Mineração de Dados Aula 2 – parte 1

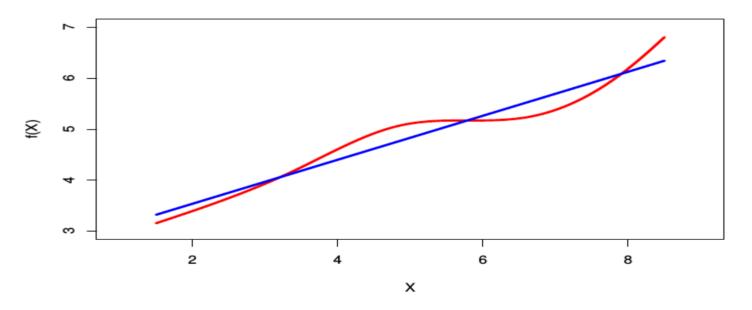
Especialização em Ciência de Dados e suas Aplicações



Regressão linear



- É uma estratégia simples de aprendizado supervisionado
- ◆ Assume que a dependência de Y em X₁,X₂,...X_p é linear

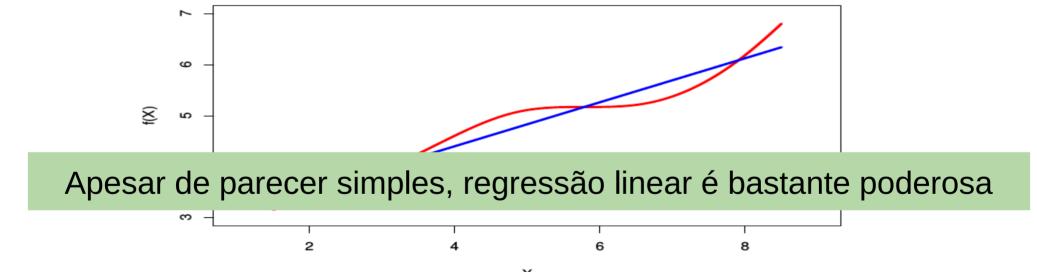


A função real não é linear

Regressão linear



- É uma estratégia simples de aprendizado supervisionado
- Assume que a dependência de Y em X₁,X₂,...X_p é linear



A função real não é linear

Modelos de RL



- O que é um bom modelo?
- Como estimar os parâmetros do modelo?

Modelos de RL – Exemplo (propaganda)



Existe um relacionamento entre propaganda e vendas?

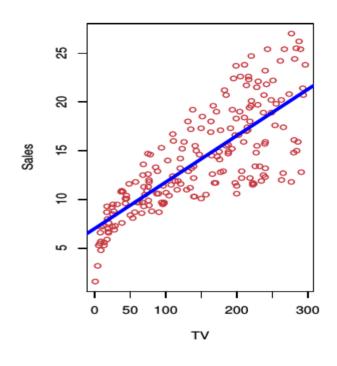
O quão forte é o relacionamento entre o orçamento de propaganda e as vendas?

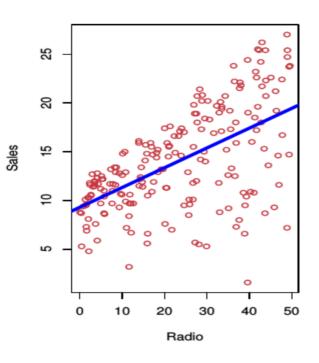
Qual mídia contribui para aumentar as vendas?

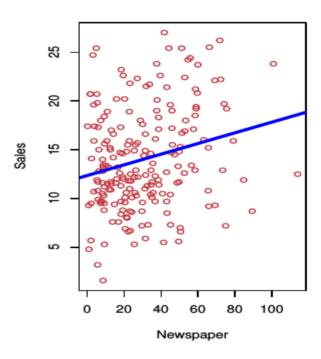
Quão precisamente podemos predizer vendas futuras?

RL simples com um único preditor









RL simples com um único preditor



Assumindo o modelo $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon$,

onde β_0 é o ponto onde a reta cruza o eixo Y e β_1 é a inclinação da reta (coeficientes ou parâmetros) e ϵ é um erro

Dado algumas estimativas b₀ e b₁ para os coeficientes, nós realizamos previsões com

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x$$

Previsão de Y

Estimando os parâmetros com mínimos quadrados



Se $\hat{y}=b_0+b_1x$ então o erro na estimativa para x_i é:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

Definimos a Soma dos Erros ao Quadrado (Sum of Squared Errors SSE)

$$SSE = e_1^2 + e_2^2 + e_3^2 + \dots + e_n^2$$

que é equivalente a:

$$\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2$$

Estimando os parâmetros com mínimos quadrados



A abordagem dos mínimos quadrados escolhe b₀ e b₁ que minimiza o **SSE**

Os melhores parâmetros da regressão (que levam à menor variância dos erros) são:

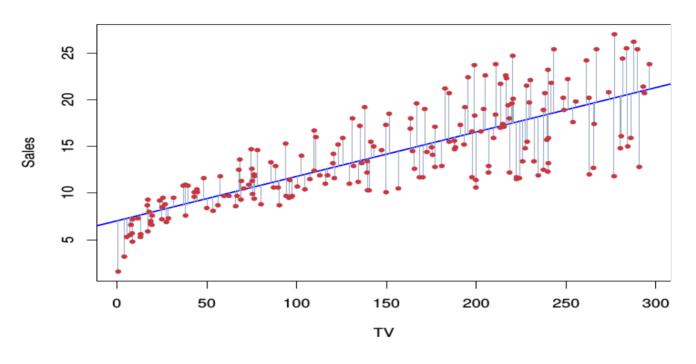
$$b_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2} \qquad b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}$$

Onde
$$\bar{y} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i$$
 e $\bar{x} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$

são as médias da amostra

Exemplo - propaganda





Uma aproximação linear captura a essência do relacionamento, apesar da "deficiência" no início

Exemplo – estimando os parâmetros



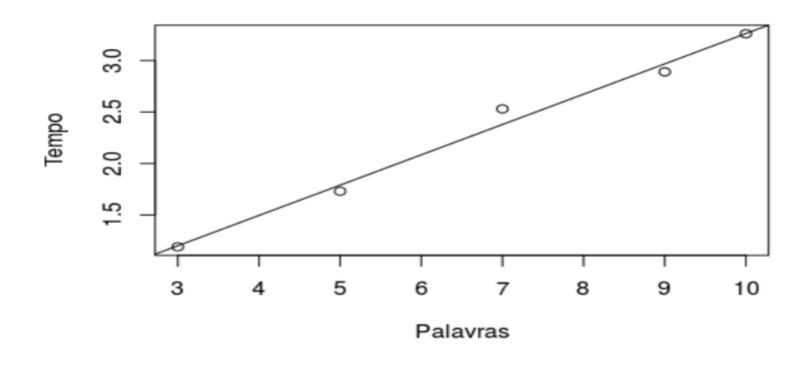
Tempo de execução de uma query para várias palavras:

x	Palavras	3	5	7	9	10
у	Tempo	1.19	1.73	2.53	2.89	3.26

```
x < -c(3,5,7,9,10) y < -c(1.19,1.73,2.53,2.89,3.26) mediaY < -sum(y)/length(y) mediaX = 2,32 mediaX < -sum(x)/length(x) mediaX = 6,8 b_1 < -sum((x-mediaX)*(y-mediaY))/sum((x-mediaX)^2) b_1 = 0,2945122 b_0 < -mediaY - (b1)*(mediaX) b_0 = 0,3173171
```

Exemplo – estimando os parâmetros





plot(x,y,xlab = "Palavras",ylab = "Tempo")
abline(b0, b1)

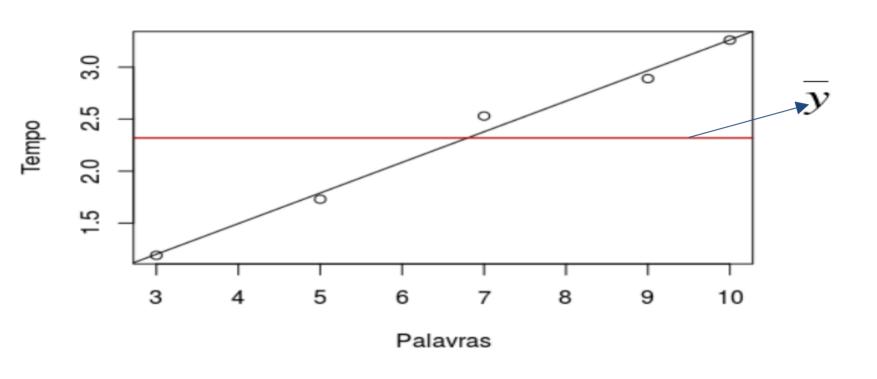
Acurácia geral do modelo



- lacktriangle Sem regressão, a melhor estimativa de y é \bar{y}
- Regressão provê uma melhor estimativa, mas ainda existem erros

Acurácia geral do modelo





Acurácia geral do modelo



$$SSE = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Sum of Squared Errors

$$SST = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2$$

Total Sum of Squares

Qualidade da regressão medida pelo coeficiente de determinação:

$$R^2 = \frac{SST - SSE}{SST}$$

Quanto maior o valor de R2, melhor a regressão (fitting dos dados).

Exemplo - Acurácia geral do modelo



Tempo de execução de uma query para várias palavras:

x	Palavras	3	5	7	9	10
у	Tempo	1.19	1.73	2.53	2.89	3.26

$$b_1 < -0.2945122$$

 $b_0 < -0.3173171$
MediaX < -2.32

$$R^2 = \frac{SST - SSE}{SST}$$

```
yPred <- b0+b1*x
1.200854 1.789878 2.378902 2.967927 3.262439
```

```
SSE<- sum((y-yPred)^2)

SST <-sum((y- mediaY)^2)

R^2 <- (SST-SSE)/SST = 0.98
```

Regressão linear pode ser "enganadora"



- Regressão despreza alguma informação sobre os dados
 - Para permitir uma sumarização compacta
- Algumas vezes características vitais são perdidas
 - No geral, examinando os gráficos de dados pode-se determinar se há um problema ou não

Exemplos de conjuntos



	1		П		Ш		IV
×	У	×	У	×	У	×	У
10	8.04	10	9.14	10	7.46	8	6.58
8	6.95	8	8.14	8	6.77	8	5.76
13	7.58	13	8.74	13	12.74	8	7.71
9	8.81	9	8.77	9	7.11	8	8.84
11	8.33	11	9.26	11	7.81	8	8.47
14	9.96	14	8.10	14	8.84	8	7.04
6	7.24	6	6.13	6	6.08	8	5.25
4	4.26	4	3.10	4	5.39	19	12.50
12	10.84	12	9.13	12	8.15	8	5.56
7	4.82	7	7.26	7	6.42	8	7.91
5	5.68	5	4.74	5	5.73	8	6.89

O que a regressão nos diz?



Exatamente a mesma coisa para cada um deles!

$$N = 11$$

Média de y = 7.5

$$Y = 3 + .5 X$$

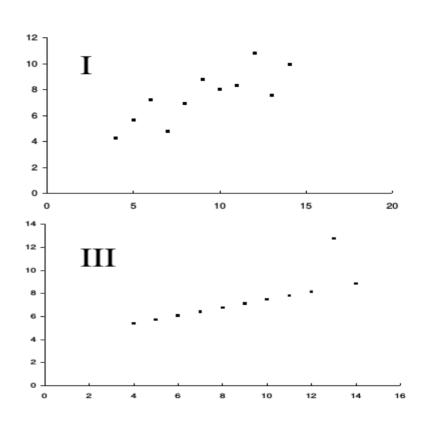
Erro padrão da regressão é 0.118

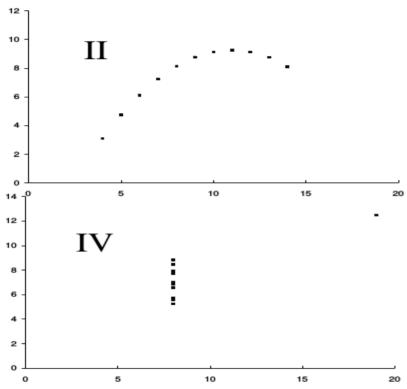
Todas as somas de quadrados são as mesmas

$$R2 = .67$$

Visualização de cada conjunto







Regressão linear múltipla



- Modelos com mais de uma variável previsora
- Cada variável previsora tem uma relação linear com a variável de resposta
- Conceitualmente, seria equivalente a fazer um gráfico de uma linha de regressão num espaço n-dimensional, em vez de 2-dimensões

Regressão linear múltipla



Nosso modelo: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p + \epsilon$,

Interpretamos β_j como o efeito médio em Y no aumento de uma unidade em X_j , mantendo todos os outros parâmetros fixos.

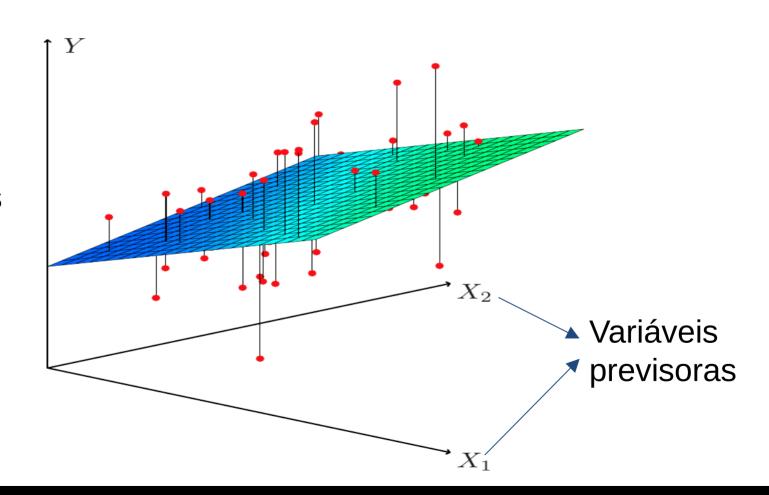
No exemplo de propaganda:

sales = $\beta_0 + \beta_1 \times TV + \beta_2 \times radio + \beta_3 \times newspaper + \epsilon$.

Regressão linear múltipla



Hiperplano para duas dimensões (difícil desenhar para 3+)



Interpretando os coeficientes



O cenário ideal é quando os previsores não são correlacionados

- Correlação entre previsores causa problemas:
- Interpretação é difícil: e.g., quando X_j muda, os outros previsores também mudam (no exemplo de propaganda, o orçamento de uma empresa pode ter aumentado para todas os tipo de propaganda)
- Causalidade deve ser evitada para dados observacionais

Estimando e prevendo



Dado as estimativas b₀, b₁, b₂, ..., b_p

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_p x_p$$

Estimamos β_0 , β_1 , ..., β_p como os valores que minimizam a Soma dos Erros ao Quadrado (SSE)

$$SSE = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y}_i)^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (y_i - b_0 - b_1 x_{i1} - b_2 x_{i2} - \dots - b_p x_{ip})^2$$

Cálculo realizado com software estatístico. Fórmula *messy*

Procedimento similar à regressão simples

Resultado do exemplo



Valor das vendas quando todos os investimentos são 0

	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
Intercept	2.939	0.3119	9.42	< 0.0001
TV	0.046	0.0014	32.81	< 0.0001
radio	0.189	0.0086	21.89	< 0.0001
newspaper	-0.001 <	0.0059	-0.18	0.8599 <

Não é significativo na presença de TV e rádio no modelo

Correlations:

	TV	radio	newspaper	sales	
TV	1.0000	0.0548	0.0567	0.7822	
radio		1.0000	0.3541	0.5762	
newspaper			1.0000	0.2283	
sales		./		1,0000	
São correlacionados					

Indício de que ao colocar rádio no modelo newspaper não é necessário

Avaliação



$$R^2 = \frac{SST - SSE}{SST}$$

Quantity	Value
Residual Standard Error	1.69
R^2	0.897 -

 Melhorou com relação a uma única variável



Os métodos de seleção de subconjunto usam mínimos quadrados (SSE) para ajustar um modelo linear que contém um subconjunto dos preditores.

Como alternativa, podemos ajustar um modelo contendo todos os p preditores usando uma técnica que restringe ou regulariza as estimativas do coeficiente

>> ou seja, que diminuem a estimativas de coeficiente para próximo de zero.



Métodos que se baseiam em mínimos quadrados escolhem $B_0,...B_i$ que minimizam:

SSE
$$=\sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}\right)^2$$

Ridge estima coeficiente que minimizam:

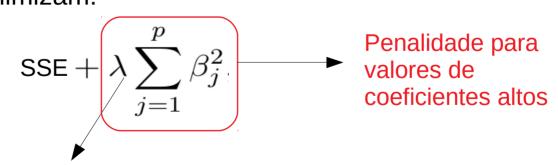
$$\mathrm{SSE} + \lambda \sum_{j=1}^p \beta_j^2$$



Métodos que se baseiam em mínimos quadrados escolhem $B_0,...B_i$ que minimizam:

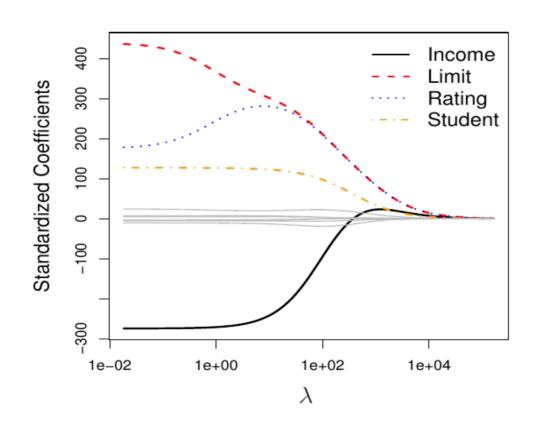
$$SSE = \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij} \right)^2$$

Ridge estima coeficiente que minimizam:



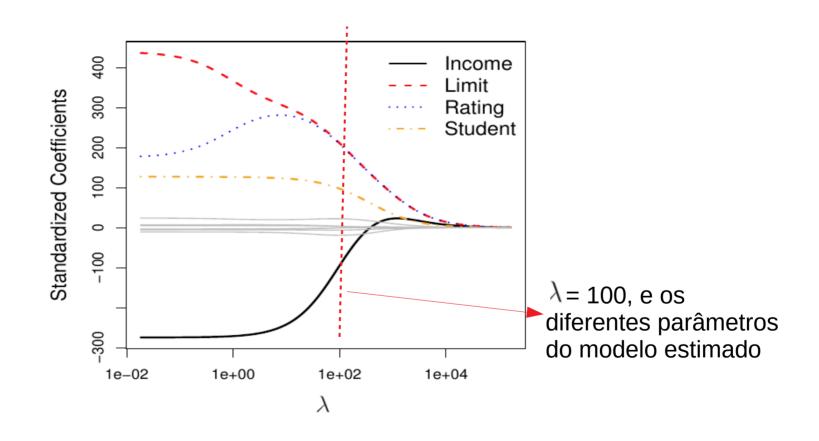
Parâmetro que precisa ser determinado separadamente





Não seleciona variáveis, mas deixa os coeficientes próximo de zero.





Outras métricas para avaliar a regressão



$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|y_i-\hat{y}_i|$$

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

Root Mean Squared Error (RMSE)
$$\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\hat{y}_i)^2}$$

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

Interpretável nos valores de Y

R² não tem unidade associada

Agradecimentos



Slides parcialmente derivados do material de aula de:

Jussara Almeida e Virgilio Almeida – Departamento de Ciência da Computação da UFMG. Curso: Métodos Quantitativos para a Ciência da Computação Experimental

Curso do livro The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction. Trevor Hastie, Robert Tibshirani e Jerome Friedman

Livro: Raj Jain. The art of computer systems performance analysis: techniques for experimental design, measurement, simulation, and modeling.