

# Regressão Linear Simples Via Inferência Bayesiana

Ana Beatriz Tozzo Martins  
Orientador: Prof. PhD. Paulo Justiniano Ribeiro Jr.

30 de outubro de 2007

Consideremos um modelo de regressão linear simples tal que  $y_i \sim N(\beta x_i; 1)$ . Este trabalho tem por objetivo fazer inferência sobre  $\beta$  obtendo uma amostra da posteriori usando reamostragem ponderada. Para isto, são utilizados dados que fazem parte da Tese de doutorado de Edson A. A. Silva.

```
> soja <- read.table("/home/anab/MetComputInt/DadosRegLinear.txt",
+      dec = ",", header = TRUE)

> nomes <- names(soja)
> nomes

[1] "X"     "Y"     "P"     "PH"    "K"     "MO"    "PROD"  "SB"
```

A matriz de correlação é obtida a partir dos comandos seguintes e apresentada a seguir:

```
> SOJA <- data.frame(soja)
> SOJA.corr <- cor(SOJA)

> require(xtable)

> print(xtable(SOJA.corr))
```

Podemos observar uma forte correlação (89%) entre as variáveis  $PH$  e  $SB$ . Considerando  $PH$  a variável independente e  $SB$  a variável dependente, tem-se:

```
> lm(soja$SB ~ soja$PH)

Call:
lm(formula = soja$SB ~ soja$PH)

Coefficients:
(Intercept)      soja$PH
-66.97          23.83
```

	X	Y	P	PH	K	MO	PROD	SB
X	1.00	-0.01	0.12	0.02	0.01	0.08	-0.02	-0.00
Y	-0.01	1.00	0.31	-0.53	0.08	0.55	-0.30	-0.50
P	0.12	0.31	1.00	-0.23	0.28	0.24	-0.05	-0.19
PH	0.02	-0.53	-0.23	1.00	-0.07	-0.50	0.04	0.89
K	0.01	0.08	0.28	-0.07	1.00	0.31	0.12	0.01
MO	0.08	0.55	0.24	-0.50	0.31	1.00	-0.04	-0.47
PROD	-0.02	-0.30	-0.05	0.04	0.12	-0.04	1.00	0.07
SB	-0.00	-0.50	-0.19	0.89	0.01	-0.47	0.07	1.00

e a estimativa de máxima verossimilhança para o parâmetro  $\beta$  é 23,83.

Como no experimento foram utilizados dois tipos de tratamentos, criamos uma nova variável  $PC$  assumindo os valores 0 e 1.

```
> PC <- rep(c(rep.int(0:1, 8), rep.int(1:0, 8)), 8)
> soja <- cbind(soja, PC)
> class(soja)
```

```
[1] "data.frame"
```

Selecionamos os dados originados do mesmo tipo de tratamento, dados para  $PC = 0$ .

A identificação dos nomes das variáveis, a classificação do arquivo, o cabeçalho dos dados, estatísticas descritivas e a correlação entre  $SB$  e  $PH$  são apresentadas a seguir:

```
> names(soja1)
```

```
[1] "X"      "Y"      "P"      "PH"     "K"      "MO"     "PROD"   "SB"     "PC"
```

```
> class(soja1)
```

```
[1] "data.frame"
```

```
> head(soja1)
```

	X	Y	P	PH	K	MO	PROD	SB	PC
1	5.6	3.6	4.4	6.3	0.53	47.52	2.56	80.63	0
3	24.8	4.6	3.5	5.4	0.47	51.79	2.35	61.47	0
5	44.0	1.6	3.6	5.6	0.52	59.70	2.99	71.61	0
7	63.2	2.6	2.9	5.2	0.47	48.74	2.91	61.11	0
9	82.4	3.6	3.0	5.7	0.36	51.79	3.00	70.67	0
11	101.6	3.6	2.7	5.6	0.38	51.17	2.36	67.44	0

```
> summary(soja1)
```

X	Y	P	PH	
Min. : 1.60	Min. : 1.60	Min. :2.200	Min. :4.300	
1st Qu.: 38.60	1st Qu.: 29.60	1st Qu.:3.100	1st Qu.:4.800	
Median : 75.60	Median : 57.60	Median :3.700	Median :5.100	
Mean : 75.85	Mean : 57.29	Mean :3.918	Mean :5.113	
3rd Qu.:112.60	3rd Qu.: 85.60	3rd Qu.:4.500	3rd Qu.:5.400	
Max. :149.60	Max. :113.60	Max. :9.100	Max. :6.500	
K	MO	PROD	SB	PC
Min. :0.1700	Min. :36.55	Min. :1.190	Min. :14.89	Min. :0
1st Qu.:0.2600	1st Qu.:48.74	1st Qu.:2.390	1st Qu.:46.08	1st Qu.:0
Median :0.3150	Median :53.61	Median :2.750	Median :55.48	Median :0
Mean :0.3291	Mean :52.89	Mean :2.708	Mean :54.83	Mean :0
3rd Qu.:0.3800	3rd Qu.:56.97	3rd Qu.:2.993	3rd Qu.:63.54	3rd Qu.:0
Max. :0.7400	Max. :68.35	Max. :3.700	Max. :82.56	Max. :0

```
> cor(soja1$SB, soja1$PH)
```

```
[1] 0.8964243
```

Construindo o diagrama de dispersão e ajustando a reta de regressão:

```
> par(mar = c(3.5, 3.5, 0.5, 0.5), mgp = c(2, 0.8, 0))
> plot(soja1$PH, soja1$SB, xlab = "PH", ylab = "SB", cex.axis = 1,
+       cex.lab = 1.1)
> abline(lm(soja1$SB ~ soja1$PH))
```

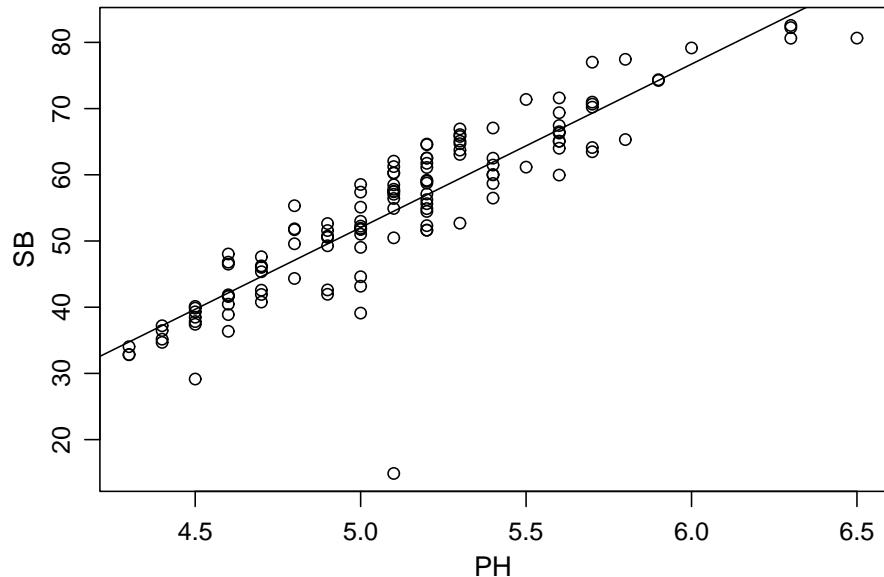


Figura 1: Diagrama de dispersão de  $PH$  versus  $SB$  e reta de regressão ajustada

Geramos agora 1000 valores usando uma priori vaga  $N(0; 4)$  e em seguida apresentamos o histograma dos valores simulados.

```

> n = 1000
> beta = rnorm(n, 20, 10)

> par(mar = c(3.5, 3.5, 0.5, 0.5), mgp = c(2, 0.8, 0))
> hist(beta, main = "", cex.axis = 1, cex.lab = 1.1)

```

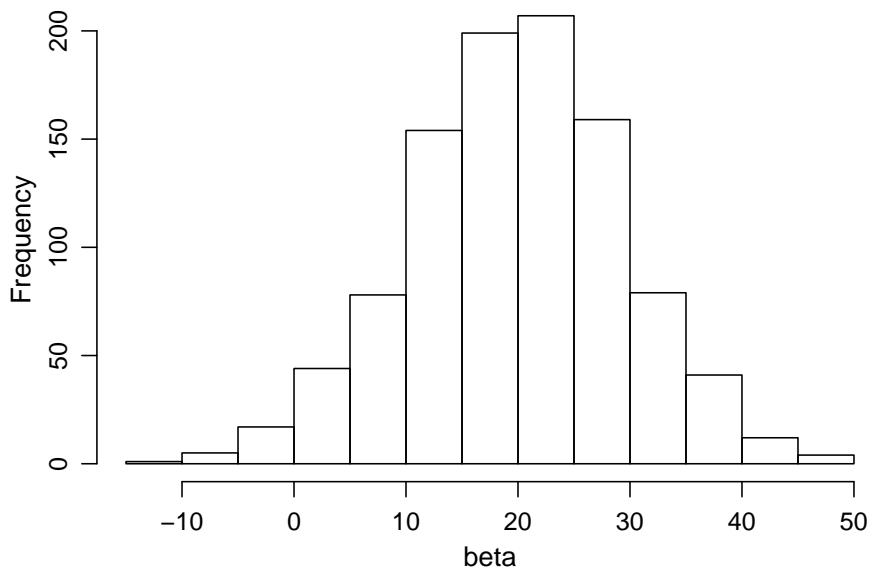


Figura 2: Distribuição dos valores de  $\beta$  simulados

O próximo passo é o cálculo dos pesos ou probabilidades

$$w_i = \frac{p(\theta_i | \mathbf{x}) / q(\theta_i)}{\sum_{j=1}^{1000} p(\theta_j | \mathbf{x}) / q(\theta_j)}, \quad i = 1, \dots, 1000,$$

que torna-se

$$w_i = \frac{p(\mathbf{x} | \theta_i)}{\sum_{j=1}^{1000} p(\mathbf{x} | \theta_j)}, \quad i = 1, \dots, 1000$$

ao considerar a priori como densidade auxiliar,  $q(\theta) = p(\theta)$ .

Calculamos a verossimilhança que, neste caso, será o logaritmo neperiano de L para evitar resultados nulos.

```

> ln.L = sapply(beta, function(b) (-0.5 * (sum((soja1$SB - b *
+      soja1$PH)^2))))

```

Com os resultados de  $\ln L$  calculamos os pesos  $w_i$ :

```

> w = ln.L/sum(ln.L)
> sum(w)

```

```
[1] 1
```

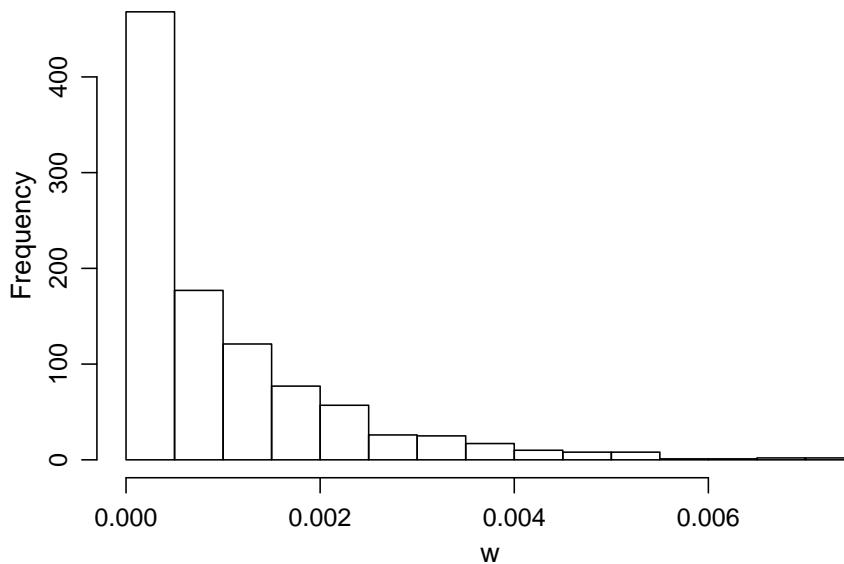


Figura 3: Distribuição dos pesos

```
> par(mar = c(3.5, 3.5, 0.5, 0.5), mgp = c(2, 0.8, 0))
> hist(w, main = "", cex.axis = 1, cex.lab = 1.1)
```

Reamostramos, agora, 500 betas com probabilidades  $w$ . Serão escolhidos os 500 valores de beta correspondentes as 500 maiores probabilidades  $w$ .

```
> m = 500  
> beta.resample = sample(beta, size = m, rep = T, prob = w)  
> summary(beta.resample)
```

Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
-7.735	24.490	29.710	28.450	34.590	46.140

A figura 4, à esquerda, mostra o comportamento dos  $\beta$ 's reamostrados e, à direita, observamos que os valores de  $\beta$  foram gerados em região de média densidade.

```

> par(mfrow = c(1, 2), mar = c(3.5, 3.5, 0.5, 0.5), mgp = c(2,
+      0.8, 0))
> hist(beta.resample, main = "", cex.axis = 1, cex.lab = 1.1)
> curve(dnorm(x, 20, 10), from = -15, to = 55, ylab = "priori",
+      xlab = expression(beta), cex.axis = 1, cex.lab = 1.1)
> rug(beta.resample)

```

O estimador  $\hat{\beta}$  de  $\beta$  é a média dos valores reamostrados, dado por 28.45.

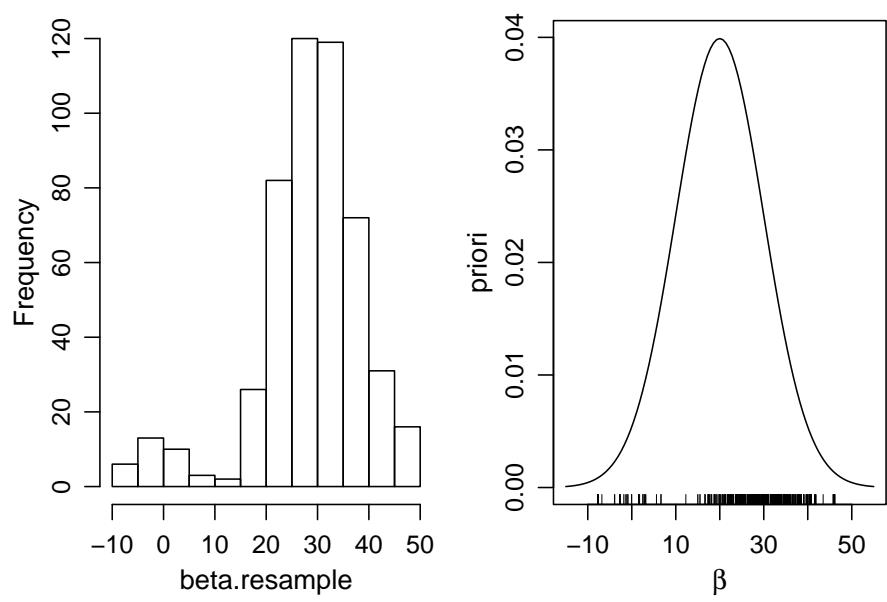


Figura 4: Distribuição dos valores de  $\beta$  reamostrados (esquerda), Densidade a priori e valores reamostrados (direita).