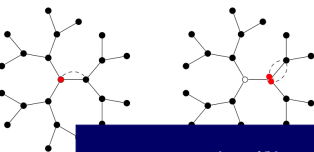


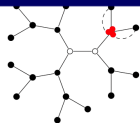
# ET658 - Processos Estocásticos para Atuária

---

Universidade Federal de Pernambuco - UFPE



## Análise do primeiro passo e a ruína do jogador



Prof. Pablo M. Rodriguez

<https://www.pablo-rodriguez.org/et658-processos-estocasticos>



UNIVERSIDADE  
FEDERAL  
DE PERNAMBUCO

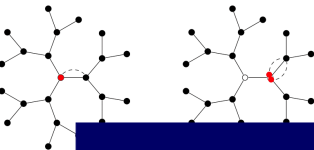
**CCEN**

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS  
E DA NATUREZA

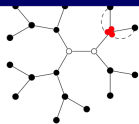
# Conteúdo da Aula 9

- ▶ Análise do primeiro passo: exemplos.
- ▶ O problema da ruína do jogador.





## A ruína do jogador



# Problema

Dois jogadores,  $A$  e  $B$ , realizam apostas aos resultados de sucessivos lançamentos de uma moeda que, em cada lançamento, tem probab.  $p \in (0, 1)$  de dar cara, independentemente dos outros lançamentos.



$R\$ i$

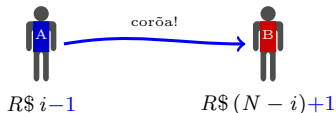
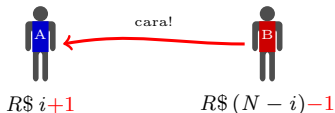


$R\$ (N - i)$



# Problema

Dois jogadores,  $A$  e  $B$ , realizam apostas aos resultados de sucessivos lançamentos de uma moeda que, em cada lançamento, tem probab.  $p \in (0, 1)$  de dar cara, independentemente dos outros lançamentos.



Qual é a probabilidade de que  $A$  ganhe o jogo?

## Nota!

*Proposto por Pascal a Fermat em 1656. Esta versão foi proposta por Huygens em 1657. Para uma revisão da história do problema e das soluções de Pascal, Fermat e Huygens, ver o artigo de Edwards, Pascal's Problem: The "Gambler's Ruin", Int. Stat. Rev. 51 n.1 (1983), 73-79.*



# A solução

Vamos verificar que esta probabilidade é dada por:

$$p_i = \begin{cases} \frac{1 - (\{1 - p\}/p)^i}{1 - (\{1 - p\}/p)^N}, & \text{si } p \neq 1/2, \\ i/N, & \text{si } p = 1/2, \end{cases}$$

para  $i \in \{1, 2, \dots, N\}$ .



*Solução do problema da ruína do jogador:* Considere os evento

$A_i =$ “o jogador  $A$  vence o jogo sendo que inicia com  $i$  reais”;

e defina  $p_i := P(A_i)$ ,  $i \in \{0, 1, \dots, N\}$ . Note que  $p_0 = 0$  e que  $p_N = 1$ .

Além disto, para  $i \in \{1, \dots, N - 1\}$ , se

$C =$  “o primeiro lançamento resulta em cara”

vale que

$$p_i = P(A_i) = P(A_i|C)P(C) + P(A_i|C^c)P(C^c).$$

Como  $P(A_i|C) = P(A_{i+1}) = p_{i+1}$  e  $P(A_i|C^c) = P(A_{i-1}) = p_{i-1}$ :

$$p_i = p p_{i+1} + q p_{i-1},$$

onde usamos  $q := 1 - p$ . Logo:

$$p_{i+1} - p_i = \left(\frac{q}{p}\right) (p_i - p_{i-1}).$$



... *continuação*: Conseguimos

$$\begin{aligned} p_{i+1} - p_i &= \left(\frac{q}{p}\right) (p_i - p_{i-1}) \\ &= \left(\frac{q}{p}\right) \left\{ \left(\frac{q}{p}\right) (p_{i-1} - p_{i-2}) \right\} \\ &= \left(\frac{q}{p}\right)^2 (p_{i-1} - p_{i-2}) \\ &= \vdots \\ &= \left(\frac{q}{p}\right)^i (p_1 - p_0), \end{aligned}$$

e como  $p_0 = 0$ , então para  $i \in \{1, \dots, N-1\}$  vale que

$$p_{i+1} = p_i + \left(\frac{q}{p}\right)^i p_1.$$





... *continuação*: Assim

$$p_{i+1} = \sum_{k=0}^i \left(\frac{q}{p}\right)^k p_1 = \begin{cases} \left(\frac{1 - (q/p)^{i+1}}{1 - q/p}\right) p_1, & \text{se } q \neq p, \\ (i+1)p_1, & \text{se } q = p. \end{cases}$$

O resultado segue após encontrar  $p_1$  a partir de  $p_N = 1$  (isolando  $p_1$ ).



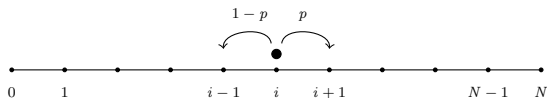
# A ruína do jogador como um passeio aleatório



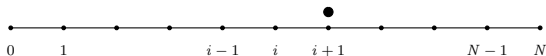
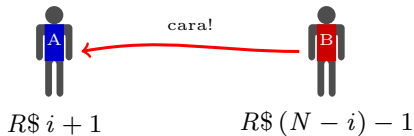
R\$  $i$



R\$  $(N - i)$



# A ruína do jogador como um passeio aleatório



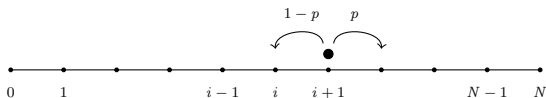
# A ruína do jogador como um passeio aleatório



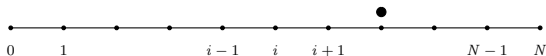
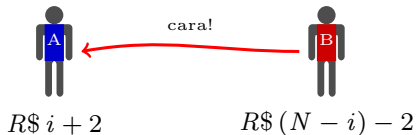
R\$  $i + 1$



R\$  $(N - i) - 1$



# A ruína do jogador como um passeio aleatório



# No contexto do passeio aleatório ...

Dado que a partícula começa em  $i$ :

$$A_i = \{\text{a partícula atinge } N \text{ antes que } 0\}.$$

Lembremos que, se  $q = 1 - p$ , então:

$$P(A_i) = \begin{cases} \frac{1 - (q/p)^i}{1 - (q/p)^N}, & \text{si } q \neq p, \\ i/N, & \text{si } q = p, \end{cases}$$

para  $i \in \{0, 1, 2, \dots, N\}$ .



# A cadeia de Markov da ruína do jogador

Seja  $(X_n)_{n \geq 0}$  tal que

$X_n$  = fortuna do jogador  $A$  logo após o  $n$  – ésimo lançamento.

Então o problema da ruína do jogador pode ser estudado a partir da CMTD,  $(X_n)_{n \geq 0}$ , com espaço de estados

$$\mathcal{S} = \{0, 1, \dots, N\}$$

e probabilidades de transição:

$$p(i, j) = \begin{cases} p, & \text{para } i \in \{1, \dots, N\} \text{ e } j = i + 1; \\ 1 - p, & \text{para } i \in \{1, \dots, N\} \text{ e } j = i - 1; \\ 1, & \text{para } i = j = N \text{ ou } i = j = 0 \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases}$$



# A cadeia de Markov da ruína do jogador

De fato, lembre que se  $\tau_k$  denota o primeiro instante em que a cadeia visita o estado  $k$ ; isto é,

$$\tau_k = \inf\{n \geq 0 : X_n = k\},$$

então, o que fizemos foi usar a análise do primeiro passo para encontrar:

$$P(\tau_n < \tau_0 | X_0 = i).$$





# Referência!



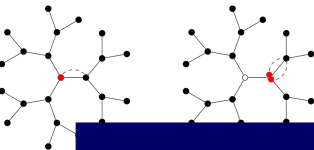
Ross, S. Introduction to Probability Models. 10th ed. Academic Press. 2010.



UNIVERSIDADE  
FEDERAL  
DE PERNAMBUCO

**CCEN**

CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS  
E DA NATUREZA



Bom estudo!

