

Universidade Federal do Espírito Santo Centro de Ciências Agrárias Departamento de Ciências Florestais e da Madeira



CAPÍTULO V

Métodos Estatísticos para Estimação do Volume

Parte 1

Professor Gilson Fernandes da Silva

Objetivos da parte 1

Apresentar a teoria mínima sobre análise de regressão.

O modelo de regressão linear simples.

1 - Métodos estatísticos para a estimação do volume

Os métodos estatísticos também constituem uma maneira indireta de se obter o volume, com a peculiaridade de empregar como ferramenta principal a estatística.

Com a ferramenta estatística se consegue estimar o volume da árvore por meio de outras variáveis da mesma, que apresentam correlação com o volume, dentre as quais destacam-se o diâmetro a altura do peito (D) e a altura total (H).

A principal ferramenta estatística empregada na mensuração florestal para estudar as relações do volume com outras variáveis da árvore é a análise de regressão.

1.1 - Análise de regressão

1.1.1 - Regressão linear simples

O modelo de regressão definido como um modelo estatístico, difere em conceito de um modelo matemático por apresentar um termo denominado erro aleatório.

Modelo	mai	temát	tico
TITOUCIO			

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X$$

Modelo de regressão

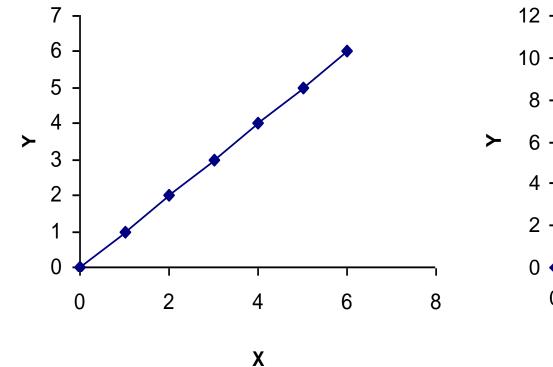
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$

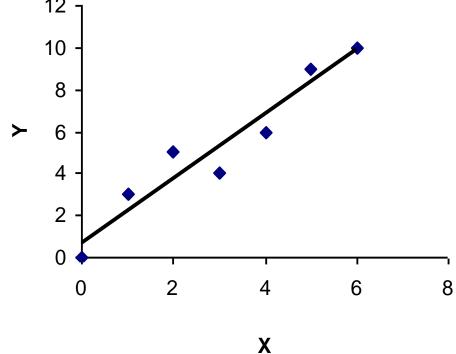
Modelo matemático

Modelo de regressão

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$





⇒ O método de mínimos quadrados ordinários

Este é um método de estimação muito empregado para estimar parâmetros de modelos de regressão. Seu objetivo principal consiste em minimizar a soma de quadrados dos erros, tal como será demonstrado a seguir:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

$$\varepsilon_i = Y_i - \beta_0 - \beta_l X_i \tag{2}$$

$$\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$
(3)

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{i}^{2}}{\partial \beta_{0}} = 2 \sum_{i=1}^{n} (Y_{i} - \beta_{0} - \beta_{1} X_{i})(-1) = 0$$

$$(4)$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{i}^{2}}{\partial \beta_{1}} = 2 \sum_{i=1}^{n} (Y_{i} - \beta_{0} - \beta_{1} X_{i}) (-X_{i}) = 0$$

$$(5)$$

Dividindo-se (4) e (5) por -2, tem-se:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{n} \left(Y_{i} - \hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} X_{i} \right) = 0 \\ \sum_{i=1}^{n} \left(Y_{i} - \hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} X_{i} \right) X_{i} = 0 \\ \sum_{i=1}^{n} \left(Y_{i} - \hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} X_{i} \right) X_{i} = 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{n} Y_{i} - n \hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} X_{i} = 0 \\ \sum_{i=1}^{n} X_{i} Y_{i} - \hat{\beta}_{0} \sum_{i=1}^{n} X_{i} - \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} = 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases}
\sum_{i=1}^{n} Y_{i} - n\hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} X_{i} = 0 \\
\sum_{i=1}^{n} X_{i} Y_{i} - \hat{\beta}_{0} \sum_{i=1}^{n} X_{i} - \hat{\beta}_{1} \sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} = 0
\end{cases}$$
(6)

$$\hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n} - \hat{\beta}_1 \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

$$\hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X}$$

(8)

Substituindo (8) em (7) e desenvolvendo a expressão, tem-se:

$$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{i} Y_{i} - \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{i} \sum_{i=1}^{n} Y_{i}}{n}}{\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)^{2}}{n}}$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)^{2}}{n}$$
(9)

EQUAÇÃO DE REGRESSÃO AJUSTADA

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X \tag{10}$$

ANÁLISE DE VARIÂNCIA DA REGRESSÃO (ANOVA)

FV	GL	SQ	QM	FCalc.
Regressão	p	$\sum_{i=1}^{n} \left(\hat{Y}_i - \overline{Y} \right)^2$	$SQReg/GLReg~(V_1)$	V_1/V_2
Resíduo	n-p-1	• =	$SQRes/GLRes$ (V_2)	
Total	n-1	$\sum_{i=1}^{n} \left(Y_i - \overline{Y} \right)^2$		

Em que:

n = número total de dados;

p = número de variáveis independentes do modelo;

 $Y_{\rm i}$ = valores observados para Y;

 \hat{Y} = valores estimados de Y pela regressão;

 \overline{Y} = valor médio de Y.

Cálculo da soma de quadrados:

- Soma de Quadrados do Total (SQTot)

$$SQTot = \sum_{i=1}^{n} Y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} Y_i\right)^2}{n}$$

- Soma de Quadrados da Regressão (SQReg)

$$SQ \operatorname{Re} g = \hat{\beta}_{1}^{2} \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i} \right)^{2}}{n} \right)$$
 Ou

$$SQ \operatorname{Re} g = \hat{\beta}_{1} \left[\sum_{i=1}^{n} X_{i} Y_{i} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i} \right) \left(\sum_{i=1}^{n} Y_{i} \right)}{n} \right]$$

- Soma de Quadrados do Resíduo (SQRes)

$$SQRes = SQTot - SQReg$$

As hipóteses estatísticas testadas pelo teste F

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = 0 \\ H_1: \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

Se o valor de F calculado for menor do que o valor tabelado obtido em uma tabela de F a um determinado nível de probabilidade α com (1; n-2) graus de liberdade, não se rejeita H_0 .

Em termos práticos, se F calculado > F tabelado, então a regressão existe, ou seja, variações ocorridas em Y podem ser explicadas pelas variações ocorridas em X de acordo com a equação ajustada em um nível α de significância.

⇒ Medidas de precisão da equação ajustada:

- Coeficiente de Determinação (R^2): Informa a percentagem da variação dos dados observados em torno da média que está sendo explicada pela equação ajustada.

$$R^2(\%) = \frac{SQ \operatorname{Re} g}{SOTot} 100 \qquad \Longrightarrow \qquad 0 < R^2 \le 100$$

- Erro Padrão da Estimativa ($S_{y,x}$): Indica o erro médio absoluto cometido, na unidade original da variável, associado ao uso da equação.

$$S_{y.x} = \pm \sqrt{QM \operatorname{Re} s}$$

- Erro Padrão Relativo ($S_{y.x}$ (%)): Diferente do erro padrão da estimativa, o erro padrão relativo indica o erro médio relativo da variável associado ao uso da equação.

$$S_{y.x}(\%) = \pm \frac{S_{y.x}}{\overline{Y}} 100$$



Referências

FINGER, C. A. G. Fundamentos de biometria florestal. Santa Maria: UFSM, 1992. 269p.

LOETSCH, F.; ZOEHRER, F.; HALLER, K. E. Forest Inventory. v.2, Munchen: BLV, 1973. 469p.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. Dendrometria e Inventário Florestal. Viçosa: Editora UFV, 2007. 276p.



Universidade Federal do Espírito Santo Centro de Ciências Agrárias Departamento de Ciências Florestais e da Madeira



CAPÍTULO V

Métodos Estatísticos para Estimação do Volume

Parte 2

Professor Gilson Fernandes da Silva

Objetivos da parte 2

 Apresentar o modelo de regressão linear múltipla.

1.1.2 - Regressão linear múltipla

O modelo de regressão linear múltipla:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

No estudo dos modelos de <u>regressão linear simples</u> pôde-se observar que o que caracteriza este tipo de modelo é a <u>existência de apenas uma variável independente X</u>. Para os modelos de <u>regressão linear múltipla</u>, pode-se considerar <u>mais de uma variável independente X</u>.

Representação matricial do modelo:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

Em que:

Y = vetor dos valores observados para Y;

X = matriz dos valores observados ou fixados para as X_i variáveis independentes;

 β = vetor dos parâmetros do modelo;

 ε = vetor dos erros aleatórios.

$$Y = X\beta + \varepsilon$$
 (11)
 $\varepsilon = Y - X\beta$ (12)

Sabendo-se, contudo, que a soma dos desvios em relação a um valor médio é nula, tem-se que:

$$\varepsilon'\varepsilon = (Y - X\beta)'(Y - X\beta) \qquad (13)$$

Derivando a matriz de erros ($\varepsilon'\varepsilon$) em relação a β , tem-se:

$$\frac{\partial(\varepsilon'\varepsilon)}{\partial\beta} = (X'X)\hat{\beta} - X'Y = 0$$

$$(X'X)\hat{\beta} = X'Y \tag{14}$$

Pré-multiplicando ambos os lados da expressão (14) por $(X'X)^{-1}$, tem-se:

$$(X'X)^{-1}(X'X)\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \qquad \Longrightarrow \qquad \hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

ANÁLISE DE VARIÂNCIA DA REGRESSÃO (ANOVA)

FV	GL	SQ	QM	FCalc.
Regressão	p	$\hat{eta}'X'Y$ - C	$SQReg/GLReg(V_1)$	V_1/V_2
Resíduo	n-p-1	$Y'Y - \hat{\beta}'X'Y$	$SQRes/GLRes(V_2)$	
Total	n-1	<i>Y'Y - C</i>		

 $F_{tab}(\alpha \%; p e n-p-1 gl)$

As hipóteses estatísticas testadas pelo teste F

$$\begin{cases} H_0: \beta_i = 0 \\ H_1: \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

Se o valor de F calculado for menor do que o valor tabelado obtido em uma tabela de F a um determinado nível de probabilidade α com (p; n-p-1) graus de liberdade, não se rejeita H_0 .

Uma vez efetuada a análise de variância, todas as medidas de precisão apresentadas no item anterior podem ser calculadas e interpretadas aqui da mesma maneira. Entre elas, tem-se: o Coeficiente de Determinação (R^2), o Erro Padrão da Estimativa ($S_{v,x}$) e o Erro Padrão Relativo ($S_{v,x}$ (%)).



Referências

FINGER, C. A. G. Fundamentos de biometria florestal. Santa Maria: UFSM, 1992. 269p.

LOETSCH, F.; ZOEHRER, F.; HALLER, K. E. Forest Inventory. v.2, Munchen: BLV, 1973. 469p.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. Dendrometria e Inventário Florestal. Viçosa: Editora UFV, 2007. 276p.



Universidade Federal do Espírito Santo Centro de Ciências Agrárias Departamento de Ciências Florestais e da Madeira



CAPÍTULO V

Métodos Estatísticos para Estimação do Volume

Parte 3

Professor Gilson Fernandes da Silva

Objetivos da parte 3

- Apresentar o conceito de Tabela de Volume.
- Gerar equações para estimar o volume de árvores individuais.
- Realizar exercícios práticos de construção de Tabelas de Volume.

1.2 - Tabelas e equações de volume

De acordo com FINGER (1992), a tabela de volume pode ser definida como uma relação gráfica ou numérica expressa por diversos tipos de equações sendo capaz de exprimir o volume total ou parcial de uma árvore em função de variáveis independentes como o diâmetro, altura, fator de forma etc.

1.2.1 - Tabela de volume local

✓ Neste tipo de tabela, o volume é função apenas de uma variável independente, normalmente o <u>diâmetro</u>, que em geral coincide com o D.

- ✓ Aplica-se a pequenas áreas florestais em que haja alta correlação entre o diâmetro e a altura.
- ✓ Aplica-se também em situações em que é difícil de se medir a altura, como é o caso de algumas florestas da região amazônica, procurando-se, então, obter o volume em função apenas do diâmetro.
- ✓Em geral, tem uso reduzido no meio florestal, dado que é difícil encontrar povoamentos florestais em que apenas uma variável, no caso o diâmetro, possa explicar as variações ocorridas no volume.

Tabela de volume local $\Rightarrow v = f(d)$

Autor	Modelo
Kopezy – Gehrhardt	$v = \beta_{\rm o} + \beta_{\rm l} D^2 + \varepsilon$
Dissescu – Meyer	$v = \beta_1 D + \beta_2 D^2 + \varepsilon$
Hohenald – Krernm	$v = \beta_{\rm o} + \beta_{\rm l}D + \beta_{\rm l}D^2 + \varepsilon$
Husch	$ln(v) = \beta_{o} + \beta_{1}log(D) + \varepsilon$
Brenac	$ln(v) = \beta_{o} + \beta_{1}ln(D) + \beta_{2}(1/D) + \varepsilon$

Fonte: Loestsch et al. (1973)

1.2.2 - Tabela de volume regional

- ✓ Neste tipo de tabela, o diâmetro não está tão fortemente correlacionado com a altura.
- ✓ Deste modo, este tipo de tabela leva em consideração as variáveis independentes <u>diâmetro</u> e <u>altura</u> para explicar as variações de volume ocorridas em um determinado povoamento florestal.
- ✓ Sendo assim, esta tabela pode ter um uso mais abrangente do que a tabela de volume local, sendo, portanto, normalmente mais empregada no meio florestal.

Tabela de volume regional $\Rightarrow v = f(D, H)$

Autor	Modelo
Schumacher & Hall	$v = \beta_0 D^{\beta_1} H^{\beta_2} \varepsilon$
Schumacher & Hall	$ln(v) = ln(\beta_0) + \beta_1 ln(D) + \beta_2 ln(H) + ln(\varepsilon)$
Spurr (1952)	$v = \beta_1 D^2 H + \varepsilon$
Spurr (1952)	$v = \beta_{\rm o} + \beta_1 D^2 H + \varepsilon$
Meyer	$v = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 D^2 + \beta_3 DH + \beta_4 D^2 H + \varepsilon$
Ogaya	$v = D^2(\beta_0 + \beta_1 H) + \varepsilon$
Takata	$v = D^2H/(\beta_0 + \beta_1 H) + \varepsilon$

Fonte: Loestsch et al. (1973)

Exemplo de aplicação: (Soares et al., 2007)

Árv	<i>D</i> (cm)	<i>H</i> (m)	v (m ³)	$D^2H = X$	X^2	XY	<i>Y</i> ²
1	8,0	9,7	0,0274	620,8	385392,6	17,0	0,0008
2	27,7	27,6	0,7159	21177,2	448473969,3	15160,8	0,5125
3	23,2	26,5	0,5505	14263,4	203443438,5	7852,0	0,3031
4	17,7	17,4	0,1780	5451,2	29716083,0	970,3	0,0317
5	13,8	12,9	0,1003	2456,7	6035257,0	246,4	0,0101
6	17,0	16,5	0,1852	4768,5	22738592,3	883,1	0,0343
7	18,8	20,3	0,2423	7174,8	51478214,2	1738,5	0,0587
8	8,0	11,6	0,0327	742,4	551157,8	24,3	0,0011
9	15,0	16,7	0,1292	3757,5	14118806,3	485,5	0,0167
10	21,6	21,2	0,3542	9891,1	97833305,3	3503,4	0,1255
11	11,0	12,8	0,0608	1548,8	2398781,4	94,2	0,0037
12	24,2	24,7	0,4368	14465,3	209245135,5	6318,4	0,1908
Soma			3,0133	86317,7	1086418133,1	37293,8	1,2888

Exemplo de ajuste do modelo de Spurr (1952)

$$v = \beta_0 + \beta_1 (D^2 H) + \varepsilon$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$

$$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{i} Y_{i} - \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{i} \sum_{i=1}^{n} Y_{i}}{n}}{\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)^{2}}{n}}$$

$$\hat{\beta}_{1} = \frac{37293,8 - \frac{(86317,7)(3,0133)}{12}}{1086418133,1 - \frac{(86317,7)^{2}}{12}} = 0,0000336$$

$$\hat{\beta}_0 = \overline{Y} - \hat{\beta}_1 \overline{X}$$

$$\hat{\beta}_0 = 0.2511 - 0.0000336(7193.1) = 0.0097719$$

$$\hat{v} = 0.0097719 + 0.0000336(D^2H)$$

ANÁLISE DE VARIÂNCIA DA REGRESSÃO (ANOVA)

FV	GL	SQ	QM	FCalc
Regressão	1	0,52402	0,52402	645,86**
Resíduo	10	0,00811	0,00081	
Total	11	0,53214		

 $F_{tab}(1 \%; 1 e 10 gl) = 10,04$

O teste F e as medidas de precisão da equação ajustada

- **O** teste *F*:

Interpretação: De acordo com este teste, rejeita-se H_0 , isto é, as variações ocorridas no volume podem ser explicadas pela variável combinada D^2H , em nível de 1% de probabilidade.

- Coeficiente de Determinação (\mathbb{R}^2):

$$R^2$$
(%)= $\frac{0,52402}{0,53214}$ 100 = 98,47

<u>Interpretação</u>: A equação ajustada explica 98,47% das variações ocorridas no volume.

- Erro padrão das estimativa $(S_{v,x})$:

$$S_{y.x} = \pm \sqrt{QM \text{ Re siduo}} = \pm \sqrt{0,00081} = \pm 0,02846 \, m^3$$

Interpretação: o erro médio associado ao uso da equação ajustada é de \pm 0,02846 m³.

- Erro padrão relativo($S_{v,x}(\%)$):

$$S_{y.x}(\%) = \pm \frac{0,02846}{0,25111}100 = \pm 11,33$$

Interpretação: o erro médio associado ao uso da equação ajustada é de ± 11,33%.

Exemplo de ajuste do modelo de Schumacher e Hall

$$v = \beta_0 D^{\beta_1} H^{\beta_2} \varepsilon$$

$$ln(v) = ln(\beta_0) + \beta_1 ln(D) + \beta_2 ln(H) + ln(\varepsilon)$$

Fazendo Y = ln(v); $X_1 = ln(D)$; $X_2 = ln(H)$, vem:

$$Y = \alpha_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \delta$$



Modelo de regressão linear múltipla

Para ajustar o modelo de Schumacher e Hall linearizado tomemos como base os dados de Soares et al. (2007)

Árv	D (cm)	$H(\mathbf{m})$	v (m ³)	$ln(D)(X_1)$	$ln(H)(X_2)$	ln(v)(Y)
1	8,0	9,7	0,0274	2,07944154	2,27212589	-3,59721227
2	27,7	27,6	0,7159	3,32143241	3,31781577	-0,33421479
3	23,2	26,5	0,5505	3,14415228	3,27714473	-0,59692832
4	17,7	17,4	0,1780	2,87356464	2,85647021	-1,72597173
5	13,8	12,9	0,1003	2,62466859	2,55722731	-2,29958958
6	17,0	16,5	0,1852	2,83321334	2,80336038	-1,68631896
7	18,8	20,3	0,2423	2,93385687	3,01062089	-1,41757865
8	8,0	11,6	0,0327	2,07944154	2,45100510	-3,42038020
9	15,0	16,7	0,1292	2,70805020	2,81540872	-2,04639369
10	21,6	21,2	0,3542	3,07269331	3,05400118	-1,03789355
11	11,0	12,8	0,0608	2,39789527	2,54944517	-2,80016549
12	24,2	24,7	0,4368	3,18635263	3,20680324	-0,82827985
Soma				33,25476264	34,17142859	-21,79092708

Árv	X_1^2	X_2^2	$X_1 X_2$	X_1Y	X_2Y
1	4,32407713	5,16255604	4,72475295	-7,48019262	-8,17331910
2	11,03191328	11,00790150	11,01990085	-1,11007183	-1,10886309
3	9,88569355	10,73967760	10,30384208	-1,87683355	-1,95622051
4	8,25737374	8,15942204	8,20825178	-4,95969133	-4,93018682
5	6,88888522	6,53941152	6,71187421	-6,03566056	-5,88057329
6	8,02709785	7,85882943	7,94251804	-4,77770137	-4,72735975
7	8,60751613	9,06383812	8,83273077	-4,15897286	-4,26779189
8	4,32407713	6,00742599	5,09672182	-7,11248068	-8,38336931
9	7,33353589	7,92652626	7,62426815	-5,54173684	-5,76143463
10	9,44144421	9,32692322	9,38400901	-3,18912858	-3,16972814
11	5,74990174	6,49967068	6,11330252	-6,71450359	-7,13886839
12	10,15284310	10,28358704	10,21800596	-2,63919170	-2,65613052
Soma	94,02435883	98,57576943	96,18017807	-55,59616551	-58,15384545

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\alpha}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix} \qquad (X'X) = \begin{bmatrix} n & \sum_{i=1}^n X_1 & \sum_{i=1}^n X_2 \\ \sum_{i=1}^n X_1 & \sum_{i=1}^n X_1^2 & \sum_{i=1}^n X_1 X_2 \\ \sum_{i=1}^n X_2 & \sum_{i=1}^n X_2 X_1 & \sum_{i=1}^n X_2^2 \end{bmatrix} \qquad X'Y = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n Y \\ \sum_{i=1}^n X_1 Y \\ \sum_{i=1}^n X_2 Y \end{bmatrix}$$

As matrizes do sistema de equações ficaram assim definidas:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 12 & 33,25476264 & 34,17142859 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -21,79092708 \\ 33,25476264 & 94,02435883 & 96,18017807 \\ 34,17142859 & 96,18017807 & 98,57576944 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -21,79092708 \\ -55,5961655 \\ -58,15384545 \end{bmatrix}$$

Procedendo-se a inversão da matriz (X'X) e a multiplicação pelo vetor X'Y, obtém-se as seguintes estimativas para os parâmetros do modelo:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} -9,590713385 \\ +1,748280173 \\ +1,028900248 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\alpha}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{bmatrix}$$

Lembrando que $\hat{\alpha}_0 = \ln(\hat{\beta}_0)$, desta forma, a equação de volume fica assim definida:

$$\widehat{ln(v)} = -9,59071 + 1,74828 \ln(D) + 1,02890 \ln(H)$$

$$SQTotal = \sum Y^2 - \frac{\left(\sum Y\right)^2}{n} = 52,0191757 - 39,57037525 = 12,44880045$$

$$SQreg = \begin{bmatrix} -9,590713358 & 1,748280173 & 1,028900248 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -21,79092708 \\ -55,5961655 \\ -58,15384545 \end{bmatrix} -39,57037526 = 12,38798032$$

SQRes = SQTotal - SQReg = 0,06082015

FV	GL	SQ	QM	Fcalc
Regressão	2	12,38798032	6,193990162	916,57*
Resíduo	9	0,06082015	0,006757794	
Total	11	12,44880047		

 $F_{tab}(5\%, 2 e 9 gl) = 4,26$

O teste F e as medidas de precisão da equação ajustada

- O teste *F*:

Interpretação: De acordo com este teste, rejeita-se H_0 , isto é, as variações ocorridas no ln(v) podem ser explicadas por pelo menos uma das variáveis ln(D) e ln(H), em nível de 5% de probabilidade.

- Coeficiente de Determinação (R^2):

$$R^{2}(\%) = \frac{12,38798032}{12,44880045}100 = 99,51\%$$

Interpretação: A equação ajustada explica 99,51% das variações ocorridas no ln(v). Problema!!!

- Erro padrão das estimativa $(S_{y,x})$:

$$S_{v.x} = \pm \sqrt{QMResíduo} = \pm \sqrt{0,006757794} = \pm 0,082206 \ln(m^3)$$

Interpretação: o erro médio associado ao uso da equação ajustada é de ± 0,082206 ln(m³)

□ Problema!!!

- Erro padrão relativo($S_{v,x}(\%)$):

$$S_{y.x}(\%) = \pm \frac{0,082206}{-1,815911}100 = \pm 4,53\%$$

Interpretação: o erro médio associado ao uso da equação ajustada é de ± 4,53%.



Referências

FINGER, C. A. G. Fundamentos de biometria florestal. Santa Maria: UFSM, 1992. 269p.

LOETSCH, F.; ZOEHRER, F.; HALLER, K. E. Forest Inventory. v.2, Munchen: BLV, 1973. 469p.

SOARES, C. P. B.; NETO, F. P.; SOUZA, A. L. Dendrometria e Inventário Florestal. Viçosa: Editora UFV, 2007. 276p.