

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta etapa do trabalho foram realizadas análises estatísticas para a interpretação dos resultados obtidos nos testes com a amostra coletada e para permitir a realização de inferências na população. Foi utilizado o software estatístico Minitab 13, versão demonstração.

5.1 Aferição da máquina MSR

Foi realizada a aferição da máquina MSR a partir dos resultados obtidos nos testes de flexão estática em relação ao eixo de menor inércia e nos testes com a máquina MSR. Para aferir os resultados da máquina MSR foi utilizado o modelo da regressão linear simples, tomando como variável independente os valores de MOE medidos nos testes de flexão estática e como variável dependente os valores medidos na máquina MSR.

Este é o modelo mais simples para descrever a relação entre uma variável independente x e uma variável dependente y .

No modelo de regressão linear simples são feitas as seguintes suposições:

- 1) A média dos ϵ_i é zero e sua variância σ^2 é desconhecida e constante, para $1 \leq i \leq n$;
- 2) Para $i \neq j$, ϵ_i e ϵ_j não são correlacionados, isto é, $\text{COV}(\epsilon_i; \epsilon_j) = 0$, para $i \neq j, i \leq 1$ e $j \leq n$;
- 3) A distribuição dos ϵ_i é normal, para $1 \leq i \leq n$.

Não se pode fazer inferências sobre a população a menos que se cumpram as três considerações acima.

O modelo da regressão linear simples debruça-se sobre a relação de tipo linear entre a variável dependente (y) e a variável independente (x). Ou seja, a relação entre as variáveis x e y das populações x e y correspondentes é representada por uma reta do tipo:

$$y(x_i) = a + b(x_i) + \epsilon_i \quad (12)$$

Sendo:

y = variável resposta;

x_i = variável independente para a observação i ;

a = constante;

b = coeficiente angular;

e_i = resíduo; reflete o fato de que as variações de y não são totalmente explicadas pelas variações de x .

Como, geralmente, a reta de regressão da população não é conhecida, esta deve ser estimada a partir dos dados amostrais. Portanto deve-se determinar uma equação de curva que se ajuste ao grupo de dados. A qualidade do modelo ajustado tem de ser avaliada antes de se concluir algo a respeito do grau de influência da variável x na variável y , ou de utilizar o modelo ajustado para fazer inferências.

Portanto, considerando-se os dados do MOE obtidos nos testes de flexão estática em relação ao eixo de menor inércia como sendo a variável independente (x), portanto, isenta de erros, e os dados do MOE obtidos na máquina MSR como a variável dependente (y) é possível investigar a influencia do MOE medido com a maquina MSR, com MOE medido nos testes de flexão estática por meio da análise de regressão linear.

A figura 47 apresenta um diagrama de dispersão entre os módulos de elasticidade medidos nos testes de flexão estática e na máquina MSR, dados na tabela 26.

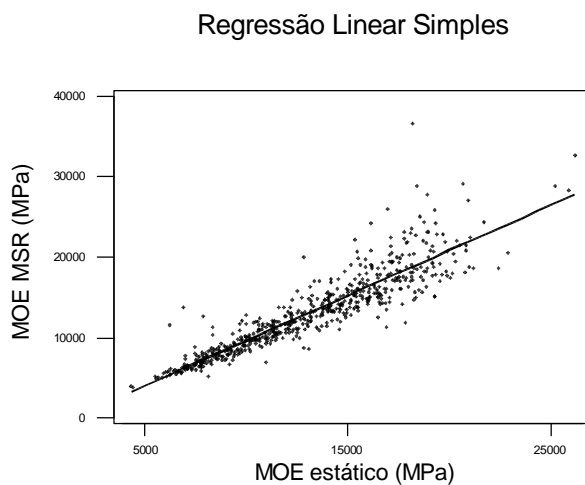


Figura 47 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre MOE estático e MOE MSR.

Observa-se no diagrama de dispersão o aumento do erro com o aumento da magnitude do $MOE_{\text{estático}}$. Isto indica que a variância não é constante, o gráfico dos resíduos contra os valores estimados confirma esta observação.

Análise de resíduos

A figura 48 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para o MOE medido na máquina MSR, no qual se observa que a variância não é constante, pois, o gráfico apresenta forma afunilada. Portanto foi necessário realizar uma transformação dos dados para estabilizar a variância.

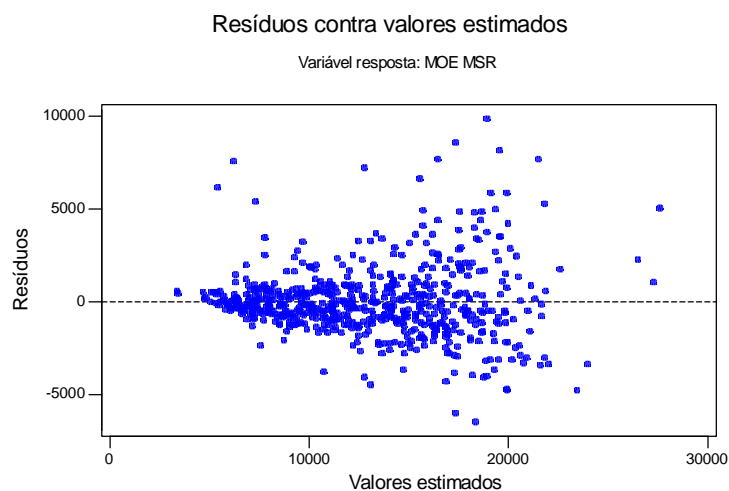


Figura 48 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para o MOE MSR.

Na figura 49 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos não apresentam distribuição normal, visto que os dados não se distribuem ao longo de uma reta.

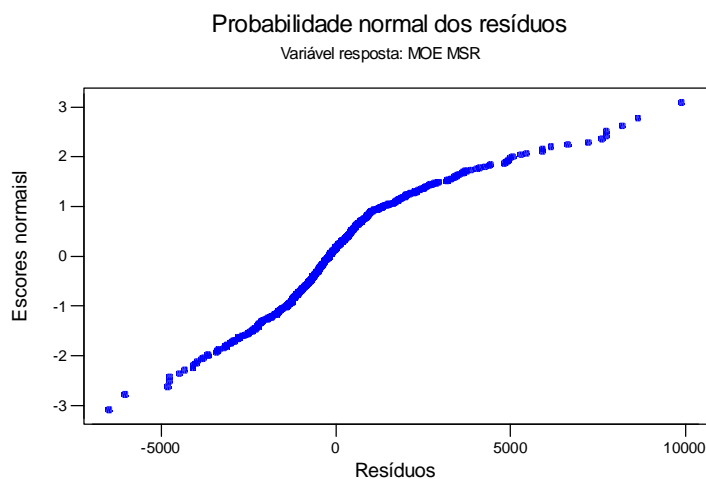


Figura 49 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais.

Portanto foi necessário realizar uma transformação dos dados de forma a se obter uma distribuição normal para os resíduos, e a homogeneidade da variância. Para a determinação da equação que melhor ajusta os dados para uma distribuição normal foi utilizado o método de BOX-COX (1964). Este método aplica uma transformação exponencial nos dados, de forma a aproxima-los de uma distribuição normal. Para situações em que a variável dependente y é conhecida e positiva, as seguintes transformações podem ser usadas:

$$T(y_i) = \begin{cases} \left(\frac{y_i^{\lambda} - 1}{\lambda} \right) & \text{quando } \lambda \neq 0 \quad (a) \\ \ln(y_i) & \text{quando } \lambda = 0 \quad (b) \end{cases} \quad (13)$$

Sendo que λ assume valores entre -3 a $+3$. Não é garantido, mas quase sempre algum valor de lambda (λ) resulta em normalidade. Quando λ se aproximar de zero, então a equação de transformação é dada por $\ln(y)$.

Na prática, muitas vezes as transformações da equação 13 são simplificadas para as seguintes equações:

$$T(y_i) = \begin{cases} Y^{\lambda} & \text{com } \lambda = \frac{1}{2}, 1, 2, \dots, 3 & \text{para } \lambda \neq 0 \\ \ln(y_i) & & \text{para } \lambda = 0 \end{cases} \quad (14)$$

O software Minitab 13 adota as equações simplificadas.

As figuras 50 e 51 apresentam, a determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para a transformação dos dados do MOE_{MSR} e do $\text{MOE}_{\text{estático}}$ respectivamente, desconsiderando-se as observações extremas (*outlier*).

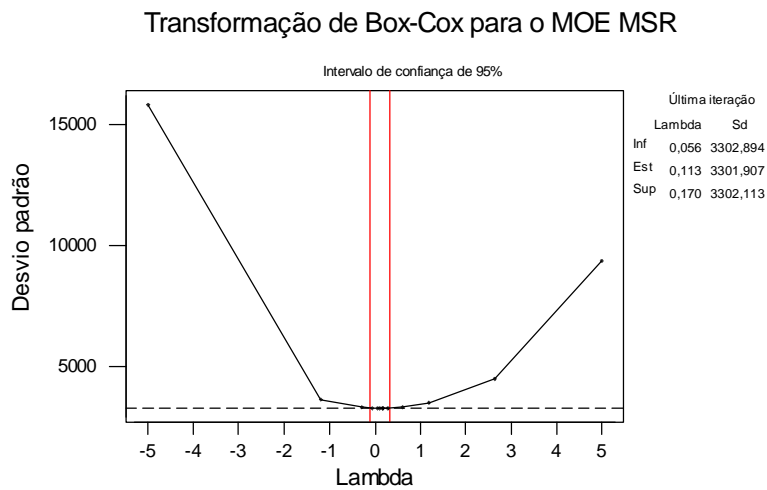


Figura 50 – Determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para o MOE_{MSR} .

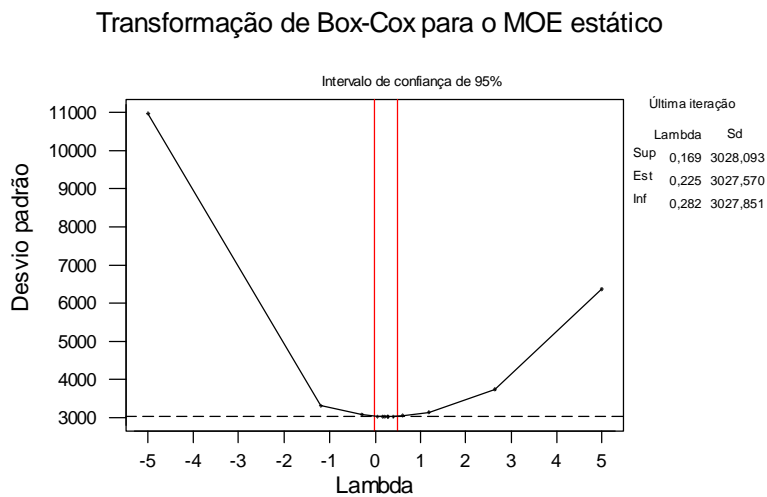


Figura 51 – Determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para o $\text{MOE}_{\text{estático}}$.

Como o valor de $\lambda_{\text{ótimo}}$ para o MOE_{MSR} é próximo de zero, foi utilizada a transformação lognormal para estes dados. Portanto, foram aplicadas as

transformações dadas nas equações 15 e 16 para o MOE_{MSR} e para o $MOE_{estático}$ respectivamente.

$$T(MOE) = Ln(MOE_{MSR}) \quad (15)$$

$$T(MOE) = MOE_{estático}^{0,225} \quad (16)$$

A figura 52 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para os dados transformados, onde se observa a homogeneidade da variância.

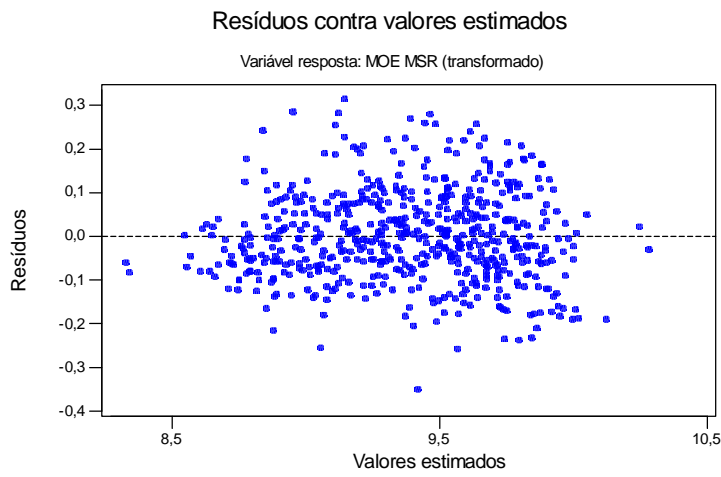


Figura 52 – Resíduos contra valores estimados para os dados transformados.

A figura 53 apresenta o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos apresentam um padrão muito próximo da normalidade.

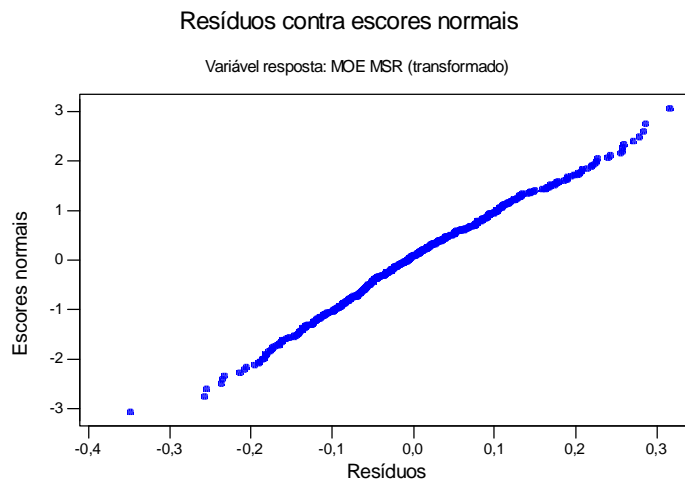


Figura 53 – Resíduos contra escores normais para os dados transformados.

Pode-se chegar à mesma conclusão pela observação do histograma dos resíduos, dado na figura 54.

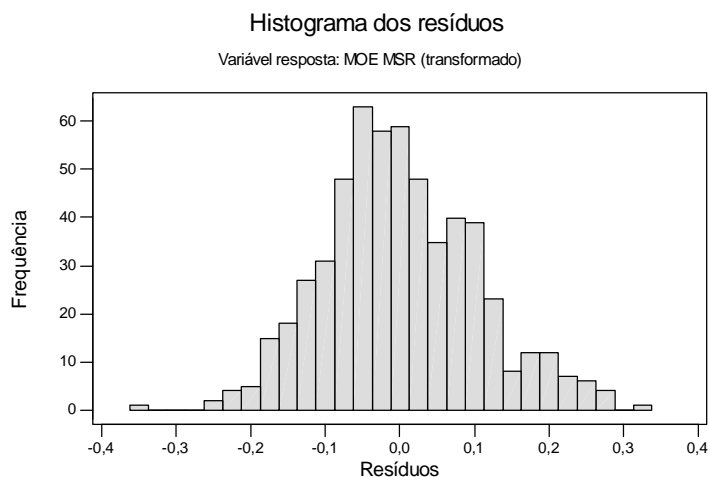


Figura 54 – Histograma dos resíduos para os dados transformados.

A figura 55 apresenta o gráfico de dispersão para os dados transformados.

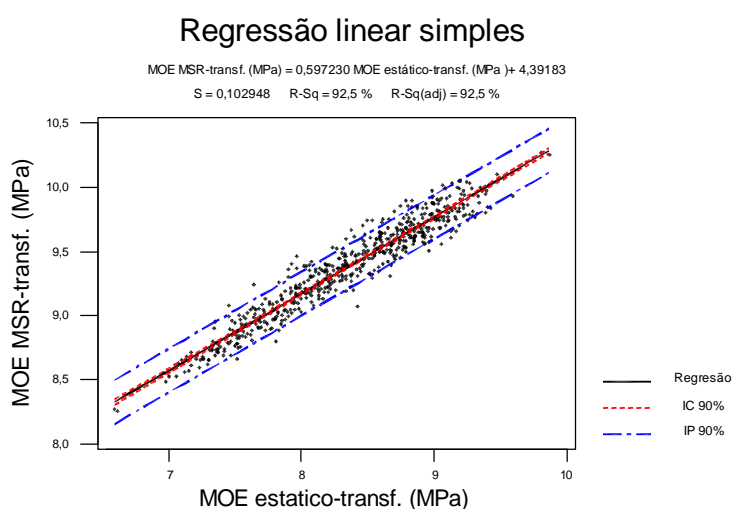


Figura 55 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre MOE estático e MOE MSR, para os dados transformados.

Diante das constatações acima, verifica-se que são cumpridas as três suposições do modelo. Portanto, a análise de variância pode ser usada para verificar a qualidade do modelo ajustado. Esta é mostrada na tabela 38.

Tabela 38 – Quadro de ANOVA para os dados do MOE_{MSR} e do $MOE_{estático}$, transformados.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F_{cal}	Valor-p
Regressão	73,7597	1	73,7597	6959,59	0,000
Erro	5,9774	564	0,0106		
Total	79,7371	565			

Considera-se o seguinte teste de hipótese para os dados da tabela 38:

$$\begin{cases} H_0 : \mathbf{b} = 0 \\ H_1 : \mathbf{b} \neq 0 \end{cases} \quad (17)$$

A hipótese nula é a de que a variação de y não depende de x , portanto rejeitando H_0 admite-se que y é função de x . Assim, para um nível de significância $\alpha = 0,05$. A hipótese nula deve ser rejeitada se $F_{cal} > F_{0,05;1;(n-2)}$, isto é, a região de rejeição é $R : F_{cal} > F_{0,05;1;(n-2)}$, assim da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(566-2) = 564$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;564)} = 3,84$, isto é, a região de rejeição é $R : F_{cal} > 3,84$.

Como $F_{cal} = 6959,59 > F_{0,05; 1,564} = 3,84$ rejeita-se H_0 ao nível de significância $\alpha = 0,05$. De acordo com os dados a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa, portanto o modelo de regressão linear dado por $MOE_{MSR-transf.} (MPa) = 0,5972 \cdot MOE_{estático} (MPa) + 4,391$ é adequado para representar a relação entre os dados transformados do $MOE_{estático}$ e do MOE_{MSR} , para a espécie e dimensões consideradas.

Para representar a relação entre o $MOE_{estático}$ e o MOE_{MSR} para os dados originais, ou seja, sem transformação, basta realizar a transformação inversa nos dados, deste modo chega-se à equação 18.

$$MOE_{MSR} (MPa) = 2,71828^{[0,5972 \cdot MOE(MPa)^{0,225} + 4,391]} \quad (18)$$

Intervalo de confiança e Intervalo de previsão

Uma aplicação importante do modelo de regressão é estimar valores da variável resposta (y) para um valor específico do estimador (x). Para tal finalidade

deve-se construir intervalos de confiança (I.C.) e de previsão (I.P.) para as estimativas.

Os intervalos de confiança e de previsão $(100-\alpha)\%$ para a população podem ser determinados pelas equações 19 e 20 respectivamente

$$IC(100 - \alpha)\% = \hat{Y} \pm t_{n-2;\alpha/2} \cdot Se \cdot \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{S_{xx}}} \quad (19)$$

$$IP(100 - \alpha)\% = \hat{Y} \pm t_{n-2;\alpha/2} \cdot Se \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{S_{xx}}} \quad (20)$$

Sendo:

\hat{Y} = Variável resposta estimada pela equação de regressão;

$t_{n-2;\alpha/2}$ = valor obtido da tabela t de *student*;

$$Se = \text{Erro padrão estimado} = \sqrt{\frac{\sum (Y - \hat{Y})^2}{n - 2}};$$

$$S_{xx} = \frac{[n \cdot \sum x^2 - (\sum x)^2]}{n}.$$

Para os dados originais os intervalos de confiança e de previsão de 90% são dados pelas equações 21 e 22 respectivamente.

$$IC90\% = 2,7183^{(0,5972 \cdot MOE_{estatico} 0,225 + 4,391) \pm 0,1711 \cdot \sqrt{\frac{1}{564} + \frac{(MOE_{estatico} 0,225 - 8,34)^2}{66,12}}} \quad (21)$$

$$IP90\% = 2,7183^{(0,5972 \cdot MOE_{estatico} 0,225 + 4,391) \pm 0,1711 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{564} + \frac{(MOE_{estatico} 0,225 - 8,34)^2}{66,12}}} \quad (22)$$

5.2 Aferição do equipamento de vibração transversal

A aferição do equipamento de vibração transversal foi realizada da mesma forma que a aferição da máquina MSR, ou seja, foi realizada uma análise de regressão linear simples entre os dados do MOE medido por testes de flexão estática em relação ao eixo de menor inércia e pelo equipamento de vibração transversal.

A figura 56 apresenta o gráfico de dispersão e a reta de regressão entre os dados do MOE medidos nos testes de flexão estática e pelo equipamento de vibração transversal.

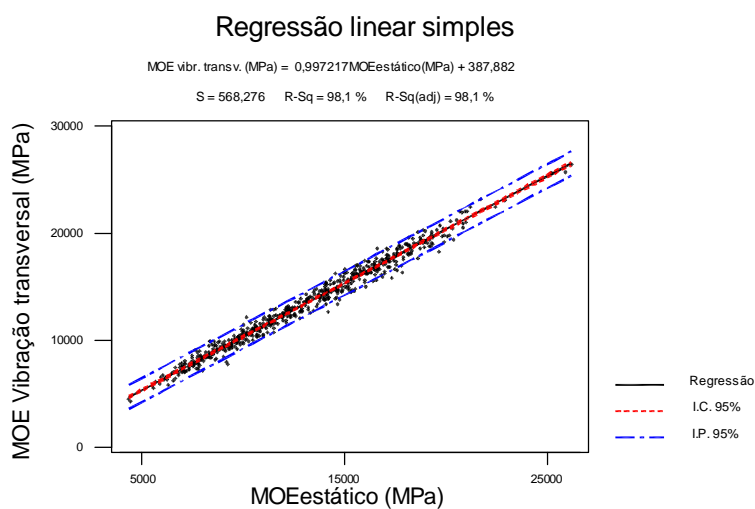


Figura 56 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre $\text{MOE}_{\text{estático}}$ e $\text{MOE}_{\text{vibração-transversal}}$.

Análise dos Resíduos

A figura 57 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para os dados do MOE obtidos com o equipamento de vibração transversal. Observa-se a constância da variância.

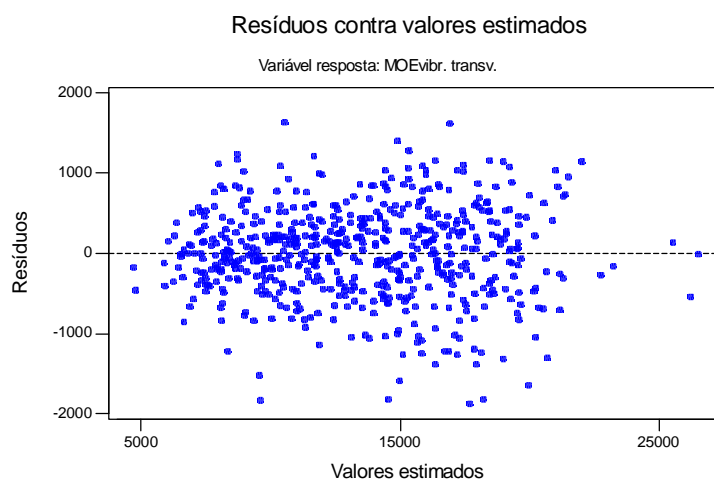


Figura 57 – Resíduos contra valores estimados para os dados do MOE obtido na vibração transversal.

A figura 58 apresenta o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos se distribuem segundo um padrão aproximadamente normal.

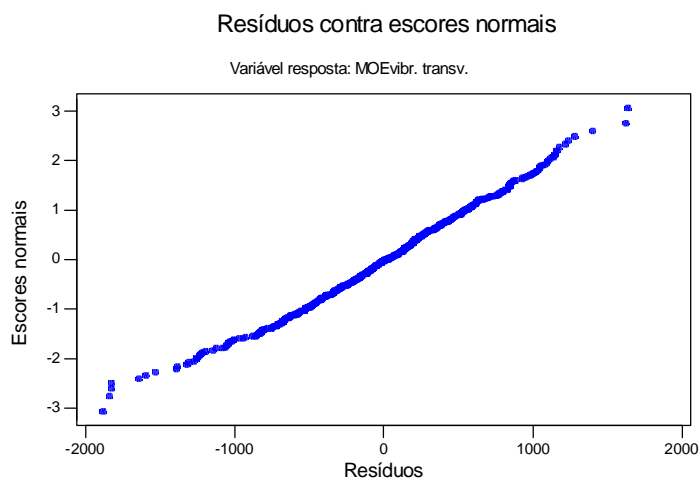


Figura 58 – Resíduos contra escores normais para os dados do MOE obtido na vibração transversal.

Pode-se chegar à mesma conclusão pela análise do histograma dos resíduos mostrado na figura 59.

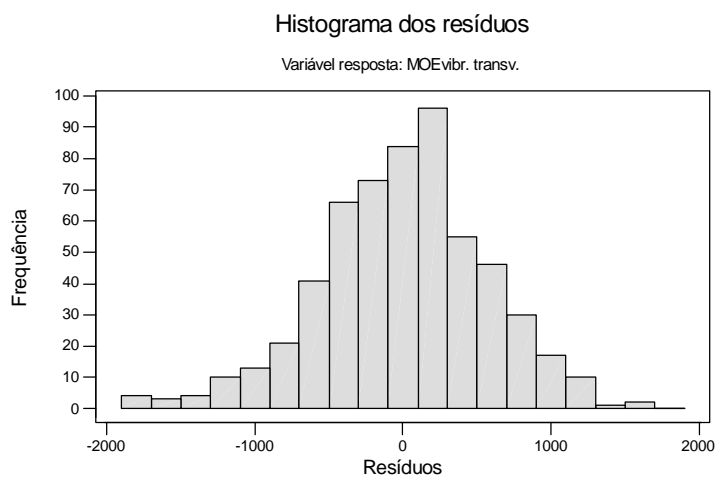


Figura 59 – Histograma dos resíduos para os dados do MOE obtido na vibração transversal.

A tabela 39 apresenta o quadro de ANOVA utilizado para verificar a qualidade do modelo ajustado.

Tabela 39 – Quadro de ANOVA para os dados de E_m e f_m transformados

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Regressão	9447473669	1	9447473669	29254,80	0,000
Erro	185366188	574	322938		
Total	9632839857	575			

Como $F_{cal} = 29254,80 > F_{0,05; 1,574} = 3,840$ rejeita-se H_0 ao nível de significância $\alpha = 0,05$. De acordo com os dados a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $MOE_{vibração-transv.} (MPa) = 0,9972 \cdot MOE(MPa) + 387,882$ é adequado para representar a relação entre o $MOE_{estático}$ e o $MOE_{vibração-transversal}$, para a espécie e dimensões consideradas.

Intervalo de confiança de Intervalo de previsão

Os intervalos de confiança e de previsão de 90% para os dados em questão são dados nas equações 23 e 24 respectivamente.

$$IC^{90\%} = 0,997 \cdot MOE_{est.} + 387,88 \pm 934,85 \cdot \sqrt{\frac{1}{576} + \frac{(MOE_{est.} - 13033)^2}{9,5 \cdot 10^9}} \quad (23)$$

$$IP^{90\%} = 0,997 \cdot MOE_{est.} + 387,88 \pm 934,85 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{576} + \frac{(MOE_{est.} - 13033)^2}{9,5 \cdot 10^{80}}} \quad (24)$$

5.3 Verificação da influência da disposição das pranchas na determinação do MOE estático

Deseja-se verificar se existe diferença estatisticamente significativa nos valores médios do MOE medidos em relação ao eixo de menor inércia com os valores medidos em relação ao eixo de maior inércia, para cada classe isoladamente. Esta análise foi realizada com os dados das tabelas 26, 28, 29, 30 e 31. A ferramenta estatística utilizada foi a análise de variância para detectar se há diferença entre os tratamentos, e o teste t para dados pareados para verificar se a diferença entre os tratamentos é significativa.

Classe N°2-ND

A figura 60 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados, no qual se observa a heterogeneidade da variância.

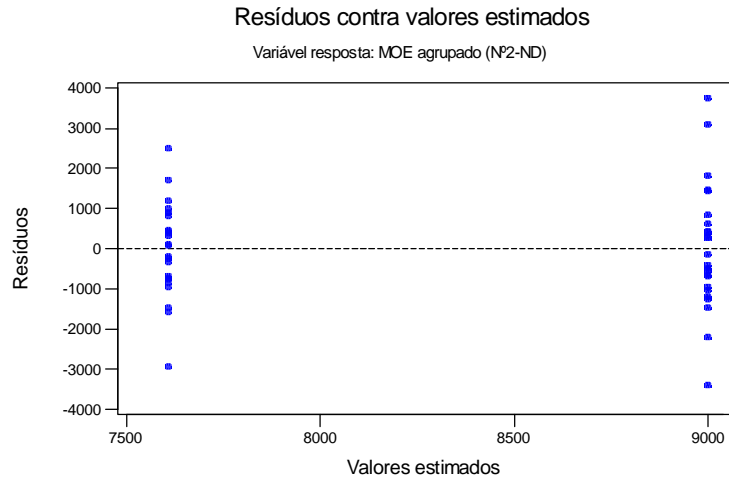


Figura 60 - Gráfico de resíduos contra valores estimados para os dados agrupados do MOE da classe N°2-ND.

A figura 61 apresenta o gráfico dos escores normais, no qual se observa que os dados não se distribuem segundo o padrão de normalidade.

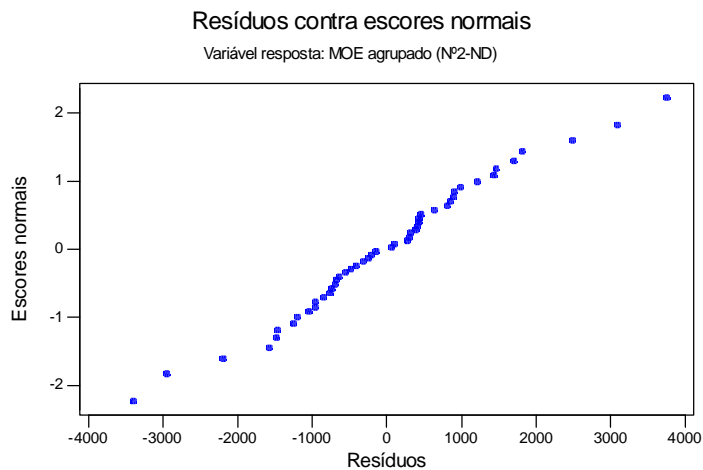


Figura 61 – Gráfico de resíduos contra os escores normais para os dados agrupados do MOE da classe N°2-ND.

Foi realizada a transformação de Box-Cox nos dados, conforme mostra a figura 62.

Transformação de Box-Cox

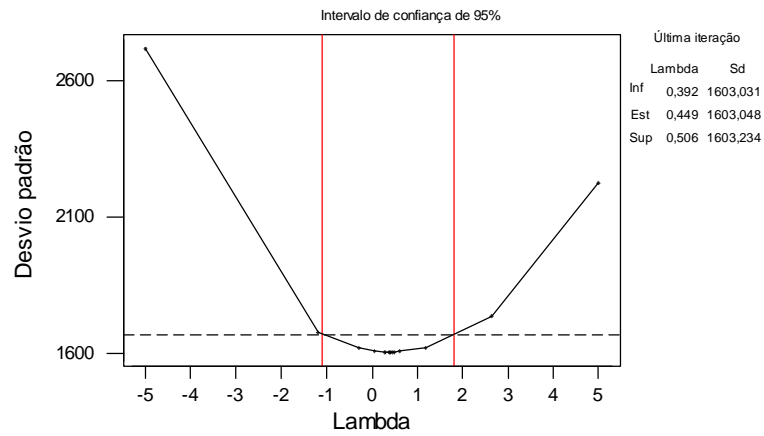


Figura 62 – Determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para os dados agrupados do MOE da classe N°2-ND.

Portanto, a transformação aplicada nos dados foi:

$$T(MOE) = MOE^{0,449} \quad (25)$$

A figura 63 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para os dados transformados, no qual se observa a homogeneidade da variância.

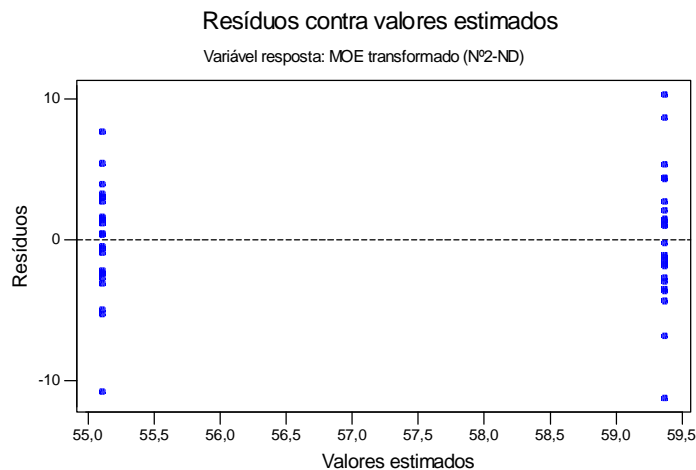


Figura 63 - Gráfico de resíduos contra valores estimados para os dados transformados e agrupados do MOE da classe N°2-ND.

A figura 64 apresenta o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa a normalidade dos resíduos.

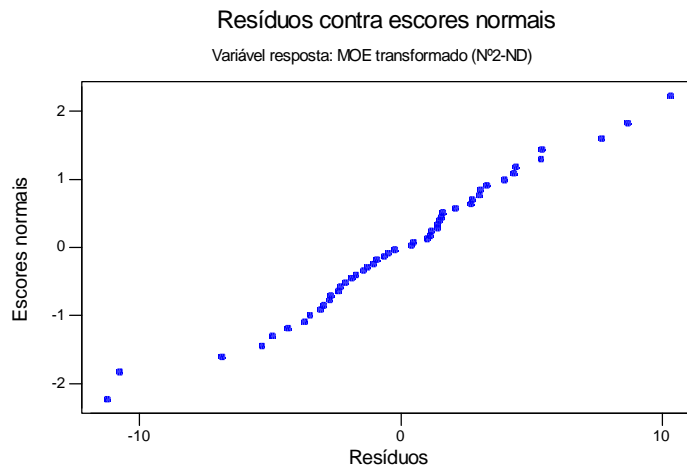


Figura 64 – Gráfico de resíduos contra os escores normais para os dados transformados do MOE da classe N°2-ND.

A figura 65 apresenta o teste de normalidade de Shapiro-Wilk para os dados, no qual se conclui que a suposição de normalidade foi aceita pelos dados amostrais ao nível de significância $\alpha = 0,05$.

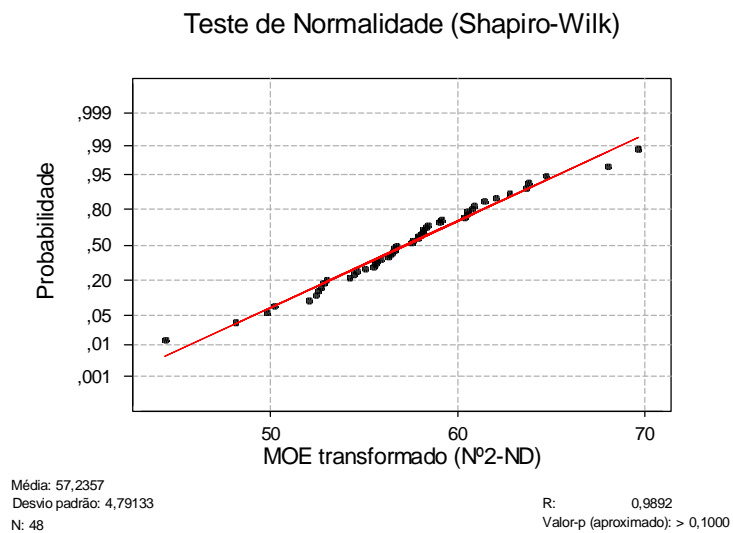


Figura 65 – Teste de normalidade para os dados transformados do MOE da classe N°2-ND.

Cumprida as suposições do modelo, a tabela de ANOVA é adequada para a análise dos dados. Esta é mostrada na tabela 40.

Tabela 40 – Valores do quadro de ANOVA para os dados do MOE da classe N°2-ND.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (orientação).	218,2	1	218,2	11,66	0,001
Dentro de tratamentos (Resíduos).	860,8	46	18,7		
Total	1079,0	47			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para os tratamentos e $(48-2) = 46$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;46)} = 4,06$. Como $F_{cal} = 11,66 > F_{0,05; 1,46} = 4,06$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe diferença significativa no valor médio do MOE medido em relação ao eixo de maior inércia, com o valor médio do MOE medido em relação ao eixo de menor inércia, para a classe N°2-ND.

Teste de significância

Apesar dos tratamentos conduzirem a resultados diferentes é necessário verificar se a diferença entre os tratamentos é significativa. Foi utilizado o teste t para dados pareados. Este teste é baseado na estatística t , conforme segue:

$$t = \frac{\bar{d}}{Sd / \sqrt{n}} \quad (26)$$

Sendo:

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^n d_i}{n}, \text{ média das diferenças das observações;}$$

$$Sd^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2}{n - 1}, \text{ variância das diferenças;}$$

$d_i = d_{1i} - d_{2i}$, diferença entre os tratamentos 1 e 2, para a observação i .

Deseja-se realizar o seguinte teste de hipótese:

$$\begin{cases} H_0 : \mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2 = 0 & (\text{a diferença não é significativa}) \\ H_1 : \mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2 \neq 0 & (\text{a diferença é significativa}) \end{cases} \quad (27)$$

A hipótese nula é rejeitada quando $|t| > |t_{crítico}|$. Sendo que $t_{crítico} = t_{\alpha/2, v}$ obtido da tabela t com nível de significância $\alpha/2$ e $[n-1]$ graus de liberdade.

A tabela 41 apresenta o resultado do teste t para os dados pareados do MOE para a classe N°2-ND.

Tabela 41 – Teste t para os dados pareados do MOE para a classe N°2-ND.

Teste- t : duas amostras para médias pareadas

	<i>Menor inércia</i>	<i>Maior inércia</i>
Média	59,368	55,104
Variância	22,184	15,240
Observações	24	24
gl	23	
Stat t	6,728	
t crítico	1,714	

Portanto, como $t = 6,728 > t_{\text{crítico}} = 1,714$, conclui-se que a diferença entre os módulos de elasticidade medidos com as peças em orientações diferentes é significativa ao nível de significância $\alpha = 0,05$ para a classe N°2-ND.

Classe N°2-D

A tabela 42 apresenta o quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE para a classe N°2-D.

Tabela 42 – Valores do quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE da classe N°2-D.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (orientação).	0,3327	1	0,3327	8,21	0,006
Dentro de tratamentos (Resíduos).	1,7824	44	0,0405		
Total	2,1151	45			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para os tratamentos e $(46-2) = 44$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;44)} = 4,06$. Como $F_{\text{cal}} = 8,21 > F_{0,05;1,44} = 4,06$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe diferença significativa no valor médio do MOE medido em relação ao eixo de maior inércia, com o valor médio do MOE medido em relação ao eixo de menor inércia, para a classe N°2-D.

Teste de significância

A tabela 43 apresenta o resultado do teste t para os dados pareados do MOE para a classe N°2-D.

Tabela 43 – Teste t para os dados pareados do MOE para a classe N°2-D.

Teste-t: duas amostras para médias pareadas

	<i>Menor inércia</i>	<i>Maior inércia</i>
Média	9,279	9,104
Variância	0,070	0,043
Observações	24	24
gl	23	
Stat t	7,360	
t crítico	1,714	

Portanto, como $t = 7,360 > t_{\text{crítico}} = 1,714$, conclui-se que a diferença entre os módulos de elasticidade medidos com as peças em orientações diferentes é significativa ao nível de significância $\alpha = 0,05$, para a classe N°2-D.

Classe SS-ND

A tabela 44 apresenta o quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE para a classe SS-ND.

Tabela 44 – Valores do quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE da classe SS-ND.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (orientação).	4034003	1	4034003	4,43	0,041
Dentro de tratamentos (Resíduos).	41896775	46	910799		
Total	45930778	47			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para os tratamentos e $(48-2) = 46$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;46)} = 4,06$. Como $F_{\text{cal}} = 4,43 > F_{0,05;1,46} = 4,06$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe diferença significativa no valor médio do MOE medido em relação ao eixo de maior inércia, com o valor médio do MOE medido em relação ao eixo de menor inércia, para a classe SS-ND.

Teste de significância

A tabela 45 apresenta o resultado do teste t para os dados pareados do MOE para a classe SS-ND.

Tabela 45 – Teste t para os dados pareados do MOE para a classe SS-ND.

Teste-t: duas amostras para médias pareadas

	<i>Menor inércia</i>	<i>Maior inércia</i>
Média	4473,573	3893,773
Variância	1063074,607	758525,886
Observações	24	24
gl	23	
Stat t	5,215	
t crítico	1,714	

Portanto, como $t = 5,215 > t_{\text{crítico}} = 1,714$, conclui-se que a diferença entre os módulos de elasticidade medidos com as peças em orientações diferentes é significativa ao nível de significância $\alpha = 0,05$, para a classe SS-ND.

Classe SS-D

A tabela 46 apresenta o quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE para a classe SS-D.

Tabela 46 – Valores do quadro de ANOVA para os dados transformados do MOE da classe SS-D.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (orientação).	474,7	1	474,7	9,70	0,003
Dentro de tratamentos (Resíduos).	2249,9	46	48,9		
Total	2724,6	47			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para os tratamentos e $(48-2) = 46$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;46)} = 4,06$. Como $F_{\text{cal}} = 9,70 > F_{0,05;1,46} = 4,06$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe diferença significativa no valor médio do MOE medido em relação ao eixo de maior inércia, com o valor médio do MOE medido em relação ao eixo de menor inércia, para a classe SS-D.

Teste de significância

A tabela 47 apresenta o resultado do teste t para os dados pareados do MOE para a classe SS-D.

Tabela 47 – Teste t para os dados pareados do MOE para a classe SS-D.

Teste-t: duas amostras para médias pareadas

	<i>Menor inércia</i>	<i>Maior inércia</i>
Média	79,417	73,128
Variância	67,238	30,586
Observações	24	24
gl	23	
Stat t	6,792	
t crítico	3,151E-07	

Portanto, como $t = 6,792 > t_{\text{crítico}} = 3,151E-07$, conclui-se que a diferença entre os módulos de elasticidade medidos com as peças em orientações diferentes é significativa ao nível de significância $\alpha = 0,05$, para a classe SS-D.

5.4 Análise dos resultados do MOE em relação ao eixo de maior inércia

Deseja-se testar a hipótese nula de que as médias dos resultados obtidos para o MOE medido em relação ao eixo de maior inércia são todas iguais contra a hipótese alternativa de que as médias são diferentes. Foram analisados os dados das tabelas 28 a 31. A análise dos resultados do MOE inicia-se com a verificação da adequabilidade do modelo.

Verificação da adequabilidade do modelo

Foi utilizado o método gráfico dos resíduos contra os valores estimados para a análise dos resíduos. A figura 66 mostra este gráfico para os dados do MOE em relação ao eixo de maior inércia. O gráfico indica que a variância é constante.

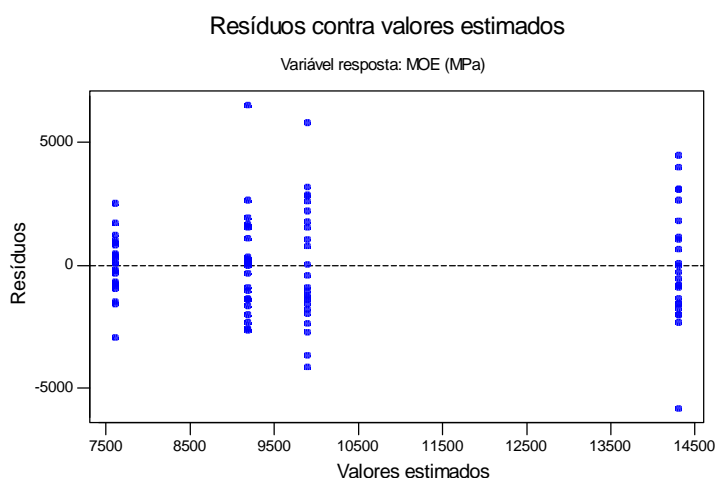


Figura 66 – Gráfico de resíduos contra valores estimados para os dados do MOE.

A normalidade dos resíduos foi verificada pelo gráfico dos resíduos contra os escores normais, com o qual verificou-se que a distribuição dos resíduos não segue o padrão de normalidade.

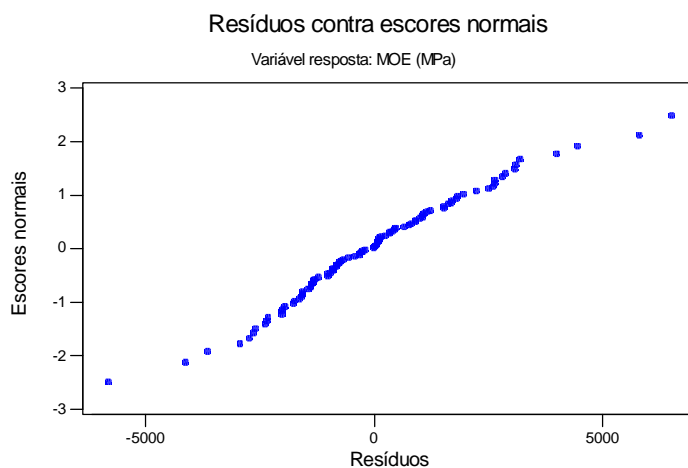


Figura 67 – Gráfico de probabilidade normal dos resíduos.

Para verificar a normalidade dos dados foi utilizado o teste de Shapiro-Wilk, e concluiu-se que a suposição de normalidade foi rejeitada, conforme mostra a figura 68.

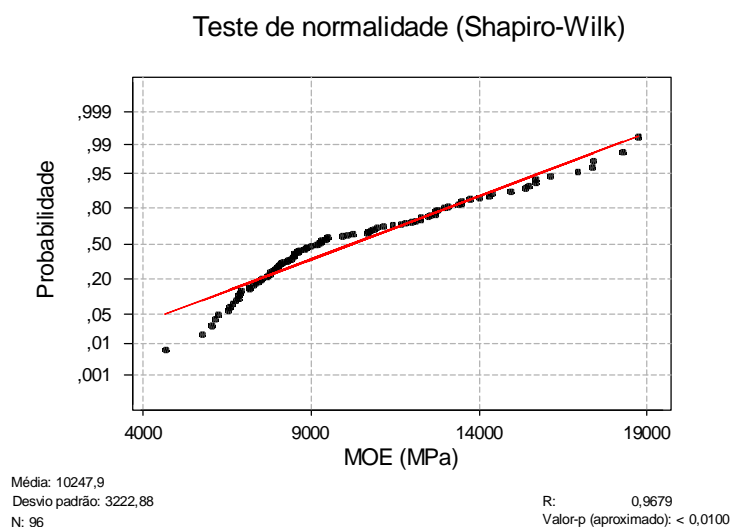


Figura 68 – Teste de normalidade para os dados do MOE.

Para se obter a normalidade aproximada e também a homogeneidade da variância foi utilizada a transformação de Box-Cox. A figura 69 mostra a determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para esta transformação.

Transformação de Box-Cox

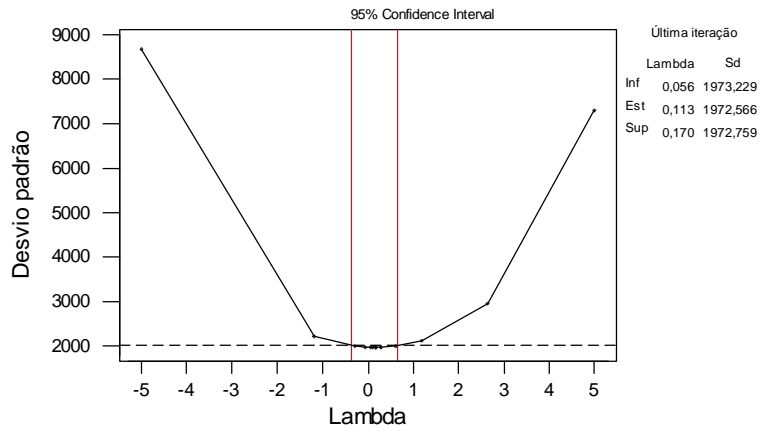


Figura 69– Determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para o MOE.

Como $\lambda_{\text{ótimo}}$ é próximo de zero, foi utilizada a transformação lognormal do MOE, como mostra a equação 28.

$$T(MOE) = Ln(MOE) \tag{28}$$

A homogeneidade da variância foi novamente verificada por meio da análise do gráfico dos resíduos contra os valores estimados, conforme mostrado na figura 70.

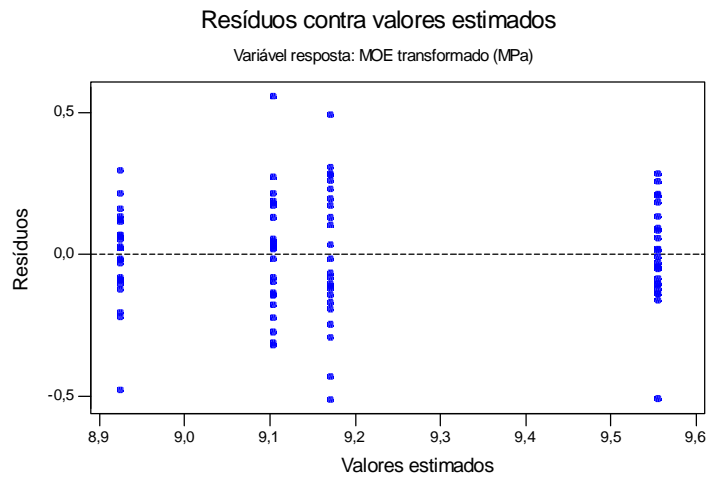


Figura 70 – Gráfico de resíduos contra valores estimados para os dados do MOE transformados pela equação 30.

Observa-se que a variância permanece constante.

Para verificar a normalidade dos resíduos foi utilizado o gráfico dos escores normais. A figura 71 mostra este gráfico, no qual se observa que os resíduos seguem uma distribuição normal aproximada.

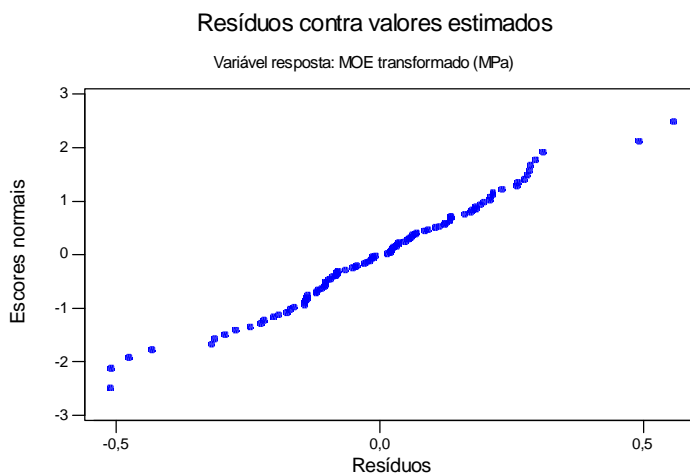


Figura 71 – Gráfico de probabilidade normal para os dados da tabela 32.

O teste de Shapiro-Wilk confirma a normalidade dos dados, conforme mostra a figura 72.

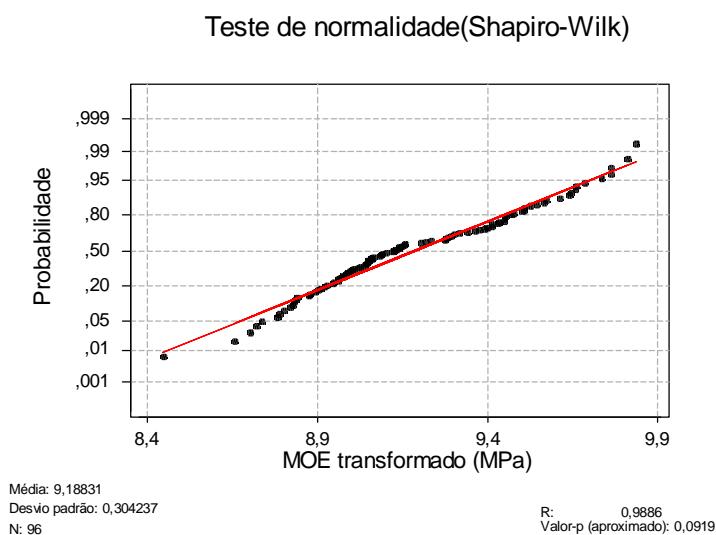


Figura 72 – Teste de normalidade de Shapiro-Wilk para o MOE transformado.

Cumprida as suposições do modelo, a tabela de ANOVA é adequada para a análise dos dados.

Tabela 48 – Valores do quadro de ANOVA para os dados do MOR transformados.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (classes).	5,0643	3	1,6881	41,65	0,000
Dentro de tratamentos (Resíduos).	3,7289	92	0,0405		
Total	8,7932	95			

Da tabela F com $(4-1) = 3$ graus de liberdade e $(96-4) = 92$ graus de liberdade, tem-se $F_{0,05;(3;92)} = 2,717$. Como $F_{cal} = 41,65 > F_{0,05; 3,92} = 2,717$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe evidência estatística de que existe diferença no MOE médio para os 4 tipos de tratamentos.

Portanto, para verificar quais são as médias que diferem entre si, utiliza-se o método de TUKEY (1977) para verificação de todos os tratamentos pareados.

Teste de Tukey

Número de tratamentos (k) = 4;

MSE = 0,0405;

Graus de liberdade dos resíduos (N - k) = 92;

Então, para $\alpha = 0,05$ tem-se da tabela *t* de *student* o valor de $t_{0,025;92} = 1,99$. A diferença menos significativa (DMS) é dada por:

$$DMS = t_{\alpha/2,n} \cdot \sqrt{MSE \cdot \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)} = 1,99 \cdot \sqrt{0,045 \cdot \left(\frac{1}{24} + \frac{1}{24} \right)} = 0,122 \quad (29)$$

A tabela 49 apresenta as comparações múltiplas pareadas.

Tabela 49 - Comparações múltiplas pareadas para as médias do MOE transformado.

Tratamento	1 (Nº2-ND)	2 (Nº2-D)	3 (SS-ND)	4 (SS-ND)
Média (\bar{y}_t)	8,925	9,104	9,170	9,555
Diferença ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)	*	-0,179**	-0,245**	-0,630**
		*	-0,066	-0,451**
			*	-0,385**
				*
IC 95% ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)	*	(-0,330;-0,026)	(-0,397; -0,093)	(-0,781; -0,477)
		*	(-0,219; 0,085)	(-0,603; -0,298)
			*	(-0,536; -0,232)

Portanto, conclui-se que não há diferença estatisticamente significativa de MOE somente entre as classes Nº2-D e SS-ND.

5.5 Análise dos resultados do MOR em relação ao eixo de maior inércia

Deseja-se testar a hipótese nula de que as médias dos resultados obtidos para o MOR em cada classe (tratamento) dadas nas tabelas 28 a 31 são iguais entre si. Foi utilizada a análise de variância para a comparação dos quatro tratamentos.

Análise de resíduos

A figura 73 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para os dados do MOE, no qual se observa a heterogeneidade da variância (forma afunilada).

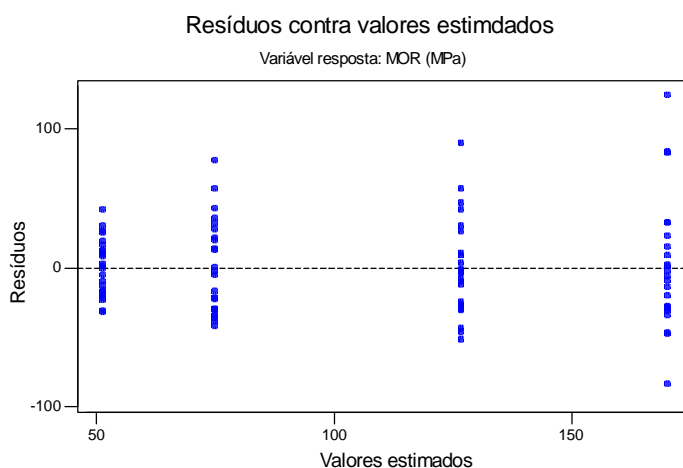


Figura 73 – Resíduos contra valores estimados para os dados do MOR.

A verificação da normalidade dos resíduos foi feita utilizando o gráfico dos resíduos contra os escores normais mostrado na figura 74, no qual se observa que os resíduos não apresentam distribuição normal.

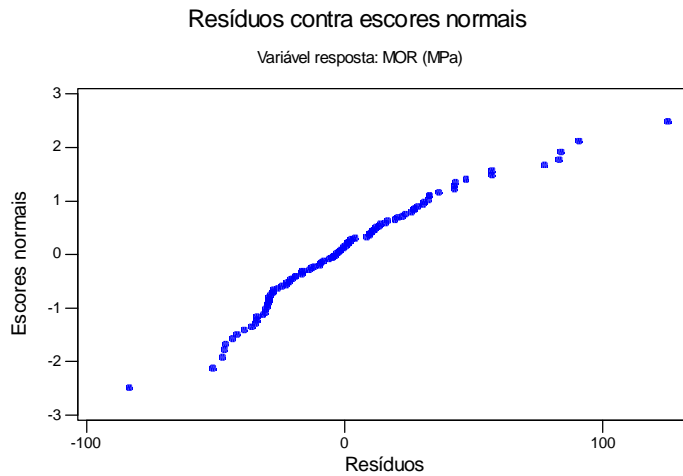


Figura 74 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais para os dados do MOR.

Para verificar a normalidade dos dados realizou-se o teste de Shapiro-Wilk, e concluiu-se que a suposição de normalidade foi rejeitada pelos dados amostrais ao nível de significância $\alpha = 0,05$.

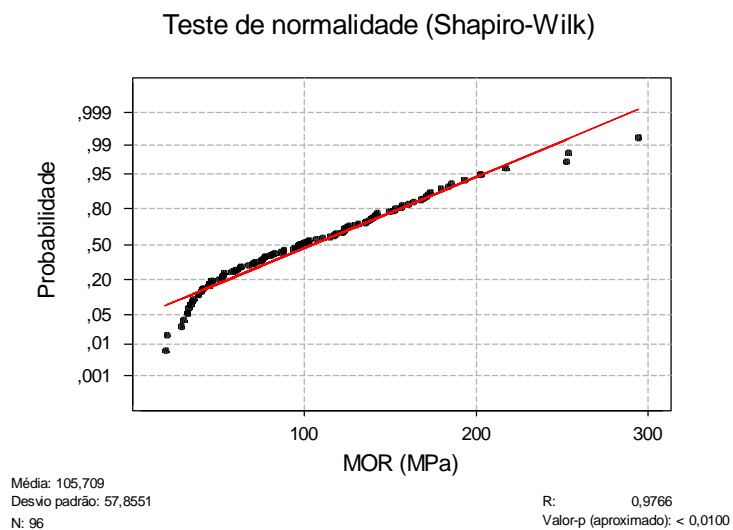


Figura 75 - Teste de normalidade para os dados do MOR.

Portanto foi necessário realizar uma transformação dos dados de forma a se obter uma distribuição normal aproximada tanto para os resíduos, como para a distribuição de frequências do MOR. A figura 76 apresenta a determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para a transformação de Box-Cox.

Transformação de Box-Cox

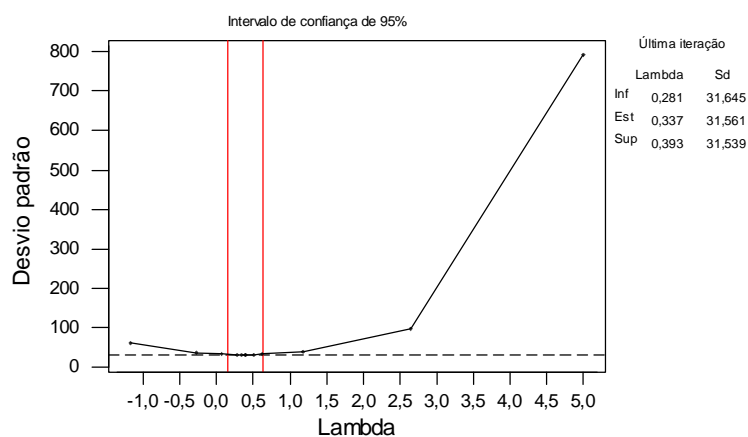


Figura 76 – Determinação do $\lambda_{\text{ótimo}}$ para o MOR.

Observando a figura acima observa-se que o $\lambda_{\text{ótimo}}$ é 0,337. Substituindo-se este valor na equação 14 tem-se a seguinte equação de transformação:

$$T(MOR) = MOR^{0,337} \quad (30)$$

A figura 77 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados, no qual se observa a estabilização da variância.

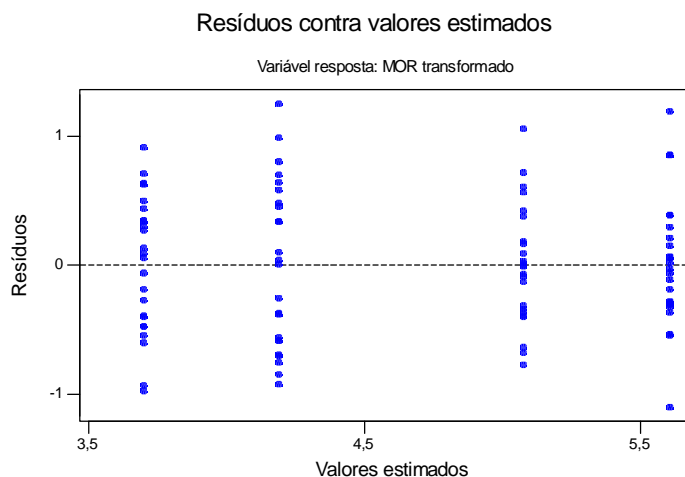


Figura 77 – Resíduos contra valores estimados para os dados transformados do MOR.

Para verificar a normalidade dos resíduos, utilizou-se o gráfico dos resíduos contra os escores normais. A figura 78 mostra este gráfico, no qual se observa a normalidade dos dados.

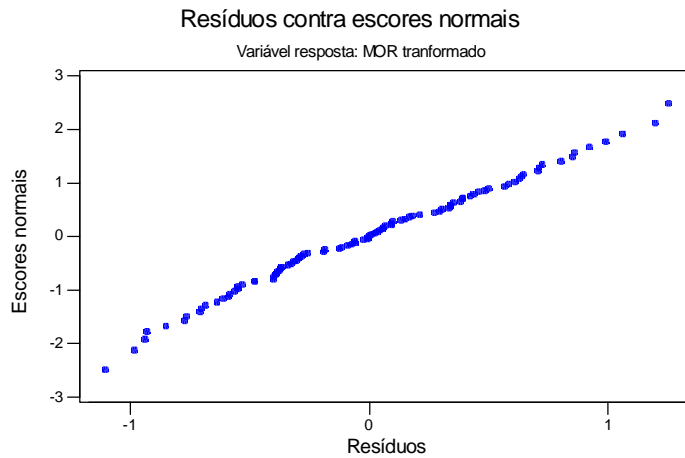


Figura 78 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais para os dados do MOR.
A verificação a normalidade dos dados foi feita usando o teste de Shapiro-Wilk, e concluiu-se que a suposição de normalidade foi aceita pelos dados amostrais ao nível de significância $\alpha = 0,05$, conforme mostra a figura 85.

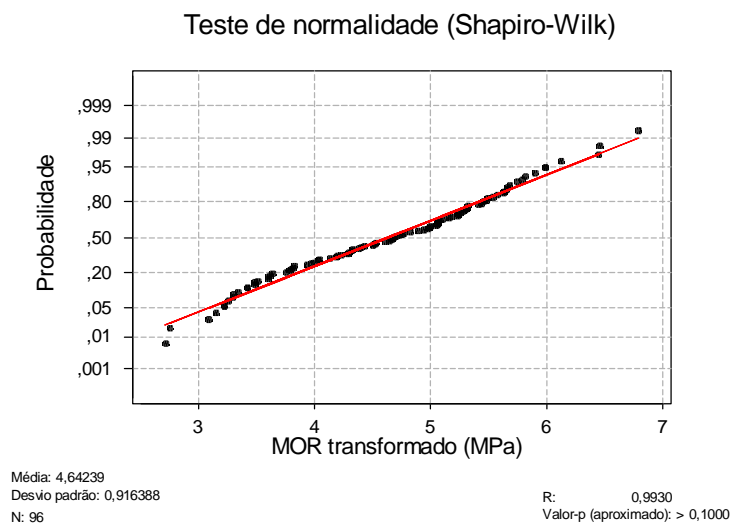


Figura 79 - Teste de normalidade para os dados transformados do MOR.

Portanto, da análise dos dados transformados observa-se que o modelo da distribuição normal é adequado para análise dos dados do MOR, sendo assim, a tabela de análise de variância pode ser utilizada para fazer inferências. Esta é apresentada na tabela 50.

Tabela 50 – Valores do quadro de ANOVA para os dados do MOR transformados.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (classes).	53,021	3	17,674	60,77	0,000
Dentro de tratamentos (Resíduos).	26,757	92	0,291		
Total	79,778	95			

Da tabela F com $(4-1) = 3$ graus de liberdade e $(96-4) = 92$ graus de liberdade, tem-se $F_{0,05;(3;92)} = 2,717$. Como $F_{cal} = 60,76 > F_{0,05; 3,92} = 2,717$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe evidência estatística de que existe diferença no MOR médio para os 4 tipos de tratamentos.

Teste de Tukey

Número de tratamentos (k) = 4;

MSE = 0,291;

Graus de liberdade dos resíduos (n - k) = 92;

Então, para $\alpha = 0,05$ tem-se da tabela *t* de *student* o valor de $t_{0,025;92} = 1,99$. A diferença menos significativa (DMS) é dada por:

$$DMS = 1,99 \cdot \sqrt{0,291 \cdot \left(\frac{1}{24} + \frac{1}{24} \right)} = 0,309 \quad (31)$$

A tabela 51 apresenta as comparações múltiplas pareadas.

Tabela 51 - Comparações múltiplas pareadas para as médias do MOR transformado.

Tratamento	1	2	3	4
Média (\bar{y}_t)	3,700	4,189	5,075	5,606
Diferença ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)		-0,489**	-1,375**	-1,906**
		*	-0,886**	-1,417**
			*	-0,549**
				*
IC 95% ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)	*	(-0,897; -0,082)	(-1,782; -0,968)	(-2,313; -1,498)
		*	(-1,292; -0,478)	(-1,823; -1,009)
			*	(0,938; -0,123)

Portanto, conclui-se que existe diferença estatisticamente significativa de MOR entre as quatro classes visuais de resistência.

5.6 Análise da correlação entre MOR e MOE em relação ao eixo de maior inércia.

A figura 80 apresenta um diagrama de dispersão entre as variáveis MOR e MOE em relação ao eixo de maior inércia. Observa-se a existência de uma relação linear positiva entre as propriedades.

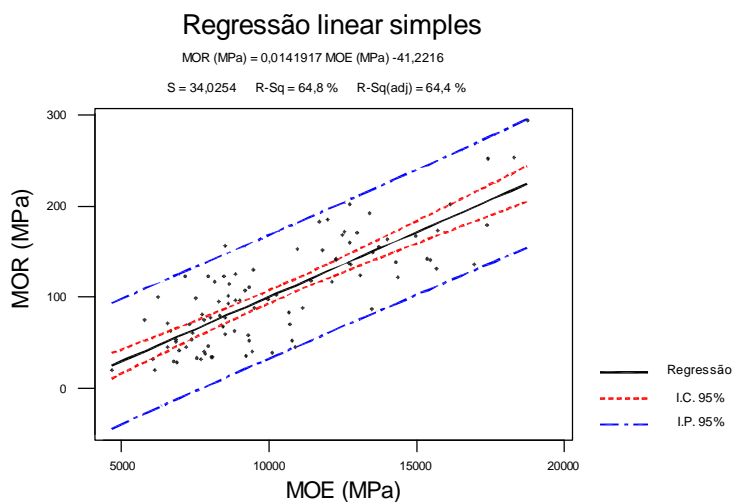


Figura 80 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre MOE e MOR.

Análise de resíduos

A figura 81 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para o MOR, no qual se observa a homogeneidade da variância.

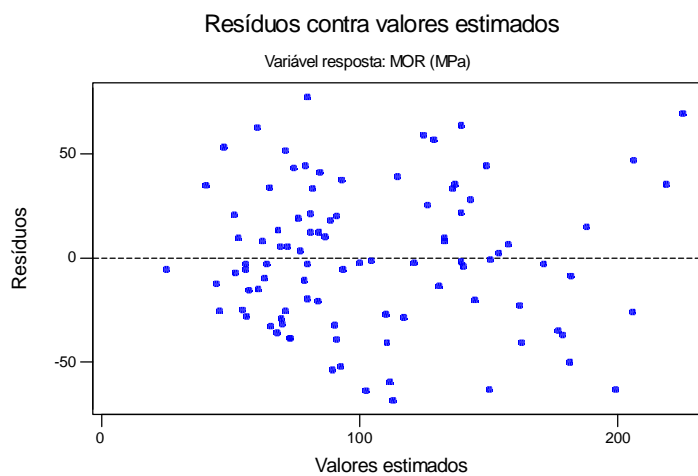


Figura 81 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para o MOR.

Na figura 82 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, onde se pode observar que os resíduos apresentam uma distribuição normal aproximada. Pode-se chegar à mesma conclusão pela análise do histograma dos resíduos mostrado na figura 83.

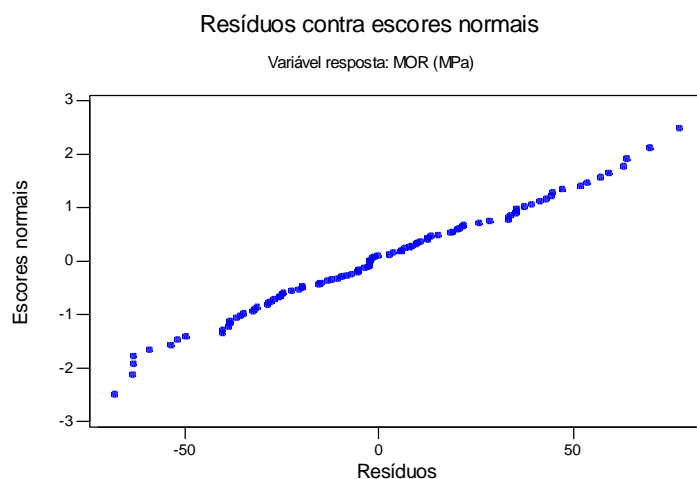


Figura 82 – Gráfico de probabilidade normal dos resíduos.

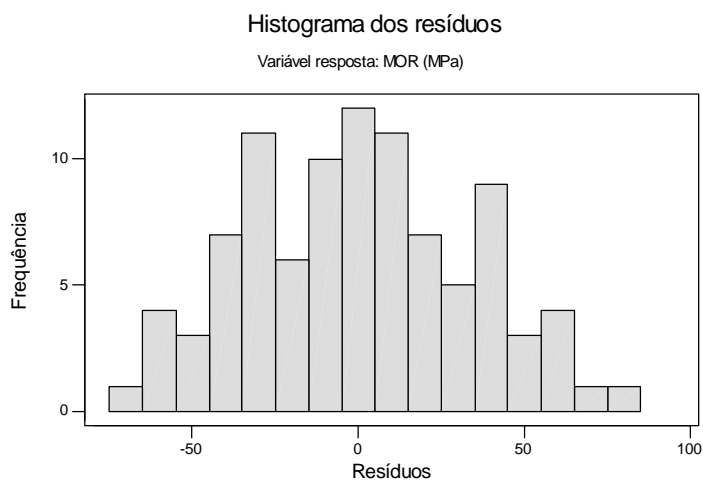


Figura 83 – Histograma dos resíduos.

Diante das constatações acima, verifica-se que as três suposições são cumpridas pelo modelo. Portanto, a análise de variância pode ser usada para verificar a qualidade do modelo ajustado. Esta é mostrada na tabela 52.

Tabela 52 – Quadro de ANOVA para os dados de E_m e f_m transformados

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F_{cal}	Valor-p
Regressão	197801	1	197801	170,85	0,000
Resíduos	107669	93	1158		
Total	305470	94			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(95-2) = 93$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;93)} = 3,956$. Como $F_{cal} = 170,85 > F_{0,05;(1;93)} = 3,956$, a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que há evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $MOR(MPa) = 0,01419 \cdot MOE(MPa) - 41,22$ é adequado para representar a relação entre o MOE e o MOR, para a espécie e dimensões consideradas.

Linha inferior do Intervalo de Previsão

A relação entre MOE e MOR é bastante interessante para aplicação na classificação mecânica, em que a partir da medição do MOE de uma peça estima-se o correspondente valor característico inferior do MOR. Para esta estimativa, emprega-se a linha inferior do intervalo de previsão de 90%.

Para a regressão linear entre MOE e MOR, a linha inferior do intervalo de previsão de 90% é dada por:

$$MOR = 0,01419 \cdot MOE - 97,66 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{95} + \frac{(MOE - 10271)^2}{9,8 \cdot 10^{+8}}} \quad (32)$$

5.7 Análise da correlação entre o MOR e o MOE em relação ao eixo de menor inércia

A figura 84 apresenta o diagrama de dispersão entre as variáveis MOR em relação ao eixo de maior inércia e MOE em relação ao eixo de menor inércia, o intervalo de confiança (IC) de 90% e o intervalo de previsão (IP) de 90%.

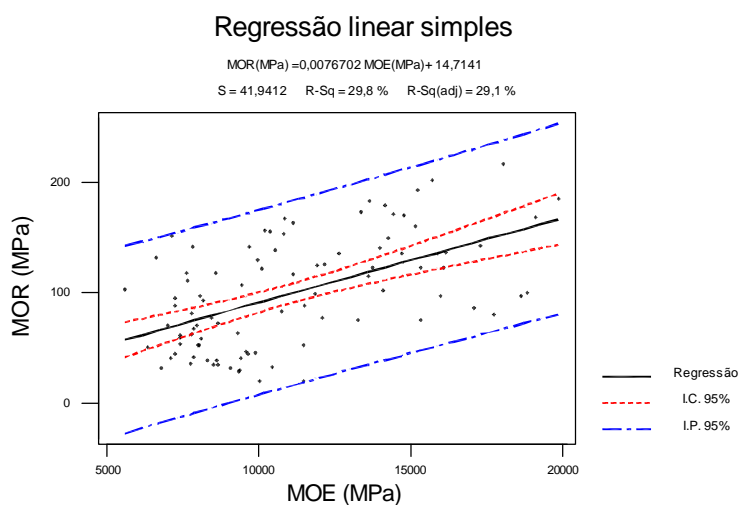


Figura 84 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre MOE e MOR.

Análise de resíduos

A figura 85 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para o MOR, no qual se observa a homogeneidade da variância.

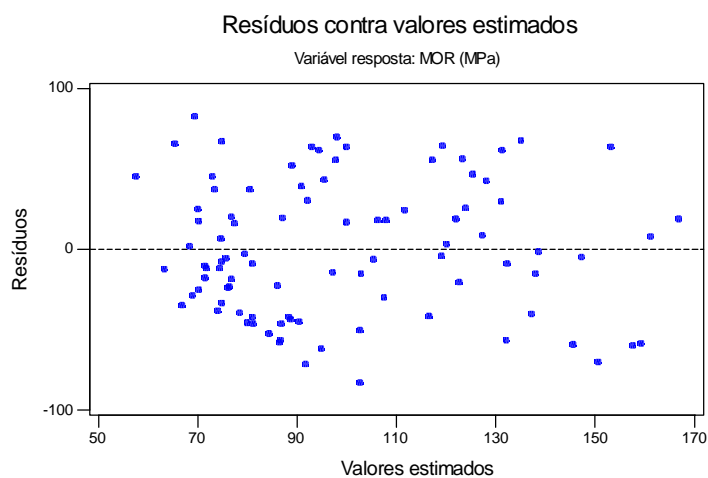


Figura 85 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para o MOR.

Na figura 86 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos apresentam uma distribuição normal aproximada.

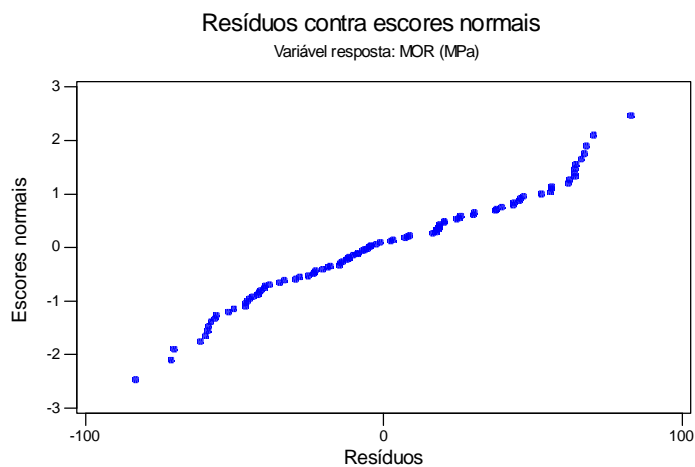


Figura 86 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais.

Pode-se chegar à mesma conclusão pela análise do histograma dos resíduos mostrado na figura 87.

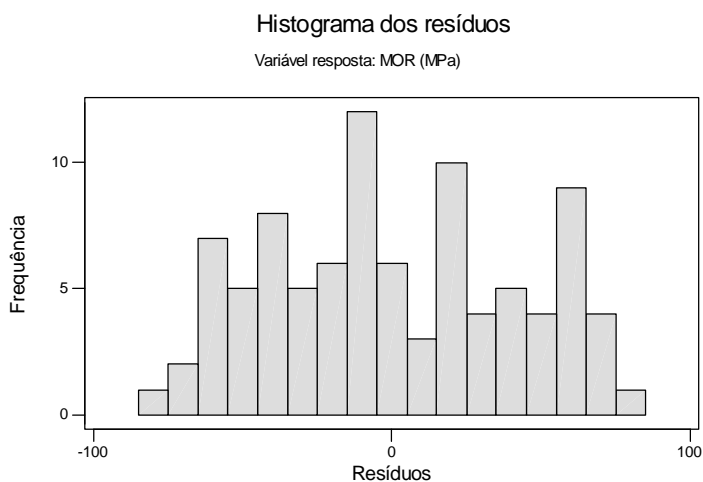


Figura 87 – Histograma dos resíduos.

Diante das constatações acima, verifica-se que as três suposições são cumpridas pelo modelo. Portanto, a análise de variância pode ser usada para verificar a qualidade do modelo ajustado. Esta é mostrada na tabela 53.

Tabela 53 – Quadro de ANOVA para os dados do MOR e do MOE em relação ao eixo de menor inércia.

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Regressão	1	67337	67336,6	38,2797	0,000
Resíduos	90	158316	1759,1		
Total	91	225653			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(92-2) = 90$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;90)} = 3,96$. Como $F_{\text{cal}} = 38,28 > F_{0,05;(1;90)} = 3,96$, a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que há evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $MOR(MPa) = 0,00767 \cdot MOE(MPa) + 14,71$ é adequado para representar a relação entre o MOR e o MOE em relação ao eixo de menor inércia, para a espécie e dimensões consideradas.

Linha inferior do Intervalo de Previsão

A linha inferior do Intervalo de Previsão de 90% é dada na equação 33.

$$MOR = 0,00767 \cdot MOE - 69,72 \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{92} + \frac{(MOE - 11039)^2}{2,25 \cdot 10^5}} \quad (33)$$

5.8 Determinação do Valor Característico do MOR e do valor médio do MOE em relação ao eixo de maior inércia para cada classe.

Para a determinação do $MOE_{\text{médio}}$ basta determinar a média do MOE em cada classe. Entretanto, para a determinação do f_{mk} , deve-se inicialmente verificar a distribuição de frequências do MOR dentro de cada classe isoladamente. As figuras 88 a 91 apresentam os histogramas de frequências para cada classe.

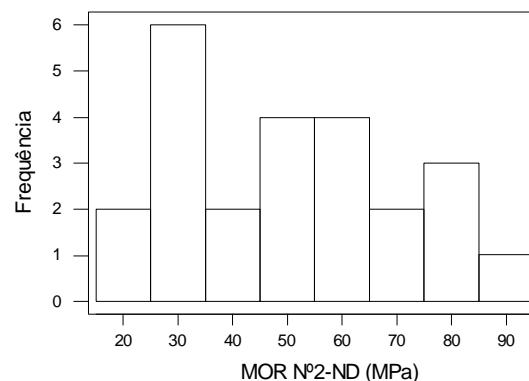


Figura 88 – Histograma de frequências do MOR para a classe N°2-ND.

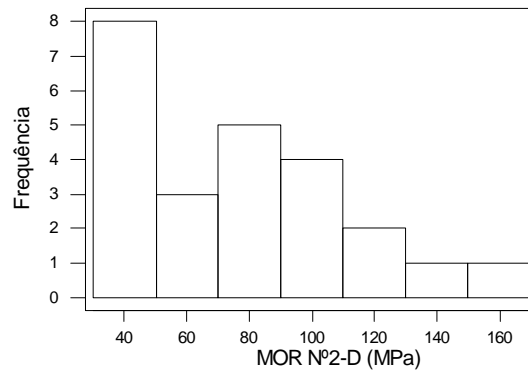


Figura 89 – Histograma de frequências do MOR para a classe N°2-D.

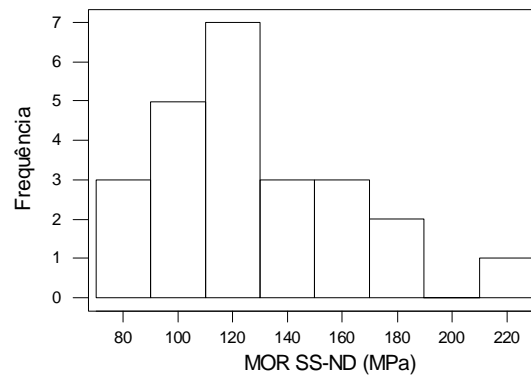


Figura 90 – Histograma de frequências do MOR para a classe SS-ND.

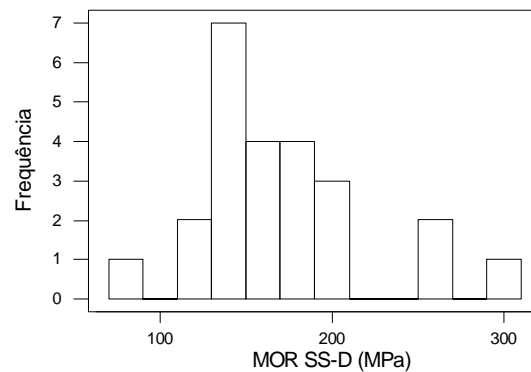


Figura 91 – Histograma de frequências do MOR para a classe SS-D.

Da análise dos histogramas conclui-se que as distribuições de frequências dentro de cada classe não seguem o padrão de normalidade. Portanto foram

realizadas transformações nos dados de forma que os mesmos apresentem uma distribuição normal. Foram utilizadas as transformações exponenciais de Box-Cox. As transformações são apresentadas na tabela 54, e as figuras 92 a 95 apresentam os testes de normalidade para os dados transformados.

Tabela 54 – Transformações para os dados do MOE em relação ao eixo de maior inércia.

Classe	Transformação
Nº2 - ND	$T(\text{MOR}) = \text{MOR}^{0,450}$
Nº2 - D	$T(\text{MOR}) = \text{MOR}^{0,449}$
SS - ND	$T(\text{MOR}) = \text{Ln}(\text{MOR})$
SS - D	$T(\text{MOR}) = \text{Ln}(\text{MOR})$

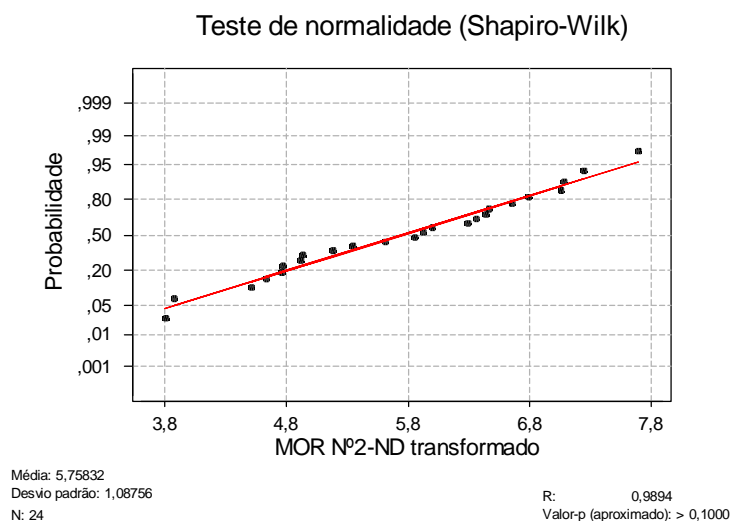


Figura 92 – Teste de normalidade para o MOR da classe Nº2-ND.

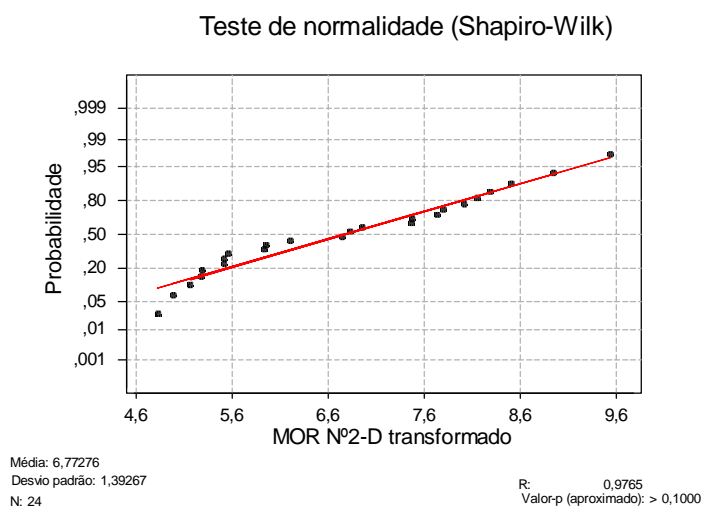


Figura 93 – Teste de normalidade para o MOR da classe Nº2-D.

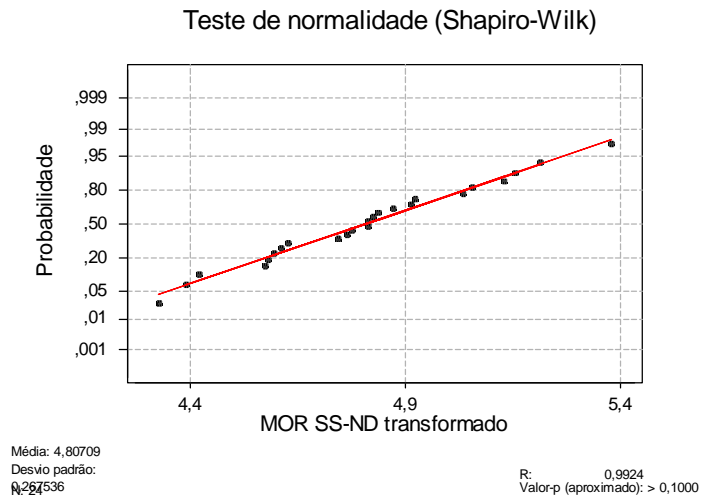


Figura 94 – Teste de normalidade para o MOR da classe SS-ND.

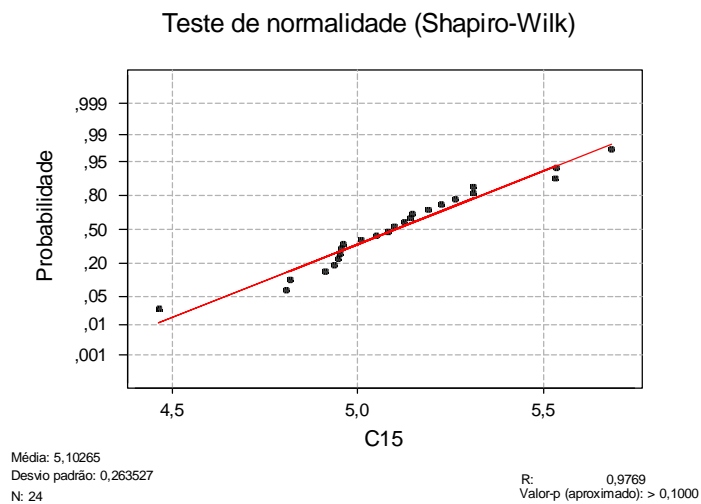


Figura 95 – Teste de normalidade para o MOR da classe SS-D.

A análise dos testes de normalidade leva a conclusão de que a suposição de normalidade foi cumprida para todas as classes. Portanto, o valor característico inferior do MOR para os dados transformados de classe foi determinado pela equação 34.

$$MOR_k = MOR_{médio} - 1,645 \cdot Sd \quad (34)$$

A conversão dos valores transformados em valores reais foi feita pela equação 35 para as classes N°2 e pela equação 36 para as classes SS.

$$MOR = T(MOR)^{(1/1)} \quad (35)$$

$$MOR = 2,7182^{T(MOR)} \quad (36)$$

A tabela 55 apresenta os valores do MOR_k e do $MOE_{m\u00e9dio}$ determinados para as quatro classes de resist\u00eancia. S\u00e3o apresentados tamb\u00e9m os valores dados pelo SPIB para o grupo *Southern Pine* norte-americano. Os valores tabelados se referem ao teor de umidade de 12% e carregamento com dura\u00e7\u00e3o instant\u00e2nea.

Tabela 55 – Propriedades de resist\u00eancia e rigidez \u00e0 flex\u00e3o para a amostra em estudo e para o *Southern Pine* norte-americano.

Classe	Amostra em estudo		<i>Southern Pine</i> Norte Americano	
	MOR_k (MPa)	MOE_m (MPa)	MOR_k (MPa)	MOE_m (MPa)
N\u00b02-ND	21,9	7608	19,9	9520
N\u00b02-D	28,7	9182	25,0	11560
SS-ND	79,5	9899	40,6	11560
SS-D	107,6	14303	46,6	12920

Observa-se que as classes N\u00b02-ND e N\u00b02-D apresentam valores de MOR bastante pr\u00f3ximos. Entretanto, as classes SS-ND e SS-D apresentam valores de MOR em torno de 210% superior ao valor tabelado para o grupo *Southern Pine*. Com exce\u00e7\u00e3o da classe SS-D, que apresentou para o MOE um valor um torno de 10% acima do MOE do *Southern Pine*, as demais classes apresentaram para o MOE valores em torno de 20% inferiores ao *Southern Pine*.

5.9 An\u00e1lise da correla\u00e7\u00e3o entre E_{co} e f_{co} para os corpos-de-prova.

A figura 96 apresenta o diagrama de dispers\u00e3o entre as vari\u00e1veis E_{co} e f_{co} , no qual se observa a exist\u00eancia de uma rela\u00e7\u00e3o linear entre as propriedades mec\u00e2nicas.

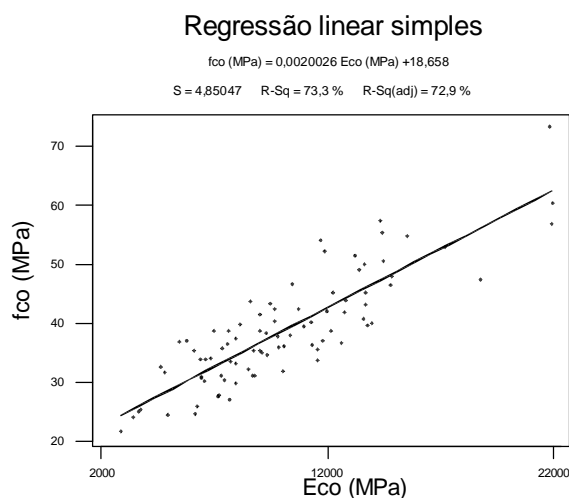


Figura 96 – Diagrama de dispers\u00e3o e reta de regress\u00e3o entre E_{co} e f_{co} .

Análise de resíduos

A figura 97 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para f_{co} , no qual se observa a homogeneidade da variância.

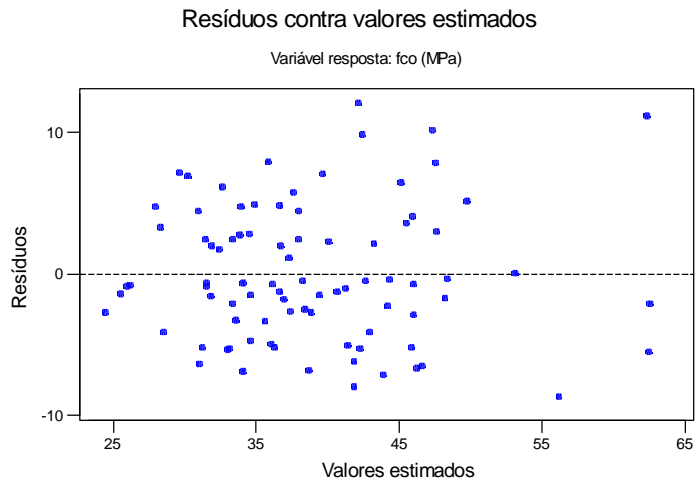


Figura 97 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para f_{co} .

Na figura 98 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos se distribuem segundo uma normalidade aproximada.

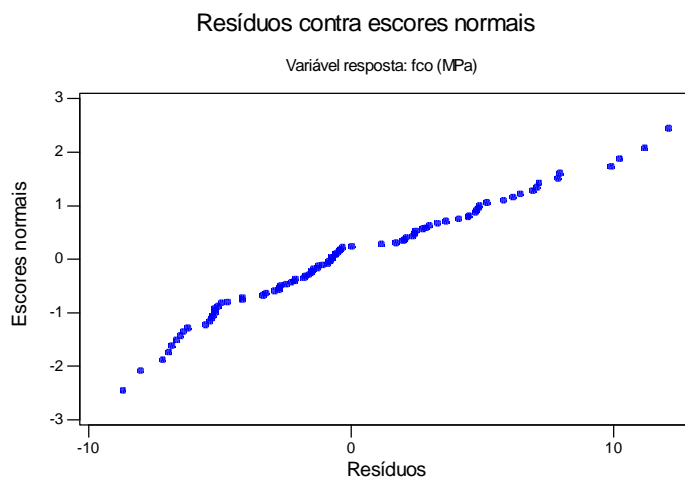


Figura 98 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais.

A tabela 56 apresenta o quadro de ANOVA para a verificação da qualidade do modelo ajustado.

Tabela 56 – Quadro de ANOVA para os dados de E_{co} e f_{co} .

Fonte de variação	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Regressão	5413,6	1	5413,6	230,10	0,000
Resíduos	1976,3	84	23,5		
Total	7389,8	85			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(86-2) = 84$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;84)} = 3,97$. Como $F_{cal} = 230,10 > F_{0,05;(1;84)} = 3,97$, a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que há evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $f_{co} (MPa) = 0,00200 \cdot E_{co} (MPa) + 18,66$ é adequado para representar a relação entre f_{co} e E_{co} , para a espécie e dimensões consideradas.

5.10 Análise da correlação entre f_{co} e ρ_{ap} para os corpos-de-prova.

A figura 99 apresenta o diagrama de dispersão entre as variáveis ρ_{ap} e f_{co} .na qual observa-se a indicação de uma relação linear entre as duas propriedades.

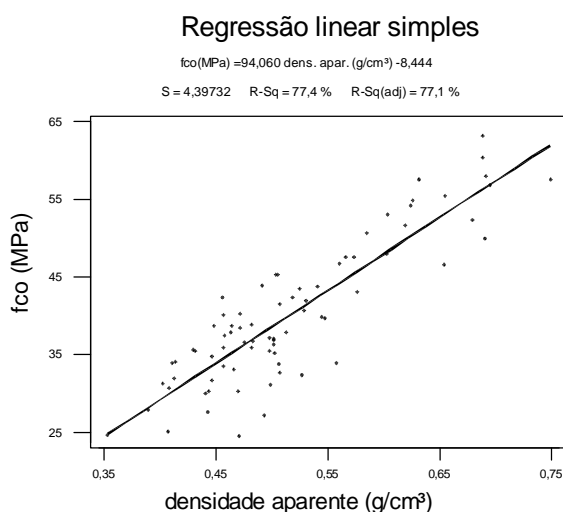


Figura 99 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre ρ_{ap} e f_{co} .

Análise de resíduos

A figura 100 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados, no qual se observa a homogeneidade da variância.

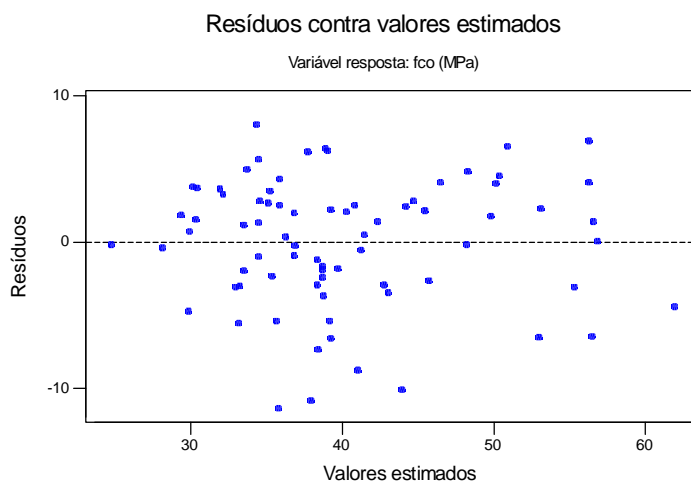


Figura 100 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para f_{co} .

Na figura 101 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, onde se pode observar os resíduos apresentam normalidade aproximada.

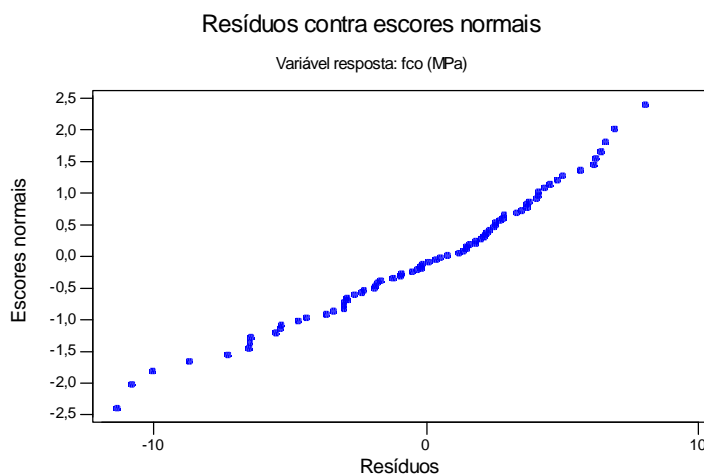


Figura 101 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais.

Cumpridas as suposições do modelo, a análise de variância pode ser usada para verificar a qualidade do modelo ajustado. Esta é mostrada na tabela 57.

Tabela 57 – Quadro de ANOVA para os dados de MOE e f_{co} transformados

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Regressão	4893,07	1	4893,07	253,05	0,000
Resíduos	1430,89	74	19,34		
Total	6323,96	75			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(76-2) = 74$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;74)} = 3,98$. Como $F_{cal} = 253,05 >$

$F_{0,05;(1;74)} = 3,98$, a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que há evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $f_{co} (MPa) = 94,060 \cdot r_{ap12\%} (g / cm^3) - 8,444$ é adequado para representar a relação entre $\rho_{ap12\%}$ e f_{co} , para a espécie e dimensões consideradas.

5.11 Análise da correlação entre E_{co} e ρ_{ap} para os corpos-de-prova.

A figura 102 apresenta o diagrama de dispersão entre as variáveis ρ_{ap} e E_{co} .

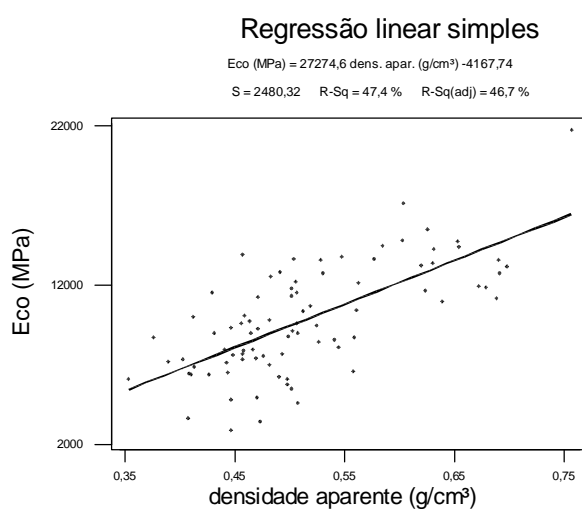


Figura 102 – Diagrama de dispersão e reta de regressão entre ρ_{ap} e MOE_{co} .

Análise de resíduos

A figura 103 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados para MOE_{co} , no qual se observa a homogeneidade da variância.

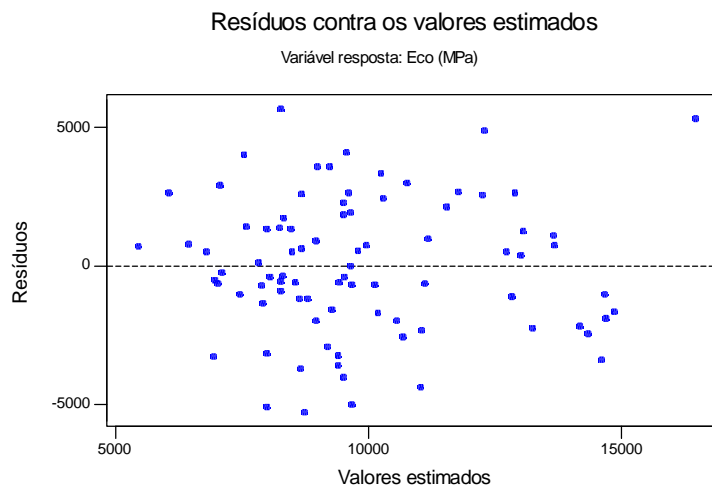


Figura 103 – Gráfico dos resíduos contra valores estimados para MOE_{co} .

Na figura 104 é apresentado o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos apresentam distribuição normal aproximada.

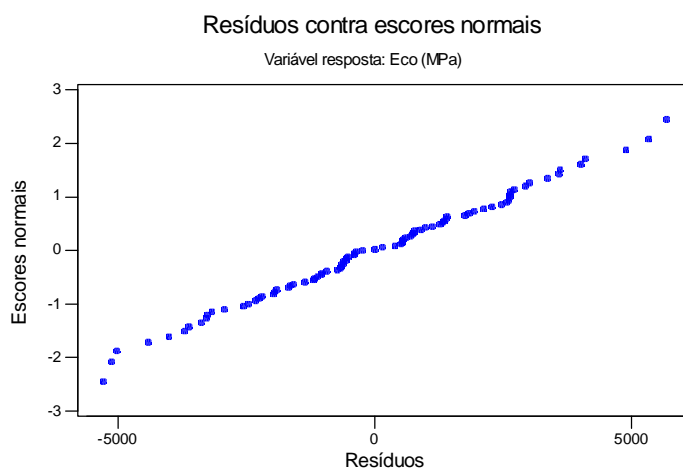


Figura 104 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais.

O teste da qualidade do modelo ajustado foi realizado pelo quadro de ANOVA, mostrado na tabela 58.

Tabela 58 – Quadro de ANOVA para os dados de E_{co} e ρ_{ap} .

Fonte de variação	SQ	gl	QM	F_{cal}	Valor-p
Regressão	459247542	1	45924754	74,65	0,000
Resíduos	510616566	83	6152007		
Total	96986410	84			

Da tabela F com $(2-1) = 1$ grau de liberdade para a regressão e $(85-2) = 83$ graus de liberdade para os resíduos, tem-se $F_{0,05;(1;83)} = 3,97$. Como $F_{\text{cal}} = 74,65 > F_{0,05;(1;83)} = 3,97$, a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que há evidência estatística de que a proporção da variância total explicada pela equação de regressão é altamente significativa. Portanto o modelo de regressão linear dado por $E_{co} (MPa) = 27274,6 \cdot r_{ap12\%} (g / cm^3) - 4167,74$ é adequado para representar a relação entre $\rho_{ap12\%}$ e E_{co} , para a espécie e dimensões consideradas.

5.12 Determinação das propriedades de resistência e rigidez à compressão paralela em corpos-de-prova

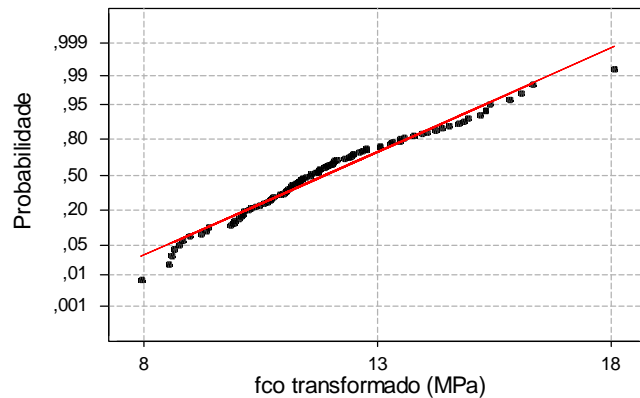
A determinação das propriedades de resistência e rigidez à compressão paralela para as espécies *Pinus elliottii* e *Pinus taeda* agrupadas se fez determinando o valor característico da resistência à compressão e o valor médio do módulo de elasticidade à compressão paralela dos corpos-de-prova retirados de porções não afetadas pelos testes de flexão estática nas pranchas.

O módulo de elasticidade à compressão paralela foi determinado diretamente pela média dos dados das tabelas 34 a 37. Para a determinação de f_{cok} , os dados foram transformados de forma a apresentarem distribuição normal aproximada. A transformação é mostrada na equação 37.

$$T(f_{co}) = f_{co}^{0,674} \quad (37)$$

A figura 105 apresenta o teste de normalidade para os dados transformados, no qual verifica-se a normalidade dos dados.

Teste de normalidade (Shapiro-Wilk)



Média: 11,8945
Desvio padrão: 2,01150
N: 91

R: 0,9868
Valor-p (aproximado): 0,0670

Figura 105 – Teste de normalidade para os dados transformados de f_{co} .

Com a normalidade comprovada, a equação 38 pode ser usada para determinar o valor característico dos dados transformados.

$$f_{cok} = f_{com} - 1,645 \cdot Sd \quad (38)$$

Sendo:

f_{cok} = resistência característica à compressão paralela ;

f_{com} = resistência média à compressão paralela;

Sd = desvio padrão da amostra.

Portanto tem-se para os dados transformados:

$$f_{cok} = 11,894 - 1,645 \cdot 2,01 = 8,588 \text{ MPa} \quad (39)$$

Para retornar ao valor característico da amostra foi feita a transformação inversa, ou seja:

$$f_{cok} = T(f_{cok})^{1/0,674} = 8,588^{1/0,674} = 24,3 \text{ MPa} \quad (40)$$

A tabela 59 apresenta os resultados do f_{cok} e do E_{co} .

Tabela 59 – Resultados dos testes de compressão paralela.

Compressão Paralela	
f_{cok} (MPa)	E_{co} (MPa)
24,3	10259

Portanto, considerando-se o valor de f_{cok} a madeira em estudo pode ser enquadrada na classe C25 da norma NBR7190-97.

5.13 Comparação das resistências à compressão paralela entre os corpos-de-prova.

Deseja-se verificar se existe diferença na resistência à compressão entre os corpos-de-prova de uma classe com outra. Para isso foi utilizado o quadro de ANOVA para verificar se existe diferença, e o teste de Tukey para fazer as comparações múltiplas pareadas. A figura 106 apresenta o teste de Shapiro-Wilk no qual se observa que os dados se distribuem normalmente.

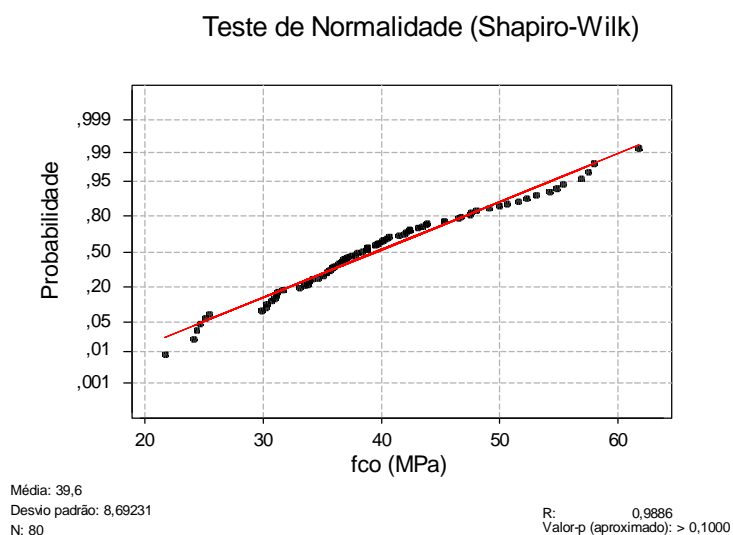


Figura 106 – Teste de normalidade nos dados de f_{co} para os corpos-de-prova.

A figura 107 apresenta o gráfico dos resíduos contra os valores estimados, no qual se observa que a variância dos dados é constante.

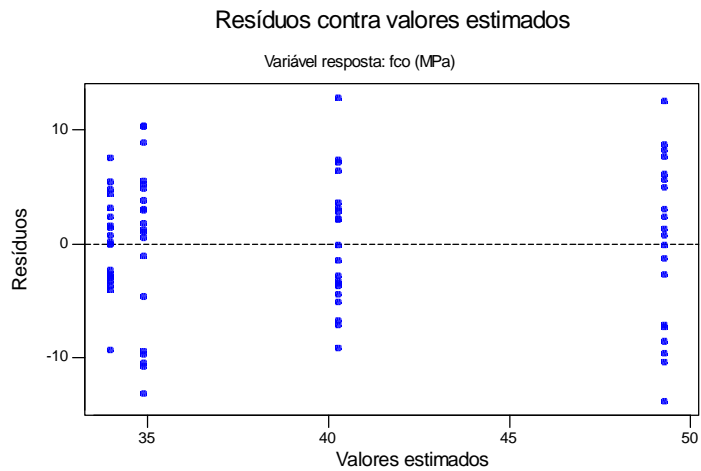


Figura 107 – Gráfico dos resíduos contra os valores estimados para os dados de f_{co} .

A figura 108 apresenta o gráfico dos resíduos contra os escores normais, no qual se observa que os resíduos apresentam distribuição normal.

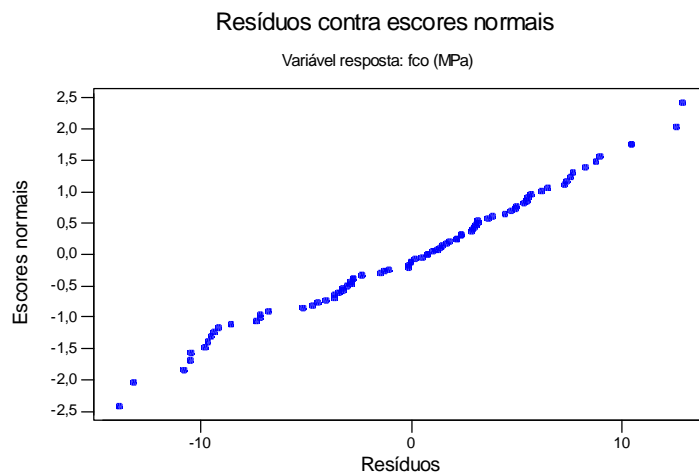


Figura 108 – Gráfico dos resíduos contra os escores normais para os dados de f_{co} .

Portanto o quadro de ANOVA é adequado para analisar os dados de f_{co} , este é apresentado na tabela 60.

Tabela 60 – Quadro de ANOVA para os dados de f_{co} .

Fonte de variação.	SQ	gl	QM	F _{cal}	Valor-p
Entre tratamentos (classes).	2954,1	3	984,7	24,82	0,000
Dentro de tratamentos (Resíduos).	3014,9	76	39,7		
Total	5968,9	79			

Da tabela F com $(4-1) = 3$ graus de liberdade e $(80-4) = 76$ graus de liberdade, tem-se $F_{0,05;(3;76)} = 1,99$. Como $F_{\text{cal}} = 24,825 > F_{0,05; 3,76} = 1,99$ a um nível de significância de $\alpha = 0,05$, pode-se concluir que existe diferença significativa no f_{co} para os 4 tipos de tratamentos.

Portanto, para verificar quais são as médias que diferem entre si, utiliza-se o teste de Tukey para verificação de todos os tratamentos pareados.

Teste de Tukey

Número de tratamentos (k) = 4;

MSE = 39,7;

Graus de liberdade dos resíduos (N - k) = 76;

Então, para $\alpha = 0,05$ tem-se da tabela *t* de *student* o valor de $t_{0,025;76} = 1,99$. A diferença menos significativa (DMS) é dada por:

$$DMS = 1,99 \cdot \sqrt{39,7 \cdot \left(\frac{1}{20} + \frac{1}{20} \right)} = 3,965 \quad (41)$$

A tabela 61 apresenta as comparações múltiplas pareadas.

Tabela 61 - Comparações múltiplas pareadas para as médias do MOE transformado.

Tratamento	1 (Nº2-ND)	2 (Nº2-D)	3 (SS-ND)	4 (SS-D)
Média (\bar{y}_t)	33,965	40,270	34,900	49,265
Diferença ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)	*	-6,305**	-0,935	-15,300**
		*	-5,370**	-8,995**
			*	-14,365**
				*
IC 95% ($\bar{y}_i - \bar{y}_j$)	*	(-11,544;-1,066)	(-6,174;4,304)	(-20,539; -10,061)
		*	(0,131; 10,609)	(-14,234;-3,756)
			*	(-19,604; -9,126)

Portanto, conclui-se que há diferença estatisticamente significativa de f_{co} entre os corpos-de-prova da classe Nº2-D e SS-D, o que não era esperado. Muito provavelmente a diferença observada se deve à presença de peças de densidade muito elevada na classe SS-D.