

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

### Definição 5.1 – Distribuição uniforme discreta

Seja  $X$  uma variável aleatória discreta com  $D = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ .

Diz-se que  $X$  segue uma distribuição uniforme nos  $n$  pontos

$x_j$  ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) se e só se, a função probabilidade é dada por:

$$f(x_j) = \frac{1}{n} \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (5.1)$$

$$E(X) = \mu = \sum_{j=1}^n x_j \frac{1}{n}$$

$$Var(X) = \sigma_X^2 = \sum_{j=1}^n (x_j - \mu)^2 \frac{1}{n}$$

$$E(X^k) = \sum_{j=1}^n x_j^k \cdot \frac{1}{n}$$

A distribuição é simétrica.

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- Dois casos particulares importantes:

1.  $D = \{1, 2, \dots, n\}$ . Ex: o modelo que descreve o lançamento de um dado “perfeito”.  $P(X = j) = 1/6$  ( $j = 1, 2, \dots, 6$ )

$$E(X) = \frac{1}{n} \left[ n \cdot \frac{n+1}{2} \right] = \frac{n+1}{2} \qquad E(X^2) = \frac{(n+1)(2n+1)}{6}$$

$$\text{Var}(X) = \frac{n^2 - 1}{12}$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

2.  $D = \{0, 1, 2, \dots, m\}$ . Ex: modelo que descreve a obtenção ao acaso de um dos 10 dígitos.

$$E(X) = m/2$$

$$E(X^2) = \frac{m(2m + 1)}{6}$$

$$\text{Var}(X) = \frac{m(m + 2)}{12}$$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

## 5.3 - Distribuição de Bernoulli. Distribuição binomial.

Ex.1 As contas de uma empresa estão a ser auditadas por uma empresa de auditoria independente. A empresa tem 200 contas cliente activas, das quais 140 são contas atuais, 45 estão vencidas a 60 dias ou mais e 15 são incobráveis. A empresa de auditoria escolhe aleatoriamente cinco contas diferentes. Qual a probabilidade de uma dessas ser incobrável?

Ex. 2. Uma companhia aérea voa com aviões de pequenas dimensões, que podem acomodar até oito passageiros. A companhia aérea determinou que a probabilidade de que um passageiro com bilhete não compareça para um vôo é de 0,2. Para cada vôo, a empresa vende bilhetes aos primeiros 10 compradores. A distribuição de probabilidades do número de bilhetes vendidos é conhecida. Admite-se independência entre as variáveis. Qual a probabilidade de se registar uma situação de “overbooking”?

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex.3: Um vendedor monta uma campanha promocional para um novo modelo de IPAD. Os compradores, se não ficarem satisfeitos, podem devolvê-los num prazo até 2 dias sendo totalmente reembolsados do custo dos mesmos. O custo do reembolso para o vendedor é de 100€. O vendedor estima que 15% dos compradores irão efectuar uma devolução. Supondo que são comprados 50 IPAD(s), qual a probabilidade do custo total associado à promoção ser inferior a 1000€? Qual a média e a variância do custo associado com a campanha?

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

## 5.3 - Distribuição de Bernoulli. Distribuição binomial

**Prova de Bernoulli:** Experiência aleatória em que se observa a realização ou não realização de determinado acontecimento  $A$

A realização de *sucesso* ( $A$ ) *acontece com probabilidade*

$$P(A) = \theta$$

a *não realização (insucesso)* ( $\bar{A}$ ) *acontece com probabilidade*

$$P(\bar{A}) = 1 - \theta$$

Seja  $X$  a *variável aleatória que caracteriza a experiência descrita.*

*Se ocorre um “sucesso”*  $X = 1;$

*Se ocorre um “insucesso”*  $X = 0;$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

## Definição 5.2 – Distribuição de Bernoulli

Se a variável aleatória  $X$  tem função probabilidade dada por

$$f(x|\theta) = \theta^x (1 - \theta)^{1-x} \quad (x = 0,1) \quad 0 < \theta < 1 \quad (5.2)$$

$X$  tem distribuição de Bernoulli. Simbolicamente,  $X \sim B(1, \theta)$ .

$x:$	0	1
$f_X(x):$	$1 - \theta$	$\theta$

$$E(X) = \sum_{x=0}^1 x * f_X(x) = 0 * (1 - \theta) + 1 * \theta = \theta;$$

$$E(X^2) = \sum_{x=0}^1 x^2 * f_X(x) = 0^2 * (1 - \theta) + 1^2 * \theta = \theta;$$

$$Var(X) = E(X^2) - \theta^2 = \theta - \theta^2 = \theta(1 - \theta) \quad (5.3)$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- Seja uma **sucessão de provas de Bernoulli independentes**

Qual a probabilidade de, em ***n* provas de Bernoulli independentes**, se obterem *x* **sucessos**  $\{x = 0, 1, 2, \dots, n\}$  *seja qual for a ordem em que estes são obtidos?*

*x* **sucessos**  
 $\underbrace{A, A, \dots, A}_x$

*n - x* **insucessos**  
 $\underbrace{\bar{A}, \bar{A}, \dots, \bar{A}}_{n-x}$

$$\begin{aligned}\Rightarrow P\left(\underbrace{A, A, \dots, A}_x \underbrace{\bar{A}, \bar{A}, \dots, \bar{A}}_{n-x}\right) &= \underbrace{P(A) \dots P(A)}_x \underbrace{P(\bar{A}) \dots P(\bar{A})}_{n-x} \\ &= [P(A)]^x [1 - P(A)]^{n-x} \\ &= \theta^x (1 - \theta)^{n-x}\end{aligned}$$



## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

$$\Rightarrow P \left( \underbrace{A, A, \dots, A}_x \underbrace{\bar{A}, \bar{A}, \dots, \bar{A}}_{n-x} \right) = \theta^x (1 - \theta)^{n-x}$$

O número de conjuntos diferentes de  $x$  *sucessos* e  $n - x$  *insucessos* é dado por  $\binom{n}{x}$



A probabilidade de obter  $x$  *sucessos seguidos* de  $n - x$  *insucessos qualquer que seja a sua ordem* será dada por:

$$\binom{n}{x} \theta^x (1 - \theta)^{n-x}$$

(Esquema binomial)

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

### Definição 5.3 – Distribuição binomial

Se a variável aleatória  $X$  tem função probabilidade,

$$f(x|\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1 - \theta)^{n-x} \quad (x = 0, \dots, n) \quad 0 < \theta < 1$$

(5.5)

$X$  tem distribuição de Binomial. Simbolicamente,  $X \sim B(n, \theta)$

$$P(X = 0) = (1 - \theta)^n, \quad P(X = 1) = n\theta(1 - \theta)^{n-1},$$

$$P(X = 2) = \binom{n}{2} \theta^2 (1 - \theta)^{n-2}, \quad \dots, \quad P(X = n) = \theta^n$$

são os termos sucessivos do desenvolvimento do binómio de Newton, pelo que

$$\sum_{x=0}^n f(x|\theta) = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} \theta^x (1 - \theta)^{n-x} = [(1 - \theta) + \theta]^n = 1$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- $\underbrace{X}_{n^{\circ} \text{ sucessos}} \sim B(n, \theta) \Rightarrow \underbrace{(n - X)}_{n^{\circ} \text{ insucessos}} \sim B(n, 1 - \theta) \quad (5.7)$

- **Momentos:**

$$\mu'_1 = E(X) = n\theta \quad (5.9)$$

$$\mu'_2 = E(X^2) = n(n - 1)\theta^2 + n\theta$$

$$\begin{aligned} \mu_2 = \text{Var}(X) &= n(n - 1)\theta^2 + n\theta - n^2\theta^2 \\ &= (n^2 - n)\theta^2 + n\theta - n^2\theta^2 = n^2\theta^2 - n\theta^2 + n\theta - n^2\theta^2 \\ &= -n\theta^2 + n\theta = n\theta(1 - \theta) \quad (5.11) \end{aligned}$$

$$\gamma_1 = \frac{1 - 2\theta}{\sigma}$$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- **Relação entre a Binomial e a Bernoulli**

Se  $X_i$  é v.a. associada à  $i$ -ésima prova de Bernoulli, tem-se:

$$X_i \sim Bi(1, \theta) \Rightarrow Y = \sum_{x=1}^n X_i \sim B(n, \theta)$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Considere-se a experiência aleatória lançamento de uma moeda 4 vezes.

Seja  $X$ - nº vezes em que sai face nos 4 lançamentos  $\Rightarrow X \sim B\left(4, \frac{1}{2}\right)$

Considere agora que se fazem mais 8 lançamentos da mesma moeda.

Seja  $Y$ - nº vezes em que sai face nos 8 lançamentos  $\Rightarrow Y \sim B\left(8, \frac{1}{2}\right)$

Como a probabilidade de sucesso é a mesma pode-se considerar as duas experiências aleatórias em sequência

$X$  e  $Y$  são variáveis aleatórias independentes por que se referem a sequências independentes

A variável  $W = X + Y$ - nº vezes em que sai face nos 12 lançamentos  $\Rightarrow X \sim B\left(4 + 8, \frac{1}{2}\right)$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- Soma de binomiais independentes com o mesmo parâmetro  $\theta$

**Teorema 5.1 – Sejam  $Y_1$  e  $Y_2$  duas variáveis aleatórias independentes. Então,**

$$Y_1 \sim B(n_1, \theta) \text{ e } Y_2 \sim B(n_2, \theta) \Rightarrow Y_1 + Y_2 \sim B(n_1 + n_2, \theta) \quad (5.12)$$

1. Seja  $X$  uma v.a. tal que  $X \sim B(7, 0.3)$ . Calcule:
  - a)  $P(X = 5)$
  - b)  $P(X < 3)$
  - c)  $P(X \leq 4)$
  - d)  $P(X > 2)$
  - e)  $P(X \geq 1)$
2. Sejam as v.a.(s)  $X_1 \sim B(5, 0.3)$  e  $X_2 \sim B(2, 0.3)$ 
  - a) Calcule:  $P(X_1 + X_2 \leq 2)$
  - b) Calcule a mesma probabilidade no caso de  $X_2 \sim B(2, 0.5)$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

**TABELA 1 – DISTRIBUIÇÃO BINOMIAL**  
**A. Função probabilidade**

<i>n</i>	<i>x</i>	<i>θ</i>									
		0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50
7	0	0.6983	0.4783	0.3206	0.2097	0.1335	0.0824	0.0490	0.0280	0.0152	0.0078
	1	0.2573	0.3720	0.3960	0.3670	0.3115	0.2471	0.1848	0.1306	0.0872	0.0547
	2	0.0406	0.1240	0.2097	0.2753	0.3115	0.3177	0.2985	0.2613	0.2140	0.1641
	3	0.0036	0.0230	0.0617	0.1147	0.1730	0.2269	0.2679	0.2903	0.2918	0.2734
	4	0.0002	0.0026	0.0109	0.0287	0.0577	0.0972	0.1442	0.1935	0.2388	0.2734
	5	0.0000	0.0002	0.0012	0.0043	0.0115	0.0250	0.0466	0.0774	0.1172	0.1641
	6	0.0000	0.0000	0.0001	0.0004	0.0013	0.0036	0.0084	0.0172	0.0320	0.0547
	7	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0002	0.0006	0.0016	0.0037	0.0078





## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex.1 As contas de uma empresa estão a ser auditadas por uma empresa de auditoria independente. A empresa tem 200 contas cliente activas, das quais 140 são contas atuais, 50 estão vencidas a 60 dias ou mais e 10 são incobráveis. A empresa de auditoria escolhe aleatoriamente sete contas diferentes.

a) Qual a probabilidade de uma dessas ser incobrável?

$$X \text{ — número de contas incobráveis em } 7 \quad \sim B \left( 7, \theta = \overbrace{10/200}^{0.05} \right)$$

$$P(X = 1) = 0,2573$$

b) Qual a probabilidade de existirem 3 ou mais incobráveis?

$$P(X \geq 3) = 1 - P(X < 3) = 1 - F_x(3 - 0) = 1 - 0,9962$$

c) Qual a probabilidade de existirem menos de 5 não incobráveis?

$$Y \text{ — número de contas não incobráveis } \Rightarrow Y = n - X \sim B \left( 7, \overbrace{1 - \theta}^{0.95} \right)$$

$$\begin{aligned} P(Y < 5) &= P(n - X < 5) = P(-X < 5 - n) = P(X > n - 5) \\ &= P(X > 7 - 5) = P(X > 2) \end{aligned}$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex2. Uma companhia aérea voa com aviões de pequenas dimensões, que **podem acomodar até oito passageiros**. A companhia aérea determinou que a probabilidade de que um passageiro com bilhete não comparecer para um voo é de 0,2. Para cada voo, a empresa vende bilhetes aos primeiros 10 compradores. A distribuição de probabilidades do número de bilhetes vendidos é conhecida. Admita-se independência entre as variáveis. Qual a probabilidade de se registrar uma situação de “overbooking”?

$X$  – número de passageiros, em 10, que não comparecem ao voo

$$X \sim B(10; 0,2)$$

$Y$  – número de passageiros que compraram bilhete

$Y$	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>
$f_Y(y)$	0.25	0.35	0.25	0.10	0.05

$$P(\text{overbooking}) = P(X = 0, Y = 9) + P(X = 0, Y = 10) + P(X = 1, Y = 10)$$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

## 5.6 Distribuição de Poisson

Esta distribuição é particularmente útil na resolução de filas de espera que é um problema de gestão importante para empresas que servem clientes que pertencem a grandes populações (meios de transporte, supermercados, farmácias, bancos,...).

Com efeito uma fila de espera longa pode afastar clientes, mas se existirem demasiadas caixas a empresa corre o risco de ter empregados sem trabalho.

O conhecimento da probabilidade de existir um certo número de clientes em fila pode ajudar a empresa a encontrar um *trade-off* entre filas demasiado longas e empregados ociosos.

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

A distribuição de **Poisson** foi proposta por Simeon Poisson (1781- 1840). É uma distribuição importante e com aplicação a um grande número de problemas como por exemplo:

- **Número** de falhas **diárias** num sistema de computadores;
- **Número** de defeitos numa **peça** de fazenda **com 100 metros**;
- **Número** de defeitos por **metro** num fio electrico;
- **Número** de sementes, **num talhão de  $1 m^2$** , que germinam quando se lançam sementes para um campo;
- **Número** de encomendas recebidas **mensalmente** por uma empresa.

**Poisson** é a distribuição de variáveis aleatórias que representam a **contagem do número de ocorrências** num dado **intervalo contínuo** (tempo, área, comprimento,...) e **limitado**.

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex. 1: Os clientes chegam a uma agência bancária, a uma taxa de 4 por minuto. Na sua publicidade, o banco sublinha que os clientes serão prontamente atendidos, com pouca ou nenhuma espera. Se os funcionários existentes no banco conseguem atender até 20 clientes em 5 minutos, acha que o banco deverá aumentar o número de funcionários?

Ex2: Uma empresa têxtil, produz um certo tipo de tecido para exportação. Cada encomenda consiste numa peça com  $500m^2$ . A empresa garante que o nº de falhas é, em média, de uma por cada  $100m^2$ , e aceita a devolução das encomendas sem custo para o comprador se o número de falhas por encomenda for superior a 4. Aconselharia a empresa a manter esta política?

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Assuma que um intervalo é dividido num grande número de sub-intervalos de igual amplitude ( $\Delta t$  *arbitrariamente pequena* ) de tal modo que a probabilidade de ocorrência de um acontecimento em qualquer dos sub-intervalos é muito pequena.

## Definição 5.7 Processo de Poisson

- 1. O número de eventos que ocorrem em dois intervalos disjuntos são independentes**, ié, a ocorrência de um evento num intervalo não afecta a probabilidade de ocorrência de um evento em qualquer outro intervalo;
- 2. Não pode ocorrer mais de um evento em cada intervalo** – a probabilidade de ocorrerem dois ou mais eventos em qualquer intervalo de amplitude  $\Delta t$  é *aproximadamente igual a zero*.
- 3. A probabilidade de ocorrer exactamente um evento em qualquer intervalo de amplitude  $\Delta t$  é aproximadamente  $\lambda\Delta t$  e é constante para todos os sub intervalos;**

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- Seja a v.a.  $X$ : contagem do número de eventos num intervalo unitário (uma hora, um mês, um ano, etc.) numa experiência que verifica os pressupostos do processo de Poisson.
- Para obter a função probabilidade de  $X$  *divide-se este intervalo em  $n$  partes com  $n$  suficientemente grande para que cada sub-intervalo tenha uma amplitude  $\Delta t = 1/n$  arbitrariamente pequena.*
- Por hipótese, é praticamente impossível que ocorram dois ou mais eventos em cada sub-intervalo, então  $X$  *pode ser bem aproximado pelo número de sucessos em  $n$  provas de Bernoulli independentes, a probabilidade de um sucesso é  $\lambda\Delta t$ .*

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Esquema:

0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	1
0				$\Delta t$						1

Sabe-se que a função probabilidade da distribuição binomial é:

$$f_X(x) \approx \binom{n}{x} (\lambda \Delta t)^x (1 - \lambda \Delta t)^{n-x}$$

Fazendo  $\Delta t = \frac{1}{n}$  e  $n \rightarrow \infty$  vem:

$$P(X = x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{x!(n-x)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{(n-x)}$$

$$P(X = x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1) \cdots (n-x+1) \lambda^x}{x! n^x} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$

$$P(X = x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1) \cdots (n-x+1) \lambda^x}{n^x x!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$

$$P(X = x) = 1 \cdot \frac{\lambda^x}{x!} \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x} = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$



## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

### • Processo de Poisson e distribuição de Poisson

Num **processo de Poisson**, em que os acontecimentos ocorrem a uma **taxa média de  $\lambda$**  por unidade de tempo, o número de ocorrências num intervalo de amplitude  $\Delta t$  *tem distribuição de Poisson de parâmetro  $\lambda\Delta t$* .

#### **Definição 5.8 – Distribuição de Poisson**

Uma variável aleatória  $X$  com *função probabilidade*,

$$f(x|\lambda) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}, \quad (x = 0, 1, 2, \dots) \quad \lambda > 0 \quad (5.33)$$

diz-se que tem distribuição de Poisson. Simbolicamente,  $X \sim Po(\lambda)$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

$$\sum_{x=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1$$

**Nota:**

$\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!}$  é o desenvolvimento em série de  $e^{\lambda}$

Função geradora de momentos:

$$M_X(s) = E(e^{sX}) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{sX} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{\lambda(e^s - 1)} \quad (5.33)$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Momentos:  $M_X(s) = e^{\lambda(e^s-1)}$

$$M'(s) = e^{-\lambda} \cdot \lambda \cdot e^s \cdot e^{\lambda e^s} = \lambda \cdot e^{-\lambda} \cdot e^{s+\lambda e^s}$$

$$\Rightarrow E(X) = M'(0) = \lambda \cdot e^{-\lambda} \cdot e^\lambda = \lambda$$

$$M''(s) = \lambda \cdot e^{-\lambda} (1 + \lambda e^s) e^{s+\lambda e^s}$$

$$\Rightarrow M''(0) = \lambda \cdot e^{-\lambda} (1 + \lambda e^0) e^{0+\lambda e^0} = \lambda \cdot e^{-\lambda} \cdot e^\lambda + \lambda^2 \cdot e^{-\lambda} \cdot e^\lambda$$

$$M''(0) = E(X^2) = \lambda + \lambda^2$$

$$\Rightarrow \text{Var}(X) = \lambda + \lambda^2 - \lambda^2 = \lambda \quad (5.37) \qquad \gamma_1 = \lambda^{-\frac{1}{2}}$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- Soma de Poisson independentes

**Teorema 4.6 – Sejam  $X_1 \sim Po(\lambda_1)$  e  $X_2 \sim Po(\lambda_2)$  duas variáveis aleatórias independentes. Então,**

$$X_1 + X_2 \sim Po(\lambda_1 + \lambda_2) \quad (4.63)$$

- Tabelas da Poisson → Tabela 2, para  $\lambda = 0.1, 0.2, \dots, 10, 11, \dots, 20$ .

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

A. Função probabilidade

$$f(x | \lambda) = P(X = x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$$

<b>x</b>	<b>1.1</b>	<b>1.2</b>	<b>1.3</b>	<b>1.4</b>	<b>1.5</b>	<b>1.6</b>	<b>1.7</b>	<b>1.8</b>	<b>1.9</b>	<b>2.0</b>
<b>0</b>	.3329	.3012	.2725	.2466	.2231	.2019	.1827	.1653	.1496	.1353
<b>1</b>	.3662	.3614	.3543	.3452	.3347	.3230	.3106	.2975	.2842	.2707
<b>2</b>	.2014	.2169	.2303	.2417	.2510	.2584	.2640	.2678	.2700	.2707
<b>3</b>	.0738	.0867	.0998	.1128	.1255	.1378	.1496	.1607	.1710	.1804
<b>4</b>	.0203	.0260	.0324	.0395	.0471	.0551	.0636	.0723	.0812	.0902
<b>5</b>	.0045	.0062	.0084	.0111	.0141	.0176	.0216	.0260	.0309	.0361
<b>6</b>	.0008	.0012	.0018	.0026	.0035	.0047	.0061	.0078	.0098	.0120
<b>7</b>	.0001	.0002	.0003	.0005	.0008	.0011	.0015	.0020	.0027	.0034
<b>8</b>	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002	.0003	.0005	.0006	.0009
<b>9</b>	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002



## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex. 1: Os clientes chegam a uma agência bancária de grande movimento, a uma taxa de 4 por minuto. Na sua publicidade, o banco sublinha que os clientes serão prontamente atendidos, com pouca ou nenhuma espera. Pressupostos para que se possa tratar o número de clientes atendidos por minuto como uma variável com distribuição de Poisson?

- 1.** A chegada de clientes num certo intervalo de tempo não influencia a chegada de clientes em qualquer outro intervalo disjunto;
- 2.** A probabilidade de chegarem dois ou mais clientes em qualquer intervalo de amplitude  $\Delta t$  *arbitrariamente pequeno é aproximada-mente igual a zero.*
- 3.** As chegadas são susceptíveis de ocorrer com igual probabilidade em qualquer intervalo de tempo;

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Se a garantia do banco for de que os funcionários existentes no banco conseguem atender 20 clientes em 4 minutos, acha que o banco deverá aumentar o número de funcionários?

$X$  –  $n^{\circ}$  clientes atendidos por minuto  $\sim Po(4)$

$Y$  –  $n^{\circ}$  clientes atendidos em 4 minutos  $\sim Po(16)$

$$P(Y = 20) = 0.06$$



## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex2: Uma empresa têxtil, produz um certo tipo de tecido para exportação. Cada encomenda consiste numa peça com  $500m^2$ . A empresa garante que o nº de falhas é, em média, de uma por cada  $100m^2$ , e aceita a devolução das encomendas sem custo para o comprador se o número de falhas por encomenda for superior a 4. Aconselharia a empresa a manter esta política?

Pressupostos para que se possa tratar o número de falhas em cada  $100m^2$  como uma variável com distribuição de Poisson?

1. A ocorrência de falhas em qualquer pedaço do tecido não influencia a ocorrência de falhas em quaisquer outros pedaços;
2. A probabilidade de ocorrência de duas ou mais falhas em qualquer pedaço *arbitrariamente pequeno é aproximadamente igual a zero*.
3. As falhas são susceptíveis de ocorrer com igual probabilidade em quaisquer pedaços de tecido;

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

A empresa garante que o nº de falhas é, em média, de uma por cada  $100m^2$ , e aceita a devolução das encomendas sem custo para o comprador se o número de falhas por encomenda for superior a 4. Aconselharia a empresa a manter esta política?

$$X - \text{n}^\circ \text{ falhas por } 100m^2 \sim Po(1)$$

$$Y - \text{n}^\circ \text{ falhas em } 500m^2 \sim Po(5)$$

$$P(Y > 4) = 0.4405$$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

**Exemplo 4.20** – Numa fábrica de têxteis existem numerosos teares do mesmo tipo. Concluiu-se que o número de teares que se avariaram em cada mês é uma variável aleatória  $X \sim Po(2)$ .

Calcule:

- a) Probabilidade de durante um mês se avariarem sete ou mais teares.
- b) Determinar a capacidade mensal máxima disponível  $C$  da oficina de reparação, de modo a ser pelo menos 0.9 a probabilidade de não haver teares aguardando reparação.

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex3: Uma empresa construtora de *chips* deu instruções ao seu estatístico para investigar as características do seu novo *chip* com 4 megabytes de memória, com vista a definir a garantia a dar, sobre o produto, a potenciais clientes. O estatístico sabe que cada lote contem 10000 *chips* e que a probabilidade de *chips* defeituosos na produção total da empresa é de 0.1%. Suponha que é o estatístico da empresa, como procederia?

$X$ - número de *chips* defeituosos por lote  $\sim B(10000; 0,001)$

$$P(X \leq x) = \binom{10000}{x} 0,001^x (1 - 0,001)^{10000-x} \quad x = 0, \dots, 10000$$

# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

- **Aproximação da Binomial à Poisson**

## Lei dos Acontecimentos raros

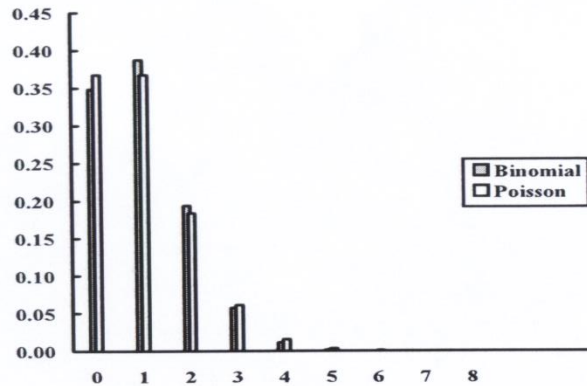
Seja  $\theta = \lambda / n$ , quando  $n \rightarrow \infty$ ,  $\theta \rightarrow 0$ , mantendo-se  $n\theta$  **constante**, a distribuição binomial de parâmetros  $(n, \theta)$  tende para uma distribuição de Poisson de parâmetro  $\lambda = n \cdot \theta$

$$\begin{aligned} P(X = x) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{x} \theta^x (1 - \theta)^{n-x} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{x} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x} \\ &= e^{-n \frac{\lambda}{n}} \frac{\left(n \frac{\lambda}{n}\right)^x}{x!} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} \end{aligned}$$

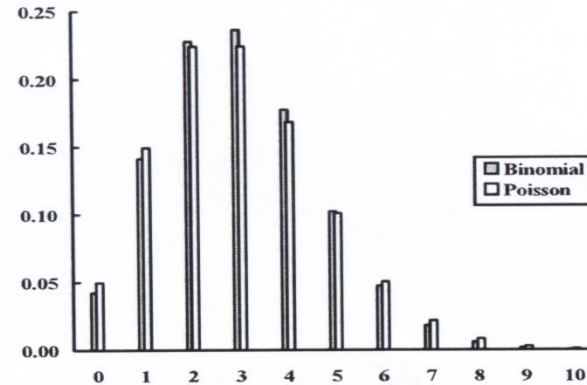
**Não é aconselhável fazer a aproximação quando:**

$$\mathbf{0.1 < \theta < 0.9 \quad \text{e} \quad n \leq 20}$$

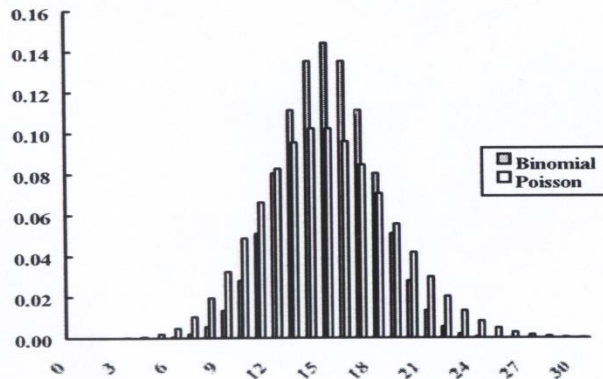
# CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS



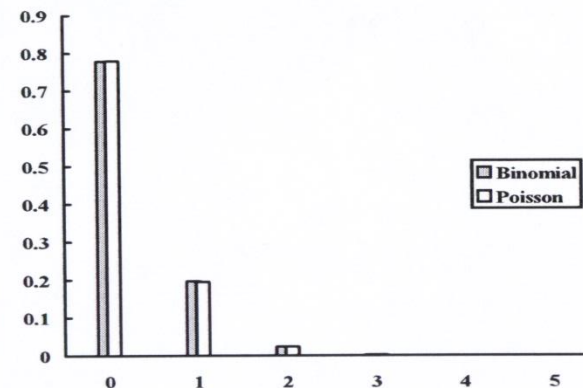
$B(10;0.1)$  versus  $Po(1)$



$B(30;0.1)$  versus  $Po(3)$



$B(30;0.5)$  versus  $Po(15)$



$B(25;0.01)$  versus  $Po(0.25)$

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

Ex3: Uma empresa construtora de *chips* deu instruções ao seu estatístico para investigar as características do seu novo com 4 megabytes de memória, com vista a definir a garantia a dar, sobre o produto, a potenciais clientes. O estatístico sabe que cada lote contem 10000 *chips* e que a probabilidade de *chips* defeituosos na produção total da empresa é de 0.1%. Suponha que é o estatístico da empresa, como procederia?

$X$ - número de *chips* defeituosos por lote  $\sim B(10000; 0,001)$

$$P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} \binom{10000}{x_i} 0,001^{x_i} (1 - 0,001)^{10000 - x_i} \quad x_i = 0, \dots, 10000$$

Fazendo a passagem da Binomial à Poisson, tem-se  $X \sim Po\left(\underbrace{10000 * 0,001}_{10}\right)$ .

A definição da garantia passa por um estudo da probabilidade de ter, no máximo, um certo número de *chips* defeituosos por lote.

$x$	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$F_X$	0,003	0,010	0,029	0,067	0,130	0,220	0,333	0,458	0,583

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

**Exemplo 4.21** – Sabendo que  $\theta = 0.001$  é a probabilidade *de uma peça, produzida* por certa máquina, ser defeituosa, qual a probabilidade de, num lote de 1000 peças haver uma ou mais defeituosas?

$$\begin{aligned} P(X \geq 1) &= 1 - P(X < 1) = 1 - \binom{1000}{0} (0.001)^0 (0.999)^{1000} \\ &= 1 - 0.3677 = 0.3623 \end{aligned}$$

$$X \sim Po(1) \Rightarrow P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - 0.3679 = 0.3621$$

Se em vez de 1000 peças forem observadas 2000 peças, vem,

$$X \sim Po(2) \Rightarrow P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - 0.1353 = 0.8647$$

**Nota:** o resultado (4.64) só é **válido** quando  $\lambda = n \cdot \theta$  se mantém fixo. Neste caso, o cálculo de  $P(X \geq 1)$  é feito com  $\lambda = 1$  e  $\lambda = 2$ , i.é,  $n \cdot \theta$  não se manteve fixo.



## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

### Exerc. 16

Num lote de 500 peças existem 50 defeituosas. Rejeita-se o lote se numa amostra existirem mais de 2 defeituosas.

- a) Se a amostra for de dimensão 10, qual a probabilidade de se rejeitar o lote.
- b) Se numa amostra existirem mais de 2 peças defeituosas, determine a dimensão máxima da amostra de forma que a probabilidade de rejeição do lote seja inferior a 5%.

### Exerc. 20

Sabe-se que 1% dos parafusos fabricados são defeituosos. Os parafusos são vendidos em caixas de 12 unidades com garantia de devolução do valor pago caso existam 2 ou mais def.(s).

- a) Qual a probabilidade de ocorrer uma devolução
- b) Se se comprar 10 caixas qual a probabilidade de haver devoluções?

## CAPÍTULO 5 – DISTRIBUIÇÕES TEÓRICAS

### Exerc. 30

O número de pessoas que acorrem a certo serviço segue um processo de Poisson com taxa média de 15 por dia. O serviço funciona das 10 às 16 e atende no máximo 25 pessoas \dia.

- Qual a probabilidade de entre as 10 e as 12 horas chegarem menos de 5 pessoas?
- Qual a probabilidade de num dia a primeira pessoa chegar depois das 12?
- Qual a proporção de dias em que ficam pessoas por atender?

### Exerc. 34

Um circuito integrado tem 1000 transístores. A probabilidade de Um transístor ter defeito é 0.0012.

- Qual a probabilidade de um circuito integrado ter no máximo 2 transístores com defeito?