Probabilidades e Aplicações

CC e MAT

2020/21

TP+PL

Emilia Athayde

mefqa@math.uminho.pt

Simulação, LGN e método de Monte Carlo (no sistema R)

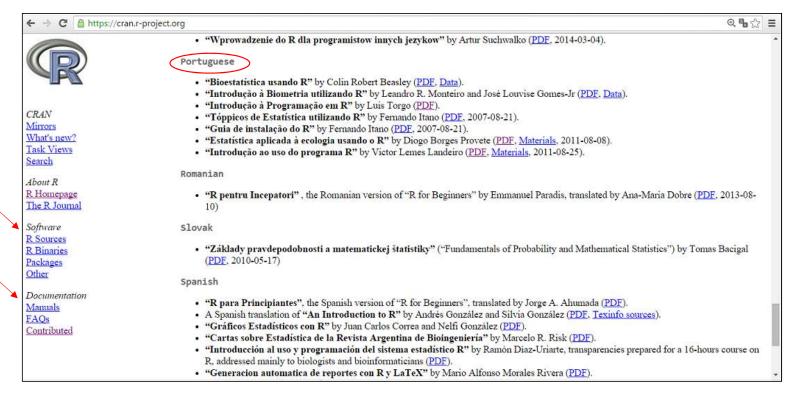


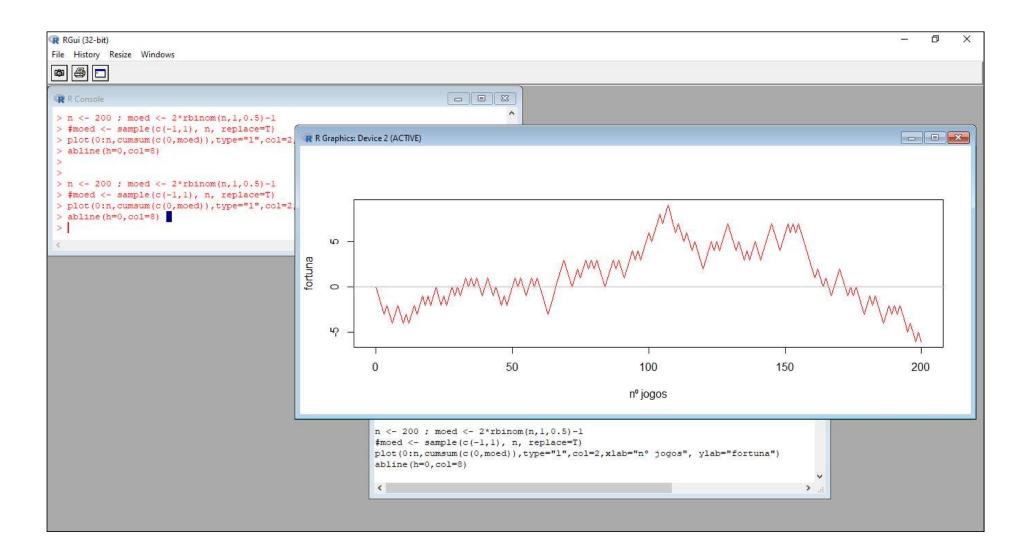
sistema computacional R https://cran.r-project.org/

Instalação (menu *Software*) para Linux / Mac OS X / Windows:

R Binaries > Windows > base > Download R 4.0.2 for Windows

Documentação (menu Documentation) em português, etc.: Contributed

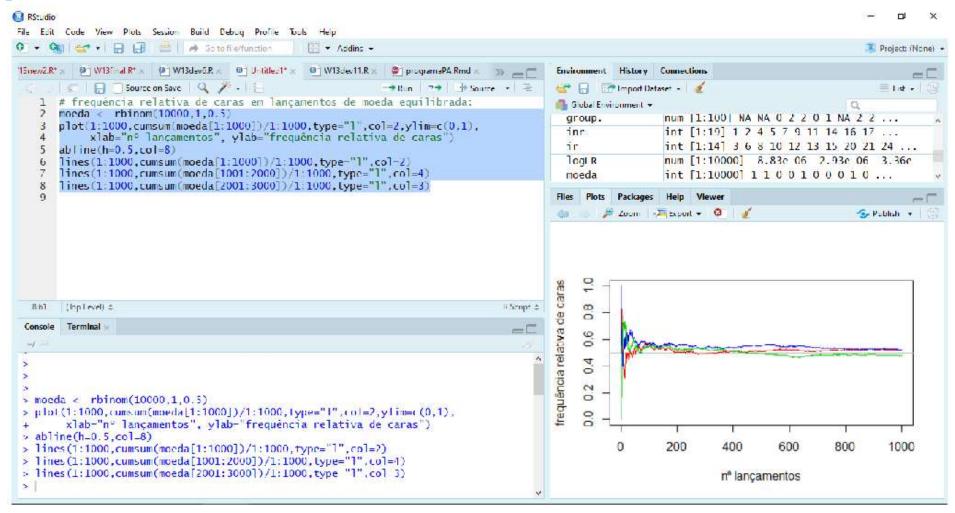






https://rstudio.com/

interface mais apelativa, com mais funcionalidades



R / RStudio

Inserção/importação de dados:

```
c, scan, read.table, seq, rep, ...
file > Import Dataset > ...
```

Manipulação de dados. Seleção condicional.

```
Objetos básicos: vector, matrix, data.frame, list
```

Tipos de dados: numéricos, factores, lógicos, ...

Simulação de dados: sample, runif, rbinom, rnorm, r...

Gráficos: funções high-level, low-level, interactive.

```
plot, lines, abline, points, curve, ...
```

```
Scripts. File > New script / File > New file > R script
Outras funções: function, help, search(), ...
```

```
c(4,9,-7,9)
[1] 4 9 -7 9
x < -2:7
[1] 2 3 4 5 6 7
(x < -3:8)
[1] 3 4 5 6 7 8
x + 1:2
[1] 4 6 6 8 8 10
(y < - x^2)
[1] 9 16 25 36 49 64
y[1:3]
[1] 9 16 25
y > 40
[1] FALSE FALSE FALSE
[4] FALSE TRUE TRUE
y[y>40]
[1] 49 64
which (y>40)
[1] 5 6
```

```
length(x)
[1] 6
class(x)
[1] "integer"
c("mat", 3:2)
[1] "mat" "3" "2"
class(c("mat", 3:2))
[1] "character"
prod(1:6)
[1] 720
factorial(6)
[1] 720
choose (10, 4)
[1] 210
choose (10,0:4)
[1] 1 10 45 120 210
(m <- matrix(1:6, nr=2))
    [,1] [,2] [,3]
[1,] 1 3 5
[2,] 2 4 6
```

```
apply (m, 2, sum)
[1] 3 7 11
m[2,3] < -10; m
[,1] [,2] [,3]
[1,] 1 3 5
[2,] 2 4 10
m[2,]
[1] 2 4 10
dim(m)
[1] 2 3
# produto termo a termo:
m*m
[,1] [,2] [,3]
[1,] 1 9 25
[2,] 4 16 100
# produto matricial:
m %*% t(m)
[,1] [,2]
[1,] 35 64
[2,] 64 120
```

```
simula size extrações (por defeito, sem reposição; c.c. replace=TRUE) do
  universo \times (vector dim. k) com probabilidades especificadas em prob (vector dim. k)
# totoloto (6 extrações sem reposição de urna com bolas de 1 a 49; vector 1:49):
(toto <- sample(1:49,6))
 [1] 8 46 6 20 24 48
# simulação de 10 lançamentos de moeda-½ com faces C e E:
(caras < - sample(c("C", "E"), 10, replace=T))
 # simulação de 20 lançamentos de moeda-½ (1-Cara; 0-Euro)
( moeda <- sample(0:1, 20, replace=T) )</pre>
[1] 1 0 1 0 0 0 0 0 0 1 1 1 0 1 1 1 0 0 1 0
# 20 simulações de nº caras em 2 lançamentos de moeda-1/2 :
(\text{moed.}2 < -\text{sample}(0:2, 20, T, \text{prob}=c(1,2,1)/4))
 [1] 1 0 2 1 0 1 0 2 1 1 0 2 1 1 1 1 2 1 1 1
table (moed.2)
                                                                         nº caras (2 lanc.)
    9
plot(table(moed.2)/20, col=2, ylab="frequência relativa", xlab="n° caras (2 lanç.)")
```

Probabilidades e Aplicações CC+MAT 2020/2021

sample(x, size, replace = FALSE, prob = ...)

TP+PL

rbinom (n, size, p) – gera n réplicas do nº caras em size lançam. de moeda-p dbinom (x, size, p) – calcula $P(n^{\circ} \text{ caras} = x)$, em size lançamentos de moeda-p

```
# simular 20 lançam de moeda-0.7 (viciada a favor de "cara"), usando sample:
sample (0:1, 20, replace=T, p = c(0.3, 0.7))
# o mesmo (nova simulação), usando rbinom:
rbinom(20, 1, 0.7)
# 20 simulações do nº de caras em 5 lançamentos de moeda:
rbinom(20, 5, 0.7)
[1] 2 3 3 4 3 4 4 2 3 0 4 5 3 3 2 2 3 4 3 3
# probab de "n° caras em 10 lançamentos ser 0,1,2,...,10"
dbinom(0:10,10,1/2)
# simul do n° caras acumulado ao fim dos sucessivos lançamentos:
( moed <- rbinom(20, 1, 0.5) )
[1] 1 0 1 1 1 1 1 0 0 0 1 0 1 1 1 1 1 0 0
cumsum (moed)
[1] 1 1 2 3 4 5 6 6 6 6 7 7 8 9 10 11 12 13 13 13
```

Cap.10 Simulação, LGN e método de Monte Carlo

- Simulação números "pseudo-aleatórios" (NPA)
- Lei dos grandes números (LGN)
 - o "teorema de ouro" de J. Bernoulli (1689)
- Método de Monte Carlo (Ulam & von Neuman, anos 40)

NPA

- Gerados/simulados de forma determinística (recursiva): métodos "middle square" 1949, congruenciais, "Mersenne twister" 1998)
- Comportam-se, na prática, como se fossem aleatórios
- A partir de um gerador de NPAs no intervalo (0,1) é possível gerar números aleatórios com outra distribuição (vários métodos)
- Onde? C++, EXCEL, Maple, Mathematica, Matlab, Octave, Python, R, SPSS, ...

LGN

A LGN (Bernoulli) estabelece que a frequência relativa de um acontecimento A em n repetições (independentes) de uma experiência aleatória converge (em certo sentido...) para a probabilidade de A

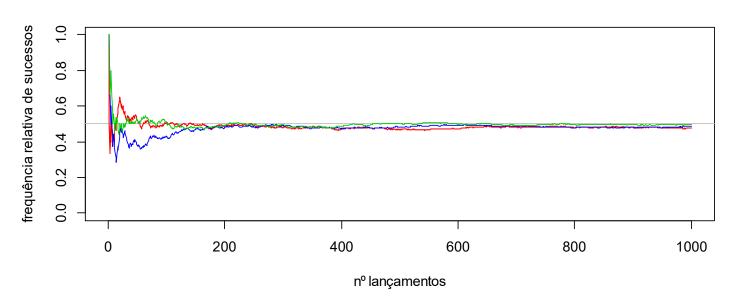
MMC

Pela LGN, a probabilidade de A pode ser "estimada" pela frequência relativa de A em n repetições da experiência (quanto maior for n, melhor <-> maior a "precisão" da estimativa)

Interpretação frequencista de Probabilidade

a probabilidade de um acontecimento A é o limite (quando $n \to \infty$) da frequência relativa de ocorrência de A em n realizações da experiência, que representamos por $f_n(A)$.

Esse limite existe? E caso exista, vai ser independente da sucessão particular de experiências? Veremos bem mais adiante que a LGN é consequência da axiomática... mas para já, vamos simular...



1000 lançamentos de moeda equilibrada; a frequência relativa de caras parece estabilizar à volta de ½ (3 trajetórias simuladas)

Nota: em n lançamentos de moeda equilibrada (n par), a LGN <u>não implica</u> que P("nº caras = nº de coroas") \rightarrow 1 quando $n \rightarrow \infty$. Para que valor converge então? Calcule ou use o R para descobrir o resultado...

Exercício 1: (i) calcular (ii) usar o \mathbb{R} — para obter o limite da probabilidade, p_n , de em 2n lançamentos (moeda equilibrada), o n^{o} caras ser n (igual ao n^{o} coroas).

Resolução:

(i) calcular a probabilidade (fácil) — e o seu limite quando $n \to \infty$? (hum... com a fórmula de Stirling é fácil) — E sem esta fórmula?

n <- 1:100; plot(n,choose(2*n,n)/2^(2*n))
arcaico... No Mathematica é de caras!
Limit[Binomial[2n,n]/2²n, n->Infinity] dá zero!

(ii) usar o R, para $n = 50, 500, 5 \times 10^3, 5 \times 10^4, \dots$ (fácil)

```
# usando dbinom(x,n,p)

# prob de 50 caras em 100, com p=0.5:

dbinom(50,100,0.5)

[1] 0.079589237

round(dbinom(5*10^(1:7), 10*10^(1:7), 0.5),4)

[1] 0.0796 0.0252 0.0080 0.0025 0.0008 0.0003 0.0001
```

 $\rightarrow p_n = \binom{2n}{n} 2^{-2n}$

 $\lim p_n = \dots = \lim \frac{2}{n\sqrt{2\pi}} = 0$

Fórmula de Stirling:

```
n! \sim \sqrt{2\pi} n^{n+1} e^{-n}
significa que
\frac{n!}{\sqrt{2\pi} n^{n+1} e^{-n}} \xrightarrow[n \to \infty]{} 1
```

Exercício 1 (cont.): Sendo p = P(A), a LGN de Bernoulli estabelece que

$$\forall_{\varepsilon>0} P(|f_n(A)-p|\leq \varepsilon) \xrightarrow[n\to\infty]{} 1$$

(esta convergência chama-se convergência em probabilidade; notação: $f_n(A) \xrightarrow{P} p$)

Ou seja, fixando $\varepsilon > 0$, por mais pequeno que seja, tem-se $P(|f_n(A) - p| \le \varepsilon) \xrightarrow[n \to \infty]{} 1$

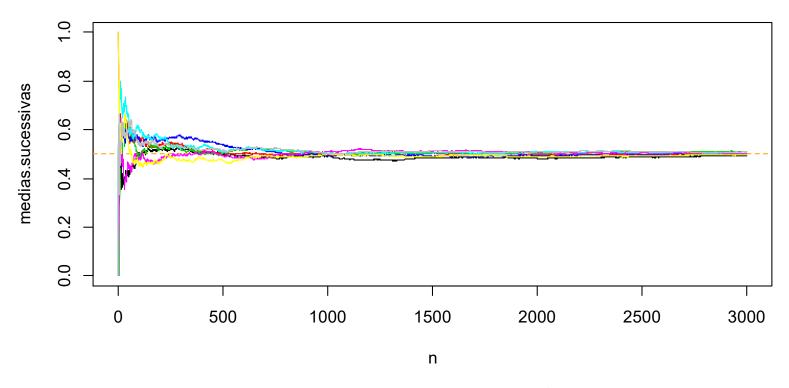
No caso da moeda equilibrada, sendo Y o nº de caras nos n lançamentos, $p=\frac{1}{2}$ e $\epsilon=0.01$, calcule-se então $P(|Y/n-\frac{1}{2}|\leq 0.01)$ ou seja $P(|Y-n/2|\leq 0.01\times n)$:

n	Probabilidade a calcular		Resultado
100	$P(Y-50 \le 1)$	$P(49 \le Y \le 51)$	0.2356
1 000	$P(Y-500 \le 10)$	$P(490 \le Y \le 510)$	0.4933
10 000	$P(Y-5000 \le 100) =$	$P(4900 \le Y \le 5100)$	0.9556
100 000	$P(Y-50000 \le 1000) =$	$P(49000 \le Y \le 51000)$	0.99999999975
		1	

Nem por sombras é a probabilidade de "nºcaras = nºcoroas"

Exercício 2: Represente graficamente 8 trajectórias (cores 1:8) da frequência relativa de caras ao longo de n (de 1 a 3000) lançamentos de uma moeda equilibrada.

médias de caras em n lançamentos de uma moeda equilibrada



Resolução: versão 1) simular n = 3000 jogos de moeda-½; calcular a frequência relativa de caras ao fim de j jogos (j=1, 2, ..., n); representar graficamente (plot) a trajetória correspondente; repetir usando lines (low-level) ou ciclo for e lines; versão 2) simular matriz com 3000×8 jogos e usar matplot para fazer o gráfico.

```
## (1) usando rbinom, for, plot, lines, abline:
moeda <- rbinom(3000,1,0.5)
plot(1:3000, cumsum (moeda) /1:3000, type="l", ylim=c(0,1), xlab="n° lançamento",
        ylab="freq. relativa de caras")
for (i in 2:8)
        {moeda <- rbinom(3000,1,0.5);
        lines (1:3000, cumsum (moeda) /1:3000, col=i) }
# linha horizontal cinzenta, a ponteado
                                                        freq. relat. em j lanç
abline (h=0.5, col=8, lty=3)
                                                           9.0
## (2) usando matriz 3000×8 e matplot:
# simulação em matriz
moeda8 <- matrix(rbinom(3000*8,1,0.5),nc=8)
# nova matriz (colunas com somas acumuladas)
z <- apply (moeda8, 2, cumsum)</pre>
# gráfico com matplot:
                                                                    500
                                                                          1000
                                                                                 1500
                                                                                       2000
                                                                                              2500
                                                                                                    3000
matplot(1:3000, z/1:3000, type="l", col=1:8, lty=1,
                                                                                j (nº lanç)
         xlab="j (n° lanc)", ylab="freq. relat. em j lanc")
abline (h=0.5, col=8, lty=3)
```

Exercício 3: O problema (clássico) dos aniversários

Dadas n pessoas escolhidas ao acaso, qual o menor n para o qual a probabilidade p_n de haver pelo menos uma coincidência no dia de aniversário (supondo equiprováveis os 365 dias do ano) seja

$$> 0.5$$
?

$$> 0.9$$
?

Pela regra de Laplace (usando o acontecimento complementar, "não haver coincidências"), temos

$$p_n = 1 - \frac{365 \times 364 \times ... \times (365 - n + 1)}{365^n} = 1 - \binom{365}{n} \frac{n!}{365^n}$$

Resolução: calcule-se a probabilidade p_n de haver pelo menos uma coincidência no dia de aniversário para obter a resposta à questão; represente-se graficamente em função de n.

$$p_n = 1 - \frac{365 \times 364 \times ... \times (365 - n + 1)}{365^n} = 1 - {365 \choose n} \frac{n!}{365^n}$$

```
## básico:
plot(0:60,1-choose(365,0:60)*factorial(0:60)/365^(0:60))

## usando "function":
coinc <- function(n) 1-choose(365,n)*factorial(n)/365^n
plot(0:60,coinc(0:60),xlab="número de pessoas",ylab="prob. coincidência",las=1)

## para responder à pergunta:
min(which(coinc(1:50)>0.5))  # resposta: 23
min(which(coinc(1:50)>0.9))  # resposta: 41
min(which(coinc(1:60)>0.99))  # resposta: 57

## linhas adicionais:
abline(h=c(0.5,0.9),col=8); abline(v=c(23,41),col=8,lty=2)
```

O passeio aleatório

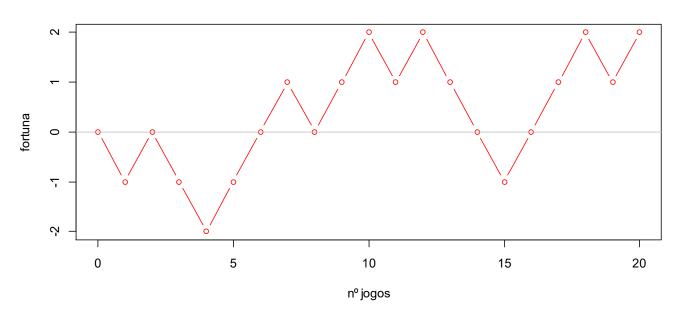
"We shall encounter theoretical conclusions which not only are unexpected but actually come as a shock to intuition and common sense"

"even the simple coin-tossing game leads to paradoxical results that contradict our intuition"

W. Feller, cap.III

Passeio aleatório

Um jogador em cada passo lança uma moeda e ganha ou perde $1 \in \mathbb{N}$ conforme sai cara ou coroa. Partindo de uma fortuna inicial $S_0 = 0$, representa-se a fortuna passo a passo por S_1 , S_2 ,..., S_n , ... e a trajectória do processo num gráfico, unindo os pontos (i, S_i) :



Nesta trajetória com 20 passos há 5 retornos à origem (zero), dos quais 3 são cruzamentos do eixo dos xx (correspondem a mudança de sinal na fortuna).

6 passos iniciais: fortuna ≤ 0 , 8 passos seguintes: fortuna ≥ 0 , 2 passos seguintes: fortuna ≤ 0 , restantes 4 passos: fortuna ≥ 0 (3 mudanças de sinal)

Note que um retorno à origem (i.e., n° caras = n° coroas) apenas pode ocorrer num instante par.

O passeio aleatório também pode ser visto como o movimento de uma partícula que se desloca no conjunto $\mathbb Z$ dos inteiros, transitando em cada instante (passo) para o ponto adjacente (+1 ou -1, com probabilidades p e 1-p, resp.), partindo do 0 (a posição inicial da partícula é $S_0=0$). Representa-se a posição da partícula no tempo por S_1 , S_2 , S_3 , ..., etc.

O passeio aleatório diz-se simétrico se $p = \frac{1}{2}$.

Este passeio aleatório (unidimensional, d=1) generaliza-se a 2 ou 3 dimensões (em \mathbb{Z}^2 ou \mathbb{Z}^3). Diz-se simétrico se as probabilidades de transição para os pontos adjacentes (4 pontos no caso d=2: para a frente, trás, direita, esquerda; e 6 no caso d=3: idem, mais cima e baixo)

Qual será a probabilidade de retorno à origem (mais tarde ou mais cedo) nos casos d = 1, 2, 3?

Exercício 4: $(n^{\circ}4)$ Simular um passeio aleatório *simétrico* (i.e., moeda equilibrada) em n passos; representar graficamente a trajetória.

Resolução: Simula-se n = 200 jogos com ganho -1 ou +1 (equiprováveis) em cada jogo (usando sample ou rbinom) e calcula-se o ganho acumulado ao fim dos jogos sucessivos, $S_1, S_2, ..., S_n$ (usando cumsum)

```
## passeio aleatório simétrico (cara:+1, coroa:-1) e trajectória: n <-200 moed <- sample(c(-1,1), n, replace=T) moed <- 2*rbinom(n,1,0.5)-1 plot(0:n,cumsum(c(0,moed)),type="l",col=2,xlab="n° jogos", ylab="fortuna") abline(h=0, col=8)
```

Probabilidades e Aplicações CC+MAT 2020/2021

TP+PL

nº jogos

22

Destes dois acontecimentos, qual será mais provável (para n fixo)?

$$S_{2n} = 0$$

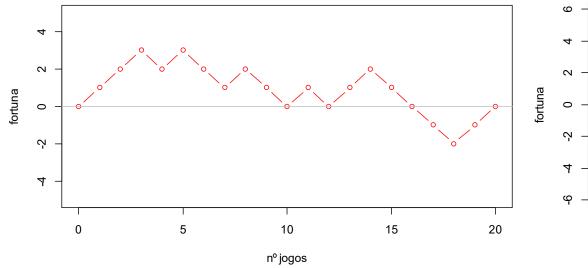
(retorno à origem no instante 2n)

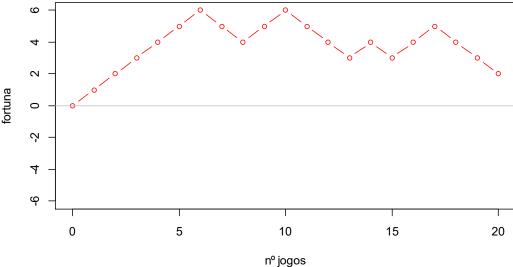
ou

 $S_1 \neq 0, S_2 \neq 0, ..., S_{2n} \neq 0$

(trajetória sempre > 0 ou sempre < 0)

trajetórias com n = 10 (i.e., com 20 passos):





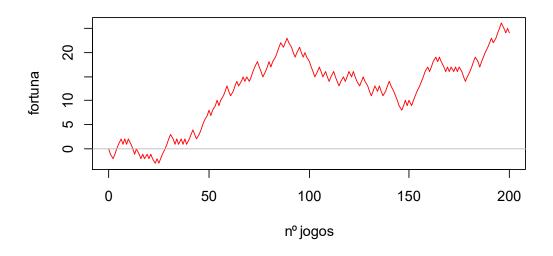
Destes dois acontecimentos, qual será mais provável (para n fixo)?

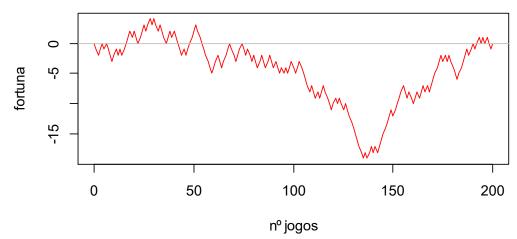
o último retorno a zero ocorrer na $1^{\underline{a}}$ parte do jogo (antes do instante n/2)

ou

o último retorno a zero ocorrer na $2^{\underline{a}}$ parte do jogo (depois do instante n/2)

trajetórias com n = 200 passos





Seja $\xi_{r,n}$ a probabilidade de ser r o nº de mudanças de sinal (da fortuna) em n passos. Como varia $\xi_{r,n}$ em função de r (considerando n fixo)?

Note que o nº de mudanças de sinal, para n par, varia entre 0 e n/2

Por exemplo, para n = 20, qual é mais provável (r varia entre 0 e 10):

r = 0

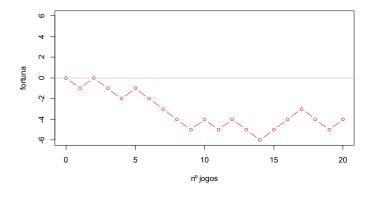
Sem cruzamentos do eixo dos xx (nenhuma mudança de sinal)

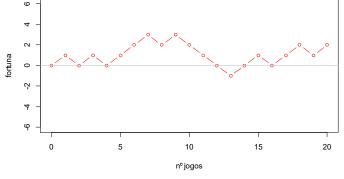
r=2

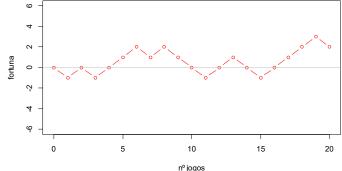
Dois cruzamentos do eixo dos xx (duas mudanças de sinal)

r = 5

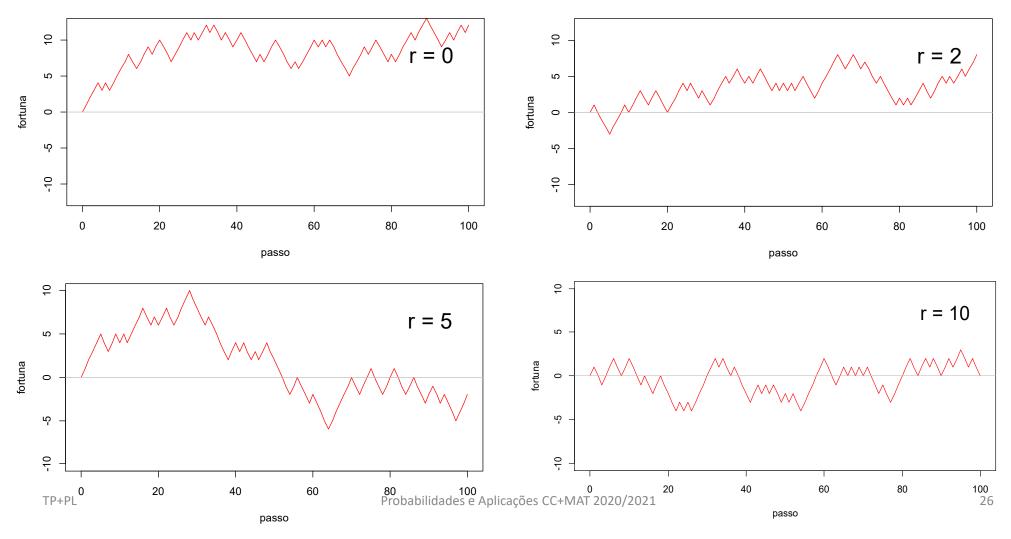
Cinco cruzamentos do eixo dos xx (cinco mudanças de sinal)







Por exemplo, para n=100, qual é mais/menos provável (r varia entre 0 e 50): Nenhum cruzamento do eixo dos xx, 2 , 5 ou 10 cruzamentos?



Exercício 5: (nº2) Num totoloto (bolas 1:49) estime a probabilidade de que a soma dos 6 números extraídos seja < 50, por simulação (10^5 ou 10^6 réplicas). Melhor: estime a probabilidade p_j de essa soma ser j (j = 21, 22, ..., 279). Represente graficamente essas probabilidades estimadas em função de j.

Resolução:

```
soma <- 0 ; r <- 10^6
for (i in 1:r) soma[i] <- sum(sample(1:49,6))

# estimativa de P(soma<50):
    sum(soma<50)/r
# ou então: length(soma[soma<50])/r
plot(table(soma)/r)

## variante com histograma:
hist(soma, 40, freq=F)
# qual a prob de que a soma seja 21?
1/choose(49,6)
# e a estimativa? Executar table(soma)[1:5]</pre>
**The company of the company of the
```

soma

Exercício 6: (nº 14) Prove que se dois acontecimentos são independentes,

então

- (i) qualquer um deles e o complementar do outro também o são
- (ii) os seus complementares também o são.

Resolução:

(i) Sejam $A \in B$ independentes, i.e., $P(A \cap B) = P(A)P(B)$. Então

$$P(A \cap \overline{B}) = P(A - (A \cap B)) = P(A) - P(A \cap B) = P(A) - P(A)P(B) = P(A)(1 - P(B)) = P(A)P(\overline{B})$$

don<u>de</u> A e \overline{B} são independentes. Analogamente (trocando A com B) temos que \overline{A} e B são independentes.

(ii) Aplicando (i) duas vezes, temos $A \in B$ indep $\Rightarrow \overline{A} \in B$ indep $\Rightarrow \overline{A} \in \overline{B}$ indep

o complementar de um deles (A) e o outro (B) são independentes

o complementar de um deles (B) e o outro (A^{C}) são independentes

Exercício 7: (nº 20) Pretende-se ensinar um rato a virar à direita num labirinto. Introduz-se o rato num compartimento com duas saídas, uma à esquerda e outra à direita. O rato será recompensado se sair pela direita e castigado se sair pela esquerda. Supõe-se que na 1º tentativa o rato sai ao acaso por qualquer das saídas, e que a seguir a uma recompensa [castigo] sai pela direita com probabilidade 0.6 [0.8]. Seja A_n o acontecimento "o rato sai pela direita na n-ésima tentativa" e $p_n = P(A_n)$. Calcule

- (i) $p_2 e p_3$
- (ii) p_{n+1} em função de p_n
- (iii) $\lim_{n\to\infty} p_n$

Resolução:

Temos
$$p = P(A_1) = 0.5$$
, $P(A_{n+1} \mid A_n) = 0.6$, $P(A_{n+1} \mid \overline{A_n}) = 0.8$

Resolução (cont.): (i) $p_2 e p_3$

Aplicando o TPT com partição $\{A_1,\overline{A_1}\}$, temos

$$P(A_2) = P(A_2 \mid A_1)P(A_1) + P(A_2 \mid \overline{A_1})P(\overline{A_1}) = 0.6 \times 0.5 + 0.8 \times 0.5 = 0.7$$

Analogamente $P(A_3) = ... = 0.66$

(ii) p_{n+1} em função de p_n

Aplica-se o TPT com a partição $\{A_n,A_n\}$

$$p_{n+1} = P(A_{n+1}) = P(A_{n+1} \mid A_n)P(A_n) + P(A_{n+1} \mid \overline{A_n})P(\overline{A_n}) = 0.6 \times p_n + 0.8 \times (1 - p_n) = 0.8 - 0.2 \times p_n$$

(iii)
$$\lim_{n\to\infty} p_n$$

$$\lim_{n \to \infty} p_{n+1} = 0.8 - 0.2 \times \lim_{n \to \infty} p_n \quad \Rightarrow \quad p = 0.8 - 0.2 \times p \quad \Rightarrow \quad p = \frac{8}{12} = \frac{2}{3}$$

Exercício 8: (nº 21) Duelo triangular – A, B e C jogam por ordem alfabética, ciclicamente. Na sua vez de jogar, cada um escolhe um dos restantes para alvo e dispara (os tiros são mortais caso acertem no alvo). A, B e C acertam no alvo com prob 0.3, 1, 0.5, respectivamente. O 1º a jogar, A, tem 3 estratégias à escolha: Escolher B para alvo, escolher C, ou passar a vez a B. Qual a melhor estratégia para sobreviver ao duelo?

Resolução:

Calcula-se P(A sobreviver) de acordo com cada estratégia.

Estratégia 1 – A escolhe B para alvo

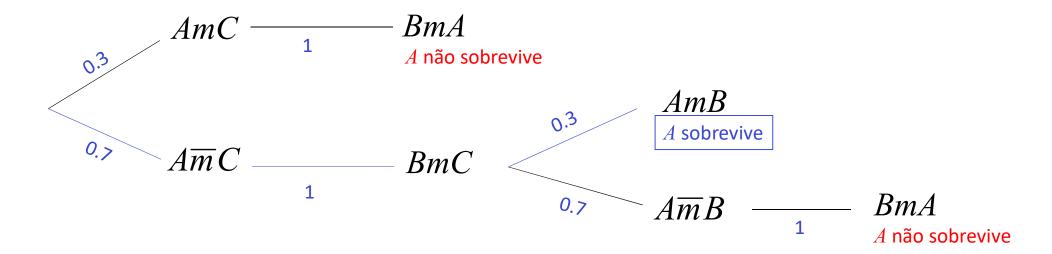
Estratégia 2 – A escolhe C para alvo

Estratégia 3 – A passa a vez a B

Escolhe-se a estratégia que maximiza P(A sobreviver)

Resolução:

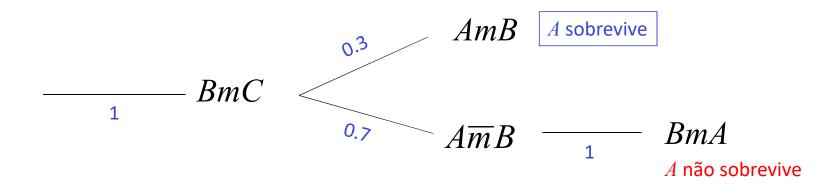
Estratégia 2 – A escolhe C; então AmC (A mata C) ou não; a seguir joga B; se AmC então BmA (A não sobrevive); se A~mC então BmC; depois joga A, que sobrevive sse AmB



$$P(A \ sobreviver) = 0.7 \times 1 \times 0.3 = 0.21$$

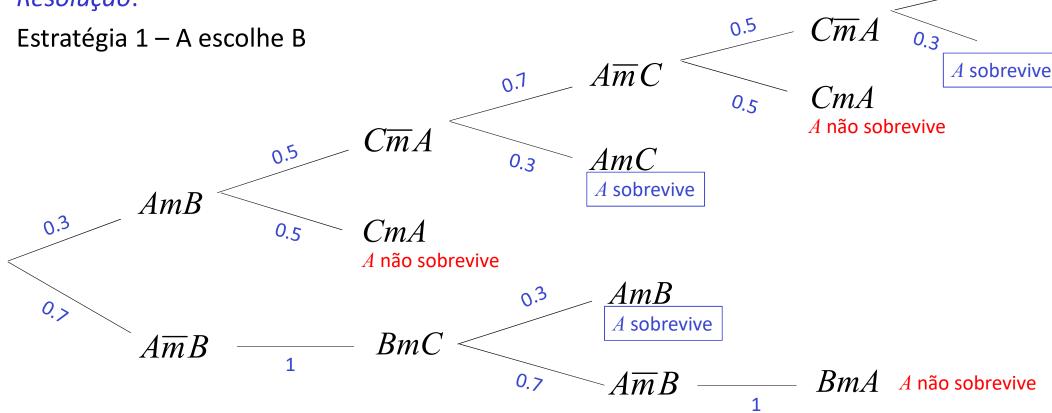
Resolução:

Estratégia 3 – A passa a vez; a seguir joga B; B escolhe C; BmC (B mata C); a seguir joga A; ou AmB (e então A sobrevive) ou não (A não sobrevive).



$$P(A \ sobreviver) = 1 \times 0.3 = 0.3$$

Resolução:



$$P(A \ sobreviver) = 0.7 \times 1 \times 0.3 + 0.3 \times 0.5 \times 0.3 + 0.3 \times 0.5 \times (0.7 \times 0.5) \times 0.3 + \dots = 0.21 + (0.3 \times 0.5 \times 0.3) \sum_{j \ge 0} (0.7 \times 0.5)^j = 0.21 + 0.045 \frac{1}{1 - 0.35} = 0.2792308$$

Exercício 9: (nº 42) Calcular a distribuição da soma de duas v.a.'s, X e Y, independentes, nos casos (i) bi(m,p) e bi(n,p) (ii) $Poisson(\lambda)$ e $Poisson(\mu)$

Resolução:

- (i) Como X + Y representa o nº de sucessos em m+n provas de Bernoulli(p) independentes, temos imediatamente que X + Y bi(m+n,p).
- (ii) Cálculo de P(X + Y = n), escrevendo o acontecimento $\{X + Y = n\}$ como união disjunta dos acontecimentos $\{X = i, Y = n i\}$, com i = 0, 1, 2, ..., n

$$P(X+Y=n) = \sum_{i=0}^{n} P(X=i,Y=n-i) = \sum_{i=0}^{n} P(X=i)P(Y=n-i) =$$

$$= \sum_{i=0}^{n} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{i}}{i!} e^{-\mu} \frac{\mu^{n-i}}{(n-i)!} = e^{-\lambda-\mu} \sum_{i=0}^{n} \frac{1}{n!} \binom{n}{i} \lambda^{i} \mu^{n-i} = \frac{1}{n!} e^{-(\lambda+\mu)} (\lambda+\mu)^{n}, \quad n=0,1,2,...$$

Logo $X + Y \sim Poisson(\lambda + \mu)$.

Exercício 10: (nº 5) Num passeio aleatório simétrico, representando a fortuna do jogador ao fim de j passos por S_j , estime, por meio de simulação, a probabilidade de (i) $S_{2n} = 0$ (i.e., haver retorno à origem ao fim de 2n passos) (ii) $S_1 \neq 0$, $S_2 \neq 0$,..., $S_{2n} \neq 0$ (não haver retorno à origem durante os primeiros 2n passos), para n = 10, 20, 50.

Elabore um gráfico com as estimativas das probabilidades de o último empate (num jogo com 2n passos) ocorrer na jogada 2k (k = 0, 1, 2, ..., 20) e (iii) estime a probabilidade de que o último empate ocorra antes do passo n [depois do passo n], no caso n = 20.

Solução: ver resolução do Trabalho 1

Exercício 11: (nº 6) Num passeio aleatório simétrico em n passos, estime a probabilidade $\xi_{r,n}$ de ser r o nº de mudanças de sinal (da fortuna) e analise como varia em função de r (para n fixo). Simule para os casos n=25 e n=100.

Resultados teóricos – passeio aleatório (a confirmar por simulação):

•
$$P(S_1 \neq 0, S_2 \neq 0, ..., S_{2n} \neq 0) = P(S_{2n} = 0) = u_{2n} = {2n \choose n} 2^{-2n} \sim \frac{1}{\sqrt{n\pi}}$$

• ξ_{rn} (prob de r mudanças de sinal em n passos) decresce com r:

$$\xi_{0,n} \ge \xi_{1,n} > \xi_{2,n} > \dots$$

$$\xi_{r,2n+1} = \binom{2n+1}{r+n+1} \frac{1}{2^{2n}}$$

Exemplo: em 10 000 passos, a probabilidade de "o nº mudanças de sinal" ser < 9 é $\cong 0.14$; a de ser > 78 é $\cong 0.12$

• Em 2n passos, a probabilidade de o último retorno à origem (empate) ocorrer no instante 2k é $u_{2k}u_{2n-2k}$, k=0,1,...,n (note que é simétrica em relação a n). Logo a probabilidade de o último retorno ocorrer na 1^n metade do jogo (antes do passo n) é igual à de ocorrer na 2^n metade (depois de n).

Fórmulas úteis:

Binómio de Newton:

$$(a+b)^n = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} a^j b^{n-j}$$

donde

caso
$$a = p$$
 e $b = 1 - p$

$$1 = \sum_{j=0}^{n} \binom{n}{j} p^{j} (1-p)^{n-j}$$

caso
$$a = 1$$
 e $b = 1$:

$$2^n = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j}$$
 Se # $\Omega = n$, então # $\Im(\Omega) = 2^n$

Generalização do binómio (3 termos):

$$(a+b+c)^n = \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^{n-i} \frac{n!}{i! \ j! \ (n-i-j)!} \ a^i \ b^j c^{n-j}$$

Fórmula de Stirling:

$$n! \sim \sqrt{2\pi} n^{n+1} e^{-n}$$

significa que

$$\frac{n!}{\sqrt{2\pi} n^{n+1} e^{-n}} \xrightarrow{n \to \infty} 1$$

Fórmulas úteis (cont.):

$$1 + 2 + 3 + \dots + n = \frac{n(n+1)}{2}$$

$$1^{2} + 2^{2} + 3^{2} + ... + n^{2} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$$

Soma dos termos de uma progressão geométrica de razão x:

$$1 + x + x^{2} + x^{3} + \dots + x^{n} = \frac{1 - x^{n+1}}{1 - x} \qquad \sum_{j=0}^{\infty} x^{j} = \frac{1}{1 - x}, \quad |x| < 1$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} x^j = \frac{1}{1-x}, \quad |x| < 1$$

Desenvolvimento em série de e^x :

$$e^{x} = 1 + x + \frac{x^{2}}{2!} + \frac{x^{3}}{3!} + \dots = \sum_{j \ge 0} \frac{x^{j}}{j!} , x \in \mathbb{R}$$

$$\lim_{x \to +\infty} \left(1 + \frac{a}{x} \right)^{x} = e^{a}$$

$$\lim_{x \to +\infty} \left(1 + \frac{a}{x} \right)^x = e^a$$

Desenvolvimento em série de log(1+x):

$$\log(1+x) = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} + \dots = \sum_{j \ge 1} (-1)^{j-1} \frac{x^j}{j}, |x| < 1$$