

Parte III: Coeficiente de determinação, regressão na origem e método de máxima verossimilhança

Coeficiente de determinação

 Proporção da variabilidade explicada pelo regressor.

$$R^2 = \frac{Variação \ explicada}{Variação \ total}$$

$$R^{2} = \frac{SSM}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$
$$0 \le R^{2} \le 1$$

R² pode ser relativamente grande mas aproximação linear é pobre $\hat{Y} = \hat{Y} = \hat{Y}$

Coeficiente de determinação

Na regressão simples: a correlação linear é a raiz quadrada do R²

$$r = \pm \sqrt{R^2}$$

$$-1 \le r \le 1$$

- Embora o R² não decresça, não podemos dizer que, se mais variáveis preditoras são adicionadas no modelo, o modelo novo é melhor do que o antigo.
- A menos que, se o a soma de quadrados de resíduos do modelo novo seja reduzida para o mesmo da soma de quadrados de resíduos do modelo antigo, o novo modelo terá uma média quadrados de resíduos maior que a média de quadrados de resíduos do modelo antigo. Então o modelo novo é pior.
- A magnitude de R² também depende da range de variabilidade de x. Um grande valor de R² pode ter sido resultado de uma range não realístico de x e um valor pequeno de R² pode ter sido resultado de uma insuficiente de um range pequeno de x..

Outras métricas

$$R^{2} = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p-1}\right) \frac{SSR}{SST}$$

$$Quanto maio o modelo$$

$$0 \le R^{2} \le 1$$

$$Quanto maio o modelo$$

Quanto maior melhor o modelo

$$MS_{\text{Re}\,s} = \frac{SSR}{n-p-1}$$

Quanto menor melhor o modelo

$$PRESS = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \hat{y}_i^{-1} \right)^2}{n}$$

Quanto menor melhor o modelo

A predição para a média i-ésima resposta considerando o modelo de regressão sem o i-esimo par de observação (x,y).

Outras métricas

Método Akaike

$$AIC = -2\ln L(\hat{\theta}) + 2p$$

verossimilhança no

estimativa dos parâmetros

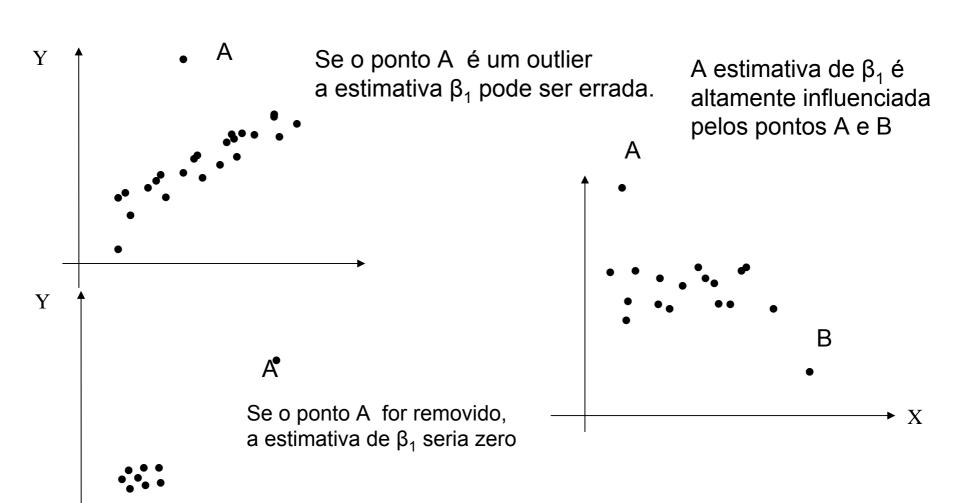
Valor da

Quanto menor melhor o modelo

Considerações

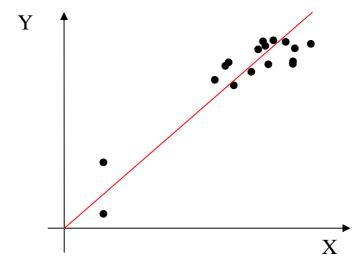
- Deve-se ter cuidado para não fazer extrapolações no range da variável preditora.
- Se numa uma regressão indicar forte relacionamento entre duas variáveis, não implica que as variáveis estão relacionadas em um sentido casual. Por exemplo, seja y= numero de deficiente mental por 10000 habitantes e x o número de emissoras de rádio com licença no período de 1924 a 1937. O p-value do teste t é 0,0 e R²=0,9842.
- Quando o valor da variável x é desconhecida, pode-se usar uma estimativa para x. Contudo a acurácia da estimativa de y dependerá da acurácia da estimativa usada para x.

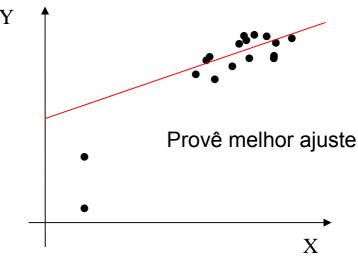
Considerações





- É frequentente apropriado em análise de dados de processos químicos. For exemplo: a saída de um processo químico é zero quando a temperatura manipulada é zero.
- É comum o uso inapropiado desse modelo quando existem valores de x distantes da origem.





Como foi especificado uma distribuição de probabilidades para os erros podemos obter estimadores para β_0 , β_1 e σ^2 pelo MMV.

O método de máxima verossimilhança determina como estimativas de máxima verossimilhança, os valores de β_0 , β_1 e σ^2 os quais produzem o maior valor para a verossimilhança.

Em geral, a densidade de uma observação Y_i para o modelo de regressão com erros normais, utilizando o fato de que $E(Y_i)=\beta_0+\beta_1X_i$ e variância σ^2 é dada por :

$$f_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i}{\sigma}\right)^2\right]$$

A função de verossimilhança para n observações $Y_1, Y_2,..., Y_n$, é o produto das densidades individuais (é a conjunta). Como a variância σ^2 dos erros é desconhecida, a conjunta é uma função de três parâmetros, β_0 , β_1 e σ^2 :

$$L(\beta_0, \beta_1, \sigma^2) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2\right]$$
$$= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2\right]$$

Devemos encontrar valores de β_0 , β_1 e σ^2 que maximizam a função de verossimilhança L, calculando-se as derivadas parciais de L com respeito a β_0 , β_1 e σ^2 e igualando cada derivada parcial a zero e resolvendo o sistema de equações obtido. Podemos trabalhar com log_eL ao invés de L, pois ambos são maximizadas para os mesmos valores de β_0 , β_1 e σ^2 :

$$\log_e L = -\frac{n}{2} \log_e 2\pi - \frac{n}{2} \log_e \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{\infty} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$

As derivadas parciais do logaritmo da função de verossimilhança, são dadas por:

$$\frac{\partial(\log_e L)}{\partial \beta_0} = \frac{1}{\sigma^2} \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)$$

$$\frac{\partial(\log_e L)}{\partial \beta_1} = \frac{1}{\sigma^2} \sum X_i (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)$$

$$\frac{\partial(\log_e L)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$

Fazendo as derivadas parciais iguais a zero, substituindo β_0 , β_1 e σ^2 pelos estimadores $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\sigma}^2$

Obtemos:

$$\sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

$$\sum X_i (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0$$

$$\sum \frac{(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i)^2}{n} = \sigma^2$$

As duas primeiras equações são idênticas as equações normais encontradas pelo método de mínimos quadrados. O MMV produz um estimador viesado para σ^2 .

Parâmetros	Estimadores
$oldsymbol{eta_0}$	$\hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta}_1 \overline{x}$
$oldsymbol{eta_1}$	$\hat{\beta}_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_{i}(x_{i} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \bar{x})^{2}}$
σ^2	$\hat{\sigma}^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \hat{\beta}_{0} - \hat{\beta}_{1} x_{i})^{2}}{n}$

Em geral os estimadores de máxima verossimilhança tem melhores propriedades estatísticas que os estimadores de mínimos quadrados.

- 1. São não enviesados
- 2. Variância mínima.
- 3. São consistentes;
- 4. São estatísticas suficientes.

Por outro lado: Requerem suposição da distribuição para os erros além das suposições requeridas pelo método de mínimos quadrados.

Estística suficiente

- Seja Q uma população arbitrária cujos elementos podem possuir ou não uma característica w cuja proporção de incidência vale θ.
- Deseja-se estimar o valor de θ e para tal dispõe-se de uma amostra $\{w_1, w_2, ..., w_n\}$ onde w_i vale 1 ou 0 indicando se o elemento i possui ou não a característica w. Parece razoável perceber que o que efetivamente interessa para a estimação de θ é a proporção da incidência da característica na amostra ou seja : que é então dita ser uma estatística suficiente para θ .

$$\hat{g} = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i}{n}$$

Teste de Hipótese para coeficente correlação

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_0: \rho \neq 0$$

Estatística do teste:

$$t_0 = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \rightarrow t_{n-2}$$
 Se H₀ é verdadeira

Região crítica: Rejeita-se se

$$|t_0| > t_{\alpha/2, n-2}$$