

Notas de aula: Fundamentos Estatísticos para Ciência dos Dados

Ricardo Pagoto Marinho

10 de maio de 2018

- 13/03

$P(\cup A_i) \leq \sum P(A_i) \rightarrow$ é igual quantos os A_i s forem disjuntos.

- 15/03

$P(A|B) = P(B) \rightarrow$ quando A ocorre e não tem nenhuma influência sobre B_0 .

- 20/03

Variável aleatória: Lista de valores possíveis e lista de probabilidades associadas

ω dentro de um Ω . Exemplo: Ω = todos e-mails enviados.

- ω_0 = é spam?
- ω_1 = número de caracteres.
- ...

Elementos em uma mesma linha (ω_n), são correlacionados.

- Atribuir valores de probabilidades a uma V.A. \rightarrow contar quantos elementos no Ω possuem aquela característica.

$P(X = 3) = P(A)$ onde $A = \{\omega \in \Omega / \omega \text{ tem } 3 \text{ caras}\}$ em Ω = lançamento de 6 moedas.

- Esperança matemática $E(X)$

$$E(X) = \sum_i x_i p(x_i) \approx \sum_i x_i \times \frac{N_i}{N}$$

- Distribuição Binomial

$$P(X = 0) = (1 - \theta)^n$$

$$[X = 0] = \{\omega \in \Omega : X(\omega) = 1\} = \{\omega \in \Omega : \omega \in \{(\neg c, \neg c, \neg c, \dots, \neg c)\}\} = P(\neg c \text{ no } 1^\circ) \times P(\neg c \text{ no } 2^\circ) \times \dots = (1 - \theta) \times (1 - \theta) \dots = (1 - \theta)^n$$

- 27/03

$$P(Y \in (y_0 \pm \frac{\delta}{2})) = \int_{y_0 - \frac{\delta}{2}}^{y_0 + \frac{\delta}{2}} f^*(y) dy \approx f^*(y_0) 2 \times \frac{\delta}{2} = f^*(y_0) \times \delta$$

Teste de Kolmogorov:

$\sqrt{n}(D_n) \rightarrow K$, onde K é uma Variável Aleatória contínua.

Se o modelo é o verdadeiro, quando comparado com os dados, a distância entre eles multiplicado por \sqrt{n} vai cair dentro da densidade de K. Se não cair, provavelmente seu modelo não é adequado. Quanto maior o número de dados, mais confiável o resultado.

- 03/04

Variáveis aleatórias: Lista de valores possíveis + probabilidades associadas

	Discretas	Contínuas
Valores	0,1,2,...	[0,1] ou [0,∞)
Probabilidades	p_0, p_1, p_2, \dots	Densidade sob a curva

	$E(X)$
Discreta	$\sum_i x_i \times P(X = x_i)$
Contínua	$\int x \times f(x) dx$

Teste qui-quadrado: Compara o modelo com os dados. Serve para dados contínuos e discretos.

`pchisq(15,4)`-`pchisq(10,4)` → comando em R para saber o valor do teste qui-quadrado no intervalo [10,15] com 4 graus de liberdade.

`pchisq(1.13,4)` → probabilidade de uma distribuição qui-quadrado com 4 graus de liberdade ser menor do que 1.13.

`1-pchisq(1.13,4)=pvalors`

- 05/04

As variáveis são i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas) se:

- elas forem todas independentes
- possuírem todas a mesma distribuição
- Transformação de V.A.s

X é V.A.

$Y=g(X)$ é V.a.

$g(X)$ é função matemática.

Distribuição de Y?

* inverter g : Obter $F_y(y) = P(Y \leq y)$ e deriva para obter a densidade $f_y(Y) = F'(y)$

* $Y=g(X)$ e $X = g^{-1}(Y) = h(Y)$

então $f_y(y) = f_x(h(y)) \cdot |h'(y)|$

Exemplo: $f_x(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \ni (0, 1) \\ 1, & \text{se } x \in (0, 1) \end{cases}$

$Y = X^2 \rightarrow X = \sqrt{Y} = h(Y)$

Então:

$f_y(y) = f_x(\sqrt{y}) \times \left| \frac{d\sqrt{y}}{dy} \right|$

Se quisermos $E(Y) = E(g(x))$

1. $E(Y) = \int y f_Y(y) dy$ ($f_Y(y)$ é obtida de uma das duas maneiras anteriores)

2. $= \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \times f_x(x) dx$

- 10/04

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (Y_i^2 - 2Y_i\bar{Y} + \bar{Y}^2) = \sum_i Y_i^2 - 2\sum_i (Y_i\bar{Y}) + \sum_i (\bar{Y}^2) = \sum_i Y_i^2 - 2\bar{Y}\sum_i (Y_i) + n\bar{Y}^2 = \sum_i Y_i^2 - 2\bar{Y}.n\bar{Y} + n\bar{Y}^2 = \sum_i Y_i^2 - n(\bar{Y}^2)$$

$$\mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j, X_4 = k | X_3 = 2) = \frac{\mathbb{P}(X_1=i, X_2=j, X_4=k, X_3=2)}{\mathbb{P}(X_3=2)}$$

Exemplo:

$$\mathbb{P}(X_1 = 0, X_2 = 1, X_4 = 1 | X_3 = 2) = \frac{\mathbb{P}(X_1=0, X_2=1, X_4=1, X_3=2)}{\mathbb{P}(X_3=2)} = \frac{\frac{0.2}{100}}{\frac{32.4}{100}}$$

Para comparar resultados na distribuição condicional, basta olhar na tabela a condição não condicional.

- 12/04

$$\int (x^2 y + x^3 y^4) dx$$

$$Y + (Y_1, \dots, Y_p) \mid (Y_1 | Y_2 = a_2, \dots, Y_p = a_p) = \frac{f_Y(y_1, a_2, \dots, a+p)}{f_{Y_2, \dots, Y_p}} \propto f(y_2, a_2, \dots, a_p)$$

Desvios padronizados:

Pearson sugeriu multiplicar eles. O interesse é olhar a esperança desse valor: $\mathbb{E}(Z_1 * Z_2)$, que será a correlação entre as variáveis aleatórias.

- 17/04

$$\rho = \mathbb{E}\left[\frac{X - \mu_x}{\sigma_x} \times \frac{Y - \mu_y}{\sigma_y}\right]$$

Os valores da matriz de correlação variam entre (-1,1).

A distância de desvio padronizado tira o problema de escala entre as duas variáveis calculadas.

$$\sigma y = \lambda y. \quad \lambda = \text{auto} - \text{valor}, y = \text{auto} - \text{vetor}$$

$$\sigma^{-1}(\sigma y) = \sigma^{-1}(\lambda y). \quad y = \lambda \sigma^{-1} y \quad \frac{1}{\lambda} y = \sigma^{-1} y$$

- 19/04

A covariância é uma medida confusa, pois não tem um limite definido para variar, diferente da correlação.

$$y' A y = \sum_{ij} A_{ij} y_i y_j$$

A pode ser considerada simétrica, pois se não for, pode-se criar uma simétrica que tal que a forma quadrática dê a mesma coisa.

- 03/05 Considerando que para um indivíduo, FV é alta (próximo de 2) e FQ é baixa (próximo de 0) $X_{mat} = \mu_{mat} + 0FV + 15FQ + \xi_{mat} + \sim N(\psi_{mat}) \approx \mu_{mat}$, já que FQ é baixa.

$X_{gram} = \mu_{gram} + 10FV + 0.1FQ + \xi_{gram} + \sim N(\psi_{gram}) \gg \mu_{mat}$, já que FV é alta.

- 10/05

Definir se um indivíduo vem de uma população ou outra, pode-se fazer calculando as distâncias estatísticas do indivíduo para as populações ou fazer o produto $\frac{f_1(x)}{f_2(x)}$ das densidades. Se > 1 , é da população 1, se < 1 , da população 2.