

MPEI 2015-2016

Aula 11

Distribuições Condicionais

Distribuições condicionais

- As distribuições e densidades de probabilidade condicionais são definidas através da definição de prob. Condicional de eventos
- Seja, por exemplo, $\{X \leq x\}$ um evento e $\{Y \leq y\}$ outro
- $F_{X|Y \leq y} =$
- $= \frac{P(X \leq x, Y \leq y)}{P(Y \leq y)}$
- $= \frac{F_{X,Y}(x,y)}{F_Y(y)}$
- $= \frac{F_{X,Y}(x,y)}{F_{X,Y}(\infty,y)}$
 - ou seja função distribuição acumulada conjunta a dividir pela f. distribuição marginal
- É uma função de x , para qualquer y fixo

Função densidade de probabilidade condicionada

- Para qualquer y fixo, pode-se diferenciar relativamente a x ,
 - obtendo-se a função densidade de probabilidade da variável aleatória X condicionada ao evento $\{Y \leq y\}$

$$f_{X|Y \leq y} = \frac{\partial F_{X|Y \leq y}(x, y)}{\partial y}$$

Funções de probabilidade condicional

- A probabilidade da variável X num acontecimento A **conhecendo um valor exacto y que a variável Y assume** pode ser determinado usando a definição
- $$P(X \text{ em } A \mid Y = y) = \frac{P(X \text{ em } A, Y=y)}{P(Y=y)}$$
 - Cujo cálculo depende muito do tipo da variável Y
 - Se Y for contínua $P(Y = y) = 0$ ☹
 - Daremos atenção aos casos com Y discreto

Condicionada numa v. a. discreta

- Y discreta, $Y = y_k$:

$$- F_X(x|y_k) = \frac{P(X \leq x, Y=y_k)}{P(Y=y_k)}, \quad P(Y = y_k) \neq 0$$

- Se $F_X(x|y_k)$ for derivável, a função de densidade condicional será
- $f(x|y_k) = \frac{d}{dx} F_X(x|y_k)$

Ambas as v. a. discretas

- Se **ambas variáveis** forem **discretas** teremos
- $p_X(x_i|y_k) = P(X = x_i|Y = y_k)$
- $= \frac{P(X=x_i, Y=y_k)}{P(Y=y_k)} = \frac{p_{XY}(x_i, y_k)}{p_Y(y_k)}$,
 - para y_k para os quais $p_Y(y_k) > 0$
 - Define-se $p_X(x_i|y_k) = 0$ quando $p_Y(y_k) = 0$
- De forma similar teremos $p_Y(y_k|x_i) = \frac{p_{XY}(x_i, y_k)}{p_X(x_i)}$
- A probabilidade de qualquer evento A dado $Y = y_k$ é dada por:
- $P[X \text{ em } A | Y = y_k] = \sum_{x_i \text{ em } A} p_X(x_i|y_k)$

...

- De $p_X(x_i|y_k) = \frac{p_{XY}(x_i, y_k)}{p_Y(y_k)}$ obtém-se:
- $p_{XY}(x_i, y_k) = p_{X|Y}(x_i|y_k) p_Y(y_k)$
- Somando ambos os lados para todos os valores de Y obtemos:
- $p_X(x) = \sum_y p_{XY}(x, y) = \sum_y p_{X|Y}(x|y)p_Y(y)$
- Que é uma **generalização da Lei da Probabilidade total**
- Nota: se X e Y independentes $p_{X|Y}(x|y) = p_X(x)$.

Exemplo simples

- Consideremos X e Y como resultados do lançamento de 2 dados honestos
- Qual o valor de $p_X(6|5)$?
- Como sabemos:
 - $p_{XY}(x_i, y_k) = \frac{1}{36}$, para todos os pares i, k
 - $p_Y(y_k) = \frac{1}{6}$
- Resolução:
- $$= \frac{p_{XY}(x_i, y_k)}{p_Y(y_k)} = \frac{p_{XY}(6, 5)}{p_Y(5)} = \dots = 1/6$$

Exemplo 2

- Considere I e P como variáveis aleatórias relativas ao tempo em Inglaterra e Portugal, respectivamente, e a distribuição conjunta da tabela.
- Qual o valor de $P(I=\text{"Chuva"} \mid P=\text{"Sol"})$?
- $= p_I(\text{"Chuva"} \mid \text{"Sol"})$
- $= \frac{p_{IP}(\text{"Chuva"}, \text{"Sol"})}{p_P(\text{"Sol"})}$
- $= \frac{0,05}{0,7}$
- Qual o valor de $P(P=\text{"Sol"} \mid I=\text{"Chuva"})$?

I \ P →	SOL	CHUVA
SOL	0,5	0,2
CHUVA	0,05	0,05
NEBULOSID ADE	0,15	0,05

- Se Y for contínua surge o problema do denominador ser 0
- A definição da função de distribuição neste caso será:

$$F_Y(x|y) = \lim_{h \rightarrow 0} F_Y(x| \mathbf{y} < \mathbf{Y} \leq \mathbf{y} + \mathbf{h})$$

- Sendo $F_Y(x|y)$ derivável, demonstra-que:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)}$$

função densidade de probabilidade condicionada a $Y=y$

Funções de variáveis aleatórias

E respectivas expectativas

Funções de v. a. múltiplas

- Muitas vezes encontramos **problemas em que temos uma transformação das v. a.** X_1, X_2, \dots, X_n que produz variáveis aleatórias Y_1, Y_2, \dots, Y_m
- O caso mais simples é termos uma função escalar de várias variáveis aleatórias

$$Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

A função de distribuição acumulada de Z é determinada como sabemos calculando a probabilidade do conjunto $\{Z \leq z\}$

i.e. A região R_Z do espaço n -dimensional tal que

$$R_Z = \{\mathbf{x}: g(\mathbf{x}) \leq \mathbf{z}\} \quad \mathbf{x} = (x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n)$$

- Logo

$$- F_Z(z) = \int_{\mathbf{x} \in R_Z} \dots \int f_X(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

Expectância de funções de v. aleatórias

- Expectância de uma função de 2 var. aleatórias

$$Z = g(X, Y)$$

$$E[Z] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

- Para o caso de variáveis discretas :

$$- E[Z] = \sum_i \sum_n g(x_i, y_n) p_{X,Y}(x_i, y_n)$$

- Resultado generalizável para uma função com um número arbitrário de variáveis aleatórias

$$Z = g(\mathbf{X}) \quad \text{em que } \mathbf{X} \text{ (bold) é um vector}$$

$$E[Z] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(\mathbf{x}) f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

Exemplo

- $Z = g(X, Y) = X + Y$ *i.e.* Soma de 2 v.a.
- $E[Z] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x + y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$
- $= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X,Y}(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f_{X,Y}(x, y) dx dy$
- $= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy$
- $= E(X) + E(Y)$
- Resultado válido quer as variáveis **sejam independentes ou não**
- Mostra (conjuntamente com a propriedade de escala, $E(aX) = aE(X)$) que a expectância é um **operador linear**

Momentos de funções de variáveis aleatórias

- Momento de ordem n de uma função escalar de um vector aleatório:

$Z = g(\mathbf{X})$ em que \mathbf{X} (bold) é um vector

$$E[\mathbf{Z}^n] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{g}^n(\mathbf{x}) f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

- Aplicando para obter a variância temos:
- $\text{Var}[Z] = E[Z^2] - E^2[Z]$
- $= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{g}^2(\mathbf{x}) f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} - \left(\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{g}(\mathbf{x}) f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \right)^2$

Expectância condicional

- A expectância condicional de X dado $Y = y$ é definida por

$$E[X | y] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(X | y) dx.$$

- Se X e Y forem ambas discretas temos

$$E[X | y] = \sum_{x_j} x_j p_X(x_j | y).$$

Soma e combinação linear de variáveis aleatórias

É um caso particular das funções de v.a. com muito interesse

Motivação

- Se somarmos duas variáveis aleatórias X_1 e X_2 quais as características da variável aleatória $S = X_1 + X_2$?
 - Em termos de momentos ?
 - Em termos de função de distribuição ?
- E no caso geral $S_n = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$?

Média da soma de n variáveis

- Sejam X_1, X_2, \dots, X_n , n variáveis aleatórias e $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ a sua soma
- Teorema: **A média da soma de n variáveis é igual à soma das médias**
- Demonstração

$$\begin{aligned} E[S_n] &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\sum_{j=1}^n x_j \right) f_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = \\ &= \sum_{j=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} x_j f_{X_1 \dots X_n}(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = \\ &= \sum_{j=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} x_j f_{X_j}(x_j) dx_j = \sum_{j=1}^n E[X_j] \end{aligned}$$

Variância da soma de n variáveis

- Considerando da mesma forma $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$:
- Teorema: **A variância da soma de n variáveis aleatórias é dada pela soma de todas as variâncias e covariâncias**

$$Var(S_n) = \sum_{i=1}^n Var(X_i) + \sum_{j=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ j \neq k}}^n Cov(X_j, X_k)$$

- Demonstração:

$$\begin{aligned} Var(S_n) &= E \left[\sum_{j=1}^n (X_j - E[X_j]) \sum_{k=1}^n (X_k - E[X_k]) \right] = \\ &= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n E[(X_j - E[X_j]) (X_k - E[X_k])] \end{aligned}$$

...

- Se as variáveis **são independentes**,
 $Cov(X_j, X_k) = 0$, para todo o $j \neq k$, pelo que:
- **$Var(S_n) = \sum_{i=1}^n Var(X_i)$**
– **Variância da soma igual a soma das variâncias**
- Se para além de independentes forem **identicamente distribuídas (IID)**
e tivermos $E[X_i] = \mu$ e $Var(X_i) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots, n$
a média e variância da soma são dadas por:
- $E[S_n] = n \mu$ e $Var(S_n) = n \sigma^2$

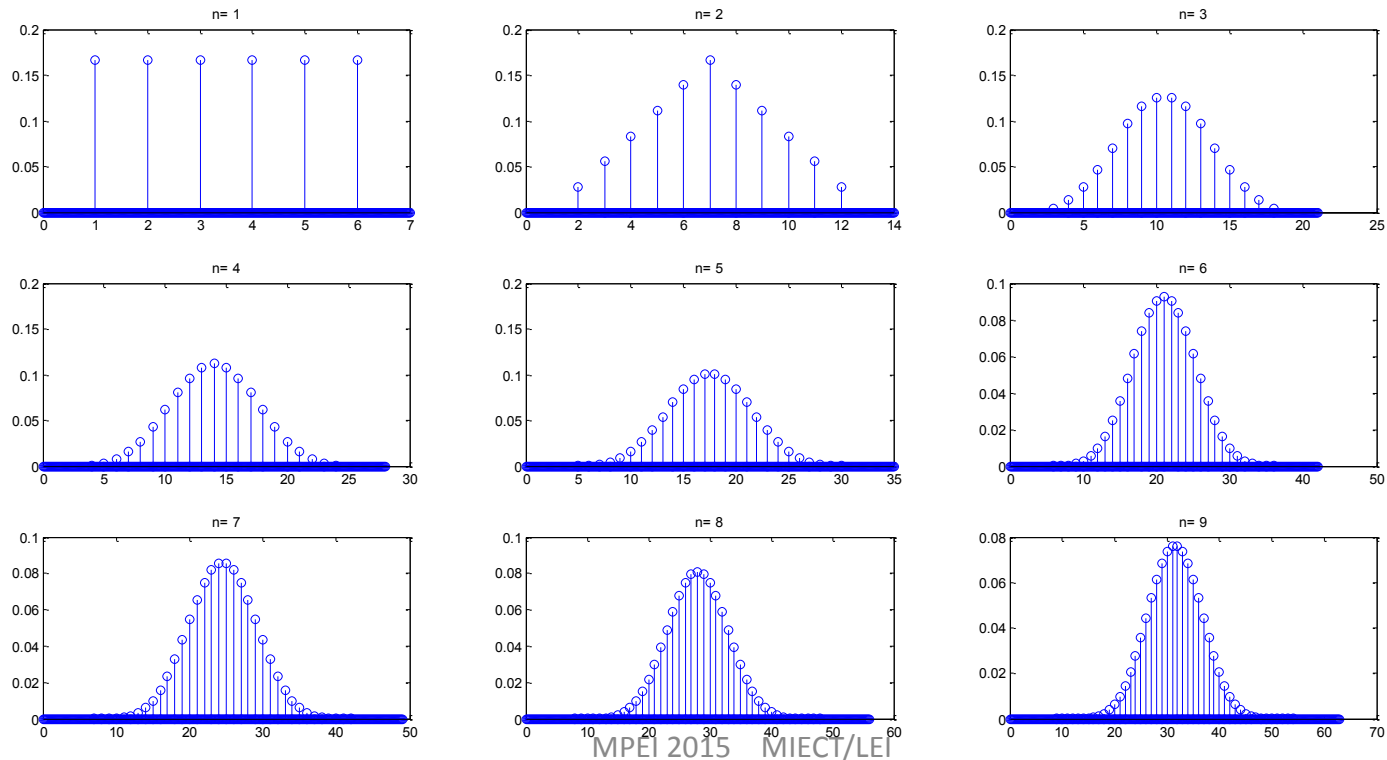


Função de distribuição da soma de 2 variáveis aleatórias independentes

- Caso discreto (2 v.a. Discretas X e Y)
- Fazendo $Z = X + Y$
- $p_Z(z) = P(X + Y = z)$
 $= \sum_{\{(x,y)|x+y=z\}} P(X = x, Y = y)$
 $= \sum_x P(X = x, Y = z - x)$
 $= \sum_x p_X(x) p_Y(z - x)$; devido à indep.
 $= p_X(x) * p_Y(z)$
- Que é a convolução discreta de p_X e p_Y

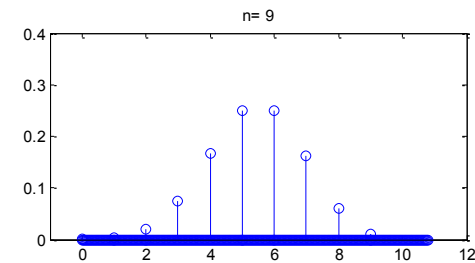
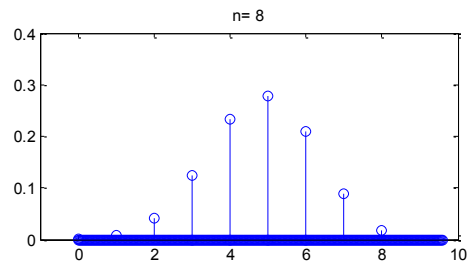
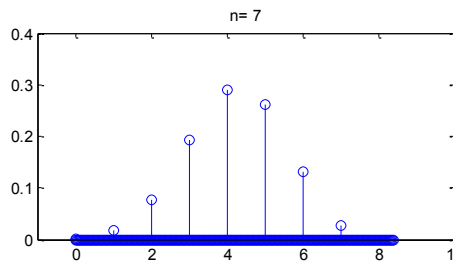
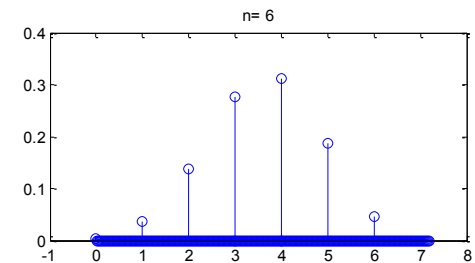
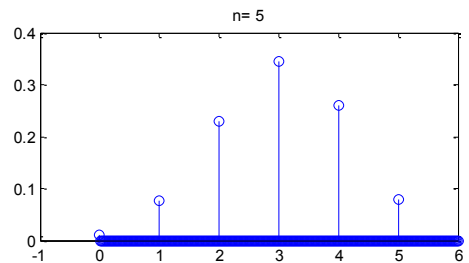
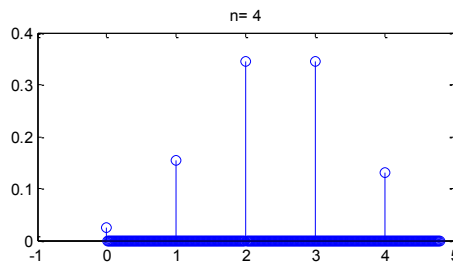
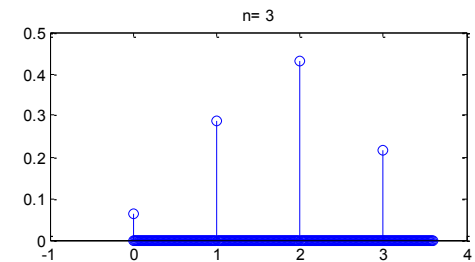
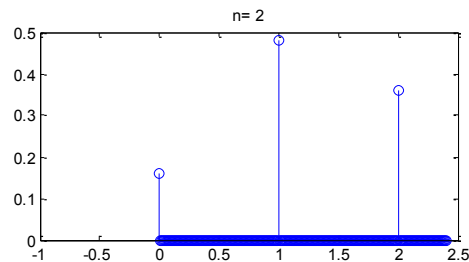
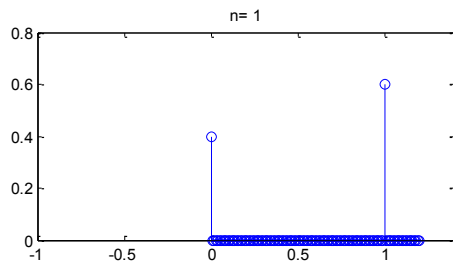
Exemplo (em Matlab)

- Usando `conv()` e a pmf relativa à variável X correspondente ao lançamento de um dado honesto ($n=1, 2, \dots, 9$)



Outro exemplo

- Sendo X relativa ao número de caras num lançamento de moeda não honesta
– com probabilidade de cara = 0,6



Caso contínuo

- Sendo X e Y independentes e contínuas
- Fazendo novamente $Z = X + Y$
- Para obter a função densidade prob. de Z , primeiro obtém-se a f.d.p conjunta de X e Z e depois integra-se

$$\begin{aligned} F_{Z|X}(z|x) &= \mathbf{P}(Z \leq z | X = x) = \mathbf{P}(X + Y \leq z | X = x) = \mathbf{P}(x + Y \leq z | X = x) = \mathbf{P}(Y \leq z - x | X = x) \\ &= \mathbf{P}(Y \leq z - x) \quad \text{using the independence of } X \text{ and } Y \\ &= F_Y(z - x) \end{aligned}$$

$$f_{Z|X}(z|x) = \frac{d}{dz} F_{Z|X}(z|x) = \frac{d}{dz} F_Y(z - x) = f_Y(z - x)$$

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Z}(x,z) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_{Z|X}(z|x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx \equiv f_X * f_Y(z) \end{aligned}$$

Obtém-se através da
convolução, agora contínua

- Para mais informação, ver, por exemplo:
- https://engineering.purdue.edu/~ipollak/ece302/SPRING12/notes/23_GeneralRVs-8_Sums.pdf

Combinações lineares de variáveis aleatórias

- Os **resultados anteriores generalizam-se** facilmente para o caso de termos uma soma pesada (combinação linear) $Y_n = c_1X_1 + c_2X_2 + \cdots + c_nX_n$
 - Em que c_1, c_2, \dots, c_n são constantes
- $E[Y_n] = c_1E[X_1] + c_2E[X_2] + \cdots + c_nE[X_n]$
- $Var(Y_n) = \sum_{i=1}^n c_i^2 Var(X_i) + \sum_i \sum_{j (\neq i)} c_i c_j Cov(X_i, X_j)$
- Se independentes $Var(Y_n) = \sum_{i=1}^n c_i^2 Var(X_i)$

Exemplo de aplicação

- Um semicondutor tem 3 camadas.
- Se a espessura das várias camadas tiver uma variância de 25, 40 e 30 nanómetros quadrados, qual a variância da espessura das 3 camadas ?
- Considerando X_1, X_2, X_3 como as espessuras das camadas e independência
- $Var(X_1 + X_2 + X_3) =$
 $Var(X_1) + var(X_2) + var(X_3) = 95$
- Mostrando a propagação das variâncias de todas as camadas para o resultado final
 - Os problemas somam-se ☹