

# MPEI 2018-2019

# Aula 26

Teorema do Limite Central e  
aplicações

# Exercícios de consolidação

- Sendo  $X_1, X_2, \dots$  i.i.d com média finita  $\mu$  e variância finita  $\sigma^2$ :
- $E$
- e  $M_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$
- $E[M_n] = ?$
- $Var[M_n] = ?$
- $P(|M_n - E[M_n]| \geq \epsilon) \leq ???$
- $P(|M_n - E[M_n]| \geq \epsilon) \leq \frac{Var(M_n)}{\epsilon^2}$
- $M_n$  converge em probabilidade para  $\mu$

# Exercícios de consolidação

- $f$ : fracção da população que gosta de futebol
- Queremos fazer uma sondagem/inquérito a  $n$  pessoas
- Quantas pessoas devemos inquirir para ter uma confiança (probabilidade) de 95% de que **não cometemos um erro superior a 1 %**
- Considere:
  - Resultado de um inquérito à pessoa  $i$ :
$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{se gosta} \\ 0, & \text{se não gosta} \end{cases}$$
  - $M_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$  fracção de “gosta” na amostras

# Resolução

- Sugestões ?
- Uma das formas (veremos outra) é usando a Desigualdade de Chebyshev ...
- O que diz a desigualdade ?
- $P(|M_n - E[M_n]| \geq \epsilon) \leq \frac{Var(M_n)}{\epsilon^2}$

# O que sabemos ?

- $\epsilon = ?$
- $\epsilon = 0.01$
- $Var(M_n) = ?$
- $Var(M_n) = \frac{Var(X_i)}{n}$

# $Var(X_i) = ?$

- Todas as  $X_i$  são v. a. de Bernoulli
  - Mas não sabemos p (o inquérito é para estimar isso)
- Para o nosso caso é útil o valor máximo de  $Var(X_i)$ . Qual esse valor ?
- $Var(X_i) = p(1 - p) \leq \frac{1}{4}$

# Voltando à desigualdade

- Substituindo temos:

- $P(|M_n - E[M_n]| \geq 0,01) \leq \frac{\frac{1}{4}}{\frac{n}{0,01^2}} = \frac{1}{4 n 10^{-4}}$
- Como queremos  $P(\quad) \leq 0,05$
- $\frac{1}{4 n 10^{-4}} \leq 0,05$
- $n = ?$
- $n \geq 50\,000$  (valor conservador)

# E se $\epsilon = 0,05$ ?

- $P(|M_n - E[M_n]| \geq 0,05) \leq \frac{1}{4 n (0,05)^2}$
- Obtendo-se  $n$  de:
- $\frac{1}{4 n (0,05)^2} \leq 0,05$
- $n \geq 2000$

# Discussão

- Problemas com os valores de  $n$  que obtivemos:
  1. São muito grandes
  2. Baseiam-se numa desigualdade que apenas pode dar um majorante/minorante
    - E não um valor “exacto”
- Veremos de seguida que se pode fazer melhores estimativas de  $n$ 
  - Mas para isso precisamos saber mais sobre a distribuição de  $M_n$

**Qual a distribuição de  $M_n$  para  
valores de n muito grandes ?**

# Questão

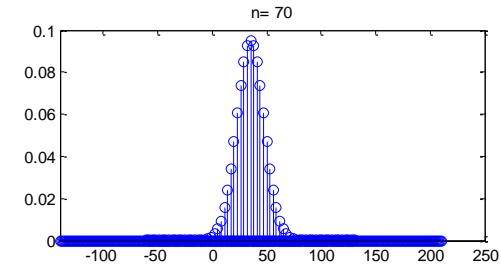
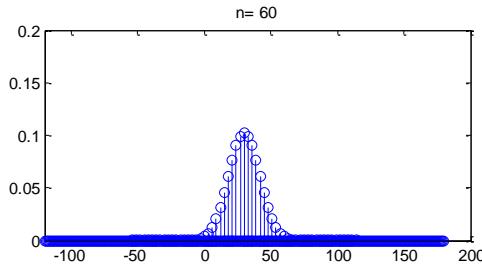
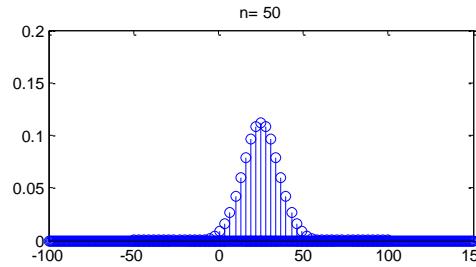
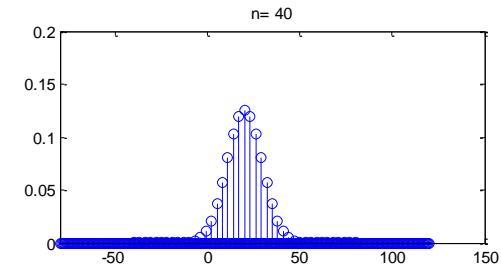
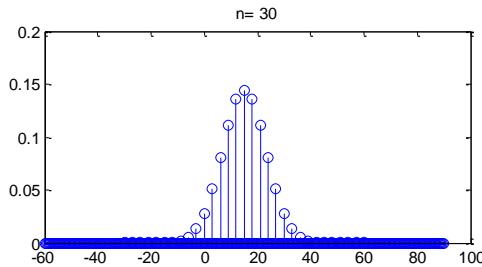
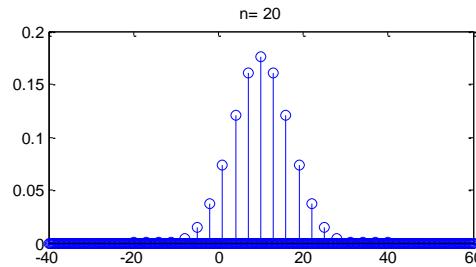
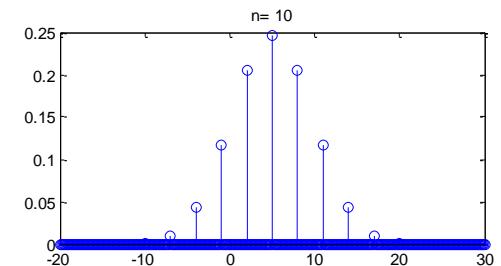
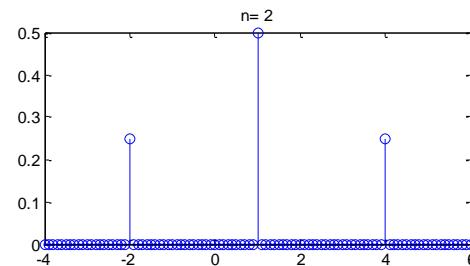
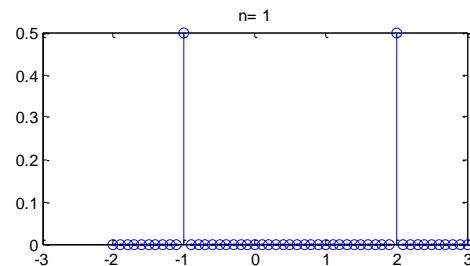
- Já vimos o comportamento limite da média de uma sequência de variáveis aleatórias
- Conseguimos avançar mais e dizer alguma coisa quanto à distribuição ?
- Comecemos com alguns exemplos ...

# Exemplo 1

- Consideremos um jogo em lançamos uma moeda ao ar e **perdemos 1 Euro se sair CARA** e **ganhámos 2 Euros se sair COROA**
- A moeda é honesta e existe independência entre as jogadas
- Como se comporta a distribuição com as jogadas ?

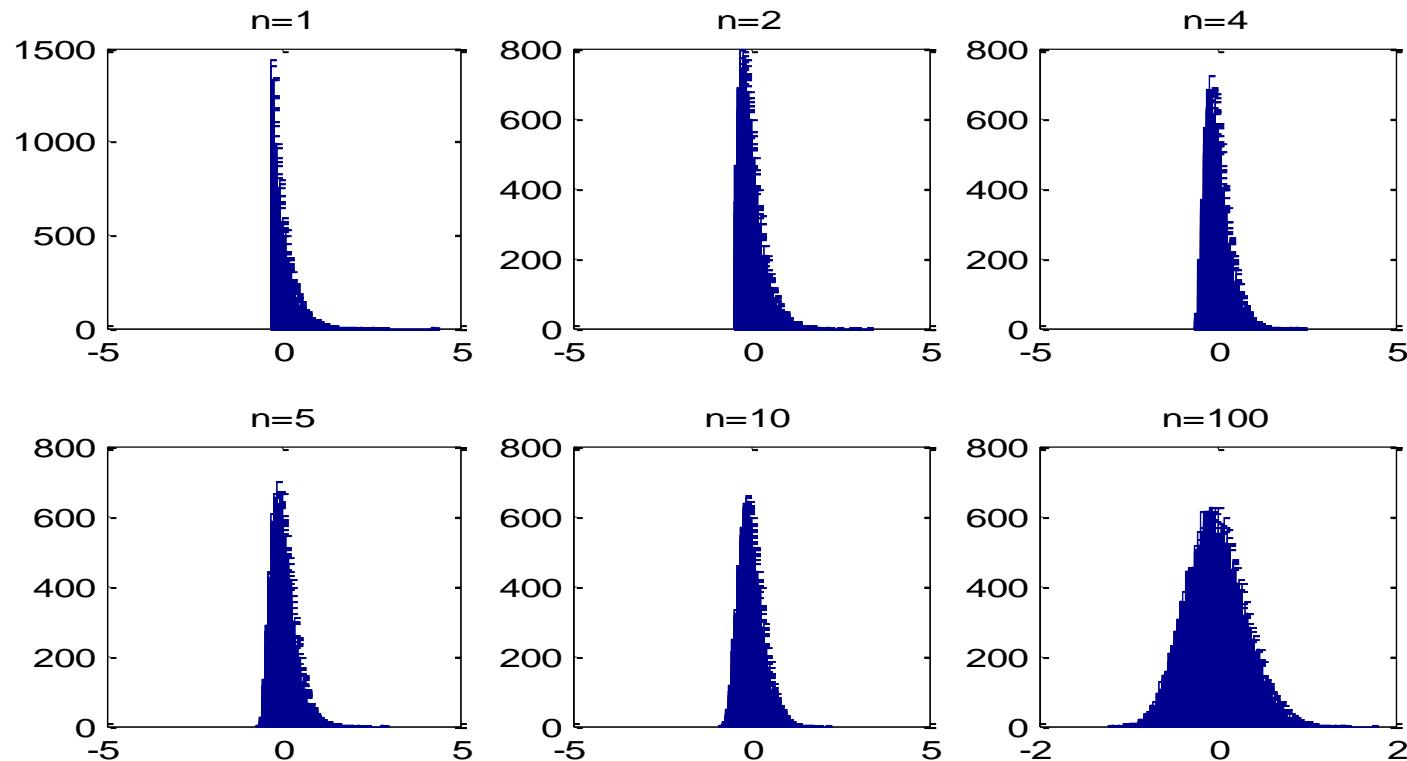
# Continuando o jogo

- Recorrendo a simulação em Matlab...



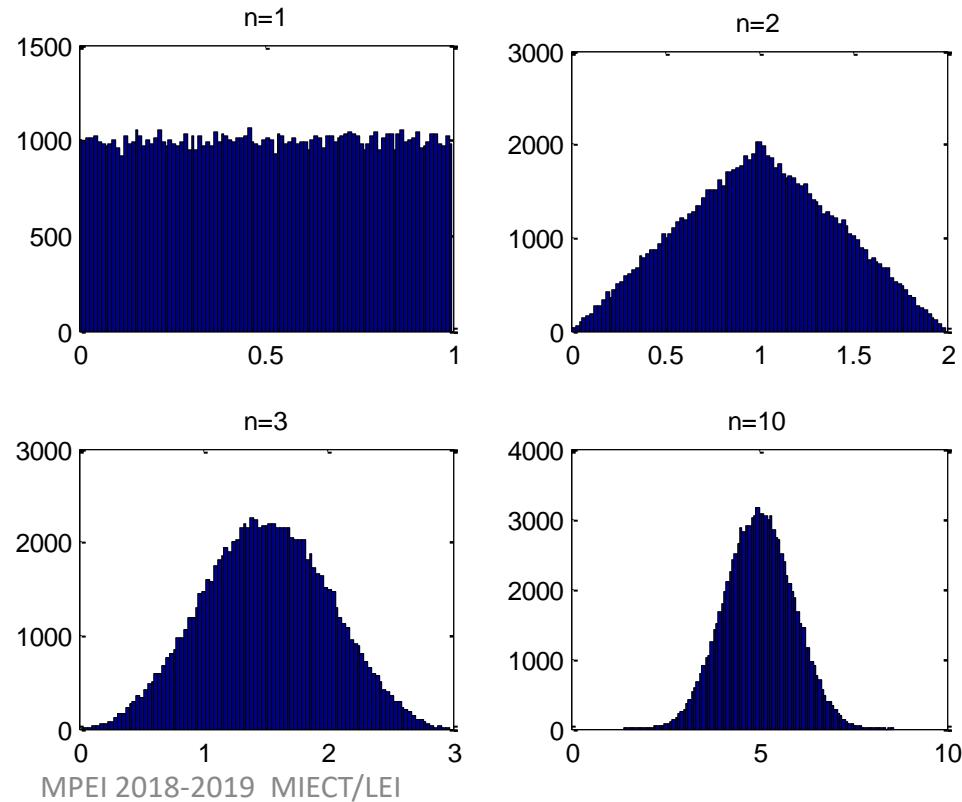
# E se tivermos outras distribuições iniciais ?

- Exponencial:  $y = -\log(\text{rand}(1, \text{len})) ./ \lambda$



# Outro exemplo

- **Usando geração** de números aleatórios:
- Geradas 10 sequências de números aleatórios com distribuição uniforme no intervalo  $[0,1]$  e somadas ...



# Demos online

- Wolfram Demonstrations Project : **The Central Limit Theorem**

The central limit theorem states that the sampling **distribution of the sample mean approaches a normal distribution as the size of the sample grows.**

This means that the histogram of the means of many samples should approach a bell-shaped curve.

Each sample consists of 200 pseudorandom numbers between 0 and 100, inclusive.

- <http://demonstrations.wolfram.com/TheCentralLimitTheorem/>

# Demos online

- **Central Limit Theorem for the Continuous Uniform Distribution**
- <http://demonstrations.wolfram.com/CentralLimitTheoremForTheContinuousUniformDistribution/>
- This Demonstration illustrates the central limit theorem for the continuous uniform distribution on an interval.

# Demos

- **Central Limit Theorem Applied to Samples of Different Sizes and Ranges**
- <http://demonstrations.wolfram.com/CentralLimitTheoremAppliedToSamplesOfDifferentSizesAndRanges/>
- This Demonstration shows the applicability of the central limit theorem (CLT) to the means of samples of random integer or real numbers having random ranges.
- It allows the user to generate such datasets and plot the histogram of their means.
- Superimposed on the histogram is the normal (Gaussian) distribution function that gives the theoretical distribution of these sample means.
- Also shown for comparison are the numeric values of the mean and standard deviation, both of the theoretical distribution and of the generated data.

# Teorema do Limite Central

- Nos exemplos, para valores grandes de  $n$ , temos sempre uma distribuição com a forma da Gaussiana
- De facto demonstra-se que a soma de variáveis i.i.d. tende para uma distribuição normal quando o número de variáveis é grande
  - Teorema do Limite Central
- A média é, como já vimos, igual à das variáveis originais

# De uma forma mais formal

- Sendo:
  - $X_1, X_2, \dots$  variáveis aleatórias I.I.D.
  - $X_i$  com distribuição F e  $E[X_i] = \mu$  e  $Var(X_i) = \sigma^2$ 
    - $\mu$  e  $\sigma^2$  finitos
  - $S_n$  a soma das n primeiras variáveis
  - $Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$  v.a. de média nula e variância unitária
- O Teorema do Limite Central afirma:
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(Z_n \leq z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$
- Isto é, a função de distribuição de  $Z_n$  tende para a distribuição de uma variável Normal normalizada  $N(0,1)$

# Aplicando à média

- Fazendo  $M_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$
- Pelo TLC temos

$$M_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

A distribuição da média das  $n$  variáveis i.i.d. tende para a distribuição normal com parâmetros  $\mu$  e  $\frac{\sigma^2}{n}$

# Teorema do Limite Central

- O Teorema do Limite Central é a razão da importância da distribuição Normal/Gaussianas
  - É um resultado extremamente importante e abre caminho a muitas aplicações
- “Formulação qualitativa”:

Coisas que são o resultado da soma de muitos pequenos efeitos tendem a ser Gaussianas

# Exemplo de aplicação do TLC

- Suponha que as despesas feitas por cada cliente de um restaurante são variáveis aleatórias I.I.D. com média 6.5 Euros e desvio padrão 2.5 Euros.
- Estime a probabilidade de os primeiros 100 clientes gastarem um total superior a 600 Euros

# Resolução

- Consideremos  $S_{100} = X_1 + X_2 + \cdots + X_{100}$
- Como  $E[S_{100}] = 100\mu = 650$
- E  $n\sigma^2 = 625$
- Teremos  $Z_{100} = \frac{S_{100} - 650}{25}$
- Como pelo TLC  $Z_{100}$  segue um lei  $N(0,1)$ :
- $P(S_{100} > 600) = P\left(Z_{100} > \frac{600 - 650}{25}\right)$
- $= P\left(Z_{100} > \frac{600 - 650}{25}\right) = \textcolor{red}{P(Z_{100} > -2)}$

# Calc. probabilidades na $N(0,1)$

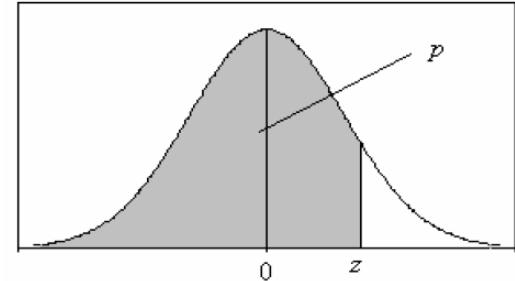
- $P(Z_{100} > -2) ?$
- Como se obtém ?
- Existem valores tabelados de

$$P(Z \leq z) = \Phi(z)$$

– Exemplo:

<http://www.professores.uff.br/patricia/images/stories/arquivos/TabelaNormal.pdf>

- $P(Z_{100} > -2) = 1 - \Phi(-2)$
- $= 1 - (1 - \Phi(2)) = \Phi(2) =$



	0,999999	0,999999
1,8	0,96407	0,96485
1,9	0,97128	0,97193
2,0	0,97725	0,97778
2,1	0,98214	0,98257
2,2	0,98610	0,98645
2,3	0,98902	0,98950

$$= 0,97725$$

# Em Matlab

- Obter  $\Phi(2)$

`z=2`

`m=0`

`sigma=1`

`p = cdf('Normal',z,m,sigma)`

`>> 0.9772`

Nota: usa Statistics Toolbox

# Em Matlab

- Com ferramentas como Matlab não é necessário estar a efectuar a normalização
- Aplicando directamente a  $S_{100}$ :

```
s=600 % pq queremos P(S100 > s=600)
```

```
m=650 % média de S100
```

```
sigma=25 % desvio padrão de S100
```

```
p = 1- cdf('Normal',600,m,sigma)
```

```
>>> 0.9772
```

# Retomemos o nosso inquérito futebolístico ...

- Relembremos o problema:
  - $f$ : fracção da população que gosta de futebol
  - Queremos fazer uma sondagem/inquérito a  $n$  pessoas
  - Quantas pessoas devemos inquirir para ter uma **confiança (probabilidade) de 95% de que não cometemos um erro superior a 5 %**
  - Considere:
    - Resultado de um inquérito à pessoa  $i$ :
- $$X_i = \begin{cases} 1, & \text{se gosta} \\ 0, & \text{se não gosta} \end{cases}$$
- $M_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$  fracção de “gosta” na amostras

# Resolução usando TLC

- Pretendemos  $P(|M_n - f| \leq 0,05) \geq 0,95$
- O evento que nos interessa calcular a probabilidade é  $|M_n - f| \leq 0,05$
- Pretendemos portanto  $P\left(\left|\frac{S_n - nf}{n}\right| \leq 0,05\right)$
- Como  $Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$  manipulamos para obter  $\sqrt{n}\sigma$  no denominador, obtendo
- $P\left(\left|\frac{S_n - nf}{\sqrt{n}\sigma}\right| \leq \frac{0,05\sqrt{n}}{\sigma}\right)$

# Resolução usando TLC (cont.)

- Como  $Z_n$  tende para  $N(0,1)$
- Teremos:
- $P(|M_n - f| \leq 0,05) \approx P(|Z| \leq 0,05 \frac{\sqrt{n}}{\sigma})$
- E usando majorante para a variância
$$p(1 - p) \leq 1/4 \quad (\Rightarrow \sigma = 1/2)$$
- $P(|M_n - f| \leq 0,05) \leq P(|Z| \leq 0,1\sqrt{n})$

$$P(|Z| \leq 0.1\sqrt{n}) ?$$

- $P(|Z| \leq 0.1\sqrt{n})$
- $= P(-0.1\sqrt{n} \leq Z \leq 0.1\sqrt{n})$
- $= F_{N(0,1)}(0.1\sqrt{n}) - F_{N(0,1)}(-0.1\sqrt{n})$
- Para permitir usar tabelas, coloquemos em função de  $Q(z) = 1 - F_{N(0,1)}(z)$ 
  - Sabe-se também que  $F_{N(0,1)}(-z) = Q(z)$
- $= 1 - Q(0.1\sqrt{n}) - Q(0.1\sqrt{n})$
- $= 1 - 2 Q(0.1\sqrt{n})$

# Terminando...

- $1 - 2 Q(0,1\sqrt{n})$  terá de ser  $\geq 0,95$
- $1 - 2 Q(0,1\sqrt{n}) \geq 0,95$
- $\Rightarrow Q(0,1\sqrt{n}) \geq 0,025$
- $\Rightarrow 0,1\sqrt{n} \geq 1,96$  por consulta a tabela
- Resolvendo em ordem a n temos, finalmente,
- $\sqrt{n} \geq (19,6)^2 \Rightarrow n \geq 384,16$
- $n = 385$  é o número mínimo que procurávamos

# Para mais informação

- Capítulo 5, “Somas de variáveis aleatórias”, do livro de F. Vaz