Teoria da Informação TIP7266 2017.1

TP01: Revisão de probabilidade

Profs. Walter Freitas Jr e Charles Casimiro

{walter,charles}@gtel.ufc.br

Departamento de Engenharia de Teleinformática (DETI) Grupo de Pesquisa em Telecomunicações Sem Fio (GTEL)

Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Teleinformática http://www.ppgeti.ufc.br/

Eventos probabilísticos

Evento

Definição: Qualquer subconjunto do espaço amostral ${\mathcal S}$ que constitui um campo de Borel ${\mathcal F}$

Eventos mutuamente exclusivos

Quando a ocorrência de um impossibilita a ocorrência do outro Exemplo: Dado

$$A = \{par\}$$
 $B = \{impar\}$ $A \cdot B = \emptyset$ (eventos mutuamente exclusivos)

Definição de probabilidade

Probabilidade (Definição Axiomática)

É qualquer função real definida na classe ${\mathcal F}$ tal que

- 1. $Pr(A) \ge 0$
- $2. \Pr(\mathcal{S}) = 1$
- 3. Se $A \cdot B = \emptyset \Rightarrow \Pr(A + B) = \Pr(A) + \Pr(B)$ (eventos mutuamente exclusivos)

Assim,

$$\Pr(\cdot): \mathcal{F} \to \mathbb{R}$$

Probabilidade condicional

Probabilidade condicional

Probabilidade de ocorrência de A dado que ocorreu B

$$\Pr(A|B) \triangleq \frac{\Pr(AB)}{\Pr(B)}, \quad \Pr(B) > 0$$
 (1)

 $\Pr(A|B)$ é probabilidade, pois

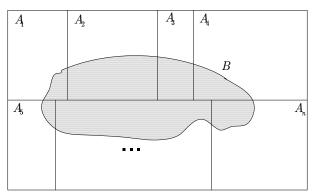
- $ightharpoonup \Pr(A|B) = \frac{\Pr(AB)}{\Pr(B)} \ge 0$
- $\Pr(\mathcal{S}|B) = 1$
- ▶ Para $A \cdot C = \emptyset \Rightarrow \Pr[(A+C)|B] = \Pr(A|B) + \Pr(C|B)$

Regra da probabilidade total

Teorema da probabilidade total

Sejam $A_1, A_2, A_3, \ldots, A_n$ eventos mutuamente exclusivos

- $\Pr(A_i) > 0, \quad i = 1, 2, \dots, n$
- $B \subset \{A_1 + A_2 + \dots + A_n\}$



Regra da probabilidade total - cont.

Teorema da probabilidade total - cont.

►
$$\Pr(B) = \Pr(BA_1) + \Pr(BA_2) + \dots + \Pr(BA_n)$$
 pois
$$B = \underbrace{BA_1 + BA_2 + \dots + BA_n}_{\text{mutuamente exclusivos}}$$

$$\Pr(B) = \Pr(B|A_1)\Pr(A_1) + \dots + \Pr(B|A_n)\Pr(A_n)$$

Probabilidade total

$$\Pr(B) = \sum_{i=1}^{n} \Pr(B|A_i) \Pr(A_i)$$
 (2)

Regra de Bayes

Regra de Bayes

Inverso do conceito da probabilidade total

$$\Pr(A_j|B) = \frac{\Pr(B|A_j) \cdot \Pr(A_j)}{\sum_{i=1}^{n} \Pr(B|A_i) \cdot \Pr(A_i)}$$
(3)

Também chamada de probabilidade a posteriori

Independência probabilística

Eventos independentes

Dois eventos A e B são independentes se

$$\Pr(A \cdot B) = \Pr(A) \cdot \Pr(B)$$

Generalizando (para três eventos): A,B e ${\cal C}$

$$\left. \begin{array}{l} \Pr(AB) = \Pr(A)\Pr(B) \\ \Pr(AC) = \Pr(A)\Pr(C) \\ \Pr(BC) = \Pr(B)\Pr(C) \end{array} \right\} \Pr(ABC) = \Pr(A)\Pr(B)\Pr(C)$$

Independência probabilística - cont.

Propriedades de eventos independentes

- 1. Pr(A|B) = Pr(A)
- 2. $\Pr(\overline{A}B) = \Pr(\overline{A}) \cdot \Pr(B)$
- 3. $\Pr(A\overline{B}) = \Pr(A) \cdot \Pr(\overline{B}) \in \Pr(\overline{AB}) = \Pr(\overline{A}) \cdot \Pr(\overline{B})$

Ou seja Se A e B são independentes, A e \overline{B} são independentes e \overline{A} e \overline{B} também o são

Eventos conjuntos

Eventos conjuntos

Dado ${\cal S}$ (espaço amostral), podemos atribuir diferentes atributos aos eventos pertencentes a diferentes classes de Borel

$$S = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$$

$$\begin{cases} A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}_1 \\ B_1, B_2, \dots, B_n \in \mathcal{F}_2 \end{cases}$$

Exemplo:

$$S = \{ João, José, Maria \}$$
 (idade,altura)

Rescrevendo:

$$S = \{(10, 1.50), (30, 1.80), (32, 1.65)\}$$

Probabilidade marginal

Probabilidade marginal

$$A_{1} + A_{2} + \dots + A_{n} = S_{1}$$

$$B_{1} + B_{2} + \dots + B_{n} = S_{2}$$

$$\Pr(A_{i}) = \sum_{j=1}^{n} \Pr(A_{i}, B_{j})$$

$$\Pr(B_{j}) = \sum_{i=1}^{n} \Pr(A_{i}, B_{j})$$

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \Pr(A_{i}, B_{j}) = 1$$

$$(4)$$

Definição

Variável aleatória (v.a.) é qualquer função definida no espaço amostral ${\cal S}$ tal que:

$${X: \mathcal{S} \to \mathbb{R}, X(w) \in (-\infty, x], w \in \mathcal{S}} \in \mathcal{F}$$
 (5)

Exemplo

Moeda:

$$\mathcal{S} = \{ \mathsf{cara}, \mathsf{coroa} \}$$

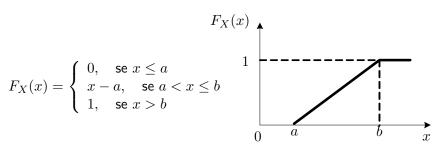
 $X(\mathsf{cara}) = 0$
 $X(\mathsf{coroa}) = 1$

Função distribuição de probabilidade (função de probabilidade cumulativa)

Definição

$$F_X(x) \triangleq \Pr\{X \le x\}$$
 (6)

Exemplo: Distribuição uniforme



Função distribuição de probabilidade - cont.

Propriedades da fdc

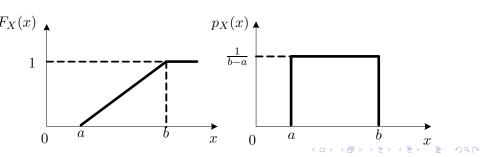
- 1. $F_X(-\infty) = 0$
- 2. $F_X(\infty) = 1$
- 3. $\Pr\{x_1 \le X \le x_2\} = F_X(x_2) F_X(x_1)$
- 4. Se $x_1 \le x_2 \Rightarrow F_X(x_1) \le F_X(x_2)$, ou seja, $F_X(x)$ é monotônico não-decrescente

Função densidade de probabilidade

Definição

$$p_X(x) \triangleq \frac{d}{dx} F_X(x) \tag{7}$$

Exemplo: Distribuição uniforme



Função densidade de probabilidade - cont.

Propriedades

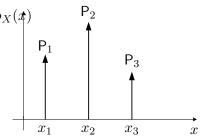
1.
$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x p_X(\xi) d\xi$$

- 2. $F_X(x)$ é monotônico não-decrescente $\Rightarrow p_X(x) \ge 0$
- 3. $\Pr\{X > x\} = 1 F_X(x) = 1 \Pr\{X \le x\}$
- 4. $\Pr\{x_1 < X \le x_2\} = F_X(x_2) F_X(x_1) = \int_{x_1}^{x_2} p_X(\xi) d\xi$

Variáveis aleatórias discretas

Dificuldade

Neste caso, as variáveis admitem valores somente em determinados instantes de tempo. O que ocorre com as probabilidades?



Funções $\delta(\cdot)$ de Dirac (impulsos)

$$\delta(t) \begin{cases} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\delta(t - t_0) dt = f(t_0) \\ \int_{-\infty}^{\infty} \delta(t) dt = 1 \end{cases}$$

$$\delta(t)=$$
 função impulsiva de Dirac
$$=\frac{d}{dt}u(t), {\rm em~que}~u(t)$$
é a função degrau unitário

Variáveis aleatórias discretas - cont.

Logo, teremos

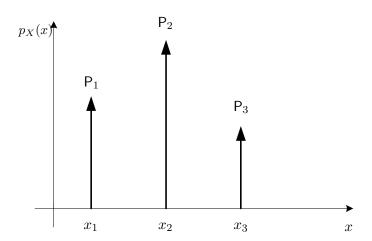
$$p_X(x) = \sum_{i=1}^N \Pr\{X = x_i\} \cdot \delta(x - x_i)$$
$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x p_X(\xi) \ d\xi = \sum_{i=1}^N \Pr\{X = x_i\} \cdot \int_{-\infty}^x \delta(\xi - x_i) \ d\xi$$

Mas sabe-se que

$$\int_{-\infty}^{x} \delta(\xi - x_i) d\xi = \begin{cases} 0, & \text{se } x < x_i \\ 1, & \text{se } x \ge x_i \end{cases}$$

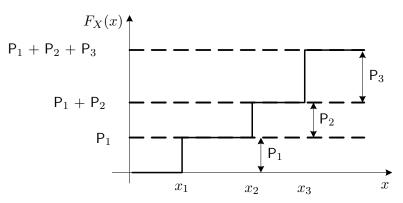
Variáveis aleatórias discretas - cont.

pdf



Variáveis aleatórias discretas - cont.

fdc



Função de densidade de probabilidade gaussiana

Definição

Seja X uma v.a., X é dito ter distribuição de probabilidade gaussiana, ou normal, se sua densidade de probabilidade pode ser escrita da seguinte forma

$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$
 (8)

Notação usual:

$$X \sim \mathcal{N}\left(\mu, \sigma^2\right)$$

$$\mathsf{Par} \hat{\mathsf{a}} \mathsf{metros} \left\{ \begin{array}{l} \mu \to \mathsf{m} \acute{\mathsf{e}} \mathsf{dia} \\ \sigma^2 \to \mathsf{var} \mathsf{i} \hat{\mathsf{a}} \mathsf{nc} \mathsf{ia} \end{array} \right.$$

pdf gaussiana - cont.

Normalização

$$Z \sim \mathcal{N}(0,1)$$

$$p_Z(z) = \frac{1}{2\pi} \cdot \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right)$$

Função erro

Função de distribuição cumulativa da função gaussiana

$$\operatorname{erf}(x) = F_Z(x) = \Pr\{Z \le x\}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \tag{9}$$

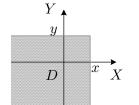
Variáveis aleatórias bidimensionais

Função distribuição de probabilidade

$$F_{X,Y}(x,y) = \Pr\left\{\underbrace{X \le x, \quad Y \le y}_{\text{intersecção}}\right\}$$
 (10)

$$\underbrace{\{X \leq x, \quad Y \leq y\}}_{\text{evento}} = \{\ w \in \mathcal{S} | [X(w), Y(w)] \in D\ \}$$
 em que $D = \{\ (X, Y) | X \in (-\infty, x], \quad Y \in (-\infty, y]\ \}$

em que
$$D=\{\;(X,Y)|X\in(-\infty,x],\quad Y\in(-\infty,y]\;\}$$



$$p_{X,Y}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \ \partial y} F_{X,Y}(x,y)$$
 (11)

Variáveis aleatórias bidimensionais - cont.

Propriedades

- 1. $F_{X,Y}(-\infty, y) = 0$
- 2. $F_{X,Y}(x,-\infty) = 0$
- 3. $F_{X,Y}(\infty,\infty)=1$
- 4. $\begin{array}{l} F_{X,Y}(x,\infty) = F_X(x) \\ F_{X,Y}(\infty,y) = F_Y(y) \end{array} \right\} \mbox{distribuições marginais}$
- 5. $F_{X,Y}(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} p_{X,Y}(\alpha,\beta) \ d\alpha \ d\beta$

$$p_X(x) = \int\limits_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(x,y) \ dy$$
6.

6.
$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{-\infty} p_{X,Y}(x,y) \ dx$$

Variáveis aleatórias independentes

Definição

Sejam X e Y v.a.'s. Elas são independentes se:

$$F_{X,Y}(x,y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$$
(12)

$$F_{X,Y}(x,y) = \Pr\{ X \le x, \quad Y \le y \}$$

= $\Pr\{X \le x\} \cdot \Pr\{Y \le y\}$

Logo:

$$p_{X,Y}(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y) \quad \text{pois}$$

$$p_{X,Y}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \, \partial y} F_{X,Y}(x,y)$$

$$= \frac{\partial^2}{\partial x \, \partial y} \left(F_X(x) \cdot F_Y(y) \right) \stackrel{?}{=} p_X(x) \cdot p_Y(y)$$

Medidas estatísticas

Momentos

São estatísticas de uma variável aleatória capazes de representar seu comportamento probabilístico. Os infinitos momentos estatísticos definem a função de densidade de probabilidade.

Média

Também chamada de esperança matemática, valor esperado, momento de $\mathbf{1}^a$ ordem, é definido como

$$\mu = \mathbb{E}\{X\} \triangleq \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_X(x) \ dx \tag{13}$$

para $X \sim v.a.$ contínua

Medidas estatísticas - cont.

Média

Para X discreta

$$\mu = \mathbb{E}\{X\} = \sum_{i=-\infty}^{\infty} x_i \cdot \Pr\{X = x_i\}$$
(14)

OBS: Se $p_X(x)$ for simétrico em relação a um valor $x=a\Rightarrow \mathbb{E}\{X\}=a$

Pergunta: Num jogo de moeda, qual a média? E no caso de uma distribuição uniforme entre [0,1]?

Medidas estatísticas - cont.

Propriedades da média

- 1. Linearidade $\mathbb{E}\{X+Y\} = \mathbb{E}\{X\} + \mathbb{E}\{Y\}$ ou ainda, $\mathbb{E}\left\{\sum_{i=1}^m a_i X_i\right\} = \sum_{i=1}^m a_i \mathbb{E}\left\{X_i\right\}$
- 2. $\mathbb{E}\{X\cdot Y\}=\mathbb{E}\{X\}\cdot\mathbb{E}\{Y\}$ se X e Y são v.a.'s independentes
- 3. Transformação linear $\mathbb{E}\left\{\mathbf{A}\mathbf{x}\right\} = \mathbf{A}\mathbb{E}\left\{\mathbf{x}\right\}$
- 4. $\mathbb{E}\{f(X,Y)\} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)p_{X,Y}(x,y) \ dxdy$

Medidas estatísticas - cont.

Propriedades da média - cont.

5. Invariância à transformação - Seja $\mathbf{y} = g(\mathbf{x})$, então

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{y} p_Y(\mathbf{y}) \ d\mathbf{y} = \int_{-\infty}^{\infty} g(\mathbf{x}) p_X(\mathbf{x}) \ d\mathbf{x}$$

6. Se X e Y são independentes $\mathbb{E}\{f(X)\cdot g(Y)\}=\mathbb{E}\{f(X)\}\cdot \mathbb{E}\{g(Y)\}$

Medidas estatísticas - cont.

Momentos de ordem k

$$\mu_k = \mathbb{E}\left\{X^k\right\} = \int_{-\infty}^{\infty} x^k \cdot p_X(x) \ dx$$
 (15)

- Os momentos de uma variável aleatória são uma representação da pdf da variável
- A coletânea dos *infinitos* momentos da v.a. definem sua pdf
- Algumas distribuições possuem alguns momentos nulos
- lacktriangle A estimativa de momentos cresce em complexidade e decresce em precisão com o aumento direto de k

Medidas estatísticas - cont.

Momentos centrados

Uma importante medida estatística é avaliar o comportamento da v.a. em torno da média. Assim, define-se o momento centrado de ordem k como sendo

$$c_k = \mathbb{E}\left\{ (X - \mu)^k \right\} = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^k \cdot p_X(x) \ dx \tag{16}$$

De particular interesse: variância $(\sigma^2 = \mathbb{E}\{(X - \mu)^2\} \ge 0)$

OBS: Se $p_X(x)$ é simétrica em relação a média $c_k=0$ para $\forall k$ ímpar!

Distribuições e densidades condicionais

Meta

Caracterização da distribuição de probabilidade de uma variável aleatória condicionada a ocorrência de outra variável aleatória ou evento

Definição distribuição cumulativa condicionada

$$F_X(x|A) \triangleq \Pr\{X \le x|A\}$$

$$= \frac{\Pr\{X \le x, A\}}{\Pr\{A\}}$$
(17)

$$ightharpoonup p_X(x|A) riangleq rac{d}{dx} F_X(x|A)$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

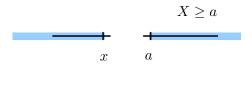
Analisando...

Seja $A = \{x \ge a\}$ (evento)

$$F_X(x|A) = F_X(x|X \ge a)$$

= $\Pr\{X \le x|X \ge a\}$

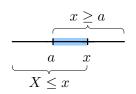
(a) x < a



$$\Rightarrow F_X(x|x \ge a) = 0$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

(a)
$$x \ge a$$

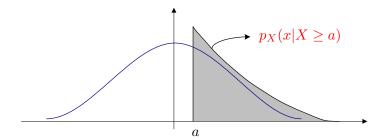


$$F_X(x|x \ge a) = \frac{\Pr\{X \le x, X \ge a\}}{\Pr\{X \ge a\}} = \frac{\int\limits_a^x p_X(\alpha) \ d\alpha}{\int\limits_a^\infty p_X(\beta) \ d\beta}$$
$$= \frac{F_X(x) - F_X(a)}{1 - F_X(a)}$$
$$p_X(x|X \ge a) = \frac{d}{dx} F_X(x|X \ge a) = \frac{\frac{d}{dx} F_X(x)}{1 - F_X(a)} = \frac{p_X(x)}{1 - F_X(a)}$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

Resumindo

$$p_X(x|X \ge a) = \frac{p_X(x)}{\int\limits_0^\infty p_X(\beta) \ d\beta} U(x - a)$$



Distribuições e densidades condicionais - cont.

Observações

1.

$$\int_{-\infty}^{\infty} p_X(x|X \ge a) \ dx = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{p_X(x)}{\sum_{a}^{\infty} p_X(\beta) \ d\beta} \right] \cdot U(x - a) \ dx$$
$$= \frac{\int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) \ dx}{\sum_{a}^{\infty} p_X(\beta) \ d\beta} = 1$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

Observações - cont.

2.
$$\mathbb{E}\{X|A\} = ?$$

$$A = \{X \ge a\}$$

$$\mathbb{E}\{X|X \ge a\} = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_X(x|X \ge a) \ dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{xp_X(x)}{\int_a^{\infty} p_X(\beta) \ d\beta} \cdot U(x - a) \ dx$$

$$\mathbb{E}\{X|X \ge a\} = \frac{\int\limits_{a}^{\infty} x \cdot p_X(x) \ dx}{\int\limits_{a}^{\infty} p_X(\beta) \ d\beta}$$



Distribuições e densidades condicionais - cont.

Observações - cont.

3. Caso em que $A = \{X = a\}$

$$F_X(x|X=a) = \frac{\Pr\{X \leq x, X=a\}}{\Pr\{X=a\}}$$
 v.a. contínua \Rightarrow $\Pr\{X=a\}=0$

Relaxando "um pouco" X=a para

$$a \leq X \leq a + \Delta a, \quad \Delta a \rightarrow 0 \qquad \text{(depois)}$$

$$F_X(x|A) = F_X(x|a \leq X \leq a + \Delta a) = \frac{\Pr\{X \leq x, a \leq X \leq a + \Delta a\}}{\Pr\{a \leq X \leq a + \Delta a\}}$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

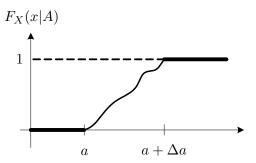
Observações - cont.

Temos 3 situações

$$ightharpoonup X < a \Rightarrow F_X(x|A) = 0$$

▶
$$a \le X \le a + \Delta a \Rightarrow F_X(x|A) = \frac{\Pr\{a \le X \le x\}}{\Pr\{a \le X \le a + \Delta a\}}$$

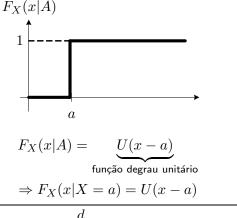
 $\blacktriangleright X > a + \Delta a \Rightarrow F_X(x|A) = 1$



Distribuições e densidades condicionais - cont.

Observações - cont.

Fazendo $\Delta \to 0$:



$$p_X(x|X=a) = \frac{d}{dx}F_X(x|X=a) = \delta(x-a)$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

Função densidade condicional de duas variáveis aleatórias

$$p_Y(y|x) = ?$$

$$F_Y(y|x \le X \le x + \Delta x) = \frac{\Pr\{Y \le y, x \le X \le x + \Delta x\}}{\Pr\{x \le X \le x + \Delta x\}}$$

Ainda

$$\begin{split} \Pr\{Y \leq y, x \leq X \leq x + \Delta x\} &= \int\limits_{-\infty}^{y} \int\limits_{x}^{x + \Delta x} p_{X,Y}(\alpha,\beta) \ d\alpha d\beta \\ &\cong p_{X,Y}(x,\beta) \Delta x \quad \text{m\'etodo de Euler} \\ &= \int\limits_{x}^{y} p_{X,Y}(x,\beta) \ d\beta \cdot \Delta x \end{split}$$

Distribuições e densidades condicionais - cont.

Função densidade condicional de duas variáveis aleatórias - cont.

$$\Pr\{x \le X \le x + \Delta x\} = \int_{x}^{x + \Delta x} p_X(\gamma) \ d\gamma \cong p_X(x) \cdot \Delta x$$
$$F_Y(y|x) \cong \frac{\int_{-\infty}^{y} p_{X,Y}(x,\beta) \ d\beta \cdot \Delta x}{p_X(x) \cdot \Delta x} = \frac{\int_{-\infty}^{y} p_{X,Y}(x,\beta) \ d\beta}{p_X(x)}$$
$$p_Y(y|x) = \frac{dF_Y(y|x)}{dy} = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_X(x)}$$

Se X e Y forem independentes

$$p_{X,Y}(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$$

$$\Rightarrow p_Y(y|x) = p_Y(y)$$
(18)

Igualdades de densidades

$$p_{X|Y}(x|y) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_Y(y)}$$

$$p_{Y|X}(y|x) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_X(x)}$$

$$p_{Y|X}(y|x) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_X(x)}$$

$$p_{Y|X}(y|x) = \frac{p_{X|Y}(x|y)p_Y(y)}{p_X(x)}$$

Problema geral

Função de uma variável aleatória

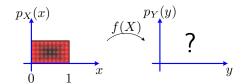
Dada $X \sim \text{v.a.}$ e uma função

$$Y = f(X)$$

a questão é como determinar $p_Y(y)$ conhecendo-se $p_X(x)$.

Por exemplo, seja X uma v.a. uniforme em $\left[0,1\right]$

$$Y = \frac{1}{\lambda} \cdot \ln\left(\frac{1}{X}\right)$$



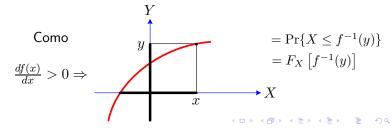
Função de uma variável aleatória

Vamos analisar dois casos

1o. caso

$$X \sim \text{v.a.} \quad p_X(x) \text{conhecido}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} y = f(x) \\ \frac{df(x)}{dx} > 0 \Rightarrow f(x) \text{ \'e monotônico crescente} \\ \rightarrow f \text{ \'e biun\'eoca}[p_Y(y), F_Y(y)] \\ f_y(Y) = \Pr\{Y \leq y\} = \Pr\{f(X) \leq Y\} \end{array} \right.$$



Função de uma variável aleatória

1o. caso - cont.

$$p_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{dF_X \left[f^{-1}(y) \right]}{dy}$$
$$= \frac{d}{dy} \int_{-\infty}^{f^{-1}(y)} p_X(x) dx$$
$$= p_X \left[f^{-1}(y) \right] \cdot \frac{df^{-1}(y)}{dy}$$

Mas:
$$\frac{df^{-1}(y)}{dy} = \frac{dx}{dy} = \frac{1}{\frac{dy}{dx}} = \frac{1}{\frac{df(x)}{dx}}$$
 Logo,

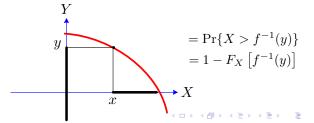
$$\left| p_Y(y) = p_X(x) \cdot \frac{1}{\frac{df(x)}{dx}} \right|_{x = f^{-1}(y)} \quad \text{para } \frac{df(x)}{dx} > 0$$

Função de uma variável aleatória

2o. caso

$$X \sim \text{v.a.} \quad p_X(x) \text{conhecido}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} y = f(x) \\ \frac{df(x)}{dx} < 0 \Rightarrow f(x) \text{ \'e monotônico decrescente} \\ \rightarrow f \text{ \'e biun\'ivoca}[p_Y(y), F_Y(y)] \\ F_Y(y) = \Pr\{Y \leq y\} \\ F_Y(y) = \Pr\{f(X) \leq y\} \end{array} \right.$$



Função de uma variável aleatória

2o. caso - cont.

$$\begin{split} p_Y(y) &= \frac{F_Y(y)}{dy} = \left. \frac{-p_X(x)}{\frac{df(x)}{dx}} \right|_{x=f^{-1}(y)} &\quad \text{com} \frac{df(x)}{dx} < 0 \\ &= \frac{p_X(x)}{\frac{df(x)}{dx}} \end{split}$$

O sinal desaparece pois $\frac{df(x)}{dx}$ também é negativo.

Função de uma variável aleatória

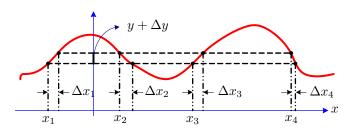
Resumindo, para funções de uma variável aleatória temos:

Para encontrar $p_Y(y)$

$$p_Y(y) = \frac{p_X(x)}{\left|\frac{df(x)}{dx}\right|}\Big|_{x=f^{-1}(y)}$$
(19)

Função de uma variável aleatória

Funções não-biunívocas



$$F_Y(y) = \Pr\{Y \le y\}$$

= $\Pr\{y \le Y \le y + \Delta y\}$

Como há contribuições de diferentes intervalos de x, então

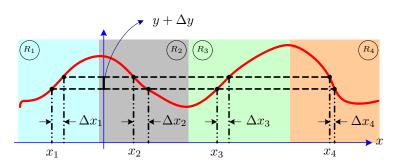
$$F_Y(y) = \Pr\{x_1 \le X_1 \le x_1 + \Delta x_1\} + \Pr\{x_2 - \Delta x_2 \le X_2 \le x_2\}$$

+
$$\Pr\{x_3 \le X_3 \le x_3 + \Delta x_3\} + \Pr\{x_4 - \Delta x_4 \le X_4 \le x_4\}$$

Função de uma variável aleatória

Funções não-biunívocas - cont.

Nestes casos, dividimos o espaço amostral em regiões biunívocas. Ou seja, teremos



Função de uma variável aleatória

Funções não-biunívocas - cont.

Nestes casos, chamando de

$$y = f_i(x_i)$$
 em cada região R_i

$$p_Y(y)$$

$$p_Y(y) = \sum_{R_i} \frac{p_X(x_i)}{\left| \frac{df_i(x_i)}{dx_i} \right|} \bigg|_{x_i = f^{-1}(y)}$$

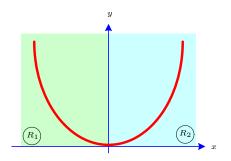
(20)

Função de uma variável aleatória

Exemplo

$$X \sim \text{v.a.} \quad N(0,\sigma^2)$$

$$Y = X^2$$



$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)_{\text{constant}}$$

Função de uma variável aleatória

Exemplo - cont.

$$p_{Y}(y) = \underbrace{\frac{p_{X}(x)}{\left|\frac{df_{1}(x)}{dx}\right|}_{R_{1}}}_{|x=f_{1}^{-1}(y)} + \underbrace{\frac{p_{X}(x)}{\left|\frac{df_{2}(x)}{dx}\right|}_{x=f_{2}^{-1}(y)}}_{R_{2}}$$

$$\frac{df_{1}(x)}{dx} = \frac{dx^{2}}{dx} = 2x \quad x = -\sqrt{y}$$

$$\frac{df_{2}(x)}{dx} = \frac{dx^{2}}{dx} = 2x \quad x = \sqrt{y}$$

$$p_{Y}(y) = p_{X}(x)|_{x=-\sqrt{y}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + p_{X}(x)|_{x=\sqrt{y}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{y}{2\sigma^{2}}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{y}}, \quad y \ge 0\\ 0, \quad y < 0 \end{cases}$$

Função de várias variáveis aleatória

Problema

$$\begin{split} X \sim \text{v.a.} & Y \sim \text{v.a.} \\ \begin{cases} U = f(X,Y) \\ V = g(X,Y) \\ \end{split} \end{split}$$

Conhecido $p_{X,Y}(x,y)$, como achar $p_{U,V}(u,v)$?

Função de várias variáveis aleatória

$$p_{U,V}(u,v)$$

Em regiões biunívocas:

$$p_{U,V}(u,v) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{\left|J\left(\frac{u,v}{x,y}\right)\right|} \begin{vmatrix} x = \mathfrak{f}(u,v) \\ y = \mathfrak{g}(u,v) \end{vmatrix}$$
(21)

em que $\mathfrak{f}(\cdot)$ e $\mathfrak{g}(\cdot)$ são funções inversas. E

$$J\left(\frac{u,v}{x,y}\right) = \det \begin{bmatrix} \frac{du}{dx} & \frac{du}{dy} \\ \frac{dv}{dx} & \frac{dv}{dy} \end{bmatrix} = \frac{1}{\det \begin{bmatrix} \frac{df}{du} & \frac{df}{dv} \\ \frac{dg}{du} & \frac{dv}{dv} \end{bmatrix}}$$

é chamado Jacobiano de u,v em relação a x,y



Função de várias variáveis aleatória

Caso particular

$$Z=X+Y, \qquad X\sim extsf{v.a.}, Y\sim extsf{v.a.} \ p_{X,Y}(x,y) ext{ conhecido} \ p_X(z)=?$$

Definir então

$$\begin{cases} z = x + y \\ w = x \end{cases} \Rightarrow p_{Z,W}(z, w)$$
$$J\left(\frac{z, w}{x, y}\right) = \det \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} = -1$$

Logo,

$$p_{Z,W}(z,w) = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{|-1|} \begin{vmatrix} x = \mathfrak{f}(z,w) \\ y = \mathfrak{g}(z,w) \end{vmatrix}$$

Função de várias variáveis aleatória

Caso particular - cont.

$$\begin{aligned} x &= w, & y &= z - w \\ p_{Z,W}(z,w) &= p_{X,Y}(w,z-w) \end{aligned}$$

Então, para achar a densidade marginal $p_Z(z)$, temos

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p_{X,Y}(w, z - w) \ dw$$

Função de várias variáveis aleatória

Caso particular - cont.

Se supormos que X e Y são independentes

Assim:

$$p_Z(z) = p_x(x) \star p_Y(y) \tag{22}$$

