

ANÁLISE ESTATÍSTICA DE DEFEITOS EM ROLAMENTOS FERROVIÁRIOS

Ana Paula Nunes de Araujo, Eng.

Jorge Luiz de Almeida Ferreira, Dr.

Departamento de Engenharia Mecânica, Faculdade de Tecnologia, Universidade de Brasília - UnB, Campus Universitário Darcy Ribeiro, Asa Norte, Brasília, DF, Brasil, CEP. 70910-910, E-mail : jorge@enm.unb.br e anapaula1@starmedia.com.br

1- RESUMO

Rolamentos são elementos de máquinas padronizados destinados à transmissão de esforços entre eixos e estruturas de sustentação. Os rolamentos são selecionados de modo que sob condições reais de trabalho, a vida de pelo menos 90 % dos rolamentos utilizados atinjam um valor teórico especificado, definido como vida L_{10} . Tipicamente, a distribuição de falhas em rolamentos é descrita através da distribuição de Weibull. Baseado nesse conceito, define-se a periodicidade de inspeções dos mesmos. Entretanto, em algumas situações, esse processo pode ser inviável, por ter que imobilizar o equipamento durante um período de tempo, além de possibilitar a introdução de defeitos durante a operação de inspeção. Assim, maximizar os intervalos de inspeção é um procedimento altamente desejável sob os aspectos de custo e de integridade do equipamento. Os objetivos deste trabalho são : apresentar uma metodologia de estimativa da função de distribuição de falha em rolamentos quando o tamanho da amostra de rolamentos que falharam for relativamente pequeno e avaliar o comportamento, e, com base em dados de campo realizar análise estatística dos parâmetros de Weibull L_0 e L_{10} .

2 - INTRODUÇÃO

Falhas em rolamentos podem ser causadas por níveis de tensão de contato excessivamente elevados, desalinhamentos, imperfeições no material, folgas internas, excentricidades, corrosão, contaminação do óleo lubrificante, etc. Geralmente, as falhas se manifestam como defeitos nas pistas, nos elementos girantes e/ou na gaiola. Os tipos de defeitos mais freqüentes em rolamentos são : Fadiga : que caracteriza-se pelo aparecimento de minúsculas trincas abaixo da superfície do material laminado pela ação das esferas ou roletes, na fase inicial tem um aspecto esbranquiçado nas pontas. A fadiga pode ocorrer no anel externo, no anel interno e nos rolos. Na figura 1 é mostrado o aspecto típico dos defeitos produzidos por fadiga.; Oxidação : causada por umidade ou água formando pequenas cavidades; Brinelamento : é o resultado da aplicação de cargas estáticas elevadas sobre o rolamento, caracterizado por depressões correspondentes aos roletes ou esferas, nas pistas rolantes.

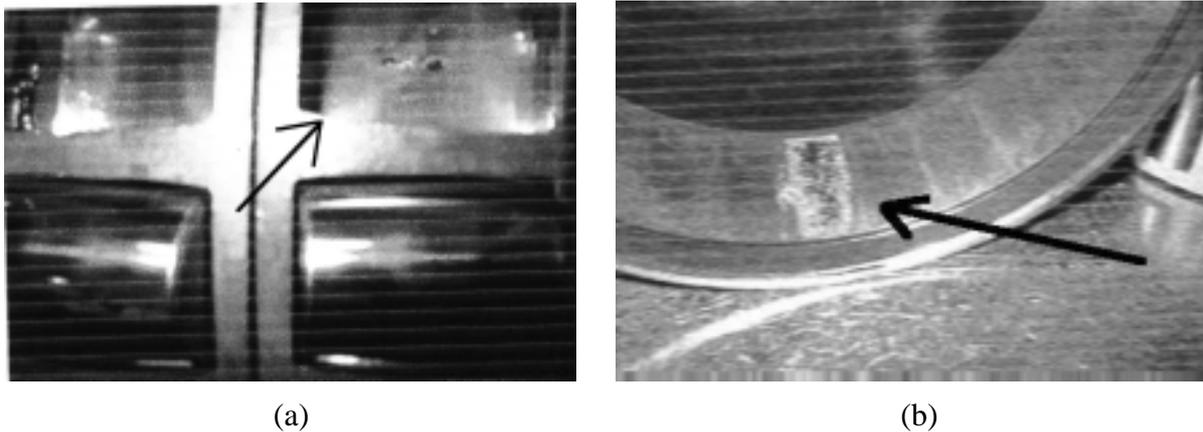


Figura 1 - Aspecto Típico dos Defeitos Produzidos por Fadiga - (a) Fadiga no Anel Interno
(b) Fadiga no Anel Externo

Na tabela 1 é apresentada a distribuição dos defeitos que ocorreram nos lotes de rolamentos analisados. Através da tabela 1 verifica-se que a fadiga é o principal modo de falha destes rolamentos, representando aproximadamente 80 % dos possíveis modos de falha dos rolamentos analisados.

Tabela 1 - Falhas Observadas nos Lotes de Rolamentos Analisados

Modo de Falha	Proporção de Rolamentos Danificados
Fadiga no anel interno	14,1
Fadiga no anel externo	65,0
Fadiga dos rolos	2,5
Brinelamento	0,6
Oxidação	6,2
Outros	12,3

3 - CONFIABILIDADE DE ROLAMENTOS

A vida útil de rolamentos está diretamente associada ao aparecimento dos primeiros sinais de fadiga, que se inicia, geralmente, com a formação de pequenas ranhuras internas que com o tempo tende a crescer e acabam por comprometer o desempenho do rolamento.

A seleção de um rolamento é feita baseando-se num tempo teórico de vida em que pelo menos 90 % dos rolamentos utilizados atinjam tal tempo de vida, definido como vida L_{10} . Para realizar tal tarefa utiliza-se basicamente a equação (1), abaixo apresentada.

$$L_{10} = \left[\frac{C}{P} \right]^p \quad (1)$$

onde L_{10} é a vida nominal, C é a capacidade de carga dinâmica, em Newton, P é a carga dinâmica equivalente sobre o rolamento, em Newton e p é o expoente da fórmula de vida, sendo igual a 3 para rolamento de esferas e 10/3 para rolamento de rolos.

Devido a diversos fatores, a vida de rolamentos varia de forma bastante intensa, pode-se observar que 50 % dos rolamentos atingem até 5 vezes a vida L_{10} . Além disso, a relação entre o tempo de vida gasto para o aparecimento da primeira falha e a vida L_{10} é da ordem 10 %. Portanto para avaliar as condições de operacionalidade de um rolamento é necessário considerar o comportamento estatístico de sua vida.

Para se descrever a distribuição do tempo de falha de rolamentos geralmente é utilizada a

distribuição de Weibull. O desenvolvimento desta distribuição está intimamente relacionado ao problema de falha por fadiga, visto que, ela foi originalmente proposta para a descrição do comportamento estatístico da vida à fadiga [Jonhson, 1964; Lipson, 1973]. Entretanto, devido a sua flexibilidade, a distribuição de Weibull passou a ser utilizada na descrição de diversos fenômenos associados a duração dos mais diversos componentes. A distribuição de Weibull representa um modelo adequado para descrever leis de falha, sempre que o sistema for composto de vários componentes e a falha seja essencialmente devida à *mais grave* imperfeição ou irregularidade dentre um grande número de imperfeições do sistema. [Meyer, 1983],

Existem duas formas de expressar a distribuição de Weibull, ou através da distribuição à *dois parâmetros*, ou através da distribuição a *três parâmetros*.

Para o caso da distribuição a três parâmetros, a função de densidade de probabilidade e a função de distribuição acumulada são, respectivamente, expressas através das seguintes equações [Lipson, 1973] :

$$f(x) = \frac{\alpha}{(x - x_0)} \cdot \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^{\alpha-1} \cdot \text{Exp} \left[- \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^\alpha \right] \quad (2)$$

$$F(x) = 1 - \text{Exp} \left[- \left(\frac{x - x_0}{\theta - x_0} \right)^\alpha \right] \quad (3)$$

onde os parâmetros, geralmente determinados experimentalmente, são :

x_0 , $x_0 \geq 0$, representa o valor mínimo esperado para a variável x e, por este motivo, x_0 é chamado de valor de segurança; ou de limite de sensibilidade; ou de vida mínimo; ou de parâmetro de localização.

α , $\alpha > 0$, é o de parâmetro de forma ou inclinação de Weibull. α é o parâmetro que controla o grau de assimetria da distribuição.

θ , $\theta \geq x_0$, é o parâmetro de escala ou valor característico. θ possui função idêntica à média e representa o valor de x abaixo do qual situam-se 63,2 % dos casos observados

A distribuição de Weibull a *dois parâmetros* é assim denominada por que nesta situação o parâmetro de localização, x_0 , é definido como zero. Na figura 2 são apresentadas algumas formas notáveis da distribuições de Weibull.

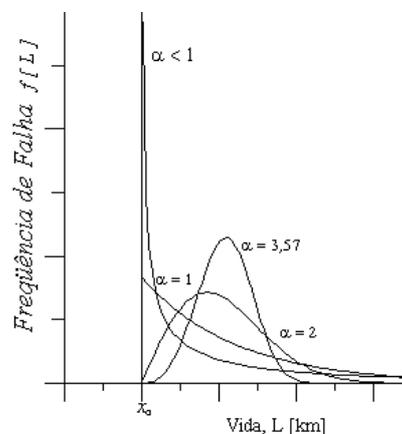


Figura 2 - Formas Especiais da Função de Densidade de Probabilidade da Weibull - Distribuição Exponencial, $\alpha = 1$; Distribuição de Rayleigh, $\alpha = 2$; Aproximação da Distribuição Gaussiana, $\alpha = 3,57$.

Para representar a distribuição de vida de rolamento, Bergling [1976] recomenda escrever a função de distribuição de Weibull através da equação (4).

$$F(l) = 1 - \text{Exp} \left[-0,105 \cdot \left(\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right)^\beta \right] \quad (4)$$

$$f(l) = \frac{0,105 \cdot \beta}{l - l_0} \cdot \left[\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right]^\beta \cdot \text{Exp} \left[-0,105 \cdot \left[\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right]^\beta \right] \quad (5)$$

onde L_{10} é a vida nominal, já definida na introdução, L_0 é a duração mínima superada por todos os rolamentos, e β é o expoente de dispersão.

Devido ao pequeno número de rolamentos utilizados em cada ensaio e à grande dispersão observada experimentalmente, não se pode estabelecer *a priori* nenhum valor para l_0 . O valor l_0 poderia ser suposto igual a zero, implicando que falhas pudessem ocorrer logo após a montagem do rolamento. Entretanto, ensaios experimentais indicam a existência de uma vida mínima diferente de zero [Snare, 1975]. Para análises teóricas sobre o comportamento da vida de rolamentos Bergling [1976] recomenda a utilização da seguinte equação (6).

$$l_0 = 0,05 \cdot l_{10} \quad (6)$$

Na figura 2 é apresentada a função de distribuição teórica, Equação (4), dos rolamentos ferroviários analisados neste trabalho. Para a construção desta curva utilizou-se como vida L_{10} o valor de 800.000 km.

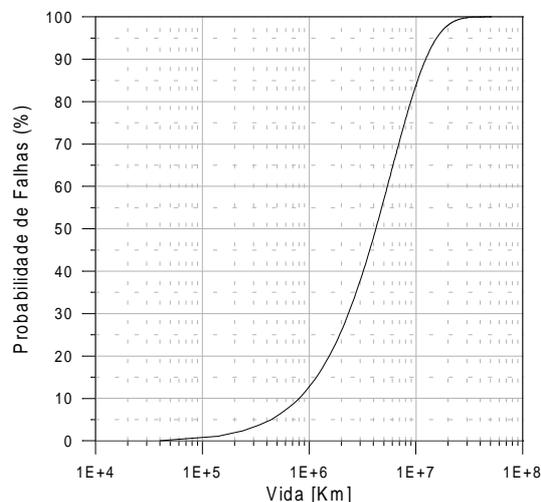


Figura 2 - Função de Distribuição de Falhas Teórica de Rolamentos Ferroviários.

Com base nas equações (4) e (5) pode-se, ainda, definir duas funções muito importantes na descrição das características de falha de uma peça : a função de confiabilidade, $R(l)$, e a função de risco, ou taxa de falhas, $Z(l)$.

A função de confiabilidade permite estimar a probabilidade de que um componente não venha a falhar durante o intervalo $[0, t]$, ou, de modo equivalente, a função de confiabilidade é igual à probabilidade de que o componente ainda esteja funcionando na época t . Assim, em termos da equação (4) a função de confiabilidade da distribuição de Weibull será expressa

através da seguinte equação:

$$R(l) = 1 - P(L \leq l) = 1 - F(l) = \text{Exp} \left[-0,105 \cdot \left(\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right)^\beta \right] \quad (7)$$

De uma forma bastante grosseira, a função de risco pode ser explicada como a probabilidade de que uma peça venha a falhar durante um intervalo de tempo, Δt , desde que esta peça esteja funcionando adequadamente no instante, t . Assim, associada à variável aleatória, d , a função de risco da distribuição de Weibull é calculada através da seguinte expressão:

$$Z(l) = \frac{f(l)}{R(l)} = \frac{0,105}{l_{10} - l_0} \cdot \beta \cdot \left(\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right)^{\beta-1} \quad (8)$$

3.1 - Estimativa dos Parâmetros de Weibull

O processo de linearização da função de distribuição de Weibull para posterior aplicação do método de regressão linear é relativamente simples e fornece estimadores consistentes. Os passos necessários à linearização são os seguintes :

1. Aplicar a função logaritmo à equação (4) obtendo-se a seguinte equação

$$\ln \left(\frac{1}{1 - F(l)} \right) = 0,105 \cdot \left(\frac{l - l_0}{l_{10} - l_0} \right)^\beta \quad (9)$$

2. Aplicar novamente a função logaritmo à equação (9) obtendo-se à seguinte expressão :

$$\ln \left(\ln \left(\frac{1}{1 - F(l)} \right) \right) = \ln(0,105) + \beta \cdot [\ln(l - l_0) - \ln(l_{10} - l_0)]$$

3. - Fazer as seguintes substituições :

$$Y = \ln \left(\ln \left(\frac{1}{1 - F(l)} \right) \right) - \ln(0,105); \quad C = \beta \cdot \ln(l_{10} - l_0); \quad X = \ln(l - l_0)$$

Desta forma, uma equação do tipo $Y = \beta \cdot X + C$ é obtida. Assim, aplicando-se técnicas e regressão linear a uma amostra que represente a distribuição de falhas por fadiga em rolamentos, torna-se possível estimar os parâmetros da distribuição de Weibull.

Se L_0 for igual a zero, os outros dois parâmetros podem ser estimados diretamente. Entretanto, se L_0 for desconhecido, deverá ser escolhido entre os possíveis valores de L_0 um valor que maximize o coeficiente de explicação da reta.

Uma vez definidos L_0 e β , o parâmetro L_{10} poderá ser estimado pela equação (10).

$$L_{10} = e^{\frac{C}{\beta}} + L_0 \quad (10)$$

A grande dificuldade na utilização deste método se deve à necessidade de ter que se obter uma amostra que represente o comportamento do dano.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para a avaliação da distribuição de falhas em rolamentos baseou-se na análise de 6 lotes de rolamentos montados em vagões GDT da Ferrovia Ferro Carajás. Foram utilizados 6 lotes distintos, totalizando 7591 rolamentos defeituosos, distribuídos conforme mostrado na tabela 2.

Tabela 2 - Características das Amostras Analisadas

Amostra	Total de Rolamentos	Rolamentos Defeituosos	Tempo de Uso (Anos)	Vida l_0 Amostra [km]	Vida l_{10} Amostra [km]
Lote 85	26000	3361	14	3,02E+05	2,51E+06
Lote 86	19160	3835	13	2,39E+05	1,91E+06
Lote 87	900	154	12	7,01E+05	1,90E+06
Lote 88	500	181	11	5,45E+05	1,41E+06
Lote 90	350	45	9	6,28E+05	1,58E+06
Lote 91	120	15	8	6,65E+05	1,50E+06

Na estimativa dos parâmetros da distribuição de Weibull foi utilizado o procedimento descrito no item 3.1. A fim de avaliar o comportamento estatístico dos parâmetros de Weibull foram usados os seis lotes disponíveis, além de uma amostra que englobasse todos estes lotes. Os resultados obtidos desta análise são apresentados na tabela 3 e nas figuras 3 e 4.

Tabela 3 - Melhor Estimativa para os Parâmetros da Distribuição de Weibull

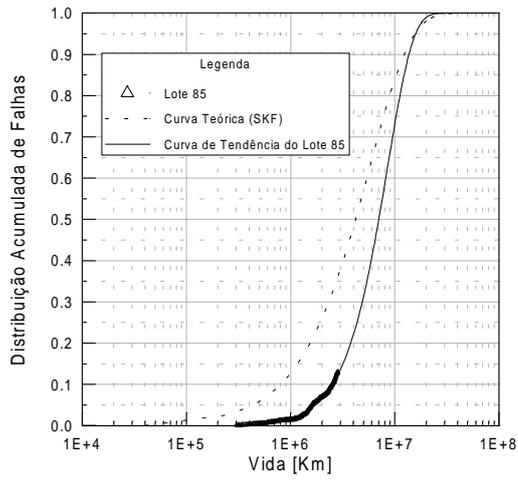
Amostra	Parâmetros de Weibull		
	l_0	l_{10}	β
Lote 85	1,23E+05	2,47E+06	1,78
Lote 86	8,54E+04	1,71E+06	1,54
Lote 87	8,46E+04	1,74E+06	3,43
Lote 88	6,00E+04	1,18E+06	3,15
Lote 90	7,87E+04	1,57E+06	2,43
Lote 91	6,80E+04	1,49E+06	2,42
Todos os Lotes	1,10E+05	2,20E+06	1,72

Tabela 4 - Comportamento Estatístico dos Parâmetros da Distribuição de Weibull

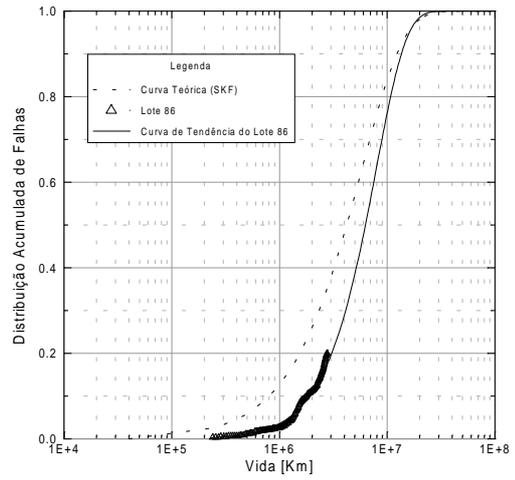
	l_0		l_{10}		β
	Amostral	Analítico	Amostral	Analítico	Analítico
Média	5,52E+05	8,33E+04	1,58E+06	1,80E+06	2,46
CV (%)	31	26	14	22	30
Hipótese de Normalidade	Aceita	Aceita	Aceita	Aceita	Aceita

A análise dos resultados apresentados nas tabela 2, 3 e 4 revela uma boa concordância entre as estimativas analíticas e amostrais do parâmetro l_{10} , onde se verifica uma variação percentual média de 10 %. As estimativas analíticas realizadas para o parâmetro l_0 também se mostraram adequadas quando comparadas ao valor predito pela equação (9), entretanto, quando comparadas aos tempos observados na prática, verificou-se que tais estimativas são muito conservativas, prevendo um tempo inicial de falha muito inferior ao que realmente ocorre, o que indica que a equação (9) pode ser muito conservativa.

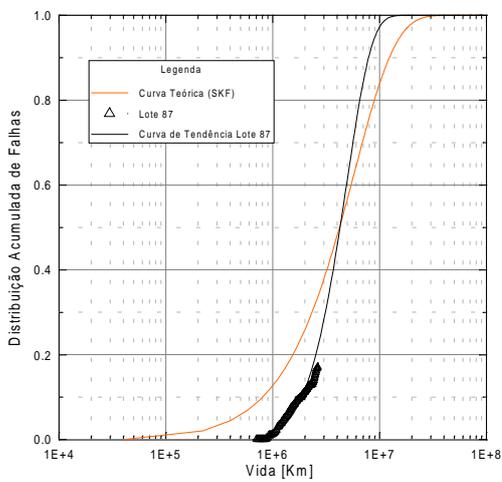
Outra característica importante que pôde ser extraída das amostras, está relacionada a distribuição estatística dos parâmetros l_0 e l_{10} . Com base no teste aderência de Kolmogorov-Smirnov [Degroot, 1986] verificou-se que tais parâmetros podem ser considerados ao nível de significância de 95 % como normalmente distribuídos. Esta característica é interessante, pois permite avaliar a probabilidade de ocorrência da primeira falha dos rolamentos em função do tempo de funcionamento dos rolamentos.



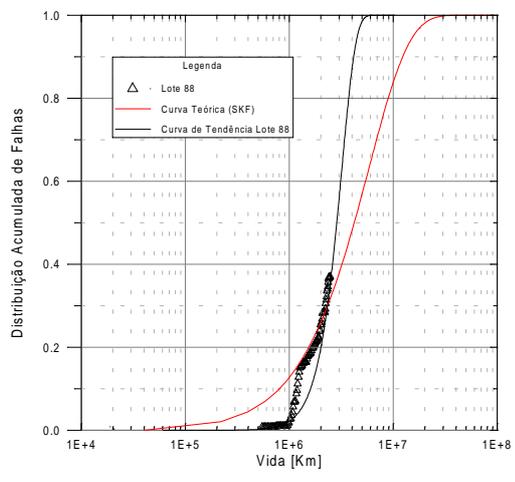
(a)



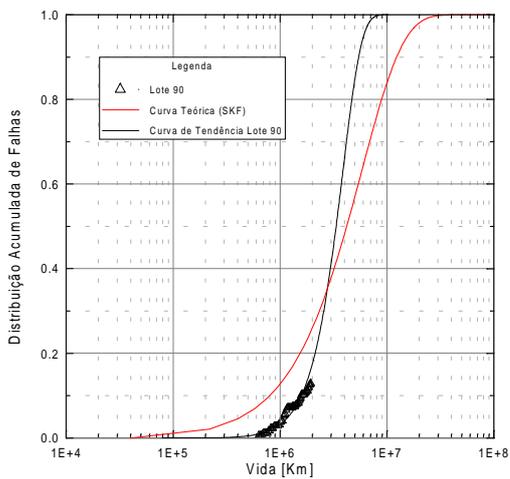
(b)



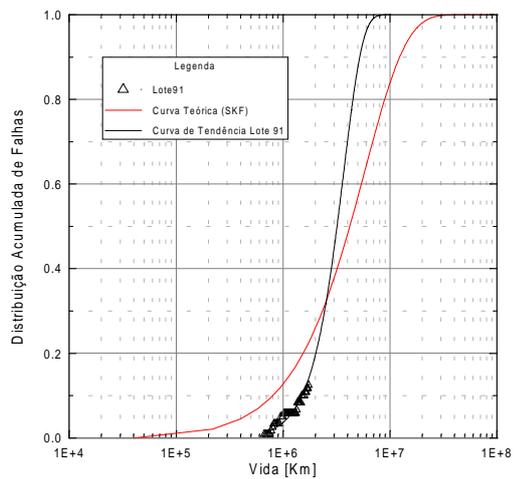
(c)



(d)



(e)



(f)

Figura 3 - Funções de Distribuição de Falhas - (a) Lote 85, (b) Lote 86, (c) Lote 87, (d) Lote 88, (e) Lote 90, e (f) Lote 91

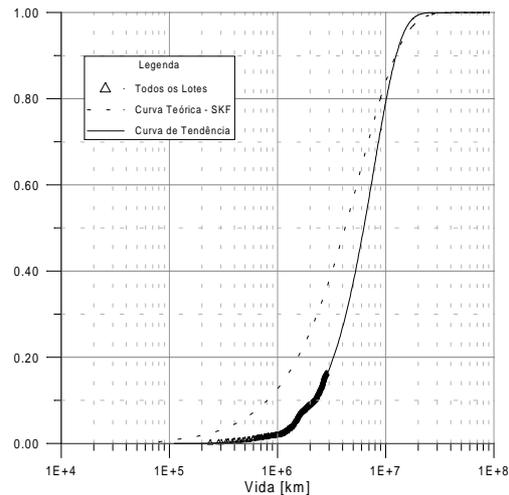


Figura 4 - Funções de Distribuição de Falhas - Todos os Lotes

A análise das figuras 3 e 4 mostra que o modelo utilizado para estimar os parâmetros de Weibull, descrito no item 3.1, permite a determinação da função de distribuição de falhas, mesmo quando o tamanho da amostra é relativamente pequeno. Além disso, através da comparação das funções de distribuição de falhas experimental e teórica, pôde-se verificar que, para o caso específico, a equação apresentada em Bergling [1976] é conservativa, não representando de forma adequada o comportamento da distribuição de falhas dos rolamentos utilizados.

5 - CONCLUSÕES

Neste trabalho apresentou-se uma metodologia para a estimativa da função de distribuição de falha em rolamentos quando o tamanho da amostra de rolamentos que falharam é relativamente pequeno, cerca de 15 % do tamanho total da amostra. Através dos resultados obtidos verificou-se que a metodologia proposta é consistente, pois as curvas obtidas se ajustam muito bem aos resultados experimentais. Além disso, com base nos resultados disponíveis fez-se uma análise estatística dos parâmetros de Weibull L_0 e L_{10} , indicando que, para a situação estudada, pode-se admitir que tais parâmetros possuem distribuição gaussiana. Com relação ao parâmetro l_0 , verificou-se que os valores estimados analiticamente e os valores observados nas amostras diferem em uma ordem de grandeza, o que representa uma grande dificuldade em definir um valor ou expressão que melhor o represente.

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bergling, G., 1976, “Fiabilidad de los Rodamientos”, La Revista de Rodamientos 188.
- DeGroot, M. H., 1986, “Probability and Statistics”, Addison-Wesley Publishing Company, Massachusetts.
- Johnson, L. G., 1964, “The Statistical Treatment of Fatigue Experiments”, Elsevier Publishing Company, Amsterdam, Holland.
- Lipson, C. and Sheth, N. J., 1973, “Statistical Design and Analysis of Engineering Experiments”, McGraw-Hill Book Company, New York.
- Meyer, P. L., 1983, “Probabilidade : Aplicações à Estatística”, Livros Técnicos e Científicos Editora LTD, Rio de Janeiro.
- Snare, B., 1975, “Nuevas Experiencias Respecto a al Seguridad de los Rodamientos”, La Revista de Rodamientos 184.