quais são descritos em linhas gerais a seguir.

No presente capítulo fazemos algumas considerações acerca do tratamento do risco de empresas de transmissão em ambiente desregulamentado.

No Capítulo 2 é identificada a origem do risco das empresas de transmissão, concluindo-se pela necessidade de se contar com modelos que permitam quantificar e gerenciar esse risco.

O Capítulo 3 enfoca a construção de um modelo para gerenciamento do risco das empresas de transmissão a partir do tratamento estatístico dos dados de indisponibilidade de seus ativos. Será demonstrado que a técnica mais conveniente para o tratamento do problema é a simulação Monte Carlo Seqüencial (SMCS).

No Capítulo 4 são identificados os dados necessários à aplicação do modelo, bem como o tratamento estatístico necessário.

No Capítulo 5, a partir do histórico de operação do sistema, descreve-se o tratamento estatístico realizado sobre os dados de entrada no modelo.

No Capítulo 6 segue-se a apresentação dos resultados obtidos através da aplicação do modelo.

Finalmente, no Capítulo 7 apresentamos uma avaliação sobre a performance do modelo, juntamente com as conclusões finais.

CAPÍTULO 2

Origens do risco das empresas de transmissão

2.1 - Antecedentes [25]

O sistema elétrico brasileiro modificou-se drasticamente no decorrer das últimas décadas e seu crescimento foi propiciado por investimentos significativos do Estado. No entanto, o ciclo virtuoso que caracterizou seu desenvolvimento esgotou-se após a crise do petróleo em meados da década de 70. Nesta época, iniciou-se um período de forte elevação nos custos setoriais coincidindo com a redução das oportunidades de melhoria de eficiência, pois os principais mercados já haviam sido interconectados.

Desde então muito se pensou em como resolver os problemas do setor e no início da última década o debate tomou novos rumos, desta vez orientado pelas mudanças na economia brasileira e pelas reformas em curso no setor elétrico de outros países. A concorrência, a desverticalização e a privatização entraram na agenda da reforma do setor elétrico brasileiro.

A reorganização institucional do setor elétrico iniciou em 1993 com a Lei nº 8.631 que extinguiu, não só a tarifa baseada em remuneração pré-fixada e garantida do investimento pelo seu custo histórico monetariamente corrigido, como a equalização tarifária de 1974. Ficou estabelecido o princípio do serviço pelo preço, a ser determinado pelo órgão regulador, sem ainda esclarecer a fórmula de fixação correspondente.

Ainda em 1993, foi instituído por decreto federal o Sistema Nacional de Transmissão de Energia Elétrica - SINTREL, com a finalidade de permitir aos produtores independentes, acesso aos mercados controlados pelas concessionárias federais.

Em 1995 foi aprovada a Lei 9.074 que criou condições legais para que os grandes consumidores de energia elétrica possam eleger livremente o seu gerador, introduzindo a concorrência no suprimento de eletricidade. Outra inovação importante foi a definição do produtor independente. Mais recentemente, em novembro de 1997, foi criada a Agência Nacional de Energia Elétrica - ANEEL, com as atribuições de poder

concedente e de órgão regulador do novo mercado de energia elétrica.

Neste meio tempo consolidou-se a idéia de trazer a experiência internacional adquirida em outras privatizações e reestruturações para apoiar a reforma em curso. Nesse sentido, foi contratado consórcio liderado pela Coopers & Lybrand, para em conjunto com um grupo selecionado de técnicos do setor elétrico brasileiro elaborar uma proposta, a qual vem servindo de base para a paulatina reorganização do setor elétrico brasileiro.

2.1.1 - A estrutura atual do Setor Elétrico brasileiro [25]

A partir da reestruturação, as relações entre o poder concedente e demais órgãos de governo passaram a ser mediadas pela ANEEL, o novo órgão regulador, e paulatinamente está ocorrendo a desverticalização, pelo menos contábil, das concessionárias verticalmente integradas, alguma desconcentração horizontal na geração e a introdução da concorrência na geração e na comercialização de energia elétrica.

Para viabilizar a concorrência nas duas pontas da cadeia de produção de eletricidade (geração e distribuição), foi criado um organismo independente que tem a responsabilidade de governar a operação do sistema elétrico e introduziu-se um regime tarifário para a transmissão. O Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS), organismo colegiado dos participantes do mercado elétrico, deve garantir condições equitativas de acesso às redes dos sistemas elétricos interconectados para geradores, grandes consumidores e comercializadores de energia elétrica.

Para operar a concorrência entre os geradores, criou-se o Mercado Atacadista de Energia (MAE). O preço *spot* do mercado é determinado por um modelo de otimização, que minimiza o custo de produção do parque hidrotérmico.

As empresas de transmissão firmam contratos de prestação de serviços de transmissão com o ONS, delegando-lhe o direito de comercializar o uso da rede; em contrapartida, têm garantido o ressarcimento de seus custos e seus investimentos remunerados.

Os usuários do sistema (geradores, distribuidores e grandes consumidores) arcam com os investimentos necessários para conectar-se à rede e pagam ao ONS uma

tarifa pelo uso do sistema. Esta tarifa é fixada de forma a cobrir o conjunto dos contratos do ONS com as empresas de transmissão mais os custos da operação do sistema.

Ao contrário dos geradores e comercializadores que têm liberdade para estabelecer seu preço no ambiente competitivo, a renda da transmissão é estabelecida pelo órgão regulador como uma “receita definida” pelo “aluguel” de seus ativos, em um ambiente completamente regulado. Na realidade, esta receita é variável pois é dependente da disponibilidade verificada dos ativos.

2.1.2 - As origens da Regulação de Mercados [3]

A regulação de atividades econômicas é tão antiga quanto a existência de sociedades organizadas em Estados. Desde as antigas civilizações de Babilônia, Egito e China até os dias de hoje, parte significativa das normas e leis de cada sociedade visa ordenar a atividade econômica de modo a garantir a prosperidade geral ou o bem comum. Na verdade, não existe mercado funcionando sem alguma base de leis, normas e convenções sociais, que lhe dão sua forma específica e até seu conteúdo.

Os setores onde, em geral, observa-se regulação têm em comum, no todo ou em parte, algumas características importantes: seus produtos são considerados básicos para a vida econômica e social; as transações afetam terceiros ou a própria coletividade; dentro do próprio setor podem existir economias de escala e escopo (“monopólios naturais”), bem como complementaridades que favoreçam a coordenação sobre a competição; tendem a necessitar investimentos importantes, com longos prazos de maturação; e esses investimentos são específicos ao setor, com irreversibilidades (*stranded costs*).

Estas características implicam na necessidade de alguma forma de intervenção pública. A forma tomada por essa intervenção tem variado com as sociedades. Na França, a tradição centralizadora levou à noção de *service public*, ao qual todo cidadão tem direito e que deve ser fornecido pelo Estado para garantir o bem comum. Na Grã-Bretanha, e mais ainda nos Estados Unidos, a desconfiança para com o Poder Central levou a um conceito distinto: o de serviços de utilidade pública, ou *public utilities*. Estes serviços podem ser delegados a empresas privadas, mas a coletividade não renuncia a regulamentá-los e fiscalizá-los, também para garantir o bem comum. Em ambos os mo-

delos, há o pressuposto de que, para esses serviços, os mecanismos de mercado não possibilitam por si sós resultados aceitáveis econômica, social ou politicamente. Nos demais países, a intervenção aproximou-se mais de um ou de outro modelo, freqüentemente adotando-se formas híbridas ou variantes.

Vale observar que, historicamente, nem sempre a regulação de um serviço foi iniciada por pressão dos cidadãos e consumidores em geral. Enquanto, em geral, a regulação ou estatização de serviços propunha-se a coibir abusos de monopólios sobre a coletividade, em alguns casos havia preocupação adicional com a estabilidade de um serviço essencial, que poderia estar ameaçada, caso os mecanismos de mercado fossem deixados sem controle específico.

Até os anos 50, quase toda a literatura produzida sobre a regulação era de natureza jurídica ou política. Marco importante para a mudança de atitude dos economistas foram os trabalhos de Allais, Boîteux e outros na Electricité de France, após a Segunda Guerra Mundial. Esses trabalhos buscaram dar base firme, dentro do quadro neoclássico, ao conceito de “monopólio natural” e deduzir regras tarifárias para um monopólio público de modo a buscar um ótimo social. Esta regra de tarifação, dita “ao custo marginal”, visava aproximar o resultado teórico de um mercado competitivo no quadro de um monopólio controlado pelo poder público.

Porém, apesar dos resultados da “escola EDF”, a maior parte dos serviços regulados continuou a ser tarifada segundo as regras tradicionais (“custo de serviço” ou “taxa de retorno fixa”).

Mais recentemente, a ascensão do pensamento neoliberal ao poder passou a questionar a eficácia da intervenção estatal, em qualquer setor que fosse. Por outro lado, a “teoria dos mercados contestáveis¹” trazia apoio a esta posição, ao mostrar que em determinadas condições um monopólio podia ter comportamento aproximadamente competitivo, pela ameaça de entrada de novas firmas. A tarefa era, assim, identificar quando os serviços de utilidade pública poderiam enquadrar-se como mercados contestáveis.

¹ Teoria apresentada por Baumol, em 1982, pela qual, sempre que existam condições para a entrada de novos agentes competidores em um determinado mercado monopolista, este mercado é dito “contestável” estando, portanto, sua posição de monopólio ameaçada.

Para tal, o trabalho que se impunha era o de desmembrá-los, mantendo reguladas as partes que permaneceriam como monopólios naturais não contestáveis e retirando o controle sobre as demais. Esta lógica embasou a maioria das políticas seguidas por muitos governos, a partir da segunda metade dos anos oitenta.

2.1.3 - Justificativas para a regulação [3]

A justificativa econômica tradicional para a regulação é a de “falhas de mercado” as quais estão relacionadas com informação imperfeita, indivisibilidades, externalidades, comportamento colusivo ou não otimizante dos agentes, e outras violações das hipóteses neoclássicas para o equilíbrio geral competitivo. Para o setor energético, a falha de mercado mais comumente apresentada é a existência de economias de escala e escopo que configuram um monopólio natural. Se um determinado bem ou serviço (não facilmente substituível) pode ser fornecido por uma única firma para um mercado a menor custo que duas ou mais, com as tecnologias disponíveis, diz-se que este setor apresenta características de monopólio natural.

Se existem barreiras à entrada (por exemplo alto volume de investimento necessário), na ausência de regulação o monopolista cobrará um preço maior que o que seria de se esperar caso o mercado funcionasse corretamente, de modo a maximizar seu lucro; a produção é menor, reduzindo o acesso dos consumidores ao bem ou serviço. Em consequência, perde a sociedade como um todo, além de piorar a distribuição de renda. Desta maneira, a regulação é necessária para preservar o bem-estar social.

Vale lembrar que, além do aspecto econômico, outras dimensões são inseparáveis da regulação. Desta forma, alguns princípios e objetivos básicos são levados em consideração:

- **princípio da eficiência** - estimular o melhor emprego possível dos recursos econômicos da sociedade, sinalizando aos consumidores a direção do mínimo custo e promovendo o uso racional da energia.
- **princípio da equidade** - garantir uma certa igualdade de tratamento para os diversos consumidores que utilizam o sistema elétrico de forma semelhante.

- ***princípio da justiça***- promover a justiça social, o que freqüentemente conduz a tarifas subsidiadas para consumidores de baixa renda.
- ***princípio do equilíbrio financeiro*** - manter o equilíbrio econômico-financeiro das empresas concessionárias, produzindo receitas capazes de cobrir os custos, permitir uma rentabilidade razoável para o capital investido e garantir a expansão do sistema elétrico.
- ***princípio da simplicidade*** – regras devem ser as mais simples possíveis, de modo a serem bem compreendidas pelos usuários do sistema.
- ***princípio da continuidade*** – regras devem ser estabelecidas de forma a conservar sua estrutura durante um tempo razoável, evitando grandes flutuações em períodos curtos.

2.1.4 - Tipos de regulação [3]

a) Via tarifas:

- **Tarifa a custo do serviço**

Essa tarifa é definida com base no custo do serviço prestado e basicamente reflete os princípios de equilíbrio financeiro e simplicidade. É composta de três parcelas básicas: os custos de exploração (operação e manutenção), os custos de conservação dos ativos e a rentabilidade do capital.

Esta modalidade apresenta como principal componente, os custos de capital que são função direta do capital imobilizado e da taxa de rentabilidade. A determinação do valor do capital imobilizado é a etapa mais importante e controvertida no processo.

- **Tarifa pelo passivo**

Esta tarifa baseia-se no balanço de resultados da empresa concessionária, considerando um custo composto pelas parcelas: custo de operação, custos administrativos, custos financeiros, custo para pagamento de dividendos aos acionistas e pagamento de "royalties" quando houver. O nível desta tarifa é definido em conformidade com o valor

médio obtido, considerando estas parcelas (Este tipo de tarifa é utilizado pela Itaipu Binacional).

- **Tarifa pelo Preço**

A tarifa pelo preço é entendida como a tarifa estabelecida em função do preço apresentado na proposta vencedora de uma licitação para outorga da concessão do serviço, preservadas as regras de reajustes estabelecidas em edital de licitação ou em contrato de concessão, conforme definido em lei. Não está, portanto, subordinada a taxas de rentabilidade ou quaisquer outros critérios desta natureza.

- **Tarifa ao Custo Marginal**

Esta tarifa se baseia nos fundamentos da microeconomia e atende basicamente o princípio da eficiência. O consumidor é tarifado em função da variação do custo total para um incremento marginal na demanda. Se o custo total inclui apenas o custo operacional a tarifa é baseada no Custo Marginal de Curto prazo (CmaCP). Se o custo total inclui além do custo operacional o custo dos investimentos presentes e futuros a tarifa é baseada no Custo Marginal de Longo Prazo (CmaLP).

- **Tarifa Integrada**

Esta tarifa é uma combinação da tarifa pelo custo do serviço com a tarifa a custos marginais. Neste caso, os custos marginais são utilizados para estabelecer a estrutura ou relatividade dos custos enquanto que o custo do serviço estabelece o nível ou patamar total da tarifa. Este tipo de tarifa tenta atender o princípio da eficiência através da utilização da estrutura marginalista e o princípio do equilíbrio financeiro, através da definição do nível pelo custo do serviço.

b) Via regulação incentivada:

Para que o agente regulador possa desempenhar seu papel com eficiência e justiça, ele requer um bom conhecimento do mercado. Porém, neste caso, além de necessitar ter acesso a um grande volume de informações e ter de tratá-los adequadamente o regulador enfrenta um outro problema de difícil solução. As empresas reguladas sem-

pre detêm mais informações de seu negócio e do mercado que o órgão regulador (“assimetria de informações”) e em geral não têm maior interesse em favorecer o trabalho daquele.

A questão essencial é: sabendo que a empresa conhece mais que o regulador, suas próprias condições de operação e planejamento, que mecanismo é possível desenhar para levar a empresa a um comportamento desejado, os quais requeiram menos informação para o regulador do que os esquemas de custo do serviço e custo marginal?

O conjunto de soluções apresentadas a esta questão é conhecido como “regulação com incentivos” e podem ser divididos em três vertentes: regulação do preço ou da receita, regulação por padrão de comparação e regulação da qualidade.

- **Regulação do preço ou da receita**

O modelo básico da regulação do preço (*price cap*) ou da receita (*revenue cap*) é o seguinte: O contrato de concessão fixa o preço ou a receita e uma fórmula para reajustes periódicos (geralmente anuais) durante o período de concessão, a qual incorpora a inflação e um termo exprimindo metas plurianuais de ganho de produtividade, fixadas pelo regulador, mais eventualmente um termo representando choques específicos à indústria, não levados em conta pelo índice de inflação. Por este motivo, este esquema é também conhecido pelo nome “IPC - X + Y”.

A idéia central é que, dado o preço contratado e as metas de produtividade fixadas para os próximos anos, qualquer redução real de custos mais acentuada que as metas poderá ser apropriada pela concessionária. Esta terá pois incentivos a reduzir custos.

Porém, no afã unilateral de reduzir custos, há em geral prejuízo na qualidade do bem ou serviço. Isto exige que níveis de qualidade sejam bem definidos e monitorados, ou que a regulação do preço seja combinada com outros esquemas, visando a regulação da qualidade.

- **Regulação por padrão de comparação**

Outro esquema regulatório que pretende incentivar a redução de custos e preços é a “regulação por padrão de comparação” (*yardstick regulation*) ou “competição por padrões” (*yardstick competition*). Nesta, o regulador tem acesso aos dados anuais das diversas concessionárias, e fixa preços e padrões de desempenho para o ano seguinte baseado nas empresas mais eficientes, com uma certa tolerância.

Este esquema supõe que não haja colusão entre as empresas, e que suas estruturas de custos sejam semelhantes. Admitindo-se a primeira hipótese (o que supõe medidas eficazes contra colusão), cabe notar que a segunda é frequentemente violada na prática. Em alguns casos, a complexidade e o custo do procedimento podem ser elevados e os resultados levarem a conflitos.

- **Regulação da qualidade**

Sob o nome de “regulação da qualidade” encontram-se esquemas que buscam garantir a qualidade dos bens ou serviços (expressa em indicadores observáveis pelo regulador) através de incentivos. Isto pode ser encontrado em associação com regulação do preço ou da receita (*price cap* ou *revenue cap* incentivado), para contrabalançar o viés potencial desta última contra a qualidade. A idéia desta família de esquemas é compensar impactos negativos da regulação do preço sobre a qualidade.

Este é o modelo básico que está sendo proposto pela ANEEL para as empresas de transmissão no Brasil.

2.1.5 - Regulação das Empresas de transmissão no Brasil

O modelo adotado para a regulação das empresas de transmissão no Brasil, pode ser enquadrado como sendo o “*revenue cap* incentivado” já que estabelece uma remuneração básica anual em retribuição aos serviços de transmissão prestados, a qual é reajustada anualmente e cujo índice de reajuste é definido pelo órgão regulador, a ANEEL.

Por outro lado, afirmamos que é incentivada pois na fórmula de remuneração consta uma parcela variável que representa uma redução da receita, proporcional à indisponibilidade verificada dos ativos de transmissão.

Desta forma, quanto menor a indisponibilidade dos ativos da empresa, tanto menor será esta parcela variável (dedução da receita assegurada), “incentivando” a empresa a buscar a maior disponibilidade possível.

No caso do Brasil, a fórmula de remuneração utilizada pela ANEEL nas últimas licitações, tem a seguinte forma:

Receita = PB - PV, e:

$$PV = \frac{PB}{24D} K_p \left(\sum_{i=1}^{NP} DDP_i \right) + \frac{PB}{24D} \left(\sum_{i=1}^{NO} K_o DOD_i \right)$$

onde:

PB = Pagamento base mensal da instalação;

PV = Parcela variável da receita;

DDP = Duração, em horas, de cada DESLIGAMENTO PROGRAMADO que ocorra durante o mês;

DOD = Duração, em horas, de cada um dos OUTROS DESLIGAMENTOS que ocorram durante o mês;

K_p = Fator de DESLIGAMENTOS PROGRAMADOS = K_o/15;

K_o = Fator para OUTROS DESLIGAMENTOS de até cinco horas após o primeiro minuto (o fator será reduzido para K_o/15, após a quinta hora);

NP = Número de DESLIGAMENTOS PROGRAMADOS da instalação ao longo do mês;

NO = Número de OUTROS DESLIGAMENTOS da instalação ao longo do mês;

D = Número de dias do mês

Com relação às novas instalações, a remuneração está sendo definida através de licitações pelas quais vence quem ofertar o menor preço a ser cobrado pela disponibilização, operação e manutenção das instalações. Este preço é um teto anual (*revenue cap*), reajustado anualmente pelo índice geral de preços e sobre este, incidem as mesmas penalidades já referidas acima.

2.2 - A importância dos Modelos para gerenciar o risco das empresas de transmissão

Para assegurar a qualidade do serviço prestado e tendo em conta que o “produto” das empresas de transmissão é a disponibilidade de seus ativos, o órgão regulador “incentiva” a prestadora de serviços a maximizar a disponibilidade de seus ativos através de penalidades proporcionais à ausência de disponibilidade (indisponibilidade) dos mesmos.

Por sua vez, essas indisponibilidades podem ser de duas naturezas: as voluntárias ou programadas (manutenções, conveniência operativa, manobras, e outras) e as forçadas ou não programadas (falhas).

Sabe-se que, de uma maneira geral, as empresas conseguem ter um bom controle sobre as indisponibilidades programadas (DDP_i), já que intrinsecamente, pela sua própria natureza são previsíveis e porque podem ser empregadas várias técnicas para minimizar as indisponibilidades dos ativos do sistema de transmissão, como as intervenções em linha viva, entre outras.

Porém, quanto se trata das indisponibilidades não programadas (DOD_i), estas ocorrem de maneira aleatória e dependem fundamentalmente da concepção inicial do projeto e do meio ambiente onde os equipamentos estão inseridos.

As indisponibilidades futuras podem ser estimadas com base no histórico de operação de cada ativo do sistema. Assim, para determinado período de operação, anual por exemplo, ao se dispor da taxa de falha média λ (falhas/ano) e a taxa de reparo média μ (reparos/ano) de cada ativo, a indisponibilidade média anual esperada $E(IND)_i$ pode ser encontrada através da expressão [1]:

$$E(IND)_i = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \quad (2.1)$$

A penalidade anual esperada por ativo do sistema $E(Pf)_i$ poderá então ser facilmente encontrada:

$$E(Pf)_i = E(IND)_i K_{O_i} P_{B_i} \text{ (R\$/ano)} \quad (2.2)$$

Onde Ko_i e PB_i correspondem, respectivamente, ao fator de penalidade para as indisponibilidades não programadas, e a remuneração anual assegurada do ativo i .

Dado que a indisponibilidade anual é uma variável aleatória, a penalidade anual também o será. Apesar do conhecimento da penalidade esperada ser uma valiosa informação, ela mostra apenas um aspecto do gerenciamento do risco. Isto se deve ao fato de que este conhecimento, por si só, não nos dá nenhuma idéia de como é o espectro de variação da penalidade. Portanto, as seguintes questões são pertinentes:

- as penalidades de cada ativo variam sempre dentro de uma estreita faixa ou podem assumir magnitudes intoleráveis para o detentor do ativo?

- como será o efeito combinado das penalidades dos vários ativos?

- a empresa está disposta a correr o risco de ter penalidades de tais magnitudes (no caso das elevadas)?

- seria interessante diluir este risco através da contratação de cobertura de seguro? Nesta hipótese, quanto seria justo pagar à empresa seguradora?

Nos próximos capítulos apresentamos uma “metodologia para gerenciamento do risco” que contribui para a resposta dessas questões.

CAPÍTULO 3

Um modelo para gerenciamento do risco de empresas de transmissão

3.1 - Introdução

Vimos que para a avaliação do comportamento das penalidades precisamos ter informações acerca do comportamento operacional do conjunto de ativos que compõem o sistema de transmissão.

A forma usual para mostrar esse comportamento ao longo do tempo é a representação do sistema através de modelos estocásticos de desempenho aos quais se possa informar as probabilidades de transição entre os diversos estados de operação, bem como os tempos de permanência esperados em cada estado. Tais modelos são denominados “modelos de Markov” [1].

3.2 - Representação da operação do sistema

Os sistemas de transmissão são compostos por linhas, transformadores e vários outros equipamentos. Nossa abordagem propõe um modelo no qual tanto as linhas de transmissão quanto os transformadores são visualizados como “subsistemas” compostos por vários itens. Os Referidos subsistemas, por conterem equipamentos ou peças sujeitas a deterioração natural, podem sofrer falhas também devido a este processo de deterioração, além das falhas aleatórias comuns a qualquer sistema.

O processo de deterioração é contínuo, porém, para efeitos do modelo, quatro estados são suficientes para descrevê-lo: (a) Novo, (b) Deterioração menor, (c) Deterioração significativa, e (d) Falha [11].

Desta forma, se o sistema não sofre manutenções preventivas ao longo de sua vida, irá deteriorar-se nos três estágios citados acima (para um modelo geral “k” estágios de deterioração são considerados) e eventualmente falhará.

A qualquer tempo, podem ser levadas a efeito as manutenções preventivas, o que retornará o sistema ao estado (a) “Como Novo”.

Por outro lado, se quando da ocorrência de falha for necessária a intervenção da equipe de manutenção, dizemos que o sistema sofreu uma manutenção corretiva. Em nosso modelo, é assumido que tal manutenção retornará o sistema ao seu estado anterior de deterioração [11].

O sistema pode retornar à operação sem a necessidade de intervenção da equipe de manutenção, pela atuação de religamento manual ou por esquemas especiais de religamento. Neste caso, o retorno dá-se para o mesmo estado de deterioração em que se encontrava por ocasião da falha. Todas essas premissas foram incorporadas no “Espaço de Estados”, visto na Figura 3.1.

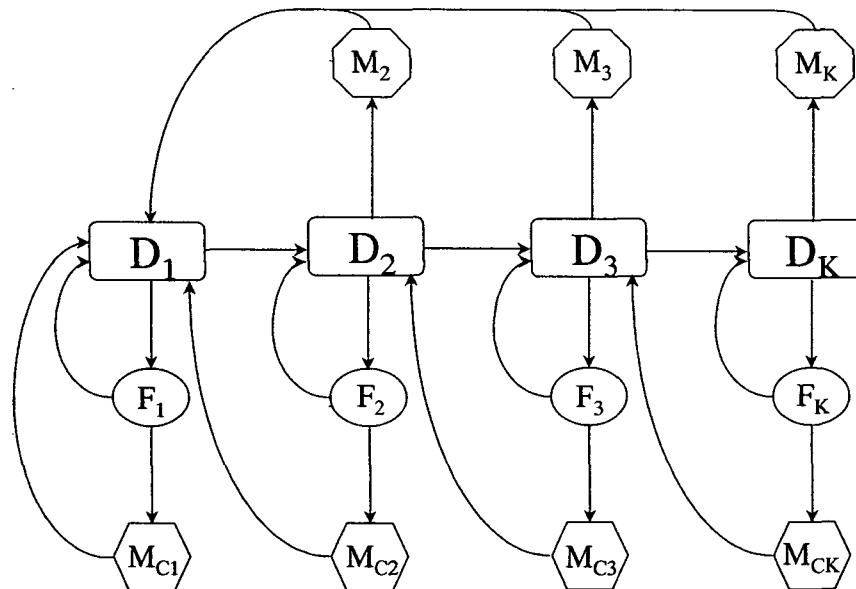


Figura 3.1 – Modelo de Markov com falhas aleatórias, por deterioração e manutenções (Corretivas e Preventivas)

O estado D_1 refere-se à condição “Novo” ou “Como Novo”, enquanto os estados D_2 a D_k representam os estados de deterioração. Os estados F_1 a F_k são estados de falha os quais acontecem ou de forma aleatória ou devido ao processo de deterioração podendo ocorrer a partir de qualquer estágio de deterioração. Os estados M_2 a M_k representam as manutenções preventivas ao passo que os estados M_{C1} a M_{Ck} referem-se às manutenções corretivas.

Para os propósitos de nosso enfoque, já que não nos interessa diferenciar a partir de qual estágio de deterioração ocorreu a indisponibilidade, reduziremos os diversos estados de deterioração a um único estado denominado “Op” (significando “Operando” ou “Em Operação”). Da mesma forma, denominaremos todos os estados de falha como “F”, porém, dependendo da forma de retorno, com ou sem a intervenção da equipe de manutenção, diferenciaremos como “F_C” (“Falha Curta”) ou “F_L” (“Falha Longa”).

O interesse nesta diferenciação deve-se ao fato de que as falhas curtas terem um comportamento peculiar e bem distinto em relação às falhas longas, ocorrendo com uma frequência significativamente maior em relação às aquelas, porém com durações bem menores. Esta diferenciação possibilita uma sensibilidade de tratamento adequada em relação a este primeiro segmento (falhas curtas).

Desta forma, o modelo da figura 3.1 reduz-se ao da figura 3.2 e assume as seguintes características:

1. O sistema é sujeito a dois tipos de falha, chamadas de Curta e Longa;
2. O sistema é reparável e os parâmetros para taxa de reparo dependem do tipo de falha (Curta ou Longa), as quais são autoidentificáveis;
3. Periodicamente, o sistema é retirado de operação para Manutenções Preventivas, após o que retorna ao estado normal de operação.

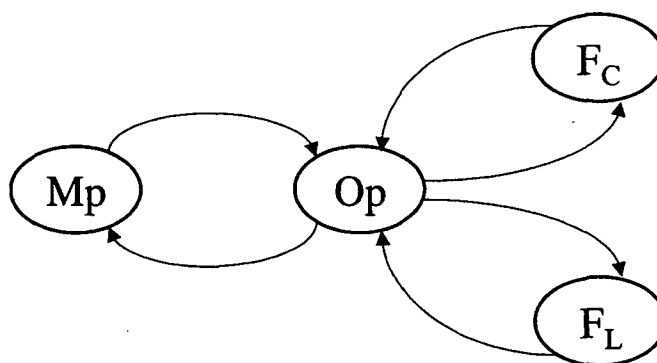


Figura 3.2 – Modelo de Markov reduzido

3.3 - Avaliação analítica da disponibilidade dos componentes

O conjunto de todos os possíveis estados de um equipamento pode ser denotado por “X”. Para cada estado “x” do sistema pode-se calcular sua probabilidade de ocorrência $P(x)$ a partir das probabilidades de ocorrência de estados de cada componente $P(x_i)$.

A avaliação de desempenho de cada estado “x” é feita através de funções teste $F(x)$. Como “x” é um vetor aleatório, $F(x)$ também será aleatório e seu valor esperado é dado por:

$$E(F) = \sum(F(x) \cdot P(x)) \quad (3.1)$$

Para o índice de indisponibilidade pode-se definir uma função $F(x)$ tal que:

$F(x) = 1$, se “x” é um estado de falha (o equipamento não está operando)

$F(x) = 0$, se “x” é um estado de sucesso (o equipamento está operando)

A avaliação analítica da disponibilidade dos componentes do sistema parte do conhecimento das respectivas taxas de falha e de reparo e calcula o valor esperado de permanência em cada estado (Up ou Down) e a partir daí os índices de disponibilidade e indisponibilidade.

Com este último índice e tendo em conta a remuneração básica do componente em análise, pode-se avaliar o valor esperado da redução de receita, individualmente.

Porém, como vimos anteriormente, há outras questões importantes a equacionar. Primeiramente interessa saber como esses valores variam em torno do valor esperado. Qual a variância dos mesmos, ou seja, qual é a probabilidade de ocorrência de cada valor de penalidade.

Para resolver esta questão de forma analítica há que assumir-se uma forma para a função distribuição de probabilidades (fdp). A premissa pode ser de que a mesma tem a forma exponencial e, portanto, taxas de falha e de reparo constantes ao longo do tempo. Porém, nada impede que outras distribuições possam ser adotadas (por exemplo Weibull ou Log-Normal).

A premissa de fdp exponencial encontra respaldo na literatura técnica [10] e a respectiva distribuição dos tempos de reparo, em função do tempo (t) tem a forma:

$$Tdn(t) = \mu e^{-\mu t} \quad \text{para } t \geq 0 \text{ e } \mu = \text{Taxa de reparo (reparos/hora)} \quad (3.2)$$

Por outro lado, como estamos em busca da redução de receita anual, precisamos avaliar o tempo total anual indisponível e desta forma necessitamos saber também qual a distribuição dos tempos de operação, o que será dado por outra variável aleatória, agora em função da taxa de falhas λ :

$$Tup(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad \text{para } t \geq 0 \text{ e } \lambda = \text{Taxa de falha (falhas/ano)} \quad (3.3)$$

Portanto, a redução de receita anual de cada ativo, é obtida pela combinação de duas variáveis aleatórias, tempo de operação e tempo de recomposição das falhas, sendo então, também uma variável aleatória.

Porém, interessa saber principalmente como será o efeito combinado de todos os ativos sujeitos a redução de receita, o que é dado pelo somatório dos efeitos individuais. Assim, definindo-se a redução de receita do ativo i como Ri , a redução total RT é dada pela expressão:

$$RT = \Sigma Ri \quad (3.4)$$

Observamos que ΣRi corresponde a uma soma de variáveis aleatórias. Analiticamente, a função distribuição de probabilidades resultante da soma de variáveis aleatórias é dada pela Convolução das funções distribuições de probabilidades das variáveis. Assim, a função densidade de probabilidade da soma de duas variáveis aleatórias X e Y , isto é, $U = X+Y$, possuindo uma função de densidade conjunta $f(x,y)$ é dada por :

$$g(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, u-x) dx \quad (3.5)$$

Particularmente no caso em que X e Y são independentes, $f(x,y) = f_1(x).f_2(y)$ a equação anterior reduz-se a :

$$g(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x)f_2(u-x) dx \quad (3.6)$$

A expressão acima é a convolução de f_1 e f_2 , sendo abreviada por $f_1 * f_2$.

No caso de mais de duas variáveis, há que se fazer a convolução sucessiva até que todas sejam contempladas. Nos casos em que se tenha uma grande quantidade de variáveis, como é o nosso, é comum recorrer-se à técnica da Simulação Monte Carlo.

3.4 - Avaliação da disponibilidade dos componentes via Simulação Monte Carlo

3.4.1 - A técnica da Simulação Monte Carlo

Simulação, em seu sentido mais puro, significa representação da realidade. Nos últimos anos, as técnicas de simulação têm sido largamente utilizadas em diferentes campos como negócios, economia, social, física e ciências da engenharia. O uso de computadores digitais velozes tem aumentado sobremaneira o poder de tais técnicas.

A técnica em si é um programa computacional para modelar e simular processos que envolvem variáveis aleatórias. Os ingredientes da técnica são basicamente uma variável aleatória com sua distribuição de probabilidade e uma seqüência de números randômicos. Basicamente, tem-se um algoritmo computacional para gerar as amostras, uma fórmula ou método (função teste) para estimar a variável e um meio de armazenamento e apresentação dos resultados, que se dão em forma de um histograma, cujas magnitudes de freqüência, depois de normalizadas, são uma aproximação da função densidade de probabilidade de ocorrência da variável.

Assim, assumindo-se que a variável aleatória O tem uma função distribuição O_x e que uma amostra X_1, X_2, \dots, X_n de O é disponibilizada, a partir dessa amostra, por meio de uma função teste, é possível calcularmos uma função de distribuição empírica, $\hat{O}_x | X_1, X_2, \dots, X_n$, que é uma estimativa da real porém desconhecida função de distribuição O_x .

A figura seguinte ilustra uma simulação de Monte Carlo típica:

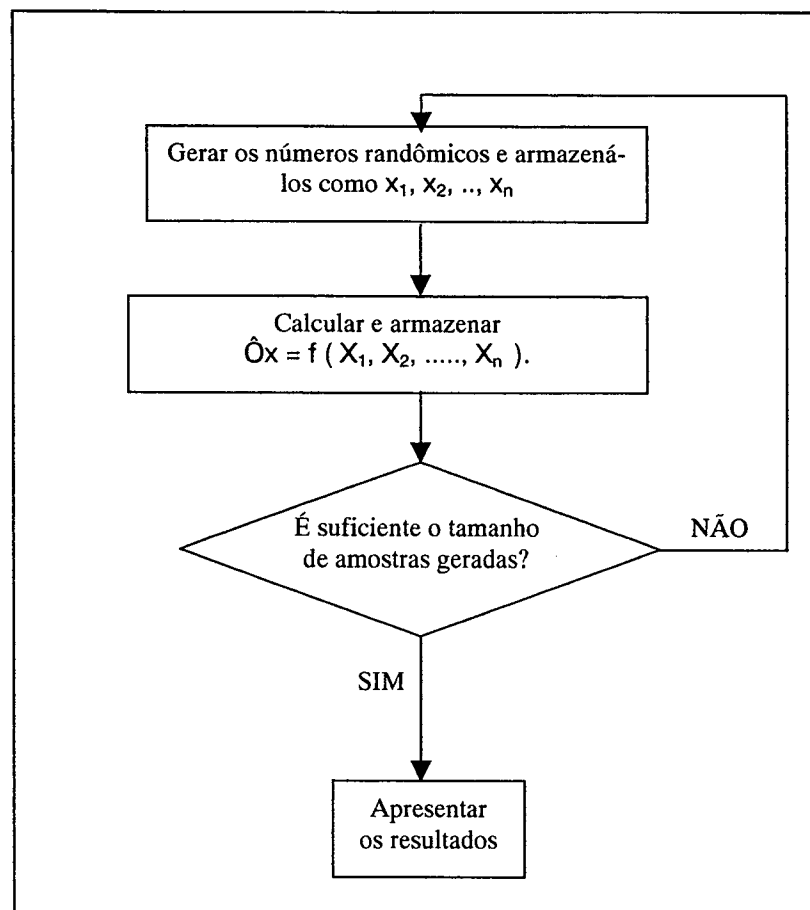


Figura 3.3 - Simulação Monte Carlo típica

Quando se trata da implementação de representações cronológicas se utiliza o recurso da Simulação Monte Carlo Sequencial (SMCS). Nesta metodologia, simula-se o processo estocástico da operação do sistema através da geração de séries (seqüências) sintéticas de estados que, por sua vez, são determinadas a partir das probabilidades de permanência de cada componente em cada estado.

Para gerar uma seqüência dos estados do sistema é necessário que se conheça o tempo de residência de cada componente em cada estado operativo. Suponhamos que nosso modelo utiliza taxas de transição constantes o que implica funções de distribuição de probabilidade exponenciais². Sendo assim, para um determinado componente i do sistema, sua respectiva função distribuição de probabilidade de falha acumulada $F(t)$ será determinada por:

² Diferentes formas de distribuição das taxas de transição são perfeitamente possíveis

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda_i t} \quad (3.7)$$

onde: λ_i é a taxa de falha do componente i .

A função de distribuição de probabilidade de o componente estar operando $R(t)$ pode ser obtida por:

$$R(t) = 1 - F(t) \quad (3.8)$$

logo,

$$R(t) = e^{-\lambda_i t} \quad (3.9)$$

Colocando t em evidência, temos:

$$t = -\frac{1}{\lambda_i} \ln R(t) \quad (3.10)$$

Desta forma, dado um valor para a probabilidade do componente estar em operação, $R(t)$, e conhecida a respectiva taxa de falha, λ_i , podemos determinar o tempo t de residência do componente neste estado. Como o valor desta probabilidade estará no intervalo de zero a um (0 a 100%) a mesma pode ser gerada aleatoriamente a partir de uma função de distribuição uniforme. Desta forma, podemos determinar o tempo de residência de um componente em seu estado de operação por:

$$t_i^{UP} = \frac{1}{\lambda_i} (-\ln U), \quad (3.11)$$

onde U é um número amostrado de uma distribuição uniforme $[0,1]$ e a expressão acima poderia ser nosso método ou fórmula (função teste) na obtenção da função distribuição de probabilidade (fdp) dos tempos de operação do sistema.

Analogamente, podemos definir o tempo de residência em que o componente permanecerá em falha pela equação:

$$t_i^{DN} = \frac{1}{\mu_i} (-\ln U) \quad (3.12)$$

onde: μ_i é a taxa de reparo do componente i .

Por meio da geração do número aleatório U e aplicando-se alternadamente as duas equações acima, pode-se determinar a seqüência de operação de cada componente num dado período.

Para distribuições das taxas de transição diferentes da Exponencial, os tempos de permanência nos estados podem ser determinados através do inverso das Funções Distribuição de Probabilidade Acumulada, conforme visto na Figura 3.4:

$$t = \text{inv}(F(t)). \quad (3.13)$$

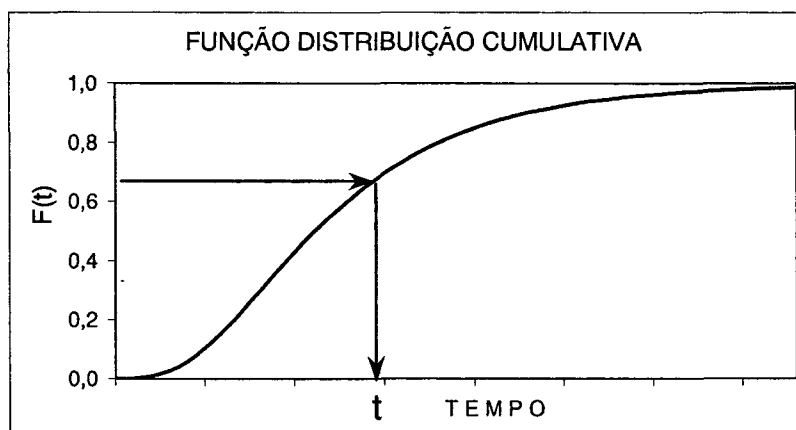


Figura 3.4 – Obtenção do tempo de permanência nos estados

Para obter o histórico da operação do sistema como um todo, é necessário agregar os históricos individuais de todos os componentes. Esta tarefa pode ser realizada pelo algoritmo listado a seguir:

Para cada componente i do sistema:

1. Inicializar o controlador de tempo ($t_i = 0$);
2. Definir o estado inicial do componente i (Up ou $Down$);
3. Gerar U e definir o tempo de residência no estado atual (T_i);

4. Se o estado atual for *Down* calcular a penalidade correspondente e adicioná-la ao acumulador de penalidade;
5. Incrementar o controlador de tempo, com o tempo de residência no estado atual ($t_i = t_i + T_i$);
6. Promover a inversão do estado atual (*UP* para *Down* e vice-versa);
7. Se o controlador de tempo ainda for menor que o valor do período ($t < 8760$ horas para o período anual), retornar ao passo 3;
8. Se o controlador de tempo for maior que o valor do período, armazenar os dados atuais (estado atual e controlador de tempo) e repetir para o próximo componente i a partir do passo 2, até não haver mais componentes;
9. Calcular a penalidade total do ano através da adição das penalidades de todos os componentes;

3.4.2 - Critério de convergência

No item anterior vimos o algoritmo para calcular a penalidade anual dos componentes do sistema. Porém, sabemos que para cada novo ano simulado teremos uma nova estimativa para as variáveis em foco (as penalidades individuais), já que as mesmas são função de variáveis aleatórias (a amostra gerada).

Então, precisamos definir objetivamente por quantos anos precisamos repetir a simulação para termos um resultado confiável. Esta definição é baseada na incerteza em torno da estimativa [21].

De forma prática, considerando que tenhamos estimado determinados valores para as penalidades anuais: O_j , $j = 1, 2, \dots, NA$, onde NA = número de anos, então a estimação de O (\hat{O}) é a média dos valores encontrados:

$$\hat{O} = \frac{1}{NA} \sum_{j=1}^{NA} O_j; \quad (3.14)$$

Por sua vez, a variância do estimador é dada por [21] e [6]:

$$V(\hat{O}) = \frac{V(T)}{NA}; \quad (3.15)$$

Onde $V(T)$ = Variância da função-teste e [21] e [6]:

$$V(T) = \frac{1}{NA-1} \sum_{j=1}^{NA} (O_j - \hat{O})^2; \quad (3.16)$$

A expressão 3.14 indica que a incerteza do estimador é inversamente proporcional ao tamanho da amostra e depende diretamente da variância da função-teste. Costuma-se representar esta incerteza pelo desvio padrão do estimador normalizado, quando então é chamado de *coeficiente de variação do estimador* β [21] e [6]:

$$\beta = \frac{\sqrt{V(\hat{O})}}{\hat{O}}. \quad (3.17)$$

Com relação ao número de anos a serem simulados para uma dada incerteza β é possível estimá-lo substituindo $V(\hat{O})$ em (3.16) pela expressão em (3.14) e reescrevendo a expressão em termos de NA:

$$NA = \frac{V(T)}{(\hat{O} * \beta)^2} \quad (3.18)$$

Observa-se que o esforço computacional, representado pelo número de anos NA, é inversamente proporcional ao quadrado da precisão desejada β . Assim, para reduzir β pela metade haverá que se quadruplicar o número de anos simulado.

Assim, para que nosso algoritmo fique completo, precisamos definir no passo 1 qual o coeficiente de variação do estimador desejado e adicionar o seguinte passo ao algoritmo:

Calcular o coeficiente de variação do estimador β e compará-lo com o valor limite estipulado em 1. Se for maior, incrementar o contador de anos e retornar ao passo 2. Se for menor ou igual, o processo convergiu. Apresentar os resultados e findar o processo.

CAPÍTULO 4

Requisito de dados para avaliação do risco de empresas de transmissão:

4.1 - Introdução

No capítulo anterior vimos que a técnica de simulação Monte Carlo tem como ingredientes básicos, variáveis aleatórias com suas distribuições de probabilidade.

Em nosso modelo, tais variáveis são o tempo de operação de cada ativo de transmissão (linhas e transformadores) e os respectivos tempos de reparo para as falhas curtas e longas. Desta forma, para cada ativo, temos três variáveis associadas, sendo requerido três funções distribuições de probabilidades.

Por outro lado, nossa fonte de dados é o histórico de operação do sistema, no qual dispomos da relação cronológica das falhas, com suas respectivas durações, entre outros dados.

De posse desta cronologia seria fácil levantarmos os tempos médios de operação e de falha, porém, como atuaríamos com relação às respectivas funções distribuição de probabilidades?

Uma forma seria arbitrar determinada distribuição. A exponencial, por exemplo, é freqüentemente utilizada em tais circunstâncias, pois desde que se esteja de posse das médias dos tempos de operação e de reparo, não se necessita de mais nenhum dado adicional.

Porém, seria a distribuição exponencial a mais adequada? Observe-se que, ao assumirmos uma distribuição não adequada, teremos estimada uma distribuição de probabilidade diversa da realidade e vale lembrar que é justamente na forma da distribuição que estamos mais interessados.

Visualizam-se como distribuições potencialmente interessantes [32] para os casos de análise de disponibilidade de sistemas elétricos, as distribuições:

- Exponencial;
- Weibull;
- Normal;
- Log-Normal.

Nos casos em que o processo de desgaste é pouco representativo ao longo do horizonte de estudo, a distribuição exponencial para o tempo de operação dos equipamentos tem se mostrado adequada e é a mais amplamente utilizada, especialmente para linhas de transmissão, transformadores, reatores e outros equipamentos de natureza predominantemente elétrica.

Já para os geradores e compensadores síncronos, cuja taxa de falha tende a crescer ao longo do tempo, o uso da distribuição Weibull tende a ser mais adequada, pois consegue melhor representar as etapas de infância e envelhecimento do equipamento.

Com relação ao tempo de reparo da função (retorno do equipamento à operação), apesar do uso da distribuição exponencial ser amplamente utilizada, é interessante analisar-se a utilização das distribuições Normal ou Log-Normal. Isto porque quando o retorno do componente à operação se dá predominantemente através da ação humana (manutenção corretiva), é razoável pensar-se em tempos de reparo concentrados ao redor de uma média com alguma distribuição para mais ou para menos com tendência simétrica, e então, neste caso, a distribuição Normal pode ser a mais adequada. Porém, quando a distribuição ao redor da média não é simétrica, o que pode ocorrer quando o retorno à operação se dá ora sem a necessidade de equipes de manutenção e ora com a equipe atuando, e também quando ocorrem longos tempos de reparo respondendo ou ao fato da falta de equipamentos adequados ou não presentes em tempo hábil para a manutenção. Nestes casos, pode-se examinar o uso da distribuição Log-Normal como a mais adequada.

Pelo acima exposto vislumbra-se como importante não só a determinação adequada dos parâmetros da função escolhida, como também a garantia de que a distribuição represente bem o fenômeno que está sendo analisado.

Este tipo de investigação requer um tratamento estatístico adequado. Nas seções seguintes veremos com mais detalhes os procedimentos tanto para a determinação dos parâmetros característicos da função escolhida (estimação paramétrica), como o grau de capacidade da função representar adequadamente o comportamento da variável aleatória em estudo. Tal procedimento é conhecido na literatura estatística como “prova de aderência” e está dentro da chamada “estimação não-paramétrica”. Estes tópicos serão vistos mais a frente neste mesmo capítulo.

4.2 – Análise de séries de eventos

A análise de um processo cíclico “operando/em reparo” tem sido tratada através de duas grandes vertentes [28], quais sejam:

- análise via estatística de ordem;
- análise via processos estocásticos pontuais/séries temporais.

A análise via estatística de ordem baseia-se essencialmente na hipótese, a priori, de que os eventos da série são estatisticamente independentes e identicamente distribuídos (IID). Assim, um procedimento padrão para a análise de dados IID consiste na reordenação por magnitude, ou seja, a formação da denominada “estatística de ordem”. Esse procedimento é válido porque a cronologia histórica dos eventos não contém nenhuma informação adicional que seja passível de perda através desta reordenação. Em outras palavras, a hipótese IID torna irrelevante a ordem cronológica dos eventos.

Assim, sob esta hipótese, as seqüências B e C da figura a seguir são estatisticamente equivalentes à seqüência A.

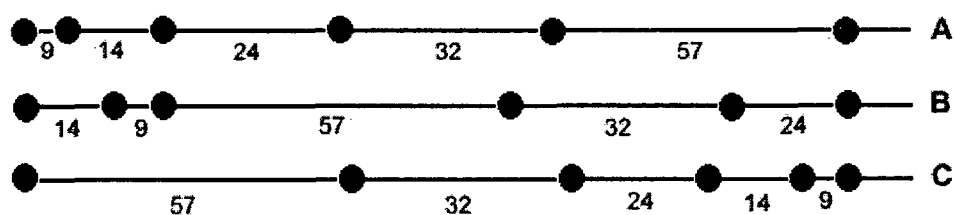


Figura 4.1 - Seqüências diversas para a mesma coleção de intervalos

Quanto à análise de séries de eventos via séries temporais, esta tem como principal vantagem a possibilidade de representar razoavelmente o efeito do envelhecimento ao longo do tempo.

Como para o enfoque de nosso trabalho o horizonte de tempo de interesse para a estimativa é curto (essencialmente a partir dos dados de nosso histórico, queremos uma estimativa para o próximo ano) e, portanto a influência de eventual desgaste tem pouca relevância, vamos nos deter na análise via estatística de ordem.

4.3 – Análise de tendências

A detecção de tendências pode ser implementada por meios gráficos ou por técnicas analíticas.

Os métodos gráficos constituem-se em recursos úteis para a efetivação de análises preliminares e sugerem as direções adequadas para posteriores estudos mais aprofundados. Recomenda-se [28] o uso da análise gráfica como meio expedito para:

- constatar a presença de tendências;
- identificar a falta de homogeneidade no conjunto de dados estudados, bem como outras inconsistências;
- avaliar qualitativamente a eventual tendência.

Porém, quando estamos interessados na avaliação numérica da tendência (análise quantitativa), deveremos lançar mão de métodos analíticos, os quais nos permitirão o tratamento estatístico dos dados, de forma adequada.

Tais métodos são a “estimação paramétrica” e a “estimação não paramétrica”, cujos principais aspectos abordamos a seguir.

4.4 - Estimação paramétrica [6]

4.4.1 - Introdução

Dispomos de vários modelos de distribuições teóricas, tais como, Normal, Exponencial, Weibull, Log-Normal e outras. Tais modelos representam em verdade, famílias de distribuições que dependem de um ou mais parâmetros básicos. Assim, por e-

xemplo, uma distribuição Log-Normal só ficará perfeitamente caracterizada se conhecermos, direta ou indiretamente, seus dois parâmetros básicos: a média e o desvio padrão dos logaritmos de seus valores.

Ora, quando descrevemos uma população estatística, o fazemos por meio de algum modelo teórico de distribuição de probabilidades, cujos parâmetros, portanto, devem ser estimados da melhor forma possível com base nos dados da amostra.

A tarefa de especificação da forma da distribuição pode ser orientada pela representação gráfica dos dados da amostra disponível. No entanto, existem testes que permitem avaliar a representatividade do modelo teórico proposto para a população, os quais serão abordados mais adiante, neste mesmo capítulo.

Por ora vamos supor que os valores na população se distribuam segundo um dado modelo de distribuição de probabilidades cujos parâmetros são desconhecidos e, portanto, precisam ser estimados.

Distinguem-se dois casos de estimação de parâmetros: por ponto e por intervalo. No primeiro caso, a estimativa do parâmetro populacional é feita através de um único valor estimado, ao passo que no segundo, constrói-se um intervalo o qual contém o valor do parâmetro, com determinada probabilidade.

As estimativas por ponto são em geral utilizadas quando necessitamos, ao menos aproximadamente, conhecer o valor do parâmetro para utilizá-lo em uma expressão analítica qualquer.

No caso da determinação do parâmetro ser a meta final do estudo estatístico em pauta, a estimação deverá ser por intervalo quando então contrói-se um intervalo em torno da estimativa por ponto, de modo a que este intervalo tenha uma probabilidade conhecida de conter o verdadeiro valor do parâmetro.

Em nosso trabalho, nos limitaremos à estimação por ponto, pois a partir do histórico da operação dos equipamentos do sistema, o qual constitui-se na amostra, vamos estimar os parâmetros típicos da distribuição selecionada para espelhar a operação do equipamento, em nosso modelo. No entanto, seria perfeitamente possível realizar-se análise de sensibilidade, isto é, considerar a incerteza sobre os parâmetros.

4.4.2 – Propriedades dos Estimadores [6]

Denomina-se de “estimador” (T) à quantidade calculada em função dos elementos da amostra, que será usada no processo de estimação do parâmetro desejado (θ). O estimador é então uma estatística e como tal será uma variável aleatória caracterizada por uma distribuição de probabilidade e seus respectivos parâmetros próprios. Chama-se de “estimativa” (t) a cada valor particular assumido por um estimador.

Dentre os vários estimadores razoáveis que possamos eleger para um determinado parâmetro, devemos escolher aquele que satisfaça as propriedades de um bom estimador, que são as seguintes:

Justeza ou não-tendenciosidade – dizemos que um estimador é justo se sua média for o próprio parâmetro que se pretende estimar, isto é,

$$\mu(T) = \theta \quad (4.1)$$

Consistência – Dizemos que um estimador T é consistente se

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|T - \theta| \geq \varepsilon) = 0, \text{ para todo } \varepsilon > 0. \quad (4.2)$$

Isto significa que, sendo o estimador consistente, pode-se com amostras suficientemente grandes tornar o erro de estimação tão pequeno quanto se queira. Por outro lado, se o estimador for justo, a condição de consistência equivale a dizer que sua variância tende a zero quando o tamanho da amostra tende a infinito, isto é,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sigma^2(T) = 0. \quad (4.3)$$

Eficiência – Dados dois estimadores justos de θ , o mais eficiente é aquele cuja variância é menor.

Suficiência – um estimador é suficiente se contém o máximo possível de informação com referência ao parâmetro por ele estimado.

A bibliografia [6] traz critérios específicos para a escolha dos estimadores mais adequados. Dentre eles, citam-se os métodos da máxima verossimilhança, dos momentos e de Bayes.

Não entraremos no mérito de cada método, mas sim apresentamos os melhores estimadores, apresentados na bibliografia clássica, para alguns parâmetros típicos.

4.4.3 – Estimação por ponto [6]

Como vimos anteriormente a estimação por ponto consiste em fornecer a melhor estimativa possível para o parâmetro através de um valor único.

Estimação da média da população (μ) – o melhor estimador para a média da população é a média da amostra:

$$X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (4.4)$$

Estimação da variância da população (σ^2) – quando se conhece a média μ da população, sua variância deve ser estimada pela estatística:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n} - \mu^2; \quad (4.5)$$

Quando não se conhece a média da população, a variância da população será estimada por:

$$S^2(x) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}; \quad (4.6)$$

Estimação do desvio-padrão da população (σ) – para grandes amostras pode-se adotar como estimativa o próprio desvio-padrão da amostra. Para amostras pequenas corrige-se o vício do estimador mediante um coeficiente usualmente designado por c_2 , adotando-se a estatística:

$$S'(x) = \frac{1}{c_2} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}. \quad (4.7)$$

A tabela a seguir fornece alguns valores de c_2 :

Tabela 4.1 - Valores de c_2 [6]

n	c_2	n	c_2
2	0,564	10	0,923
3	0,724	12	0,936
4	0,798	15	0,949
5	0,841	20	0,962
6	0,869	25	0,970
7	0,888	50	0,985
8	0,903	100	1,003
9	0,914		

4.5 – Estimação não-paramétrica

4.5.1 - Introdução

Na estimação paramétrica partíamos da suposição de que o modelo teórico de distribuição da população era conhecido (ou supostamente conhecido), para posteriormente partir-se para a estimação dos parâmetros típicos da mesma.

No entanto, como saber, objetivamente, se o modelo de distribuição escolhido é adequado? A resposta está com as chamadas provas estatísticas não-paramétricas ou testes de aderência.

4.5.2 – Provas estatísticas não-paramétricas [16]

Uma prova estatística não-paramétrica é uma prova cujo modelo não especifica condições sobre os parâmetros da população da qual se extraiu a amostra. Porém, há certas suposições básicas associadas à maioria das provas não-paramétricas, isto é, que as observações sejam independentes e que a distribuição de probabilidade da variável em estudo seja contínua. A maior parte das provas não-paramétricas se aplica a dados em escala ordinal.

As principais vantagens das provas não-paramétricas são as seguintes:

1. afirmações sobre as probabilidades dos eventos podem ser feitas com relativa precisão a despeito da forma da distribuição da população da qual se extraiu a amostra;

2. os dados podem ser obtidos facilmente, assim como as provas ser aplicadas também facilmente;
3. podem ser aplicadas a pequenas amostras;
4. podem ser aplicadas para o tratamento de amostras constituídas de observações de várias populações diferentes;
5. podem ser aplicadas facilmente a dados que estejam naturalmente classificados em postos (categorias);
6. são extensivamente usadas para testar a adequacidade da geração de números aleatórios em simulações.

E as principais desvantagens das provas não-paramétricas:

1. são geralmente menos eficientes que as correspondentes provas paramétricas;
2. requerem maiores amostras do que as provas paramétricas para uma mesma dada eficiência especificada;
3. inferências acerca da população sob estudo são usualmente limitadas. Frequentemente podemos testar se a amostra e a população são semelhantes, porém, se existe uma diferença não conseguiremos especificar a natureza da diferença;
4. as provas não-paramétricas não são tão elaboradas quanto as paramétricas.

A bibliografia traz várias provas não-paramétricas adequadas aos diferentes usos. Em nosso trabalho, trataremos das duas que mais nos interessam em função das características de nossos dados, quais sejam a prova χ^2 (qui-quadrado) e a prova de (KS) Kolmogorov-Smirnov. As duas necessitam de apenas uma amostra da população e aplicam-se a amostras constituídas por várias classes.

Tais provas nos dizem se determinada amostra pode provir de uma população especificada e são comumente chamadas de “prova de aderência”.

Por outro lado, as provas utilizam-se de determinada estatística, cujo resultado deve nos fornecer subsídios para decidirmos sobre a aceitação ou não da hipótese de que a amostra representa a população.

Esta decisão não pode ser feita de forma subjetiva e então o fazemos seguindo uma metodologia própria chamada por alguns autores como “testes de hipóteses”.

4.5.3 – Testes de hipóteses [30]

Escolhida determinada hipótese construída sobre uma certa teoria, coletamos dados empíricos que devem proporcionar-nos informação direta sobre a aceitabilidade daquela hipótese. Nossa decisão sobre o significado dos dados pode levar-nos a manter, rever ou rejeitar a hipótese e a teoria que a originou.

Para chegarmos a uma decisão objetiva sobre se uma hipótese particular é confirmada por um conjunto de dados, devemos dispor de um processo objetivo que nos permita rejeitar ou aceitar aquela hipótese. Este procedimento deve basear-se na informação que obtemos em nossa pesquisa, e no risco que queiramos correr, de que nossa decisão em relação à hipótese não seja correta.

O procedimento usualmente seguido envolve vários passos, ou estágios:

1. definir a hipótese de nulidade (H_0) – em geral esta hipótese é a de que não haja diferenças. Por exemplo: H_0 = a forma da distribuição obtida através da amostra é a mesma da esperada (distribuição da população) => a diferença é nula. Se H_0 for rejeitada, pode-se aceitar a hipótese alternativa H_1 ;
2. escolher uma prova estatística, com seu modelo estatístico associado, para provar H_0 . Por exemplo, as provas do Qui-quadrado e de Kolmogorov-Smirnov;
3. especificar um nível de significância (α) e um tamanho de amostra (N). Em resumo, este é o procedimento para tomada de decisão: Em antecipação à coleta da amostra, especificamos o conjunto de todas as amostras possíveis de ocorrer quando H_0 é verdadeira. Dentre estas, especificamos um subconjunto de possíveis amostras tão extremas que, se H_0 é verdadeira, seja muito pequena a probabilidade de a amostra que efetivamente observamos estar

entre elas. Se, então, em nossa pesquisa, observamos uma amostra que está incluída naquele subconjunto, rejeitamos H_0 . No apêndice A trazemos um exemplo elucidativo sobre o significado de α ;

4. determinar, ou supor determinada, a distribuição amostral da prova estatística sob a hipótese H_0 . A distribuição amostral é uma distribuição teórica e é a que obteríamos se pudéssemos tomar todas as amostras possíveis, de mesmo tamanho, da mesma população, extraindo cada uma aleatoriamente. Por exemplo: distribuição Log-Normal;
5. com base em (2), (3) e (4), definir a região de rejeição. A região de rejeição é um subconjunto da distribuição amostral cuja probabilidade, sob H_0 , de ocorrência de um valor da prova naquele subconjunto seja igual a α . Em outras palavras, a região de rejeição consiste em um conjunto de valores tão extremos que, quando H_0 é verdadeira, a probabilidade α de o valor observado da amostra estar entre eles é muito pequena. A probabilidade associada a qualquer valor na região de rejeição é igual a, ou menor do que, α ;
6. calcular o valor da prova estatística, utilizando os dados obtidos das amostras. Se tal valor estiver na região de rejeição, a decisão será rejeitar H_0 ; se tal valor estiver fora da região de rejeição, a decisão será que H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância α escolhido.

4.5.4 – Prova χ^2 [30]

É a prova adequada para os casos em que estamos interessados no número de indivíduos, objetos, ocorrências ou respostas que se enquadram em várias categorias. O número de categorias pode ser dois ou mais. A técnica utilizada é do tipo de prova de aderência, no sentido de que pode ser empregada para comprovar se existe diferença significativa entre o número observado de indivíduos, objetos, ocorrências ou respostas, em determinada categoria, e o respectivo número esperado, baseado na hipótese de nulidade.

Para podermos comparar um grupo observado com um grupo esperado de frequências, devemos ser capazes de dizer que frequências seriam esperadas. A hipótese de

nulidade dá a proporção de ocorrências que se enquadram em cada uma das categorias na população presumida. Isto é, a partir da hipótese de nulidade, podemos deduzir as frequências esperadas. A técnica χ^2 testa se as frequências observadas estão suficientemente próximas das esperadas para justificar sua ocorrência sob H_0 .

A hipótese de nulidade pode ser testada por:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}, \text{ onde:} \quad (4.8)$$

O_i = número de casos observados classificados na categoria i ;

E_i = número de casos esperados na categoria i sob H_0 ;

$\sum_{i=1}^k$ indica o somatório sobre todas as k categorias.

Quanto maior for o valor de χ^2 , maior será a probabilidade de as frequências observadas não serem provenientes da população em que se baseou a hipótese de nulidade. Prova-se que a distribuição amostral de χ^2 , sob H_0 , segue a distribuição qui-quadrado com $gl = k - 1$ graus de liberdade.

Na Figura 4.2 mostra-se uma distribuição Qui-Quadrado típica com dez graus de liberdade e no apêndice B está a tabela que mostra alguns de seus valores críticos. H_0 será rejeitada se o valor observado de χ^2 é tal que a probabilidade associada à sua ocorrência, sob H_0 , para gl graus de liberdade não é superior ao nível de significância α especificado.

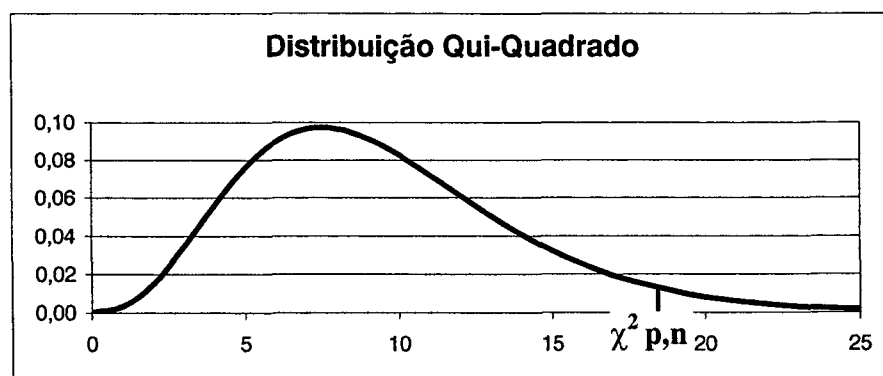


Figura 4.2 – Distribuição χ^2

Para a aplicação da prova do χ^2 , quando $k = 2$, cada frequência esperada não deve ser inferior a 5 e quando $k > 2$ a prova não deve ser usada se mais de 20% das frequências esperadas forem inferiores a cinco ou se qualquer frequência esperada for inferior a um [30]. As frequências esperadas podem ser aumentadas combinando-se categorias adjacentes.

4.5.5 – Prova de Kolmogorov-Smirnov (KS) [30]

A prova de KS também é uma prova de aderência, isto é, diz respeito ao grau de concordância entre a distribuição de um conjunto de valores observados e determinada distribuição teórica.

A prova especifica a distribuição de frequência acumulada que ocorreria sob a distribuição teórica (o que seria esperado sob H_0) e compara-a com a distribuição de frequência acumulada observada. Determina-se o ponto em que essas duas distribuições, a teórica e a observada, acusam a maior divergência, chamada de desvio máximo (D). A referência à distribuição amostral indica se uma divergência com tal magnitude teria probabilidade de ocorrer se as observações constituíssem realmente uma amostra aleatória da distribuição teórica.

Seja $F_0(X)$ a distribuição de frequência acumulada teórica sob H_0 e seja $S_n(X)$ a distribuição de frequência acumulada de uma amostra aleatória de n observações.

Pela hipótese de nulidade, de que a amostra tenha sido extraída da distribuição teórica especificada, espera-se que as diferenças de $S_n(X)$ e $F_0(X)$ sejam pequenas e estejam dentro dos limites dos erros aleatórios. A prova de KS focaliza a maior destas diferenças, D:

$$D = \text{máximo } |F_0(X) - S_n(X)| \quad (4.9)$$

Na Figura 4.3 mostra-se a aspecto da identificação de D. A distribuição amostral de D é conhecida e alguns valores críticos (ρ) estão mostrados no apêndice B.

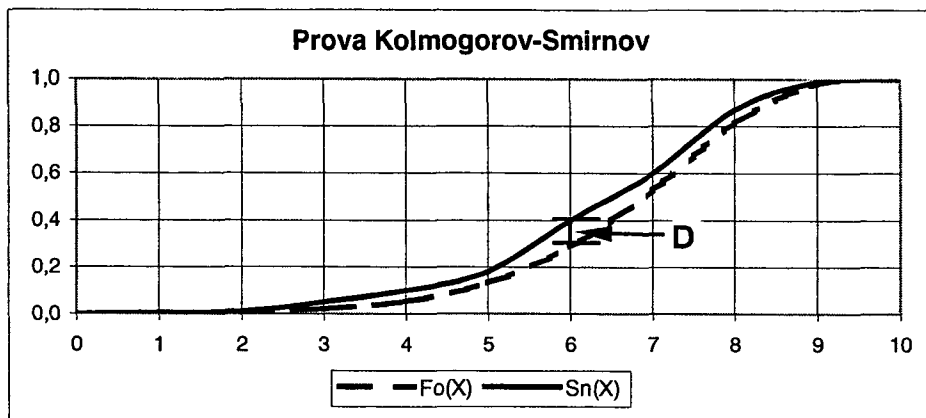


Figura 4.3 – Prova Kolmogorov-Smirnov

Caso p associado ao valor observado de D seja menor que o nível de significância α definido, a decisão será rejeitar H_0 .

A prova KS trata as observações individuais separadamente e, assim, ao contrário da prova χ^2 , não precisa perder informações em decorrência da combinação de categorias, que ocorre quando as amostras são pequenas e as categorias adjacentes devem ser combinadas. Além disso, para amostras muito pequenas, a prova χ^2 não é aplicável de forma alguma, enquanto que a prova KS o é. Estes fatos sugerem que a prova de KS é mais poderosa que sua alternativa, a prova χ^2 , em qualquer instância.

4.6 – Conclusões

Tendo em vista os requisitos do modelo de simulação da receita, bem como do tratamento estatístico dos dados necessário, a aplicação do modelo aos dados reais da Rede de Transmissão da ELETROSUL será realizada seguindo os seguintes passos:

1. Estimativa não paramétrica sobre os dados do histórico de operação da Rede de Transmissão, com o objetivo de determinar qual a ou as melhores formas de distribuição dos tempos de operação, e tempos de reposição da função para as falhas curtas e longas. O referido levantamento não se fará com relação às linhas de transmissão e transformadores individualmente, mas sim por famílias, assim compostas: linhas de transmissão de 525 kV, linhas de transmissão de 230 kV, transformadores de 525 kV e transformadores de

230 kV. O motivo para tal agrupamento é devido a alguns equipamentos, principalmente transformadores, terem uma amostra muito pequena, o que poderia levar a conclusões pouco confiáveis, ou sem condições de aplicação, tendo em vista os requisitos da estimação não-paramétrica.

2. Definida a distribuição por família, faremos a estimação paramétrica, agora individualmente, com o objetivo de determinar os parâmetros característicos da distribuição definida para cada linha e transformador.
3. De posse dos dados dos itens (1) e (2) e considerando o valor da remuneração básica de cada linha e transformador, bem como das regras de penalidade, segue-se a aplicação do modelo.

Quanto ao aspecto computacional, a estimação não paramétrica utilizará o software “Statística 5.0” e a estimação paramétrica e o programa em si utilizarão o software “Matlab 5.3” com o módulo adicional de estatística.

CAPÍTULO 5

Tratamento estatístico de dados.

5.1 - Introdução

Como primeiro passo para a aplicação do modelo, definimos dentre as distribuições Weibull, Log-Normal e Exponencial, qual ou quais delas melhor representa o ciclo de operação dos quatro grupos, linhas de transmissão e transformadores de 230 kV e 525 kV.

Para tanto, partimos do histórico de falhas de dez anos (1991 a 2000) destes equipamentos. Como nosso modelo visa avaliar as penalidades por falhas, somente foram consideradas os desligamentos que resultam em penalidades.

A estimação não paramétrica, para cada grupo, consta de dois passos. Primeiramente identificamos graficamente qual a distribuição que melhor se adapta aos dados empíricos, através da plotagem da distribuição de probabilidades empírica versus distribuição de probabilidades teórica. Quanto mais próximos os pontos plotados estiverem da diagonal, melhor é a aderência da distribuição. Em seguida, aplicamos os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov e do Qui-quadrado para ratificarmos ou rejeitarmos a distribuição selecionada anteriormente.

Tipicamente o histórico de vida de um componente é descrito através do ciclo operação-reparo. Esse histórico de vida alterna períodos de normalidade de funcionamento (T_N) e reparo (T_R). Em nosso modelo, o reparo ocorre sempre após uma falha, e então, o período de normalidade é o tempo transcorrido entre o final de um reparo e a ocorrência da próxima falha (que coincide com o início do próximo reparo) sendo chamado também de tempo para falha. Por sua vez, dependendo da necessidade de intervenção da equipe de manutenção ou não para o retorno ao estado normal, o reparo é distinguido, em nosso modelo, em curto (TR_C) ou longo (TR_L). Na Figura 5.1 ilustra-se este ciclo.

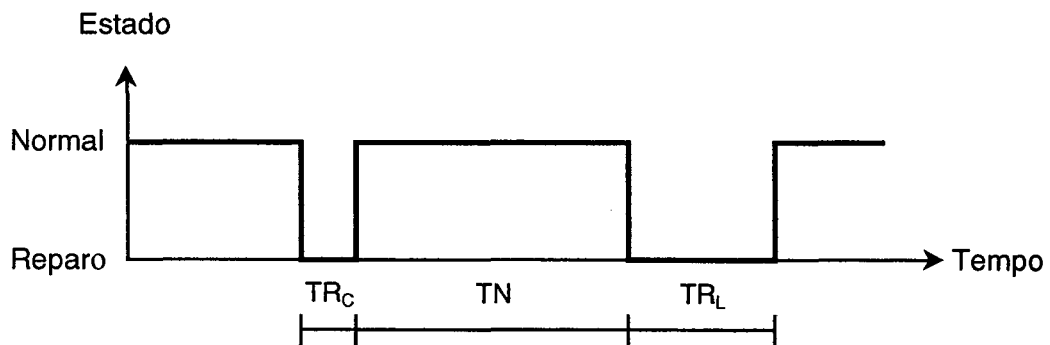


Figura 5.1 – Histórico de vida de um componente

Os períodos de permanência nos estados normal (tempo para falha), reparo curto e reparo longo, são convenientemente tratados como variáveis aleatórias, sendo possível associar três funções distribuições de probabilidades, $fN(t)$, $fR_C(t)$ e $fR_L(t)$, a fim de descrever o comportamento do componente. $fN(t)$, $fR_C(t)$ e $fR_L(t)$ representam, respectivamente, as funções densidades de probabilidades dos tempos de permanência do componente nos estados normal (tempo para falha), reparo curto e reparo longo.

A forma destas três funções densidades de probabilidades é o que buscamos e apresentamos neste capítulo, através da estimação não-paramétrica.

5.2 - Estimação não-paramétrica

Os resultados dos 12 casos (tempo para falhas, tempo de reparo curto e tempo de reparo longo para as linhas e transformadores de 230 kV e 525 kV), estão apresentados a seguir.

O modelo foi aplicado a um conjunto significativo de linhas e transformadores do sistema de transmissão da Empresa de Transmissão de Energia Elétrica do Sul do Brasil S.A. – ELETROSUL. Escolhemos dentro do sistema 100 ativos assim distribuídos: 15 linhas de 525 kV, 36 linhas de 230 kV, 13 transformadores de 525 kV e 36 transformadores de 230 kV.

5.2.1 - Linhas de 230 kV – Tempo para falhas

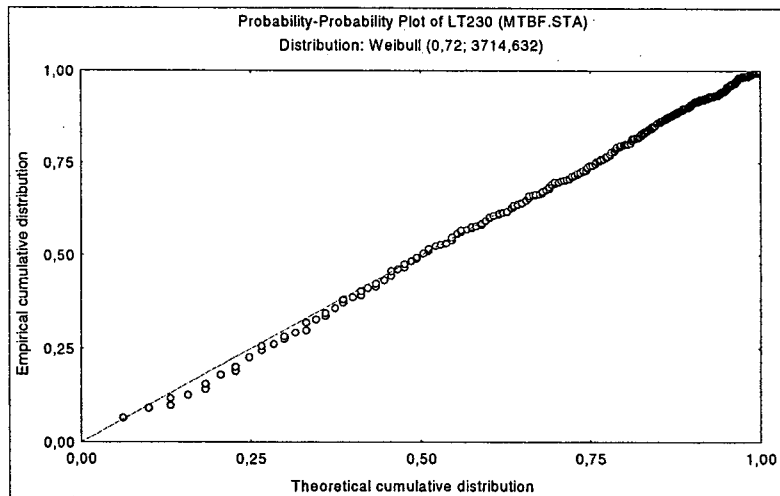


Figura 5.2 – Distribuição Weibull

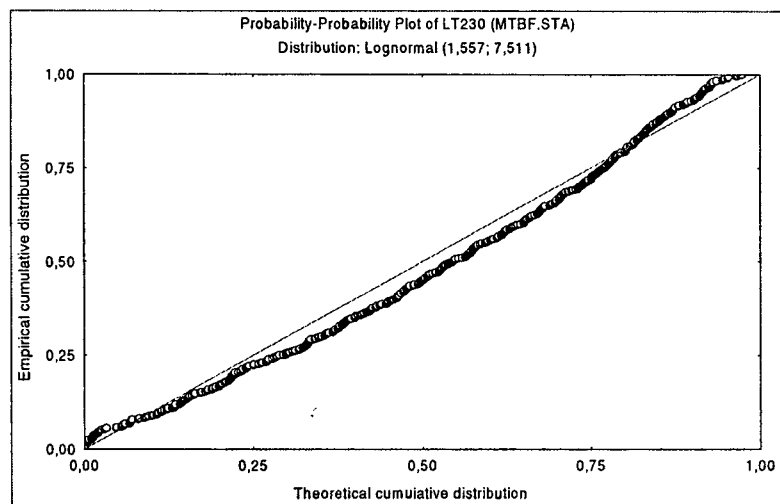


Figura 5.3 – Distribuição Log-Normal

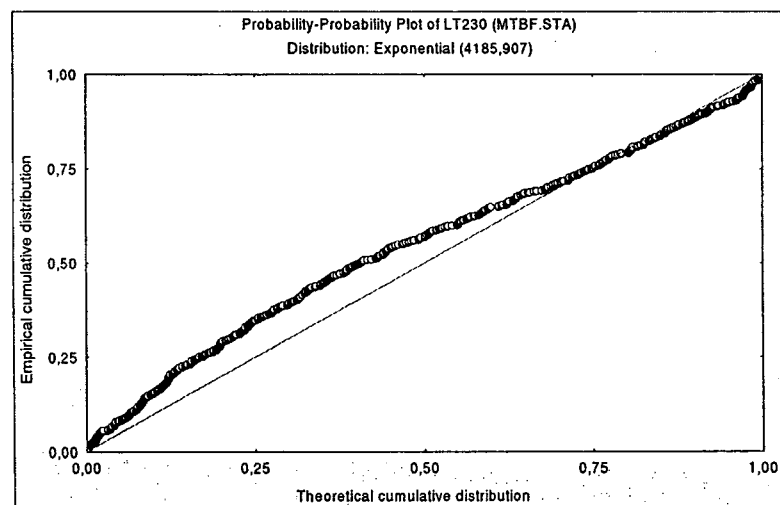


Figura 5.4 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.1 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	10,783	8	15,51	0,021	747	0,050	OK
Log-Normal	83,805	9	16,92	0,114	747	0,050	Não
Exponencial	62,188	8	15,51	0,113	747	0,050	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.1, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos para falhas das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0.72$ e $\eta = 3714,6$ ”.

Tabela 5.2 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (horas)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
< 3333	452,682	468,000	0,606	0,627	0,606	0,627	0,021
3333-6666	134,460	125,000	0,180	0,167	0,786	0,794	0,008
6666-9999	64,242	71,000	0,086	0,095	0,872	0,889	0,017
9999-13332	37,350	30,000	0,050	0,040	0,922	0,929	0,007
13332-16665	22,410	22,000	0,030	0,029	0,952	0,959	0,007
16665-19998	13,446	18,000	0,018	0,024	0,970	0,983	0,013
19998-23331	8,964	2,000	0,012	0,003	0,982	0,985	0,003
23331-26664	4,482	5,000	0,006	0,007	0,988	0,992	0,004
26664-29997	4,482	2,000	0,006	0,003	0,994	0,995	0,001
29997-33330	1,494	0,000	0,002	0,000	0,996	0,995	0,001
33330-36663	1,494	2,000	0,002	0,003	0,998	0,997	0,001
> 36663	1,494	2,000	0,002	0,003	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,021 < KS_{747} = 0,050$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.3 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a - b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
< 3333	452,682	468,000	0,518
3333-6666	134,460	125,000	0,666
6666-9999	64,242	71,000	0,711
9999-13332	37,350	30,000	1,446
13332-16665	22,410	22,000	0,008
16665-19998	13,446	18,000	1,542
19998-23331	8,964	2,000	5,410
23331-29997	8,964	7,000	0,430
> 29997	4,482	4,000	0,052
			10,783

Como $\chi^2 = 10,783 < \chi^2_{0,95;8} = 15,51$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos para falhas das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.2 - Linhas de 525 kV – Tempo para falhas

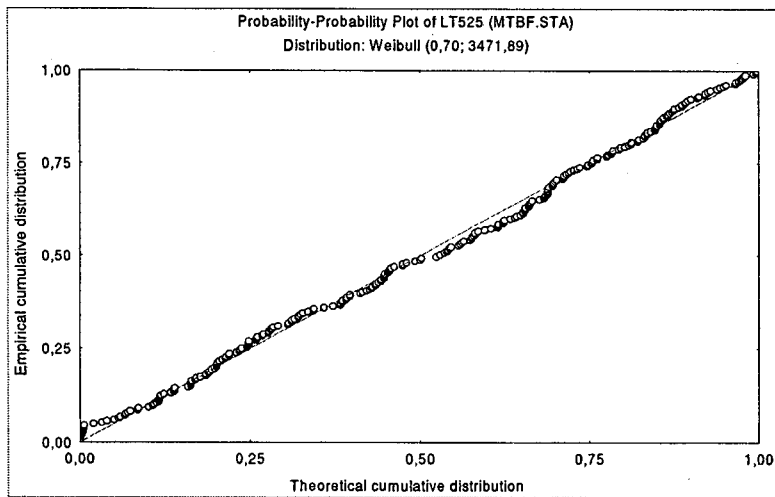


Figura 5.5 – Distribuição Weibull

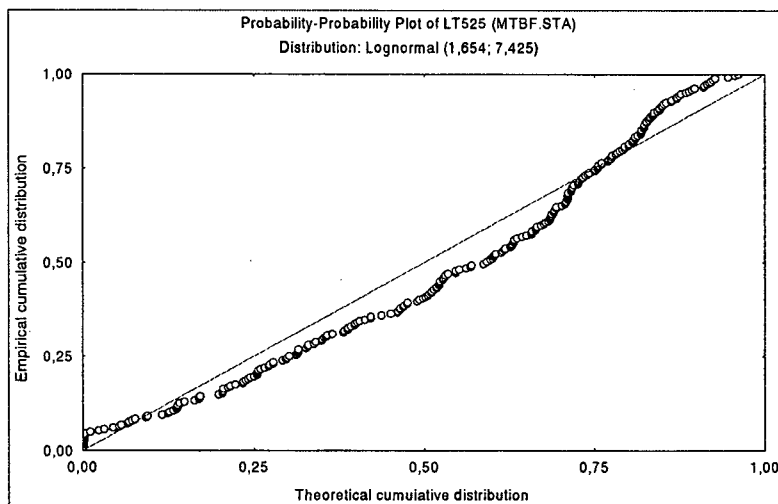


Figura 5.6 – Distribuição Log-Normal

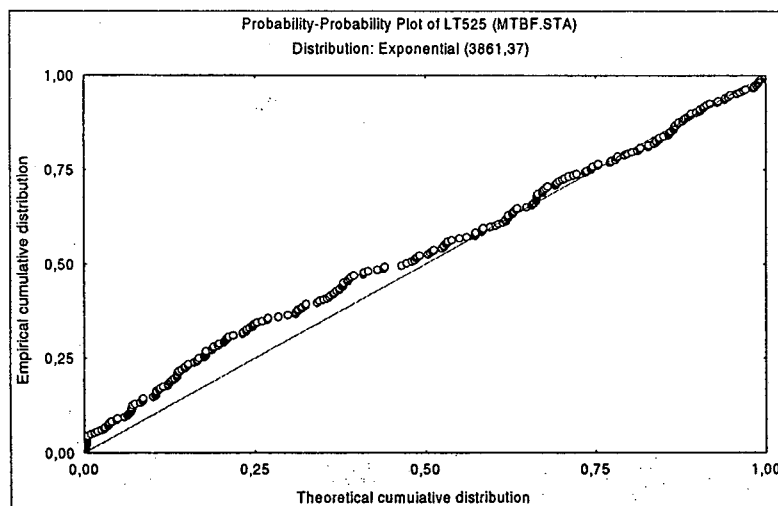


Figura 5.7 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.4 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	4,773	5	11,07	0,025	322	0,076	OK
Log-Normal	26,239	5	11,07	0,095	322	0,076	Não
Exponencial	19,114	5	11,07	0,114	322	0,076	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.4, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos para falhas das linhas de 525 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0.70$ e $\eta = 3471,9$ ”.

Tabela 5.5 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (horas)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
< 5000	236,992	229,000	0,736	0,711	0,736	0,711	0,025
5000-10000	48,300	58,000	0,150	0,180	0,886	0,891	0,005
10000-15000	19,320	21,000	0,060	0,065	0,946	0,957	0,011
15000-20000	9,016	5,000	0,028	0,016	0,974	0,972	0,002
20000-25000	4,508	6,000	0,014	0,019	0,988	0,991	0,003
25000-30000	1,932	0,000	0,006	0,000	0,994	0,991	0,003
30000-35000	1,288	1,000	0,004	0,003	0,998	0,994	0,004
> 35000	0,644	2,000	0,002	0,006	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,025 < KS_{322} = 0,076$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.6 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
< 5000	236,992	229,000	0,270
5000-10000	48,300	58,000	1,948
10000-15000	19,320	21,000	0,146
15000-20000	9,016	5,000	1,789
20000-30000	6,440	6,000	0,030
> 30000	1,932	3,000	0,590
			4,773

Como $\chi^2 = 4,773 < \chi^2_{0,95;5} = 11,07$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos para falhas das linhas de 525 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.3 - Transformadores de 230 kV – Tempo para falhas

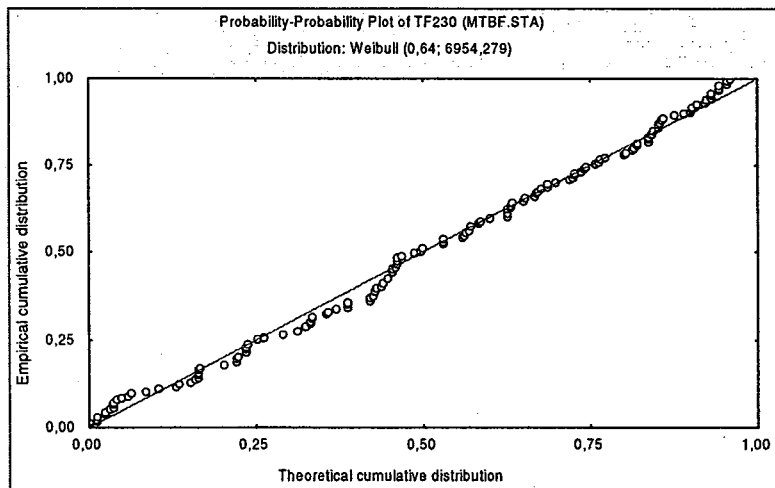


Figura 5.8 – Distribuição Weibull

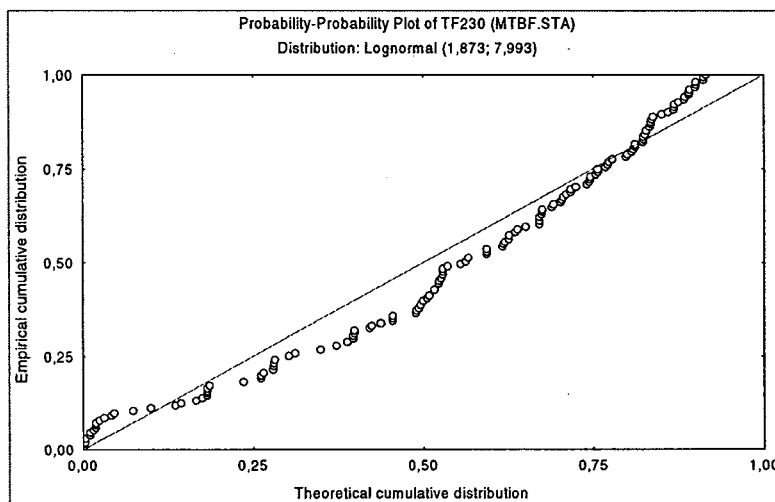


Figura 5.9 – Distribuição Log-Normal

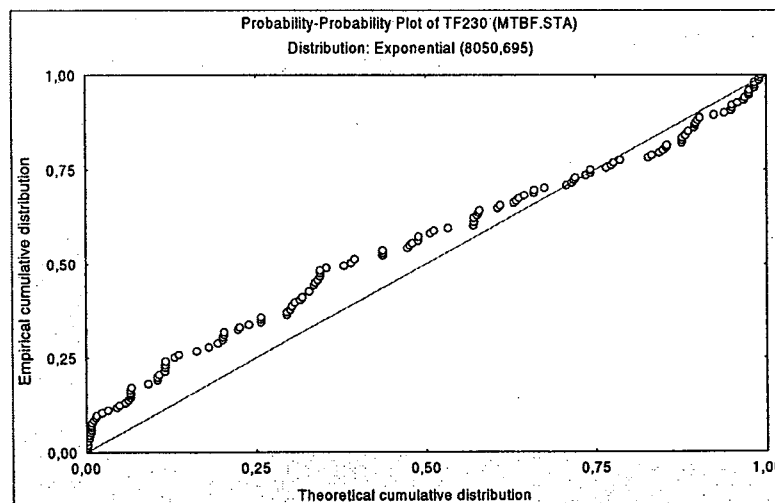


Figura 5.10 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.7 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	4,385	6	12,59	0,032	172	0,104	OK
Log-Normal	16,67	5	11,07	0,106	172	0,104	Não
Exponencial	32,727	5	11,07	0,076	172	0,104	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.7, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos para falhas dos transformadores de 230 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0.64$ e $\eta = 6954,3$ ”.

Tabela 5.8 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (horas)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
< 5000	100,792	102,000	0,586	0,593	0,586	0,593	0,007
5000-10000	28,552	25,000	0,166	0,145	0,752	0,738	0,014
10000-15000	16,168	13,000	0,094	0,076	0,846	0,814	0,032
15000-20000	9,976	15,000	0,058	0,087	0,904	0,901	0,003
20000-25000	6,536	5,000	0,038	0,029	0,942	0,930	0,012
25000-30000	4,472	3,000	0,026	0,017	0,968	0,948	0,020
30000-35000	3,096	6,000	0,018	0,035	0,986	0,983	0,003
> 35000	2,408	3,000	0,014	0,017	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,032 < KS_{172} = 0,104$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.9 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
< 5000	100,792	102,000	0,014
5000-10000	28,552	25,000	0,442
10000-15000	16,168	13,000	0,621
15000-20000	9,976	15,000	2,530
20000-25000	6,536	5,000	0,361
25000-35000	7,568	9,000	0,271
> 35000	2,408	3,000	0,146
			4,385

Como $\chi^2 = 4,385 < \chi^2_{0,95;6} = 12,59$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos para falhas dos transformadores de 230 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.4 - Transformadores de 525 kV – Tempo para falhas

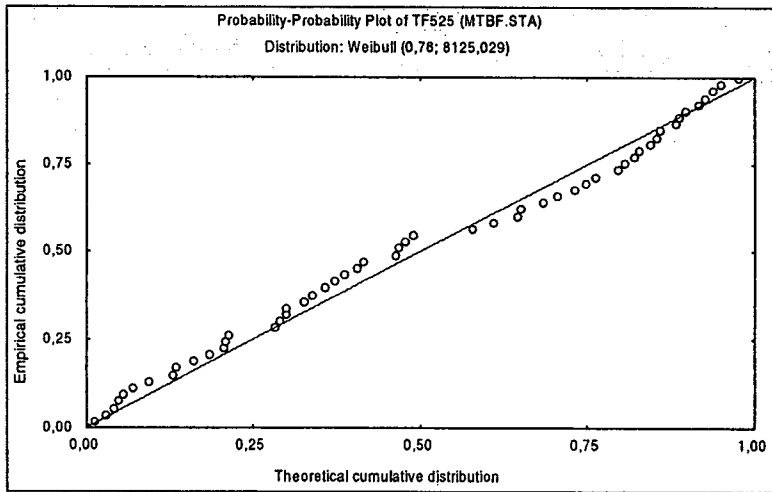


Figura 5.11 – Distribuição Weibull

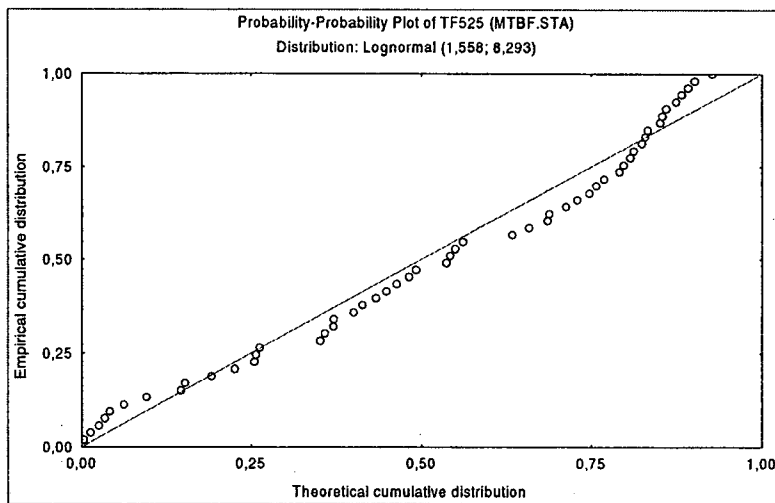


Figura 5.12 – Distribuição Log-Normal

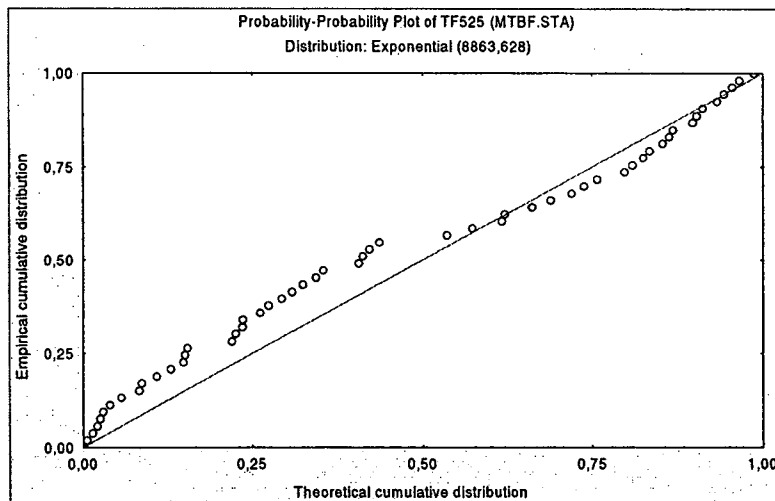


Figura 5.13 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.10 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	1,577	4	9,49	0,059	57	0,180	OK
Log-Normal	7,576	3	7,82	0,121	57	0,180	OK
Exponencial	6,187	3	7,82	0,068	57	0,180	OK

Em função dos resultados da Tabela 5.10, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull. Note-se que apesar das três funções não poderem ser rejeitadas, a que melhor adere é a Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos para falhas dos transformadores de 525 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0.76$ e $\eta = 8125,0$ ”.

Tabela 5.11 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (horas)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
< 6666	34,314	33,000	0,602	0,579	0,602	0,579	0,023
6666-13333	11,058	9,000	0,194	0,158	0,796	0,737	0,059
13333-20000	5,586	7,000	0,098	0,123	0,894	0,860	0,034
20000-26666	3,192	5,000	0,056	0,088	0,950	0,947	0,003
26666-33333	1,824	2,000	0,032	0,035	0,982	0,982	0,000
> 33333	1,026	1,000	0,018	0,018	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,059 < KS_{57} = 0,180$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.12 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a - b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
< 6666	34,314	33,000	0,050
6666-13333	11,058	9,000	0,383
13333-20000	5,586	7,000	0,358
20000-33333	5,016	7,000	0,785
> 33333	1,026	1,000	0,001
			1,577

Como $\chi^2 = 1,577 < \chi^2_{0,95;4} = 9,49$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos para falhas dos transformadores de 525 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.5 - Linhas de 230 kV – Tempo de reparo curto

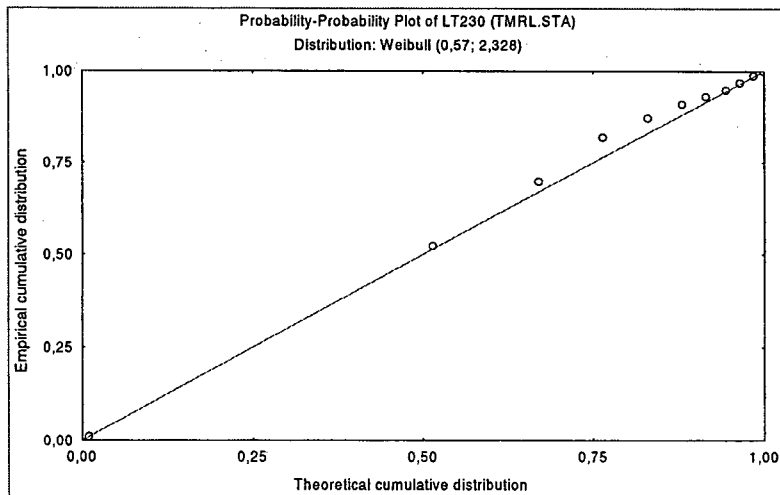


Figura 5.14 – Distribuição Weibull

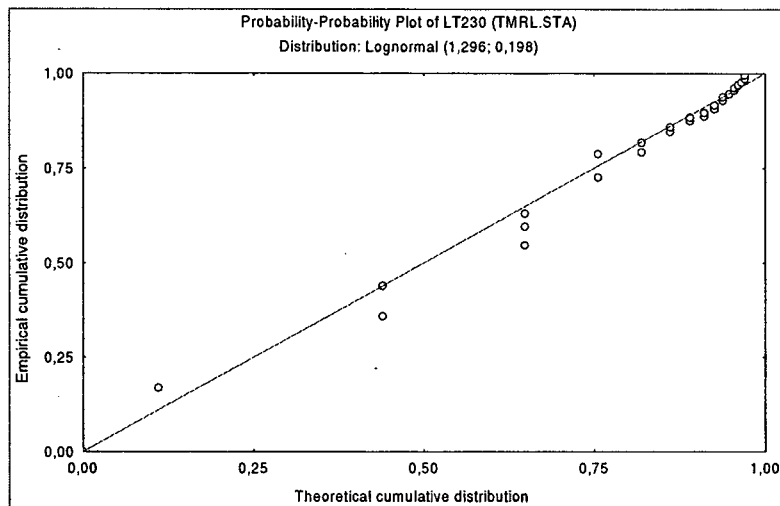


Figura 5.15 – Distribuição Log-Normal

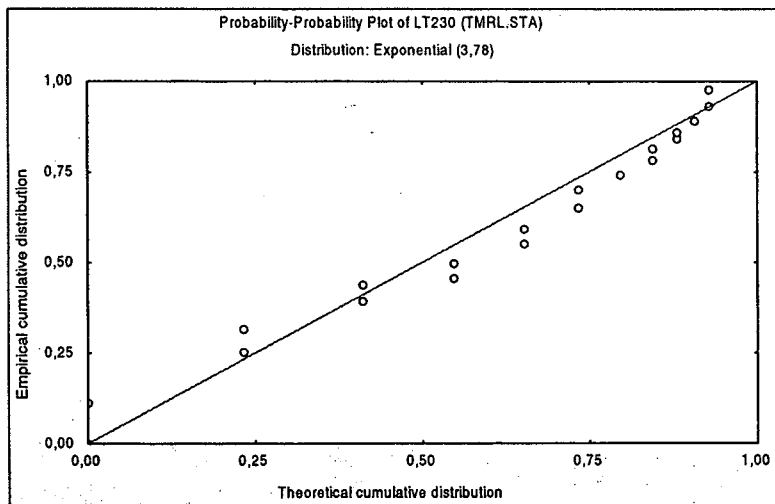


Figura 5.16 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.13 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	15,459	9	16,92	0,054	586	0,056	OK
Log-Normal	18,976	9	16,92	0,049	586	0,056	Não
Exponencial	56,56	9	16,92	0,111	586	0,056	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.13, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Curto das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0,570$ e $\eta = 2,328$ ”.

Tabela 5.14 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	301,790	306,000	0,515	0,522	0,515	0,522	0,007
2	90,830	103,000	0,155	0,176	0,670	0,698	0,028
3	55,670	71,000	0,095	0,121	0,765	0,819	0,054
4	38,090	31,000	0,065	0,053	0,830	0,872	0,042
5	29,300	22,000	0,050	0,038	0,880	0,910	0,030
6	20,510	12,000	0,035	0,020	0,915	0,930	0,015
7	17,580	11,000	0,030	0,019	0,945	0,949	0,004
8	11,720	11,000	0,020	0,019	0,965	0,968	0,003
9	11,720	12,000	0,020	0,020	0,985	0,988	0,003
10	8,790	7,000	0,015	0,012	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,054 \cong KS_{586} = 0,056$, a hipótese Ho poderia ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.15 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a - b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	301,790	306,000	0,059
2	90,830	103,000	1,631
3	55,670	71,000	4,221
4	38,090	31,000	1,320
5	29,300	22,000	1,819
6	20,510	12,000	3,531
7	17,580	11,000	2,463
8	11,720	11,000	0,044
9	11,720	12,000	0,007
10	8,790	7,000	0,365
			15,459

Como $\chi^2 = 15,459 < \chi^2_{0,95;9} = 16,92$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: A hipótese H_0 poderia ser rejeitada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ao nível de significância de 5%, porém, não pode ser rejeitada pelo teste do χ^2 . Por outro lado, pela tabela 5.13 observamos que não existe outra opção melhor que a distribuição Weibull. Portanto, assumiremos que a duração dos tempos de reparo curto das linhas de 230 kV segue uma distribuição Weibull.

5.2.6 - Linhas de 525 kV – Tempo de reparo curto

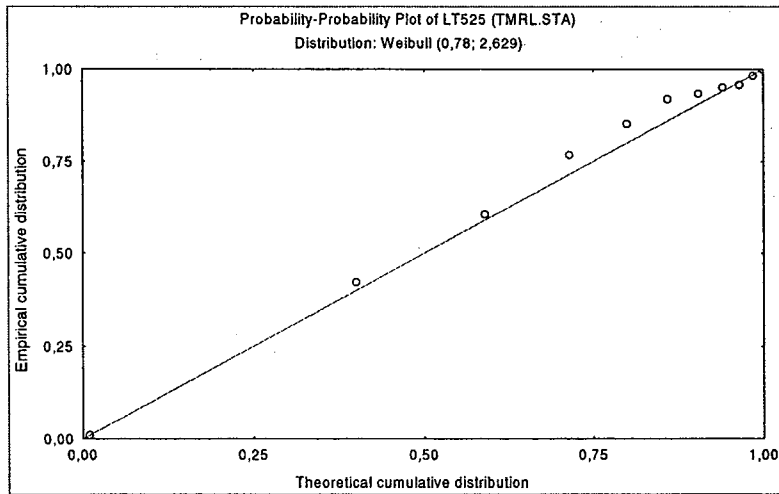


Figura 5.17 – Distribuição Weibull

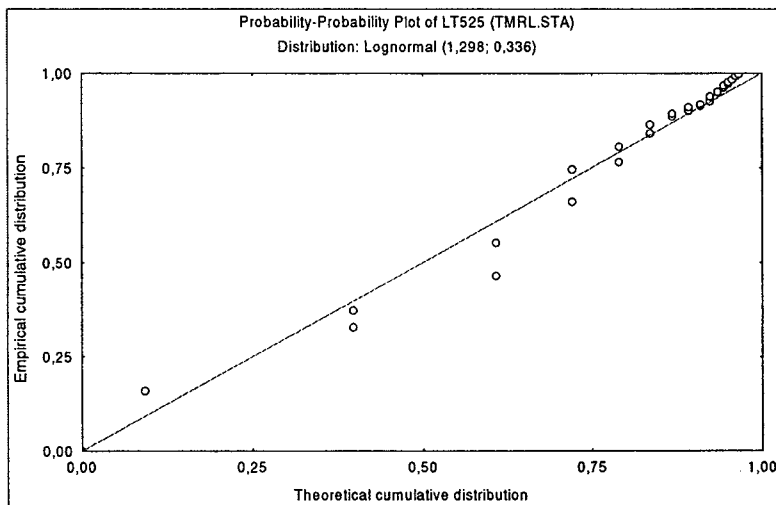


Figura 5.18 – Distribuição Log-Normal

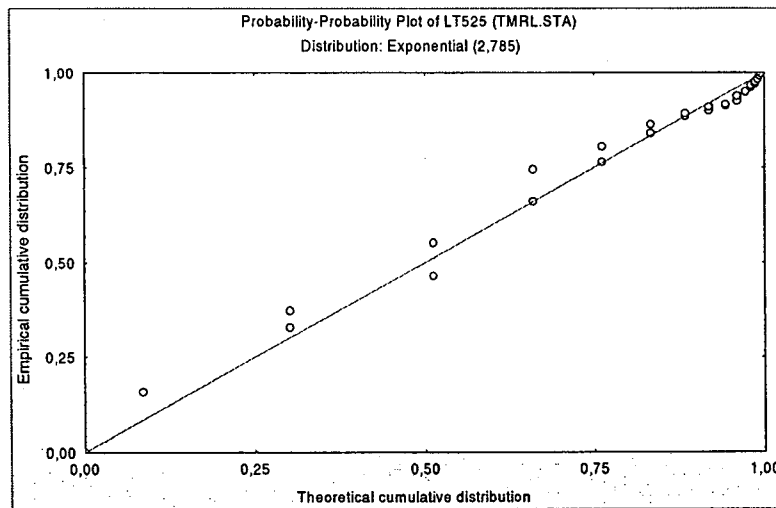


Figura 5.19 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.16 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	16,349	9	16,92	0,059	284	0,081	OK
Log-Normal	21,394	9	16,92	0,055	284	0,081	Não
Exponencial	18,230	7	14,07	0,076	284	0,081	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.16, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Curto das linhas de 525 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 0,780$ e $\eta = 2,629$ ”.

Tabela 5.17 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	113,600	120,000	0,400	0,423	0,400	0,423	0,023
2	53,960	52,000	0,190	0,183	0,590	0,606	0,016
3	35,500	46,000	0,125	0,162	0,715	0,768	0,053
4	24,140	24,000	0,085	0,085	0,800	0,852	0,052
5	17,040	19,000	0,060	0,067	0,860	0,919	0,059
6	12,780	4,000	0,045	0,014	0,905	0,933	0,028
7	9,940	5,000	0,035	0,018	0,940	0,951	0,011
8	7,100	2,000	0,025	0,007	0,965	0,958	0,007
9	5,680	7,000	0,020	0,025	0,985	0,982	0,003
10	4,260	5,000	0,015	0,018	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,059 < KS_{284} = 0,081$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.18 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	113,600	120,000	0,361
2	53,960	52,000	0,071
3	35,500	46,000	3,106
4	24,140	24,000	0,001
5	17,040	19,000	0,225
6	12,780	4,000	6,032
7	9,940	5,000	2,455
8	7,100	2,000	3,663
9	5,680	7,000	0,307
10	4,260	5,000	0,129
			16,349

Como $\chi^2 = 16,349 \cong \chi^2_{0,95;9} = 16,92$, a hipótese H_0 poderia ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: A hipótese H_0 poderia ser rejeitada pelo teste do χ^2 ao nível de significância de 5%, porém, não pode ser rejeitada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Por outro lado, pela Tabela 5.16 observamos que não existe outra opção melhor que a distribuição Weibull. Portanto, assumiremos que a duração dos tempos de reparo curto das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.7 - Transformadores de 230 kV – Tempo de reparo curto

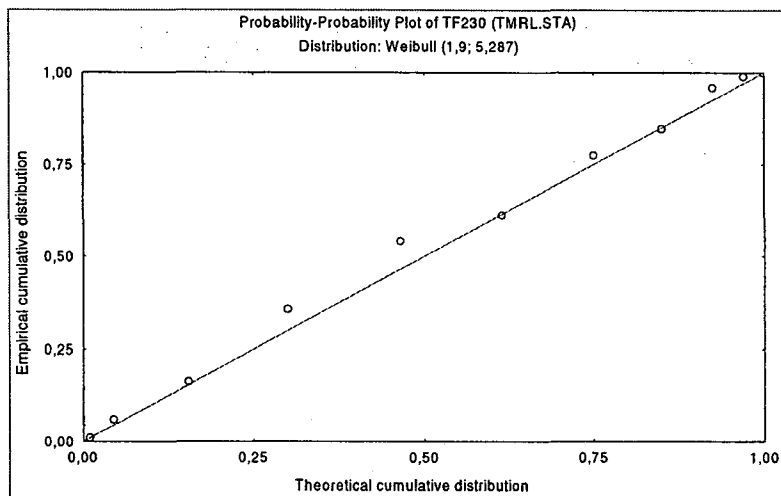


Figura 5.20 – Distribuição Weibull

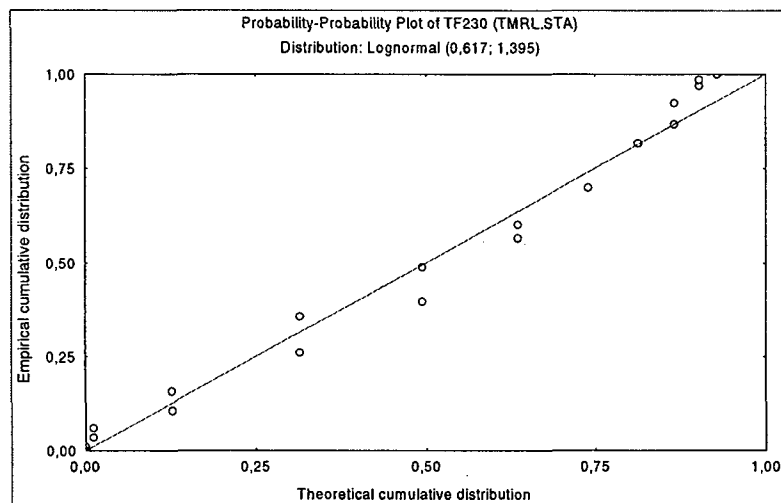


Figura 5.21 – Distribuição Log-Normal

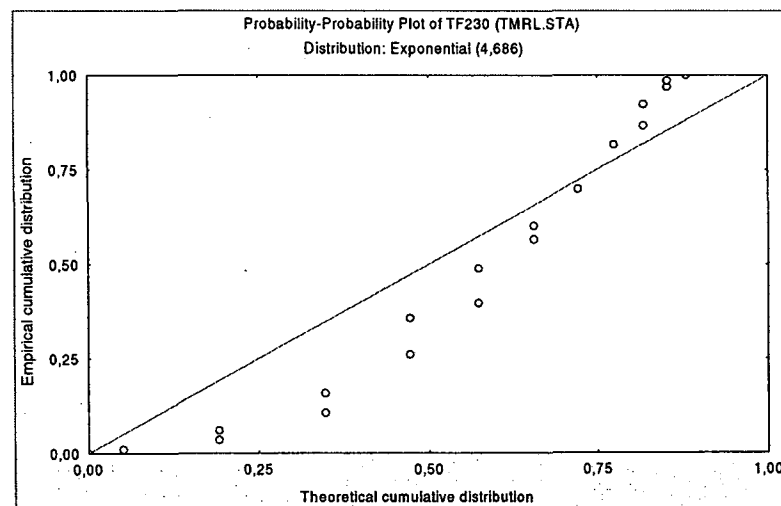


Figura 5.22 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.19 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	10,618	7	14,07	0,076	98	0,137	OK
Log-Normal	18,085	9	16,92	0,115	98	0,137	Não
Exponencial	35,36	7	14,07	0,237	98	0,137	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.19, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Curto dos transformadores de 230 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 1.900$ e $\eta = 5,287$ ”.

Tabela 5.20 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	4,410	6,000	0,045	0,061	0,045	0,061	0,016
2	10,780	10,000	0,110	0,102	0,155	0,163	0,008
3	14,210	19,000	0,145	0,194	0,300	0,357	0,057
4	16,170	18,000	0,165	0,184	0,465	0,541	0,076
5	14,700	7,000	0,150	0,071	0,615	0,612	0,003
6	13,230	16,000	0,135	0,163	0,750	0,776	0,026
7	9,800	7,000	0,100	0,071	0,850	0,847	0,003
8	7,350	11,000	0,075	0,112	0,925	0,959	0,034
9	4,410	3,000	0,045	0,031	0,970	0,990	0,020
10	2,940	1,000	0,030	0,010	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,076 < KS_{98} = 0,137$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.21 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 2	15,190	16,000	0,043
3	14,210	19,000	1,615
4	16,170	18,000	0,207
5	14,700	7,000	4,033
6	13,230	16,000	0,580
7	9,800	7,000	0,800
8	7,350	11,000	1,813
> 8	7,350	4,000	1,527
			10,618

Como $\chi^2 = 10,618 < \chi^2_{0,95;7} = 14,07$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos de reparo curto dos transformadores de 230 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.8 - Transformadores de 525 kV – Tempo de reparo curto

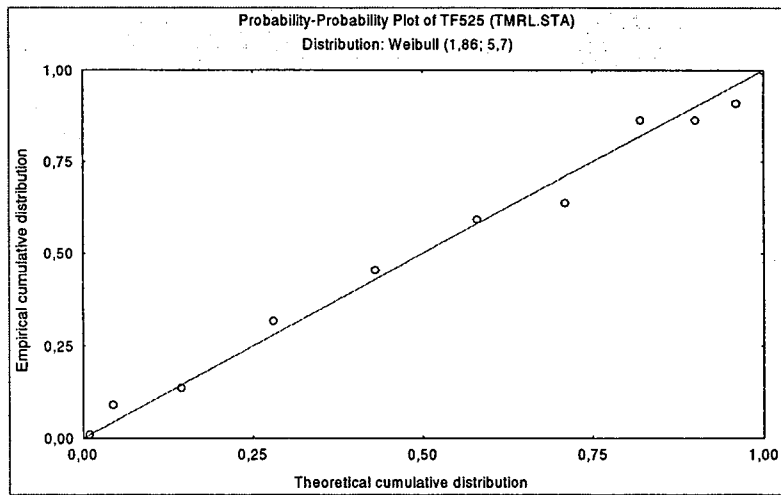


Figura 5.23 – Distribuição Weibull

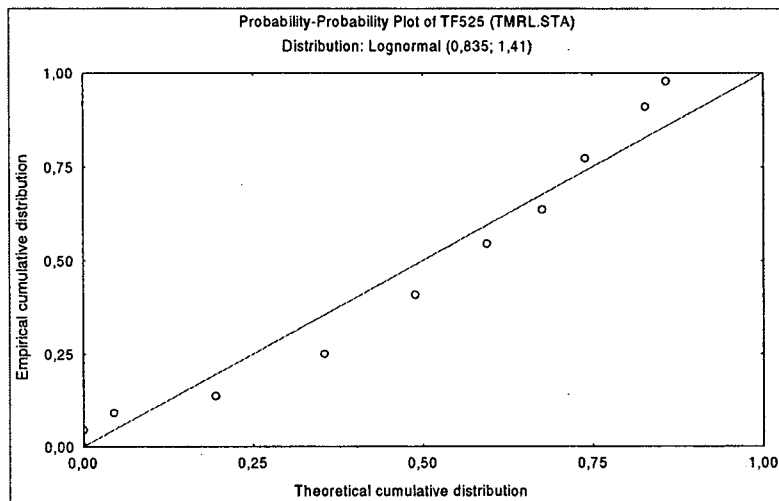


Figura 5.24 – Distribuição Log-Normal

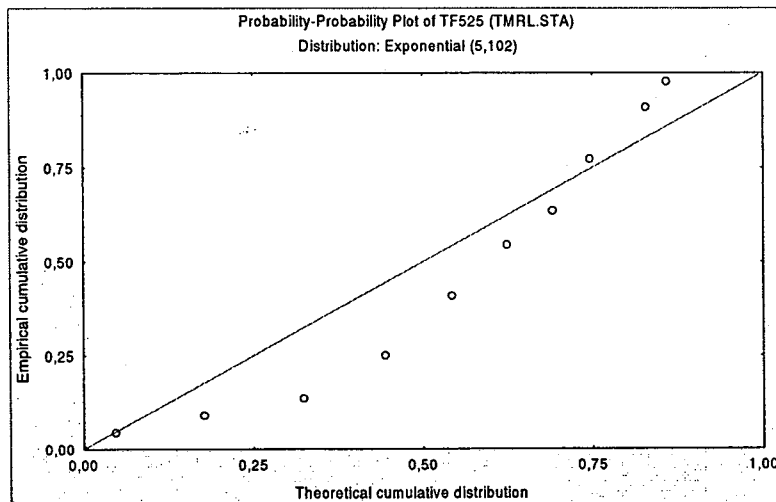


Figura 5.25 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.22 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	0,500	3	7,815	0,074	22	0,285	OK
Log-Normal	3,694	3	7,815	0,164	22	0,285	OK
Exponencial	8,448	3	7,815	0,231	22	0,285	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.22, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Weibull. Note-se que apesar de não poderem ser rejeitadas duas funções, a Weibull é a que melhor adere:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Curto dos transformadores de 525 kV seguem uma distribuição Weibull com $\beta = 1.860$ e $\eta = 5,700$ ”.

Tabela 5.23 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 1	0,990	2,000	0,045	0,091	0,045	0,091	0,046
2	2,200	1,000	0,100	0,045	0,145	0,136	0,009
3	2,970	4,000	0,135	0,182	0,280	0,318	0,038
4	3,300	3,000	0,150	0,136	0,430	0,455	0,025
5	3,300	3,000	0,150	0,136	0,580	0,591	0,011
6	2,860	1,000	0,130	0,045	0,710	0,636	0,074
7	2,420	5,000	0,110	0,227	0,820	0,864	0,044
8	1,760	0,000	0,080	0,000	0,900	0,864	0,036
9	1,320	1,000	0,060	0,045	0,960	0,909	0,051
10	0,880	2,000	0,040	0,091	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,074 < KS_{22} = 0,285$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.24 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
≤ 3	6,160	7,000	0,115
4 - 5	6,600	6,000	0,055
6 - 7	5,280	6,000	0,098
> 7	3,960	3,000	0,233
			0,500

Como $\chi^2 = 0,500 < \chi^2_{0,95;3} = 7,815$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os de reparo curto dos transformadores de 525 kV seguem uma distribuição Weibull.

5.2.9 - Linhas de 230 kV – Tempo de reparo longo

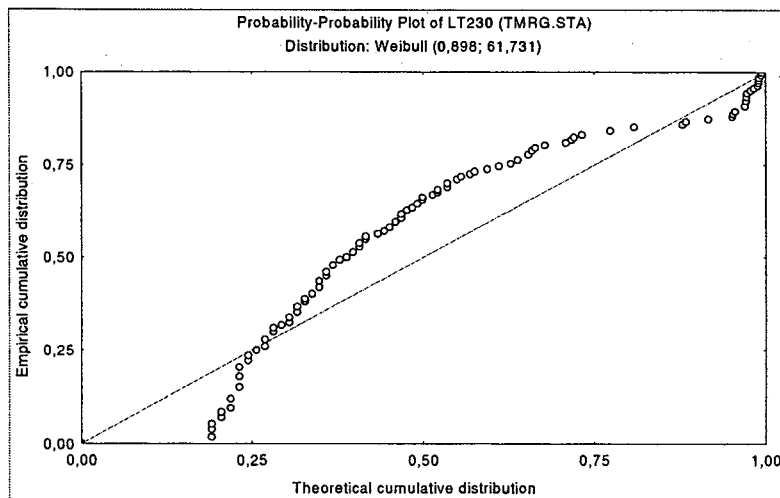


Figura 5.26 – Distribuição Weibull

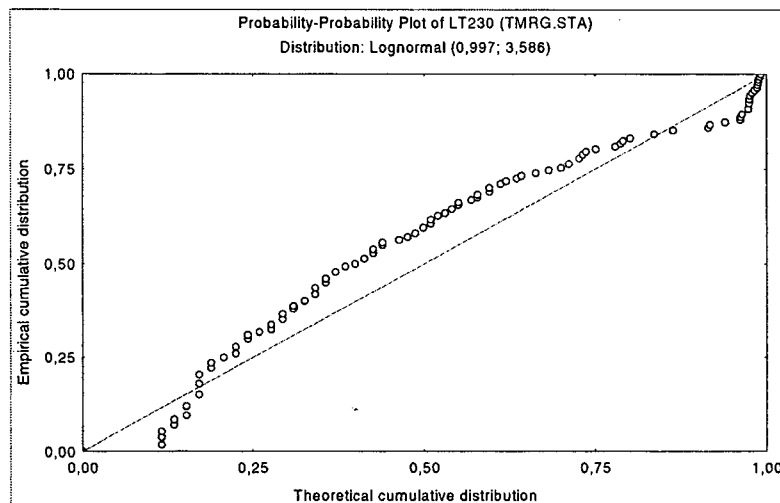


Figura 5.27 – Distribuição Log-Normal

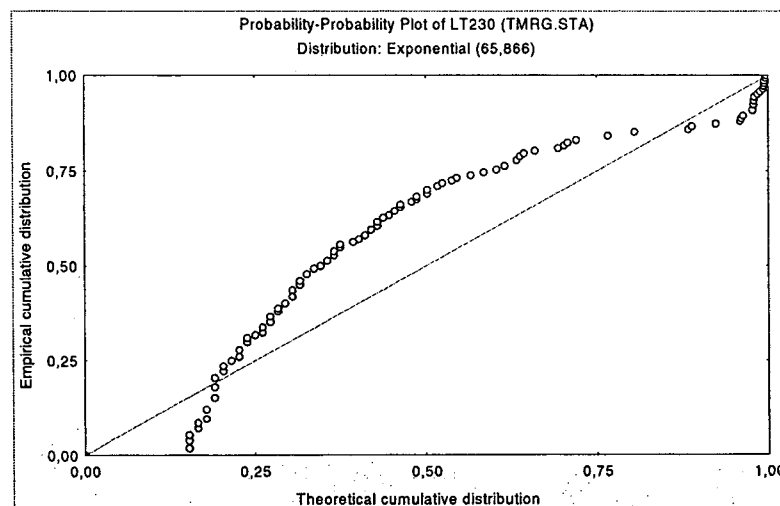


Figura 5.28 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.25 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	64,937	6	12,59	0,291	127	0,121	Não
Log-Normal	15,687	5	11,07	0,105	127	0,121	Não
Exponencial	76,12	6	12,59	0,185	127	0,121	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.25, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Log-Normal. Observe-se que apesar das três funções terem sido parcialmente recusadas, a que melhor adere é a Log-Normal:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Longo das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Log-Normal com $\sigma = 0,997$ e $\mu = 3,586$ ”.

Tabela 5.26 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 50	69,711	83,000	0,549	0,654	0,549	0,654	0,105
50 – 89	31,180	25,000	0,246	0,197	0,794	0,850	0,056
89 – 128	12,421	6,000	0,098	0,047	0,892	0,898	0,005
128 – 167	6,084	2,000	0,048	0,016	0,940	0,913	0,027
167 – 206	3,042	1,000	0,024	0,008	0,964	0,921	0,043
206 – 245	1,774	3,000	0,014	0,024	0,978	0,945	0,033
245 – 284	1,014	2,000	0,008	0,016	0,986	0,961	0,025
284 – 323	0,760	1,000	0,006	0,008	0,992	0,969	0,024
323 – 362	0,507	2,000	0,004	0,016	0,996	0,984	0,012
> 362	0,507	2,000	0,004	0,016	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,105 < KS_{127} = 0,121$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.27 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a - b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 50	69,711	83,000	2,533
50 – 89	31,180	25,000	1,225
89 – 128	12,421	6,000	3,319
128 – 167	6,084	2,000	2,741
167 – 284	5,830	6,000	0,005
> 284	1,774	5,000	5,863
			15,687

Como $\chi^2 = 15,687 > \chi^2_{0,95;5} = 11,07$, a hipótese H_0 é rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: A hipótese H_0 foi rejeitada pelo teste do χ^2 ao nível de significância de 5%, porém, não pode ser rejeitada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Por outro lado, pela Tabela 5.25 observa-se que a função que melhor adere é Log-Normal. Portanto, assumiremos que a duração dos tempos de reparo longo das linhas de 230 kV seguem uma distribuição Log-Normal.

5.2.10 - Linhas de 525 kV – Tempo de reparo longo

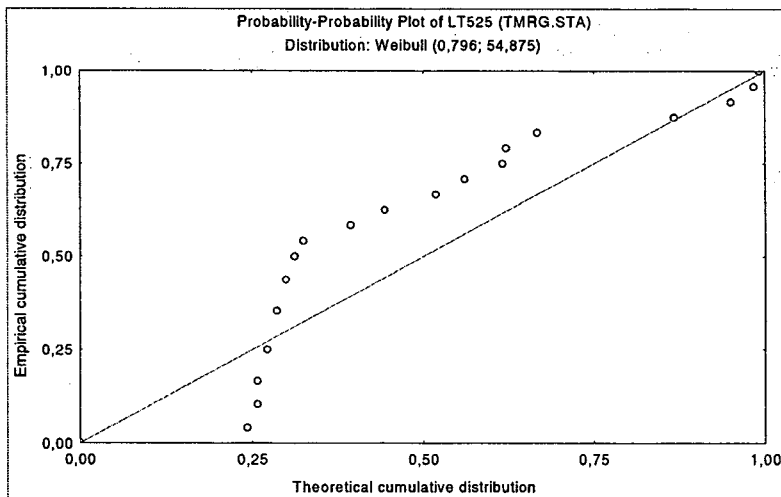


Figura 5.29 – Distribuição Weibull

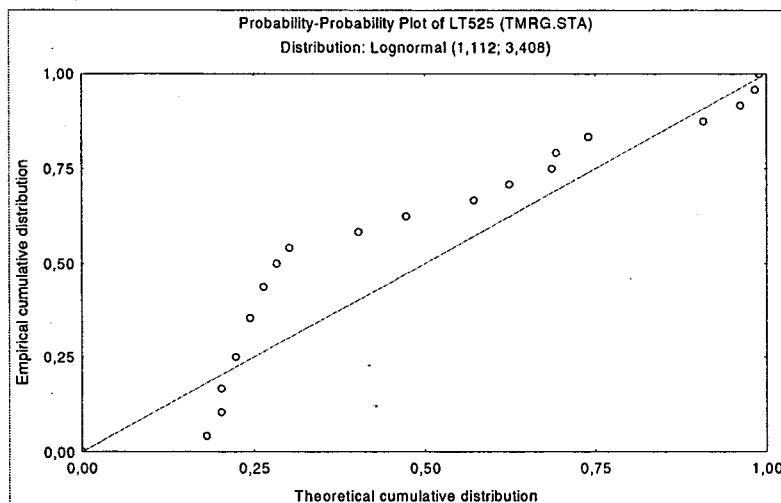


Figura 5.30 – Distribuição Log-Normal

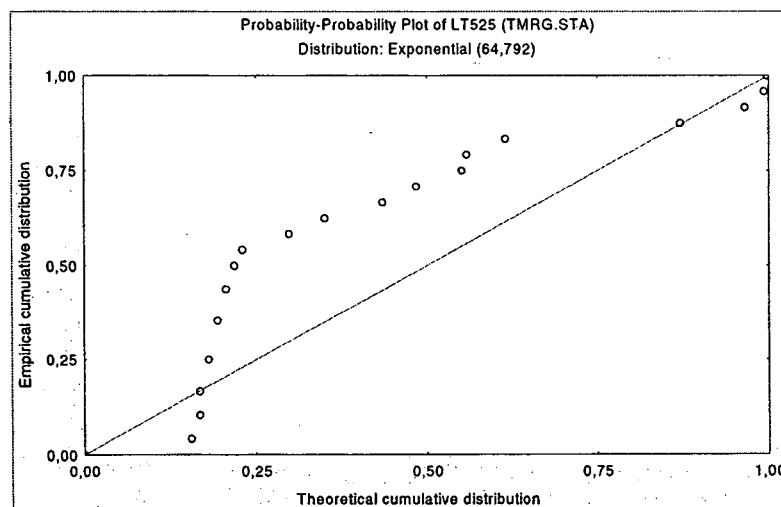


Figura 5.31 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.28 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	6,598	3	7,815	0,231	24	0,275	OK
Log-Normal	2,176	2	5,991	0,125	24	0,275	OK
Exponencial	5,474	2	5,991	0,202	24	0,275	OK

Em função dos resultados da Tabela 5.28, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Log-Normal. Observe-se que apesar das três funções não poderem ser rejeitadas, a que melhor adere é a Log-Normal:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Longo das linhas de 525 kV seguem uma distribuição Log-Normal com $\sigma = 1,112$ e $\mu = 3,408$ ”.

Tabela 5.29 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	13,988	17,000	0,583	0,708	0,583	0,708	0,125
60 – 109	6,036	3,000	0,251	0,125	0,834	0,833	0,001
109 – 158	2,060	1,000	0,086	0,042	0,920	0,875	0,045
158 – 207	0,862	0,000	0,036	0,000	0,956	0,875	0,081
207 – 256	0,479	1,000	0,020	0,042	0,976	0,917	0,059
256 – 305	0,287	0,000	0,012	0,000	0,988	0,917	0,071
305 – 354	0,144	1,000	0,006	0,042	0,994	0,958	0,036
> 354	0,144	1,000	0,006	0,042	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,125 < KS_{24} = 0,275$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.30 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	13,988	17,000	0,649
60 – 109	6,036	3,000	1,527
> 109	3,976	4,000	0,000
			2,176

Como $\chi^2 = 2,176 < \chi^2_{0,95;2} = 5,991$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos de reparo longo das linhas de 525 kV, seguem uma distribuição Log-Normal.

5.2.11 - Transformadores de 230 kV – Tempo de reparo longo

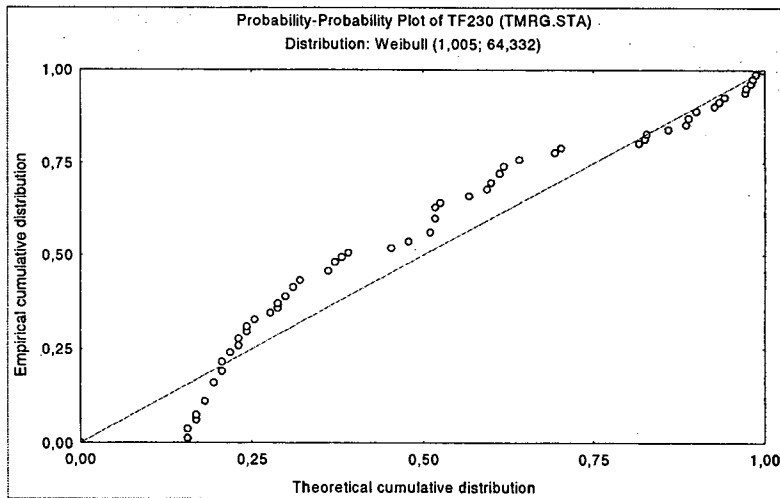


Figura 5.32 – Distribuição Weibull

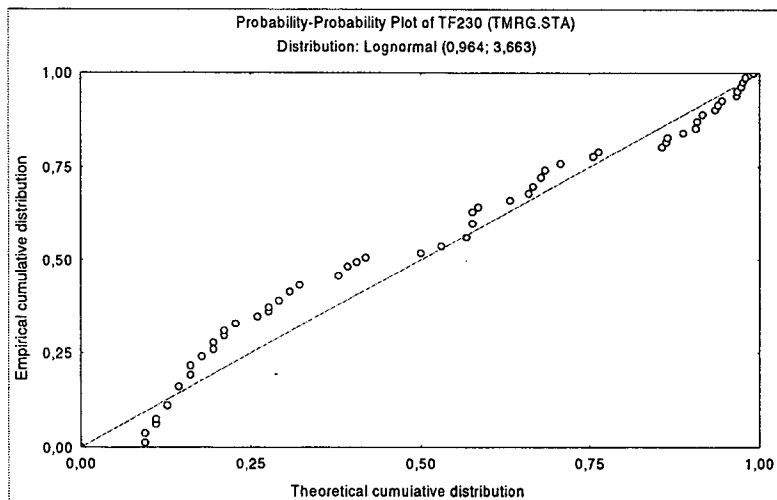


Figura 5.33 – Distribuição Log-Normal

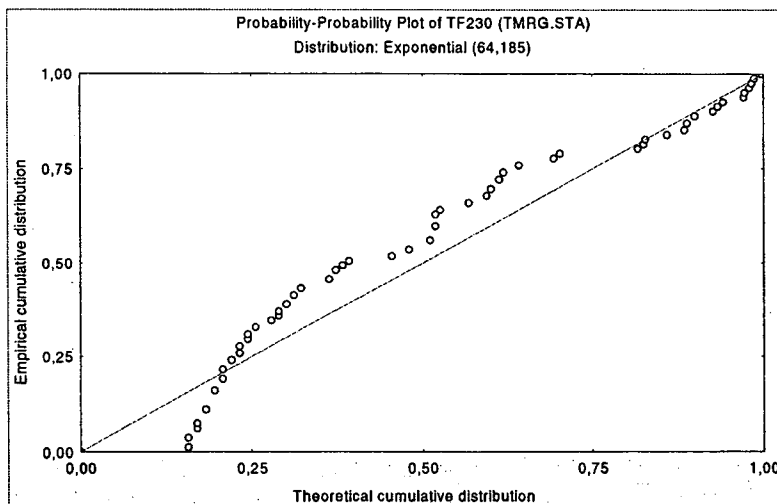


Figura 5.34 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.31 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	13,066	4	9,488	0,156	81	0,151	Não
Log-Normal	6,160	4	9,488	0,054	81	0,151	OK
Exponencial	13,504	4	9,488	0,152	81	0,151	Não

Em função dos resultados da Tabela 5.31, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Log-Normal:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Longo dos transformadores de 230 kV seguem uma distribuição Log-Normal com $\sigma = 0,964$ e $\mu = 3,663$ ”.

Tabela 5.32 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	49,635	54,000	0,613	0,667	0,613	0,667	0,054
60 – 109	18,593	10,000	0,230	0,123	0,842	0,790	0,052
109 – 158	6,790	8,000	0,084	0,099	0,926	0,889	0,037
158 – 207	2,910	3,000	0,036	0,037	0,962	0,926	0,036
207 – 256	1,455	2,000	0,018	0,025	0,980	0,951	0,029
256 – 305	0,808	3,000	0,010	0,037	0,990	0,988	0,002
305 – 354	0,485	0,000	0,006	0,000	0,996	0,988	0,008
> 354	0,323	1,000	0,004	0,012	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,054 < KS_{81} = 0,151$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.33 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a - b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	49,635	54,000	0,384
60 – 109	18,593	10,000	3,971
109 – 158	6,790	8,000	0,215
158 – 305	5,174	8,000	1,544
> 305	0,808	1,000	0,045
			6,160

Como $\chi^2 = 6,160 < \chi^2_{0,95;4} = 9,488$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos de reparo longo dos transformadores de 230 kV, seguem uma distribuição Log-Normal.

5.2.12 - Transformadores de 525 kV – Tempo de reparo longo

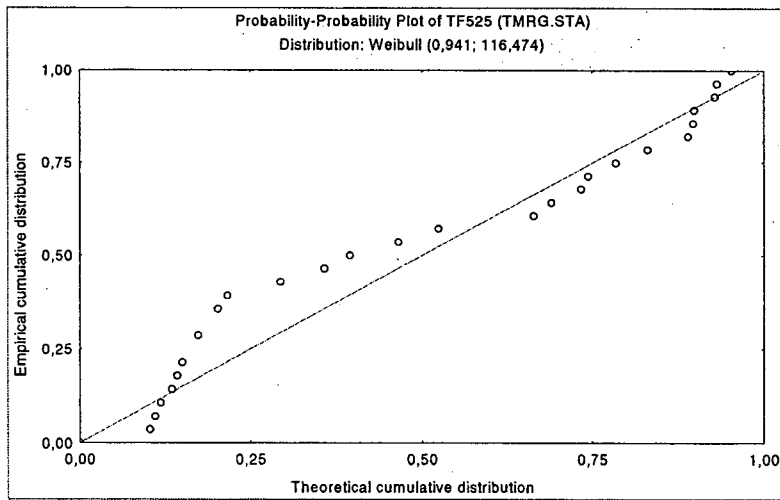


Figura 5.35 – Distribuição Weibull

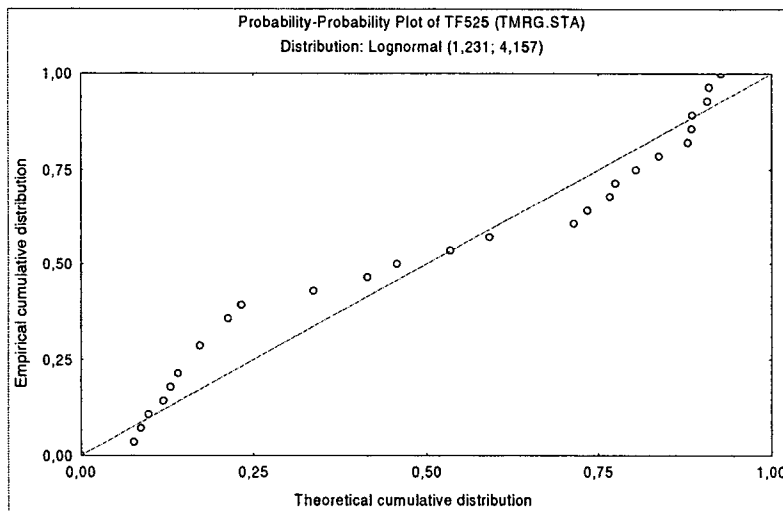


Figura 5.36 – Distribuição Log-Normal

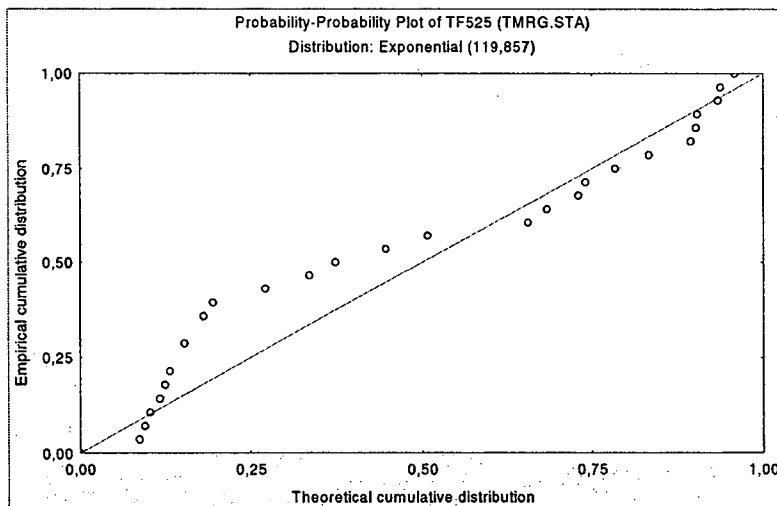


Figura 5.37 – Distribuição Exponencial

Tabela 5.34 - Resumo das provas de aderência

Função	QQ	gl	QQ _{Cr}	KS	n	KS _{Cr}	Resultado
Weibull	7,814	4	9,488	0,207	28	0,252	OK
Log-Normal	6,101	3	7,815	0,160	28	0,252	OK
Exponencial	6,950	3	7,815	0,197	28	0,252	OK

Em função dos resultados da Tabela 5.34, listamos abaixo, de forma detalhada, os testes de aderência da função Log-Normal. Note-se que apesar das três funções não poderem ser rejeitadas, a que melhor adere é a Log-Normal:

Hipótese Ho = “Os tempos de Reparo Longo dos transformadores de 525 kV seguem uma distribuição Log-Normal com $\sigma = 1,231$ e $\mu = 4,157$ ”.

Tabela 5.35 - Teste de aderência Kolmogorov-Smirnov

Faixa de t (minutos)	Frequência		Frequência %		Frequência % acumulada		D = a - b
	teórica	empírica	teórica	empírica	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	12,798	13,000	0,457	0,464	0,457	0,464	0,007
60 – 109	6,539	3,000	0,234	0,107	0,691	0,571	0,119
109 – 158	3,409	2,000	0,122	0,071	0,812	0,643	0,170
158 – 207	1,956	3,000	0,070	0,107	0,882	0,750	0,132
207 – 256	1,285	2,000	0,046	0,071	0,928	0,821	0,107
256 – 305	0,894	2,000	0,032	0,071	0,960	0,893	0,067
305 – 354	0,615	2,000	0,022	0,071	0,982	0,964	0,018
> 354	0,503	1,000	0,018	0,036	1,000	1,000	0,000

Como $KS = 0,170 < KS_{28} = 0,252$, a hipótese Ho não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 5.36 - Teste de aderência Qui-quadrado

Faixa de t (horas)	Frequência		$\frac{(a-b)^2}{a}$
	teórica (a)	empírica (b)	
11 – 60	12,798	13,000	0,003
60 – 109	6,539	3,000	1,915
109 – 207	5,365	5,000	0,025
> 207	3,297	7,000	4,158
			6,101

Como $\chi^2 = 6,101 < \chi^2_{0,95;3} = 7,815$, a hipótese H_0 não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.

Conclusão: No nível de significância de 5% não há razão para rejeitar a hipótese de que os tempos de reparo longo dos transformadores de 525 kV, seguem uma distribuição Log-Normal.

5.2.13 - Resumo

Apresentamos, na Tabela 5.37 a seguir, o resumo das distribuições obtidas.

Tabela 5.37 – Distribuições por grupo e variável

GRUPO	VARIÁVEL	Weibull	Log-Normal	Exponencial
Linhas de 230 kV	Tempo para falhas	QQ/KS	-	-
	Tempo de reparo curto	QQ/KS	KS	-
	Tempo de reparo longo	-	KS	-
Linhas de 525 kV	Tempo para falhas	QQ/KS	-	-
	Tempo de reparo curto	QQ/KS	KS	KS
	Tempo de reparo longo	QQ/KS	QQ/KS	QQ/KS
Transformadores de 230 kV	Tempo para falhas	QQ/KS	-	KS
	Tempo de reparo curto	QQ/KS	KS	-
	Tempo de reparo longo	-	QQ/KS	-
Transformadores de 525 kV	Tempo para falhas	QQ/KS	QQ/KS	QQ/KS
	Tempo de reparo curto	QQ/KS	QQ/KS	KS
	Tempo de reparo longo	QQ/KS	QQ/KS	QQ/KS

Considerando os resultados obtidos, e com vistas a manter certa uniformidade, vamos adotar a distribuição Weibull para todos os “Tempo para falhas” e “Tempo de reparo curto” e a distribuição Log-Normal para todos os “Tempo de reparo longo”.

5.3 – Estimação paramétrica

A partir da definição do tipo de distribuição para cada grupo e variável, a tarefa agora consiste em determinar individualmente, para cada linha e transformador, os parâmetros típicos da distribuição.

A função Distribuição de Probabilidades Weibull tem a forma:

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{-(t/\eta)^\beta},$$

onde β e η devem ser maiores que zero e são chamados de parâmetro de forma e parâmetro de escala, respectivamente. Tais parâmetros foram levantados individualmente, para cada linha de transmissão e transformador, para as variáveis tempo para falhas e tempo de reparo curto.

E a função Distribuição de Probabilidades Log-Normal tem a forma:

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(\log t - \mu)^2 / 2\sigma^2}$$

Nesta distribuição o logaritmo da variável aleatória é uma distribuição normal com média μ e desvio padrão σ . A média e o desvio padrão dos logaritmos dos tempos de reparo longo individuais, foram os parâmetros levantados.

5.4 – Demais dados necessários ao modelo

Além dos parâmetros das distribuições para os tempos para falhas, reparo curto e reparo longo, o modelo proposto necessita das remunerações anuais asseguradas de cada linha e transformador, bem como de suas relações entre número de falhas curtas e falhas longas.

As remunerações anuais asseguradas são necessárias para o cálculo das penalidades enquanto que a proporção entre falhas curtas e longas é utilizada durante a simulação Monte Carlo para definir de forma conveniente o tipo de falha quando de sua ocorrência.

Desta forma, resumizamos na tabela abaixo os parâmetros levantados, adicionado aos demais dados de entrada, necessários ao modelo:

Tabela 5.38 - Parâmetros e dados de entrada para a simulação Monte Carlo

Identificação	PB	L/(L+G)	Ua	Ub	La	Lb	Gm	Gdp
TF 230 A	194.760,00	0,333	4,96E-04	0,8387	0,0032	2,7254	2,7873	0,3959
LT 230 A	2.567.280,00	0,649	7,85E-03	0,6808	0,4878	0,8655	3,6150	1,2372
TF 525 A	1.208.400,00	0,000	2,26E-10	2,0222	-	-	2,5720	0,2304
LT 525 A	6.219.480,00	0,704	5,91E-04	0,9184	0,3726	1,0414	3,3855	1,1112
LT 525 B	6.219.480,00	0,931	7,33E-03	0,6398	0,2487	1,2208	5,3107	0,6944
LT 525 C	4.805.400,00	0,923	6,75E-05	1,1757	0,3641	1,0765	5,5686	0,5830

LT 525 D	4.731.000,00	1,000	4,94E-03	0,6678	0,3873	1,0345	-	-
LT 230 B	1.852.440,00	0,872	1,39E-03	0,8766	0,1353	1,6240	4,0443	1,3799
LT 525 E	1.647.600,00	0,833	1,56E-04	1,0101	0,1480	1,5057	3,0516	0,6834
LT 230 C	1.349.280,00	0,889	9,57E-04	0,8199	0,6329	0,9906	5,3906	0,7898
LT 230 D	1.765.920,00	0,720	7,80E-04	0,8655	0,5862	0,9314	3,3787	1,1385
LT 230 E	1.764.000,00	0,732	1,13E-03	0,8551	0,3449	1,2500	4,7556	1,0594
TF 525 M	815.880,00	0,400	1,37E-09	2,0714	0,0029	4,6917	5,4021	0,8184
LT 230 F	1.221.120,00	0,571	4,40E-04	0,9334	0,3115	1,1854	3,7898	1,2820
LT 230 G	2.019.840,00	0,611	5,54E-03	0,6340	0,4488	0,9511	3,1396	0,4820
TF 230 B	298.320,00	0,500	1,95E-08	1,8746	0,0073	3,4896	2,6994	0,3868
TF 230 C	298.320,00	0,400	2,10E-05	1,0902	0,0010	4,6970	3,2455	0,8003
TF 230 D	298.320,00	1,000	3,73E-06	1,2366	0,0017	3,3487	-	-
TF 230 E	316.440,00	0,667	3,79E-03	0,5995	0,0112	2,3962	5,4111	0,8350
TF 525 B	1.208.400,00	0,200	3,97E-07	1,5019	0,0640	1,8338	5,7112	1,0108
TF 525 C	1.208.400,00	0,250	3,36E-07	1,5890	0,3319	1,1851	5,6736	0,9444
LT 525 F	3.885.960,00	0,933	1,15E-02	0,6073	0,8021	0,7659	5,9660	0,5166
LT 230 H	871.440,00	0,727	2,73E-03	0,6849	0,3843	1,2988	5,3702	0,8576
LT 230 I	877.200,00	0,833	1,09E-05	1,2917	0,4512	1,0990	3,3307	0,4526
LT 230 J	1.511.400,00	1,000	2,05E-03	0,7074	0,7353	1,0377	-	-
LT 230 K	2.118.840,00	0,864	6,69E-05	1,1652	1,1314	0,7988	5,5260	1,1749
TF 230 F	194.760,00	0,667	1,06E-08	1,7721	0,0032	2,7254	5,0546	0,7478
TF 230 G	194.760,00	1,000	1,90E-09	1,8951	0,0151	2,0311	-	-
TF 230 H	194.760,00	1,000	3,64E-07	1,7930	0,3319	1,1851	-	-
LT 230 L	574.440,00	1,000	4,69E-04	0,8668	0,9257	0,7875	-	-
TF 525 D	1.208.400,00	0,250	2,67E-04	0,8788	0,0614	1,4835	2,6994	0,3868
TF 525 E	1.208.400,00	0,333	3,01E-02	0,4235	0,0151	2,0311	2,7272	0,4339
LT 230 M	1.186.680,00	0,875	1,56E-03	0,7703	1,8206	1,0791	5,2811	1,2122
LT 230 N	1.186.200,00	0,750	1,53E-04	0,9729	0,3787	1,2389	5,1106	1,2967
LT 230 O	1.234.440,00	0,692	1,15E-04	1,0575	0,9054	0,6840	5,0545	0,7508
LT 230 P	3.130.800,00	0,909	1,62E-03	0,7600	0,4017	1,0442	2,8039	0,3763
LT 230 Q	1.210.560,00	0,964	1,54E-02	0,5496	0,1898	1,5925	2,7383	0,3994
LT 230 R	879.600,00	0,714	1,97E-04	0,9183	0,0996	4,0058	2,8466	0,5318
LT 230 S	1.963.920,00	0,913	2,38E-05	1,2827	1,1795	0,7377	4,1576	1,2896
LT 230 T	1.964.880,00	0,800	4,16E-04	0,9597	0,7705	0,8804	3,5009	1,2395
TF 525 F	968.760,00	0,429	4,82E-06	1,3891	0,2835	1,0932	5,3118	1,0450
TF 230 I	279.480,00	0,667	2,25E-04	1,0224	0,0253	2,4488	4,9827	0,9473
TF 230 J	279.480,00	0,500	2,92E-05	1,2463	0,0264	2,0047	4,6793	0,9907
TF 230 K	279.480,00	0,571	3,54E-05	1,2640	0,0250	1,9042	4,2547	0,6247
LT 525 G	6.963.840,00	0,892	2,36E-03	0,7790	0,4312	1,0109	5,1322	0,7787
LT 525 H	3.481.320,00	0,660	1,16E-02	0,5484	0,4719	1,1619	5,5577	0,9647
TF 230 L	194.760,00	0,560	9,60E-03	0,5897	0,0405	2,0775	3,5322	1,2170
TF 230 M	194.760,00	0,737	5,16E-03	0,6463	0,0216	2,4873	4,8771	0,7841
LT 230 U	2.653.080,00	0,845	2,95E-03	0,8213	0,3922	0,8670	3,7101	0,7277
TF 230 N	291.000,00	0,400	2,92E-04	0,8854	0,0673	2,0403	2,7538	0,3470
LT 230 V	744.120,00	0,846	7,75E-04	0,8466	0,4788	1,0398	2,7006	0,2990
LT 230 W	2.584.440,00	0,636	2,61E-03	0,7259	0,7199	0,7764	3,4163	0,9615

LT 230 X	2.210.960,00	0,839	4,67E-03	0,7385	0,5268	0,9406	3,7525	1,0647
TF 525 G	1.113.480,00	0,250	1,91E-09	2,0061	0,2509	0,9860	3,7962	1,2320
TF 525 H	1.113.480,00	0,143	1,79E-03	0,6946	0,2102	0,8852	5,0652	0,9037
TF 525 I	1.113.480,00	0,875	5,05E-03	0,5984	0,0997	1,4081	2,6177	0,2504
TF 525 J	1.113.480,00	0,333	1,18E-07	1,8665	0,2835	1,0932	4,5288	0,9999
LT 525 I	8.790.840,00	0,850	1,08E-03	0,8255	0,4732	0,7632	4,9528	0,7457
LT 525 J	3.453.720,00	0,700	1,34E-03	0,7505	0,0969	1,8600	6,2243	0,1679
LT 525 K	458.220,00	0,972	1,00E-02	0,5966	0,6245	1,0556	2,8572	0,5070
LT 525 L	305.520,00	1,000	1,21E-06	1,4735	0,0611	1,4124	-	-
LT 525 M	305.520,00	0,000	1,41E-07	1,7766	-	-	5,2218	1,2151
TF 230 O	253.440,00	0,000	8,45E-04	0,7377	-	-	3,6997	0,7454
TF 230 P	298.920,00	0,000	7,04E-04	0,7252	-	-	3,4861	0,8886
TF 230 Q	253.440,00	0,250	7,11E-04	0,7253	0,3319	1,1851	4,3734	0,6928
TF 230 R	253.440,00	0,333	6,57E-04	0,7279	0,3319	1,1851	3,4184	0,9209
TF 230 S	280.920,00	0,000	2,00E-04	0,9293	-	-	3,7822	1,1013
TF 525 K	1.208.400,00	0,400	1,47E-04	0,9107	0,0614	1,4835	6,0101	0,3779
LT 230 Y	656.280,00	0,857	3,20E-03	0,6314	0,5258	0,8319	3,4800	0,5281
LT 230 Z	515.160,00	0,714	1,55E-06	1,3870	0,3607	1,6821	2,6938	0,3268
TF 230 T	262.200,00	0,875	1,42E-04	0,9550	0,1178	1,4459	4,6214	0,4842
TF 230 U	253.440,00	0,500	6,64E-08	1,5321	0,0614	1,4835	2,9830	0,5788
TF 230 V	253.440,00	0,500	1,25E-03	0,7111	0,0614	1,4835	2,6529	0,3085
TF 230 W	279.120,00	0,133	6,25E-04	0,8393	0,2364	0,9761	3,6498	1,1092
LT 230 AA	2.003.880,00	0,636	1,48E-03	0,8187	0,2986	1,2410	3,4152	0,8844
LT 230 AB	1.006.680,00	0,636	1,26E-02	0,5530	0,8221	0,6878	3,2836	1,2409
LT 230 AC	1.005.720,00	0,467	1,55E-03	0,7530	0,5773	0,8420	3,3183	0,5950
TF 230 X	274.080,00	0,857	5,93E-06	1,2094	0,2209	1,0184	5,4335	0,9035
TF 230 Y	226.320,00	0,600	3,53E-06	1,2232	0,0618	1,5715	2,7749	0,4146
TF 230 Z	274.080,00	0,000	2,19E-09	2,0069	-	-	4,8011	0,8960
TF 230 AA	274.080,00	0,000	2,48E-09	2,0476	-	-	4,9350	1,2389
TF 230 AB	226.320,00	0,000	1,15E-04	0,8712	-	-	4,4001	0,9930
LT 230 AD	936.960,00	0,864	5,84E-04	0,9030	0,9345	0,9851	4,4244	0,9833
LT 230 AE	1.780.200,00	0,765	3,31E-03	0,6849	0,4267	0,9225	4,7427	1,1076
LT 525 N	1.737.720,00	1,000	2,69E-05	1,1500	0,1868	1,7177	-	-
TF 525 L	3.312.000,00	0,643	5,67E-03	0,7491	0,0151	2,0311	3,4084	0,6719
TF 230 AC	291.000,00	0,500	5,94E-03	0,5692	0,2890	1,1918	4,1268	0,5515
TF 230 AD	256.200,00	0,667	5,72E-10	2,2276	0,2835	1,0932	2,8890	0,5585
TF 230 AE	256.200,00	1,000	8,76E-10	1,9581	0,0672	1,5792	-	-
LT 230 AF	1.384.200,00	0,760	3,42E-03	0,7158	0,7338	0,7248	5,4742	1,0031
LT 230 AG	255.720,00	0,200	9,35E-07	1,4324	0,9511	1,7961	3,9152	0,6581
LT 230 AH	720.600,00	0,846	5,64E-04	0,8555	0,4996	0,8753	5,3760	0,9550
LT 230 AI	700.560,00	1,000	1,12E-05	1,2619	0,8541	0,8556	-	-
TF 230 AF	203.400,00	1,000	3,66E-10	2,0231	0,0614	1,4835	-	-
TF 230 AG	203.400,00	1,000	2,36E-10	1,9828	0,4345	1,3172	-	-
TF 230 AH	203.400,00	0,333	2,94E-06	1,2703	0,0640	1,8338	6,0821	0,2807
TF 230 AI	194.760,00	0,333	2,69E-06	1,2789	0,0640	1,8338	5,4144	0,8475
TF 230 AJ	204.480,00	1,000	5,75E-10	1,9790	0,4345	1,3172	-	-

LT 230 AJ	876.720,00	0,769	8,05E-03	0,5746	0,4263	0,9685	5,7898	0,2692
LT 525 O	5.057.520,00	0,938	8,04E-05	1,0990	0,3829	0,9238	2,6529	0,3085

Onde:

Identificação – Identificação da linha ou transformador;

PB – Remuneração anual assegurada;

$L/(L+G)$ – Relação entre o número de falhas curtas e o número de falhas total;

Ua – Parâmetro de escala da distribuição Weibull para os tempos para falhas;

Ub – Parâmetro de forma da distribuição Weibull para os tempos para falhas;

La – Parâmetro de escala da distribuição Weibull para os tempos de reparo curtos;

Lb – Parâmetro de forma da distribuição Weibull para os tempos de reparo curtos;

Gm – Média dos logaritmos dos tempos de reparo longo para a distribuição Log-Normal;

Gdp – Desvio padrão dos logaritmos dos tempos de reparo longo para a distribuição Log-Normal;

CAPÍTULO 6

Avaliação do risco de empresas de transmissão

6.1 - Introdução

A reestruturação do setor de energia elétrica no Brasil levada a efeito a partir de 1998, impôs um processo de desverticalização, separando os segmentos de geração, transmissão e distribuição. A transmissão, devido a sua característica de monopólio natural, permaneceu regulada.

Assim, a exemplo do que vem sendo feito em diversos países, a transmissão extrai sua renda pelo conceito de “Receita Assegurada”. Essa remuneração, fixada pelo Agente Regulador, visa propiciar à transmissora uma adequada remuneração para seus ativos, bem como assegurar a recuperação dos custos incorridos de manutenção e operação.

Porém, esta forma de remuneração, isoladamente, tende a comprometer a qualidade do serviço prestado, na medida em que não há incentivo algum para que a disponibilidade dos ativos seja maximizada.

Por outro lado, o Operador do Sistema busca a obtenção de um ponto de operação de mínimo custo e ao mesmo tempo seguro, o que implica na maximização da disponibilidade do sistema de transmissão. Assim, nota-se que há um conflito de interesses implícito no modelo, e por esse motivo tem sido usual, por parte do Agente Regulador, a inserção do conceito de “Parcela Variável” da receita.

Com o propósito de estimular a manutenção da qualidade do serviço, parte da receita obtida pela transmissora é dependente da disponibilidade verificada de seus ativos. Quanto maior a disponibilidade, maior a renda global da transmissora.

De uma maneira geral, as empresas conseguem ter um bom controle sobre as indisponibilidades programadas, porém não sobre as não programadas já que estas dependem fundamentalmente da concepção inicial do projeto e do ambiente, sendo, portanto,

aleatórias. Desta forma, torna-se imperioso para as empresas transmissoras, o desenvolvimento de modelos que possibilitem a avaliação desta parcela de risco, possibilitando assim seu tratamento de forma adequada.

6.2 - Principais aspectos do modelo desenvolvido

No capítulo três viu-se que a operação do sistema de transmissão pode ser representada por estados através de modelos de Markov, onde a cada instante, determinado equipamento pode estar disponível ou indisponível.

Para conferir maior precisão ao modelo, dividiu-se o estado “indisponível” em três sub-estados: “em manutenção”, “em falha curta”, “em falha longa”. O motivo primordial da distinção em falha curta e longa decorre do fato de que as primeiras são de curta duração porém numerosas, característica inversa às falhas longas, e a separação tem como base a necessidade ou não da atuação da equipe de manutenção no retorno à operação normal.

A seguir, viu-se que é possível o tratamento analítico das variáveis implícitas nos modelos de Markov através da Convolução das funções densidade de probabilidade das variáveis, porém, chegou-se à conclusão, devido a complexidade de tal tratamento, que a melhor alternativa é a representação da operação do sistema de transmissão através da técnica de simulação Monte Carlo.

Viu-se que os ingredientes da técnica de simulação Monte Carlo são basicamente uma variável aleatória com sua distribuição de probabilidade de ocorrência e uma seqüência de números randômicos, e o resultado se dá em forma de um histograma, cujas magnitudes de freqüência normalizadas, são uma aproximação da função densidade de probabilidade de ocorrência da variável em estudo.

As variáveis aleatórias de interesse em nosso trabalho são os tempos de falha curta e longa e tempos para falha.

A solução proposta para a obtenção das distribuições de probabilidade de ocorrência, necessárias para operar o modelo, parte da “estimação não paramétrica” por família de equipamentos: linhas de 230 kV, linhas de 525 kV, transformadores de 230

kV e transformadores de 525 kV. A simplificação deste tratamento por famílias deve-se à necessidade estatística de contar-se com uma amostra significativa de ocorrências, sem a qual não seria possível proceder-se a estimação de forma a obter resultados confiáveis.

Com o passo anterior obtém-se a “forma” característica das funções distribuições de probabilidade de ocorrência, e a análise das formas ficou circunscrita às distribuições “Weibull”, “Log-Normal” e “Exponencial” em virtude da maior proximidade, verificada graficamente, aos dados do histórico de ocorrências de dez anos de operação do sistema de transmissão da ELETROSUL, no qual o modelo se baseia.

A seguir, agora individualmente, foram definidos os parâmetros próprios das distribuições de cada ativo de transmissão (linhas e transformadores), através da “estimação paramétrica”.

Com estes dados já seria possível representar a operação do sistema em termos dos três estados de interesse do modelo: “em operação”, “em falha curta” e “em falha longa”, porém, como estamos interessados nas penalidades, inserimos no modelo as regras de penalidade propostas pelo agente regulador – a ANEEL, de forma a obtermos diretamente a “parcela variável” da receita.

Estas regras, por sua vez, ainda não foram estabelecidas oficialmente pela ANEEL. Então, usamos o já conhecido até o momento, mas o modelo permite a qualquer tempo, de forma bastante fácil, inserir qualquer alteração nas regras.

Particularmente são de nosso interesse as regras de penalidade por indisponibilidade forçada, já que as programadas entram no modelo como valores fixos, ou seja, número de horas de indisponibilidade programada anual, por ativo.

A penalidade das indisponibilidades não programadas ocorre segundo a seguinte fórmula:

Penalidade = $Ko_i * PB_i * DOD_i$, onde:

Ko_i = Fator de penalidade para as indisponibilidades não programadas = 150;

PB_i = Remuneração horária assegurada do ativo i ;

DOD_i = Duração total das indisponibilidades não programadas associadas ao ativo i ;

Não são considerados para efeito do cálculo da penalidade:

- a. Desligamentos devidos a caso fortuito ou de força maior;
- b. Desligamentos, por atuação de esquemas especiais de proteção, desde que, após o desligamento, a instalação esteja apta a ser energizada;
- c. Desligamentos em função de evento na rede elétrica que tenham sido iniciados devido a contingências em outra instalação, da própria ou de qualquer outra Concessionária de Transmissão ou Usuário, excetuados os casos de atuação indevida da proteção e erros de operação da transmissora, desde que, após o desligamento a instalação esteja apta a ser energizada;
- d. Desligamentos que tenham sido ocasionados por ação indevida do ONS.
- e. Desligamentos ocorridos por falhas em decorrência da não inclusão ou modificação no Programa Mensal de Manutenção por parte do ONS.

Com relação ao número de anos necessários de simulação da operação do sistema, o mesmo é definido pela precisão requerida do simulador. Em nosso trabalho a precisão fixada foi de 1% (variância máxima do estimador de 1%).

Quanto ao aspecto computacional, a estimação não paramétrica utilizou o software “Statística 5.0” e a estimação paramétrica e o programa em si utilizaram o software “Matlab 5.3” com o módulo adicional de estatística.

A seguir, apresentamos os resultados obtidos com a aplicação do modelo.

6.3 - Resultados

A partir dos parâmetros e dados de entrada levantados, passamos à aplicação do modelo. Para tanto simulamos a operação de parte da rede de transmissão da ELE-TROSUL, e avaliamos os resultados considerando vários casos:

- a. Caso base – Somente falhas forçadas e fator de penalidade $K_f = 150$;

- b. Penalidade por frequência – Considerando a frequência das falhas com franquia de 4 falhas (penalidade adicional a partir da 5ª falha, nos últimos 12 meses);
- c. Sensibilidade à variação da franquia do número de falhas (franquia de 1 a 10 falhas);
- d. Sensibilidade à variação do fator de penalidade K_f (K_f de 50 a 250);
- e. Penalidade por indisponibilidades programadas – Caso base e adicionando as penalidades devido às indisponibilidades programadas;
- f. Sensibilidade à penalidade por frequência com indisponibilidades programadas;
- g. Sensibilidade à relação K_f/K_p – Mantendo o fator $K_f = 150$ e variando o fator K_p .

6.3.1 - Caso base

As premissas para este caso são as seguintes:

- Consideradas somente as indisponibilidades forçadas;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$;

Apresentamos inicialmente, nas figuras a seguir, algumas formas individuais típicas de distribuição de penalidade obtidas pela aplicação do modelo:

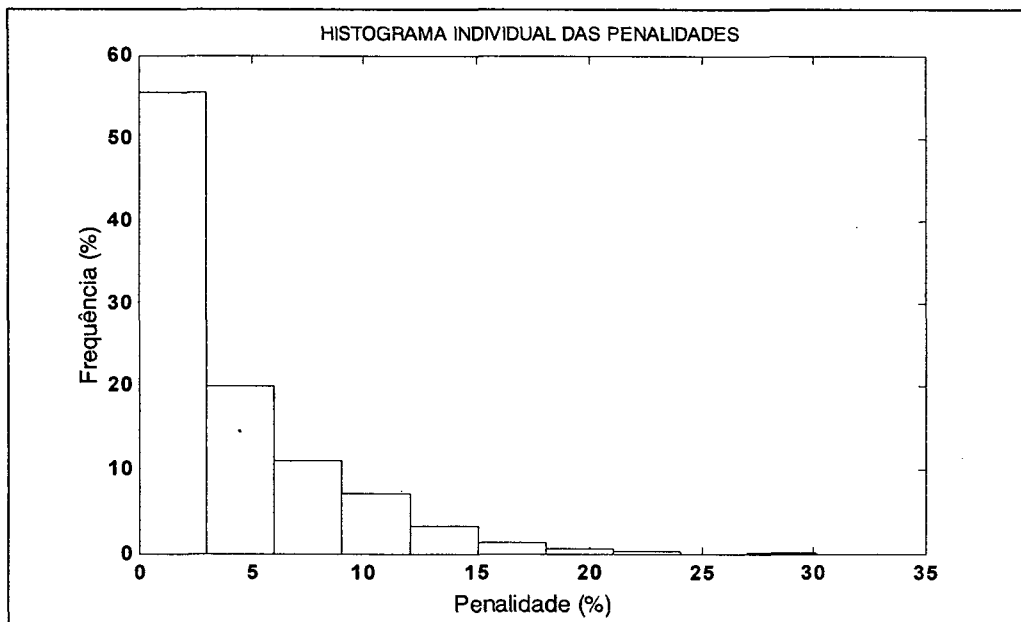


Figura 6.1 – LT 230 A

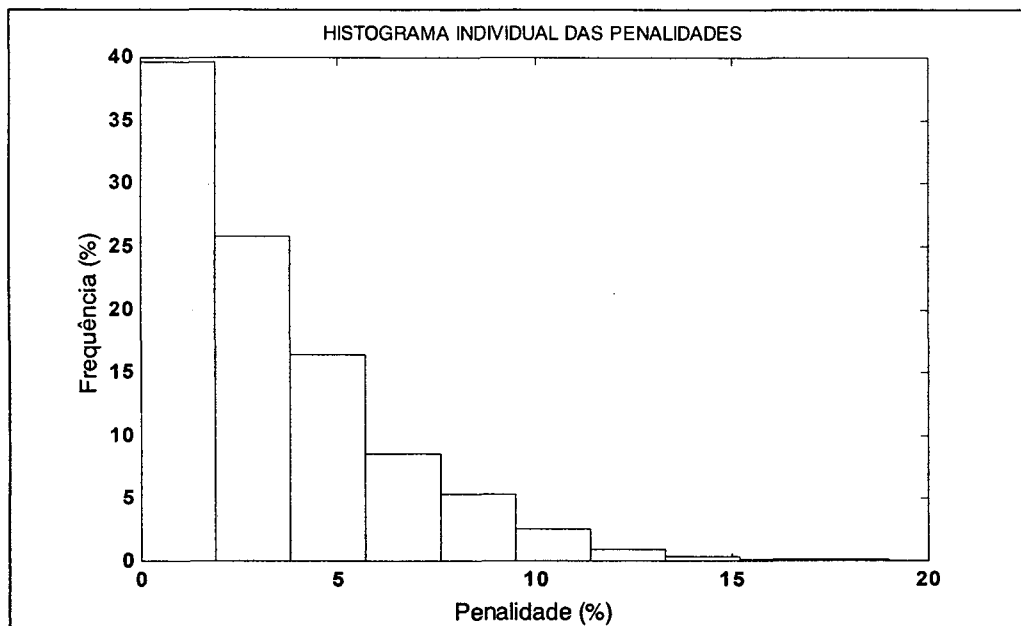


Figura 6.2 – TF 230 K

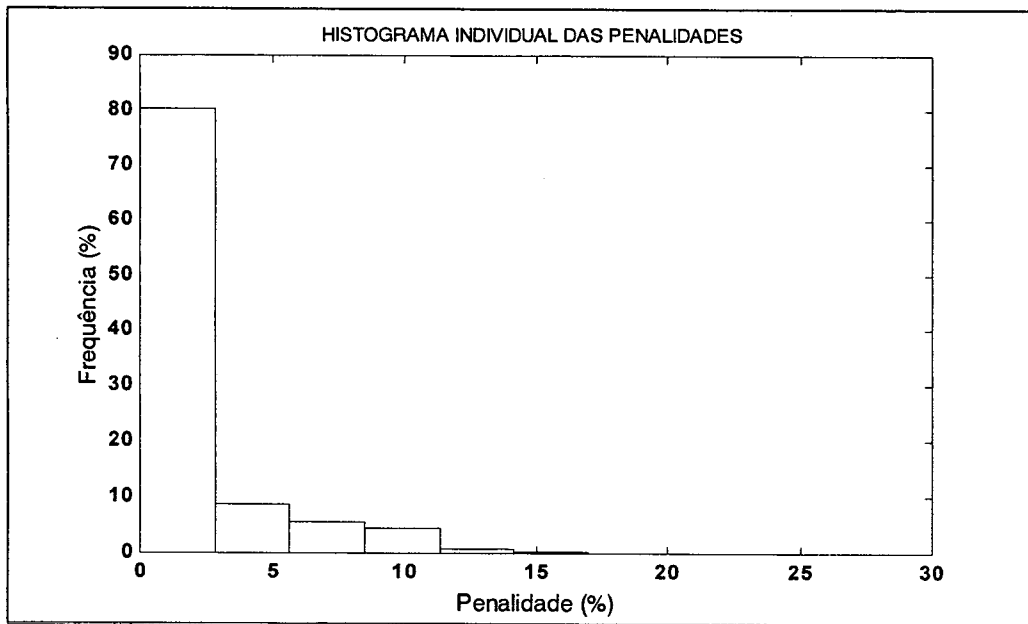


Figura 6.3 – LT 525 I

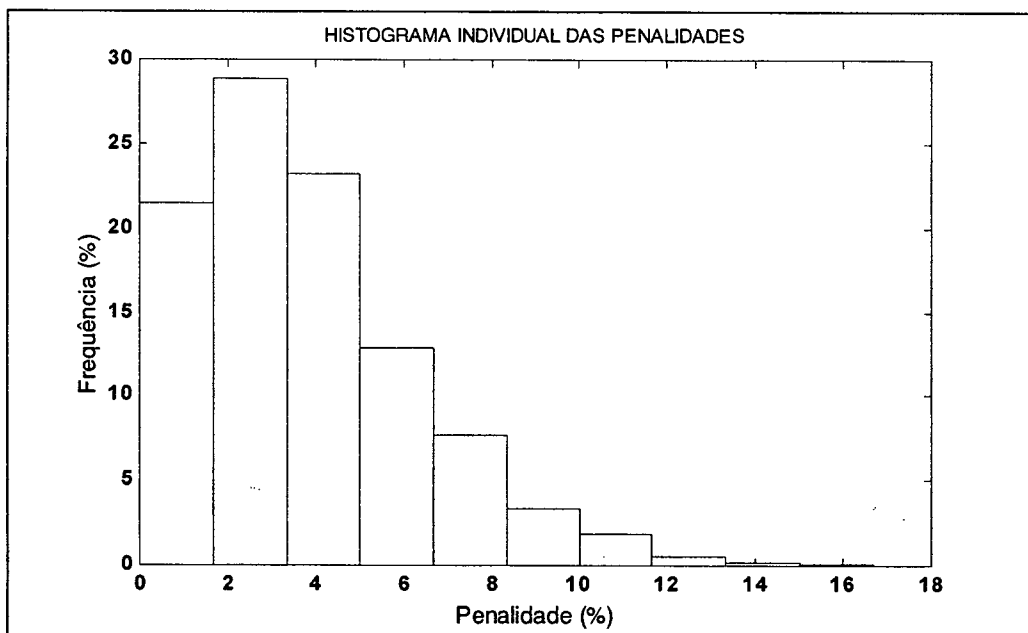


Figura 6.4 – TF 525 L

Observa-se que as formas de distribuição resultantes são muito diversas, respondendo aos parâmetros de entrada individuais e às regras de penalidade consideradas.

Na Tabela 6.1 mostramos os valores de penalidade individuais médios para as linhas e transformadores considerados. A lista está ordenada de forma decrescente considerando os percentuais de penalidades individuais em relação à penalidade total.

Tabela 6.1 - Penalidades percentuais Individuais – Caso base

Penalidade Média Individual (%) – Caso Base								
Código	Identificação	%	Código	Identificação	%	Código	Identificação	%
58	LT 525 I	6.48	10	LT 230 C	0.69	56	TF 525 I	0.07
45	LT 525 G	6.33	33	LT 230 M	0.68	51	LT 230 V	0.07
86	TF 525 L	6.15	43	TF 230 J	0.60	78	TF 230 X	0.06
46	LT 525 H	5.18	39	LT 230 S	0.60	38	LT 230 R	0.06
2	LT 230 A	4.94	15	LT 230 G	0.56	64	TF 230 P	0.06
59	LT 525 J	4.54	42	TF 230 I	0.53	27	TF 230 F	0.05
5	LT 525 B	4.31	76	LT 230 AB	0.51	85	LT 525 N	0.05
22	LT 525 F	3.97	83	LT 230 AD	0.47	71	TF 230 T	0.05
4	LT 525 A	3.95	44	TF 230 K	0.45	69	LT 230 Y	0.05
6	LT 525 C	3.80	100	LT 525 O	0.43	17	TF 230 C	0.04
12	LT 230 E	2.90	92	LT 230 AH	0.41	3	TF 525 A	0.04
49	LT 230 U	2.67	81	TF 230 AA	0.39	50	TF 230 N	0.04
90	LT 230 AF	2.50	54	TF 525 G	0.38	1	TF 230 A	0.04
57	TF 525 J	2.47	77	LT 230 AC	0.36	66	TF 230 R	0.03
21	TF 525 C	2.35	7	LT 525 D	0.35	16	TF 230 B	0.03
41	TF 525 F	2.18	74	TF 230 W	0.27	60	LT 525 K	0.03
53	LT 230 X	2.04	80	TF 230 Z	0.26	25	LT 230 J	0.03
26	LT 230 K	1.96	36	LT 230 P	0.26	61	LT 525 L	0.03
8	LT 230 B	1.71	67	TF 230 S	0.25	70	LT 230 Z	0.03
55	TF 525 H	1.67	9	LT 525 E	0.24	88	TF 230 AD	0.02
35	LT 230 O	1.65	96	TF 230 AH	0.23	73	TF 230 V	0.02
20	TF 525 B	1.62	48	TF 230 M	0.21	29	TF 230 H	0.02
68	TF 525 K	1.54	19	TF 230 E	0.18	93	LT 230 AI	0.01
84	LT 230 AE	1.41	47	TF 230 L	0.17	79	TF 230 Y	0.01
75	LT 230 AA	1.31	97	TF 230 AI	0.17	30	LT 230 L	0.01
52	LT 230 W	1.26	32	TF 525 E	0.16	72	TF 230 U	0.01
14	LT 230 F	1.26	31	TF 525 D	0.16	18	TF 230 D	0.01
62	LT 525 M	1.07	37	LT 230 Q	0.13	28	TF 230 G	0.00
99	LT 230 AJ	1.05	24	LT 230 I	0.11	89	TF 230 AE	0.00
40	LT 230 T	0.94	91	LT 230 AG	0.11	94	TF 230 AF	0.00
23	LT 230 H	0.81	87	TF 230 AC	0.10	98	TF 230 AJ	0.00
34	LT 230 N	0.80	63	TF 230 O	0.09	95	TF 230 AG	0.00
11	LT 230 D	0.75	65	TF 230 Q	0.08			
13	TF 525 M	0.74	82	TF 230 AB	0.08			

Vemos que o modelo, através do destaque dos ativos que mais impactam a redução de receita, fornece importante informação no sentido de possibilitar a administração conveniente dos trabalhos de manutenção preventiva e outras providências pertinentes. Assim, observa-se que os dez primeiros componentes são responsáveis por 50% da penalidade anual e que os 20 primeiros causam 72% da penalidade total.

Na Figura 6.5 a seguir mostramos o histograma global das penalidades, bem como o aspecto do ajuste de uma curva Log-Normal, ao referido histograma.

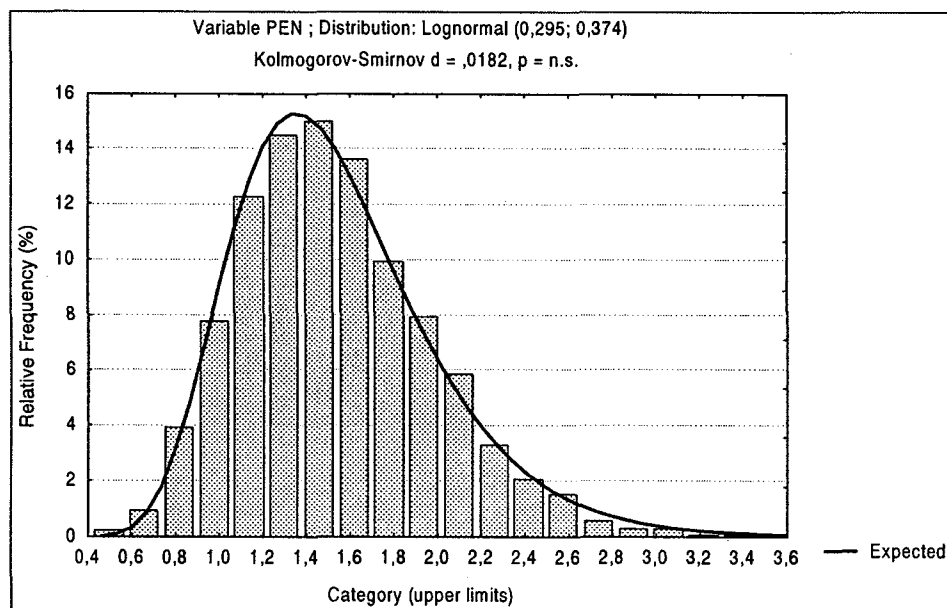


Figura 6.5 – Histograma Global das Penalidades com ajuste para Log-Normal

Verificamos, pela figura acima, que a distribuição das penalidades considerando somente as indisponibilidades forçadas de todos os ativos, se dá com uma variabilidade significativa, indo de 0,4% a 3,6%, com uma média de 1,52%.

Também observamos que a forma de distribuição difere significativamente de uma normal padrão, aderindo adequadamente à Log-Normal com parâmetros média dos logaritmos das penalidades $\mu = 0,374$ e desvio padrão dos mesmos $\sigma = 0,295$, confirmado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. No teste $KS = 0,0182 < KS_{3351} = 0,023$ para o nível de significância de 5%.

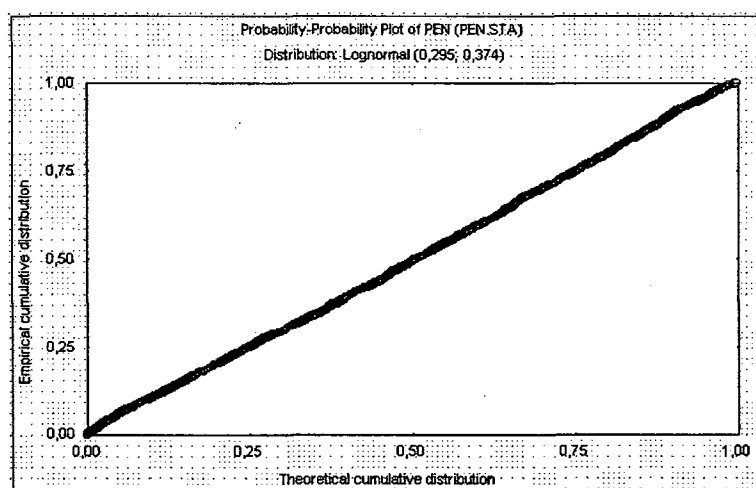


Figura 6.6 – Aderência da curva Log-Normal ao Histograma Global

A média global empírica obtida pela simulação Monte Carlo foi de 1,5165% ao passo que a esperada, dada pela expressão:

$$E(X) = e^{\mu + (\sigma^2/2)}, \text{ resulta em } 1,5182\%.$$

A seguir, mostramos as funções Densidade de Probabilidade de penalidade e a Distribuição Cumulativa de penalidade, já considerando o ajuste pela curva Log-Normal com os parâmetros $\mu = 0,374$ e $\sigma = 0,295$.

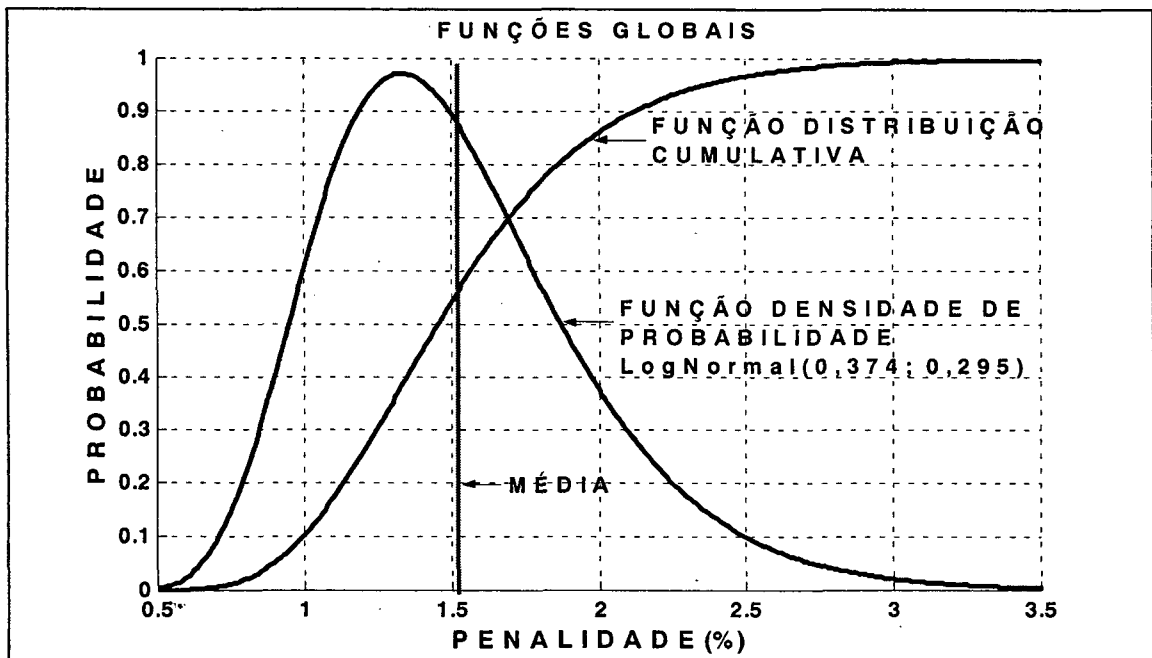


Figura 6.7 – Funções Densidade de Probabilidade e Distribuição Cumulativa

Observa-se que como resultado da aplicação do modelo, importantes estatísticas são extraídas, tanto a nível individual quanto global.

Tomando-se, por exemplo, a função distribuição cumulativa global, conclui-se que a probabilidade de ocorrer penalidade superior a 2% é de 14%, portanto, espera-se em média, uma ocorrência desta magnitude a cada 7 anos.

De posse desta informação, a empresa pode optar por contratar seguro que assegure a mesma não pagar nenhuma penalidade acima deste patamar (sempre que ocor-

rer valor acima, o seguro cobre). Neste caso, qual seria o valor máximo anual a pagar pelo seguro?

Partindo da função densidade de probabilidade, sabemos que o valor esperado da penalidade é obtido pelo somatório de todos os níveis de penalidade possíveis, multiplicado pela respectiva probabilidade de ocorrência, ou seja:

$$E(P) = \sum_{n=0}^{\infty} (np_n) \quad (6.1)$$

onde:

$E(P)$ = Valor médio de penalidade;

n = nível de penalidade;

p_n = probabilidade de ocorrência do nível de penalidade n ;

Como estamos interessados na parcela de penalidade superior a 2%, a expressão acima toma a forma:

$$E(P) = \sum_{n=2}^{\infty} (np_n) \quad (6.2)$$

Para obter a mesma informação expressa em valor monetário, devemos multiplicar a penalidade percentual ($E(P)$) pela receita assegurada da empresa. Assim, a penalidade expressa em R\$ toma a forma:

$$E(PR\$) = E(P)Ra \quad (6.3)$$

onde:

$E(PR\$)$ = Penalidade esperada em reais;

Ra = Remuneração assegurada global da empresa (R\$).

Aplicando-se a fórmula acima verificamos que o valor anual a pagar seria da ordem de R\$ 617 mil.

Através deste exemplo verificamos que o modelo permite não só avaliar com segurança o risco representado pela grande variabilidade das penalidades, mas também a adoção de medidas para diluí-lo de forma conveniente.

6.3.2 - Penalidade adicional por frequência das falhas

A motivação para testarmos esta modalidade de penalidade deve-se ao fato de que para o Sistema Elétrico, além da duração das interrupções, a frequência também é um item importante, quando se busca avaliar a qualidade do serviço de transmissão. Assim, as premissas adotadas consistem em, além das já adotadas no caso base:

- Consideradas somente as indisponibilidades forçadas;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$;

Mais a seguinte:

- Incluídas penalidades adicionais conforme a frequência de falhas, considerando os últimos 12 meses (janela móvel): Quando a franquia de falhas for excedida, considera-se o tempo de reparo da função em uma hora, independentemente da falha ser leve ou grave, desde é claro que o tempo de reparo original seja inferior a uma hora. Aqui a franquia considerada foi de 4 falhas, ou seja, a partir da 5ª falha há a penalidade adicional.

Pela observação da Tabela 6.2 abaixo concluímos que se inserida penalidade adicional por frequência de falhas ocorridas nos últimos 12 meses, há um acréscimo significativo na média das penalidades, subindo dos 1,52% para 2,17% no caso de uma franquia de 4 falhas (só há penalidade adicional a partir da 5ª falha).

Neste caso observamos que a ordem de impacto nas penalidades variou em resposta à taxa de falha de cada ativo, agora um item importante e que não era levado em consideração no caso base.

Novamente a ordem de apresentação das linhas e transformadores está considerando os percentuais de penalidade individuais em relação à penalidade total anual.

Observamos que os componentes que apresentam uma maior taxa de falha tiveram um adicional maior de penalidade, o que já era esperado.

Neste sentido, merece um comentário especial o Transformador TF 525 L, que aparece em primeiro lugar na lista. Como é um equipamento que apresenta uma eleva-

da taxa de falha comparativamente aos demais, a resposta à penalidade por frequência foi bastante sentida.

Tabela 6.2 - Penalidades Individuais incluindo penalidade por frequência

Código	Identificação	%	Código	Identificação	%	Código	Identificação	%
86	TF 525 L	13.17	10	LT 230 C	0.60	82	TF 230 AB	0.07
45	LT 525 G	6.32	34	LT 230 N	0.57	63	TF 230 O	0.06
49	LT 230 U	5.81	15	LT 230 G	0.55	65	TF 230 Q	0.06
2	LT 230 A	5.70	13	TF 525 M	0.52	38	LT 230 R	0.05
5	LT 525 B	5.29	39	LT 230 S	0.47	64	TF 230 P	0.05
58	LT 525 I	5.21	33	LT 230 M	0.44	27	TF 230 F	0.04
46	LT 525 H	4.04	43	TF 230 J	0.44	78	TF 230 X	0.04
59	LT 525 J	3.68	42	TF 230 I	0.43	85	LT 525 N	0.04
22	LT 525 F	3.46	76	LT 230 AB	0.40	71	TF 230 T	0.03
4	LT 525 A	3.43	44	TF 230 K	0.37	69	LT 230 Y	0.03
8	LT 230 B	3.28	100	LT 525 O	0.35	17	TF 230 C	0.03
53	LT 230 X	2.99	83	LT 230 AD	0.34	50	TF 230 N	0.03
6	LT 525 C	2.88	36	LT 230 P	0.29	1	TF 230 A	0.03
12	LT 230 E	2.42	77	LT 230 AC	0.29	3	TF 525 A	0.02
90	LT 230 AF	1.84	54	TF 525 G	0.28	25	LT 230 J	0.02
57	TF 525 J	1.72	92	LT 230 AH	0.28	16	TF 230 B	0.02
21	TF 525 C	1.71	81	TF 230 AA	0.26	66	TF 230 R	0.02
41	TF 525 F	1.49	32	TF 525 E	0.24	61	LT 525 L	0.02
75	LT 230 AA	1.46	9	LT 525 E	0.22	73	TF 230 V	0.02
26	LT 230 K	1.44	74	TF 230 W	0.19	29	TF 230 H	0.02
55	TF 525 H	1.24	80	TF 230 Z	0.19	70	LT 230 Z	0.02
20	TF 525 B	1.13	47	TF 230 L	0.19	88	TF 230 AD	0.02
84	LT 230 AE	1.11	48	TF 230 M	0.18	93	LT 230 AI	0.01
35	LT 230 O	1.08	67	TF 230 S	0.18	30	LT 230 L	0.01
14	LT 230 F	1.04	96	TF 230 AH	0.17	72	TF 230 U	0.01
68	TF 525 K	1.01	19	TF 230 E	0.12	79	TF 230 Y	0.01
52	LT 230 W	0.98	31	TF 525 D	0.11	18	TF 230 D	0.01
7	LT 525 D	0.96	97	TF 230 AI	0.11	28	TF 230 G	0.00
40	LT 230 T	0.80	60	LT 525 K	0.08	89	TF 230 AE	0.00
62	LT 525 M	0.74	56	TF 525 I	0.08	94	TF 230 AF	0.00
99	LT 230 AJ	0.69	24	LT 230 I	0.08	98	TF 230 AJ	0.00
11	LT 230 D	0.67	91	LT 230 AG	0.08	95	TF 230 AG	0.00
37	LT 230 Q	0.64	51	LT 230 V	0.07			
23	LT 230 H	0.61	87	TF 230 AC	0.07			

Na figura seguinte, mostra-se o histograma das penalidades considerando a frequência das falhas.

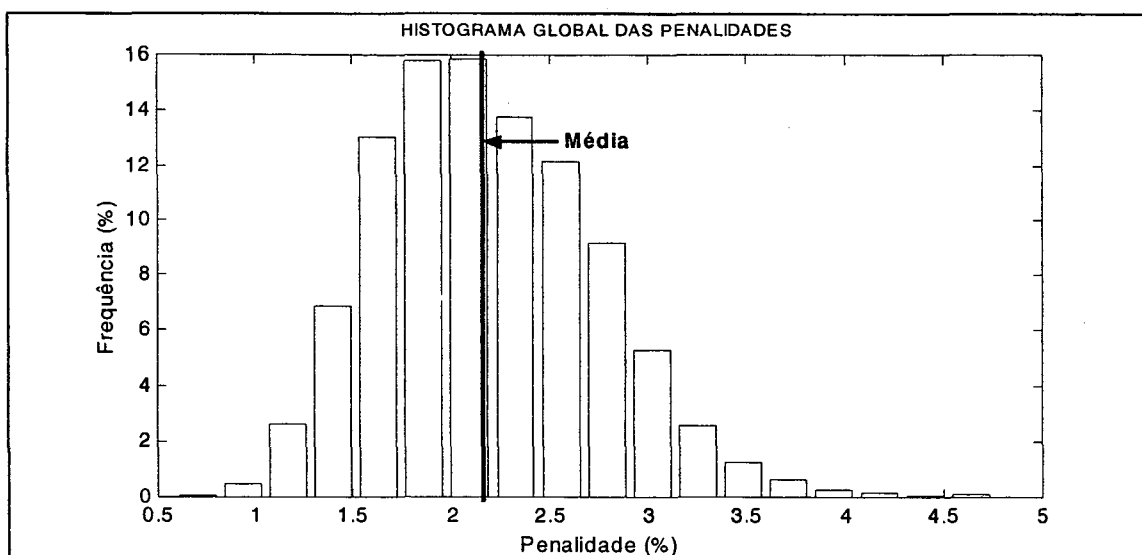


Figura 6.8 – Histograma das penalidades considerando a frequência das falhas

6.3.3 - Sensibilidade à penalidade por frequência das falhas

As premissas adotadas foram as seguintes:

Além das já adotadas no caso base:

- Consideradas somente as indisponibilidades forçadas;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$;

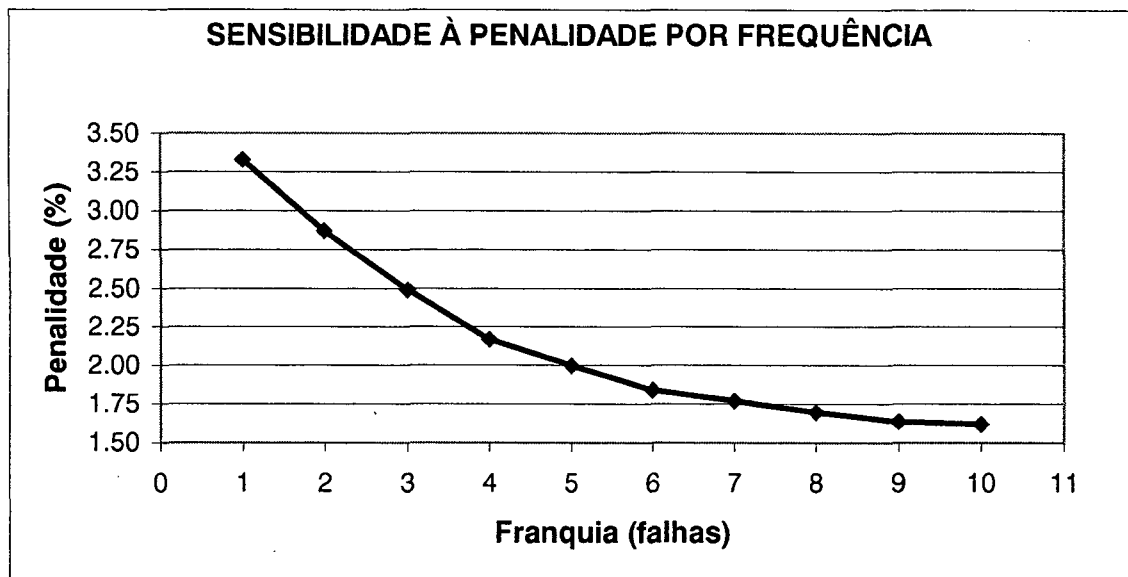
Mais a seguinte:

- Incluídas penalidades adicionais conforme a frequência de falhas, considerando os últimos 12 meses (janela móvel): Quando a franquia de falhas for excedida, considera-se o tempo de reparo da função em uma hora, independentemente da falha ser leve ou grave, desde é claro que o tempo de reparo original seja inferior a uma hora. A franquia considerada foi de 1 a 10 falhas.

Pela análise da Tabela 6.3 e Figura 6.9 verificamos que a partir de franquias inferiores a cinco falhas, o acréscimo nas penalidades é bastante significativo.

Tabela 6.3 – Sensibilidade das penalidades considerando a frequência das falhas

Franquia (falhas)	Penalidade (%)
1	3.33
2	2.87
3	2.49
4	2.17
5	2.00
6	1.84
7	1.77
8	1.70
9	1.64
10	1.62

**Figura 6.9 – Sensibilidade das penalidades considerando a frequência das falhas**

6.3.4 - Sensibilidade ao fator de penalidade para falhas Kf

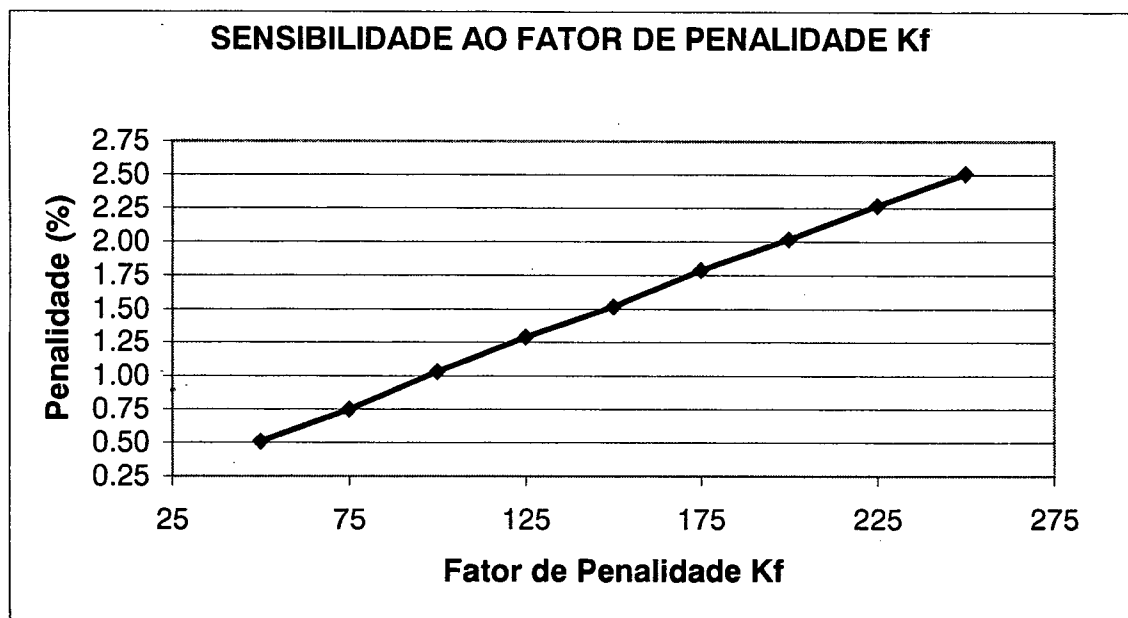
As premissas adotadas foram as seguintes:

Aqui, além de serem consideradas somente as indisponibilidades forçadas, varia-se o fator de penalidade para as mesmas indo de 50 a 250.

Na Tabela 6.4 e na Figura 6.10, apresentamos os resultados alcançados.

Tabela 6.4 – Sensibilidade ao fator de penalidade para falhas Kf

Fator Kf	Penalidade (%)
50	0.51
75	0.75
100	1.03
125	1.29
150	1.52
175	1.79
200	2.02
225	2.27
250	2.51

**Figura 6.10 – Sensibilidade ao Fator de Penalidade para Falhas Kf**

Observamos uma linearidade à variação do fator Kf, o que era esperado, já que o mesmo aparece na fórmula de penalidade como um multiplicador do tempo de reparo para as indisponibilidades forçadas.

6.3.5 - Penalidades considerando os tempos de indisponibilidades programadas.

As premissas adotadas foram as seguintes:

Além das já adotadas no caso base:

- Consideradas as indisponibilidades forçadas;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$;

Mais as seguintes:

- Consideradas também as indisponibilidades programadas. Para o levantamento das mesmas, foi utilizada a média dos tempos de parada programada dos dois últimos anos, uma vez que dispõe-se de um levantamento dos mesmos, considerando as regras de penalidade;
- Relação entre os fatores de penalidade para as indisponibilidades forçadas e programadas $K_f/K_p = 15$;

A seguir mostra-se o histograma obtido a partir das premissas acima.

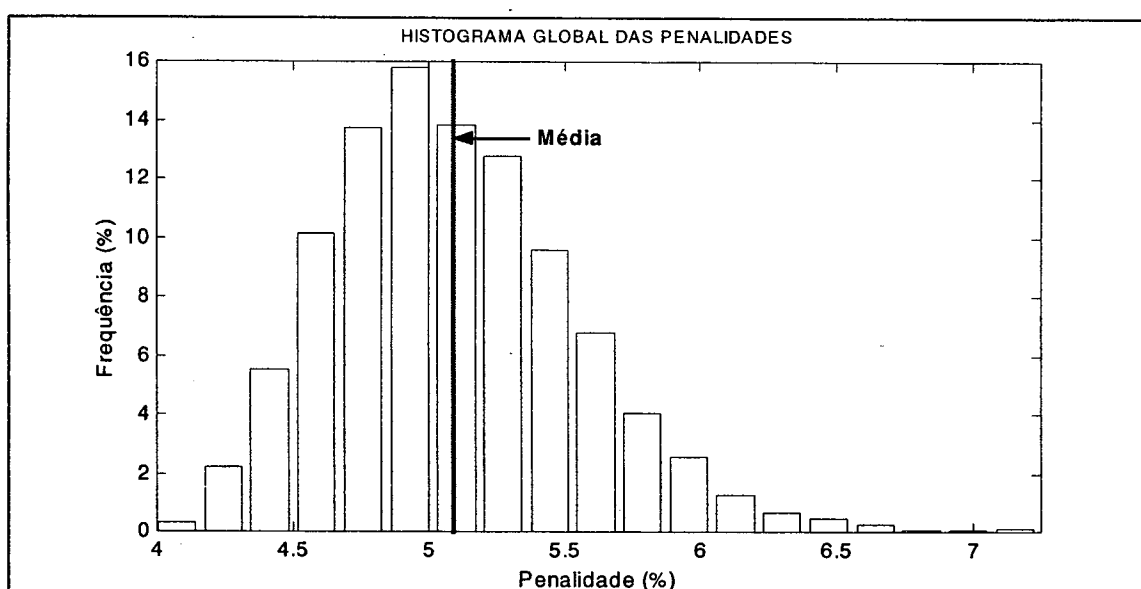


Figura 6.11 – Histograma das penalidades com indisponibilidades programadas

A média das penalidades anuais obtida sofreu um acréscimo significativo, passando para 5,09% e na Tabela 6.5 mostramos os níveis de penalidade individuais.

Tabela 6.5 – Penalidades individuais considerando as indisponibilidades programadas

Código	Identificação	%	Código	Identificação	%	Código	Identificação	%
5	LT 525 B	8.19	84	LT 230 AE	0.89	1	TF 230 A	0.16
86	TF 525 L	5.67	11	LT 230 D	0.79	65	TF 230 Q	0.15
2	LT 230 A	5.61	13	TF 525 M	0.78	28	TF 230 G	0.15
45	LT 525 G	5.57	32	TF 525 E	0.76	79	TF 230 Y	0.14
20	TF 525 B	4.87	3	TF 525 A	0.76	50	TF 230 N	0.14
46	LT 525 H	4.28	19	TF 230 E	0.74	94	TF 230 AF	0.14
58	LT 525 I	4.00	34	LT 230 N	0.68	67	TF 230 S	0.14
59	LT 525 J	3.68	76	LT 230 AB	0.65	95	TF 230 AG	0.14
6	LT 525 C	3.16	54	TF 525 G	0.64	96	TF 230 AH	0.13
4	LT 525 A	2.80	10	LT 230 C	0.62	16	TF 230 B	0.13
21	TF 525 C	2.41	35	LT 230 O	0.59	82	TF 230 AB	0.12
52	LT 230 W	2.13	37	LT 230 Q	0.58	17	TF 230 C	0.12
49	LT 230 U	2.10	33	LT 230 M	0.51	81	TF 230 AA	0.12
22	LT 525 F	2.03	23	LT 230 H	0.49	74	TF 230 W	0.12
15	LT 230 G	1.89	99	LT 230 AJ	0.48	64	TF 230 P	0.11
53	LT 230 X	1.78	43	TF 230 J	0.43	72	TF 230 U	0.11
55	TF 525 H	1.58	42	TF 230 I	0.40	85	LT 525 N	0.10
7	LT 525 D	1.45	77	LT 230 AC	0.40	70	LT 230 Z	0.10
31	TF 525 D	1.42	62	LT 525 M	0.37	78	TF 230 X	0.10
26	LT 230 K	1.42	51	LT 230 V	0.36	66	TF 230 R	0.10
12	LT 230 E	1.33	92	LT 230 AH	0.33	97	TF 230 AI	0.10
90	LT 230 AF	1.28	93	LT 230 AI	0.31	73	TF 230 V	0.09
68	TF 525 K	1.28	24	LT 230 I	0.31	80	TF 230 Z	0.09
57	TF 525 J	1.27	25	LT 230 J	0.30	71	TF 230 T	0.08
41	TF 525 F	1.27	83	LT 230 AD	0.29	91	LT 230 AG	0.08
100	LT 525 O	1.15	44	TF 230 K	0.28	87	TF 230 AC	0.07
39	LT 230 S	1.06	38	LT 230 R	0.27	60	LT 525 K	0.06
8	LT 230 B	1.00	9	LT 525 E	0.25	69	LT 230 Y	0.05
14	LT 230 F	0.98	48	TF 230 M	0.24	98	TF 230 AJ	0.04
40	LT 230 T	0.97	29	TF 230 H	0.21	61	LT 525 L	0.04
18	TF 230 D	0.96	47	TF 230 L	0.20	89	TF 230 AE	0.04
36	LT 230 P	0.93	30	LT 230 L	0.17	88	TF 230 AD	0.01
56	TF 525 I	0.91	27	TF 230 F	0.16			
75	LT 230 AA	0.91	63	TF 230 O	0.16			

Novamente observamos uma mudança na ordem decrescente de penalidades, respondendo agora ao nível das indisponibilidades programadas dos componentes. Observamos também que a forma da distribuição de probabilidades mudou. (Figura 6.11).

6.3.6 - Sensibilidade considerando as indisponibilidades programadas e a penalidade por frequência

As premissas adotadas foram as seguintes:

- Consideradas as indisponibilidades forçadas e também as programadas;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$;
- Fator de penalidade para as indisponibilidades programadas $K_p = 10$ ($K_f/K_p = 15$);
- Incluídas penalidades adicionais conforme a frequência de falhas, considerando os últimos 12 meses (janela móvel): Quando a franquia de falhas for excedida, considera-se o tempo de reparo da função em uma hora, independentemente da falha ser leve ou grave, desde é claro que o tempo de reparo original seja inferior a uma hora. A franquia considerada foi de 1 a 8 falhas.

Pela Tabela 6.6 e Figura 6.12 observamos novamente um acréscimo significativo das penalidades a partir de franquias inferiores a cinco falhas.

Tabela 6.6 – Sensibilidade a penalidades por frequência considerando as indisponibilidades programadas

Franquia (falhas)	Penalidade (%)
1	6,89
2	6,38
3	5,99
4	5,70
5	5,51
6	5,40
7	5,32
8	5,25

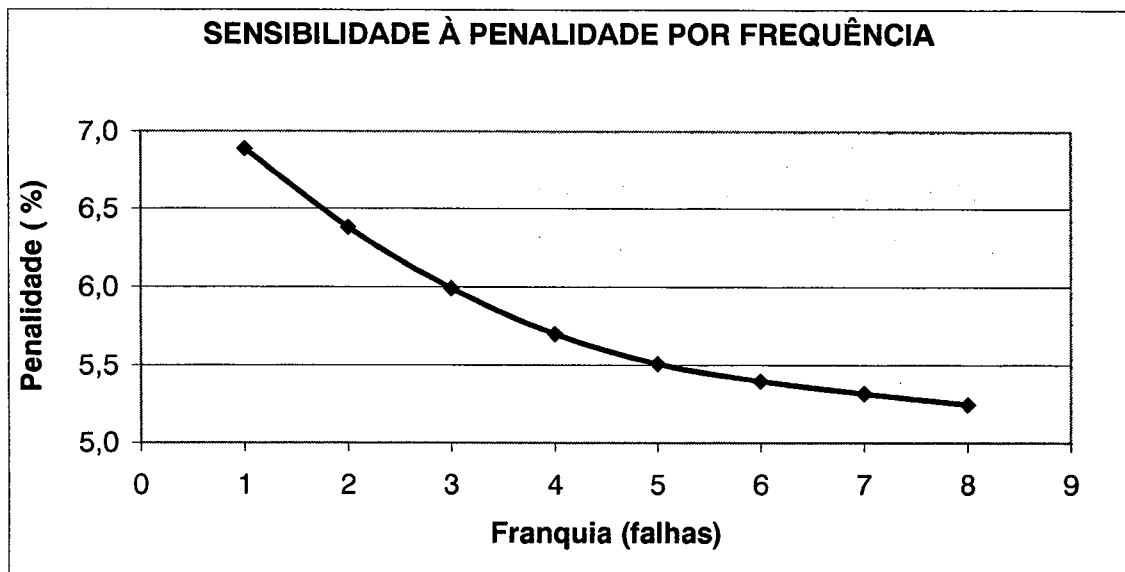


Figura 6.12 – Sensibilidade a penalidade por frequência considerando as indisponibilidades programadas

6.3.7 - Sensibilidade considerando a variação da relação entre os fatores de penalidade forçada e programada K_f/K_p

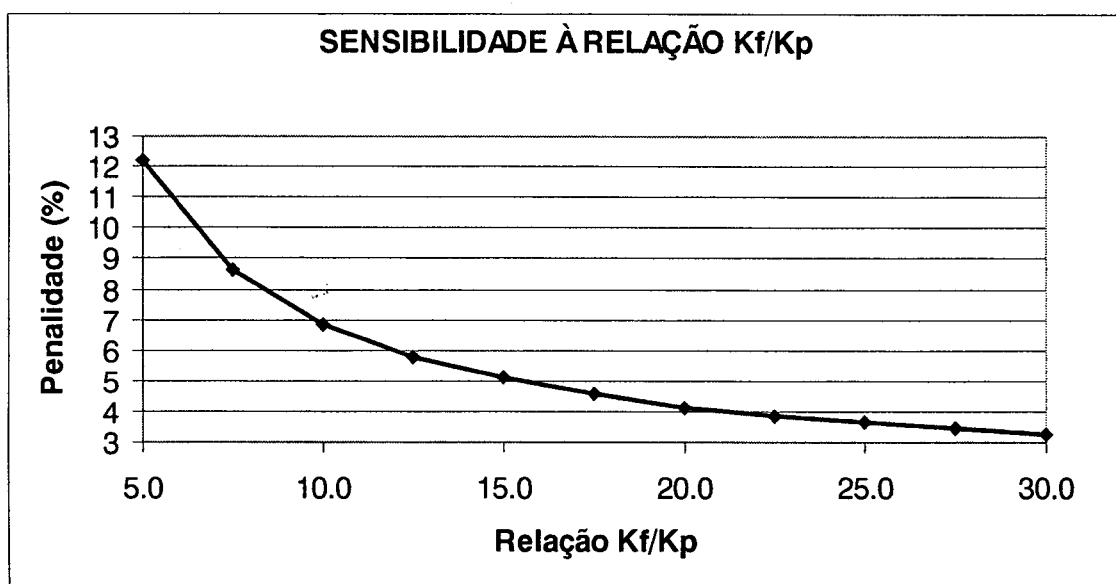
As premissas adotadas foram as seguintes:

- Consideradas as indisponibilidades programadas e forçadas como no caso anterior;
- Mantendo o fator de penalidade para as indisponibilidades forçadas $K_f = 150$ e variando o fator de penalidade para indisponibilidades programadas de 30 a 5 (ou K_f/K_p de 5 a 30).

Na Tabela 6.7 e na Figura 6.13, mostramos os resultados obtidos.

Tabela 6.7 – Sensibilidade à relação entre os fatores de penalidade para indisponibilidades forçadas e programadas Kf/Kp

Relação Kf/Kp	Penal.(%)
5.0	12.19
7.5	8.65
10.0	6.86
12.5	5.77
15.0	5.09
17.5	4.60
20.0	4.15
22.5	3.88
25.0	3.65
27.5	3.45
30.0	3.29

**Figura 6.13 – Sensibilidade à variação da relação Kf/Kp**

Observamos que o acréscimo nas penalidades é bastante significativo para valores de relação Kf/Kp inferiores a 15.

CAPÍTULO 7

Conclusões

7.1 - Conclusões

Apresentamos neste trabalho um modelo computacional, baseado no método de Simulação Monte Carlo, que permite estimar o valor esperado da receita do serviço de transmissão, bem como uma completa avaliação do risco associado à parcela variável dessa receita, possibilitando o seu tratamento de forma adequada.

Por meio da determinação das penalidades individuais dos ativos de transmissão, é possível identificar os ativos que causam as maiores reduções de receita, possibilitando, desta forma, a implantação de ações que minimizem tais impactos. Sabendo-se que o aumento das manutenções preventivas e preditivas tende a diminuir a indisponibilidade forçada e que, no entanto, estas manutenções têm um custo associado, tanto devido à indisponibilidade em si quanto ao custo da própria manutenção, pode-se buscar a minimização do custo total, representado pela soma de todos os custos envolvidos decorrentes das manutenções preventivas e/ou preditivas e da indisponibilidade forçada.

O modelo de simulação implementado possibilita identificar a função densidade de probabilidade de redução de receita para um conjunto de ativos. Assim, pode-se, com base nessa função, realizar-se uma análise de risco e optar, por exemplo, pela contratação de um seguro contra tais ocorrências e nesta hipótese o modelo permite uma análise segura quanto aos aspectos desta contratação, tais como franquias e valores de contribuição a considerar.

Destaca-se também que o modelo revelou-se bastante flexível permitindo, além das aplicações descritas acima, simulações diversas por meio da variação dos parâmetros da fórmula de remuneração do serviço de transmissão. Assim, observamos a sensibilidade das penalidades em decorrência da variação dos fatores de penalidade para as indisponibilidades programadas (K_p) e para as indisponibilidades forçadas (K_f). Da

mesma forma, observamos o efeito sobre a redução da receita quando se considera a frequência de ocorrência das indisponibilidades como uma penalidade adicional.

Esta versatilidade é decorrente da característica construtiva do modelo, pois o mesmo possibilita a representação cronológica dos estados operativos dos componentes do sistema. Obtida esta primeira parte, avalia-se o impacto das regras de penalidade sobre a operação do sistema, o que se dá através da aplicação da fórmula da parcela variável definida pelo agente regulador. Qualquer alteração na fórmula ou nas regras de penalidade pode ser facilmente implementada no modelo.

O tempo de processamento é desconsiderável face aos benefícios propiciados pelo modelo. Como exemplo, na simulação do caso base o tempo de processamento foi de 245,41 segundos, utilizando-se um microcomputador K7-Athlon de 750 Mhz, com 128 Mb de RAM e sistema operacional Windows 2000.

7.2 - Sugestões

Como consequência das observações e resultados obtidos neste trabalho, sugerimos para continuidade do mesmo, os seguintes desenvolvimentos:

- buscar, para os ativos que apresentam as maiores penalidades, as causas das respectivas indisponibilidades, no sentido de prover informações às áreas de manutenção e operação para que possam tomar providências tendentes a minimizar tais ocorrências;
- levantar individualmente as formas das funções distribuição dos tempos de reparo e tempos para falha. Assim, para cada circuito de transmissão seria definida sua distribuição específica, e não mais por famílias como no modelo atual;
- considerar na estimação paramétrica a incerteza dos parâmetros, ou seja, estimar por intervalo. No presente trabalho a estimação foi por ponto, desconsiderando a incerteza dos parâmetros;
- dotar o modelo da capacidade de buscar a minimização do custo total, considerando a correlação entre as manutenções preventivas e/ou preditivas e a

indisponibilidade forçada e os respectivos custos. Como o modelo já prevê a inclusão das penalidades por indisponibilidade programada, basta provê-lo com a capacidade de adicionar os custos das manutenções preventivas e/ou preditivas e um algoritmo de minimização do custo total. Naturalmente há que se levantar inicialmente a correlação entre as manutenções preventivas e/ou preditivas e a indisponibilidade forçada.

APÊNDICE A

Nível de significância para o Teste de Hipóteses

Para melhor entendimento do significado do “nível de significância” no teste de hipóteses, propomos o seguinte exemplo:

Suponhamos que estamos interessados em saber se um conjunto de cinco moedas é honesto. A distribuição amostral do número de caras e coroas, pode ser obtido da relação de todos os resultados possíveis da jogada das cinco moedas. O número total de eventos possíveis (combinações possíveis de “K” e “C” – caras e coroas) é $2^5 = 32$, sendo que uma das ocorrências é cinco caras e outra cinco coroas. Portanto, a probabilidade de dar cinco caras ou cinco coroas é pequena ($1/32 \cong 0,03$).

Então, se em um lançamento de cinco moedas observarmos a ocorrência de cinco caras ou cinco coroas, estaremos inclinados a rejeitar a hipótese de que são honestas, com uma probabilidade de erro em nosso julgamento de 6% ($0,03 + 0,03$). Assim, supondo que H_0 é a asserção “as moedas são honestas”, a probabilidade de rejeitarmos H_0 , sendo que esta é verdadeira, é de 6%.

Este percentual é conhecido como “nível de significância α ” e este erro de julgamento (rejeitar H_0 quando H_0 é verdadeira) é denominado de erro tipo I.

Outro tipo de erro é definido, o tipo II, o qual consiste em aceitar H_0 quando ela é falsa. Este erro é denominado por β .

O conhecimento da distribuição amostral de determinada estatística permite fazer afirmações de caráter probabilístico sobre a ocorrência de certos valores numéricos dessa estatística.

Idealmente, os valores específicos tanto de α como de β devem ser fixados antes de iniciar a pesquisa. Estes valores vão determinar o tamanho N da amostra. Na prática, se quisermos reduzir a probabilidade de ambos os tipos de erro, devemos aumentar N . Valor usualmente utilizado para α é de 0,05 (5%).

APÊNDICE B

Valores críticos Kolmogorov-Smirnov e Qui-quadrado

Na Tabela B.1 abaixo estão mostrados os valores críticos para o teste de aderência Kolmogorov-Smirnov e na Tabela B.2 os valores críticos para o teste Qui-quadrado [16].

Tabela B.1 – Valores críticos Kolmogorov-Smirnov

n	D_{.10}	D_{.05}	D_{.01}
3	0.642	0.708	0.828
5	0.510	0.565	0.669
6	0.470	0.521	0.618
7	0.438	0.486	0.577
8	0.411	0.457	0.543
9	0.388	0.422	0.514
10	0.368	0.410	0.490
12	0.338	0.375	0.450
15	0.304	0.338	0.404
20	0.264	0.294	0.356
25	0.240	0.270	0.320
30	0.220	0.240	0.290
40	0.190	0.200	0.240
> 40	$\frac{1.220}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.360}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.630}{\sqrt{n}}$

Tabela B.2 – Valores críticos Qui-quadrado

n \ p	0.005	0.010	0.025	0.050	0.100	0.250	0.500	0.750	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	0.999
1	0.00004	0.00016	0.00098	0.00393	0.0158	0.1015	0.4549	1.323	2706	3.841	5.024	6.635	7.879	10.83
2	0.0100	0.0201	0.0506	0.1026	0.2107	0.5754	1.386	2.773	4.605	5.991	7.378	9.210	10.60	13.82
3	0.0717	0.1148	0.2158	0.3518	0.5844	1.213	2.366	4.108	6.251	7.815	9.348	11.34	12.84	16.27
4	0.2070	0.2971	0.4844	0.7107	1.064	1.923	3.357	5.385	7.779	9.488	11.14	13.28	14.86	18.47
5	0.4117	0.5543	0.8312	1.145	1.610	2.675	4.351	6.626	9.236	11.07	12.83	15.09	16.75	20.52
6	0.6757	0.8721	1.2373	1.635	2.204	3.455	5.348	7.841	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55	22.46
7	0.9893	1.239	1.690	2.167	2.833	4.255	6.346	9.037	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28	24.32
8	1.344	1.646	2.180	2.733	3.490	5.071	7.344	10.22	13.36	15.51	17.53	20.09	21.96	26.12
9	1.735	2.088	2.700	3.325	4.168	5.899	8.343	11.39	14.68	16.92	19.02	21.67	23.59	27.88
10	2.156	2.558	3.247	3.940	4.865	6.737	9.342	12.55	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19	29.59
11	2.603	3.053	3.816	4.575	5.578	7.584	10.34	13.70	17.28	19.68	21.92	24.72	26.76	31.26
12	3.074	3.571	4.404	5.226	6.304	8.438	11.34	14.85	18.55	21.03	23.34	26.22	28.30	32.91
13	3.565	4.107	5.009	5.892	7.041	9.299	12.34	15.98	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82	34.53
14	4.075	4.660	5.629	6.571	7.790	10.17	13.34	17.12	21.06	23.68	26.12	29.14	31.32	36.12
15	4.601	5.229	6.262	7.261	8.547	11.04	14.34	18.25	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80	37.70
16	5.142	5.812	6.908	7.962	9.312	11.91	15.34	19.37	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27	39.25
17	5.697	6.408	7.564	8.672	10.09	12.79	16.34	20.49	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72	40.79
18	6.265	7.015	8.231	9.390	10.86	13.68	17.34	21.60	25.99	28.87	31.53	34.81	37.16	42.31
19	6.844	7.633	8.907	10.12	11.65	14.56	18.34	22.72	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58	43.82
20	7.434	8.260	9.591	10.85	12.44	15.45	19.34	23.83	28.41	31.41	34.17	37.57	40.00	45.32
21	8.034	8.897	10.28	11.59	13.24	16.34	20.34	24.93	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40	46.80
22	8.643	9.542	10.98	12.34	14.04	17.24	21.34	26.04	30.81	33.92	36.78	40.29	42.80	48.27
23	9.260	10.20	11.69	13.09	14.85	18.14	22.34	27.14	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18	49.73
24	9.886	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.34	28.24	33.20	36.42	39.36	42.98	45.56	51.18
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.34	29.34	34.38	37.65	40.65	44.31	46.93	52.62
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.84	25.34	30.43	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29	54.05
27	11.81	12.88	14.57	16.15	18.11	21.75	26.34	31.53	36.74	40.11	43.19	46.96	49.64	55.48
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.66	27.34	32.62	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99	56.89
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.57	28.34	33.71	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34	58.30
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	24.48	29.34	34.80	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67	59.70
40	20.71	22.16	24.43	26.51	29.05	33.66	39.34	45.62	51.80	55.76	59.34	63.69	66.77	73.40
50	27.99	29.71	32.36	34.76	37.69	42.94	49.33	56.33	63.17	67.50	71.42	76.15	79.49	86.66
60	35.53	37.48	40.48	43.19	46.46	52.29	59.33	66.98	74.40	79.08	83.30	86.38	91.95	99.61
70	43.28	45.44	48.76	51.74	55.33	61.70	69.33	77.58	85.53	90.53	95.02	100.4	104.2	112.3
80	51.17	53.54	57.15	60.39	64.28	71.14	79.33	88.13	96.58	101.9	106.6	112.3	116.3	124.8
90	59.20	61.75	65.65	69.13	73.29	80.62	89.33	98.65	107.6	113.1	118.1	124.1	128.3	137.2
100	67.33	70.06	74.22	77.93	82.36	90.13	99.33	109.1	118.5	124.3	129.6	135.8	140.2	149.4

Referências Bibliográficas

- [1] Anders, George J.; **“Probability Concepts in Electric Power Systems”**; John Wiley & Sons; 1990.
- [2] Anders, George J. & Leite da Silva, A.M.; **“Cost Related Reliability Measures for Power System Equipment”**; IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 15, N° 2, May 2000.
- [3] Araújo, João Lizardo R. H. de; **“Regulação de monopólios e mercados: questões básicas”**; I Seminário Nacional do Núcleo de Economia da Infraestrutura. IE/UFRJ. Rio de Janeiro; 1997.
- [4] Billinton & Allan; **“Reliability Evaluation of Power Systems”**; Pitman Publishing Limited; 1984.
- [5] Brown, Richard E. & Burke, James J.; **“Managing the Risk of Performance Based Rates”**; IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 15, N° 2, May 2000.
- [6] Costa Neto, Pedro Luiz de Oliveira; **“Estatística”**; Editora Edgard Blücher Ltda; São Paulo; 1994.
- [7] Cox, D.R. & Lewis P.A.W.; **“The Statistical Analysis of Series of Events”**; Methuen & Co LTD; London; 1968.
- [8] Grainger, John J. & Stevenson, William D.; **“Power System Analysis”**; McGraw-Hill; 1994.
- [9] Clarke, A. Bruce & Disney, Ralph L.; **“Probabilidade e Processos Estocásticos”**; Livros Técnicos e Científicos Editora S.A.; Rio de Janeiro; 1979.
- [10] Endrenyi, J.; **“Reliability Modeling in Electric Power Systems”**; John Wiley & Sons; New York; 1978.

- [11] Endrenyi, J. & Anders, G.J. & Leite da Silva, A.M.; **“Probabilistic Evaluation of the Effect of Maintenance on Reliability – An Application”**; IEEE Transactions on Power Systems, Vol. 13, N° 2, May 1998.
- [12] Endrenyi, J. & Anders, G.J.; **“The Remaining Life of Electrical Insulation with Non-exponential Times to Maintenance”**; Proceedings of the Fourth PMAPS Symposium, pp. 309-313, Rio de Janeiro, September 1994.
- [13] Endrenyi, J. & Sim, S.H.; **“Optimal Preventive Maintenance with Repair”**; IEEE Transactions on Reliability, Vol. 37, N° 1, April 1998.
- [14] Endrenyi, J. & Leite da Silva, A.M.; **“Application of First Passage Times in the Markov Representation of Electric Power Systems”**; Proceedings of the Fourth PMAPS Symposium, pp. 259-265, Rio de Janeiro, September 1994.
- [15] Ferreira, João Marco Francischetti; **“Avaliação da Confiabilidade Composta considerando aspectos dinâmicos”**; Dissertação de Mestrado; Florianópolis-SC; maio de 2000.
- [16] Gibra, Isaac N.; **“Probability and Statistical Inference for Scientists and Engineers”**; Prentice-Hall Inc.; Englewood Cliffs, N.J.; 1973.
- [17] Girault, Maurice; **“Stochastic Processes”**; Springer-Verlag; New York; 1966.
- [18] Henley, Ernest J. & Kumamoto, Hiromitsu; **“Probabilistic Risk Assessment”**; IEEE Press; New York; 1991.
- [19] Hunt, Sally & Shuttleworth, Graham; **“Competition and Choice in Electricity”**; John Wiley & Sons; 1996.
- [20] Luenberger, David G.; **“Linear and Non Linear Programming”**; Addison-Wesley; 1989.
- [21] Mello, João Carlos de Oliveira; **“Determinação do Valor da Confiabilidade em Sistemas Compostos de Geração e Transmissão”**; Tese de Doutorado, PUC-Rio; Rio de Janeiro, Junho de 1994.
- [22] Meyer, Paul L; **“Probabilidade – Aplicações à Estatística”**; Livros Técnicos e Científicos Editora S.A.; Rio de Janeiro; 1974.

- [23] Milliken, George A. & Johnson, Dallas E.; **“Analysis of Messy Data – Volume 1: Designed Experiments”**; Chapman & Hall/CRC; New York, 1998.
- [24] Milliken, George A. & Johnson, Dallas E.; **“Analysis of Messy Data – Volume 2: Nonreplicated Experiments”**; Chapman & Hall/CRC; New York, 1998.
- [25] Oliveira, Adilson; **“A Reestruturação do Setor Elétrico e seus impactos sobre as estratégias financeiras das empresas”**; Rio de Janeiro; 1998.
- [26] Papoulis, Athanasios; **“Probability, Random Variables and Stochastic Processes”**; McGraw-Hill; Tokyo; 1965.
- [27] Ross, Sheldon M.; **“Stochastic Processes”**; Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics; New York; 1983.
- [28] Schilling, Marcus Theodor; **“Aspectos da Confiabilidade de Sistemas Electroenergéticos”**; Tese de Doutorado; COPPE/UFRJ; Rio de Janeiro; 1985.
- [29] Shanmugan, K. Sam and A.M. Breipohl; **“Random Signals – Detection, Estimation and Data Analysis”**; John Wiley & Sons; New York; 1988.
- [30] Siegel, Sidney; **“Estatística Não-paramétrica”**; McGraw-Hill Ltda; São Paulo; 1975.
- [31] Silva, E. L.; Morozowski, M.; Nahas, E.T.; Yagi, S.; **“Base de Dados para Estudos de Confiabilidade: Descrição e Aplicação”**, Vº Encontro Regional Latino-Americano da CIGRÉ - ERLAC, Ciudad Del Este - Paraguai, maio, 1993.
- [32] Snell, J. Laurie; **“Introduction to Probability Theory with Computing”**; Prentice-Hall; New Jersey; 1975.
- [33] Spiegel, Murray R; **“Probabilidade e Estatística”**; Makron Books; São Paulo; 1978.
- [34] Wolberg, John R.; **“Prediction Analysis”**; D. Van Nostrand Company, INC.; New Jersey, 1967.