

## **RESISTÊNCIA CARACTERÍSTICA E INTERVALOS DE CONFIANÇA PARA TRELIÇAS DE MADEIRA COM LIGAÇÕES DE CHAPAS COM DENTES ESTAMPADOS**

**Andrés Batista Cheung**, Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Paulo, Departamento de Engenharia de Engenharia Civil,, São Paulo, SP. e-mail: [acheung@sp.usp.br](mailto:acheung@sp.usp.br)

**Mariano Espinosa Martínez**, Universidade de Mato Grosso, Instituto de Ciências Exatas e da Terra (ICET), Departamento de Estatística, Cuiabá, MT. e-mail: [mariandom@cpd.ufmt.br](mailto:mariandom@cpd.ufmt.br)

**Carlito Calil Junior**, Universidade de São Paulo, Escola de Engenharia de São Paulo, Departamento de Engenharia de Engenharia Civil,, São Paulo, SP. e-mail: [calil@sp.usp.br](mailto:calil@sp.usp.br)

**Resumo:** O valor característico é um valor que corresponde ao percentil de 5% da distribuição de probabilidade que melhor se ajustar aos valores obtidos nos ensaios realizados sobre condições específicas. A determinação experimental deste valor depende, entre outros fatores, do número de ensaios, da distribuição e da variabilidade dos resultados dos ensaios. O objetivo deste trabalho é apresentar métodos estatísticos para a determinação da resistência característica de treliças de madeira com ligações de chapas com dentes estampados e estimar a melhor distribuição de probabilidade, considerando um nível de significância. Os resultados obtidos mostram que os métodos estatísticos apresentados permitem identificar a distribuição de probabilidade mais adequada para a caracterização e classificação de peças estruturais.

**Palavras-chave:** madeira, distribuição de probabilidades, confiabilidade.

**Abstract:** The characteristic value corresponds to five percentile of the probability distribution that better fit to the experimental data. The experimental determination is related to several conditions among them we can emphasize the number of assays, the probability distribution and variability of the produced results. In this way, the experimental determination of the characteristic strength is really important to the wood characterization. Therefore the objective of this work is to present statistical methods to determine the characteristic strength of the metal-plate-connection and to estimate the better probability distribution. The results show the accuracy of the statistical methods proposed in this work.

**Keywords:** wood, probability distribution, reliability.

## 1. INTRODUÇÃO

Nenhuma estrutura é totalmente segura. O projeto e a análise da engenharia exigem a resolução de incertezas; em virtude disso, o risco é inevitável. Há variações tanto nos carregamentos quanto na capacidade resistente e rigidez da estrutura, inclusive seu próprio peso, pode provocar estas variações. Portanto, considerando a variabilidade, as variáveis respostas que descrevem o sistema estrutural podem ser consideradas como variáveis aleatórias (Lin, 1984) e (Fusco, 1976). Assim sendo, para a determinação do valor característico de elementos estruturais de madeira deve ser utilizada a teoria de probabilidade em forma adequada, pois isto obviamente leva a uma estimativa mais precisa deste valor. Assim, o principal problema é a necessidade de uma avaliação quantitativa da margem de segurança, a fim que se tenha um projeto consistente, onde haja uma distribuição conhecida do nível de segurança dos elementos estruturais e de toda a estrutura.

Portanto, a qualidade de um sistema é considerada como satisfatória quando são respeitados certos padrões de qualidade previamente estabelecidos. Os padrões de qualidade são definidos pela especificação de padrões de desempenho exigíveis em face de padrões de utilização permitidos. Esses padrões são estabelecidos pela fixação de diferentes intervalos de variação das variáveis estudadas (Lorenço Filho, 1981). Os padrões de utilização correspondem a intervalos das variáveis externas e os padrões de desempenho a intervalos das variáveis internas do sistema. As variáveis externas medem as causas, isto é, determinam o estado de utilização e as variáveis internas medem os efeitos, isto é, determinam o estado de desempenho do sistema (Fusco, 1976). Particularmente nos padrões de utilização das estruturas, em geral são considerados unicamente aqueles estados de utilização normal, isto é, padrões de utilização cujos limites são fixados pelos máximos valores plausíveis para uma operação rotineira do sistema (Aggarwal, 1993). Portanto, o objetivo deste trabalho é apresentar um método para verificar a adequação de um modelo, que permita a determinação da resistência característica de treliças de madeira ligadas com chapas de dentes estampadas dentro de um limite de tolerância com uma determinada confiança.

## 2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

### 2.1. Métodos utilizados na identificação de um modelo apropriado para os dados

Os resultados de ensaios de caracterização de madeiras e derivados são dados de uma variável aleatória cuja população segue uma distribuição em geral desconhecida. Assim, para estimar os parâmetros de interesse, neste caso, dos elementos estruturais de madeira é necessário identificar a distribuição de probabilidade com melhor aderência aos dados experimentais. Nessa identificação, podem ser utilizados os métodos gráficos, sendo os gráficos de probabilidade os mais usados. Neste trabalho, estamos propondo uma combinação dos métodos paramétricos e não paramétricos, para determinar os pontos destes gráficos. A linha estimada por este gráfico é uma representação dos percentis dos dados experimentais, obtidos usando estatística de ordem, estimadores de máxima verossimilhança da distribuição de probabilidade com melhor aderência aos dados experimentais, e a função inversa da distribuição acumulada (Martínez et al., 2003).

### 2.2. Aderência gráfica

Em algumas situações, é possível utilizar a informação de outras variáveis que descrevam fenômenos aleatórios similares, e que tenham uma distribuição conhecida. Dessa maneira, seria estimada uma possível distribuição de probabilidade, e assim, o problema seria estabelecer um critério de rejeição ou aceitação do modelo (distribuição de probabilidade). Por outro lado, em muitos casos não se tem idéia da distribuição da variável e quando isto acontece, os métodos gráficos podem ser utilizados para avaliar se uma distribuição de probabilidade adere aos dados experimentais. Estes processos gráficos, também conhecidos como aderência gráfica, permitem verificar a adequação dos dados a certas distribuições de probabilidades, sendo os gráficos de probabilidade os mais utilizados para tal verificação.

### **2.2.1. Gráfico de probabilidade**

O gráfico de probabilidade é um gráfico de probabilidades acumuladas estimadas, onde as percentagens (probabilidades associadas aos dados) são transformadas e usadas como a variável  $Y$ , contra os dados ( $x$ ) ou contra o logaritmo dos dados ( $\ln(x)$ ).

O gráfico de probabilidade é formado por pontos e por uma reta estimada. Os pontos deste gráfico representam percentagem dos dados e são calculados utilizando uma combinação dos métodos não paramétricos e paramétricos. A reta estimada é uma representação gráfica dos percentis, os quais são obtidos utilizando estatística de ordem, estimadores de máxima verossimilhança de uma distribuição de probabilidade selecionada e a função inversa da função de distribuição acumulada desta distribuição selecionada.

Considerando que a reta estimada é uma representação dos percentis, primeiro é preciso calcular os percentis para distintas percentagens, com base na distribuição selecionada. Portanto, a transformação de escala, escolhida para linearizar a reta estimada, depende da distribuição paramétrica selecionada. Assim sendo, quanto mais próximos estão os pontos da linha estimada, melhor a estimativa dos parâmetros da distribuição de probabilidade. No entanto, surge a seguinte pergunta: qual distribuição de probabilidade selecionar inicialmente, para construir o gráfico de probabilidade?

A resposta a esta pergunta está na utilização de um programa computacional adequado, tal como o MINITAB V13, que faça tal verificação, para distintas distribuições de probabilidade, em forma automática. Outros procedimentos podem ser utilizados, por exemplo, ver Martínez e Calil (2000).

### **2.2.2. O teste de Anderson-Darling**

Para confirmar a aderência gráfica, alguns testes de hipóteses não paramétricos podem ser utilizados. Estes testes consideram a forma da distribuição da população em lugar dos parâmetros e por tal motivo são chamados de testes não paramétricos. As medidas de ajuste de aderência dependem do método de estimação utilizado, sendo o teste de Anderson-Darling usual para os métodos de máxima verossimilhança e mínimos quadrados. O teste de Anderson-Darling é uma medida da proximidade dos pontos e da reta estimada no gráfico de probabilidade é um teste alternativo dos testes de aderência de Chi-quadrado e Kolmogorov-Smirnov, com a vantagem de ser mais sensível, pois dá mais peso aos pontos das caudas da distribuição. Assim, valores pequenos da estatística de Anderson-Darling indicam que a distribuição estima melhor os dados (Stephens, 1974).

#### **2.2.2.1. Procedimento do teste**

Para estabelecer um critério de rejeição ou não rejeição do modelo (distribuição de probabilidade), é formulada a seguinte teste de hipótese:

$$\begin{cases} H_0 : Y \text{ segue uma determinada distribuição de probabilidade} \\ H_1 : Y \text{ não segue esta distribuição de probabilidade proposta.} \end{cases} \quad (1)$$

A estatística do teste para tomar a decisão é dada por:

$$A^2 = -n - \sum_{i=1}^n \frac{(2i-1)}{n} [\ln(F(x_i)) + \ln(1-F(x_{n+1-i}))] \quad (2)$$

onde  $F$  é a função de distribuição acumulada da distribuição específica. Observe que  $x_i$  são os dados ordenados (Engineering Statistics Handbook, 2002).

Os valores críticos ou de rejeição para o teste de Anderson-Darling dependem da distribuição específica que está sendo testada. Neste trabalho não são fornecidas tabelas de valores críticos, pois para este é usualmente aplicado com um pacote de programas estatísticos que calculará o valor crítico relevante. Neste trabalho será utilizado o MINITAB versão 13. O teste de Anderson-Darling é um teste unicaudal e a hipótese nula ( $H_0$ ) é rejeitada se o teste estatístico fornecer valor superior ao crítico. Cabe observar que este teste pode ser ajustado (pode ser multiplicado por uma constante, a qual usualmente depende do tamanho da amostra ( $n$ )). Estas constantes podem ser encontradas nos trabalhos de Stephens (Stephens, 1974; Stephens, 1976 e Stephens, 1977) ou em alguns livros tais como o Engineering Statistics Handbook (Engineering Statistics Handbook, 2002).

### 2.2.3. Métodos para estimar a função distribuição acumulada empírica

Para obter os pontos do gráfico utilizado, é preciso especificar um método para estimar a função distribuição acumulada empírica. Os métodos mais utilizados são os Escores normais, Kaplan-Meier, Kaplan-Meier modificado e o de Herd-Johnson (Martinez et al., 2003). Cabe observar que, para grandes amostras, as diferenças entre os métodos são mínimas, porém para pequenas amostras a diferença pode ser significativa. Neste caso, é recomendável utilizar o método de Kaplan-Meier (Lee, 1992).

Para definir a função distribuição acumulada empírica dos diferentes métodos, primeiramente os dados devem ser ordenados em forma crescente:  $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ . Depois devem ser calculados os valores da distribuição acumulada empírica utilizando os métodos antes mencionados (Conover, 1980) e (Ledermann, 1984-II). As expressões para cada um dos métodos são apresentadas em Martínez et al. (2003).

Na Tabela 1 são apresentados os pontos de  $x$  e  $y$  (transformados) para construir o gráfico de probabilidade de distintas distribuições de probabilidade (Lee, 1992). Nesta tabela,  $\Phi^{-1}(p)$  é o valor de uma distribuição normal padronizada inversa ( $Z$ ), tal que a probabilidade de  $Z \leq \Phi^{-1}(p) = p$  e  $\ln(dados)$  é o logaritmo natural de  $x$ .

Tabela 1- Distribuição de probabilidade e valores de  $x$  e  $y$  (transformados).

Distribuição.	$x$	$y$
Normal	dados	$\Phi^{-1}(p)$
Lognormal base e	$\ln(dados)$	$\Phi^{-1}(p)$
Exponencial	$dados$	$-\ln(1-p)$
Weibull	$\ln(dados)$	$\ln(-\ln(1-p))$
Valor extremo	$dados$	$\ln(-\ln(1-p))$

Logística	<i>dados</i>	$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$
Loglogística	$\ln(dados)$	$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

#### 2.2.4. Intervalos de confiança dos percentis

O valor característico é uma estimativa pontual, que depende da variabilidade dos dados amostrais e, portanto é necessário que sejam apresentados os limites dentro dos quais essa estimativa pode variar. Geralmente isto é feito através da determinação de um intervalo de confiança, cujos extremos (limites) são funções dos dados amostrais, que têm uma probabilidade conhecida de conter o verdadeiro valor do parâmetro, sendo esta probabilidade denominada coeficiente de confiança do intervalo. Para os intervalos de confiança dos percentis, em geral são considerados os níveis de confiança de 95% .

Um problema ao determinar o intervalo de confiança é a determinação dos limites entre os quais um dado percentil (por exemplo, o percentil 5%) da população se encontra. Tal afirmação somente pode ser feita com uma probabilidade  $p$ , onde em geral  $p=0,95$ . Por exemplo, a partir de uma amostra de resistência em corpos-de-prova de madeira, numa dada população, pode ser necessário encontrar  $x_1$  e  $x_2$ , tal que se possa afirmar com probabilidade de 0,95, que o 5% percentil da população corresponde à resistência entre  $x_1$  e  $x_2$ . Tais limites são chamados limites de tolerância (Ledermann, 1984-VI).

Cabe destacar que, para utilizar este procedimento devem ser estimados os parâmetros da distribuição e, para isso, utilizam-se os estimadores de máxima verossimilhança (EMV) ou os estimadores de mínimos quadrados (EMQ). O primeiro é o mais utilizado, pois em geral é mais preciso. Tendo os EMV, facilmente podem ser encontrados os limites do intervalo contendo um percentil da população. Os pontos  $x_1$  e  $x_2$ , satisfazem a relação dada pela eq. 3.

$$\int_{x_1}^{x_2} f(x; \tilde{\theta}) dx = p \quad (3)$$

onde  $f(x; \tilde{\theta})$  denota a função densidade de probabilidade da variável aleatória  $X$ ,  $\tilde{\theta}$  é o vetor de parâmetro. Observe que a função densidade de probabilidade pode ter mais de um parâmetro (Ledermann, 1984-VI).

### 3. PROCEDIMENTO EXPERIMENTAL

Para a determinação da resistência característica de treliças de madeira com ligações de chapas com dentes estampados, foram projetadas e construídas 21 treliças. O trabalho foi realizado no Laboratório de Madeiras e de Estruturas de Madeira do Departamento de Engenharia de Estruturas da Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo. As madeiras de todos os ensaios foram do reflorestamento situado no estado de Santa Catarina das espécies *Pinus elliottii* e *Pinus taeda* e foram secas em estufa com umidade aparente de 12%.

As peças foram selecionadas aleatoriamente de um lote total de 1200 peças de seções comerciais (35x150mm) para a montagem dos banzos e diagonais. Devido às madeiras serem de reflorestamento em particular coníferas houve a necessidade da classificação.

### 3.1. Classificação das peças estruturais

Foram realizados cinco tipos de ensaios de classificações nas peças estruturais: classificação visual, estática (MOE), mecânica por tensões (MSR), vibração transversal e ultra-som (Cheung, 2003).

#### 3.1.1. Classificação Visual

É realizada pelo exame das quatro faces e das extremidades de cada peça. A localização e a natureza dos nós, bem como outras características aparentes na superfície da madeira são avaliadas por todo o comprimento da peça. As regras de classificação visual do SPIB: 99 (1999) são baseadas na norma ASTM D245/93:1993 para o estabelecimento dos critérios de classificação. Os princípios básicos, da classificação estrutural, descritos na norma ASTM D245/93:1993 foram estabelecidos para permitir a avaliação de qualquer peça em termos de uma razão de resistência para cada propriedade avaliada.

#### 3.1.2. Classificação mecânica por tensões (MSR)

Este processo é altamente automatizado e requer muito pouco tempo. Ao entrar na máquina, a madeira passa por uma série de rolos. Neste processo, uma força provocando flexão é aplicada perpendicularmente ao eixo de menor inércia da seção transversal da peça e o MOE de cada peça é medido (ver Figura 1), em particular na máquina (MSR) de Lajes - SC a cada 15cm . Além do teste não-destrutivo, a madeira classificada por este sistema é submetida a uma inspeção visual.

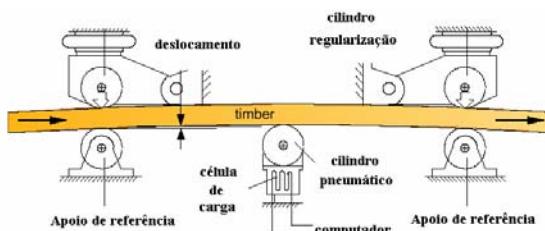


Figura 1- Esquema do funcionamento de uma máquina MSR.

#### 3.1.3. Classificação por flexão estática (MOE)

Neste método de classificação um carregamento conhecido é aplicado sobre a peça flexionando a mesma em relação ao seu eixo de menor inércia, tal como é ilustrado na Figura 2. Com o objetivo de reduzir a influência do esforço cortante no deslocamento vertical e com isso determinar de forma mais precisa o MOE das lâminas é recomendado uma relação L/d maior ou igual a 20.

#### 3.1.4. Classificação por vibração transversal

Para ilustrar o método da vibração transversal, pode-se fazer uma analogia do comportamento da vibração de uma viga com a vibração de uma massa apoiada sobre uma mola, conforme mostra a Figura 3.

#### 3.1.5. Ultra-Som

O ultra-som é caracterizado por freqüências acima de 20000 Hz. Entre as vantagens de sua utilização, vale destacar o baixo custo de aquisição do equipamento se comparado ao das máquinas de classificação automática. Os aparelhos de ultra-som baseiam-se na relação

entre a velocidade de propagação de uma onda ultra-sônica na madeira e as propriedades mecânicas da peça.

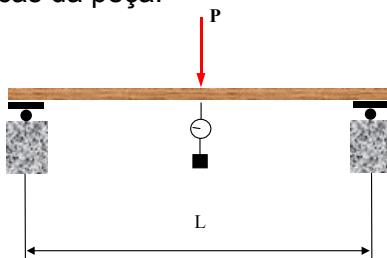


Figura 2- Esquema estático do ensaio das peças estruturais (MOE).

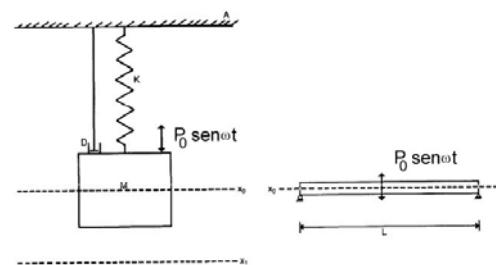


Figura 3- Sistema massa-mola e viga vibrando transversalmente.

### 3.2. Montagem

Depois das peças terem sido classificadas as treliças foram montadas com ligações constituídas de chapas com dentes estampados. Este processo foi realizado controlando-se a pressão de cravagem dos conectores com a finalidade de possuir uma homogeneidade no comportamento das ligações, conforme ilustrado na Figura 4 e Figura 5 (Cheung, 2003).



Figura 4- Montagem das peças (treliças).

Função densidade de probabilidade acumulada

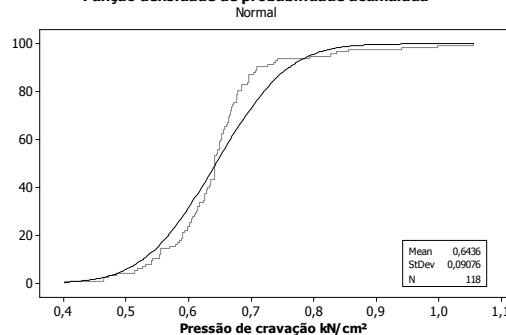


Figura 5- Função distribuição acumulada das pressões de cravação.

### 3.3. Ensaio dos elementos estruturais

Após a montagem as treliças foram ensaiadas como elementos estruturais sendo submetidas a ensaios de flexão estática realizados segundo a norma ASTM: D198/84:1998 e a velocidade de  $10MPa$  por minuto esquematizados na Figura 6. Para a mensuração das forças dos banzos e avaliação dos elementos estruturais foram utilizados extensômetros elétricos e transdutores de deslocamentos (DT's).

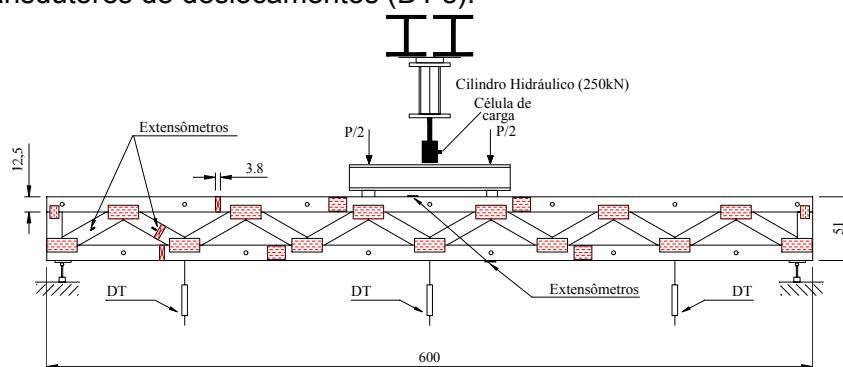


Figura 6- Esquema para flexão estática para determinação do produto de rigidez.

Na Figura 7 mostra-se esquema do ensaio de flexão estática do elemento estrutural e na Figura 8 o modo de ruptura por arrancamento das treliças ensaiadas (Cheung, 2003).



Figura 7- Esquema do ensaio de flexão estática do elemento estrutural.



Figura 8- Modo de ruptura por arrancamento das treliças ensaiadas.

#### 4. RESULTADOS

Na Tabela 2 são apresentados os resultados das forças de ruptura em kN dos 21 elementos estruturais (treliças) dos ensaios de flexão estática que foram utilizados para estimar o valor característico e os intervalos de confiança para o valor característico da resistência à flexão. As espécies utilizadas foram de *Pinus elliottii* e *Pinus taeda*. Sendo as treliças montadas com as duas espécies aleatoriamente.

Tabela 2- Resultados dos ensaios de flexão estática nos elementos estruturais.

Treliças	$E_{banzos}$ (MPa)	$E_{diagonais}$ (Mpa)	$EI$ (MPa)	Força de ruptura (kN)
1	12000	145333	263912660	16,05
2	16763	156250	301531618	12,72
3	12217	134833	241956116	25,73
4	14150	131333	303924692	16,56
5	15333	131500	335903096	23,68
6	15650	142833	293887490	18,68
7	15467	147333	286984170	22,80
8	13750	149417	263399736	21,05
9	15450	144583	276722218	13,55
10	14133	133667	276722218	18,82
11	14333	135417	271767596	25,46
12	14183	157417	287708146	14,47
13	12267	123333	251408609	23,92
14	14683	113167	292862499	14,81
15	14033	138667	258696017	21,77
16	17383	133750	330910236	20,37
17	14817	148750	256086793	15,00
18	14050	121333	270493777	16,53
19	15450	153000	295797924	17,12
20	16833	155750	263399736	20,18
21	12817	157750	289248143	26,40
<b>Média</b>	<b>14560</b>	<b>140734</b>	<b>281586833</b>	<b>19,3</b>
<b>desvio padrão</b>	<b>1453</b>	<b>12319</b>	<b>23686251</b>	<b>4,2</b>
<b>CV (%)</b>	<b>10%</b>	<b>9%</b>	<b>8%</b>	<b>22%</b>

Na Tabela 2:

$E_{banzo}$  é módulo de elasticidade das peças de madeira do banzo inferior e superior da treliça.

$E_{diagonais}$  é módulo de elasticidade das peças de madeira das diagonais da treliça.

$EI$  é o produto do módulo de elasticidade das peças pelo momento de inércia da treliça.

Na Tabela 2 também são apresentados a média, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) dos módulos de elasticidades e da força de ruptura das treliças.

## 5. ANÁLISES E DISCUSSÕES

Utilizando a fundamentação teórica, é possível (Martínez et. al., 2003):

- Determinar os estimadores de máxima verossimilhança.
- Verificar qual distribuição adere melhor os dados.
- Determinar o valor característico (o percentil de 5%) e um intervalo de 95% de confiança para este valor.
- Calcular a mediana (o percentil de 50%) e um intervalo de 95% de confiança para este valor.

Para determinar os estimadores de máxima verossimilhança, verificar a qual distribuição aderem-se melhor os dados e determinar os percentis de 5% e 50%, assim como os intervalos de confiança, é utilizado o programa MINITAB V13.

A análise dos dados, dos ensaios de flexão estática nos elementos estruturais, se inicia construindo um histograma e um gráfico dos escores normais (utilizando o MINITAB), para ter uma idéia do comportamento dos dados. Estes gráficos são apresentados nas Figuras 9 e 10, dessas figuras pode-se concluir que os dados não seguem uma distribuição normal.

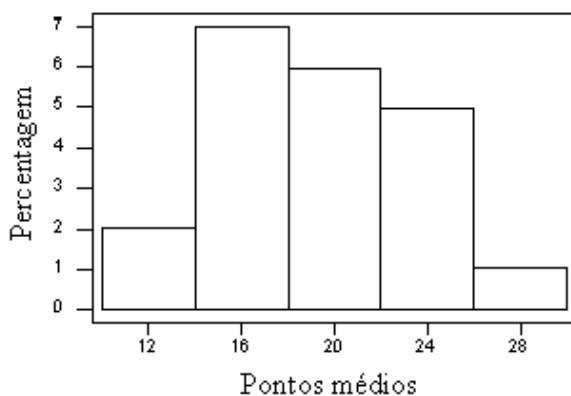


Figura 9- Histograma de freqüências relativas para os dados da Tabela 1.

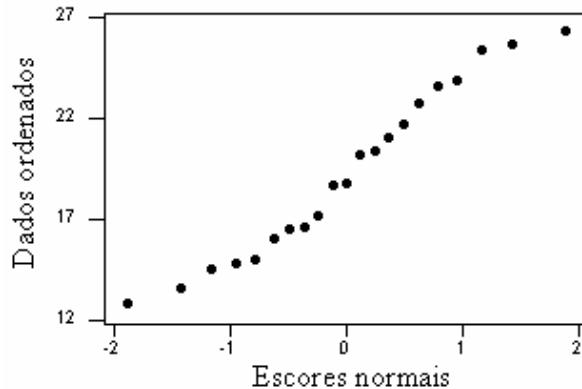


Figura 10- Gráfico dos escores normais  $z_i^*$  contra os  $Y_i$  ordenados.

Na Tabela 3 com os dados da Tabela 2 são apresentados os EMV e o valor da estatística Anderson-Darling para várias distribuições.

Da Tabela 3 e das Figuras 11 a 13 pode-se concluir que a distribuição lognormal base 10 é a mais adequada para os dados em estudo. Cabe destacar que o valor da estatística Anderson-Darling, neste caso é o menor valor (0,328). Também na Figura 12 se observa que quase todos os pontos estão dentro dos intervalos em torno da reta estimada, com

exceção do valor da força de ruptura da treliça número 21. Portanto, para o cálculo do valor característico e da mediana será considerada a distribuição lognormal base 10. Esses valores e os intervalo de confianças (IC) para esses valores são apresentados nas Tabelas 4 e 5. Também nas Tabelas 4 e 5 são apresentados os valores característicos, mediana e IC considerando as outras distribuições, apenas para demonstrar que, nestes casos, a utilização inadequada de uma distribuição leva a determinação errada do valor característico.

Tabela 3- EMV e valor da estatística de Anderson-Darling para várias distribuições de probabilidade.

Distribuição.	Parâmetro		Estatística de Anderson-Darling
Weibull	21,01 (escala)	5,19 (forma)	0,379
Normal	19,32 (locação)	4,16 (forma)	0,369
Lognormal base 10	1,27571 (locação)	0,0948853 (escala)	0,328

Nas Figuras 11 a 13 são apresentados os gráficos de probabilidade para os dados da Tabela 2, considerando as distribuições de Weibull, Normal e Lognormal base 10.

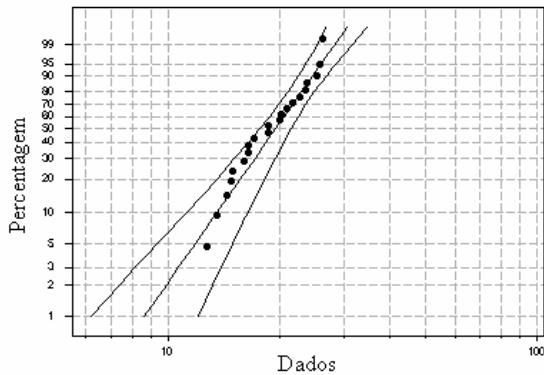


Figura 11- Gráfico de probabilidade considerando a distribuição de Weibull.

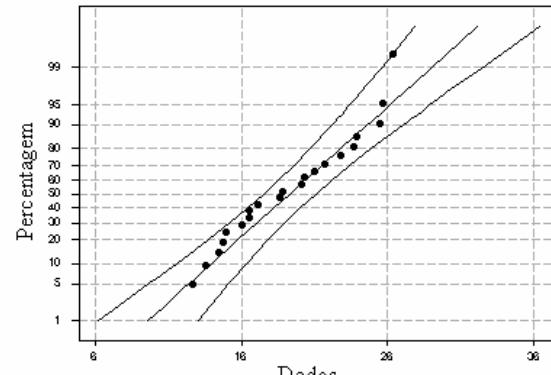


Figura 12- Gráfico de probabilidade considerando a distribuição normal.

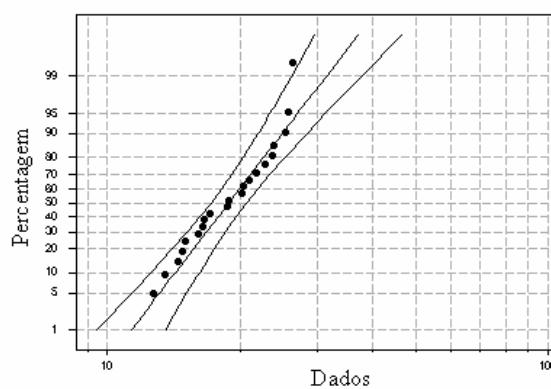


Figura 13- Gráfico de probabilidade considerando a distribuição lognormal base 10.

Tabela 4- Valor característico e IC de 95% para os dados da Tabela 1, considerando três distribuições de probabilidade.

Distribuição.	Valor característico.	Intervalo de confiança.
---------------	-----------------------	-------------------------

Weibull	11,86	(9,38 ; 15,00)
Normal	12,48	(9,75 ; 15,21)
Lognormal base 10	13,17	(11,41 ; 15,20)

Tabela 5- Mediana e IC de 95% para os dados da Tabela 1, considerando três distribuições de probabilidade.

Distribuição.	Mediana	Intervalo de confiança.
Weibull	19,58	(17,76 ; 21,59)
Normal	19,32	(17,54 ; 21,10)
Lognormal base 10	18,87	(17,18 ; 20,72)

## 6. CONCLUSÕES

Uma estrutura de madeira deve apresentar condições adequadas de resistência e rigidez. Assim, uma das maiores preocupações em relação ao emprego da madeira é a garantia de que as peças estruturais atendem às especificações de segurança, durabilidade e qualidade do sistema estrutural. Portanto, antes de realizar os ensaios experimentais é preciso classificar as peças com dimensões estruturais, para montar as treliças com ligações constituídas de chapas com dentes estampados. Pois, esta classificação permitirá determinar com maior precisão o valor característico da resistência das treliças. No entanto, antes de calcular o valor característico pela expressão estabelecida na NBR: 7190/97:1997, é preciso verificar se os dados seguem uma distribuição normal aproximada. Caso contrário é necessário realizar uma transformação nos dados para não calcular o valor característico em forma equivocada. Outra alternativa que pode ser considerada em tais situações é a utilização de uma distribuição assimétrica. Neste caso, também é preciso verificar a qual distribuição se aderem melhor os dados experimentais, utilizando métodos não paramétricos e paramétricos. Os resultados mostram que a utilização desses métodos simultaneamente, permite verificar qual distribuição de probabilidade se adere melhor aos dados, sendo no caso estudado a distribuição lognormal na base 10 o modelo mais adequado. O valor característico é 13,17 kN e a mediana 18,87 kN, os intervalos de confiança a 95% para estes parâmetros são (11,41 ; 15,20) e (17,18 ; 20,72), respectivamente. Observe que, para determinar o valor característico, deve-se utilizar mais de 20 dados, pois o 5% de 20 dados é 1, isto garante que pelo menos o mínimo dos valores será o valor característico.

## 6. BIBLIOGRAFIA

- (1) Aggarwal, K. K. (1993). *Reliability Engineering: Topics in safety, reliability and quality*. Vol. III. Kluwer academic publishers. Netherlands.
- (2) American Society for Testing and Materials (1998). *ASTM: D198/84 Methods of Static of Timber in Structural Sizes*. (CD ROM). Philadelphia.
- (3) American Society for Testing and Materials (1993). *ASTM: D245/93. Standard Practice for Establishing Structural Grades and Related Allowable Properties for Visually Graded Lumber*. (CD ROM). Philadelphia.
- (4) Cheung, A.B. (2003). *Tabuleiro Ortótropo Treliçado Protendido Transversalmente para Aplicação em Pontes de Madeira*. São Carlos. 167 p. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo.
- (5) Conover, W.J. (1980). *Practical nonparametric statistics*. John Wiley & Sons, Inc., New York.

- (6) Engineering Statistics Handbook (2002). *NIST/SEMATECH and Handbook of Statistical Methods*. Sematech, Inc. <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>, date. Copyright 2002.
- (7) Fusco, P. B. (1976). *Estruturas de concreto: Fundamentos do projeto estrutural*. Mc Graw-Hill do Brasil, Ltda. São Paulo-Brasil.
- (8) Conover, W.J. (1980). *Practical nonparametric statistics*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- (9) Ledermann, W. (1984-II). *Handbook of applicable mathematics*. Vol. II: Probability. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- (10) Ledermann, W. (1984-VI). *Handbook of applicable mathematics*. Vol. VI: Statistics. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- (11) Lee, E. T. (1992). *Statistical Methods for Survival Data Analysis*. Second Edition. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- (12) Lin, T. S.; Corotis, R. B. (1984). Limit State Reliabilities of Structural Systems. American Society of Civil Engineer, p53-56.
- (13) Lorenço Filho, R. C. B. (1981) *Controle estatístico de qualidade*. Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., Rio de Janeiro, Brasil.
- (14) Martínez, M. E.; Calil, C. J. (2000). *Determinação do Valor Característico da Resistência da Madeira: Distribuições de Probabilidades Simétricas e Assimétricas*. Revista Madeira: Arquitetura e Engenharia. Ano 1, n. 2/ ISSN: 1516-2850, p.25-30, mai/ago, Brasil.
- (15) Martínez, M. E.; Calil, C. J; Rocco Lahr, F.A. (2003). *Métodos paramétricos e não-paramétricos para determinar o valor característico em resultados de ensaios de madeira*. Artigo submetido à publicação na Revista Scientia Forestalis. Setembro, Brasil, 2003.
- (16) Associação Brasileira de Normas Técnicas (1997). *NBR 7190 – Projeto de estruturas de madeira*. São Paulo. 107p.
- (17) Southern Pine Inspection Bureau (1999). *Grades Manual for Boards and 2" Dimension*. Pensacola, Flórida.
- (18) Stephens, M. A. (1974). *EDF Statistics for goodness of fit and some comparisons*. Journal of the American Statistical Association. V. 69, pp 730-737.
- (19) Stephens, M. A. (1976). *Asyntotic results for goodness of fit statistics with unkown parameters*. Annals of Statistics. V. 4, pp 357-369.
- (20) Stephens, M. A. (1977). *Goodness of fit for the extreme value distribution*. Biometrika. V. 64, pp 583-588.