

ESTE EXEMPLAR CORRESPONDE A REDAÇÃO FINAL DA
TESE DEFENDIDA POR *CLEVER GAMA ALVES*

..... E APROVADA
PELA COMISSÃO JULGADORA EM *15 | 07 | 2008*

Itamar
.....
ORIENTADOR

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ENGENHARIA MECÂNICA
COMISSÃO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA MECÂNICA**

**Análise de Confiabilidade em Fadiga. Estudo
de Caso: Braço de Controle de Suspensão
Automotiva.**

Autor: **Clever Gama Alves**
Orientador: **Itamar Ferreira**

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ENGENHARIA MECÂNICA
COMISSÃO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA MECÂNICA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA DE MATERIAIS**

Análise de Confiabilidade em Fadiga. Estudo de Caso: Braço de Controle de Suspensão Automotiva

Autor: **Clever Gama Alves**
Orientador: **Itamar Ferreira**

Curso: Engenharia Mecânica
Área de Concentração: Materiais e Processos de Fabricação

Dissertação de mestrado acadêmico apresentada à comissão de Pós Graduação da Faculdade de Engenharia Mecânica, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Engenharia Mecânica.

Campinas, 2008
S.P. – Brasil

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA ÁREA DE ENGENHARIA E ARQUITETURA - BAE - UNICAMP

AL87a Alves, Clever Gama
 Análise de confiabilidade em fadiga. Estudo de caso:
 braço de controle de suspensão automotiva / Clever
 Gama Alves. --Campinas, SP: [s.n.], 2008.

 Orientador: Itamar Ferreira
 Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de
 Campinas, Faculdade de Engenharia Mecânica.

 1. Distribuição (Probabilidade). 2. Confiabilidade
 (Engenharia). 3. Durabilidade (Engenharia). 4. Aço –
 Fadiga. 5. Automóveis – Molas e suspensão. I. Ferreira,
 Itamar. II. Universidade Estadual de Campinas.
 Faculdade de Engenharia Mecânica. III. Título.

Título em Inglês: Fatigue reliability analysis. Case study: automotive suspension
control arm

Palavras-chave em Inglês: Durability, Fatigue, Reliability, suspension, Weibull

Área de concentração: Materiais e Processos de Fabricação

Titulação: Mestre em Engenharia Mecânica

Banca examinadora: Itamar Ferreira, Kátia Lucchesi Cavalca Dedini, Waldek
Wladimir Bose Filho

Data da defesa: 15/07/2008

Programa de Pós-Graduação: Engenharia Mecânica

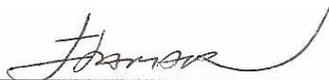
**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ENGENHARIA MECÂNICA
COMISSÃO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA MECÂNICA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA DE MATERIAIS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO ACADÊMICO

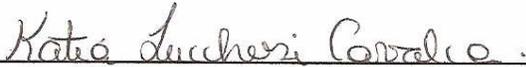
**Análise de Confiabilidade em Fadiga. Estudo
de Caso: Braço de Controle de Suspensão
Automotiva**

Autor: **Clever Gama Alves**
Orientador: **Itamar Ferreira**

A Banca Examinadora composta pelos membros abaixo aprovou esta Dissertação:



Prof. Dr. Itamar Ferreira, Presidente
DEMA/FEM/UNICAMP



Profa. Dr. Katia Lucchesi Cavalca Dedini
DPM/FEM/UNICAMP



Prof. Dr. Waldek Wladimir Bose Filho
USP/EESC/São Carlos

Campinas, 15 de julho de 2008

Dedicatória:

Dedico este trabalho à minha amada mãe Clélia, à minha irmã Lynn e à minha esposa Fabiana.

Agradecimentos

A conclusão deste trabalho representou a confluência coordenada de esforços multidisciplinares focados num objetivo comum. Às pessoas que participaram direta ou indiretamente desta jornada, presto minha homenagem:

Ao Prof. Dr. Itamar pela paciente e participativa orientação direcionada, fundamentalmente, pela amizade e pela compreensão.

À minha esposa Fabiana pela paciência e pelo apoio ao longo do período acadêmico.

À minha irmã Lynn pelo constante incentivo.

E, em especial, à minha mãe Clélia que me ensinou a perseverar, sempre.

*Se você pensa que não pode vencer,
você já perdeu*

Resumo

ALVES, Clever Gama, *Análise de Confiabilidade em Fadiga. Estudo de Caso: Braço de Controle de Suspensão Automotiva*, Campinas, Faculdade de Engenharia Mecânica, Universidade Estadual de Campinas, 2008. 134 p. Dissertação (Mestrado)

O presente trabalho descreve um procedimento de aprovação de um braço de controle de suspensão automotiva sujeito a fadiga de alto ciclo, ao mesmo tempo em que propõe uma sistemática alternativa de validação baseada em conceitos e teorias estatísticas de confiabilidade. Nesse aspecto, a pesquisa não só avalia o procedimento seguido pelo fabricante, como também executa comparações gráfico-analíticas de distribuições probabilísticas (normal, lognormal e Weibull) a fim de caracterizar a massa de dados completos e suspensos obtidos em ensaios acelerados de bancada. Um espaço amostral constituído por quatro observações completas da configuração final da peça e oito da inicial, complementado por doze dados suspensos, foi usado para determinar os parâmetros dos modelos. Essa análise levou à escolha do modelo de Weibull bi-paramétrico para o tempo até a falha para as duas configurações em foco. A estimação final dos parâmetros foi feita pelo método da máxima verossimilhança, o qual superou um método alternativo específico para Weibull na comparação com a distribuição referencial de categoria. Dessa forma, calculou-se o ganho efetivo em confiabilidade conseguido com o esforço adicional de desenvolvimento da peça. O teste de hipóteses de Kruskal-Wallis permitiu concluir que as duas configurações realmente possuem performances de durabilidade diferentes. É notável o ganho em confiabilidade obtido por meio das mudanças que levaram à configuração final: em um universo de um milhão de peças, o número de falhas esperadas aos 30.000 ciclos caiu de 96.384 para 5 partes por milhão.

Palavras-Chave:

- Confiabilidade, Durabilidade, Fadiga, Suspensão, Weibull.

Abstract

ALVES, Clever Gama. *Fatigue Reliability Analysis. Case Study: Automotive Suspension Control Arm*, Campinas: Faculdade de Engenharia Mecânica, Universidade Estadual de Campinas, 2008, 134 p. Dissertação (Mestrado)

This dissertation aims at describing a procedure for approval of a suspension control arm subjected to high-cycle fatigue and, simultaneously, at proposing a validation alternative method based on reliability concepts and statistical theories. In that manner, the research provides not only an assessment of the procedure followed by the manufacturer, but also analytical and graphical comparisons of probabilistic distributions (normal, lognormal, Weibull) in order to characterize the set of complete and suspended data from bench accelerated tests. A sample space comprised by four complete final configuration observations and eight complete primary configuration ones, in addition to twelve suspended figures, was the basis for determining the model parameters. Such an analysis led to choose the bi-parametric Weibull for both focused configurations' time to failure. The ultimate estimation of the parameters was performed through the maximum likelihood method, which beat a specific alternative method for Weibull when compared with the referential category distribution. Thus, the effective gain in reliability resulting from the product development additional effort was calculated. The Kruskal-Wallis hypothesis testing guided the conclusion that the two configurations actually have different durability performances. It is impressive the gain in reliability brought by the changes that led towards the final configuration: taking an amount of one million parts into consideration, the expected number of failures at 30,000 cycles dropped from 96,384 to 5 parts per million.

Key Words:

- Durability, Fatigue, Reliability, Suspension, Weibull.

Índice

Lista de Figuras	xii
Lista de Tabelas	xv
Nomenclatura	xvii
Capítulo 1 Introdução	01
Capítulo 2 Revisão da Literatura	05
2.1 Tópicos de mecânica e materiais	05
2.1.1 Suspensão automotiva	05
2.1.2 Fadiga de alto ciclo	09
2.1.3 Aço USI-RW-450	19
2.1.4 Estampagem	25
2.1.5 Soldagem de aços ARBL	28
2.2 Tópicos de estatística e confiabilidade	31
2.2.1 Definições e modelos estatísticos	31
2.2.2 Teste de hipóteses	43
2.2.3 Intervalos de confiança	49
2.2.4 Planejamento e análise de testes	50
2.2.5 Testes de adequação e estimação de parâmetros	55
2.2.6 Confiabilidade	65

2.3 Trabalhos anteriores	68
Capítulo 3 Materiais e Métodos	78
3.1 Materiais utilizados	78
3.1.1 Metal base	78
3.1.2 Metal de adição	79
3.2 Bancada para ensaios e dispositivos associados	79
3.3 Planejamento experimental	81
3.4 Definição do desenho	84
3.5 Controle dos ensaios	85
3.6 Execução do ensaio	85
3.7 Amostras ensaiadas	85
Capítulo 4 Resultados e Discussões	88
4.1 Resultados experimentais	89
4.2 Procedimento de validação do fabricante	92
4.3 Análise estatística do planejamento e dos resultados	93
4.3.1 Método de Kruskal-Wallis	94
4.4 Determinação da confiabilidade	96
4.4.1 Considerações iniciais	96
4.4.2 Seleção do modelo de probabilidade	97
4.4.3 Definição do modelo de probabilidade	107
4.4.4 Estimação dos parâmetros	108
4.4.5 Determinação dos parâmetros de confiabilidade	113
Capítulo 5 Conclusões e sugestões para trabalhos futuros	118

Capítulo 6 Referências Bibliográficas	120
Anexos	126

Lista de Figuras

Figura 2.1. Exemplo de suspensão dianteira independente	06
Figura 2.2. Suspensão MacPherson	07
Figura 2.3. Desenho de montagem da suspensão dianteira McPherson analisada neste trabalho	08
Figura 2.4. Esquema de uma curva $\ln(S)$ - $\ln(N)$ com os estágios do processo de fadiga	10
Figura 2.5. Curvas características do experimento de Wöhler: (a) Curva S-N de aço estrutural e (b) curva da tensão S em função do tempo com variação senoidal.	12
Figura 2.6. Exemplo de aplicação da curva S-N para falhas parciais de uma liga de alumínio de alta resistência mecânica 6061-T	13
Figura 2.7. Intrusão e extrusão formadas por deformação plástica cíclica	14
Figura 2.8. Aparecimento de intrusões e extrusões numa peça de cobre	14
Figura 2.9. Superfície de fratura por fadiga: trinca nucleada numa inclusão	15
Figura 2.10. Malha de elementos finitos do braço de controle	17
Figura 2.11. Detalhe da região de abertura da peça	18
Figura 2.12. Campo de tensões de von Mises, em MPa, na região de curvatura das chapas	18
Figura 2.13. Gráfico ilustrativo de propriedades mecânicas em função do mecanismo de endurecimento. Corpos de prova deformados 5% e tratados termicamente a 200 °C/20 min	22
Figura 2.14. Levantamento da curva limite de conformação para o aço USI-RW-450 com 2,25 mm de espessura	23
Figura 2.15. Levantamento de curvas SN comparativas. Corpos de prova deformados 5% e tratados termicamente a 200 °C/20 min	24

Figura 2.16. Ferramentas usadas na estampagem	26
Figura 2.17. Fases de execução de estampagem com ferramenta de duplo efeito	26
Figura 2.18. Região de corte de uma peça estampada	27
Figura 2.19. Valores observados de tensão residual, dureza superficial e vida em fadiga, para uma dada sollicitação, em corpos-de-prova retirados de discos de rodas automotivas. Os estágios da produção significam as fases do processo de estampagem.	28
Figura 2.20. Processo de soldagem a arco com arame tubular protegido por fluxo auxiliar de gás	30
Figura 2.21. Distribuição Weibull para três parâmetros β diferentes	34
Figura 2.22. Exemplo de distribuição normal	36
Figura 2.23. Deslocamento positivo da função lognormal	39
Figura 2.24. Princípio da técnica de interface carga-resistência	70
Figura 3.1. Vista frontal do dispositivo de ensaio	80
Figura 3.2. Vista superior do dispositivo de ensaio	80
Figura 3.3. Raio de curvatura suavizado	84
Figura 3.4. Regiões críticas de amostras da configuração original antes dos ensaios completos. Coloração branca deve-se ao revelador de trincas.	86
Figura 3.5. Regiões críticas de amostras da configuração final antes dos ensaios completos. Coloração branca deve-se ao revelador de trincas.	87
Figura 4.1. Regiões críticas de amostras da configuração original após os ensaios completos. Coloração vermelha deve-se ao líquido penetrante e indica a presença de trincas.	90
Figura 4.2. Regiões críticas de amostras da configuração final após os ensaios completos. Coloração vermelha deve-se ao líquido penetrante e indica a presença de trincas.	91
Figura 4.3. Gráfico de falha relativo à configuração original (Weibull)	99
Figura 4.4. Gráfico de falha relativo à configuração final (Weibull)	100
Figura 4.5. Gráfico de falha relativo à configuração original (Normal)	101

Figura 4.6. Gráfico de falha relativo à configuração final (Normal)	102
Figura 4.7. Gráfico de falha relativo à configuração original (Lognormal)	103
Figura 4.8. Gráfico de falha relativo à configuração final (Lognormal)	104
Figura 4.9. Funções densidade de probabilidade das configurações estudadas	113
Figura 4.10. Curvas de confiabilidade relativas às configurações estudadas	115
Figura 4.11. Taxa de falha das configurações estudadas	116

Lista de Tabelas

Tabela 2.1. Valores nominais de composição química em percentagem de massa dos aços USI-RW	20
Tabela 2.2. Valores nominais de limite de escoamento, limite de resistência, alongamento mínimo e dobramento dos aços USI-RW	21
Tabela 2.3. Mecanismo de endurecimento correspondente a cada grau de aço USI-RW	22
Tabela 2.4. Funções confiabilidade e taxa de falhas para as distribuições em foco	68
Tabela 3.1. Configurações estudadas e seus respectivos números de réplicas	82
Tabela 3.2. Explicação dos códigos usados na tabela 3.1	82
Tabela 3.3. Variáveis de influência controláveis identificadas durante o desenvolvimento do braço de controle	83
Tabela 4.1. Resultados obtidos para a configuração original	89
Tabela 4.2. Resultados obtidos para a configuração final	89
Tabela 4.3. Características das trincas encontradas no final dos ensaios das amostras da configuração original mais críticas	93
Tabela 4.4. Kruskal-Wallis aplicado aos resultados obtidos	94
Tabela 4.5. Dados referentes à configuração original (procedimento gráfico)	98
Tabela 4.6. Dados referentes à configuração final (procedimento gráfico)	99
Tabela 4.7. Dados referentes à configuração original (procedimento analítico)	105
Tabela 4.8. Tipos de dados referentes à configuração final (procedimento analítico)	105
Tabela 4.9. Parâmetros para teste da estatística Weibull (configuração original)	106

Tabela 4.10. Parâmetros para teste da estatística Weibull (configuração final)	106
Tabela 4.11. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método específico (configuração original)	108
Tabela 4.12. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método da máxima verossimilhança (configuração original)	109
Tabela 4.13. Matriz de decisão do método de estimação de parâmetros para a configuração original	110
Tabela 4.14. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método específico (configuração final)	111
Tabela 4.15. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método da máxima verossimilhança (configuração final)	111
Tabela 4.16. Matriz de decisão do método de estimação de parâmetros para a configuração final	112
Tabela 4.17. Quadro comparativo correspondente ao ponto $t = 30.000$ ciclos	116

Nomenclatura

Letras Latinas

$\bar{}$ – Média aritmética

$\tilde{}$ – Denota uma mediana

$\hat{}$ – Denota um estimador estatístico

i – Diferencia valores assumidos por uma mesma variável real

j – Diferencia valores assumidos por uma mesma variável real

ij – Valor identificado por j (coluna) correspondente ao nível i (linha)

$i.$ – Soma de todos os valores correspondentes ao nível i (linha)

$..$ – Soma de todos os valores correspondentes a todos os níveis

$[x]$ – Denota o maior inteiro tal que seja menor ou igual a x

a – Número de níveis ou tratamentos

a_i - Fatores lineares de ponderação usados para estimar parâmetros Weibull

A – Variável de apoio no processo de construção de uma curva característica

B - Variável de apoio no processo de construção de uma curva característica

b – Variável de apoio usada no processo de estimação de parâmetros Weibull

c_i - Fatores lineares de ponderação usados para estimar parâmetros Weibull

C – Região crítica relativa a um dado teste de hipóteses

D – Diferença entre médias

D_n – Estatística do teste de Lilliefors

E – Espessura

$E(.)$ – Operador valor esperado

$f(.)$ – Função densidade de probabilidade

$F(.)$ – Função de probabilidade acumulada

$F_{\alpha,u,v}$ – distribuição F com nível de confiança α , u graus de liberdade no numerador e v no denominador
g(.) – Função qualquer com imagem e domínio reais
h(.) – Função densidade de probabilidade da distribuição F
h – Taxa instantânea de falha
H – Estatística do teste do método de Kruskal-Wallis
H₀ – Hipótese nula
H₁ – Hipótese alternativa
i – Variável natural qualquer
I – Incremento definido para ordenar observações envolvendo resultados suspensos
j – Variável natural qualquer
k – Número real qualquer
l – Variável de apoio usada no processo de estimação de parâmetros Weibull
L – Limite inferior de um intervalo de confiança
n – Tamanho da amostra
 $\overline{n(.)}$ – Número de unidades sobreviventes no dado instante
N – Número de ciclos
N(.,.) – Distribuição normal
M – Parâmetro tabelado usado no teste de adequação à distribuição Weibull
p – Proporção de falhas
P – Probabilidade
r – Número total de falhas
R_{ij} – Ordem da observação j correspondente ao nível i
R – Confiabilidade
s – Desvio padrão amostral
S – Tensão
S² – Variância calculada
S_{mín} – Tensão mínima
S_{máx} – Tensão máxima
 $t_{\alpha,v}$ – Distribuição t-student com nível de significância α e v graus de liberdade

t – Tempo até a falha
T – Variável aleatória correspondente ao tempo até a falha
u – Número de graus de liberdade
U – Limite superior de um intervalo de confiança
v – Número de graus de liberdade
V - Estatística tabelada usada para determinar o intervalo de confiança de θ
w_α - Limites de confiança não-paramétrico obtido a partir da distribuição de categoria
W – Estatística tabelada usada para determinar o intervalo de confiança de β
x – Número real qualquer
X – Variável aleatória qualquer
y – Número real qualquer
y_p – Percentil de uma população contínua
z – Número real qualquer
Z – Variável aleatória qualquer

Letras Gregas

α – Nível de significância do teste de hipótese
β - Parâmetro de forma da distribuição Weibull
δ – Parâmetro de localização da distribuição Weibull
Γ(.) – Função gama
ε – Erro aleatório
ζ – Estatística do teste
η - Variável de apoio no teste de Lilliefors
θ – Parâmetro de escala da distribuição Weibull
κ - Probabilidade de se cometer o erro do tipo II
μ – Média verdadeira
σ² – Variância verdadeira
σ – Desvio padrão verdadeiro

Σ – Somatória

τ_i – Efeito do tratamento ou nível i

ϕ – Função densidade de probabilidade da normal padrão

ϕ - Função densidade de probabilidade da normal padrão

Φ – Função de densidade acumulada da normal padrão

$\chi_{\alpha,u}^2$ – Função densidade de probabilidade chi-quadrado com u graus de liberdade e nível de confiança α

Ω – Parâmetro que reflete a extensão de rejeição da hipótese nula

Abreviaturas

ARBL – Alta Resistência Baixa Liga

Al – Alumínio

C – Carbono

CP - Capabilidade

Cr – Cromo

CV – Coeficiente de Variação

EW – Estatística do teste de adequação à distribuição Weibull

FS – Fator de Segurança

L.E. – Limite de Escoamento

LN – Logaritmo Neperiano

L.R. – Limite de Resistência

Mn – Manganês

MSE – Erro quadrático médio

N – Nitrogênio

Nb – Nióbio

P – Fósforo

S – Enxofre

Si – Silício

ZTA – Zona Termicamente Afetada

Siglas

AWS – American Welding Society

CCR – Conventional Controlled Rolling

FCAW – Flux Cored Arc Welding

Capítulo 1

Introdução

A análise estrutural de componentes está no cerne desta dissertação. Ela reflete uma tendência nessa área, conforme atesta a experiência profissional no segmento automotivo, em se considerar fadiga e confiabilidade nos novos projetos. O resultado se reflete em margens de segurança mais objetivas, nas quais a probabilidade de falha deixa de ser ocultada por coeficientes e fatores, e em ótima utilização de recursos escassos como materiais de construção mecânica e capital.

Não obstante a isso, a crescente competição industrial automobilística tem compelido às empresas integrantes do setor, sejam montadoras, sejam fornecedoras de autopeças, a produzirem cada vez mais num menor tempo e com menor custo produtos de alto desempenho. Nesse cenário, o questionamento relativo à qualidade do que é colocado no mercado torna-se automático, principalmente no tocante à vida útil, à segurança e à adequação dos componentes e dos sistemas em questão. Essa preocupação tem se traduzido no termo confiabilidade, muitas vezes usado de forma incompleta ou mesmo incorreta, como sinônimo de um procedimento probabilístico capaz de lidar com tais variáveis de projeto de forma objetiva.

A confiabilidade de um sistema é a probabilidade de que, quando operando em condições ambientais bem estabelecidas, o sistema execute sua função pretendida durante um dado intervalo de tempo (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Esse conceito foi abordado de forma criteriosa pelas normas de uma montadora, as quais serviram de base para os requisitos de durabilidade do componente estudado de forma que coube ao fabricante seguir um roteiro pré-estabelecido de avaliação e aprovação. O ensaio de protótipos nas condições especificadas, conjugado com simulações computacionais realizadas pela Unicamp, proveu os dados de carregamento, ciclagem e concentração de tensão utilizados no processo de validação do produto e da manufatura. Essas informações foram então aproveitadas pelo presente estudo para revalidação sob uma ótica mais teórica, ou seja, segundo uma linguagem mais acadêmica dos fenômenos e dos conceitos relacionados à fadiga e à confiabilidade. Uma vez que a função do sistema e os modos de falha são explicitamente estabelecidos, a confiabilidade pode ser precisamente quantificada através de considerações probabilísticas. Todos os conceitos teóricos e publicações técnicas relevantes relativos ao binômio fadiga-confiabilidade serão tratados no Capítulo 2.

A peça em questão é o braço de controle de uma suspensão automotiva cuja configuração final foi obtida após uma vintena de modificações envolvendo tanto processo, quanto geometria para contornar a incidência do único modo de falha considerado, em tempo, fadiga, numa dada carga e frequência, após ciclagens específicas em regime estacionário. Assim, a configuração final acabou sendo digitalizada para fechar o desenho do produto. O que é natural porque o nível de confiabilidade é estabelecido na fase de projeto e as fases subseqüentes de teste e produção não o elevará sem uma mudança no próprio projeto. Evidentemente, há sempre de se ter em mente o balanço entre o valor agregado de mais confiança na probabilidade de falha estimada e o custo de testes adicionais.

O alicerce dessa análise é a montagem de um modelo probabilístico completo a partir dos dados de falha registrados em bancada de testes, a fim de quantificar a confiabilidade do método de aprovação submetido ao braço de controle, um componente não reparável, através da análise da distribuição probabilística do tempo de falha. Adicionalmente, será feita também uma comparação entre a configuração aprovada e uma rejeitada para mensurar o ganho efetivo em confiabilidade. Os detalhes dos procedimentos seguidos encontram-se no Capítulo 3. É importante salientar que a validade deste estudo reside no fato de que o tempo de vida de uma

peça qualquer é um fenômeno aleatório, ou seja, antes que um teste de vida seja conduzido num dado dispositivo, o resultado exato é imprevisível (MANN, SCHAFER e SINGPURWALLA, 1974).

Primariamente, o objetivo da engenharia de confiabilidade é escolher o melhor projeto mecânico e estrutural considerando fatores como custo, confiabilidade, peso e volume. O foco deste trabalho é apenas no segundo fator.

Oito observações completas da configuração final e quatro da configuração inicial foram usadas para determinar os parâmetros dos modelos, além de inúmeros dados suspensos complementares. O presente estudo não avaliou estatisticamente a resistência da peça e, por isso, embora se tenha um bom domínio da natureza da tensão aplicada nos testes, conforme será visto no capítulo 2, não foi possível estimar a margem de segurança do projeto. Todo o desenvolvimento estocástico para obtenção dos resultados e suas discussões correlatas são apresentados no Capítulo 4.

A natureza dinâmica das solicitações submetidas a um sistema de suspensão, e ao braço de controle em particular, leva naturalmente a falhas por fadiga e, portanto, é preciso executar um procedimento experimental controlado para balizar as análises, uma vez que dispersões e incertezas são inerentes a esse modo de falha. A conclusão sobre a adequação do projeto aos requisitos e sua respectiva quantificação é matéria do Capítulo 5.

Dessa forma, os objetivos deste estudo são:

- Determinar o grau de confiabilidade de um braço de controle de suspensão dianteira do tipo independente, para certa vida em ciclos, por meio da interpretação e da utilização de dados experimentais fornecidos pelo fabricante. Todos os ensaios, tanto os originais, quanto os adicionais, foram executados numa frequência de 4 Hz com aplicação de uma força de 8,7 kN. Duas configurações diferentes do

componente – aquela aprovada e outra rejeitada durante o processo de desenvolvimento – serão consideradas.

- Descrever o método usado pelo fabricante para obtenção dos parâmetros que norteiam a decisão de aceitar ou não a peça, segundo normas de seu cliente, apontando eventuais riscos de sua aplicação;
- Propor um método alternativo para aprovação de peças em geral visando não só a precisa avaliação numérica de confiabilidade, como também a otimização de materiais de construção mecânica e recursos financeiros através da redução do número de ensaios.

Capítulo 2

Revisão da literatura

Conforme mencionado no capítulo 1, este trabalho tem por objetivo uma análise completa da confiabilidade do projeto e da manufatura de um braço de controle de suspensão automotiva. Para isso, consideraram-se apenas os aspectos estatísticos através de análise matemática dos números gerados nos ensaios, sem levar em conta os fenômenos mecânicos envolvidos em todos os processos impostos às peças.

Com esse objetivo, está sendo desenvolvida uma ampla revisão bibliográfica dos conceitos teóricos relevantes em termos de engenharia mecânica e de materiais, item 2.1, e de estatística e confiabilidade, item 2.2. O item 2.3 traz um levantamento dos últimos trabalhos publicados mais notadamente relacionados ao tema.

2.1 Tópicos de mecânica e materiais

2.1.1 Suspensão automotiva

As funções primárias de um sistema de suspensão automotiva são (GILLESPIE, 1992):

- Permitir que as rodas possam acompanhar as características do pavimento, isolando o chassis das suas irregularidades;

- Manter as rodas alinhadas (cáster e cambagem) em relação à superfície do pavimento;
- Reagir às forças de controle produzidas pelos pneus – forças longitudinais (aceleração e frenagem), laterais (curvas) e torques;
- Resistir à rolagem do chassis;
- Manter os pneus em contato com a estrada.

As propriedades de uma suspensão que são importantes para a dinâmica de um veículo são primariamente vistas no comportamento cinemático (movimento) e na sua resposta a forças e momentos que devem ser transmitidos dos pneus para o chassis. Adicionalmente, outras características consideradas no processo de desenvolvimento são custo, peso, espaço relativo ocupado (“package”), manufatura, facilidade de montagem, etc (GILLESPIE, 1992).

Suspensões geralmente são classificadas em dois grupos – suspensões de eixos sólidos e suspensões independentes (DELANEY, 2002). Cada grupo pode ser funcionalmente muito diferente um do outro e, no presente estudo, será abordado apenas o último, ao qual pertence o braço de controle dianteiro em foco. A figura 2.1 mostra um exemplo de suspensão dianteira independente.

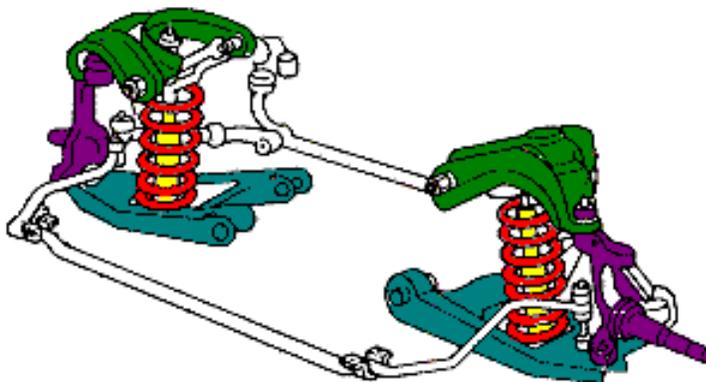


Figura 2.1. Exemplo de suspensão dianteira independente. (DELANEY, 2002)

Em contraste com a suspensão de eixos sólidos, suspensões independentes permitem que cada roda se desloque verticalmente sem interagir entre si. Praticamente todos os veículos de passeio e caminhões leves usam suspensões dianteiras independentes devido a vantagens na acomodação do motor e na resistência a vibrações. Adicionalmente, elas provêem fácil controle do centro de rolagem a partir da escolha da geometria do braço de controle (GILLESPIE, 1992).

Earle S. MacPherson desenvolveu nos anos 40 na Ford Motor Company uma suspensão com geometria similar às suspensões dianteiras com braços desiguais da figura 2.1 usando uma configuração de escora representada na figura 2.2. A escora é um membro telescópico incorporando amortecimento com a roda rigidamente fixada em seu extremo inferior de tal forma que a escora a mantém na direção de cambagem. O extremo superior é fixado à carroceria e o inferior é guiado por conexões que captam as forças laterais e longitudinais. Devido à necessidade de compensar o posicionamento da escora em relação à roda surge um momento que agrega atrito à primeira. Frequentemente esse efeito é contrabalançado através da montagem de uma mola em ângulo com a escora (DELANEY, 2002).



Figura 2.2. Suspensão MacPherson. (DELANEY, 2002)

O braço de controle a ser analisado faz parte do sistema chamado MacPherson. Trata-se de um braço transversal dotado de três pontos de fixação: dois utilizam articulações elásticas presas à carroceria ou plataforma dianteira (“sub-frame”); e o terceiro é fixado através de um pivô “ball

joint” (elemento mecânico rotulado) ao cubo de roda. Este último fixa-se também ao amortecedor e à mola. A figura 2.3 mostra o desenho de montagem.

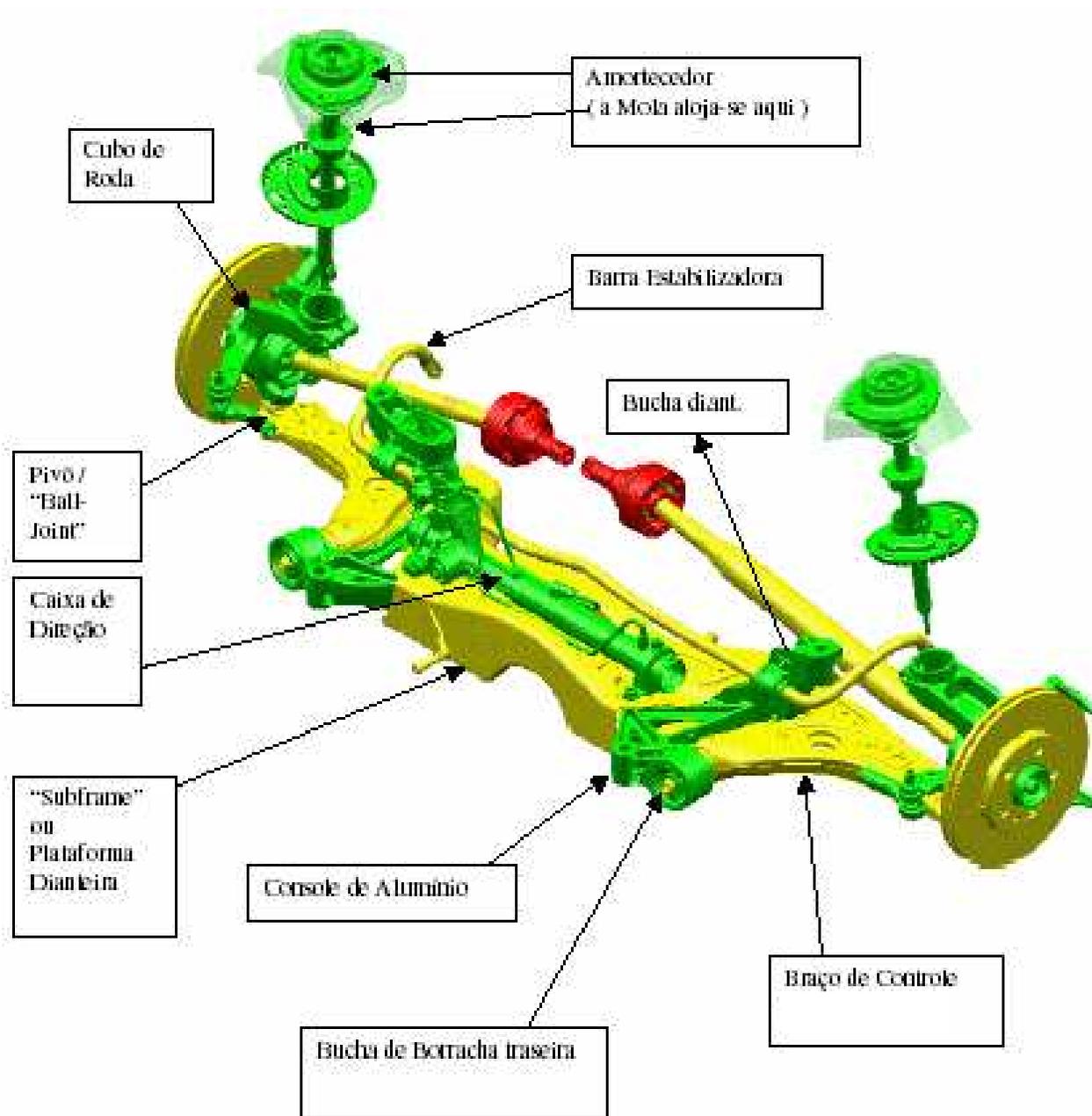


Figura 2.3. Desenho de montagem da suspensão dianteira McPherson analisada neste trabalho

A solução MacPherson apresenta vantagens na ocupação de espaço para motores transversais e, assim, é largamente empregada para carros com tração dianteira. Devido à

separação dos pontos de conexão na carroceria, a MacPherson é bem adequada para veículos monoblocos. A escora tem vantagens adicionais como poucas peças, baixo peso, facilidade de instalação e capacidade de distribuir as cargas da suspensão numa grande área da carroceria. Entre as suas desvantagens está a elevada altura instalada que limita a liberdade do projetista em abaixar a altura do capô e em aumentar a largura do pneu. Do ponto de vista do consumidor, o alto custo de reparo do amortecedor é um notável revés (GILLESPIE, 1992).

2.1.2 Fadiga de alto ciclo

Embora o termo fadiga só tenha sido usado pela primeira vez em 1839 por J.V. Poncelet, na França, o primeiro ensaio envolvendo a falha de um metal através da aplicação de esforços cíclicos foi feito por W.A.J. Albert na Alemanha por volta de 1828.

Define-se fadiga como sendo um processo progressivo e localizado de modificações estruturais permanentes ocorridas em um material submetido a condições que produzam tensões e deformações cíclicas em um ou mais pontos do material e que podem culminar em trincas ou fratura após certo número de ciclos (ASTM E 1823-96, 2002).

Cabe aqui uma análise detalhada da definição acima para um completo entendimento do fenômeno da fadiga: “Progressivo” significa que a fadiga se desenvolve com o tempo de solitação cíclica; “Localizado” quer dizer que a fadiga se estabelece num certo ponto, preferencialmente sujeito a alta concentração de tensões e deformações causadas por variações geométricas bruscas, gradientes de temperaturas, tensões residuais etc; “Trinca” é o foco do estudo da fadiga uma vez que seu crescimento leva a uma situação em que a seção resistente torna-se insuficiente para suportar o carregamento, culminando na ruptura inesperada da peça; “Fratura” é o último estágio do processo de fadiga e consiste na separação da estrutura em duas ou mais partes.

Segundo Ferreira (2003), deformações plásticas, tensões cíclicas e tensões normais de tração, quando atuantes no material de forma simultânea, são responsáveis por danos estruturais

ao material durante o processo de fadiga, o qual é composto por, conforme ilustrado na figura 2.4, três estágios consecutivos:

a) Nucleação de trincas superficiais;

b) Propagação da trinca até a falha do componente. Fase que depende basicamente de características da ponta da trinca;

c) Fratura final.

A nucleação e a propagação da trinca envolvem fenômenos bem distintos e, portanto, devem receber tratamentos estatísticos bem particulares também. Na prática usa-se o comprimento de trinca como fator determinante da transição entre esses dois estágios (FERREIRA, 2003). Este estudo não focou em nenhuma dessas duas fases, até porque o tipo de informação coletada nos ensaios não era detalhado o suficiente para descrever com propriedade nenhuma delas. Isso, entretanto, não compromete a análise de confiabilidade, uma vez que precisamos apenas de uma definição objetiva do que é a falha para implementá-la.

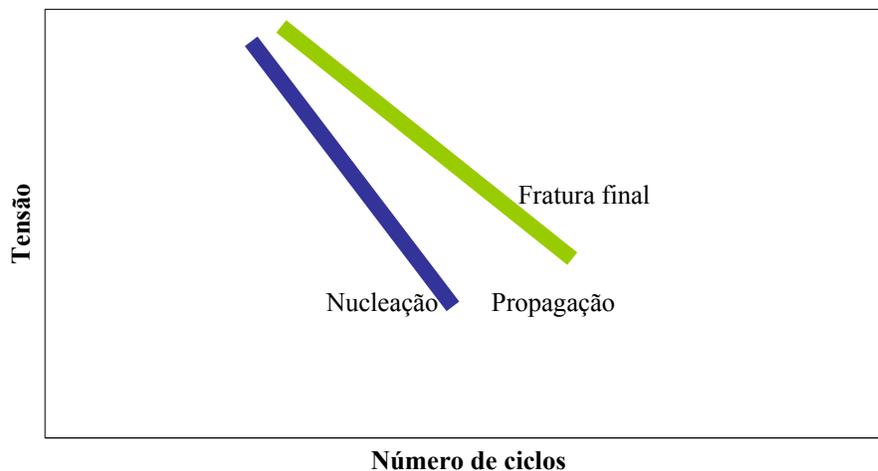


Figura 2.4. Esquema de uma curva $\ln(S)$ - $\ln(N)$ com os estágios do processo de fadiga

A linha laranja da figura 2.4 ilustra a vida em fadiga, ou seja, o fim do crescimento da trinca e, portanto, do processo de fadiga.

Para Dieter (1988) e Madayag (1969), a fadiga é a causa mecânica raiz de, pelo menos, 90% das falhas em serviço. Segundo Kapur e Lamberson (1977), numa falha por fadiga, uma ou mais trincas começam próximo à superfície da peça e progridem até que a tensão em sua área resistente restante seja suficiente para causar uma fratura abrupta. Uma teoria que explica como ocorre essa falha é a teoria do elo mais fraco, a qual defende que existem falhas na estrutura de qualquer metal. A fratura começa no ponto mais fraco como numa corrente. Como o número de elos fracos é muito grande, isso leva à distribuição de valor extremo como um modelo probabilístico para o instante ou a ciclagem da falha.

Em 1860, August Wöhler estabeleceu métodos de caracterização da vida em fadiga a partir da amplitude da tensão S nominal aplicada em ensaios de flexão alternada, também conhecidos como ensaio de flexão rotativa, em corpos de prova polidos de aço para trilhos de trem. Sua motivação foi o fato de que a resistência mecânica dos trilhos submetidos a carregamentos cíclicos era muito menor do que a resistência do mesmo material sob carregamento monotônico (SCHÜTZ, 1996).

O trabalho de Wöhler resultou na curva S-N, no qual a tensão S é função do número N de ciclos até a falha do espécime.

Observa-se na figura 2.5 que a tensão média aplicada, definida pela equação 2.1, foi igual a zero nos experimentos de Wöhler.

$$S_m = \frac{S_{m\acute{a}x} + S_{m\acute{i}n}}{2} \quad (2.1)$$

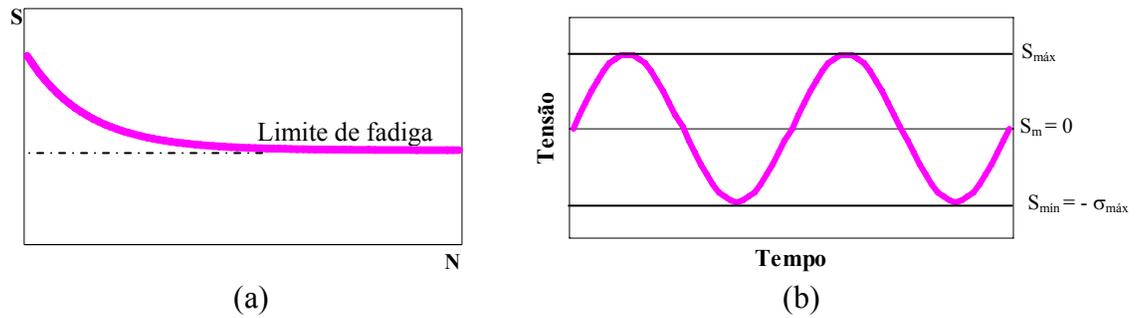


Figura 2.5. Curvas características do experimento de Wöhler: (a) Curva S-N de aço estrutural e (b) curva da tensão S em função do tempo com variação senoidal.

A razão de carga ou de tensão é definida pela equação 2.2:

$$\text{Razão de carga} = \frac{S_{mín}}{S_{máx}} \quad (2.2)$$

No experimento de Wöhler a razão utilizada foi menos um. Nessa situação, define-se o limite de fadiga como a tensão máxima a que uma peça pode ser submetida a um número infinito de ciclos sem resultar em dano.

A curva S-N é obtida normalmente a partir de falhas totais. Entretanto, é comum na indústria sua construção baseada em números de ciclos exigidos em determinadas etapas do processo de falha, conforme ilustrado pela figura 2.6.

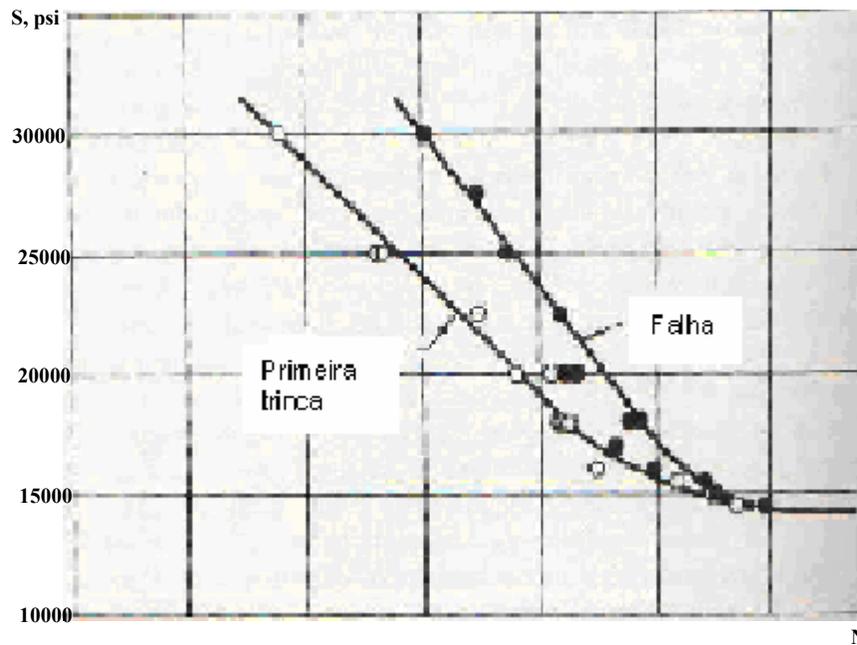


Figura 2.6. Exemplo de aplicação da curva S-N para falhas parciais de uma liga de alumínio de alta resistência mecânica 6061-T (DOWLING, 1999)

A fadiga de alto ciclo caracteriza-se por vidas longas e, nesses casos, a maior parte dos materiais metálicos possui apenas uma mínima deformação plástica, ou seja, as tensões envolvidas encontram-se dentro dos limites elásticos, validando a aplicação do método S-N. Embora a situação prática sempre envolva estados multiaxiais de tensão, as curvas S-N, mesmo desenvolvidas numa base uniaxial de tensões, podem ser utilizadas tendo-se em mente as hipóteses de Tresca ou Von Mises (DOWLING, 1999).

Essas vidas longas características do processo de fadiga correspondem, quase que integralmente, à nucleação de trincas, a qual ocorre geralmente na superfície da peça devido a uma maior facilidade de deformação plástica nessa região. O mecanismo consiste no deslizamento de discordâncias segundo os planos de escorregamento do reticulado cristalino à medida que tensões são impostas à peça. O resultado disso é o estabelecimento de bandas de escorregamento perenes que, sobrepostas, resultam na concentração de tensões na superfície na forma de degraus chamados de extrusões e intrusões (figuras 2.7 e 2.8). Esse efeito sozinho ou combinado com fatores geométricos (presença de concentradores de tensão, acabamento superficial, riscos de usinagem, dimensões), externos ao material (temperatura, frequência, estado

de tensão) e metalúrgicos (tamanho de grão, presença de inclusões ou de fases fragilizantes ao longo dos contornos de grão, poros, alvéolos) é responsável pela iniciação da trinca. A figura 2.9 ilustra um caso de trinca gerada a partir de uma inclusão.

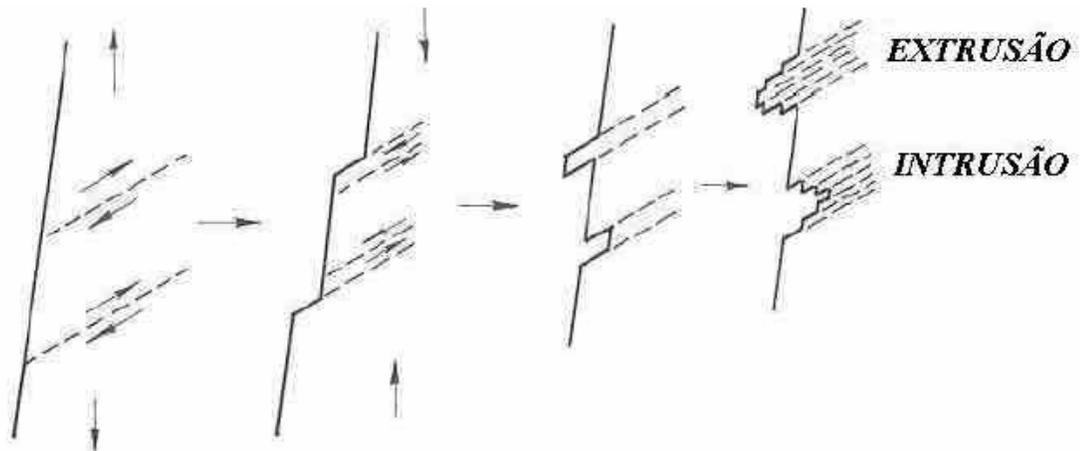


Figura 2.7. Intrusão e extrusão formadas por deformação plástica cíclica (MEYERS, 1999)



Figura 2.8. Aparecimento de intrusões e extrusões numa peça de cobre (MEYERS, 1999)

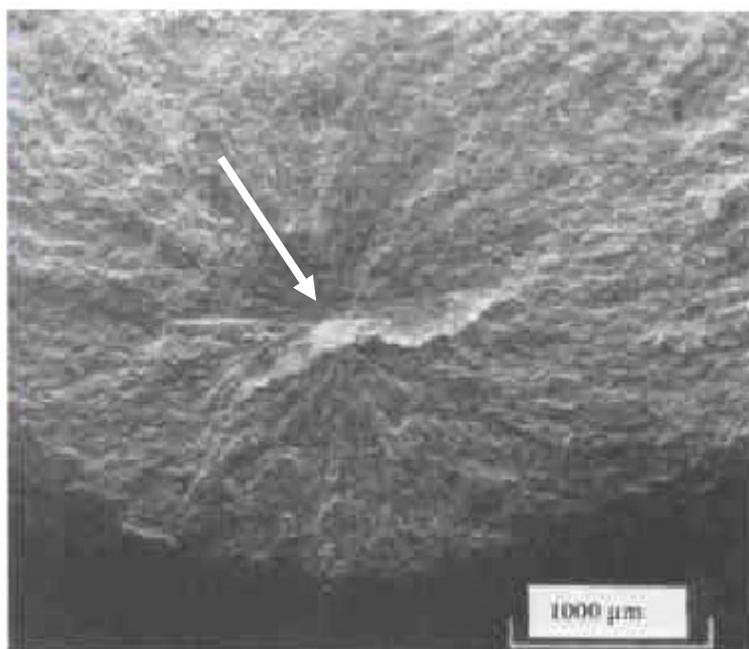


Figura 2.9. Superfície de fratura por fadiga: trinca nucleada numa inclusão (SURESH, 1998)

Particularmente no caso da fadiga, onde as deformações impostas ao material são cíclicas, os deslizamentos se desenvolvem segundo diversos planos cristalinos, o que agrega maior estabilidade ao efeito de intrusões e extrusões na superfície. Além disso, geralmente, esses escorregamentos ocorrem num plano onde a tensão de cisalhamento é máxima. O resultado é o crescimento a cada ciclo das intrusões e extrusões superficiais que, combinadas, podem nuclear trincas. Como a deformação plástica continua ao longo da vida útil da peça ou do teste, essas trincas geradas crescem constantemente até atingirem um comprimento crítico que pode levar à ruptura total (MEYERS, 1999).

Dada a maior incidência de trincas por fadiga na superfície, a influência do tratamento superficial é muito importante e dá-se basicamente através dos seguintes fatores (DIETER, 1988):

- Tensões residuais de compressão ou/e de tração;

- Acabamento superficial.

Os fatores anteriores possuem importâncias relativas variáveis e devem ser ponderados na hora de definir se a operação superficial favorece ou não a resistência à fadiga da peça.

Petitjean e Mendez (2001) procuraram investigar esses fatores a partir de experimentos de fadiga de alto ciclo, frequência de 10 Hz e razão de carga de 0,05, com o aço austenítico inoxidável 304L: especificamente rugosidade, dureza e tensão residual decorrentes de torneamento, retífica e polimento. O polimento resultou na menor rugosidade e no surgimento de tensões residuais de compressão (desfavoráveis à nucleação), como já era esperado, pois, há algumas décadas, dados experimentais sugerem um aumento de vida em fadiga quando as intrusões e as extrusões são eliminadas da superfície do corpo de prova por polimento (SURESH, 1998). Por outro lado, os processos de torneamento e retífica caracterizaram-se pelo aparecimento de tensões residuais de tração (favoráveis à nucleação) e, portanto, o limite de fadiga desses corpos de prova foi 15% menor. A dureza foi o único fator que não apresentou influência conclusiva no experimento de Petitjean e Mendez (2001).

Vale ressaltar aqui um processo superficial, destacado por Suresh (1998), utilizado especificamente para melhorar o desempenho em fadiga de um material. O “shot peening” consiste no jateamento de granalhas de aço para induzir tensões residuais de compressão e o endurecimento na superfície do material. Entretanto, tal jateamento igualmente pode levar ao aparecimento indesejável de microtrincas, bem como ao aumento de rugosidade.

A figura 2.6 ilustra a vida em fadiga de alto ciclo de um material: ciclagem de início (nucleação da trinca) e fim (fratura total). Em geral, o percentual da vida do componente gasto para nucleação de trincas pode ser nulo, ou seja, nucleação imediata, quando é patente a concomitância de agentes concentradores de tensão e alta rugosidade, ou até 80% no caso de peças polidas, livres de defeitos e constituídas de material extremamente puro (DOWNLING, 1999).

O estágio de nucleação da trinca termina com a formação de microtrincas superficiais. A próxima etapa é a propagação da trinca. Ela não será abordada aqui porque, conforme já mencionado no item 2.2, escolheu-se a metodologia S-N para acompanhar o desenvolvimento do processo de fadiga e não a teoria de mecânica da fratura aplicada ao crescimento da trinca.

Pavanello e Moura (2005) construíram um modelo de elementos finitos para representar o campo de deslocamentos da estrutura do braço de controle (figura 2.10) e concluíram que a região das aberturas (figura 2.11) e das curvaturas maiores das chapas (figura 2.12) seriam as mais preocupantes em termos de nucleação de trincas. Esse resultado indicaria que a distribuição probabilística procurada, suposta global, poderia ser na realidade mais influenciada por fatores geométricos. Os fatores metalúrgicos, todavia, não foram considerados na simulação e a experiência mostra que eles agregam razoável dispersão.

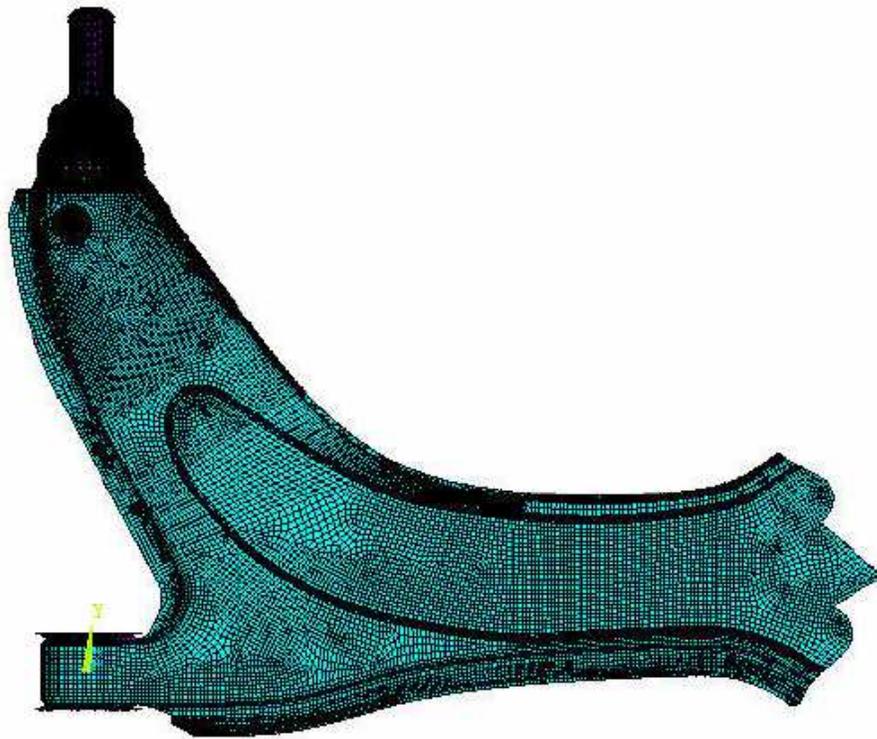


Figura 2.10. Malha de elementos finitos do braço de controle (PAVANELLO e MOURA, 2005)

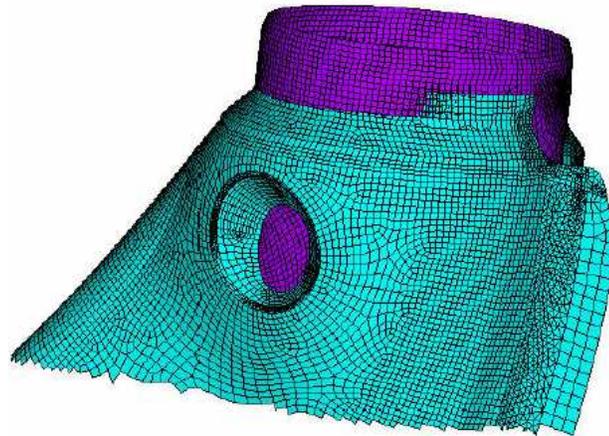


Figura 2.11. Detalhe da região de abertura da peça (PAVANELLO e MOURA, 2005)

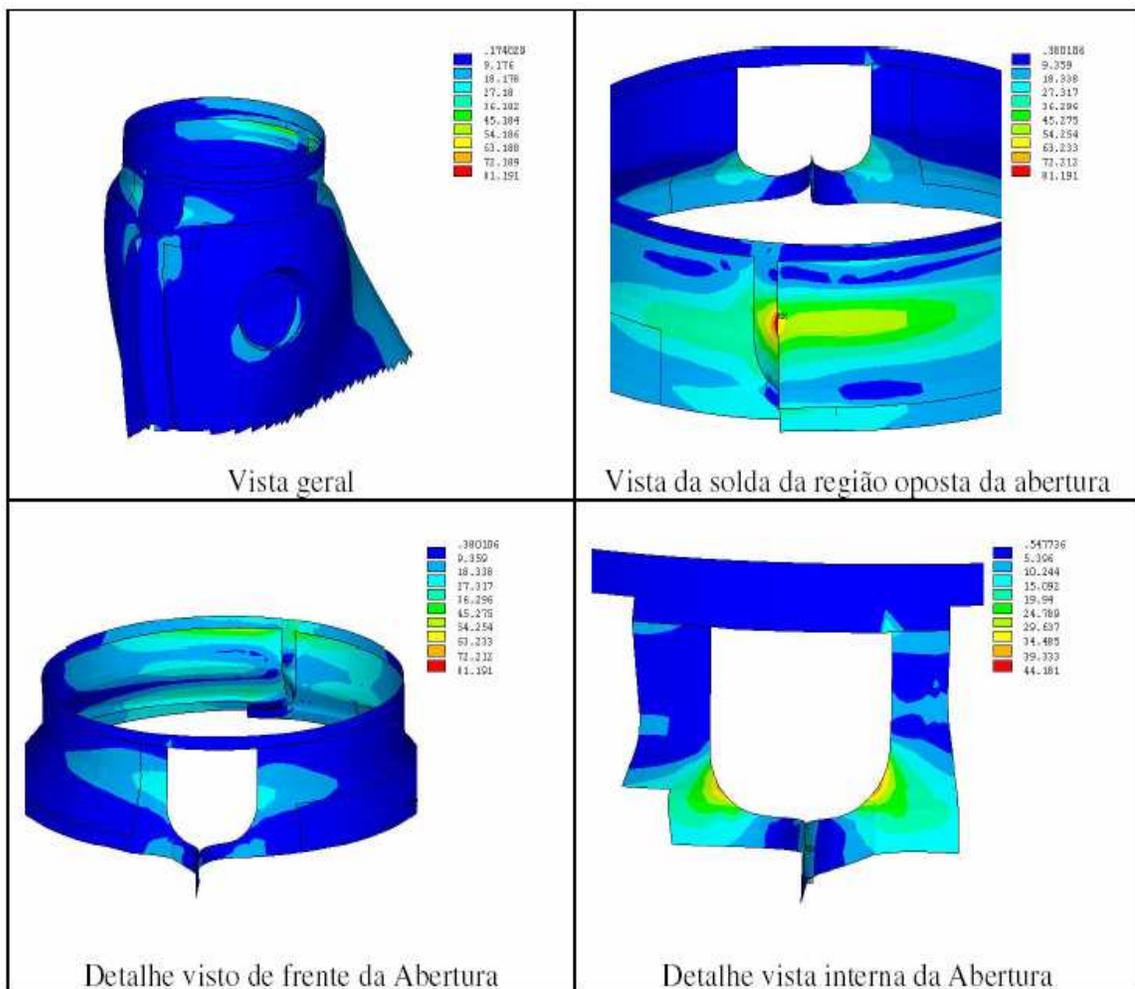


Figura 2.12. Campo de tensões de von Mises, em MPa, na região de curvatura das chapas (PAVANELLO e MOURA, 2005)

Dessa forma, baseado em Downing (1999), a suposta inexistência de defeitos leva a uma quantidade grande de energia até a ruptura, pois é necessário passar não só pela nucleação, mas também pela propagação da trinca. Assim, para a peça avaliada neste trabalho, com defeitos de metalurgia, fabricação ou corrosão, ou seja, com estado triaxial de tensão de tração elevado, a falha ocorre quando energia suficiente é fornecida para propagar a trinca já existente.

2.1.3 AÇO USI-RW-450

A crescente terceirização do desenvolvimento e da fabricação dos diversos sistemas e componentes automotivos colocou empresas de autopeças em foco dentro da indústria automotiva mundial.

Grande parte do sucesso dos produtos de maneira geral deve-se à qualidade dos materiais utilizados – entende-se aqui como qualidade a adequação a uma dada aplicação. O material usado na fabricação do braço de controle da suspensão dianteira independente estudada foi desenvolvido pela empresa USIMINAS, a qual se caracteriza pela oferta de uma imensa gama de opções para a engenharia estrutural envolvendo propriedades como conformabilidade e resistência mecânica.

Segundo o site da USIMINAS na internet, o aço em questão recebe a denominação USI-RW e, inicialmente, visava o segmento de rodas automotivas (leves e pesadas). Entretanto, devido a excelentes características tais como boa conformabilidade, soldabilidade, resistência mecânica e resistência à fadiga, logo tiveram sua aplicação extrapolada para outros componentes dos veículos como longarinas, mancais, freios e suspensões. As tabelas 2.1 e 2.2 mostram os valores típicos relativos tanto à composição química quanto às propriedades mecânicas para os aços USI-RW, respectivamente.

Tabela 2.1. Valores nominais de composição química em percentagem de massa dos aços

USI-RW									
Grau	C	Mn	Si	P máx.	S máx.	Al	Nb	Cr	N
USIRW-300	≤ 0,10	≤ 0,50	0,10	0,030	0,015	0,010 a 0,060	-	-	≤ 0,009
USIRW- 340	0,08 a 0,13	0,30 a 0,60	0,10	0,025	0,015	0,010 a 0,060	-	-	≤ 0,009
USIRW- 350	0,10 a 0,15	0,30 a 0,60	0,10	0,025	0,015	0,010 a 0,070	-	-	≤ 0,009
USIRW- 390	0,12 a 0,18	0,40 a 0,80	0,10	0,030	0,025	0,010 a 0,070	-	-	≤ 0,009
USIRW- 450	≤ 0,12	≤ 0,80	0,10	0,025	0,015	0,010 a 0,070	≥ 0,016	-	≤ 0,009
USIRW- 550	≤ 0,12	≤ 1,60	0,30	0,025	0,006	0,005 a 0,060	0,020 a 0,050	-	≤ 0,009
USIRW- 600DP	≤ 0,10	≤ 2,00	1,50	0,025	0,006	0,020 a 0,080	-	≤ 0,30	≤ 0,009
USIRW- 600CRDP	≤ 0,12	≤ 1,60	0,15	0,090	0,010	0,010 a 0,060	(1)	≤ 1,20	≤ 0,090

(1) Ti + Cu + Cr + Mo + V ≤ 1,70%

Fonte: www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006.

Tabela 2.2. Valores nominais de limite de escoamento, limite de resistência, alongamento mínimo e dobramento dos aços USI-RW

Grau	L.E. (MPa)		L.R. (MPa)		Along. Min (%) BM=50mm		Dobramento 180°
USI-RW 300	E ≤ 5,00	200 a 340	E ≤ 5,00	310 a 430	E ≤ 5,00	30	0 E
	E > 5,00	190 a 340	E > 5,00	300 a 430	5,00 a 9,00 9,00 a 12,70	24 27	
USI-RW 340	E ≤ 5,00	210 a 340	E ≤ 5,00	350 a 450	E ≤ 5,00	28	1 E
	E > 5,00	200 a 340	E > 5,00	340 a 450	5,00 a 9,00 9,01 a 12,70	23 24	
USI-RW 350	E ≤ 5,00	230 a 340	E ≤ 5,00	360 a 470	E ≤ 5,00	26	1 E
	E > 5,00	210 a 340	E > 5,00	350 a 450	5,00 a 12,70	23	
USI-RW 390	240 a 340		E ≤ 5,00	400 a 510	E ≤ 5,00	24	2 E
			E > 5,00	390 a 510	5,00 a 12,70	22	
USI-RW 450	350 a 450		450 a 570		E ≤ 5,00	25	0 E
				5,01 a 12,70	20		
USI-RW 550	450 a 550		550 a 650		23		1 E
USI-RW 600DP	320 a 470		600 a 680		24 BM = 5,65√So		1 E
USI-RW 600CRDP	320 a 470		550 a 700		24 BM = 5,65√So		1 E

E: espessura nominal do produto

Fonte: www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006.

Historicamente, o processo de obtenção dos aços USI-RW baseava-se no endurecimento por solução sólida C-Mn comum (aços USI-RW 300 a 390). Logo as altas demandas do setor automotivo na década de 80 levaram à evolução do mecanismo de endurecimento que passou a ser por precipitação, gerando os chamados aços de alta resistência e baixa liga (ARBL) como o USI-RW-450 utilizado neste estudo. O objetivo é sempre aumentar a segurança veicular ao mesmo tempo em que o peso é reduzido (espessuras relativamente mais finas que a de aços normalizados ou revenidos suportam cargas equivalentes). Veja na tabela 2.3 o mecanismo de endurecimento utilizado na obtenção de cada grau de aço USI-RW.

Tabela 2.3. Mecanismo de endurecimento correspondente a cada grau de aço USI-RW

Grau	Mecanismo de endurecimento
USI-RW-300	Solução sólida
USI-RW-340	Solução sólida
USI-RW-350	Solução sólida
USI-RW-390	Solução sólida
USI-RW-450	Solução sólida + precipitação
USI-RW-550	Solução sólida + precipitação + transformação de fase
USI-RW-600DP	Transformação de fase
USI-RW-600CRDP	Transformação de fase

Fonte: www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006.

De acordo com o site da Usiminas, www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006, o USI-RW-450 pertence ao grupo dos aços ARBL microligados de estrutura ferrítica-perlítica devido à micro-adição de nióbio (menos de 0,10%) para aumentar a resistência mecânica mantendo o teor de carbono, sem comprometer, pois, a soldabilidade e a tenacidade. A causa desse aumento é na verdade o endurecimento por precipitação, ou seja, a formação de barreiras ao deslocamento das discordâncias e ao crescimento dos grãos. O uso de nióbio tem ainda uma consequência econômica importante na medida em que dispensa a aplicação de tratamentos térmicos e, portanto, reduz o custo. A figura 2.13 ilustra como variam o limite de resistência e o alongamento para o endurecimento por precipitação em relação a outros mecanismos possíveis.

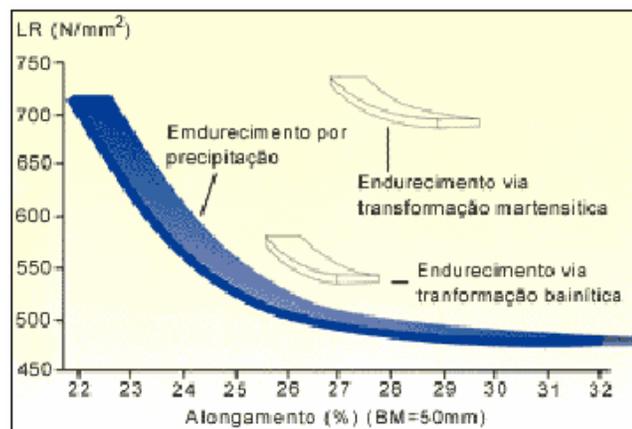


Figura 2.13. Gráfico ilustrativo de propriedades mecânicas em função do mecanismo de endurecimento. Corpos de prova deformados 5% e tratados termicamente a 200 °C/20 min (www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006)

Em função de limitações de fabricação, o grau USI-RW-450 tem espessura máxima padronizada em 6,50 mm com tolerância dependente dos requisitos de reprodutividade de desempenho do aço na prensa relacionados à redução de peso e à uniformidade de espessura. A figura 2.14 ilustra o desempenho desse material em conformação e a figura 2.15 demonstra a sua superioridade no quesito resistência à fadiga.

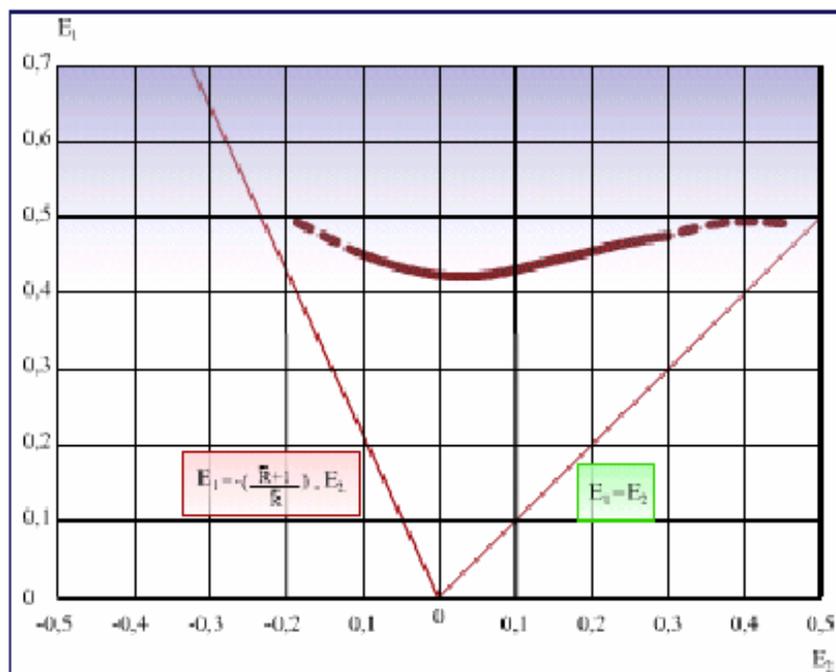
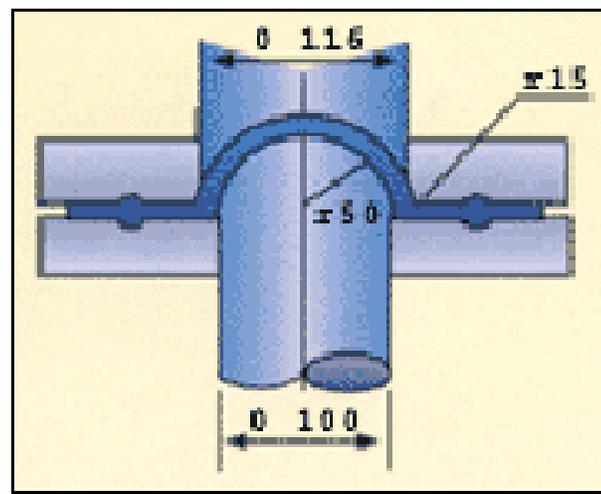


Figura 2.14. Levantamento da curva limite de conformação para o aço USI-RW-450 com 2,25 mm de espessura (www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006)

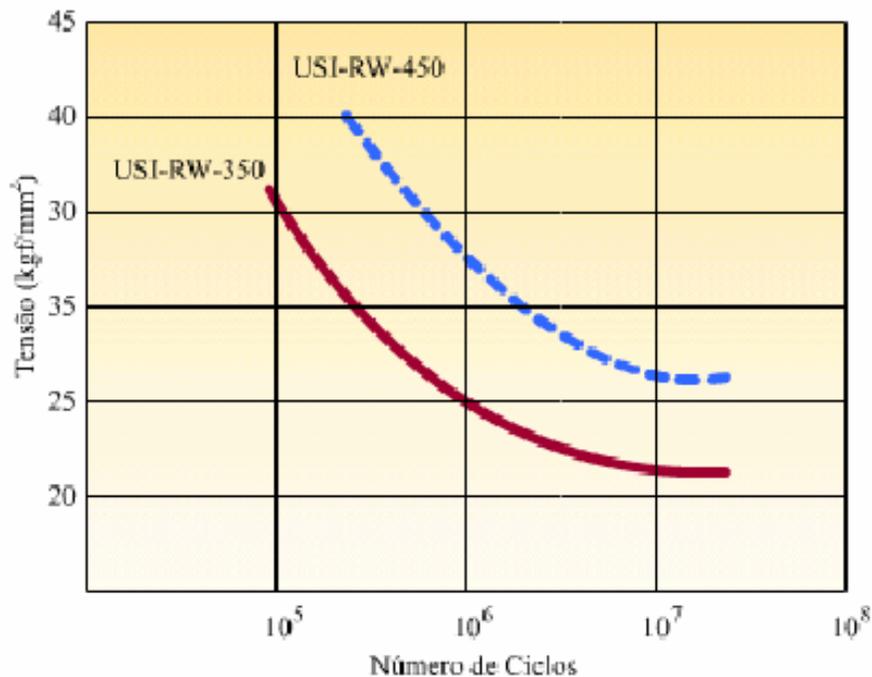


Figura 2.15. Curvas SN comparativas. Corpos de prova deformados 5% e tratados termicamente a 200 °C/20 min (www.usiminas.com.br, acessado em 10/07/2006)

A tendência para o futuro é uma nova revolução desse processo para o endurecimento por transformação de fase – os chamados aços bifásicos (*dual phase*). Abdalla et al (1990), observaram melhorias mecânicas a partir da produção de diferentes microestruturas numa base de USI-RW-450 submetida a tratamentos térmicos, entre eles a têmpera intercrítica. O efeito positivo deve-se basicamente a características das fases geradas tais como dureza, tamanho de grão e homogeneidade da distribuição.

Até aqui se destacaram basicamente os aspectos microestruturais do aço USI-RW-450 relativos à composição química, entretanto vale ressaltar também a influência de processos termomecânicos controlados no refinamento do tamanho de grão e, conseqüentemente, no incremento de limites de escoamento, tenacidade e fadiga.

A laminação a quente destaca-se dentre esses processos porque resulta numa deformação plástica uniforme que distribui favoravelmente, em termos de resistência à fadiga, as tensões residuais, uma vez que o efeito final é de compressão (ZHAO, YANG e SHAN, 2002).

Segundo Stuart (1991), a laminação convencional controlada, CCR, possui temperatura de reaquecimento acima de 1200° C e consiste na execução de uma primeira laminação entre 1200° C e 1100° C e de uma segunda entre 900° C e 700° C. Esse decréscimo de temperatura, fortalecido pela presença do nióbio, atrasa ou inibe a recristalização da austenita.

Todo o processo de laminação a quente exige grande controle da temperatura e da deformação durante os estágios iniciais e das condições de resfriamento depois da laminação final (STUART, 1991). Para Senuma (2000), a anisotropia gerada pelo trabalho mecânico, mesmo a quente, reflete-se em razoável dispersão das propriedades mecânicas, fator comprometedor para um estudo estatístico de confiabilidade.

2.1.4 Estampagem

A estampagem é um processo de conformação mecânica a frio de peças a partir de chapas metálicas previamente dimensionadas e submetidas a mecanismos de corte, dobra e repuxamento. Extremamente importante para a indústria automotiva, onde são utilizadas para fabricar desde estruturas complexas, como carrocerias, até subcomponentes, como o braço de controle em estudo, a estampagem consiste na deformação plástica do material por meio de uma ferramenta especialmente preparada chamada estampo.

O estampo é montado numa prensa que pode ser hidráulica, pneumática ou mecânica e pode ser de simples efeito, sem cerra-chapas, ou, mais comumente encontrado, de duplo efeito, com cerra-chapas. A figura 2.16 ilustra a diferença entre esses dois tipos.

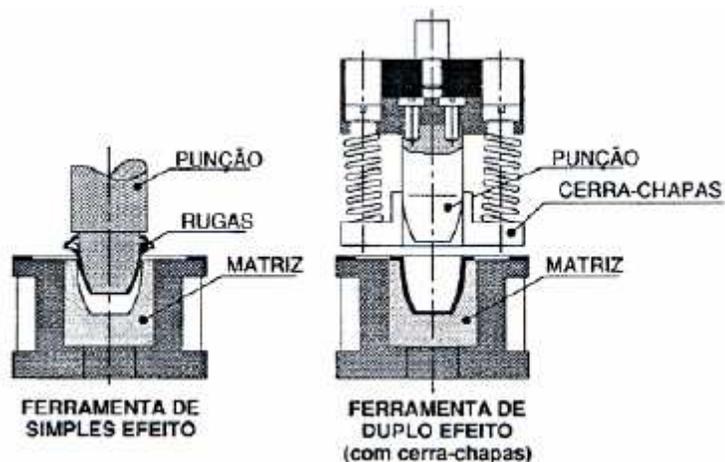
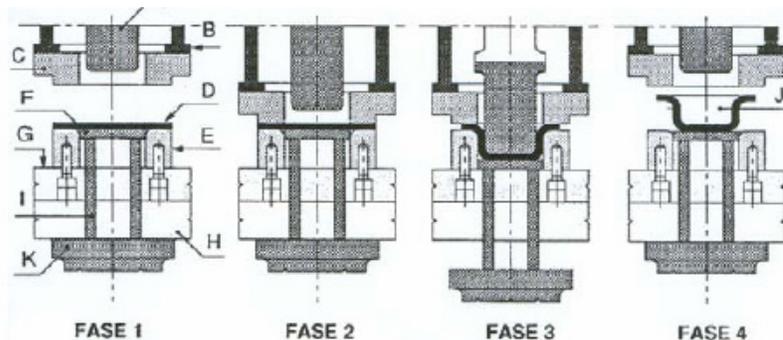


Figura 2.16. Ferramentas usadas na estampagem (ROCHA e DUARTE, 2002)

A seqüência de estampagem para uma ferramenta de duplo efeito é mostrada na figura 2.17. Basicamente consiste em alimentação da chapa, descida do cerra-chapas para obter a fixação, deslocamento do punção e ejeção da peça.



A - punção; B - guia do cerra-chapas; C - cerra-chapas; D - chapa; E - matriz; F - almofada ou ejetor; G - base da ferramenta; H - mesa da prensa; I - cavidade da almofada; J - peça estampada e K - prato da almofada.

Figura 2.17. Fases de execução de estampagem com ferramenta de duplo efeito (ROCHA e DUARTE, 2002)

Os requisitos de estampagem passam por características das peças tais como qualidade da superfície, aspecto visual, forma geométrica, tolerâncias dimensionais e resistência mecânica, sendo esta última a de maior importância num braço de controle, sem esquecer que todas as outras, exceto o aspecto visual, apresentam influência sobre a resistência de uma peça.

A forma geométrica do componente é a característica mais crítica para determinar o volume de produção de uma planta e deve ser simplificada ao máximo na etapa de projeto para minimizar não só a quantidade de operações envolvidas, mas também a eventual aplicação de tratamentos térmicos intermediários restauradores da microestrutura do metal. Geralmente é preciso também usar um óleo lubrificante para suavizar o processo e reduzir o refugo. Tudo isso contribui para o desempenho da manufatura, tanto em termos econômicos, através da redução dos custos, quanto em termos produtivos, através da redução dos tempos envolvidos.

Neste estudo, entretanto, preocupa-se basicamente com as tensões residuais inerentes ao processo de deformação plástica e seu conseqüente impacto na vida útil do produto. Essa deformação é bem localizada e seguida por uma fratura dúctil. O perfil resultante da chapa é mostrado na figura 2.18.

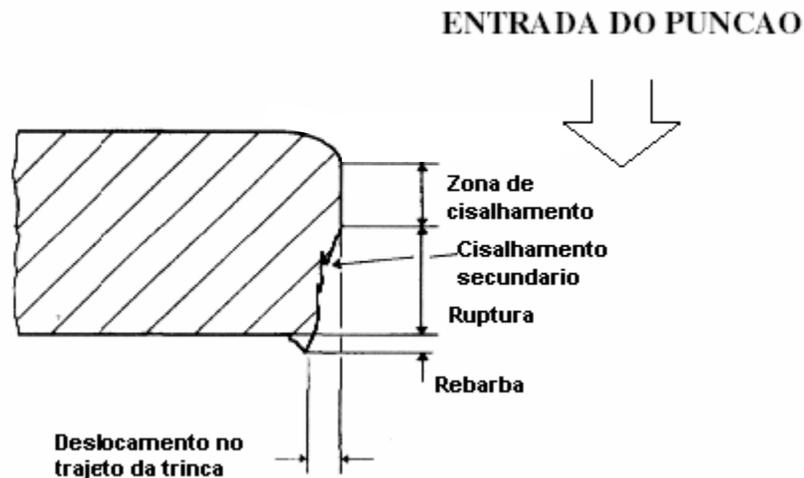


Figura 2.18. Região de corte de uma peça estampada (KO et al, 1997)

A tensão residual resultante, quanto a sua localização e extensão, pode ser:

- Macroscópica: estende-se por vários grãos;
- Microestrutural: presente em apenas um grão, entre fases ou em inclusões;
- Intragranular: limita-se a comprimentos atômicos no interior do grão.

Sabe-se que, segundo Grath et al (1998), as tensões residuais geradas pela estampagem são tratativas por natureza e, portanto, favoráveis à fadiga, independentemente de sua extensão ou localização. Vê-se claramente essa tendência na figura 2.19 relativa a experimentos com rodas automotivas: O decréscimo substancial do desempenho em fadiga entre a placa no estágio inicial de produção (#0), ou seja, chapa sem estampagem e sem tensões residuais consideráveis, e o estágio 1 (#1) do processo de conformação é fundamentalmente atribuído às tensões residuais de tração induzidas. É importante ressaltar o enorme crescimento de tensões residuais entre o estágio 3 (#3) e 4 (#4) basicamente devido à redução de volume do material durante o puncionamento das janelas de ventilação da roda levando a uma redistribuição da energia interna (tensão residual) para atingir novas condições de equilíbrio.

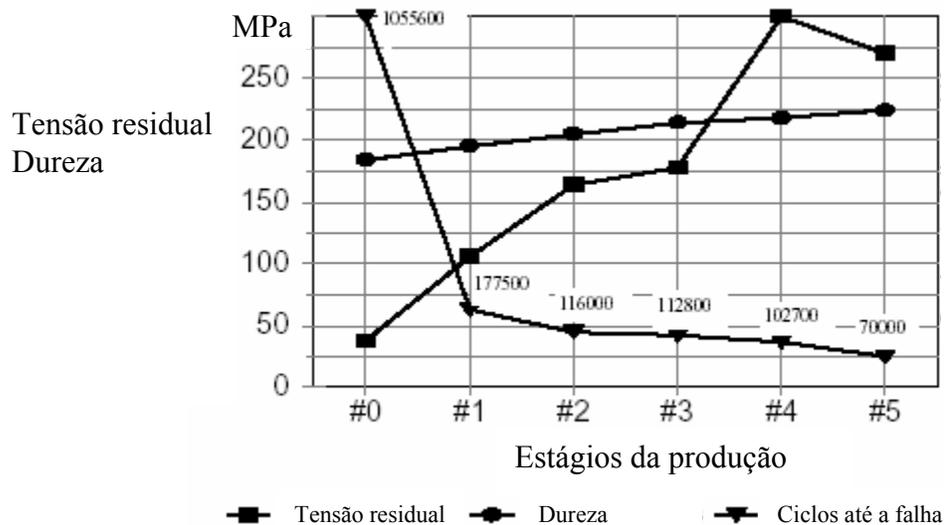


Figura 2.19. Valores observados de tensão residual, dureza superficial e vida em fadiga, para uma dada solicitação, em corpos-de-prova retirados de discos de rodas automotivas. Os estágios da produção significam as fases do processo de estampagem. (GRATH et al, 1998)

2.1.5 Soldagem de aços ARBL

As soldas são as partes de uma estrutura mais susceptíveis às falhas por fadiga, em geral, devido à concentração de defeitos tais como fusão incompleta, vazios, regiões de segregação em

contornos de grão (principalmente do nióbio no caso do aço USI-RW-450), tensões residuais e heterogeneidade microestrutural (LINNERT, 1994).

Como já explicado no item 2.1.3, o aço USI-RW-450 utilizado para a fabricação do braço de controle objeto deste estudo é de alta resistência e baixa liga (ARBL). Essas características levam a uma preocupação em termos de soldabilidade devido às possíveis trincas a frio induzidas pelo hidrogênio oriundo de umidade: o objetivo é, pois, estabelecer condições de ciclo térmico tais que evitem o aparecimento dessas trincas. Conforme estudos realizados por Maciel (1994), a microestrutura, o nível de tensão e a temperatura, juntamente com o hidrogênio, fecham o grupo das variáveis de interesse nesse processo.

Segundo a AWS (1991), durante o resfriamento da junta soldada há uma contração nas regiões circunvizinhas que levam ao aparecimento de tensões de tração. Esse cenário leva à formação de trincas transversais ou longitudinais no metal base ou/e na zona termicamente afetada (ZTA), não necessariamente ao atingir a temperatura ambiente após a soldagem, mas, preocupantemente, depois de um determinado período de latência.

O processo de soldagem do braço de controle estudado é a arco com arame tubular, FCAW, e consiste na junção de materiais através de um aumento de temperatura local produzido pelo arco elétrico gerado entre um eletrodo metálico tubular, contínuo e consumível, e a peça. O arco e o cordão produzidos são isolados não só por gases resultantes da queima do arame, mas também por fluxos gasosos externos constituídos basicamente de gás carbônico e argônio (AWS, 1991). A figura 2.20 ilustra o processo descrito.

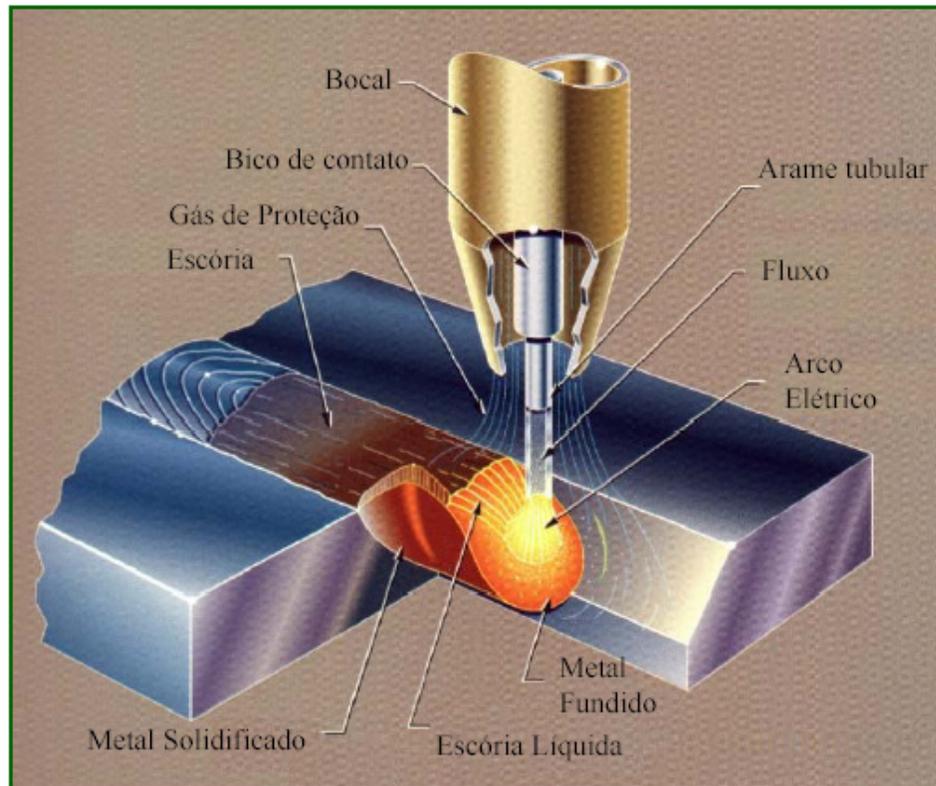


Figura 2.20. Processo de soldagem a arco com arame tubular protegido por fluxo auxiliar de gás (AWS, 1991)

Os principais fatores que podem levar ao aparecimento de trincas e, conseqüentemente, à redução da resistência à fadiga, num processo de solda FCAW são:

- Limpeza da junta a soldar;
- Limite de escoamento ou de resistência do material de adição: deve ser inferior àquele do metal de base (UMEKUNI e MASUBUCHI, 1997).

O segundo fator acima minimiza a necessidade de preaquecimento da peça uma vez que ele altera a microestrutura da junta e, por conseguinte, sua resistência à fadiga.

2.2. Tópicos de estatística e confiabilidade

2.2.1. Definições e modelos estatísticos

Segundo Rosa (1994), a base para o estudo das funções probabilísticas é a variável aleatória. Para um dado espaço amostral de algum experimento, uma variável aleatória é qualquer regra que associa um número a cada resposta do experimento. Essa variável aleatória é dita discreta ou contínua se o seu conjunto de valores possíveis é um conjunto discreto ou contínuo.

As funções densidade f_X de probabilidade P dependentes das variáveis aleatórias X obedecem sempre a três condições elementares, abaixo ilustradas para distribuições contínuas. Para distribuições discretas basta substituir o símbolo da integral \int pelo da somatória Σ (MOOD et al, 1974):

$$P(k_1 < X < k_2) = \int_{k_1}^{k_2} f_X(x) dx \quad (2.3)$$

$$f_X(x) \geq 0 \quad (2.4)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1 \quad (2.5)$$

onde k_1 e k_2 são números reais tais que $k_1 < k_2$.

Além de usar f_X para caracterizar uma distribuição probabilística existe também a função de distribuição acumulada definida como (MOOD et al, 1974):

$$F(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} \int_{-\infty}^x f_X(x) dx, X \text{ cont ua} \\ \sum_{y: y \leq x} P(y), X \text{ discreta} \end{cases} \quad (2.6)$$

A média, μ , de uma distribuição probabilística é uma medida de sua tendência ou localização central, definida como (MOOD et al, 1974):

$$\mu = E(X) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} xf_X(x)dx, & X \text{ contínua} \\ \sum_x xP(x), & X \text{ discreta} \end{cases} \quad (2.7)$$

Onde E denota o operador valor esperado.

Para uma amostra de tamanho n, a média é estimada por (MOOD et al, 1974):

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (2.8)$$

Outra medida importante é a denominada percentil y_p de uma distribuição contínua, definida como o tempo necessário para que uma proporção p da população falhe. Trata-se da solução de $p = \tilde{F}(x) = F(y_p)$. Nos trabalhos envolvendo dados de vida, frequentemente se deseja saber a vida correspondente a proporções baixas como 1 e 10%. O percentil 50% é chamado de mediana e é comumente chamado de vida característica. Trata-se do meio da distribuição no sentido que metade da população falha antes de y_p e a outra metade ultrapassa essa vida (ROSA, 1994).

A variabilidade ou a dispersão de uma distribuição probabilística pode ser medida pela variância e é definida como (MOOD et al, 1974):

$$\sigma^2 = \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f_X(x)dx, & X \text{ contínua} \\ \sum_x (x - \mu)^2 P(x), & X \text{ discreta} \end{cases} \quad (2.9)$$

A raiz quadrada da variância σ é chamada de desvio padrão. A estimativa da variância a partir de uma amostra é (DEVORE, 1982):

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (2.10)$$

Define-se ainda o coeficiente de variação como (DEVORE, 1982):

$$CV = \sigma/\mu \quad (2.11)$$

E o fator de segurança como (DEVORE, 1982):

$$FS = \mu \text{ resistência} / \mu \text{ tensão aplicada (carga)} \quad (2.12)$$

Todas as equações apresentadas até aqui fazem referência, explícita ou implícita, à funções ou modelos de probabilidade. Talvez a principal delas seja a Weibull. O físico sueco Weibull (1939) introduziu essa família de distribuições. A distribuição de Weibull é uma distribuição de probabilidade flexível que permite descrever taxas de falha constante, crescente e decrescente, sendo uma das mais empregadas em engenharia de confiabilidade, apresentando um grande número de aplicações possíveis (WEIBULL, 1951).

Uma variável aleatória X é dita ter uma distribuição Weibull com parâmetros θ e β (ambos positivos) se a função densidade de probabilidade de X é (DEVORE, 1982):

$$f(x; \theta, \beta) = \begin{cases} \frac{\beta}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{\beta-1} e^{-(x/\theta)^\beta}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (2.13)$$

A figura 2.21 ilustra algumas distribuições Weibull.

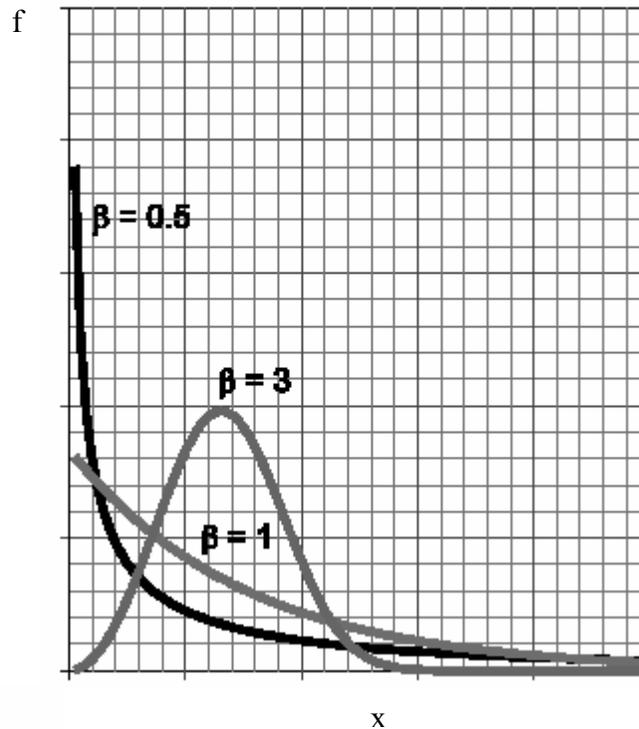


Figura 2.21. Distribuição Weibull para três parâmetros β diferentes (RELIASOFT, 2001)

Enquanto que em algumas situações há justificativas teóricas para o uso da distribuição Weibull, em muitas aplicações ela apenas provê um bom ajuste aos dados observados para valores particulares de θ e β . Através da variação de θ e β diferentes formas de distribuição podem ser obtidas. Para $\beta = 1$, por exemplo, temos a distribuição exponencial. O parâmetro β é dito de forma porque determina a forma gráfica da curva Weibull e θ é um parâmetro de escala porque diferentes valores esticam ou comprimem o gráfico na direção horizontal (DEVORE, 1982).

A função de distribuição acumulada de uma variável aleatória Weibull com parâmetros θ e β é (DEVORE, 1982):

$$F(x; \beta, \theta) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-\left(\frac{x}{\theta}\right)^\beta}, & x \geq 0 \end{cases} \quad (2.14)$$

Observe que:

$$F(x = \theta) = 1 - e^{-1} = 0,632 \quad (2.15)$$

Ou seja, para qualquer distribuição Weibull a probabilidade de falha anterior ao percentil θ é igual a 63,2%. Por isso θ também é chamado de vida característica e é o valor para o qual tende a média da distribuição à medida que β cresce – simultaneamente a variância tende a zero (DEVORE, 1982).

Os parâmetros média e variância necessitam de uma tabela de uma outra função probabilística que não será tratada aqui, a função gama, para serem obtidos e são dados por (DEVORE, 1982):

$$\begin{aligned} \mu &= \theta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \\ \sigma^2 &= \theta^2 \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \right]^2 \right\} \end{aligned} \quad (2.16)$$

Para amostras grandes é recomendável comparar os valores acima obtidos a partir dos parâmetros estimados com os amostrais \bar{x} e S^2 (DEVORE, 1982).

Em situações práticas freqüentes um modelo Weibull pode ser razoável exceto pelo fato de que o menor valor possível de X pode ser algum valor δ diferente de zero. A quantidade δ pode então ser considerada um terceiro parâmetro da distribuição, conforme sugerido por Weibull em seu trabalho original. A função acumulada fica então (DEVORE, 1982):

$$F(x; \beta, \theta) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-\left(\frac{x-\delta}{\theta-\delta}\right)^\beta}, & x \geq 0 \end{cases} \quad (2.17)$$

O parâmetro δ é também chamado de parâmetro de truncamento porque se trata do valor da característica em avaliação (resistência, tempo etc) abaixo do qual a probabilidade de ocorrência é nula, ou seja, a característica assume seu mínimo. Apenas a média sofre alteração em função de δ (DEVORE, 1982):

$$\mu = \delta + \theta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \quad (2.18)$$

Outra distribuição muito comum é a normal, muito utilizada nos campos da estatística e da probabilidade. No campo da confiabilidade, a distribuição normal é comumente utilizada nas análises de tempos até a falha de componentes eletrônicos e mecânicos, equipamentos ou sistemas. (RELIASOFT, 2001). A figura 2.22 ilustra a distribuição normal.

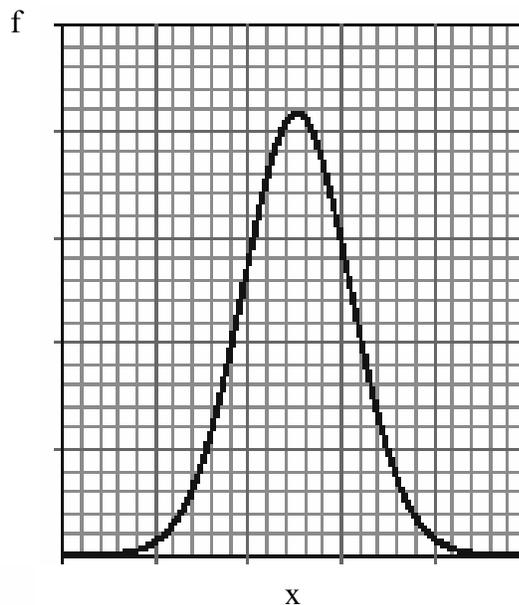


Figura 2.22. Exemplo de distribuição normal (RELIASOFT, 2001)

Uma variável aleatória contínua X possui uma distribuição normal com parâmetros μ e σ (ou μ e σ^2), onde $-\infty < \mu < \infty$ e $0 < \sigma$, se a função densidade de probabilidade de X for (DEVORE, 1982):

$$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}, -\infty < x < \infty \quad (2.19)$$

Muitas populações numéricas se adequam bem a uma curva normal a partir de valores adequados de μ e σ . Exemplos incluem alturas, pesos, erros de medição em experimentos, indicadores econômicos, índices de desempenho etc. Adicionalmente, mesmo quando as variáveis não apresentam uma distribuição normal, somas e médias aritméticas dessas variáveis terão, sob as condições do teorema do limite central (DEVORE, 1982), uma distribuição aproximadamente normal.

Através da variação de μ e σ diferentes formas de distribuição podem ser obtidas. O parâmetro μ define uma reta vertical em relação à qual a distribuição é simétrica e σ é um parâmetro que afasta (se for grande) ou aproxima (se for pequeno) seus valores de μ (DEVORE, 1982).

A distribuição normal com parâmetros $\mu = 0$ e $\sigma = 1$ é chamada de distribuição normal padrão. Uma variável aleatória que tem uma distribuição normal padrão é chamada uma variável aleatória normal padrão e será denotada por Z . A função densidade de probabilidade de Z é (MOOD et al, 1974):

$$\phi = f(z; 0, 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}, -\infty < z < \infty \quad (2.20)$$

A função distribuição acumulada de $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ é (MOOD et al, 1974):

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x; \mu, \sigma) dy \quad (2.21)$$

A função distribuição acumulada de Z, $\Phi(z)$, é (MOOD et al, 1974):

$$P(Z \leq z) = \int_{-\infty}^z f(y; 0, 1) dy \quad (2.22)$$

Vale ressaltar a validade da seguinte relação (MOOD et al, 1974):

$$P(X \leq x) = P\left(z \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \quad (2.23)$$

Observa-se que a função distribuição acumulada não pode ser determinada explicitamente. Um caso particular da distribuição normal é a chamada lognormal. A distribuição lognormal é apropriada para o tempo de falha de componentes e sistemas cujas falhas recentes dominem o comportamento do processo de falha, ou seja, a maior porção da probabilidade de falha concentra-se para valores iniciais do tempo operacional. Esse conseqüente deslocamento positivo da função, ilustrado na figura 2.23, faz com que a mediana seja uma medida melhor e mais conveniente da tendência central que a média (DEVORE, 1982).

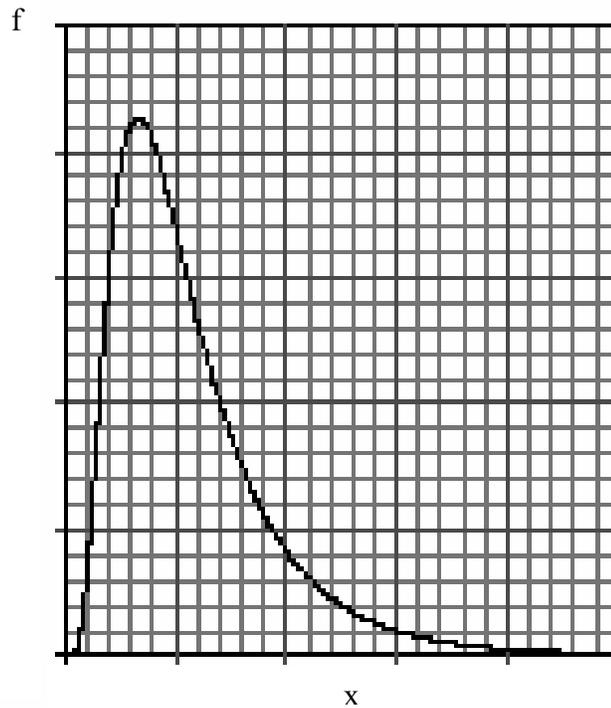


Figura 2.23. Deslocamento positivo da função lognormal (RELIASOFT, 2001)

Seja X uma variável aleatória positiva e seja Y uma nova variável aleatória definida por $Y = \ln X$. Se Y tem uma distribuição normal, então X possui uma distribuição lognormal. A densidade de uma distribuição lognormal é dada por (DEVORE, 1982):

$$f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2}, 0 < x < \infty \quad (2.24)$$

onde $-\infty < \mu < \infty$ e $0 < \sigma$.

Essa distribuição experimentalmente é adequada a muitos tipos de dados porque apresenta uma grande variedade de formas. Ela é particularmente útil se a faixa dos dados é de algumas potências de dez como, por exemplo, dados econômicos, dados relativos à resposta de material biológico a estímulos, dados de fadiga metálica e de vida de isolamento elétrico, tempos de reparo de equipamentos etc (ROSA, 1994).

Uma comparação da equação 2.19 com a 2.24 mostra claramente a íntima relação da distribuição lognormal com a normal. Se uma variável aleatória Y é definida como $Y = \ln X$, então Y é normalmente distribuída com média $E(Y) = \mu$ e desvio padrão σ (ROSA, 1994).

O valor de σ determina a forma da distribuição e o de μ o ponto percentil 50% bem como o espalhamento da função. O fato da variável X só assumir valores positivos contribui também para tornar a distribuição bastante adequada para modelagem de vidas (ROSA, 1994).

A função distribuição acumulada de X é (MOOD et al, 1974):

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_0^x f(x; \mu, \sigma^2) dy = \Phi\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right) \quad (2.25)$$

Também neste caso, a função distribuição acumulada não pode ser determinada explicitamente (MOOD et al, 1974).

Há ainda algumas distribuições auxiliares como a chi-quadrado (χ^2), definida da seguinte forma (DEVORE, 1982):

Seja k um inteiro positivo. Uma variável aleatória X que apresenta uma distribuição chi-quadrado com parâmetro k possui a seguinte função densidade de probabilidade:

$$f(x; k) = \begin{cases} \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)} x^{(k/2)-1} e^{-x/2}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (2.26)$$

O parâmetro k é chamado de número de graus de liberdade de X .

Outra distribuição auxiliar importante é a t-student. Uma variável aleatória X que segue a distribuição t-student possui a seguinte função de densidade (DEVORE, 1982):

$$f(x; k) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{k\pi}\Gamma(k/2)} \frac{1}{\left(\frac{x^2}{k} + 1\right)^{\frac{k+1}{2}}}, -\infty < x < \infty \quad (2.27)$$

O parâmetro k é chamado de número de graus de liberdade de X.

Finalmente, há também a distribuição F: Se χ^2_u e χ^2_v são duas variáveis aleatórias chi-quadrado independentes com u e v graus de liberdade, respectivamente, tem-se a razão (DEVORE, 1982)

$$F_{u,v} = \frac{\chi^2_u / u}{\chi^2_v / v} \quad (2.28)$$

A equação 2.28 segue uma distribuição F com u graus de liberdade no numerador e v graus de liberdade no denominador e sua função densidade é (DEVORE, 1982):

$$h(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{u+v}{2}\right) \left(\frac{u}{v}\right)^{u/2} x^{\frac{u}{2}-1}}{\Gamma\left(\frac{u}{2}\right) \Gamma\left(\frac{v}{2}\right) \left[\left(\frac{u}{v}\right)x + 1\right]^{\frac{u+v}{2}}}, 0 < x < \infty \quad (2.29)$$

Todas as distribuições abordadas até aqui eram contínuas. Há, entretanto, uma distribuição discreta importante para o presente estudo que é a binomial. Ela é aplicável a testes cujos resultados possam ser descritos como sucesso ou falha. Por exemplo, num ensaio de fadiga onde as amostras são submetidas a ciclagens fixas e, ao final, determina-se o sucesso ou a falha a partir

do comprimento de trinca verificado. As hipóteses implícitas básicas para sua aplicação são (DEVORE, 1982):

1. Cada um dos itens da amostra tem a mesma chance p de falhar; e
2. Cada resultado do teste, sucesso ou falha, é equiprovável.

A função densidade de probabilidade para uma amostra de n espécimes é (DEVORE, 1982):

$$f(x) = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}, x = 0,1,2,\dots,n \quad (2.30)$$

Em confiabilidade, a proporção de falhas p é chamada de taxa de falha e expressa em termos percentuais.

A função de distribuição acumulada representando a probabilidade de x ou menos espécimes ter, por exemplo, falhado é (DEVORE, 1982):

$$F(x) = \sum_{i=0}^x \frac{n!}{i!(n-i)!} p^i (1-p)^{n-i}, x = 0,1,2,\dots,n \quad (2.31)$$

A média binomial da variável aleatória X representando o número de itens da amostra que falharam (sobreviveram) é (DEVORE, 1982):

$$E(X) = np \quad (2.32)$$

A variância binomial é (DEVORE, 1982):

$$\sigma^2 = np(1-p) \quad (2.33)$$

2.2.2. Teste de hipóteses

Essa sistemática será usada para estimar os parâmetros de uma dada população ou mesmo para validar a adequação da amostra a uma distribuição. Sob o ponto de vista de projeto, o foco é sobre os parâmetros de vida média e mínima a fim de determinar se o componente atende às especificações de desempenho em serviço.

Usando o parâmetro de escala θ da distribuição Weibull como um exemplo, a hipótese nula poderia ser $H_0: \theta \geq \theta_0$, onde θ_0 é algum valor específico. A hipótese alternativa é então, $H_1: \theta < \theta_0$. Aqui nós temos o que é denominado um composto de hipóteses nula e alternativa. Uma hipótese tal como $H_0: \theta = \theta_0$ é chamada uma hipótese simples e é raramente encontrada na prática (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

O esquema básico do teste de hipóteses é colher uma amostra aleatória (por exemplo, x_1, x_2, \dots, x_n) de uma população de interesse e calcular a estatística do teste $\zeta = g(x_1, x_2, \dots, x_n)$. Se a estatística do teste cai em alguma região crítica predeterminada C , rejeita-se a hipótese nula H_0 . Se $\theta = \theta_0$, então a probabilidade de aceitar H_0 é dada por (KAPUR e LAMBERSON, 1977)

$$P_a = P[\zeta \notin C | \theta = \theta_0] = 1 - \alpha \quad (2.31)$$

O valor α é chamado de nível de significância do teste e é a probabilidade de cometer um erro do tipo I, o qual é definido como rejeitar H_0 quando ela é verdadeira. Denomina-se P-value o menor valor de α para o qual a hipótese nula é rejeitada (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Agora vamos assumir que $\theta = \theta_1$, tal que $\theta_1 \neq \theta_0$. Então a probabilidade de aceitar H_0 é dada por (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$P_\kappa = P[\zeta \notin C | \theta = \theta_1] = \kappa \quad (2.32)$$

A quantidade κ é a probabilidade de se cometer o erro do tipo II, o qual é definido como aceitar H_0 quando ela é falsa. É essencial reconhecer que no teste de hipóteses, nunca se está completamente seguro que uma decisão correta foi tomada; todavia, as probabilidades de erro podem ser controladas (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A quantidade P_κ é uma função do valor verdadeiro do parâmetro θ e do número de falhas. P_κ pode ser calculado para diferentes valores de θ e os resultados colocados num gráfico chamado de curva característica de operação do teste (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Nos testes de vida, os problemas estatísticos associados com a determinação da região crítica são relativamente pequenos e a curva característica de operação do teste não é difícil de ser obtida. Entretanto, a garantia da representatividade de uma amostra para uma população particular é frequentemente um problema. Protótipos ou modelos de pré-produção constituem as amostras usuais. Eles são testados segundo uma agenda de testes que foi desenvolvida para ser representativa de alguns tipos de aplicação ou uso (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Segue-se então o procedimento de teste abaixo. O cálculo dos parâmetros relativos a cada passo depende da função densidade de probabilidade em questão (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

1. Determina-se a região crítica C ;
2. Calcula-se a estatística de teste;
3. Analisa-se a rejeição de H_0 a partir dos valores obtidos nos passos anteriores.

Uma aplicação da teoria de testes de hipóteses são os testes seqüenciais de vida. Mann, Schafer e Singpurwalla (1974) definem os testes de vida como aqueles em que protótipos do item de interesse são submetidos a condições repetitivas de tensão e ambiente que tipificam as características operacionais esperadas, sendo, assim, ensaios destrutivos. É esperado que todas as

peças não falhem após o mesmo tempo de operação uma vez que esses tempos de falha obedecem à distribuição ou distribuições de probabilidade que precisam ser determinadas sempre levando em conta um intervalo de tempo. As próprias flutuações nos processos de manufatura concorrem para a aleatoriedade do experimento e a única maneira de se estimar os parâmetros e os comportamentos dessas distribuições é através do ensaio de amostras (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Em geral, os componentes são submetidos a um complicado cenário de amplitudes e frequências aleatoriamente variáveis de carga oriundas das imprevisíveis irregularidades dos pavimentos. Como ficaria impraticável submeter os espécimes a tais condições, opta-se por submetê-los a cargas cíclicas de sobe e desce aplicadas em instantes conhecidos x_1, x_2, \dots, x_n e com amplitude constante em testes de laboratório (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

O teste seqüencial de vida é um teste de hipótese no qual o curso de ação é revisto à medida que as observações são obtidas. Tão logo haja um número suficiente de observações, a decisão é tomada e o teste interrompido. Assim, o tamanho da amostra não é fixado previamente e, na realidade, depende das próprias observações. A principal aplicação do teste de hipóteses é determinar se o produto atende às especificações de confiabilidade. Testes seqüenciais são interessantes porque requerem um menor número de ensaios para chegar a uma conclusão (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

O procedimento de amostragem seqüencial proverá regras para tomar uma das três decisões possíveis a seguir (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

- 1 – Aceitar a hipótese nula ($H_0: \theta = \theta_0$);
- 2 – Rejeitar a hipótese nula, ou seja, aceitar a hipótese alternativa ($H_1: \theta = \theta_1, \theta_1 \neq \theta_0$);
- 3 – Obter informação adicional a partir de uma nova observação.

Operacionalmente, o objetivo é traçar uma curva característica do teste de forma a julgar a probabilidade P_κ de aceitar H_0 em função do valor do parâmetro θ . Para isso, definem-se (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$1 - A = \kappa/(1 - \alpha) \text{ e } B = (1 - \kappa)/\alpha; \quad (2.35)$$

$$2 - g(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{f(x|\theta_1)}{f(x|\theta_0)} \right]^y f(x|\theta) dx = 1; \quad (2.36)$$

$$3 - P_\kappa = \frac{B^y - 1}{B^y - A^y}. \quad (2.37)$$

A combinação das fórmulas acima nos permite calcular a curva característica de operação para um teste seqüencial usando uma distribuição f qualquer. A seguir, um algoritmo para execução de um teste seqüencial (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

- 1 – Especificar $f(x|\theta)$, α , κ , θ_0 e θ_1 ;
- 2 – Calcular A ;
- 3 – Calcular B ;
- 4 – Obter uma observação x_i e calcular $g_i = f(x_i|\theta_1)/f(x_i|\theta_0)$;
- 5 – Se $g \leq A$, aceite H_0 ;
- 6 – Se $g \geq B$, rejeite H_0 ;
- 7 – Se $A < g < B$, obtenha uma nova observação x_j e calcule

$$g_j = \prod_{i=1}^j f(x_i | \theta_1) / f(x_i | \theta_0) \quad (2.38)$$

8 – Repita os passos 5, 6 e 7 até que o processo acabe.

Só após a escolha da distribuição que melhor descreve o comportamento do tempo de falha do produto sob teste, é possível estimar os parâmetros de interesse, e, conseqüentemente a confiabilidade, a taxa de falhas, as porcentagens de falhas etc. Essas distribuições são chamadas de paramétricas, pois é possível a construção de um histograma com a frequência das falhas associadas aos intervalos de tempo (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Isso nem sempre é muito simples e é fácil perceber que nesse contexto podemos usar o conceito da distribuição binomial porque o resultado de cada ensaio pode ser classificado em apenas sucesso ou fracasso. A função densidade de probabilidade nesse caso é (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$P(x) = p^x (1-p)^{1-x}, x = \begin{cases} 0, & \text{para sucesso} \\ 1, & \text{para falha} \end{cases} \quad (2.39)$$

Onde p é a probabilidade de falha.

$$H_0: p \leq p_0$$

$$H_1: p > p_0$$

Aqui p_0 é um valor de p tal que se $p = p_0$ então a probabilidade de se aceitar H_0 é $(1 - \alpha)$. Seja ainda p_1 tal que $p_1 > p_0$ e para $p = p_1$ a probabilidade de se aceitar H_0 seja κ . As quantidades $(\alpha, p_0, p_1$ e $\kappa)$ definem o teste seqüencial e o algoritmo descrito anteriormente poderia ser seguido (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

Definindo r como o número total de falhas em n amostras ensaiadas, demonstra-se que: Aceita-se H_0 se $r \leq A_n$, rejeita-se H_0 se $r \geq B_n$ e toma-se uma observação adicional se $A_n < r < B_n$, onde (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$\begin{aligned}
A_n &= \frac{n}{D} \ln\left(\frac{1-p_0}{1-p_1}\right) - \frac{1}{D} \ln\left(\frac{1-\alpha}{\kappa}\right) \\
B_n &= \frac{n}{D} \ln\left(\frac{1-p_0}{1-p_1}\right) + \frac{1}{D} \ln\left(\frac{1-\kappa}{\alpha}\right) \\
D &= \ln\left[\left(\frac{p_1}{p_0}\right)\left(\frac{1-p_0}{1-p_1}\right)\right]
\end{aligned} \tag{2.40}$$

Os parâmetros A_n e B_n assumem a forma de linhas retas paralelas num gráfico y X n delimitando regiões nas quais os resultados dos testes podem ser plotados de forma a prover uma representação visual do progresso do teste (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A curva de operação característica completa para esse teste pode também ser determinada. A probabilidade de aceitar H_0 quando p é a verdadeira fração de falhas é (KAPUR e LAMBERSON, 1977)

$$P_\kappa(p) = \frac{B^y - 1}{B^y - A^y} \tag{2.41}$$

Onde:

$$p = \frac{1 - \left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)^y}{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^y - \left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)^y} \tag{2.42}$$

Primeiramente obtemos p a partir de valores arbitrários de y , esse valor de p é usado para calcular P_κ . Obviamente, para $p = p_0$, $P_\kappa(p_0) = 1 - \alpha$, e para $p = p_1$, $P_\kappa(p_1) = \kappa$ (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

O número esperado de observações para se chegar a uma decisão é (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$E(p, n) = \frac{P_{\kappa}(p) \ln A + (1 - P_{\kappa}(p)) \ln B}{p \ln \left(\frac{p_1}{p_0} \right) + (1 - p) \ln \left(\frac{1 - p_1}{1 - p_0} \right)} \quad (2.43)$$

Plotando-se $E(p, n)$ X p teremos uma curva cujo máximo se encontra entre p_0 e p_1 (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

2.2.3. Intervalos de confiança

É frequentemente preferível prover um intervalo dentro do qual o valor do parâmetro, ou dos parâmetros, em questão é esperado. Esse intervalo é chamado de intervalo de confiança (DEVORE, 1982).

Para definir um intervalo de confiança toma-se um parâmetro desconhecido, por exemplo, o parâmetro θ de escala de uma distribuição Weibull qualquer. Para obter uma estimativa de intervalo de θ , precisamos encontrar duas estatísticas L e U de tal forma que a equação probabilística (DEVORE, 1982)

$$P(L \leq \theta \leq U) = 1 - \alpha \quad (2.44)$$

seja verdadeira. Seja:

$$L \leq \theta \leq U \quad (2.45)$$

O intervalo definido pela equação (2.45) é chamado de intervalo com $100(1 - \alpha)\%$ de confiança para o parâmetro θ . A interpretação para esse intervalo é a seguinte: Caso sejam colhidas amostras aleatórias repetidas, $100(1 - \alpha)\%$ dos intervalos formados contém o valor verdadeiro de θ , ou seja, não se sabe se o intervalo resultante de uma dada amostra é verdadeiro, o que se sabe é que o método usado para produzir o intervalo de confiança conduz a intervalos corretos em $100(1 - \alpha)\%$ das vezes. As estatísticas L e U são chamadas de limites de confiança inferior e superior, respectivamente e $(1 - \alpha)$ é o nível de confiança (DEVORE, 1982).

2.2.4 Planejamento e análise de testes

A fim de tirar conclusões válidas e objetivas de uma série de testes, é necessário investir tempo no seu planejamento e na sua condução. Basicamente os seguintes pontos são de interesse antes mesmo de iniciar os testes (MONTGOMERY, 2001):

- Quantidade de configurações possíveis;
- Fatores que afetam o resultado do experimento;
- Quantidade de amostras para cada configuração considerada;
- Separação e ordenação das amostras;
- Método de análise.

Um processo em análise é uma combinação de máquinas, métodos, pessoas e outros recursos que transformam alguma entrada (normalmente um material) em uma saída com uma ou mais respostas observáveis. Algumas variáveis desse processo são controláveis, enquanto outras são incontroláveis. Os objetivos de um experimento podem incluir a determinação (MONTGOMERY, 2001):

- Das variáveis controláveis que mais influenciam a saída;
- De como controlar essas variáveis.

Uma importante estratégia de experimentação é a abordagem de um fator de influência por vez, ou seja, variar apenas um dos fatores identificados e manter todos os outros constantes. Os resultados são colocados em gráficos da saída em função do fator, entretanto esse método deixa de considerar uma possível interação entre os fatores (MONTGOMERY, 2001).

A abordagem correta para lidar com vários fatores é a condução de experimentos fatoriais de forma que os fatores sejam variados juntos ao invés de um por vez. Os resultados, no caso de dois fatores, por exemplo, são colocados em gráficos de um fator em função do outro fator e, através de cálculos envolvendo os resultados obtidos em cada configuração, pode-se concluir se um fator é mais importante que outro ou mesmo se há interação entre os dois. De forma geral, para k fatores, cada um com dois níveis possíveis, o projeto fatorial requer 2^k testes (MONTGOMERY, 2001).

Felizmente se há mais de quatro fatores não é necessário testar todas as combinações. Metodologias como o experimento fatorial fracionado, uma variação do planejamento fatorial básico no qual apenas um subconjunto desses testes é feito, ou, mais recentemente, o método Taguchi podem ser empregados nesses casos (MONTGOMERY, 2001).

Os três princípios básicos do planejamento experimental são: replicação, aleatorização e blocagem (MONTGOMERY, 2001).

Replicação significa repetir um experimento básico visando à estimativa do erro experimental e a precisão do nível de efeito causado por um dado fator. Cada fator pode ter um ou mais níveis ou tratamentos (MONTGOMERY, 2001). Cada nível ou tratamento representa uma configuração específica de um dado fator que é submetida a ensaio.

Aleatorização significa que tanto a alocação do material experimental quanto a ordem de execução dos testes são aleatoriamente determinadas. Métodos estatísticos requerem que as observações sejam variáveis aleatórias independentemente distribuídas. Através da correta aleatorização do experimento, pode-se minimizar o efeito de fatores imprevistos ou iniciais. Isso pode ser feito, por exemplo, através de um gerador ou tabela de números aleatórios (MONTGOMERY, 2001).

Blocagem é uma técnica de planejamento usada para melhorar a precisão com a qual comparações entre fatores/níveis de interesse são feitas. Frequentemente a blocagem é usada para

reduzir ou eliminar a variabilidade transmitida pelos fatores conhecidos e controláveis que podem influenciar o resultado do teste, mas nos quais não se está diretamente interessado. Geralmente, um bloco é um conjunto de condições experimentais relativamente homogêneas. Deve-se notar que se a variabilidade entre blocos é a mesma que dentro dos blocos, então a blocagem não deve ser usada porque resulta numa diminuição do número de graus de liberdade e, conseqüentemente, no alargamento do intervalo de confiança (MONTGOMERY, 2001).

A seqüência de passos recomendada para o planejamento experimental é (MONTGOMERY, 2001):

1. Definição do problema e do objetivo dos ensaios;
2. Escolha dos fatores, de seus níveis (dois é o ideal) e faixas (quanto maior melhor);
3. Seleção da variável de resposta;
4. Escolha do planejamento experimental;
 - a. Tamanho da amostra e número de replicações;
 - b. Ordem dos ensaios;
 - c. Blocagem e aleatorização;
5. Execução dos testes;
6. Análise estatística dos dados;
7. Conclusões e recomendações.

O caso mais simples de experimento é aquele que envolve um único fator. Mesmo nesse caso, a seleção de um tamanho de amostra apropriado para uma dada população é o primeiro aspecto a ser considerado num planejamento experimental. Uma curva característica de operação

expressa a probabilidade de erro tipo II de um teste estatístico para um tamanho de amostra particular em função de um parâmetro Ω que reflete a extensão da rejeição da hipótese nula. Essas curvas ajudam a indicar o número de réplicas ideal para que o planejamento seja sensível a diferenças potenciais entre os níveis (MONTGOMERY, 2001).

$$\Omega^2 = \frac{n \sum_{i=1}^a \tau_i^2}{a\sigma^2} \quad (2.46)$$

$$\tau_i = \mu_i - \bar{\mu} \quad (2.47)$$

$$\bar{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^a \mu_i}{a} \quad (2.48)$$

Ao usar as curvas características deve-se especificar Ω . Uma maneira é escolher valores das médias μ_1 e μ_2 dos níveis ($a = 2$ e $n_1 = n_2 = n$) para as quais se rejeitaria H_0 com alta probabilidade. Isso é geralmente um problema. Uma alternativa é nortear o tamanho da amostra numa diferença D das médias, tal que, se excedida, resulte na rejeição da hipótese nula. Tem-se então (MONTGOMERY, 2001):

$$\Omega^2 \geq \frac{nD^2}{2a\sigma^2} \quad (2.49)$$

Como se utiliza o valor mínimo de Ω^2 , o tamanho de amostra calculado é conservativo, ou seja, a potência do teste será igual àquela exigida pelo experimentador, no pior caso (MONTGOMERY, 2001).

Quanto à variância, costuma-se determinar o tamanho de amostras para uma faixa de valores prováveis de σ^2 a fim de estudar o efeito desse parâmetro no tamanho de amostra requerido antes que a escolha final seja feita (MONTGOMERY, 2001).

No caso geral, quando, por exemplo, a suposição de normalidade não seja aceitável, a hipótese $H_0: \mu_1 = \mu_2$ aplicada ao caso de um fator com dois níveis ($n_1 = n_2 = n$) pode ser testada através do método alternativo não-paramétrico de análise de variância chamado Kruskal-Wallis (MONTGOMERY, 2001).

Para aplicá-lo devem-se listar as observações y_{ij} em ordem ascendente e substituir cada observação pela sua ordem, R_{ij} , com a menor observação recebendo a ordem 1. Caso haja observações com o mesmo valor, atribua a ordem média a cada uma delas. Seja R_i a soma das ordens do i -ésimo nível, a estatística do teste é (MONTGOMERY, 2001):

$$H = \frac{1}{S^2} \left[\sum_{i=1}^a \frac{R_i^2}{n_i} - \frac{n(n+1)^2}{4} \right] \quad (2.50)$$

Onde n_i é o número de observações relativas ao i -ésimo nível, n é o número total de observações, e

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij}^2 - \frac{n(n+1)^2}{4} \right] \quad (2.51)$$

Se $n_i \geq 5$, H é aproximadamente distribuída como χ_{a-1}^2 sob a hipótese nula, resultando na seguinte estatística do teste (MONTGOMERY, 2001):

$$H > \chi_{\alpha, a-1}^2 \quad (2.52)$$

Caso a equação 2.52 se verifique, a hipótese nula será rejeitada (MONTGOMERY, 2001).

É importante ressaltar que a análise abordada aqui dos efeitos dos tratamentos envolve a escolha de níveis específicos e, assim, o teste de hipóteses refere-se às médias dos tratamentos e as conclusões extraídas serão aplicáveis somente aos níveis considerados na análise, não

podendo, pois, serem estendidas a outros níveis. Diz-se que, nesse caso, estamos diante de um modelo analítico de efeitos fixos (MONTGOMERY, 2001).

O modelo para um único fator, conforme Montgomery (2001) é:

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad (2.53)$$

Onde τ_i é o efeito do tratamento ou nível i e ε_{ij} é um erro randômico que incorpora todas as fontes de variabilidade do experimento.

O intervalo de confiança para a média μ_i do tratamento i é dado por (MONTGOMERY, 2001):

$$\bar{y}_i - t_{\alpha/2, n-a} \sqrt{\frac{S^2}{n_i}} \leq \mu_i \leq \bar{y}_i + t_{\alpha/2, n-a} \sqrt{\frac{S^2}{n_i}} \quad (2.54)$$

Onde:

$$S^2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \frac{y_{i.}^2}{n} \right) - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^a y_{i.}^2 - \frac{y_{..}^2}{n} \right)}{n - a} \quad (2.55)$$

2.2.5 Testes de adequação e estimação de parâmetros

Este item trata da investigação da distribuição que melhor se adapta às observações disponíveis e da estimativa dos parâmetros envolvidos. Existem basicamente dois métodos para isso: o gráfico e o analítico (NELSON, 1982).

O método analítico mais conhecido para estimação de parâmetros é o dos mínimos quadrados, embora não seja recomendado quando os dados provêm de ensaios de durabilidade, uma vez que não é possível agregar as censuras ao processo de estimação. Há também o método

da ponderação das observações e o da máxima verossimilhança, dentre outros (MANN, SCHAFER e SINGPURWALLA, 1974).

Segundo Torstensson (2004), comparações de métodos de estimação são geralmente feitas através do cálculo do erro quadrático médio (MSE, *Mean Squared Error*):

$$MSE = \sum_{i=1}^n (\hat{F}(x_i) - F(x_i))^2 \quad (2.56)$$

Onde $\hat{F}(x_i)$ é a função de densidade acumulada com os parâmetros estimados e $F(x_i)$ é a distribuição de categoria, definida no próximo item. O método que apresentar o menor MSE terá suas estimativas de parâmetros tomadas como mais adequadas.

De acordo com Mann, Schafer e Singpurwalla (1974), o método gráfico começa com a análise genérica das observações y a partir do estabelecimento de uma relação entre elas e a função de densidade acumulada em jogo $F(y)$. Uma vez que o valor de y em $F(y)$ varia de amostra para amostra podemos considerar $F(y)$ uma variável aleatória que segue uma distribuição chamada distribuição de categoria.

Demonstra-se (KAPUR e LAMBERSON, 1977), assumindo-se F diferenciável, que essa distribuição é um caso particular da distribuição beta no contexto de testes de vida que pode ser estimada de duas formas (n é o tamanho da amostra e j é a posição ordenada da observação y):

$$E[F(y)] = \frac{j}{n+1} \quad (2.57)$$

$$\tilde{F}(y) = \frac{j-0,3}{n+0,4} \quad (2.58)$$

A distribuição de categoria e suas estimativas são usadas para modelos Weibull, normais ou lognormais ou mesmo para outra distribuição contínua qualquer.

O valor médio $E[F(y)]$ é usado porque a média é comumente o valor tomado como representativo de uma amostra de uma distribuição. Entretanto, em amostras altamente assimétricas, como são a maioria das distribuições de categoria, a mediana $\tilde{F}(y)$ pode ser uma referência melhor e será usada aqui. Outros métodos como o de Herd-Johnson e de Kaplan-Meier também poderiam ser usados para estimar $F(y)$ (NELSON, 1982).

A distribuição de categoria pode também ser usada para obter limites de confiança não-paramétricos (não se usa prévio conhecimento da distribuição em questão). Para $\alpha \geq 0,50$, o limite de confiança é (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$w_\alpha = \frac{j/(n-j+1)}{F_{1-\alpha, 2(n-j+1), 2j} + j/(n-j+1)} \quad (2.59)$$

e para $\alpha < 0,50$

$$w_\alpha = \frac{\left(\frac{j}{n-j+1}\right) F_{\alpha, 2j, 2(n-j+1)}}{1 + \left(\frac{j}{n-j+1}\right) F_{\alpha, 2j, 2(n-j+1)}} \quad (2.60)$$

F_{α, n_1, n_2} é um valor obtido da distribuição F com n_1 e n_2 graus de liberdade.

Devido aos altos custos para a execução de ensaios, a maioria dos itens são suspensos, ou seja, há itens, na análise estatística, que não chegam a falhar. Segundo Kapur e Lamberson (1977), os dados suspensos são trabalhados atribuindo-se um número de ordem de ocorrência médio a cada tempo de falha. Para isso, colocam-se os resultados dos ensaios suspensos e completos em ordem ascendente de ciclagem e define-se o novo incremento:

$$I = \frac{(n+1) - (\text{número de ordem anterior})}{1 + (\text{número de itens posteriores ao próximo item completo inclusive})} \quad (2.61)$$

Esse valor é adicionado sistematicamente para obtenção dos números de ordem de cada falha.

O passo final é colocar os tempos de falha e suas correspondentes probabilidades acumuladas em gráficos padronizados para cada uma das distribuições de interesse (Weibull, normal e lognormal). O conjunto de pontos que resultar na melhor reta das três indicará a distribuição conseqüentemente mais adequada à massa de dados.

A estimação gráfica de parâmetros Weibull é obtida a partir da linearização da função acumulada (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$\ln\left(\ln\frac{1}{1-F(t)}\right) = \beta \ln t - \beta \ln \theta \quad (2.62)$$

para vida mínima nula, e

$$\ln\left(\ln\frac{1}{1-F(t)}\right) = \beta \ln(t - \delta) - \beta \ln(\theta - \delta) \quad (2.63)$$

para vida mínima não-nula.

Num papel Weibull existente no mercado, colocamos os tempos de falha no eixo horizontal e os correspondentes valores de $F(t)$, ou seja, a fração da população que falha antes de cada instante t da amostra, no eixo vertical. Acomoda-se, assim, a melhor reta a partir dos pontos determinados. Um procedimento de ajuste por mínimos quadrados pode ser usado (ALFAWZAN, 2000).

Claramente β pode ser estimado pela inclinação da curva e θ pela relação $F(x = \theta) = 0,632$. O valor de $\delta > 0$ é mais complicado de ser obtido e sempre origina uma linha curva e não reta: Usa-se $0,9x_1$ (x_1 é o menor valor da amostra) como primeira estimativa e subtrai-se esse valor de cada um dos dados originais. Refaz-se o gráfico com os novos dados. Se a estimativa é muito grande, a linha curvará para cima e se for muito pequeno a linha vai curvar para baixo. Trata-se naturalmente de um procedimento de tentativa-e-erro (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A estimação gráfica de parâmetros da normal é obtida a partir da inversa Φ^{-1} da função acumulada padrão (NELSON, 1982):

$$t = \mu + \sigma\Phi^{-1}(F(t)) \quad (2.64)$$

Num papel normal existente no mercado, colocamos os tempos de falha no eixo vertical e os correspondentes valores de $F(t)$, ou seja, a fração da população que falha antes de cada instante t da amostra, no eixo horizontal. Acomoda-se, assim, a melhor reta a partir dos pontos determinados. Um procedimento de ajuste por mínimos quadrados pode ser usado.

Claramente σ pode ser estimado pela inclinação da reta traçada e μ pela ordenada correspondente à intersecção dessa mesma reta com $F(t) = 50\%$.

A estimação gráfica de parâmetros da lognormal é obtida a partir da inversa Φ^{-1} da função acumulada padrão (NELSON, 1982):

$$\ln t = \mu + \sigma\Phi^{-1}(F(t)) \quad (2.65)$$

Num papel lognormal existente no mercado, colocamos os tempos de falha no eixo vertical, logarítmico, e os correspondentes valores de $F(t)$, ou seja, a fração da população que falha antes de cada instante t da amostra, no eixo horizontal, linear. Acomoda-se, assim, a melhor

reta a partir dos pontos determinados. Um procedimento de ajuste por mínimos quadrados pode ser usado.

Claramente σ pode ser estimado pelo logaritmo neperiano da inclinação da reta traçada e μ pelo logaritmo neperiano da ordenada correspondente à intersecção dessa mesma reta com $F(t) = 50\%$.

Contraopondo-se ao método eminentemente gráfico de estimação de parâmetros discutido até aqui, há os procedimentos tradicionais de inferência estatística (método da máxima verossimilhança e dos momentos) cuja maior vantagem está na objetividade: as propriedades de um estimador e a precisão da estimativa podem ser determinadas (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A probabilidade de falha depende da precisão na estimativa dos parâmetros envolvidos. Uma análise de sensibilidade pode ser feita através da variação de um deles ao mesmo tempo em que se mantêm os outros fixados, calculando-se, assim, a confiabilidade resultante para cada combinação. Dada a interdependência entre as estimativas dos parâmetros, essa avaliação não dá a variação real, entretanto contribui com alguma informação qualitativa (LIU, 1997).

Quando a distribuição tem mais de um parâmetro, pode ser conveniente estimá-los numa certa ordem, como, por exemplo, no caso da Weibull, o parâmetro de localização δ , forte causador de singularidades, deve ser o primeiro a ser analisado (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A estimativa analítica de parâmetros é uma parte extremamente sensível do cálculo de confiabilidade e será detalhada a seguir.

O teste de adequação do conjunto de observações à distribuição Weibull usado aqui é específico e, por isso, muito mais poderoso que qualquer outra versão aplicável a qualquer distribuição em geral existente na literatura técnica (KAPUR e LAMBERSON).

A hipótese nula neste caso é que a população de interesse é Weibull bi-paramétrica. Se essa hipótese for rejeitada então outra distribuição deve ser considerada, inclusive a Weibull tri-paramétrica.

Sejam t_1, t_2, \dots, t_r os r primeiros tempos de falha resultantes do ensaio de n amostras.

Define-se x_i como $x_i = \ln t_i$ para $i = 1, 2, \dots, r$. Assim, a estatística do teste é:

$$EW = \frac{\sum_{i=[r/2]+1}^{r-1} \left[\frac{(x_{i+1} - x_i)}{M_i} \right]}{\sum_{i=1}^{r-1} \left[\frac{(x_{i+1} - x_i)}{M_i} \right]} \quad (2.66)$$

Onde $[r/2]$ denota o maior inteiro tal que seja menor ou igual a $r/2$. Os valores de M_i e os valores críticos de EW são encontrados no anexo 1.

O primeiro método apresentado aqui para estimação de parâmetros da distribuição Weibull envolve essencialmente uma ponderação das observações e encontra-se disponível na publicação de Kapur e Lamberson (1977). Os pesos desenvolvidos são tais que os estimadores resultantes têm a desejada propriedade de variância mínima.

Seja t uma variável aleatória representando tempo até a falha com uma distribuição Weibull de dois parâmetros:

$$F(t, \beta, \theta) = \begin{cases} 0, & t < 0 \\ 1 - e^{-\left(\frac{t}{\theta}\right)^\beta}, & t \geq 0 \end{cases} \quad (2.67)$$

Fazendo a transformação $x = \ln t$, a função de distribuição acumulada de x será:

$$F(x; \beta, \theta) = 1 - e \left[-e^{(x-l)/b} \right], -\infty < x < \infty \quad (2.68)$$

Onde $l = \ln \theta$ e $b = \beta - 1$.

Os novos parâmetros l e b podem ser estimados por:

$$\begin{aligned} \tilde{l} &= \sum_{i=1}^r a_i x_i \\ e & \\ \tilde{b} &= \sum_{i=1}^r c_i x_i \end{aligned} \quad (2.69)$$

Onde a_i e c_i são fatores lineares de ponderação dados no anexo 2 para os valores apropriados de n amostras e r falhas.

Os estimadores dos parâmetros Weibull originais são:

$$\begin{aligned} \tilde{\theta} &= e^{\tilde{l}} \\ e & \\ \tilde{\beta} &= \frac{1}{\tilde{b}} \end{aligned} \quad (2.70)$$

Os limites de confiança para os parâmetros foram desenvolvidos através de simulação da estatística apropriada $W = \tilde{b}/b$ tabelada no anexo 4, para os valores apropriados de n amostras e r falhas, de forma a gerar os seguintes limites de confiança bilaterais $100(1 - \alpha)\%$ para β :

$$\frac{W_{1-\alpha/2}}{\tilde{b}} \leq \beta \leq \frac{W_{\alpha/2}}{\tilde{b}} \quad (2.71)$$

Os limites de confiança da vida característica θ são estabelecidos a partir da estatística V tabelada no anexo 5, onde:

$$V = \frac{\tilde{l}-1}{\tilde{b}} \quad (2.72)$$

Os limites são:

$$e^{\tilde{l}-\tilde{b}V_{\alpha/2}} \leq \theta \leq e^{\tilde{l}-\tilde{b}V_{1-\alpha/2}} \quad (2.73)$$

No caso de se aplicar o método da máxima verossimilhança para a estimação de parâmetros a função logarítmica que deve ser maximizada para Weibull no caso de uma amostra de n unidades com r falhas é, segundo Nelson (1982):

$$g = \sum_i' \left[\ln(\beta) + (\beta - 1) \ln(t_i) - \beta \ln(\theta) - (t_i / \theta)^\beta \right] + \sum_i'' \left[-(t_i / \theta)^\beta \right] \quad (2.74)$$

As somas \sum_i' , \sum_i' e \sum_i'' respectivamente se aplicam a todas as unidades, às falhadas e às sobreviventes.

As estimativas $\hat{\theta}$ e $\hat{\beta}$ para θ e β são os respectivos valores que maximizam a equação 2.74; $\hat{\theta}$ e $\hat{\beta}$ são únicas e são também soluções do sistema:

$$\begin{cases} 0 = \partial g / \partial \theta = \sum_i' \left[-(\beta / \theta) + (\beta / \theta)(t_i / \theta)^\beta \right] + \sum_i'' (\beta / \theta)(t_i / \theta)^\beta \\ 0 = \partial g / \partial \beta = \sum_i' \left[(1 / \beta) + \ln(t_i / \theta) - (t_i / \theta)^\beta \ln(t_i / \theta) \right] - \sum_i'' (t_i / \theta)^\beta \ln(t_i / \theta) \end{cases} \quad (2.75)$$

Essas equações não-lineares podem ser combinadas para eliminar θ . Isso conduz a uma equação mais simples de resolver com apenas uma incógnita, β :

$$\sum_i \ln(t_i) / r = \left(\sum_i t_i^\beta \ln(t_i) \right) \left(\sum_i t_i^\beta \right)^{-1} - (1/\beta) \quad (2.76)$$

A soma do lado esquerdo envolve apenas os dados de falhas. É muito fácil resolver a equação 2.76 iterativamente para obter $\hat{\beta}$, uma vez que o lado direito é uma função monotônica de β e então calcular:

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_i \hat{t}_i^{\hat{\beta}} / r \right)^{1/\hat{\beta}} \quad (2.77)$$

Os limites de confiança para este método são os mesmos do método anterior, feitas as devidas transformações.

O teste de adequação do conjunto de observações à distribuição normal usado aqui é específico e, por isso, muito mais poderoso que qualquer outra versão aplicável a qualquer distribuição em geral existente na literatura técnica (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A hipótese nula neste caso é que a população de interesse é normal com média e variância desconhecidas. Se essa hipótese for rejeitada então outra distribuição deve ser considerada. O desenvolvimento baseia-se em Mann, Schafer e Singpurwalla (1974).

A estatística do teste de Lilliefors é:

$$\hat{D}_n = \max_{1 \leq i \leq n} (\hat{\eta}_i) \quad (2.78)$$

Com

$$\hat{\eta}_i = \max \left[\Phi \left(\frac{X_{(i)} - \bar{X}}{s} \right) - \frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} - \Phi \left(\frac{X_{(i)} - \bar{X}}{s} \right) \right] \quad (2.79)$$

Se o valor de \hat{D}_n excede o valor crítico encontrado no anexo 3 correspondente ao nível de significância α do teste, rejeita-se a hipótese de que as observações são oriundas de uma distribuição normal.

As estimativas dos parâmetros da distribuição normal são dadas pelas equações 2.8 e 2.10 e os respectivos limites de confiança bilaterais $100(1 - \alpha)\%$ são:

$$\bar{X} - t_{\alpha/2; r-1} \left(\sqrt{\frac{S^2}{r}} \right) \leq \mu \leq \bar{X} + t_{\alpha/2; r-1} \left(\sqrt{\frac{S^2}{r}} \right) \quad (2.80)$$

$$s \sqrt{\frac{r-1}{\chi^2_{\alpha/2; r-1}}} \leq \sigma \leq s \sqrt{\frac{r-1}{\chi^2_{\alpha/2; r-1}}} \quad (2.81)$$

Para a distribuição lognormal basta lembrar que tempos de falha que seguem uma distribuição lognormal apresentam logaritmos normalmente distribuídos.

2.2.6. Confiabilidade

Intuitivamente sabemos que um produto mais confiável é aquele cuja falha seja de difícil ocorrência. Numericamente isso se traduz pelo cálculo da probabilidade de que essa falha não ocorra num dado instante da vida. Para isso torna-se necessário conhecer as distribuições estatísticas envolvidas, sendo essa, portanto, a etapa mais importante e sensível, uma vez que a probabilidade de falha depende da distribuição de carga e da distribuição de resistência (KAPUR e LAMBERSON, 1977). Esse conceito será representado por uma variável aleatória única denominada tempo até a falha.

Ainda de acordo com Kapur e Lamberson (1977), a clara definição do que constitui falha para um sistema é um dos mais importantes fatores de confiabilidade. Para isso deve-se contextualizar o evento pelo modo esperado para essa falha, no presente caso, por desgaste ou fadiga. Nos testes acelerados em laboratórios o tempo de operação do produto é simulado em bancada de forma a promover o acúmulo de dano esperado em condições de campo. É importante notar que não só o tempo de operação poderá influenciar na resistência básica e em sua dispersão, ou seja, na falha, mas também o tempo cronológico, em virtude de eventuais defeitos oriundos da obtenção do material, de sua conformação mecânica, de seu tratamento e de sua usinagem. Essas características levam a uma mudança da distribuição de probabilidade da resistência com o tempo, ou seja, a um enfraquecimento do componente por velhice ou por acúmulo de dano, função do número de ocorrências da carga em conjunto com suas magnitudes e durações.

Genericamente a falha pode ser definida como a inépcia em atender a um dado requisito. As falhas podem ser monitoradas por dados completos (valor exato da falha) apenas ou por dados censurados (faixa em que se encontra o valor da falha) conjugados com dados completos (NELSON, 1982).

É clara a natureza dinâmica das solicitações submetidas a uma suspensão em geral e ao braço de controle em particular não só pela carga, mas também pela frequência. Torstenson (2004), por exemplo, define o comprimento de trinca igual a 20 mm como falha, entretanto leva em conta um comprimento inicial e assume uma distribuição normal para a trinca cujos parâmetros, média μ e variância σ^2 , são determinados com base em testes.

Uma maneira direta de definir a confiabilidade num instante x seria (KAPUR e LAMBERSON, 1977):

$$R(x) = \frac{\overline{n(x)}}{n} \quad (2.82)$$

onde $\overline{n(x)}$ é o número de unidades sobreviventes no instante x e n é o número total de peças submetidas ao teste.

Se considerarmos um período para monitoramento das falhas, podemos calcular uma média de falhas no tempo e , no limite, essa taxa de falha, instantânea, é definida como:

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} \quad (2.83)$$

sendo única para cada $R(t)$.

Esse conceito é usado em substituição ou em conjunto com as funções densidade de probabilidade para caracterizar o modo de falha em estudo e é um parâmetro tão importante quanto a própria confiabilidade. Igualmente importantes são as definições das condições ambientais e do intervalo de tempo considerado, conforme explicitamente citado na definição de confiabilidade mencionada no Capítulo 1:

A confiabilidade de um sistema é a probabilidade de que, quando operando em condições ambientais bem estabelecidas, o sistema execute sua função pretendida durante um dado intervalo de tempo (KAPUR e LAMBERSON, 1977).

A tabela 2.4 mostra as funções confiabilidade e taxa de falha para as três distribuições abordadas neste estudo.

Tabela 2.4. Funções confiabilidade e taxa de falhas para as distribuições em foco

<i>Distribuição</i>	<i>Confiabilidade (R(x))</i>	<i>Taxa de falha (h(x))</i>
Weibull	$\exp\left[-\left(\frac{x-\delta}{\theta-\delta}\right)^\beta\right]$	$\frac{\beta(x-\delta)^{\beta-1}}{(\theta-\delta)^\beta}$
Normal	$P\left(z > \frac{x-\mu}{\sigma}\right)$	$\frac{\phi\left(z = \frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\sigma R(x)}$
Lognormal	$P\left(z > \frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)$	$\frac{\phi\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)}{x \sigma R(x)}$

Fonte: Kapur e Lamberson, 1977.

2.3. Trabalhos anteriores

O estudo da confiabilidade na indústria automotiva é feito basicamente de três maneiras: simulação computacional baseada em modelos analíticos de predição, testes físicos analisados sob uma ótica estatística ou uma combinação dessas duas opções.

O presente trabalho é puramente experimental e leva em conta modelos probabilísticos para análise de dados de vida, o que torna a abordagem fundamentalmente prática porque o tempo até a falha, nossa variável aleatória, engloba tudo (processo de manufatura, capacidade de máquinas, controle de qualidade, carga externa, deterioração, espectro de tensão e de resistência do material, etc.) numa entidade só.

O trabalho de Liu (1997) aproxima-se muito da estratégia usada aqui, embora não haja dados experimentais reais, porque compara os modelos Weibull e lognormal aplicados a amostras de variáveis não-reparáveis completas e aleatoriamente censuradas usando um procedimento de simulação Monte Carlo. Os métodos numéricos de adequação dos dados selecionados são o da regressão da categoria mediana e o da máxima verossimilhança. Os resultados mostraram claramente que a distribuição Weibull leva a uma conclusão mais conservativa.

Al-Fawzan (2000) apresenta um apanhado sobre o objetivo básico de qualquer procedimento estatístico-experimental: a estimação de parâmetros. Ele aborda tanto o método gráfico usado neste estudo quanto a técnica de representação dos pontos experimentais usando a taxa de falhas. Entretanto é ressaltada a alta probabilidade de erro em comparação aos métodos analíticos alternativos descritos e comparados, em tempo: método da máxima verossimilhança e dos momentos. Como a única distribuição estudada é a Weibull bi-paramétrica, equações passíveis de solução iterativa padrão (via método de Newton-Raphson ou cálculo de coeficiente de variação, por exemplo) são obtidas e exemplos numéricos computacionais demonstram a superioridade do método dos momentos em termos de precisão, embora comprometa a agilidade do resultado.

Carboni, Beretta e Finzi (2003) analisaram o efeito de defeitos de manufatura na vida em fadiga e no crescimento de trincas para rodas de caminhão, componentes tão importantes quanto suspensões no tocante à segurança. São usados dois lotes de peças: um oriundo de falhas prematuras detectadas em serviço e outro padrão de produção.

Com as curvas S-N e de propagação de trincas foi verificada a homogeneidade das propriedades do material dos dois lotes. A observação fractográfica atribuiu ao processo de puncionamento dos furos de ventilação das rodas a causa dos defeitos identificados e quantificados em termos de profundidade. Esses dados foram analisados graficamente adotando-se distribuições Weibull para os dois lotes e, como resultado, constatou-se que se tratavam de populações distintas, ou seja, a profundidade característica dos defeitos era maior nas peças com falhas prematuras. Essa informação serviu para avaliar dois métodos determinísticos de predição de vida residual: cálculo de dano linear e análise NASGRO, este último um software específico voltado à propagação de defeitos.

Murty e Naikan (1997), por outro lado, utilizam os princípios básicos das técnicas independentes do tempo, ou seja, sem considerar deterioração, de modelagem tensão-resistência de confiabilidade para determinar a relação entre a confiabilidade (R) meta do produto e os requisitos de capacidade (CP) de máquinas.

É assumida uma distribuição normal para a resistência porque sua variação é proporcional a variações de especificação do produto, as quais, por sua vez, seguem uma distribuição normal para uma dada configuração do processo de produção. Para os parâmetros da distribuição da carga atuante é sugerida sua obtenção a partir de dados coletados em intervalos regulares num ambiente de carregamento real ou simulado, mas as distribuições usadas, assim como no caso da resistência, são assumidas como normal, lognormal e exponencial. O princípio básico, ilustrado pela figura 2.24, é de que a confiabilidade é estimada pela área de interferência entre as distribuições de carga e resistência. Manipulações algébricas levam às relações desejadas entre R e CP.



Figura 2.24. Princípio da técnica de interface carga-resistência

Murty, Gupta e Krishna (1995) discutem a utilização da distribuição de resistência à fadiga a partir de dois níveis de tensão num diagrama S-N como função do número de ciclos até a falha (variável assumida como lognormal) para a determinação de confiabilidade através da técnica de interferência resistência-tensão. O objetivo é contrapor o procedimento apresentado ao tradicional método escada ou às simplistas aproximações de resistência à fadiga baseadas em tensões de escoamento e ruptura.

Devido à variabilidade da resistência à fadiga de um material, cada espécime corresponde a uma reta no plano S-N, ou seja, há uma distribuição de retas que corresponde a um modelo probabilístico tanto para a resistência quanto para o tempo de vida. A relação entre essas variáveis é estabelecida através de regras algébricas de funções probabilísticas para se chegar na resistência e uma função densidade de probabilidade para um processo aleatório e estacionário de carga é apresentada, embora não seja detalhada. Dessa forma, as variáveis G e H da técnica de interferência são então quantificadas para avaliação da confiabilidade, a qual, conclui-se, depende inversamente do número de ciclos e da variabilidade dos parâmetros funcionais envolvidos.

Ainda na linha de modelos tensão-resistência para cálculo de confiabilidade, Murty e Naikan (1996) ilustram técnicas de confiabilidade inversa no caso de distribuições exponencial e Weibull. Expressões para fator de segurança, resistência média e sua variabilidade foram desenvolvidas em função de faixa meta de confiabilidade e condições de carga externa. A idéia fundamental consiste em avaliar os parâmetros de resistência requeridos à luz de uma confiabilidade desejada com base no tipo de aplicação, nas restrições de custo, nos requisitos de segurança, etc, ou seja, parte-se do fim para o começo, daí o termo confiabilidade inversa. Para o caso exponencial, soluções analíticas genéricas são possíveis, mas, para Weibull, apenas procedimentos numéricos iterativos particulares são apresentados.

Torstensson (2004) analisa a influência da escolha de distribuições no modelo conjugado de carga e resistência. Sua principal conclusão é de que a distribuição lognormal deveria ser usada em substituição à Weibull, especialmente quando a disponibilidade de dados é limitada.

A dispersão da resistência é fácil de entender: deriva, em geral, das propriedades do material e do processo de fabricação. Entretanto, a dispersão da carga é mais complexa, pois depende de como o veículo é dirigido, das condições da estrada, de concentração de tensões, de temperatura etc. Segundo Schütz (1982), a seqüência representativa dos ciclos de tensão a que um componente é submetido deve ser obtida em serviço para, então, ser estatisticamente avaliada visando à obtenção de um espectro de tensão. Essa avaliação deve ser feita pelos chamados procedimentos de contagem, dentre os quais, são citados o “rainflow”, o “range-pair” e o “simple range”. Essa coleta, por mais extensa que seja, dificilmente é maior que 1 % da vida em serviço esperada e, por isso, faz-se necessária uma manipulação para aumentar o número de todas as amplitudes medidas por um fator de, por exemplo, 100. Nesse ponto, vale ressaltar que um fabricante de automóveis não sabe com exatidão como seus produtos serão usados pelo consumidor. Assim, ele tenta definir o motorista mais severo num universo de uma centena. Isso pode ser perigoso porque intensas amplitudes de tensão, embora pouco frequentes, podem, na prática, aumentar a vida em fadiga devido às tensões residuais benéficas que elas causam. Assim, se o teste for executado com tensões muito altas e pouco frequentes a predição não será conservativa.

Com essas informações, outra maneira de se estimar a vida em fadiga é através de uma hipótese adequada de acúmulo de dano e de um fator de segurança calculado com base na probabilidade de falha do modelo ou mesmo advinda da experiência, e, portanto, resultar numa tensão admissível para o componente. Caso o resultado não atenda às especificações de projeto, a resistência deve ser alterada e o ciclo de testes refeito.

Um outro procedimento de análise constante na literatura é aquele apresentado por Svensson, Johannesson e Maré (2005). Baseia-se na hipótese de crescimento de trinca como mecanismo de dano dominante (Palmgren-Miner) durante um teste utilizando carregamento de amplitude constante e variável. Três aplicações industriais (peças automotivas fabricadas com solda ponto, braços de suspensão de perfuratrizes sujeitas à fadiga e espécimes de aço doce submetidos à solda topo) ilustram a obtenção de uma variação das famosas curvas de Wöhler para o caso de amplitudes variáveis de carga calculadas pelo método de contagem de ciclos “rainflow” e representadas por uma amplitude equivalente.

A discussão estatística concentra-se na resposta a duas incertezas: uma relativa à possibilidade da vida em fadiga ser prevista com 95% de confiança dado um espectro de carga quando as propriedades do material são estimadas a partir de outro espectro, outra concernente à independência entre estimação de parâmetros e espectros usados. Para a primeira, monta-se um teste de hipótese cuja estatística baseia-se nas vidas experimental e prevista; para a segunda, a variância da diferença entre duas estimativas independentes é equacionada.

Os resultados demonstram que as curvas de Wöhler montadas com dados oriundos de espectro com amplitude constante são muito dispersas e, portanto, levam à adoção de fatores de segurança maiores. A vantagem do procedimento proposto é que os testes de referência podem ser feitos com espectros de carga próximos das condições de serviço que precisam ser previstas e, então, efeitos sistemáticos residuais, os quais não são amenizados em amplitudes constantes, e seqüenciais, os quais levam em conta a ordem de aplicação dos ciclos ao material, são reduzidos.

Nessa linha, Zaretsky, Hendricks e Soditus (2004) estudaram o efeito da distribuição, suposta Weibull, de vida de cada componente individual na predição da vida de um motor aeronáutico com confiabilidades de 95 e 99,9%, ou seja, numa frota de 10000 unidades se aceita que 500 e 10, respectivamente, falhem antes do tempo previsto em projeto. Basicamente assume-se uma relação inversa entre vida e empuxo para cada trecho do ciclo de voo adotado e uma propagação linear do dano (regra de Palmgren-Miner). O estudo mostrou que predições de vida envolvendo probabilidades de falha menores são menos susceptíveis a flutuações devidas aos parâmetros, quando coincidentes, de populações dos componentes e que a vida de um sistema a uma dada confiabilidade será menor que aquela do componente mais prematuro sujeito à mesma probabilidade de sobrevivência.

Fatemi e Yang (1998) apresentam uma revisão completa de todas as teorias sobre dano acumulado por fadiga para metais e suas ligas desenvolvidas desde o início dos anos 70 até os anos 90. Se as tensões de serviço são de amplitude variável e as tensões submetidas ao componente durante as seções de teste são constantes (curvas S-N), é preciso considerar uma teoria de acúmulo de dano a fim de relacionar os dois lados no resultado final, ou seja, na predição da vida em fadiga (SCHÜTZ, 1982). Essas teorias são agrupadas em 6 categorias: regras de dano linear; linearização em dois estágios e curva de dano não linear; métodos de modificação de curvas de vida; abordagens baseadas em conceitos de crescimento de trincas; modelos de mecânica de dano contínuo; e teorias baseadas em energia. Além da descrição, o artigo traz tanto pontos positivos, como a aplicação da mecânica de dano contínuo para materiais heterogêneos, quanto negativos, como a limitação da regra de dano linear no tocante à independência da seqüência, intensidade e interação do carregamento. Para ilustrar a natureza extremamente complexa do tema, Schütz (1982) exemplifica a quantidade de parâmetros relacionados à propagação de trincas que devem ser considerados numa análise científica de dano acumulado para o caso de um único pico no ciclo de tensão. É importante lembrar que a hipótese de acúmulo de dano é apenas um dos fatores que influenciam na predição da vida em fadiga, outros podem ser ainda mais relevantes, como a determinação do espectro de tensão aplicada, por exemplo.

De maneira geral, um sistema falha quando a tensão atuante excede a sua resistência. Uma metodologia (VERMA e MURTY, 1989) foi desenvolvida para casos de projeto de confiabilidade onde não há base para se assumir qualquer distribuição específica, quer para tensão, quer para resistência, mas que, em contrapartida, conte com uma experimentação rica em dados. Consiste na definição de uma variável de trabalho, H , relacionada à função de densidade acumulada da tensão e de outra, S , relacionada à função de densidade acumulada da resistência. Uma relação polinomial entre essas duas variáveis é proposta e os coeficientes incógnitos são calculados a partir dos dados experimentais. Com a função de trabalho montada, a confiabilidade é obtida por simples integração.

Moran (2000) desenvolveu metodologias para predição de confiabilidade em fadiga, tempo de vida e crescimento de trincas para componentes estruturais metálicos tridimensionais complexos, assim como análise de risco no caso de elementos chaves de segurança. Através do uso de novas ferramentas computacionais, contrapostas ao método Monte Carlo, da integração direta e FORM (First Order Reliability Method), ele desenvolve simulações mais factíveis em termos de custo e de quantidade de incrementos.

A essência de um dos métodos propostos é o da integração direta adaptado a uma discretização do espaço da variável aleatória e a um esquema de integração seletiva. Quando há limitações de quantidade de variáveis aleatórias e tempo de processamento, sugere-se a utilização do método LSSE (Limit State Surface Element), no qual a curvatura da superfície de falha nas proximidades do ponto de falha mais provável é discretizada, em geral, essa curvatura é mais alta que aquela tratável por um método FORM tradicional. Um aspecto interessante incorporado à análise comparativa envolvendo os métodos apresentados e os tradicionais é o cômputo dos fatores de intensidade de tensão nos modelos. Para a análise de trincas tridimensionais é proposto o método dos elementos finitos estendido (X-FEM), o qual prescinde do refinamento da malha na vizinhança da trinca porque a substitui por uma representação matemática de sua superfície. Por fim é descrito um método que facilita a simulação usando elementos finitos do crescimento de trincas, na realidade trata-se da conjunção de três métodos: X-FEM, Level Set (representa a topologia inicial da trinca) e Fast Marching (representa o avanço da frente da trinca com base na

lei de Paris). Em todos os casos teóricos apresentados são comparados os resultados numéricos obtidos com os analíticos ou/e tradicionais consagrados, sendo que não há referência a nenhuma distribuição probabilística específica.

Moran, Xu e Achenbach (2000) descrevem em detalhe o método LSSE e mostra uma aplicação combinada com o modelo de propagação de trincas de Paris para o caso de confiabilidade estrutural sob tração ($R = 0$) de uma placa semi-infinita de aço inox 304 linearmente elástico com uma trinca fronteira. Dessa vez fica clara a associação probabilística feita aos elementos de superfície através do uso de variáveis normais padrões como domínio de integração, ao comprimento inicial da trinca e ao expoente da equação de Paris (1963), ambos supostos lognormalmente distribuídos. Característica de inspeção experimental em ensaios de fadiga como a probabilidade de detecção de trincas de um dado comprimento é também incorporada ao estudo.

Em resposta à demanda do mercado automobilístico pelo desenvolvimento de novos componentes e sub-sistemas em períodos mais curtos e usando uma quantidade de protótipos físicos menor, Firat e Kocabicak (2004) apresentam um método prático novo de avaliação de durabilidade baseado em deformações locais. O artigo revisa alguns dos aspectos computacionais da análise de dano por fadiga e predição de vida, de forma a aplicar o procedimento a um caso industrial com rodas de liga leve sujeitas a cargas multi-axiais de fadiga. Além da tradicional regra de acúmulo linear de dano, o modelo incorpora aspectos como plasticidade cíclica e concentração de tensão. O estudo conclui que uma abordagem balanceada do problema envolve a combinação de métodos analítico-computacionais e físicos a fim de evitar a incidência de problemas de durabilidade em etapas finais do processo de desenvolvimento, embora seu foco seja apenas nos primeiros.

Em outro artigo também de Firat e Kocabicak (2001) ilustram a aplicação de um programa chamado MFPA (Metal Fatigue Prediction and Analysis) na predição de vida de uma roda usada em automóvel quando submetida a um dos tradicionais testes de fadiga da indústria, o “cornering fatigue test”. O estudo, totalmente analítico e sem nenhuma consideração estatística, aponta para

economia de tempo e custo durante a análise desse tipo de ensaio com uma discrepância de 11% em relação a procedimentos físicos. As condições são de tensão plana cíclica e a deformação elasto-plástica dos componentes é determinada pela teoria de plasticidade, no contexto da ponta da trinca, cujo dano acumulado baseia-se na regra de Palmgren-Miner.

Basicamente, tanto os métodos estocásticos, quanto os computacionais descritos até aqui utilizam dados de ensaios em laboratório como sua massa crítica, mas é importante não negligenciar as informações colhidas em campo. Coit e Dey (1999) propuseram um método para análise de dados de campo a partir do ajuste às distribuições Weibull, Lognormal e Gamma utilizando o método de máxima verossimilhança ou da regressão linear. Em virtude da dificuldade em se obter os tempos exatos de falha, optaram também pela estimação de parâmetros através da distribuição exponencial sem utilizar dados individuais de falhas.

Segundo Rai e Singh (2003), as informações de campo advindas dos veículos em garantia são fundamentais para mensurar a confiabilidade do produto, uma vez que os testes laboratoriais não são capazes de simular perfeitamente o desempenho em campo. Infelizmente essas informações (vida em km ou em h) limitam-se apenas à previsão de vida num horizonte curto de cobertura porque, em geral, após o período de garantia os proprietários não levam mais seus veículos às concessionárias.

Oh e Bai (2001) trabalha com a estimação de tempo de vida com dados de falha adicionais após o período de garantia utilizando o método da máxima verossimilhança e a distribuição Weibull. O modelo é requintado e inclui simulações para análise de sensibilidade envolvendo as estimativas. Majeske (2003) procurou gerar um modelo bastante abrangente para estimação de taxa de falha de produto através da contemplação de parâmetros de campo, manufatura, montagem etc. dentro e fora do período normal de garantia de dois anos. A base foi uma população de 9532 carros de luxo correspondentes a um mês de produção.

Técnicas alternativas vêm ganhando força, como a de Finkelstein (2002) que explora a aleatoriedade da idade inicial dos produtos na estimação de seu tempo de vida, a idéia é

considerar a substituição de itens falhados por outros usados de histórico desconhecido. Mas, principalmente, a abordagem de Guida e Pulcini (2002), os quais avaliaram a confiabilidade automotiva a partir de métodos Bayesianos, ou seja, levando em conta não apenas os dados históricos, mas também a experiência técnica subjetiva, sempre relevante no processo de desenvolvimento de projetos, a fim de reduzir o tempo e o custo totais de teste.

Capítulo 3

Materiais e Métodos

No presente capítulo procura-se detalhar os materiais e os métodos utilizados no desenvolvimento deste trabalho.

3.1 Materiais utilizados

3.1.1 Metal base

A matéria-prima utilizada na fabricação do braço de controle é o aço ARBL USI-RW-450 da USIMINAS. Devido à necessidade do fabricante, o aço é fornecido na forma de bobinas com $2,25 \pm 0,22$ mm de espessura e nível 2/2 de qualidade superficial. Além disso, o material é decapado e oleado com óleo mineral de fácil desengraxamento.

A aplicação da carga, considerada constante durante os ensaios, permitiu associar toda aleatoriedade à resistência da peça em função basicamente da fabricação, da geometria e da montagem do sistema. Não houve uma preocupação maior em se verificar a eventual heterogeneidade do material, negligenciando esse efeito com base na regularidade histórica do fornecedor Usiminas. Tanto os valores de composição química quanto aqueles de dureza Brinell sempre apresentaram conformidade com as especificações exigidas pela fabricante do braço de controle em seu regulamento técnico de entrega.

3.1.2 Metal de adição

A fabricação do braço de controle é quase toda baseada em soldagem de componentes, o que imediatamente torna a escolha do material de adição uma etapa importantíssima para a resistência da peça. O tripé dessa seleção foi a homogeneidade química com o metal base, o diâmetro do arame e o comportamento mecânico informado pelo fabricante do arame.

O processo de soldagem na planta do fabricante é automatizado, de forma que, a regularidade dos passes e da energia de solda foi assumida, não sendo, pois, uma fonte de variabilidade considerada na comparação das amostras. Essa hipótese, embora endossada pelo departamento de ensaios do fabricante com base em sua experiência, se inválida, exclui efeitos advindos da manufatura sobre a vida útil da peça.

O tipo do arame e do gás de proteção, bem como suas propriedades e composições químicas constituem um segredo industrial e esses dados não foram informados.

3.2 Bancada para ensaios e dispositivos associados

A realização de todos os ensaios de bancada ocorreu dentro das instalações do fabricante em seu laboratório de engenharia de ensaios. As figuras 3.1 e 3.2 ilustram a estrutura utilizada:

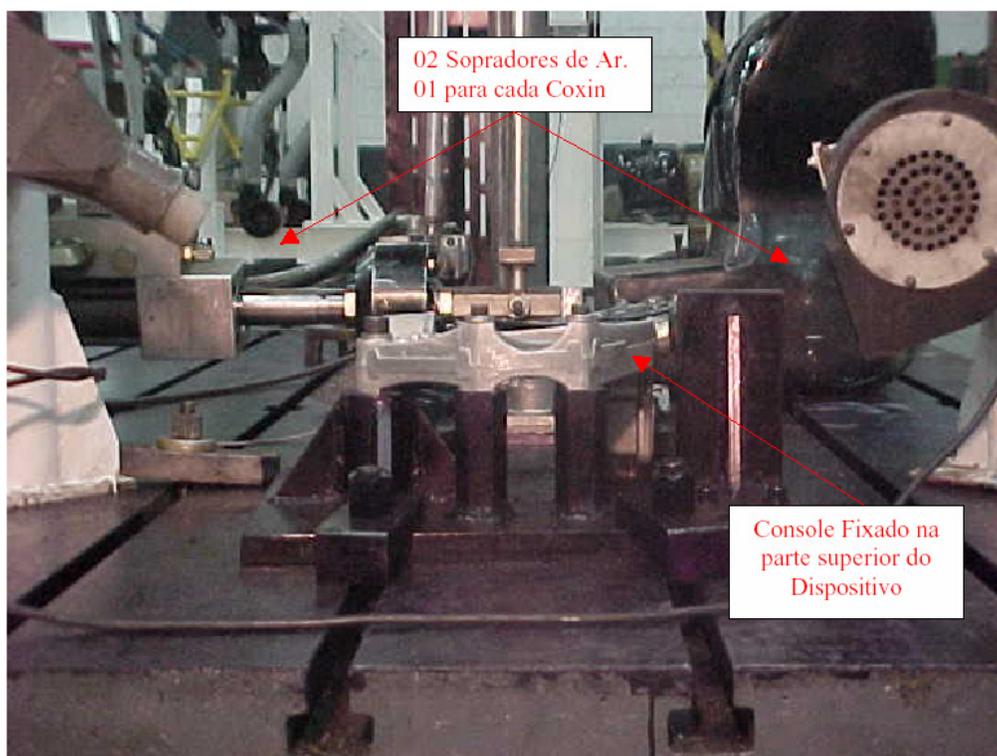


Figura 3.1. Vista frontal do dispositivo de ensaio

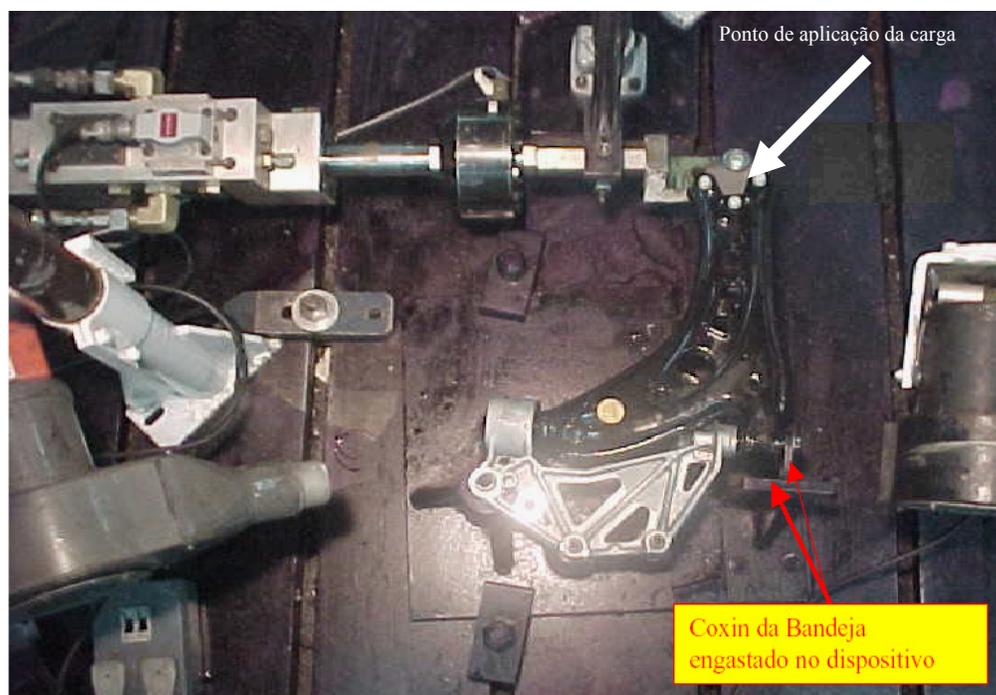


Figura 3.2. Vista superior do dispositivo de ensaio

3.3 Planejamento Experimental

A propriedade mecânica em foco foi a resistência à fadiga, avaliada pelo tempo de vida em ciclos. O critério de falha baseou-se na variável de resposta comprimento de trinca e a peça estaria aprovada para valores iguais ou inferiores a 20 mm ao final de 30.000 ciclos sob uma carga de 8,7 kN com razão de carga -1.

Devido à elevada demanda de tempo e custo intrínseca aos ensaios de fadiga, optou-se por utilizar o banco de dados relativo aos ensaios realizados pelo fabricante durante a etapa de desenvolvimento do braço de controle.

Todas as peças ensaiadas foram submetidas a condições de funcionamento superiores às normais de uso de forma a antecipar o aparecimento de falhas e, assim, possibilitar a avaliação da confiabilidade de maneira mais rápida e econômica. O fator de aceleração em tempo linear real foi definido pelo cliente.

De maneira geral, quando uma população de componentes é inicialmente colocada em ensaio, a taxa de falha deve ser relativamente elevada até que as não-conformidades sejam removidas. Esses defeitos normalmente são originados em etapas do processo de fabricação e podem ser consequência de soldagem, controle de qualidade, erro humano e erro de montagem. Com a experimentação, a tendência é de que a taxa de falha decresça. Isso pode explicar por que havia mais de 112 relatórios disponíveis, quantidade representativa do processo de aprendizagem e eliminação de defeitos durante o desenvolvimento do produto.

Urgia a necessidade de compilar esse extenso volume de dados através de uma organização sistemática: Existia um grande número de termos para designar um dado contexto de ensaio e uma dada localização da trinca. O resultado desse trabalho de investigação levou à criação de uma planilha com as seguintes informações: identificação da amostra, data de realização do ensaio, contexto do ensaio (razão de carga igual a -1), força em kN, frequência de aplicação da carga em Hz, ciclagem (30.000 ou 300.000 ciclos) e características das trincas encontradas (comprimento em mm e localização na peça).

Foi levantado um total de 25 configurações possíveis, cada uma replicada em função dos resultados que eram obtidos. A tabela 3.1 mostra as duas configurações estudadas e a tabela 3.2 explica a nomenclatura utilizada para identificá-las.

Tabela 3.1. Configurações estudadas e seus respectivos números de réplicas

CONFIGURAÇÕES ESTUDADAS		COMENTÁRIOS	NÚMERO DE RÉPLICAS
N	Código		
1	M3OP30Prog JOrig	Ver tabela a seguir	14
2	M3OP30Prog JCR	Ver tabela a seguir	6

Tabela 3.2. Explicação dos códigos usados na tabela 3.1.

Nomenclatura	Significado
M	Módulo de manufatura
Prog	Processo progressivo de estampagem
JOrig	Janela original
OP	Operação
JCR	Janela em "C" com raio interno suavizado

A seqüência de execução dos ensaios de vida não seguiu o procedimento formal descrito no item 2.2.2, de modo que a decisão de se obter uma nova observação ou de se mudar a configuração do espécime foi tomada com base subjetiva na experiência da engenharia do fabricante.

Também não houve aleatorização nem dos espécimes constituintes do material experimental, nem da ordem de execução dos ensaios dentro de cada configuração.

As variáveis controláveis que influenciaram na vida dos espécimes ensaiados foram aquelas constantes na tabela 3.3. Não foi pensado pelo fabricante se todos esses fatores eram realmente de interesse em termos de resistência à fadiga. Tampouco houve blocagem, isto é, fatores usados para reduzir ou eliminar a variabilidade transmitida que podem influenciar o resultado do ensaio, mas nos quais não se está diretamente interessado. Os fatores de variabilidade incontroláveis e suas respectivas variantes não foram estudadas durante os ensaios.

Tabela 3.3. Variáveis de influência controláveis identificadas durante o desenvolvimento do braço de controle

Fatores (Variáveis Controláveis)	Variantes
Módulo (M)	M1, M2, M3 e M4
Ferramental de estampagem	“Prog” e “Manual”
Janela (J)	JOrig e JCR
Operação (OP)	OP10, OP20, OP30 e OP40

Em conjunto com o fabricante, optou-se por estudar a última configuração ensaiada e aprovada (M3OP30Prog JCR com curvatura alongada), comparando-a com a sua correspondente versão original (M3OP30Prog JOrig). Dessa forma, a estratégia de experimentação é a abordagem de um fator por vez, enquanto todos os outros foram considerados constantes. Uma hipótese aceitável já que o módulo (M3), a operação (OP30) e o processo de estampagem (Prog) são etapas da manufatura constantemente monitoradas por estudos de capacidade e qualquer flutuação identificada é automaticamente corrigida. Numa abordagem irrefutável de experimentação, todo planejamento experimental deve ser feito antes da execução dos testes, etapa que foi ignorada pelo fabricante. Dessa forma, coube apenas a seleção deliberada de dados relativos às duas configurações avaliadas, dentre uma centena de resultados de ensaios. A base analítica do procedimento adotado para a análise das massas de dados, desenvolvida no item 4.3, é descrita no item 2.2.4.

Como quase todos os resultados eram suspensos, mais quatro ensaios de cada configuração foram solicitados para prover dados completos indispensáveis à construção do modelo. A quantidade majoritária de dados suspensos foi também um empecilho à avaliação da possível interação entre os diferentes fatores através de um planejamento multifatorial, uma vez que demandaria a execução de ensaios completos adicionais envolvendo a variação do módulo, da operação e do processo de estampagem. Todos os ensaios, tanto os originais, quanto os adicionais, foram executados numa frequência de 4 Hz com aplicação de uma força de 8,7 kN.

3.4 Definição do desenho

Como se pode depreender a partir da leitura do item 3.3, a suavização de raios e curvaturas das janelas foi fundamental para o sucesso do projeto, uma vez que tais regiões apresentavam pontos de concentração de tensões que comprometiam a resistência à fadiga.

A otimização da geometria do braço de controle ocorreu, pois, através do aumento experimental dos raios de concordância pertinentes, alternativa mais amena já que o desvio do fluxo de tensões implicaria numa modificação mais profunda do conceito original.

A figura 3.3 traz uma foto ilustrativa da medida do raio de curvatura da janela C obtida pelo Setor de Metrologia do fabricante através do corte e da análise com projetor de perfis de uma amostra da peça. As imperfeições circunvizinhas complicaram a precisão do resultado, aceito como sendo 5 mm.



Figura 3.3. Raio de curvatura final

3.5 Controle dos ensaios

O monitoramento dos ensaios originais era feito com base apenas no número de ciclos de carga. Uma vez atingidos os 30.000 ciclos definidos pelo cliente para a força de 8,7 kN, o ensaio era interrompido e fazia-se a medição do comprimento das trincas identificadas. Fisicamente era possível o ensaio simultâneo de até duas amostras.

Já os ensaios adicionais foram monitorados por inspeção regular do comprimento das trincas que iam se desenvolvendo nas amostras ao longo dos ciclos e, ao se detectar a existência de pelo menos uma fissura de comprimento igual ou superior a 20 mm, interrompia-se o ensaio.

Tomou-se especial cuidado para que os pontos de máximo da sollicitação não ultrapassassem o limite de resistência dos corpos de prova, o que poderia levar a uma eventual falha por sobrecarga, comprometendo a exatidão do estudo porque não se está levando em conta a distribuição probabilística desses extremos. Dessa forma, descartaram-se resultados experimentais como empenamentos e rupturas.

3.6 Execução do ensaio

Todos os ensaios foram executados pelo fabricante em seu próprio laboratório e, por isso, seguiram integralmente seus próprios procedimentos técnicos para ensaios mecânicos.

3.7 Amostras ensaiadas

Todas as peças ensaiadas foram manufaturadas na planta do fabricante, algumas aparecem nas figuras 3.4 e 3.5.

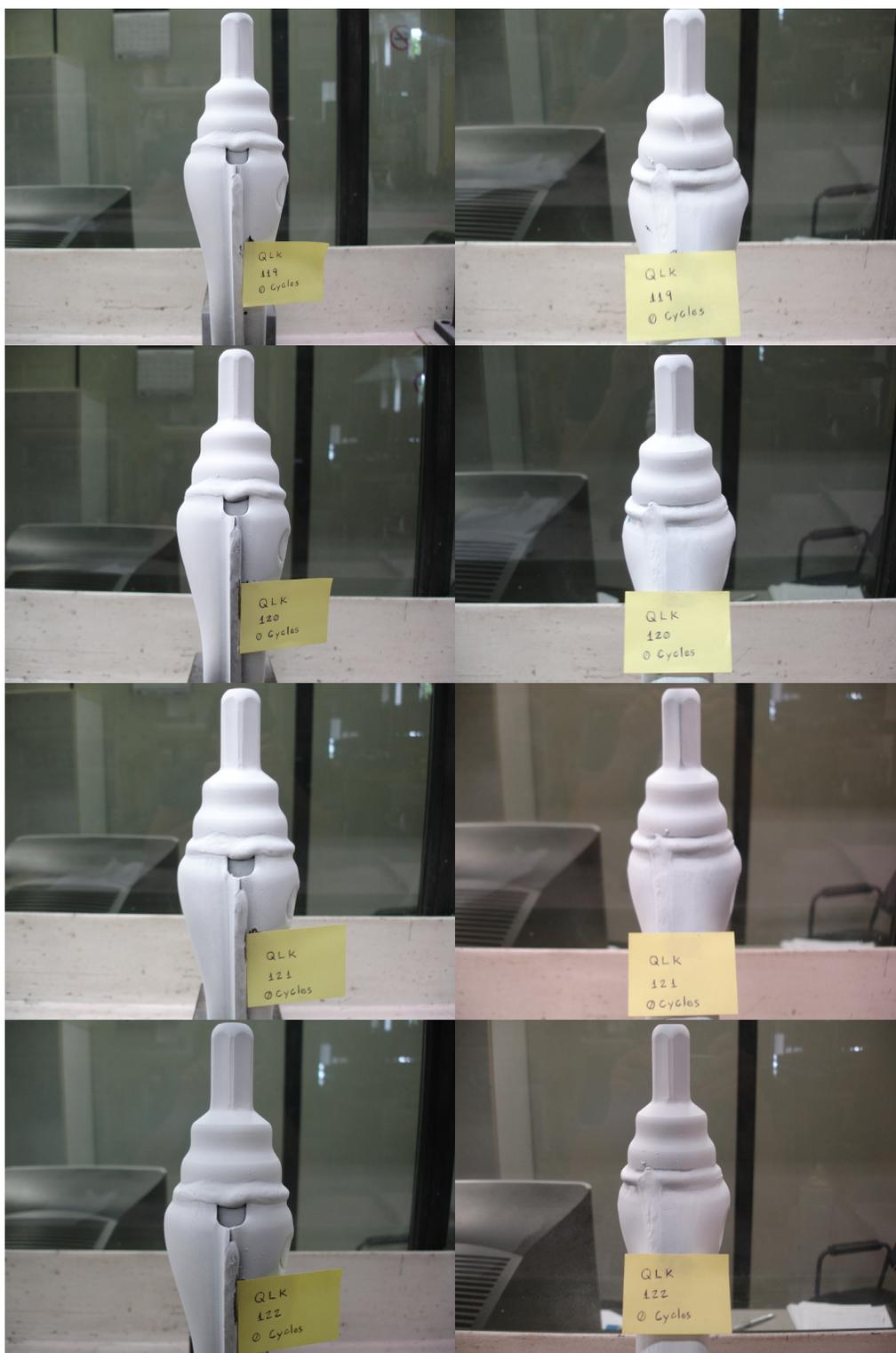


Figura 3.4. Regiões críticas de amostras da configuração original antes dos ensaios completos. Coloração branca deve-se ao revelador de trincas.

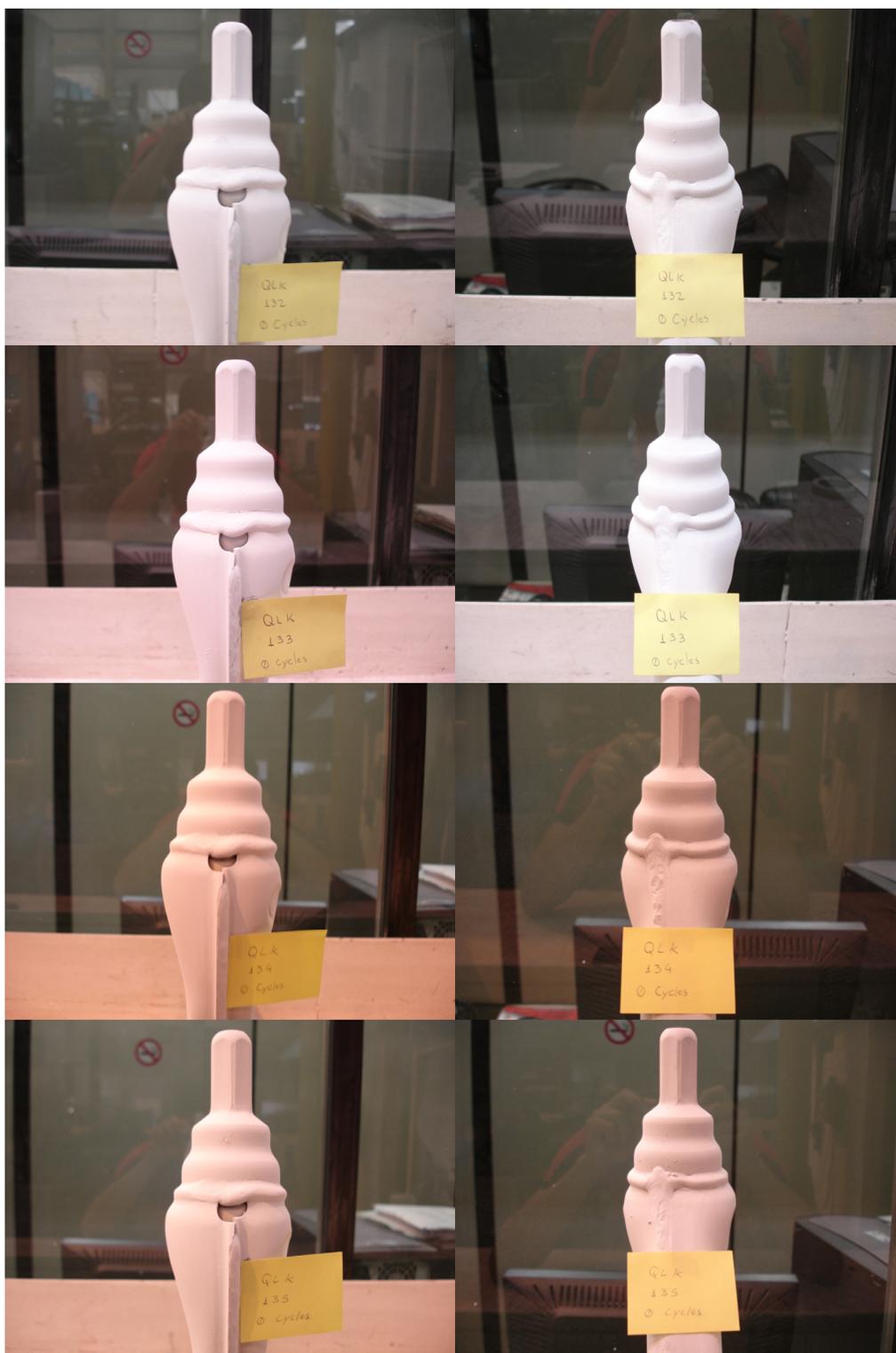


Figura 3.5. Regiões críticas de amostras da configuração final antes dos ensaios completos.

Coloração branca deve-se ao revelador de trincas.

Capítulo 4

Resultados e discussão

Neste capítulo são apresentados os resultados experimentais. Inicialmente, é descrito o procedimento utilizado pelo fabricante para analisar os dados e, então, é apresentada a abordagem sugerida neste estudo. Dessa forma, é possível atingir os objetivos centrais, conforme detalhado no capítulo 1:

- Determinar o grau de confiabilidade de um braço de controle de suspensão dianteira do tipo independente, para certa vida em ciclos, por meio da interpretação e da utilização de dados experimentais fornecidos pelo fabricante. Todos os ensaios, tanto os originais, quanto os adicionais, foram executados numa frequência de 4 Hz com aplicação de uma força de 8,7 kN. Duas configurações diferentes do componente – aquela aprovada e outra rejeitada durante o processo de desenvolvimento – serão consideradas.
- Descrever o método usado pelo fabricante para obtenção dos parâmetros que norteiam a decisão de aceitar ou não a peça, segundo normas de seu cliente, apontando eventuais riscos de sua aplicação;
- Propor um método alternativo para aprovação de peças em geral, visando não só a precisa avaliação numérica de confiabilidade, como também a otimização de materiais de construção mecânica e recursos financeiros através da redução do número de ensaios.

4.1 Resultados Experimentais

Os resultados experimentais obtidos encontram-se nas tabelas 4.1 e 4.2 a seguir:

Tabela 4.1. Resultados obtidos para a configuração original

Amostra originais	Ciclagem de término do ensaio (Hz)	Tipo de dado
003	30.539	Suspenso
004	30.132	Suspenso
005	30.132	Suspenso
006	30.198	Suspenso
011	30.000	Completo
026	30.000	Suspenso
027	30.000	Completo
028	30.000	Completo
030	30.000	Completo
031	30.000	Suspenso
032	30.000	Suspenso
033	30.000	Suspenso
034	30.000	Suspenso
<i>Amostras adicionais</i>	<i>Ciclagem de término do ensaio (Hz)</i>	<i>Tipo de dado</i>
119	125.000	Completo
120	160.000	Completo
121	103.550	Completo
122	130.000	Completo

Tabela 4.2. Resultados obtidos para a configuração final

Amostras originais	Ciclagem de término do ensaio (Hz)	Tipo de dado
109	30.000	Suspenso
110	30.000	Suspenso
112	30.000	Suspenso
<i>Amostras adicionais</i>	<i>Ciclagem de término do ensaio (Hz)</i>	<i>Tipo de dado</i>
132	117.000	Completo
133	175.000	Completo
134	168.000	Completo
135	131.463	Completo

Como quase todos os resultados eram suspensos (amostras originais), ou seja, os ensaios foram interrompidos antes da falha completa da peça, mais quatro ensaios de cada configuração (amostras adicionais) foram solicitados para prover dados completos indispensáveis à construção do modelo através da manutenção do ensaio até que houvesse a falha da peça (ocorrência de pelo menos uma trinca com comprimento maior que 20 mm).

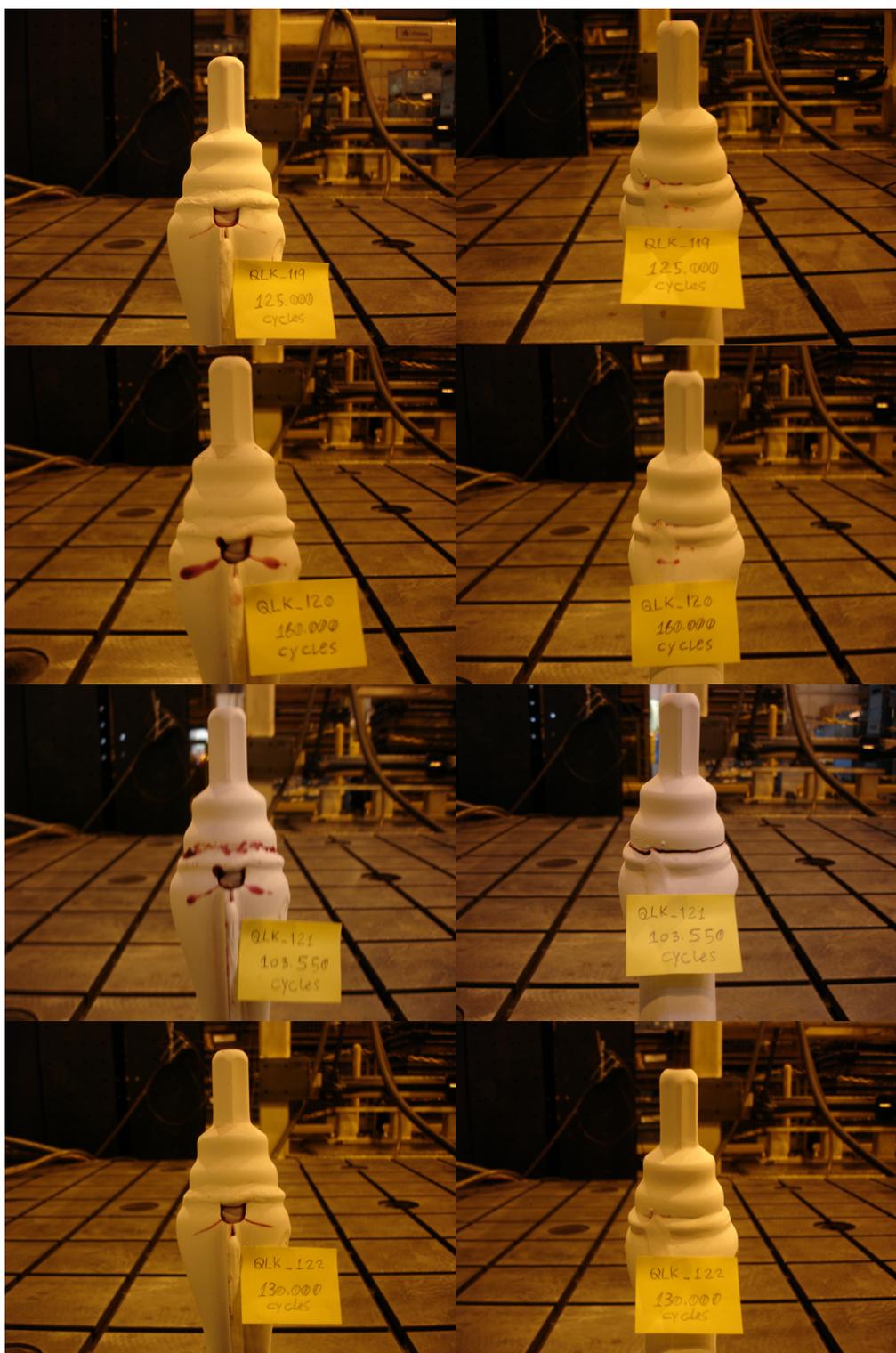


Figura 4.1. Regiões críticas de amostras da configuração original após os ensaios completos. Coloração vermelha deve-se ao líquido penetrante e indica a presença de trincas.

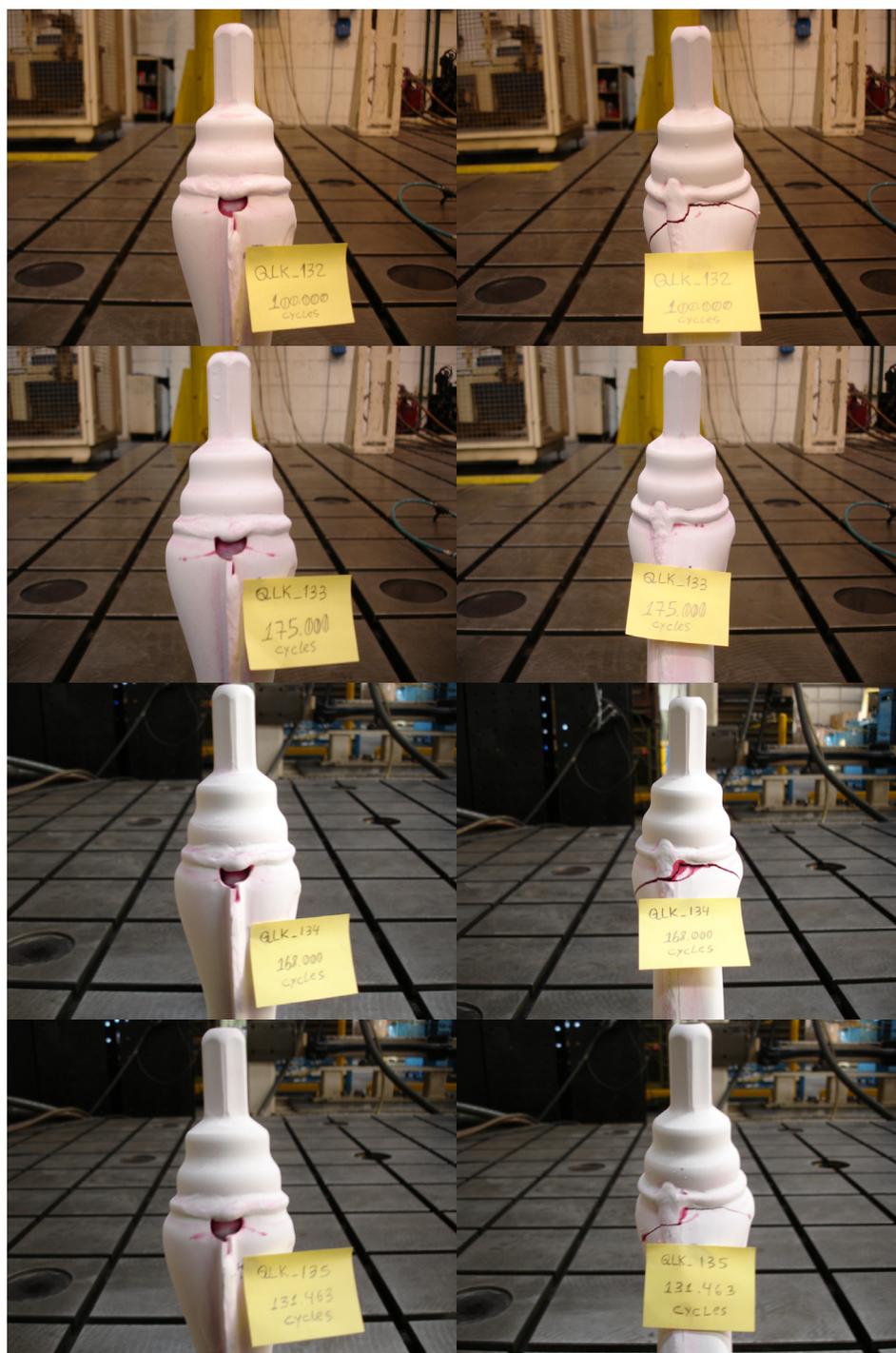


Figura 4.2. Regiões críticas de amostras da configuração final após os ensaios completos. Coloração vermelha deve-se ao líquido penetrante e indica a presença de trincas.

As figuras 4.1 e 4.2 complementam as figuras 3.4 e 3.5, ou seja, são fotografias das mesmas regiões críticas após os ensaios completos solicitados para complementar a massa de dados original do fabricante. A coloração vermelha deve-se ao líquido penetrante e indica a presença de trincas, cujos comprimentos eram, então, medidos.

4.2 Procedimento de validação do Fabricante

O fabricante seguiu a norma do cliente para validar os ensaios. Resumidamente, esse procedimento consistia no seguinte (ver anexo 6):

1. Execução dos ensaios com um nível de carga de 8,7 kN e razão de carga -1;
2. Os ensaios eram repetidos até que se tivesse uma seqüência ininterrupta de três sucessos, sendo cada sucesso representado pela constatação de um comprimento de trinca igual ou inferior a 20 mm no final do ensaio. Além disso, o logaritmo na base dez da ciclagem exata de término de cada um desses três sucessos devia ficar dentro da faixa $[\log 30.000 - 0,2; \log 30.000 + 0,2]$, ou seja, aproximadamente, $[4,5 - 0,2; 4,5 + 0,2]$, ou ainda, $[4,3; 4,7]$.
3. Calculava-se a média aritmética dos logaritmos desses sucessos, representados por suas ciclagens. O antilogaritmo dessa média na base dez era a expectativa de vida em número de ciclos, com nível de confiança de 50%.

Para os dados constantes na tabela 4.1, relativa à configuração “M3OP30Prog JOrig”, a expectativa de vida foi de 30.077 ciclos contra 30.000 ciclos obtida para “M3OP30Prog JCR Curv. Alongada”. Nesse cálculo não foram incluídas as quatro últimas linhas de cada uma das tabelas 4.1 e 4.2 porque foram resultado de uma solicitação feita especialmente para atender aos objetivos da presente dissertação, o fabricante não as incluiu em seu julgamento, tendo este fato, pois, contribuído para uma incerteza ainda maior do procedimento adotado.

A pergunta que surge então é: por que o fabricante não aceitou a configuração inicial “M3OP30Prog JOrig” e partiu para a pesquisa de uma nova opção, uma vez que o critério representado pelo item “2” acima fora completamente satisfeito? Vejamos a tabela 4.3.

Tabela 4.3. Características das trincas encontradas no final dos ensaios das amostras da configuração original mais críticas

Amostra	Comprimento (mm)	Local
011	20,0	Cordão de solda 18
027	19,5	Cordão de solda 18
028	19,0	Cordão de solda 18
030	19,0	Pino sextavado
031	18,0	Pino sextavado

Pode-se agora depreender que, embora, a rigor, o critério de ciclagem tenha sido atingido por todas as amostras, o de falha, definido no item 3.5, para as críticas, apresentou uma proximidade ao limite de 20 mm preocupante. Ou seja, apesar de haver uma norma com critérios objetivos, a decisão final acabou sendo subjetiva.

4.3 Análise estatística dos resultados

Não foi identificado nenhum estudo estatístico formal prévio para planejar a execução dos ensaios. As peças eram simplesmente testadas e submetidas aos critérios mencionados no item 4.2. Busca-se aqui fazer uma análise então “post mortem” da seqüência experimental executada à luz dos conceitos estatísticos de planejamento e análise de experimentos.

O objetivo é complementar a descrição do planejamento experimental feita no item 3.3 com a análise objetiva proposta no item 2.2.4, ou seja, aplicada a um fator, a janela (J), com dois níveis, em “C” com raio interno suavizado e com curvatura alongada (JCR com curvatura alongada) e em formato original (JOrig). A rigor ocorrem três níveis de mudança de uma configuração para outra, entretanto essas mudanças são intimamente inter-relacionadas não sendo, pois, possível a sua discretização de forma mais detalhada.

4.3.1 Método Kruskal-Wallis

Para garantir a independência em relação à natureza da distribuição de probabilidade em jogo, aplicar-se-á o método não-paramétrico de análise de variância chamado Kruskal-Wallis (ver anexo 8). A tabela 4.4 apresenta os dados de entrada retirados das informações do item 4.1.

Tabela 4.4. Kruskal-Wallis aplicado aos resultados obtidos

Configuração original			Configuração final		
y_{1j}	Tipo de dado	Ordem R_{1j}	y_{2j}	Tipo de dado	Ordem R_{2j}
30.000	Completo	2,5	30.000	Suspenso	
30.000	Completo	2,5	30.000	Suspenso	
30.000	Completo	2,5	30.000	Suspenso	
30.000	Completo	2,5	117.000	Completo	7,5
30.000	Suspenso		175.000	Completo	22,5
30.000	Suspenso		168.000	Completo	20,0
30.000	Suspenso		131.463	Completo	15,0
30.000	Suspenso				
30.000	Suspenso				
30.132	Suspenso				
30.132	Suspenso				
30.198	Suspenso				
30.539	Suspenso				
125.000	Completo	10,0			
160.000	Completo	17,5			
103.550	Completo	5,0			
130.000	Completo	12,5			
R_i		55			65

Como há quatro menores valores iguais a 30.000 ciclos, o número de ordem definido para cada um deles é a média aritmética de cada uma de suas respectivas posições após o arranjo ascendente de todas as observações:

$$\frac{1+2+3+4}{4} = 2,5 \quad (4.1)$$

Os demais números de ordem foram obtidos somando-se o incremento definido na equação (2.61):

$$I = \frac{(24+1) - 2,5}{1+8} = 2,5 \quad (4.2)$$

$$S^2 = \frac{1}{12-1} \left[\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij}^2 - \frac{12(12+1)^2}{4} \right] = 117,55 \quad (4.3)$$

$$H = \frac{1}{117,55} \left[\sum_{i=1}^2 \frac{R_i^2}{n_i} - \frac{12(12+1)^2}{4} \right] = 7,89 \quad (4.4)$$

Como o “P-value” correspondente a $\chi_{P-value,1}^2 = 7,89$, obtido através do Excel™, é 0,5%, ou seja, um valor muito baixo, deve-se rejeitar H_0 e concluir que as duas configurações realmente possuem performances de durabilidade diferentes.

Na análise dos efeitos dessas duas configurações, o ensaio de hipóteses se refere às médias μ dos tratamentos e a conclusão acima é aplicável apenas a essas duas configurações, não sendo possível sua extensão a todos os tipos de janela constantes na tabela 3.3. Isso caracteriza o modelo como de efeitos fixos.

A seguir determina-se o intervalo de confiança para a ordem esperada em cada configuração, conforme a equação (2.55):

$$S^2 = \frac{117,55 - 7,89}{12 - 2} = 10,97 \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} \overline{R}_1 &= 6,875 \\ \overline{R}_2 &= 16,25 \end{aligned} \quad (4.6)$$

Para um nível de confiança de 99,5% ($\alpha = 0,5\%$), aplica-se a equação (2.54):

$$6,875 - t_{0,0025;12-2} \sqrt{\frac{10,97}{8}} \leq \mu_1 \leq 6,875 + t_{0,0025;12-2} \sqrt{\frac{10,97}{8}} \quad (4.7)$$

$$t_{0,0025;10} = 3,6 \quad (4.8)$$

$$\mu_1 \in [2,66; 11,09] \quad (4.9)$$

$$16,25 - t_{0,0025;12-2} \sqrt{\frac{10,97}{4}} \leq \mu_2 \leq 16,25 + t_{0,0025;12-2} \sqrt{\frac{10,97}{4}} \quad (4.10)$$

$$\mu_2 \in [10,29; 22,21] \quad (4.11)$$

Os intervalos 4.9 e 4.11 ilustram quão grande é a diferença na expectativa de vida das duas configurações. Como o número de ordem esperado para a versão original pode se aproximar muito de 2,5, ordem correspondente a 30.000 ciclos no experimento, a opção do fabricante em reprová-la foi acertada.

4.4 Determinação da confiabilidade

4.4.1 Considerações iniciais

Este trabalho aborda metodologias de confiabilidade aplicadas à fase de validação de um braço de controle de suspensão automotiva. Adotando-se o critério de falha do fabricante, ocorrência de pelo menos uma trinca com comprimento maior que 20 mm, foi elaborada uma análise probabilística das ciclagens de falha verificadas nos ensaios a fim de quantificar não só a confiabilidade final do produto aceito e entregue ao cliente, como também o ganho em relação à confiabilidade esperada para a configuração inicial. A seqüência de desenvolvimento do trabalho foi a seguinte:

1. Optou-se pela modelagem dinâmica da confiabilidade, ou seja, a própria natureza do modo de falha fadiga leva a uma concepção dependente do tempo do nível de confiabilidade e, por isso, pesquisou-se a função densidade de probabilidade que melhor se adequasse aos tempos de falha registrados;

2. A obtenção dos dados de falha através de ensaios acelerados levou a resultados agrupados, representados pelo intervalo de tempo no qual ocorreu a falha, e suspensos, representados pela interrupção do ensaio antes da falha. A essas informações foram agregados ensaios completos adicionais solicitados ao fabricante após sua validação do produto. É assumido que cada falha por peça representa uma observação independente de uma mesma população;

3. A falha, comprimento de trinca superior a 20 mm antes do fim do ensaio, ocorre sempre após a partida, ou seja, em regime. Existe incerteza sobre a variável aleatória de resistência em qualquer instante de tempo. Quando se seleciona um braço de controle de uma população de braços de controle, o valor de resistência é aleatório até que a seleção seja feita. Uma vez que o componente foi selecionado e colocado na bancada, a resistência até a falha será tratada aqui como uma variável aleatória independente, ou seja, um dado valor assumido por essa variável não dá informação alguma sobre a magnitude dos valores subsequentes. Essa abordagem contrapõe-se a de que apenas a resistência inicial seria aleatória com uma variação temporal conhecida ou mesmo a de uma abordagem totalmente determinística da resistência;

4. Para a seleção do modelo de probabilidade será usado o método gráfico para uma análise preliminar e o analítico para a análise final (ver anexo 9):

- a. Gráfico: a função de confiabilidade será obtida diretamente dos dados disponíveis usando o procedimento descrito em 2.2.5;
- b. Paramétrico: a função de confiabilidade será obtida a partir do melhor ajuste a Weibull, normal e lognormal usando ensaios de adequação específicos para cada caso.

5. Determinação da função densidade de probabilidade, da confiabilidade e da taxa de falha.

4.4.2 Seleção do modelo de probabilidade

O procedimento gráfico seguido neste item é aquele apresentado em 2.2.5.

Tabela 4.5. Dados referentes à configuração original (procedimento gráfico)

Ciclos em ensaio, t	Tipo de dado	Ordem, R _{ij}	Mediana, $\tilde{F}(t)$ (%)
30.000	Completo	2,5	5,18
30.000	Completo	2,5	5,18
30.000	Completo	2,5	5,18
30.000	Completo	2,5	5,18
30.000	Suspenso	-	
30.132	Suspenso	-	
30.132	Suspenso	-	
30.198	Suspenso	-	
30.539	Suspenso	-	
103.550	Completo	5,6	30,46
125.000	Completo	8,7	48,28
130.000	Completo	11,8	66,09
160.000	Completo	14,9	83,91

Como há quatro menores valores (30.000), o número de ordem definido para cada um deles foi a média de suas respectivas ordens:

$$\frac{1+2+3+4}{4} = 2,5 \quad (4.14)$$

Os demais números de ordem foram obtidos somando-se o incremento definido na equação (2.61):

$$I = \frac{(17+1)-2,5}{1+4} = 3,1 \quad (4.15)$$

O incremento obtido pela equação (4.15) é usado para encontrar a ordem de todos os outros resultados completos porque não existem dados suspensos intercalados, conforme tabela 4.5.

Tabela 4.6. Dados referentes à configuração final (procedimento gráfico)

Ciclos em ensaio, t	Tipo de dado	Ordem	Mediana, $\tilde{F}(t)$ (%)
30.000	Suspenso	-	-
30.000	Suspenso	-	-
30.000	Suspenso	-	-
117.000	Completo	1,6	17,57
131.463	Completo	3,2	39,19
168.000	Completo	4,8	60,81
175.000	Completo	6,4	82,43

Os números de ordem foram obtidos somando-se o incremento definido na equação (2.61):

$$I = \frac{(7+1)-0}{1+4} = 1,6 \quad (4.16)$$

Considerando a distribuição Weibull:

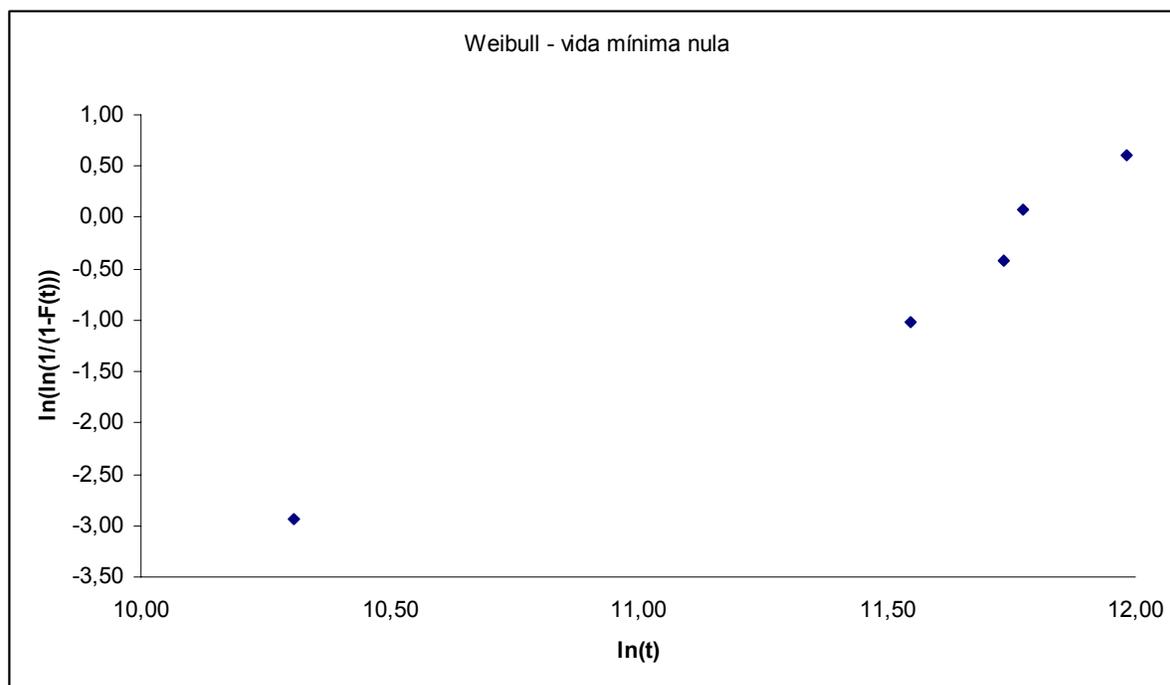


Figura 4.3. Gráfico de falha relativo à configuração original (Weibull)

A disposição dos pontos permite concluir que a vida mínima é nula porque não se verifica uma tendência de curva.

O coeficiente de correlação é de 95%, o que é um indício de que podemos estar realmente diante de uma distribuição Weibull com vida mínima nula.

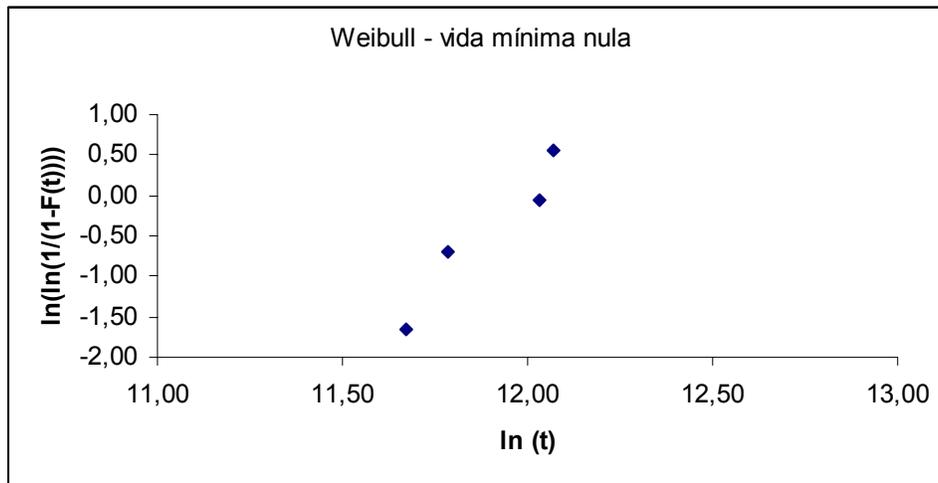


Figura 4.4. Gráfico de falha relativo à configuração final (Weibull)

A disposição dos pontos permite concluir que a vida mínima é nula porque não se verifica uma tendência de curva. Utilizando o Excel™ obtêm-se:

$$\beta = 4,67 \quad (4.17)$$

$$\beta \ln \theta = 56,04 \Rightarrow \theta = 162.755 \text{ ciclos} \quad (4.18)$$

O coeficiente de correlação é de 93%, o que é um indício de que podemos estar realmente diante de uma distribuição Weibull com vida mínima nula.

Considerando a distribuição normal:

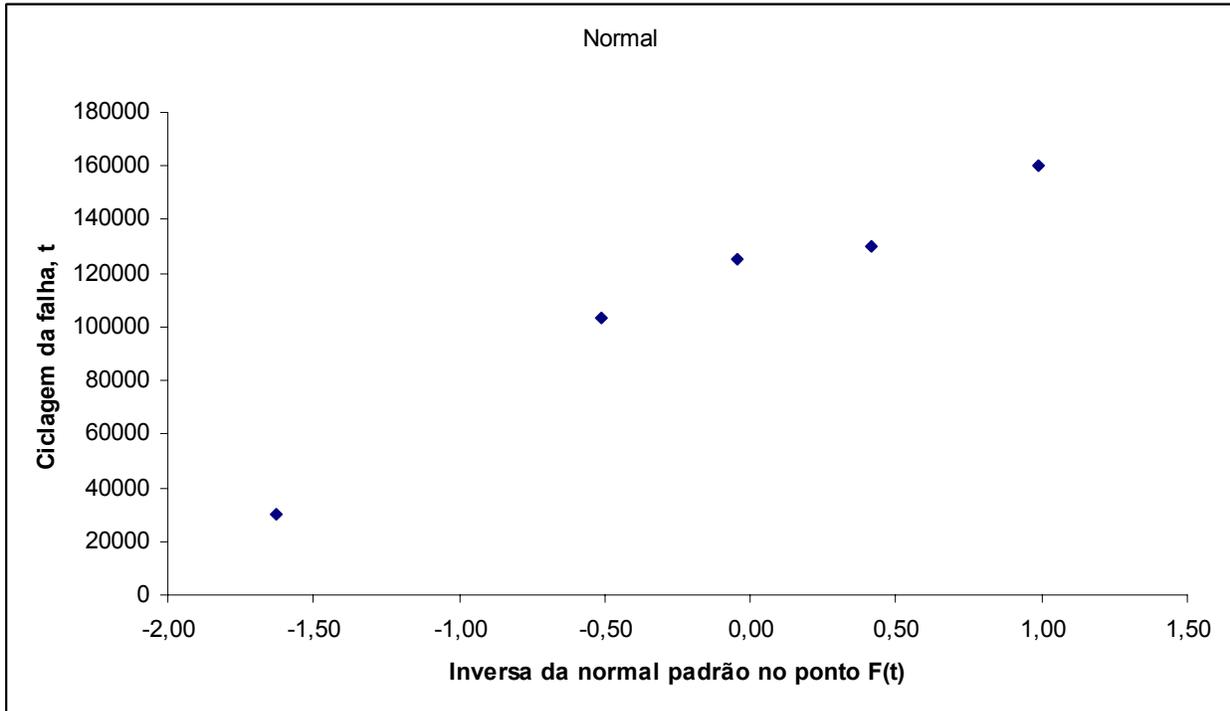


Figura 4.5. Gráfico de falha relativo à configuração original (Normal)

Utilizando o Excel™ obtêm-se:

$$\sigma = 48.274 \text{ ciclos} \quad (4.19)$$

$$\mu = 117.205 \text{ ciclos} \quad (4.20)$$

O coeficiente de correlação é de 96%, o que é um indicio de que podemos estar realmente diante de uma distribuição normal.

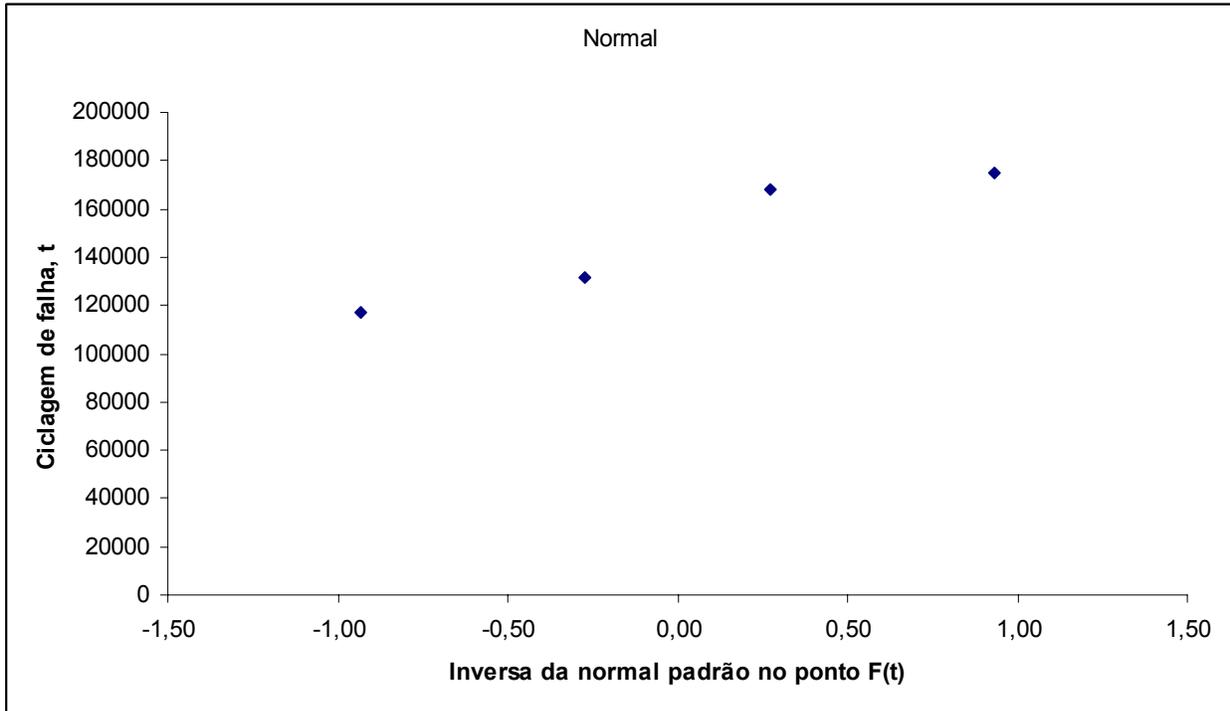


Figura 4.6. Gráfico de falha relativo à configuração final (Normal)

Utilizando o Excel™ obtêm-se:

$$\sigma = 33.949 \text{ ciclos} \quad (4.22)$$

$$\mu = 147.866 \text{ ciclos} \quad (4.23)$$

O coeficiente de correlação é de 92%, o que é um indício de que podemos estar realmente diante de uma distribuição normal.

Considerando a distribuição lognormal:

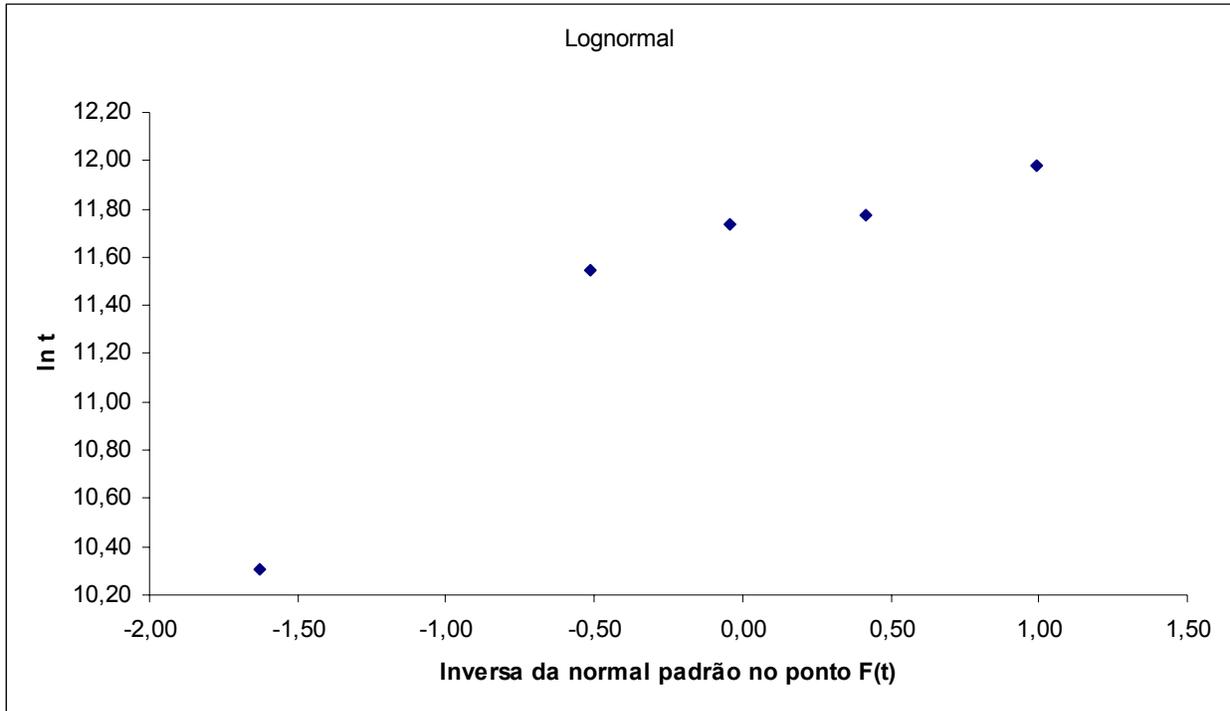


Figura 4.7. Gráfico de falha relativo à configuração original (Lognormal)

Utilizando o Excel™ obtêm-se:

$$\sigma = 2 \text{ ciclos} \quad (4.24)$$

$$\mu = 105.614 \text{ ciclos} \quad (4.25)$$

O coeficiente de correlação é de 87%, o qual não representa um indício tão forte de que podemos estar realmente diante de uma distribuição lognormal.

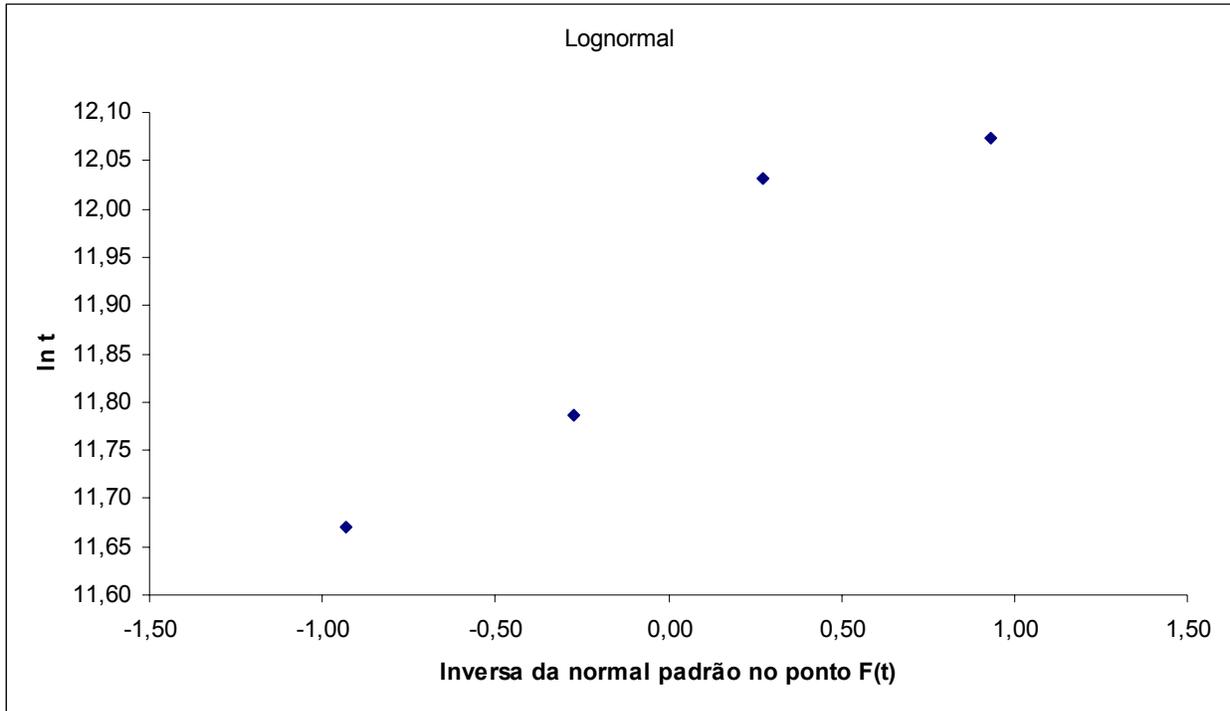


Figura 4.8. Gráfico de falha relativo à configuração final (Lognormal)

Utilizando o Excel™ obtêm-se:

$$\sigma = 1 \text{ ciclo} \quad (4.26)$$

$$\mu = 145.826 \text{ ciclos} \quad (4.27)$$

O coeficiente de correlação é de 92%, o que é um indício de que podemos estar realmente diante de uma distribuição lognormal. Entretanto, o baixo valor de σ leva a crer que a distribuição é muito mais próxima da normal (NELSON, 1982).

O procedimento analítico seguido neste item é aquele apresentado em 2.2.5.

Tabela 4.7. Dados referentes à configuração original (procedimento analítico)

Tempo de falha, t	Tipo de dado
30.539	Suspenso
30.132	Suspenso
30.132	Suspenso
30.198	Suspenso
30.000	Completo
30.000	Suspenso
30.000	Completo
30.000	Completo
30.000	Completo
30.000	Suspenso
125.000	Completo
160.000	Completo
103.550	Completo
130.000	Completo

Tabela 4.8. Tipos de dados referentes à configuração final (procedimento analítico)

Tempo de falha, t	Tipo de dado
30.000	Suspenso
30.000	Suspenso
30.000	Suspenso
117.000	Completo
175.000	Completo
168.000	Completo
131.463	Completo

Considerando a distribuição Weibull aplicada à configuração original, temos os seguintes parâmetros da estatística:

a) $[r/2] = [8/2] = 4;$

b) De acordo com o anexo 1:

Tabela 4.9. Parâmetros para ensaio da estatística Weibull (configuração original)

I	1	2	3	4	5	6	7
M_i	1,03062	0,53229	0,36751	0,28631	0,23877	0,20828	0,18781

c) EW calculado pela fórmula 2.66: 0,32;

d) P-value ($n = 17, r = 8$): superior a 25%.

Como o P-value é alto podemos concluir que os dados de falha da tabela 4.7 representam uma distribuição Weibull bi-paramétrica.

Considerando a distribuição Weibull aplicada à configuração final, temos os seguintes parâmetros da estatística:

a) $[r/2] = [4/2] = 2$;

b) De acordo com o anexo 1:

Tabela 4.10. Parâmetros para ensaio da estatística Weibull (configuração final)

i	1	2	3
M_i	1,07906	0,59159	0,44279

c) EW calculado pela fórmula 2.66: 0,15;

d) P-value ($n = 7, r = 4$): superior a 25%.

Como o P-value é alto podemos concluir que os dados de falha da tabela 4.8 representam uma distribuição Weibull bi-paramétrica. Vale notar que o valor crítico correspondente ao $\alpha = 25\%$ no anexo 1 é 0,50, ou seja, o P-value exato deve ser muito superior a 25%.

Considerando a distribuição normal aplicada à configuração original, temos que a equação 2.78 resulta em $\hat{D}_8 = 0,32$, mas como o P-value é baixo ($1 < \text{P-value} < 5\%$), aceitar a massa de dados da tabela 4.7 como oriunda de uma distribuição normal não é recomendável.

Aplicada à configuração final, temos que a equação 2.78 resulta em $\hat{D}_4 = 0,26$ e o P-value é superior a 20%. Esse resultado leva a aceitar a massa de dados da tabela 4.8 como oriunda de uma distribuição normal. Vale notar que o valor crítico correspondente ao $\alpha = 20\%$ no anexo 3 é 0,30, ou seja, o P-value exato não deve ser muito superior a 20%.

Considerando a distribuição lognormal aplicada à configuração original, temos que a equação 2.78 resulta em $\hat{D}_8 = 0,32$, mas como o P-value é baixo ($1 < \text{P-value} < 5\%$), aceitar a massa de dados da tabela 4.7 como oriunda de uma distribuição lognormal não é recomendável.

Aplicada à configuração final, temos que a equação 2.78 resulta em $\hat{D}_4 = 0,27$ e o P-value é superior a 20%. Esse resultado leva a aceitar a massa de dados da tabela 4.8 como oriunda de uma distribuição lognormal. Vale notar que o valor crítico correspondente ao $\alpha = 20\%$ no anexo 3 é 0,30, ou seja, o P-value exato não deve ser muito superior a 20%.

4.4.3 Definição do modelo de probabilidade

O método gráfico permitiu descartar a distribuição lognormal para a configuração original, o que foi endossado pelo baixo P-value ($1 < \text{P-value} < 5\%$) encontrado no método analítico. Por outro lado, o P-value correspondente à distribuição Weibull foi superior a 25%, ao contrário daquele da normal ($1 < \text{P-value} < 5\%$), levando-se, pois, a escolher aquela distribuição para representar a configuração original.

O método gráfico agregou muito pouco à escolha do modelo mais adequado à configuração final, uma vez que os coeficientes de correlação ficaram muito próximos. Como o P-value

relativo à hipótese de distribuição Weibull era conspicuamente superior ao da distribuição normal, ou mesmo da lognormal, optou-se por ela para representar a configuração final.

Dessa forma, assume-se a partir deste ponto que o modelo estatístico por trás do experimento envolvendo ambas as configurações é o Weibull bi-paramétrico.

4.4.4 Estimação dos parâmetros

O item 4.4.2 demonstrou que o modelo probabilístico que rege os ensaios, tanto da configuração original, quanto da final, é o Weibull bi-paramétrico. A seguir são apresentados os parâmetros estimados em cada caso, conforme os procedimentos descritos em 2.2.5.

Para a configuração original, o método analítico da ponderação das observações, apresentado em 2.2.5, aplicado aos dados da tabela 4.7 ($n = 17$, $r = 8$), resulta nos coeficientes presentes na tabela 4.11 obtidos com auxílio do anexo 2.

Tabela 4.11. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método específico (configuração original)

$x_i = \ln t_i$	a_i	c_i
10,30895	-0,07644	-0,11486
10,30895	-0,07004	-0,11689
10,30895	-0,05917	-0,11336
10,30895	-0,04511	-0,10608
11,54781	-0,02815	-0,09555
11,73607	-0,00831	-0,08189
11,77529	0,014595	-0,06497
11,98293	1,272628	0,693595

Donde, conforme as equações 2.70:

$$\beta = 1,20 \text{ e } \theta = 246.215 \text{ ciclos} \quad (4.28)$$

Para o método analítico da máxima verossimilhança, item 2.2.5, as parcelas da equação 2.74 são aquelas da tabela 4.12, obtidas a partir da implementação em Excel™.

Tabela 4.12. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método da máxima verossimilhança (configuração original)

t_i	$\ln t_i$	t_i beta
30000	10,30895266	3,35E+08
30132	10,31334301	3,37E+08
30132	10,31334301	3,37E+08
30198	10,31553098	3,39E+08
30539	10,32675983	3,46E+08
103550	11,54780987	3,54E+09
125000	11,73606902	5,06E+09
130000	11,77528973	5,46E+09
160000	11,98292909	8,1E+09

A solução, encontrada iterativamente, é:

$$\beta = 1,9 \text{ e } \theta = 100.085 \text{ ciclos} \quad (4.29)$$

A tabela 4.13 compara os dois métodos através do erro quadrático médio (MSE) aplicado às equações 2.14 e 2.56:

Tabela 4.13. Matriz de decisão do método de estimação de parâmetros para a configuração original

Ciclagem de falha, t	Método da ponderação	Método da máxima verossimilhança	Distribuição de categoria	MSE, ponderação	MSE, máxima verossimilhança
30000	0,077	0,096	0,052	0,001	0,002
30000	0,077	0,096	0,052	0,001	0,002
30000	0,077	0,096	0,052	0,001	0,002
30000	0,077	0,096	0,052	0,001	0,002
103550	0,298	0,656	0,305	0,000	0,123
125000	0,358	0,782	0,483	0,016	0,090
130000	0,372	0,807	0,661	0,084	0,021
160000	0,449	0,913	0,839	0,152	0,005
Σ				0,254	0,248

Como o MSE relativo ao método da máxima verossimilhança é menor que aquele obtido através da ponderação das observações, os parâmetros aceitos como mais representativos da distribuição do tempo de falha da configuração original são 1,9 para β e 100.085 ciclos para θ .

Para um nível de confiança de 80%, os limites bilaterais dos parâmetros acima, seguindo as equações 2.71 e 2.73, são:

$$\begin{aligned} \tilde{\beta}W_{0,90} \leq \beta \leq \tilde{\beta}W_{0,10} \\ 1,9(0,52) \leq \beta \leq 1,9(1,31) \\ 0,99 \leq \beta \leq 2,49 \end{aligned} \quad (4.30)$$

$$\begin{aligned} e^{\ln \tilde{\theta} - V_{0,10} / \tilde{\beta}} \leq \theta \leq e^{\ln \tilde{\theta} - V_{0,90} / \tilde{\beta}} \\ e^{\ln 100085 - 0,44 / 1,9} \leq \theta \leq e^{\ln 100085 - (-0,98 / 1,9)} \\ 79.395 \leq \theta \leq 167.638 \end{aligned} \quad (4.31)$$

Para a configuração final, o método analítico da ponderação das observações, apresentado em 2.2.5, aplicado aos dados da tabela 4.8 ($n = 7$, $r = 4$), resulta nos coeficientes presentes na tabela 4.14 obtidos com auxílio do anexo 2.

Tabela 4.14. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método específico (configuração final)

$x_i = \ln t_i$	a_i	c_i
11,6699292	-0,11027	-0,22969
11,7864807	-0,06023	-0,21561
12,0317193	0,018671	-0,16417
12,0725413	1,151829	0,609472

Donde, conforme as equações 2.70:

$$\beta = 6,22 \text{ e } \theta = 185.982 \text{ ciclos} \quad (4.32)$$

Para o método analítico da máxima verossimilhança, item 2.2.5, as parcelas da equação 2.74 são aquelas da tabela 4.15, obtidas a partir da implementação em Excel™.

Tabela 4.15. Parâmetros para estimação dos parâmetros Weibull pelo método da máxima verossimilhança (configuração final)

t_i	$\ln t_i$	$t_i \text{ beta}$
30000	10,3089527	4,8193E+32
30000	10,3089527	4,8193E+32
30000	10,3089527	4,8193E+32
117000	11,6699292	9,9485E+36
131463	11,7864807	2,3295E+37
168000	12,0317193	1,3956E+38
175000	12,0725413	1,8801E+38

A solução, encontrada iterativamente, é:

$$\beta = 7,30 \text{ e } \theta = 158.251 \text{ ciclos} \quad (4.33)$$

A tabela 4.16 compara os dois métodos através do erro quadrático médio (MSE) aplicado às equações 2.14 e 2.56:

Tabela 4.16. Matriz de decisão do método de estimação de parâmetros para a configuração final

Ciclagem de falha, t	Método da ponderação	Método da máxima verossimilhança	Distribuição de categoria	MSE, ponderação	MSE, máxima verossimilhança
117000	0,054	0,104	0,176	0,015	0,005
131463	0,109	0,228	0,392	0,080	0,027
168000	0,412	0,787	0,608	0,038	0,032
175000	0,496	0,876	0,824	0,108	0,003
Σ				0,241	0,067

Como o MSE relativo ao método da máxima verossimilhança é menor que aquele obtido através da ponderação das observações, os parâmetros aceitos como mais representativos da distribuição do tempo de falha da configuração final são 7,30 para β e 158.251 ciclos para θ . Segundo Kapur e Lamberson (1977), valores elevados para parâmetros de forma aproximam a distribuição Weibull da distribuição de menor valor extremo, o que está de acordo com a teoria do elo mais fraco mencionada no item 2.1.2 e com o formato da curva apresentada na figura 4.9. Além disso, de acordo com Reliasoft E. H. (2001), um valor alto de β apenas indica que as falhas (resultados completos) aconteceram muito próximas umas das outras no caso da configuração final, como indicado pela tabela 4.8. O mesmo não aconteceu com a configuração original, pois conforme tabela 4.7, as falhas estão um pouco mais dispersas.

Para um nível de confiança de 80%, os limites bilaterais dos parâmetros acima, seguindo as equações 2.71 e 2.73, são:

$$\begin{aligned}
 \tilde{\beta}W_{0,90} &\leq \beta \leq \tilde{\beta}W_{0,10} \\
 7,3(0,31) &\leq \beta \leq 7,3(1,32) \\
 2,3 &\leq \beta \leq 9,6
 \end{aligned}
 \tag{4.34}$$

$$\begin{aligned}
 e^{\ln \tilde{\theta} - V_{0,10} / \tilde{\beta}} &\leq \theta \leq e^{\ln \tilde{\theta} - V_{0,90} / \tilde{\beta}} \\
 e^{\ln 158251 - 0,66 / 7,3} &\leq \theta \leq e^{\ln 158251 - (-1,94 / 7,3)} \\
 144.571 &\leq \theta \leq 206.425
 \end{aligned}
 \tag{4.35}$$

A faixa ampla para o fator de forma β ocorre devido principalmente ao tamanho da amostra ($n = 7$) reduzido quando comparado com o tamanho da amostra relativa à configuração original ($n = 17$). Além disso, o número de falhas da configuração final ($r = 4$) também é menor que aquele da configuração original ($r = 8$).

4.4.5 Determinação dos parâmetros de confiabilidade

Este item destina-se à quantificação do objetivo maior deste trabalho, ou seja, à associação de um número ao grau de confiabilidade auferido com a versão final do braço de controle entregue ao cliente, comparando-o com aquele da configuração original de forma a concluir qual foi o ganho real obtido com o desenvolvimento adicional executado.

Sabendo-se que estamos diante de distribuições Weibull biparamétricas, cujos parâmetros foram determinados no item anterior, podemos usar o Excel™ para obtermos o comportamento gráfico das funções densidade de probabilidade em questão:

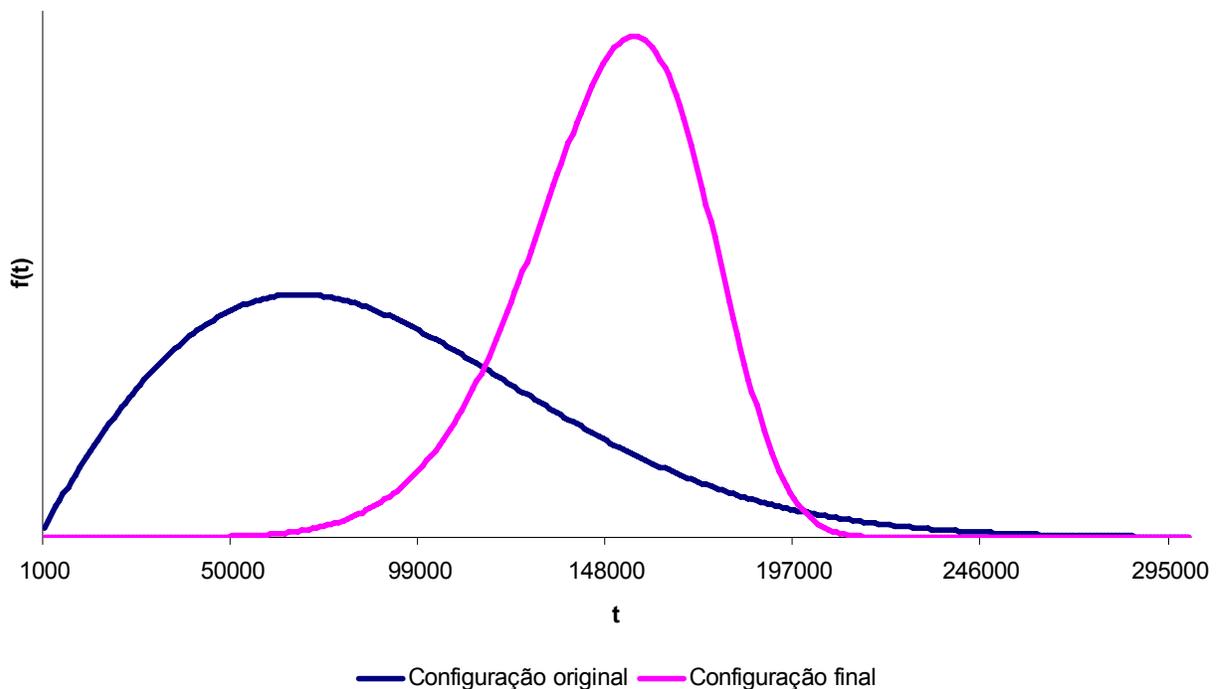


Figura 4.9. Funções densidade de probabilidade das configurações estudadas

O arranjo das curvas mostra o deslocamento da probabilidade do tempo até a falha se localizar em faixas maiores e, especificamente, acima de 50.000 ciclos, o que é algo muito positivo, uma vez que o critério de falha era de 30.000 ciclos.

Para a configuração original, as equações 2.11 e 2.16 resultam em:

$$\mu = 88.812 \text{ ciclos}, \sigma = 48.620 \text{ ciclos e } CV = 0,55 \quad (4.36)$$

Embora a amostra seja pequena, apenas sete dados completos, como referência calculamos:

$$\bar{x} = 79.819 \text{ ciclos e } s = 55.394 \text{ ciclos} \quad (4.37)$$

Para a configuração final:

$$\mu = 148.354 \text{ ciclos}, \sigma = 23.973 \text{ ciclos e } CV = 0,16 \quad (4.38)$$

Embora a amostra seja pequena, apenas quatro dados completos, como referência calculamos:

$$\bar{x} = 147.866 \text{ ciclos e } s = 28.068 \text{ ciclos} \quad (4.39)$$

A tendência ou localização central das distribuições, medidas pela média μ , deixa claro que houve um ganho notável de vida útil para o braço de controle com a configuração final, acompanhada por uma correspondente redução da dispersão ou variabilidade σ dessa estimativa, claramente expressa através dos valores calculados para o coeficiente de variação CV.

Segundo Devore (1982), para amostras grandes, é recomendável comparar os parâmetros estimados com os amostrais \bar{x} e S^2 . Embora a amostra em questão seja pequena, a similaridade em termos de grandeza e tendência dos valores calculados a partir dos parâmetros estimados, μ e σ , com os amostrais, \bar{x} e s , é um indício de que o estudo foi bem direcionado.

Substituindo os parâmetros, agora conhecidos, nas fórmulas apresentadas na tabela 2.4, $\delta = 0$, obtêm-se as equações das curvas confiabilidade e taxa de falha.

Para a configuração original:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t}{100.085}\right)^{1,9}} \quad e \quad h(t) = \frac{1,9t^{0,9}}{100.085^{1,9}} \quad (4.40)$$

Para a configuração final:

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t}{158.251}\right)^{7,3}} \quad e \quad h(t) = \frac{7,3t^{6,3}}{158.251^{7,3}} \quad (4.41)$$

Graficamente:

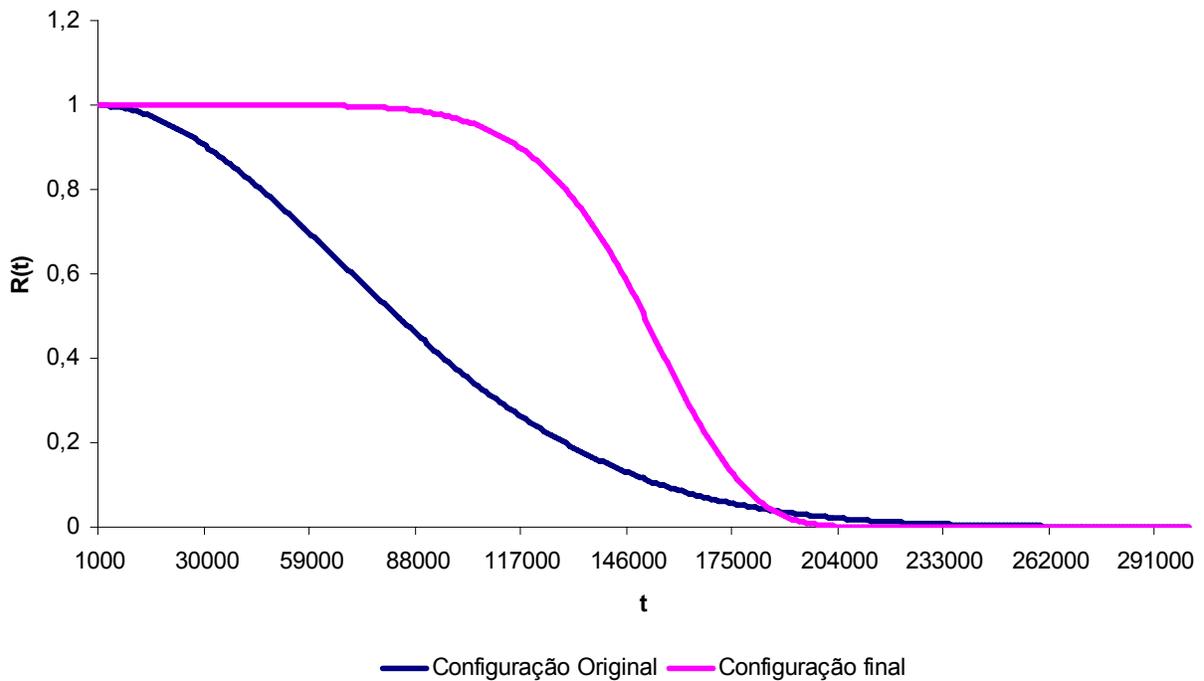


Figura 4.10. Curvas de confiabilidade relativas às configurações estudadas

O gráfico mostra claramente a superioridade da configuração final ao longo de praticamente toda a vida da peça. Em torno de 187.000 ciclos, ponto de cruzamento das curvas, começa a haver uma pequena inversão.

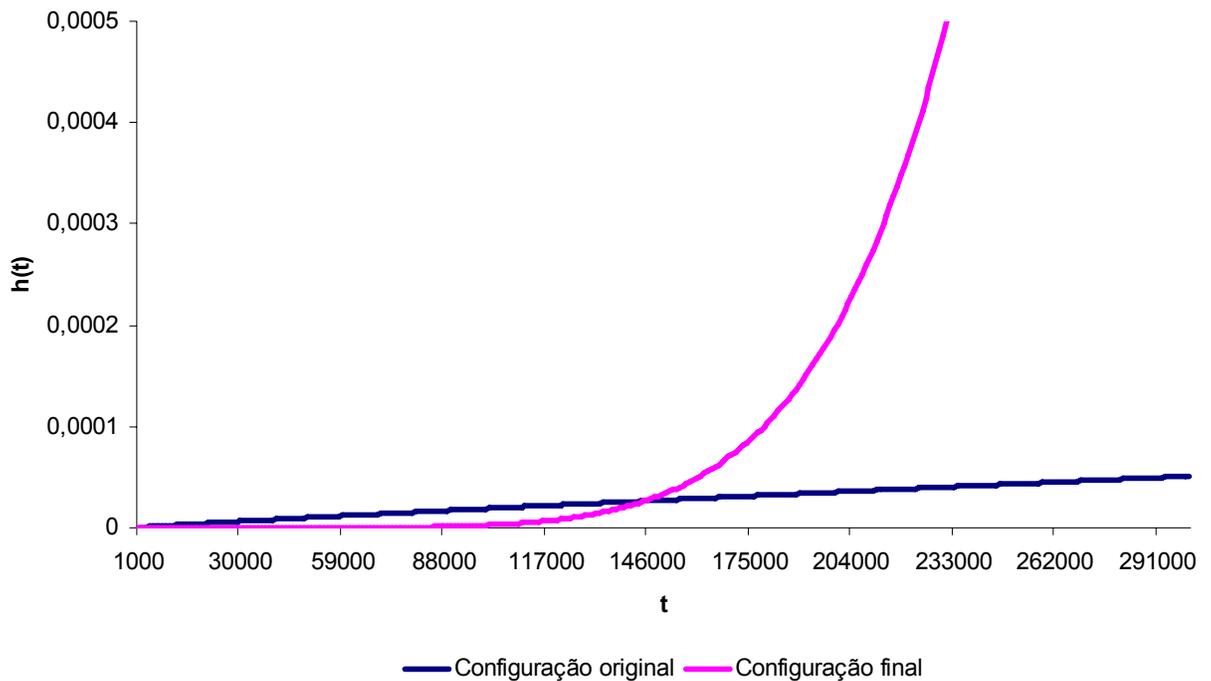


Figura 4.11. Taxa de falha das configurações estudadas

A taxa de falha da configuração original cresce continuamente com o tempo e de forma suave, a da configuração final é praticamente constante e nula até 117.000 ciclos e atinge um crescimento exponencial a partir de 146.000 ciclos, quando então se torna superior àquela da configuração original.

Como a ciclagem de interesse para validação do projeto é 30.000 ciclos, a tabela 4.17 apresenta um quadro comparativo referente a esse ponto específico:

Tabela 4.17. Quadro comparativo correspondente ao ponto $t = 30.000$ ciclos

	Configuração original	Configuração final
$R \times 10^{-2}$	90,3616	99,9995
$H \times 10^{-6}$	6,42	0,0013

É notável o ganho em confiabilidade obtido através das mudanças que levaram à configuração final: num universo de um milhão de peças, apenas cinco falhas são esperadas aos 30.000 ciclos, ou, 5 ppm (partes por milhão), índice normalmente usado na indústria automobilística.

Utilizando os intervalos de confiança (4.30), (4.31), (4.34) e (4.35), para uma significância α de 20%, passamos de uma configuração original com confiabilidade mínima de 68,28% ($\beta = 0,99$ e $\theta = 79.395$), para uma configuração final com confiabilidade mínima de 97,35% ($\beta = 2,3$ e $\theta = 144.571$), o que representou um ganho significativo, mesmo considerando-se o pior caso.

Capítulo 5

Conclusões e sugestões para trabalhos futuros

Com base nos materiais e métodos utilizados neste trabalho, pode-se concluir que:

- É possível o desenvolvimento de componentes altamente confiáveis na indústria sem uma abordagem completa de preparação e análise experimental, conforme indicou a probabilidade de falha obtida para a configuração final adotada. Entretanto, deve-se questionar até que ponto a falta de rigor matemático e de planejamento pode aumentar o número de testes e, portanto, o custo da avaliação;
- A falta de um critério uniforme para designar um dado contexto de ensaio e uma dada localização da trinca foram dificuldades que poderiam ser evitadas com disciplina e organização, uma vez que informações preciosas podem ser perdidas ou subutilizadas em função disso;
- Mesmo antes de se calcular as confiabilidades envolvidas, o método de Kruskal-Wallis já apontava, para um nível de confiança de 99,5%, que a vida útil esperada para a configuração final era superior à da configuração inicial;
- O método gráfico mostrou-se necessário, porém não suficiente, para a determinação da distribuição probabilística. Igualmente importante mostrou-se a necessidade de comparar os métodos específicos de estimação de parâmetros, como o método das ponderações dos resultados, com os métodos de cálculo tradicionais, como o

método da máxima verossimilhança. Principalmente diante de espaços amostrais diminutos, comparações envolvendo caminhos alternativos e independentes concorrem, até mesmo subjetivamente, para diminuir as incertezas;

- O ganho em confiabilidade da configuração final foi realmente notável: num universo de um milhão de peças, apenas cinco falhas são esperadas aos 30.000 ciclos, contra inaceitáveis 96.384 da configuração original.

A seguir, algumas sugestões para futuros trabalhos:

- Desenvolveu-se aqui uma análise do tempo até a falha de um componente de suspensão. É possível utilizar conceitos de sistemas em série ou/e em paralelo para se obter a confiabilidade da suspensão inteira ou mesmo do próprio veículo;
- A inferência estatística utilizada ao longo do estudo foi a tradicional porque não havia informações sobre eventuais experiências passadas de desenvolvimento. Esse foi um dos motivos que levaram ao aumento da quantidade de dados de ensaio necessários para demonstrar o nível de confiabilidade com um grau de confiança aceitável. Um possível melhoramento futuro do trabalho seria a incorporação de julgamento subjetivo ou experiência de laboratório através da controversa estatística Bayesiana, a qual envolve todos os conceitos abordados, tais como: estimação, intervalos de confiança e testes seqüenciais.
- Um aperfeiçoamento maior ainda do estudo poderia ser a maximização da confiabilidade sujeita a restrições de custo, peso e performance do braço de controle através de metodologias de otimização e pesquisa operacional.

Capítulo 6

Referências Bibliográficas

ABDALLA, A.J.; HASHIMOTO, T.M.; MOURA NETO, C.; **Relação Entre Microestrutura, Subestruturas de Discordâncias e Propriedades Mecânicas em um Aço de Baixo Carbono com Diferentes Microestruturas.** High-strength structural and high-strength low-alloy steels: ASM, 1990. v. 1: Properties and selection: irons, steels and high-performance alloys p. 293-313.

AL-FAWZAN, Mohammad. **Algorithms for Estimating the Parameters of the Weibull Distribution.** Saudi Arabia: King Abdulaziz City for Science and Technology, 2000. Disponível em: <http://interstat.statjournals.net/YEAR/2000/abstracts/0010001.php>. Acesso em: 15 jun. 2006.

ASTM E 1823 – 05. **Standard terminology relating to fatigue and fracture testing.** American Society for Testing and Materials, 2005.

AMERICAN WELDING SOCIETY. **Welding Handbook – Welding Processes.** 8th ed. Miami: V. 2, 1991, p. 159-160.

CARBONI, M.; BERETTA, S.; FINZI, A. **Defects and in-service fatigue life of truck wheels.** Engineering and Failure Analysis. V. 10, 2003, p. 45-57.

COIT, D.W; DEY, K.A. **Analysis of Grouped Data from field-failure reporting systems.** Reliability Engineering and System safety. V. 65, p. 95-101, 1999.

DELANEY, Michael. **Double Wishbone vs. MacPherson Strut I: The Basics**. USA: Team Integra, 2002. Disponível em: <http://www.team-integra.net>. Acesso em: 05 jul. 2006.

DEVORE, J. **Probability and Statistics for Engineering and the Sciences**. 1st ed. Monterey, California: Brooks/Cole Publishing Company, 1982.

DIETER, G.E. **Mechanical Metallurgy**. SI Metric Edition. McGraw-Hill, 1988.

DOWLING, N. E. **Mechanical Behavior of Materials: Engineering Methods for Deformation, Fracture and Fatigue**. 2.ed. 1999. Prentice Hall, p. 357-548.

FATEMI, A.; YANG, L. **Cumulative Fatigue Damage and Life Prediction Theories: A Survey of the State of the Art for Homogeneous Materials**. International Journal of Fatigue. V. 20, 9-34, 1998.

FERREIRA, I. **Fadiga dos Materiais**. Campinas: FEM, UNICAMP, 2003.

FIRAT, M.; KOCABICAK, U. **Numerical Analysis of Wheel Cornering Fatigue Tests**. Engineering Failure Analysis. V. 8, p. 339-354, 2001.

FIRAT, M.; KOCABICAK, U. **Analytical Durability Modeling and Evaluation – Complementary Techniques for Physical Testing of Automotive Components**. Engineering Failure Analysis. V. 11, p. 655-674, 2004.

GILLESPIE, Thomas D. **Fundamentals of Vehicle Dynamics**. USA: SAE, 1992.

GRATH, P.J.; HATTINGH, D.G.; JAMES, M.N.; ELS-BOTES, A. **Effects of Forming Process on Fatigue Performance of Wheel Centre Discs**. International Journal of Fatigue. V. 18, 39-45, 1998.

GUIDA, M.; PULCINI, G. **Automotive Reliability Inference Based on Past Data and Technical Knowledge**. Reliability Engineering and System Safety. V. 76, p. 129-137, 2002.

KAPUR, K. C.; LAMBERSON, L. R. **Reliability in Engineering Design**. 1st ed. New York: John Wiley & Sons, 1977.

KO, D., KIM, B., CHOI, J. **Finite element simulation of the shear process using the element-kill method**. Journal of Materials Processing Technology. V.72, 129-140, 1997.

LINNERT, G. E. **Welding Metallurgy – Carbon and Alloy Steels**. 4th ed. Miami: American Welding Society, 1994. 940 p.

LIU, C. **A Comparison between the Weibull and Lognormal Models Used to Analyze Reliability Data**. 1997. 271p. Thesis (Doctor's Degree) – University of Nottingham.

MACIEL, M. T.; ALCÁNTARA, N. G.; KIMINAMI, S. C. **Relação entre a taxa de resfriamento e a microestrutura resultante em juntas soldadas**. UFSCar-DEMa, S. Carlos – SP.

MADAYAG, A. F. **Metal Fatigue: Theory and Design**. John Wiley & Sons, 1969.

MAJESKE, K.D. **A Mixture Model for Automobile Warranty Data**. Reliability Engineering and System Safety. V. 81, p. 71-77, 2003.

MANN, N. R.; SCHAFER, R. E.; SINGPURWALLA, N. D. **Methods for Statistical Analysis of Reliability and Life Data**. 1st ed. New York: John Wiley & Sons, 1974.

MEYERS, M. A. **Mechanical Behavior of materials**. Prentice Hall. NJ: V.1, cap.14, 1999.

MONTGOMERY, D.C. **Design and Analysis of Experiments**. 5th ed. New York: John Wiley & Sons, 2001.

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D.C. **Introduction to the Theory of Statistics**. 3rd ed. Singapore: McGraw-Hill, 1974.

MORAN, B. **Failure Prediction Methodology**. Northwestern University. 2000. Disponível em: <http://www.mech.northwestern.edu/ampl/papers/>. Acesso em: 10 abr. 2006.

MORAN, B.; XU, Y.; ACHENBACH, J.D. **Limit-State Surface Element Method: Application to Fatigue Reliability with NDE Inspections**. Journal of Engineering Mechanics. P. 684-692, 2000.

MURTY, A.S.R.; GUPTA, U.C.; KRISHNA, A.R.; **A New Approach to Fatigue Strength Distribution for Fatigue Reliability Evaluation**. International Journal of Fatigue. V. 17, 85-89, 1995.

MURTY, A.S.R.; NAIKAN, V.N.A. **Availability and Maintenance Cost Optimization of a Production Plant**. International Journal of Quality & Reliability Management. Cambridge: V. 12, 28-35, 1995.

MURTY, A.S.R.; NAIKAN, V.N.A. **Reliability strength design through inverse distributions – exponential and Weibull cases**. Reliability Engineering and System Safety. V.54, 77-82, 1996.

NELSON, W. **Applied Life Data Analysis**. 1st ed. New York: John Wiley & Sons, 1982.

OH, Y.; BAI, D. **Field Data Analyses with Additional After-Warranty Failure Data**. Reliability Engineering and System Safety. V.72, p. 1-8, 2001.

PAVANELLO, R.; MOURA, M. S. **Análise de Tensões de Braço de Controle Dianteiro**. Campinas: FUNCAMP, 2005.

PETITJEAN, S. e MENDEZ, J. **Influence of Surface Finish on High Cycle Fatigue Behaviour of a 304L Austenitic Stainless Steel.** SAE Fatigue. P. 123-130, 2001.

RAI, B.; SINGH, B. **Customer-Rush Near Warranty Expiration Limit, and Nonparametric Hazard Rate Estimation From Known Mileage Accumulation Rates.** IEEE Transactions on Reliability. V. 55, n.3, p.480-489, 2003.

RELIASOFT. **Engenharia de Confiabilidade – Análise de Dados de Vida.** RS401. São Paulo: V. 1, 2001.

RELIASOFT E. H. **A High Value of Beta is Not Necessarily Cause for Concern.** V.2, n.1, 2001. Disponível em: < <http://www.reliasoft.com/newsletter/1q2001/beta.htm>>. Acesso em: 27 jul. 2008.

ROCHA, A. B. e DUARTE, J. F. **Tecnologia da Embutidura.** Lisboa: Universidade do Porto. 2002. Material divulgado pela ATCP – Associação Portuguesa das Tecnologias de Conformação Plástica. 1 CD-ROM.

ROSA, Edison. **Fadiga e Confiabilidade.** Florianópolis: UFSC, 1994. Disponível em: <<http://www.grante.ufsc.br/download/fad-ps/>>. Acesso em: 09 fev. 2006.

SENUMA, T. **Physical metallurgy of modern high strength steel sheets.** ISIJ International. V. 41, n. 6, p. 520-532, 2001.

SCHÜTZ, W. **A History of Fatigue.** Engineering Fracture Mechanics. V. 54, N. 2, p. 263-300, 1996.

STUART, HARRY. **The properties and processing of microalloyed HSLA Steels.** JOM-The journal of the minerals, metals & materials society. P. 35-40, 1991.

SURESH, S. **Fatigue of Materials**. Cambridge: V. 2, p.219-225, 1998.

SVENSSON, T; JOHANNESSON, P.; MARÉ, J. **Fatigue Life Prediction Based on Variable Amplitude Tests – Methodology**. International Journal of Fatigue. V. 27, p. 954-965, 2005.

TORSTENSSON, T. **Reliability in Fatigue**. 2004. 62p. Dissertation (Master's Degree) – Fraunhofer-Chalmers Research Centre.

UMEKUNI, A.; MASUBUCHI, K. **Usefulness of undermatched welds for high strength steels**. Welding Journal. V. 76, n. 7, p. 256-262, 1997.

USIMINAS. www.usiminas.com.br acessado em 10/07/06.

VERMA, A. K.; MURTY, A.S.R.; **A Reliability Design Procedure for Arbitrary Stress-Strength Distributions**. Reliability Engineering and System Safety. V. 26, p. 363-367, 1989.

WEIBULL, W. **A Statistical Theory of the Strength of Materials**. Royal Swedish Institute for Engineering Research. Stockholm: Feb. 1939.

ZARETSKY, E.; HENDRICKS, R.; SODITUS, S.; **Effect of Individual Component Life Distribution on Engine Life Prediction**. Journal of ASTM International. V.1, 2004.

ZHAO, M. C.; YANG, K.; SHAN, Y. **The effect of thermomechanical control process on microstructure and mechanical properties of a commercial pipeline steel**. Materials Science & Engineering. A335, p. 14-20, 2002.

Anexo 1

PERCENTIS DA DISTRIBUIÇÃO DA ESTATÍSTICA EW PARA TESTES DE ADEQUAÇÃO À WEIBULL BI-PARAMÉTRICA

n	i	M_i	0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
7	1	1,079055						
	2	0,591587						
	3	0,442789	0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
	4	0,387289	0,50	0,55	0,61	0,68	0,77	0,89
	5	0,387714	0,67	0,71	0,75	0,80	0,86	0,94
	6	0,480648	0,54	0,58	0,62	0,67	0,74	0,85
	7		0,64	0,67	0,70	0,74	0,80	0,88
17	1	1,030618						
	2	0,532290						
	3	0,367507	0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
	4	0,286312	0,50	0,55	0,61	0,69	0,78	0,90
	5	0,238765	0,67	0,71	0,75	0,80	0,87	0,94
	6	0,208278	0,54	0,58	0,62	0,68	0,74	0,85
	7	0,187813	0,64	0,67	0,71	0,75	0,80	0,89
	8	0,173951	0,55	0,58	0,62	0,66	0,72	0,81
	9	0,164928	0,62	0,65	0,68	0,72	0,77	0,85
	10	0,159891	0,55	0,58	0,61	0,65	0,70	0,79
	11	0,158624	0,61	0,63	0,66	0,69	0,74	0,82
	12	0,161559	0,55	0,58	0,61	0,64	0,69	0,77
	13	0,170132	0,59	0,62	0,64	0,67	0,72	0,80
	14	0,188005	0,55	0,57	0,60	0,63	0,68	0,75
	15	0,225729	0,59	0,61	0,63	0,66	0,70	0,77
	16	0,329085	0,55	0,57	0,59	0,62	0,66	0,74
	17		0,58	0,60	0,62	0,65	0,69	0,75

Fonte: KAPUR e LAMBERSON, 1977.

Anexo 2

PESOS PARA OBTENÇÃO DE ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA DISTRIBUIÇÃO WEIBULL

N	r	i	a_i	c_i	n	r	i	a_i	c_i
7	4	1	-0,110274	-0,229691	17	8	1	-0,076441	-0,114859
		2	-0,060226	-0,215613			2	-0,070039	-0,116891
		3	0,018671	-0,164168			3	-0,059173	-0,113357
		4	1,151829	0,609472			4	-0,045110	-0,106076
							5	-0,028154	-0,095554
							6	-0,008307	-0,081890
							7	0,014595	-0,064968
							8	1,272628	0,693595

Fonte: KAPUR e LAMBERSON, 1977.

Anexo 3

VALORES CRÍTICOS DE \hat{D}_n EM FUNÇÃO DO NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA DO TESTE DE NORMALIDADE DE LILLIEFORS

N	Nível de significância				
	0,20	0,15	0,10	0,05	0,01
4	0,300	0,319	0,352	0,381	0,417
5	0,285	0,299	0,315	0,337	0,405
6	0,265	0,277	0,294	0,319	0,364
7	0,247	0,258	0,276	0,300	0,348
8	0,233	0,244	0,261	0,285	0,331

Fonte: MANN, SCHAFER e SINGPURWALLA, 1974.

Anexo 4

PERCENTIS DA DISTRIBUIÇÃO DA ESTATÍSTICA $W = \tilde{b}/b$

n	r	1 - α										
		0,02	0,05	0,10	0,25	0,40	0,50	0,60	0,75	0,90	0,95	0,98
7	3	0,08	0,14	0,20	0,35	0,49	0,59	0,71	0,92	1,30	1,56	1,92
	4	0,17	0,24	0,31	0,48	0,62	0,71	0,81	1,01	1,32	1,54	1,82
	5	0,25	0,32	0,40	0,56	0,70	0,78	0,88	1,05	1,33	1,52	1,75
	6	0,32	0,39	0,47	0,63	0,75	0,84	0,92	1,07	1,32	1,48	1,67
	7	0,38	0,46	0,54	0,69	0,80	0,87	0,95	1,08	1,30	1,43	1,60
17	3	0,08	0,13	0,18	0,33	0,48	0,58	0,69	0,92	1,33	1,59	1,95
	4	0,15	0,22	0,30	0,45	0,59	0,69	0,80	1,00	1,35	1,58	1,87
	5	0,22	0,30	0,37	0,53	0,67	0,76	0,86	1,04	1,34	1,55	1,79
	6	0,28	0,35	0,43	0,59	0,71	0,80	0,89	1,06	1,33	1,52	1,73
	7	0,33	0,40	0,48	0,63	0,75	0,83	0,92	1,07	1,32	1,48	1,68
	8	0,37	0,44	0,52	0,67	0,78	0,86	0,94	1,08	1,31	1,47	1,63
	9	0,40	0,48	0,55	0,70	0,80	0,88	0,95	1,09	1,30	1,44	1,60
	10	0,44	0,51	0,58	0,72	0,82	0,89	0,96	1,09	1,29	1,42	1,58
	11	0,46	0,54	0,61	0,74	0,84	0,90	0,97	1,09	1,28	1,39	1,55
	12	0,49	0,56	0,63	0,76	0,85	0,91	0,98	1,09	1,27	1,38	1,50
	13	0,51	0,58	0,65	0,78	0,87	0,92	0,99	1,09	1,26	1,36	1,48
	14	0,53	0,61	0,67	0,79	0,88	0,93	0,99	1,09	1,24	1,34	1,46
	15	0,56	0,63	0,69	0,80	0,89	0,94	1,00	1,09	1,23	1,33	1,44
16	0,58	0,65	0,71	0,82	0,90	0,95	1,00	1,09	1,22	1,31	1,41	
17	0,61	0,67	0,73	0,83	0,91	0,95	1,00	1,09	1,21	1,29	1,39	

Fonte: KAPUR e LAMBERSON, 1977.

Anexo 5

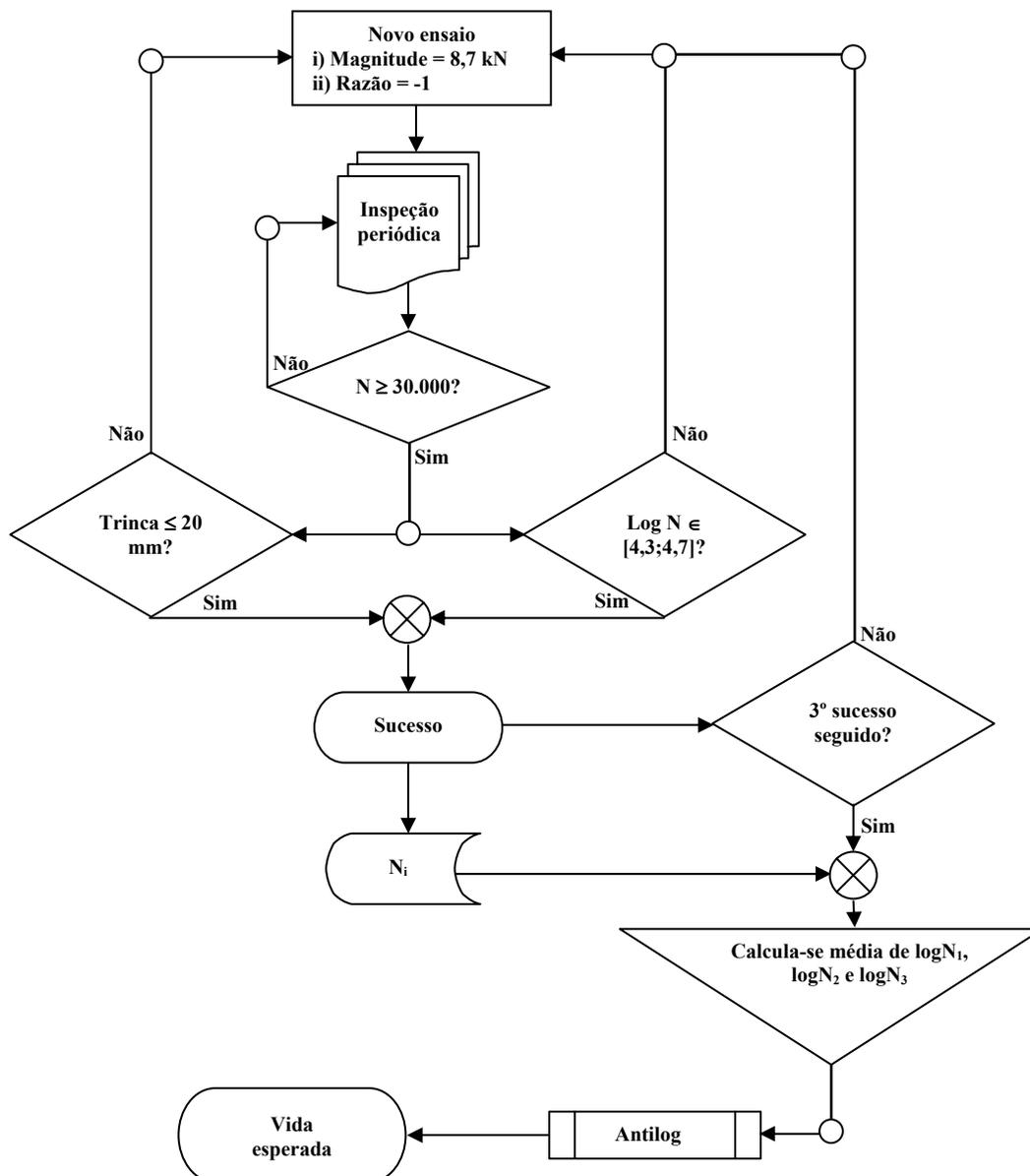
PERCENTIS DA DISTRIBUIÇÃO DA ESTATÍSTICA $V = (\tilde{l}-l)/\tilde{b}$

		1 - α										
n	r	0,02	0,05	0,10	0,25	0,40	0,50	0,60	0,75	0,90	0,95	0,98
7	3	-13,00	-7,39	-4,45	-1,87	-0,89	-0,48	-0,16	0,26	0,68	0,90	1,20
	4	-4,67	-2,95	-1,94	-0,84	-0,36	-0,13	0,05	0,32	0,66	0,89	1,20
	5	-2,48	-1,59	-1,10	-0,48	-0,17	-0,02	0,12	0,34	0,66	0,89	1,21
	6	-1,54	-1,04	-0,73	-0,32	-0,10	0,03	0,15	0,35	0,67	0,90	1,20
	7	-1,09	-0,79	-0,56	-0,26	-0,06	0,05	0,17	0,36	0,68	0,90	1,18
17	3	-24,35	-13,91	-8,80	-3,79	-2,01	-1,27	-0,69	0,04	0,69	0,95	1,17
	4	-9,31	-6,05	-4,07	-1,92	-1,00	-0,60	-0,26	0,17	0,62	0,81	0,98
	5	-5,32	-3,60	-2,50	-1,21	-0,62	-0,34	-0,10	0,21	0,55	0,72	0,86
	6	-3,54	-2,43	-1,75	-0,85	-0,42	-0,21	-0,03	0,23	0,50	0,64	0,78
	7	-2,60	-1,82	-1,28	-0,62	-0,29	-0,13	0,02	0,22	0,46	0,59	0,71
	8	-1,94	-1,39	-0,98	-0,48	-0,21	-0,07	0,05	0,22	0,44	0,55	0,68
	9	-1,49	-1,11	-0,78	-0,38	-0,17	-0,05	0,06	0,21	0,42	0,53	0,66
	10	-1,25	-0,92	-0,66	-0,32	-0,13	-0,03	0,07	0,21	0,40	0,51	0,64
	11	-1,07	-0,77	-0,56	-0,27	-0,10	-0,01	0,07	0,21	0,39	0,50	0,63
	12	-0,90	-0,67	-0,50	-0,24	-0,08	-0,00	0,08	0,21	0,39	0,49	0,63
	13	-0,80	-0,59	-0,44	-0,21	-0,07	0,01	0,08	0,20	0,38	0,49	0,63
	14	-0,72	-0,54	-0,40	-0,19	-0,06	0,01	0,08	0,20	0,38	0,49	0,63
	15	-0,65	-0,49	-0,36	-0,18	-0,05	0,02	0,09	0,20	0,38	0,48	0,62
16	-0,60	-0,46	-0,34	-0,16	-0,05	0,02	0,09	0,21	0,38	0,48	0,63	
17	-0,56	-0,43	-0,32	-0,16	-0,05	0,02	0,09	0,21	0,38	0,49	0,63	

Fonte: KAPUR e LAMBERSON, 1977.

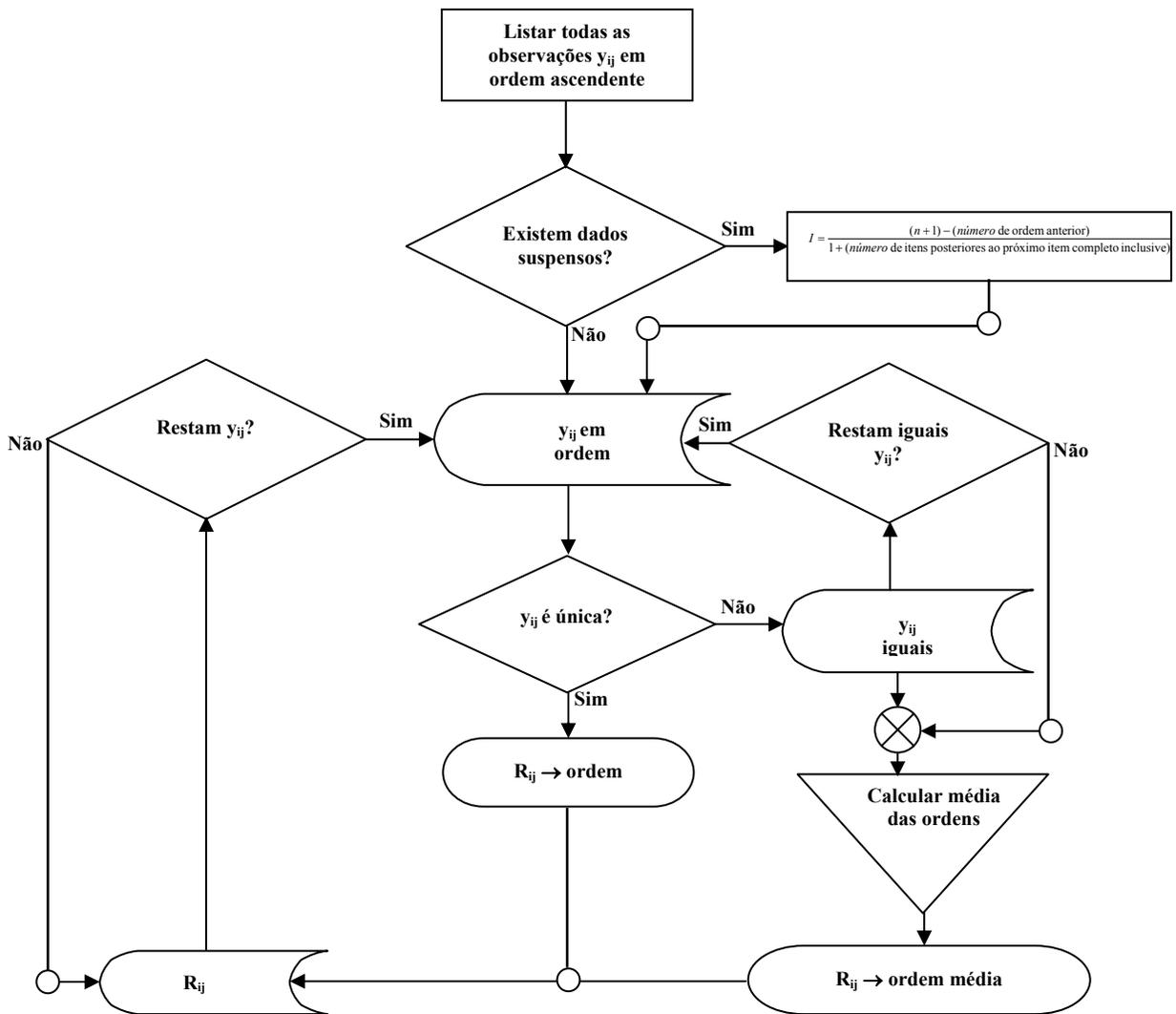
Anexo 6

FLUXOGRAMA DO PROCEDIMENTO DE AVALIAÇÃO DE CONFIABILIDADE DO FABRICANTE



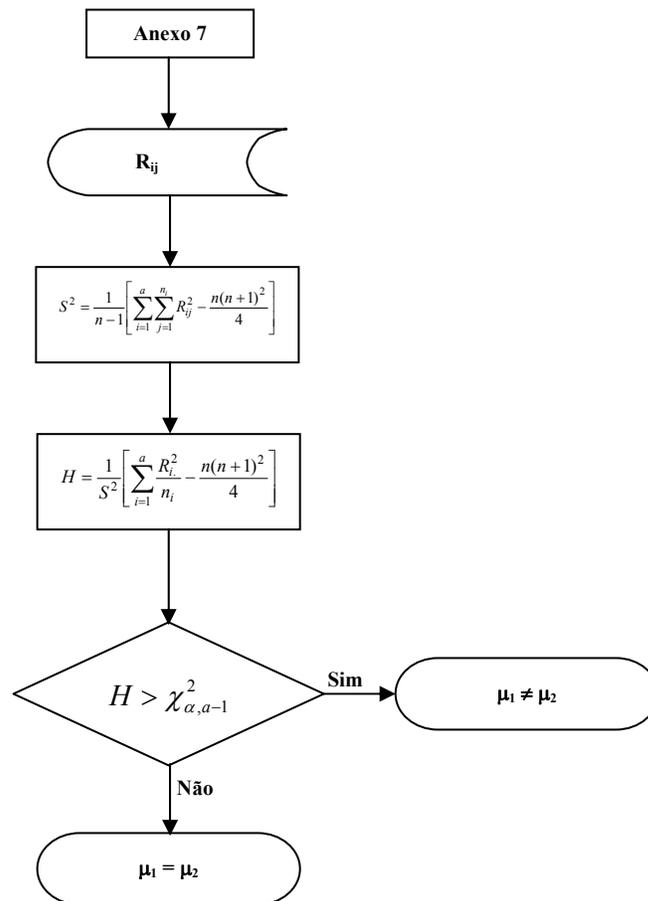
Anexo 7

FLUXOGRAMA DO MÉTODO DE ORDENAÇÃO DAS OBSERVAÇÕES



Anexo 8

FLUXOGRAMA DO MÉTODO DE KRUSKAL-WALLIS



Anexo 9

FLUXOGRAMA DO MÉTODO DE SELEÇÃO DO MODELO PROBABILÍSTICO

