Trabalho apresentado no XL CNMAC, Evento Virtual - Co-organizado pela Universidade do Mato Grosso do Sul (UFMS).

Proceeding Series of the Brazilian Society of Computational and Applied Mathematics

# Sistema de partículas no grafo completo com remoção ao pular

Mario Andres Estrada<sup>1</sup> CCEN-Universidade Federal de Pernambuco, Recife, PE

#### Resumo.

Estudamos um sistema de partículas no grafo completo, no qual cada partícula é retirada após visitar um vértice e/ou acordar uma partícula dormente se o vértice contiver uma. Esta é uma variação do modelo conhecido como modelo dos sapos com tempo de vida não geométrico. Consideramos que o processo começa com uma partícula ativa em um único vértice. Mostramos que a proporção de vértices visitados e que o tempo de absorção do processo convergem em probabilidade para zero quando a quantidade de vértices no grafo completo tende para infinito.

Palavras-chave. Modelo dos sapos, grafo completo, passeios aleatórios, modelo não markoviano.

## 1 Introdução

O modelo dos sapos é um modelo estocástico para a propagação de uma epidemia em um grafo, no qual uma partícula dormente passa a realizar um passeio aleatório simples e a acordar outras partículas, uma vez que se torna ativa. Estudamos uma versão do modelo dos sapos no grafo completo com N + 1 vértices, em que cada partícula ativa é removida ao pular e se o vértice escolhido por esta partícula tiver uma partícula dormente, ela é acordada e começa a realizar um passeio aleatório simples na estrutura geométrica, independente da trajetória realizada pela partícula anterior. Por simplicidade nos referiremos a este modelo pelo nome Pula-Morre. Este modelo foi introduzido pela primeira vez em  $\mathbb{Z}$  por Lebensztayn et al. [7], os autores consideraram que cada partícula ativa pode realizar L saltos para vértices escolhidos uniformemente ao acaso, ativando todas as partículas inativas que encontra ao longo do seu caminho. Se L = 1, o modelo dos autores coincide com nosso modelo. Estudamos o tempo em que todas as partículas se tornam inativas, denotado de tempo de absorção, como também a proporção de vértices visitados ao finalizar o grafo.

Os tempos aleatórios têm sido um dos focos no estudo do modelo dos sapos em diferentes estruturas geométricas e considerando diferentes tempos de vida das partículas. A variável aleatória tempo de acordar, é entendida como o tempo que lhe tomam a todas as partículas acordarem no grafo completo, ela tem sido amplamente estudada em Frieze and Grimmett [3], Doerr and Künnemann [2] e Pittel [8]. Em todas estas, considera-se que existe uma partícula em cada um dos vértices do grafo completo e como condição inicial considera-se que uma delas está ativa e as outras inativas. Se considera que as partículas ativas não são removidas em nenhum instante de tempo. Uma partícula se move seguindo a dinâmica de um passeio aleatório simples, ativando as demais ao visitar um vértice contendo uma partícula inativa. Os autores em Cartern et al. [1], fizeram um resumo dos resultados abordando este tema, além mostraram uma prova para o valor esperado do tempo de acordar ser  $\Theta(\log n)$ , em que n a quantidade de vértices no grafo completo.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>marioestradalopez@gmail.com, mael1@de.ufpe.br

Neste trabalho mostramos que o tempo de absorção para o processo denominado Pula-Morre é de  $o_p(N+1)$ , entendendo  $X_n = o_p(b_n)$  se para todo número real  $\varepsilon > 0$  e para todo número real  $\eta > 0$  existir um número inteiro positivo  $n_0 = n_0(\varepsilon, \eta)$ , tal que

$$\mathbb{P}\left(|X_n/b_n| \ge \varepsilon\right) < \eta, \quad \forall n \ge n_0.$$

## 2 Representação estocástica

O processo consiste em duas ações principais, pular e ocupar. Elas podem ser pensadas como operações que acontecem em instantes alternativos entre t e t + 1 mas só são registradas no tempo t+1, para qualquer instante de tempo. Assuma-se um grafo completo com N+1 vértices denotado por  $K_{N+1}$  e suponha que há dois tipos de partículas: partículas ativas e inativas. Como condição inicial assumimos que um vértice em  $K_{N+1}$  tem uma partícula ativa e as outras partículas estão inativas. Denota-se o número de partículas ativas no tempo t como  $A_t$  e o número de vértices não visitados como  $I_t$ . O número de vértices visitados no tempo t é denotado por  $V_t = N + 1 - I_t$  e o número de partículas mortas até o instante  $t \in D_t = V_t - A_t$ . Conhecido o estado do processo  $(I_t, A_t, D_t)$  no tempo t, consideram-se duas variáveis aleatórias auxiliares, denotadas por  $X_{t+1}$  e  $Z_{t+1}$ .

Como foi dito na Introdução, consideramos uma única partícula ativa mas é possível também considerar k partículas ativas na condição inicial. A seguinte descrição considera  $k \ge 1$ , as partículas ativas pulam com probabilidade 1, tentando atingir um vértice não visitado, devido que no caso contrário o processo finalizaria. A dinâmica anteriormente citada pode ser descrita, no tempo t + 1, por:  $Z_{t+1} \sim \text{Binomial } (A_t; \frac{I_t}{N})$ . A geração de novas partículas vem determinada pelos vértices inativos que são visitados pelas partículas ativas. Para conhecer a quantidade de partículas novas no sistema no tempo t + 1, ao número de vértices não visitados no tempo anterior lhe subtraímos o número de vértices inativos no tempo t + 1. O número de vértices não visitados, no tempo t + 1, vem especificado por:  $I_{t+1} \sim \text{EmpBox}(Z_{t+1}; I_t)$ , para mais informação sobre EmpBox, veja-se Apêndice A. Descrevemos o processo como segue:

$$\begin{cases} I_{t+1} = I_t - Y_{t+1}. \\ A_{t+1} = Y_{t+1} & e \\ D_{t+1} = V_{t+1} - A_{t+1} = N + 1 - I_{t+1} - A_{t+1} = N + 1 - I_t. \end{cases}$$

Onde  $Y_{t+1}$  é a variável aleatória que representa o número de vértices ocupados no tempo t+1.

### 3 Resultados principais

#### 3.1 Proporção de vértices visitados

Seja  $\mathcal{G}_t = \sigma(\{(I_u, A_u, D_u), 0 \le u \le t\})$  a sigma álgebra gerada pelo vetor aleatório até o tempo t, representando a informação acumulada depois de t passos do modelo dos sapos com o segundo mecanismo de remoção. Redefinimos neste capítulo o valor esperado, a variância e a covariância condicionada à filtração  $\mathcal{G}_t$  como:  $\mathbb{E}(\cdot) = E(\cdot|\mathcal{G}_t) \in \mathbb{V}(\cdot) = Var(\cdot|\mathcal{G}_t)$ .

**Lemma 3.1.** As expressões para os valores esperados condicionados a  $\mathcal{G}_t$  para  $I_{t+1}$ ,  $A_{t+1} \in D_{t+1}$ 

 $s \tilde{a} o$ :

$$\mathbb{E}(I_{t+1}) = I_t \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{A_t},$$
$$\mathbb{E}(A_{t+1}) = I_t \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{A_t}\right],$$
$$\mathbb{E}(D_{t+1}) = N + 1 - I_t,$$

respectivamente.

Demonstração. Usando a expressão (1) no Apêndice A, calculamos:

$$\mathbb{E}(I_{t+1}|Z_{t+1}) = E(I_{t+1}|Z_{t+1}, \mathcal{G}_t)$$
$$= I_t \left(1 - \frac{1}{I_t}\right)^{Z_{t+1}}$$

O que implica, tomando novamente valor esperado, que

$$\begin{split} \mathbb{E}(I_{t+1}) &= E\left(E(I_{t+1}|Z_{t+1},\mathcal{G}_t)|\mathcal{G}_t\right) \\ &= E\left(\left.I_t\left(1-\frac{1}{I_t}\right)^{Z_{t+1}}\right|\mathcal{G}_t\right) \\ &= I_t\left(1-\frac{I_t}{N}\left(1-1+\frac{1}{I_t}\right)\right)^{A_t} \\ &= I_t\left(1-\frac{1}{N}\right)^{A_t}. \end{split}$$

• Valor esperado  $A_{t+1}$ :

$$\mathbb{E}(A_{t+1}) = \mathbb{E}(I_t) - \mathbb{E}(I_{t+1}),$$
$$= I_t - I_t \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{A_t}$$
$$= I_t \left[1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{A_t}\right]$$

• Valor esperado  $D_{t+1}$ :

$$\mathbb{E}(D_{t+1}) = N + 1 - I_t.$$

Usando o Lema 3.1 e os momentos no Apêndice A, temos que

**Lemma 3.2.** As expressões para a variância condicionada a  $\mathcal{G}_t$  de  $I_{t+1}$ ,  $D_{t+1}$  e  $A_{t+1}$  são:

$$\mathbb{V}(I_{t+1}) = I_t \left\{ (I_t - 1) \left( 1 - \frac{2}{N} \right)^{A_t} - I_t \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{2A_t} + \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{A_t} \right\},\$$
  
$$\mathbb{V}(D_{t+1}) = 0 \ e$$
  
$$\mathbb{V}(A_{t+1}) = \mathbb{V}(I_{t+1}),$$

respectivamente.

Demonstração. Tendo como objetivo aplicar a fórmula da decomposição da variância, calculem-se

• Variância de  $I_{t+1}$ : Temos que  $\mathbb{E}(I_{t+1}|Z_{t+1}) = I_t \left(\frac{I_t-1}{I_t}\right)^{Z_{t+1}}$  e por (2) do Apêndice A, temos que  $Var(I_{t+1}|Z_{t+1},\mathcal{G}_t) = I_t(I_t-1)\left(\frac{I_t-2}{I_t}\right)^{Z_{t+1}} + I_t\left(\frac{I_t-1}{I_t}\right)^{Z_{t+1}} - I_t^2\left(\frac{I_t-1}{I_t}\right)^{2Z_{t+1}}$ , em consequência podemos concluir que:

$$\begin{split} \mathbb{V}(I_{t+1}) &= I_t(I_t - 1) \left( 1 - \frac{2}{N} \right)^{A_t} + I_t \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{A_t} - I_t^2 E\left( \left( \frac{I_t - 1}{I_t} \right)^{2Z_{t+1}} \middle| \mathcal{G}_t \right) + \\ &+ I_t^2 E\left( \left( \frac{I_t - 1}{I_t} \right)^{2Z_{t+1}} \middle| \mathcal{G}_t \right) - I_t^2 \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{2A_t} , \\ &= I_t(I_t - 1) \left( 1 - \frac{2}{N} \right)^{A_t} + I_t \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{A_t} - I_t^2 \left( 1 - \frac{1}{N} \right)^{2A_t} . \end{split}$$

• Variância de  $D_{t+1}$  e  $A_{t+1}$ :

$$\mathbb{V}(D_{t+1}) = \mathbb{V}(N+1-I_t),$$
  
= 0

Por outro lado, temos que  $A_{t+1} = Y_{t+1} = I_t - I_{t+1}$ , em consequência temos que:  $\mathbb{V}(A_{t+1}) = \mathbb{V}(I_{t+1})$ .

Consideramos o seguinte sistema dinâmico a tempo discreto,  $\varrho_t^{(N)} = \left(\tilde{\iota}_t^{(N)}, \tilde{\alpha}_t^{(N)}, \tilde{\delta}_t^{(N)}\right)$ , em que

$$\begin{pmatrix}
\tilde{\iota}_{t+1} = \tilde{\iota}_t e^{-\tilde{\alpha}_t}, \\
\tilde{\iota}_{t+1} = \tilde{\iota}_t e^{\tilde{\alpha}_t}, \\
\tilde{\iota}_{t+1} = \tilde{\iota}_t e^{-\tilde{\alpha}_t}, \\
\tilde{\iota}_{t+1} =$$

$$\begin{cases} \tilde{\alpha}_{t+1} = \tilde{\iota}_t \left( 1 - e^{-\alpha_t} \right), \\ \tilde{\delta}_{t+1} = 1 - \tilde{\iota}_t, \end{cases}$$
(1b)  
(1c)

$$\tilde{\iota}_0 = \frac{N}{N+1}, \ \tilde{\alpha}_0 = \frac{1}{N+1}, \ \tilde{\delta}_0 = 0.$$

As técnicas usadas em Lebensztayn and Estrada [6] mostram que o sistema acima se aproxima em probabilidade a sua contraparte estocástica  $\eta_t := (I_t, A_t, D_t)/(N+1)$  a medida que N vai para infinito para todo t. Isto é,  $\eta_t - \varrho t \xrightarrow{p} 0$  para todo t quando  $N \to \infty$ , onde  $\xrightarrow{p}$  denota convergência em probabilidade.



Figura 1: Gráficos para o sistema dinâmico  $\rho_t$  para N = 10000.

**Observação 3.1.** O sistema acima em (1) exibe uma única solução em  $\tilde{\iota}_{\infty} = 1$  quando  $t \to \infty$  e  $N \to \infty$ . Podemos observar o anteriormente descrito na Figura 1a, em que o sistema se estabiliza perto de um ponto aproximado a 1 para N = 10000.

Defina  $\lim_{t\to\infty} V_t = V_{\infty}$ e $\lim_{t\to\infty} I_t = I_{\infty}$ . Devido que o sistema exibe uma única solução,  $\tilde{\iota}_{\infty} = 1$ , concluímos que  $\frac{I_{\infty}}{N+1} \xrightarrow{p} 1$  quando  $N \to \infty$ . Finalmente, já que  $\frac{V_t}{N+1} = 1 - \frac{I_t}{N+1}$  para todo t, concluímos que  $\frac{V_{\infty}}{N+1} \xrightarrow{p} 0$  quando  $N \to \infty$ .

O resultado anterior, também é valido considerando k partículas em um dos vértices do grafo completo como condição inicial.

#### 3.2 Tempo de absorção

A seguinte análise é considerando k=1. Defina o tempo de parada do processo, que é o tempo em que é absorvido o processo, como

$$T = \min\{t : A_t = 0\}.$$

Pelo Lema 3.1, temos que  $\mathbb{E}(I_{t+1}) = I_t \left(1 - \frac{1}{N}\right)$ . Defina  $m_t = I_{t-1} \left(1 - \frac{1}{N}\right)^{-t+1}$ , a expressão anterior é um martingal, isto é,  $\mathbb{E}(m_t) = m_{t-1}$ .

Consideremos a seguinte relação

$$\begin{split} P\left(\left|\left(\frac{N}{N-1}\right)^T \frac{I_T}{N+1} - \frac{I_0}{N+1}\right| > \varepsilon\right) &\leq \frac{Var\left(\left(\frac{N}{N-1}\right)^T I_T\right)}{(N+1)^2 \varepsilon^2} \\ &\leq \frac{\left(\frac{N}{N-1}\right)^{2N} Var\left(I_T\right)}{(N+1)^2 \varepsilon^2}. \end{split}$$

Aplicando a Lei da Variância Total, os Lema 3.1, Lema 3.2 e o Teorema da convergência dominada, obtemos que:

$$\frac{Var(I_T)}{(N+1)^2} = \frac{E(\mathbb{V}(I_T)) + Var(\mathbb{E}(I_T))}{(N+1)^2} \to 0 \quad \text{quando } N \to \infty.$$

Seja  $f_N(x) := \left(\frac{N}{N-1}\right)^x (1-x) - \frac{N}{N+1}$ . Notando que  $I_t = A_0 + I_0 - T$ , concluímos que

$$\lim_{N \to \infty} \mathbb{P}\left(\frac{T}{N+1} \in \left(f_N^{-1}(-\varepsilon), f_N^{-1}(\varepsilon)\right)\right) = 1$$

Implicando

$$\frac{T}{N+1} \xrightarrow{p} 0, \quad \text{ quando } N \to \infty.$$

## 4 Estudos de simulação

Nesta Seção, ilustraremos por meio de estudos de simulação, o resultado obtido na Seção 3.2. Na Figura 2 observamos 3000 realizações do tempo de absorção divido por N + 1 representados pelos pontos azuis, em que o eixo x representa o grau do grafo completo. Observamos que a medida que N aumenta, as realizações vão se concentrando numa vizinhança de zero. As funções  $f_N^{-1}(-\varepsilon)$  e  $f_N^{-1}(\varepsilon)$  são representadas pelos pontos roxos, escolhendo  $\varepsilon = \frac{1}{N}$ .



Figura 2: 3000 realizações para o tempo de absorção divido por N + 1.

Na Figura 3 observamos 3000 realizações para o tempo de absorção representadas pelos pontos da cor magenta. Nessa figura, são representadas três funções  $N^{2/3}$ ,  $\sqrt{N} e N^{1/3}$ . A Figura 3 sugere que existe uma relação entre  $T e \sqrt{N}$ . O autor em Harris [4] trabalhou com um mapeamento aleatório, cuja descrição coincide com o modelo Pula-Morre com uma partícula ativa, as abordagens usadas no artigo mostraram que o mapeamento com m imagens sucessivas distintas tem valor esperado assintótico  $\frac{1}{4}\sqrt{2\pi N}$ . O anterior, nos motiva a continuar trabalhando numa caraterização do tempo de absorção para k > 1.



Figura 3: 3000 realizações para o tempo de absorção.

# 5 Conclusões

Foi mostrado que a proporção de vértices para o modelo Pula Morre converge para zero em probabilidade, usando a técnica planteada em Lebensztayn and Estrada [6]. Por sua vez, foram usadas técnicas de martingais, inspiradas no trabalho Sudbury [9], para mostrar que o tempo de absorção é  $o_p(N+1)$ .

## 6 Agradecimentos

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Processo No. 88887.351976/2019-00 do Programa Nacional de Pós-Doutorado) e à Fundação de Amparo à

Ciência e Tecnologia de Pernambuco—FACEPE (Processo No. BCT - 0217-1.02/19). Agradeço a meus supervisores Pablo Rodriguez e ao Alex Dias Ramos, pela supervisão e apoio. Agradeço também ao revisor anônimo pelas valiosas sugestões que ajudaram a melhorar o texto.

# A Distribuição de urnas vazias

Nesta seção apresentaremos o clássico problema de ocupação, fazendo referência ao leitor interessado a Johnson [5, Seção 4 do Capítulo 10] para mais detalhes. Consideramos uma distribuição aleatória de b bolas em c caixas, de forma que são colocadas independentemente e uniformemente nas caixas. Seja X a variável aleatória que denota o número de caixas vazias depois que as bolas tenham sido distribuídas. Então a função de massa de probabilidade de X é dada por

$$P(X=x) = \sum_{i=0}^{c-x} (-1)^i \binom{x+i}{i} \binom{c}{x+i} \left(1 - \frac{x+i}{c}\right)^b, \ x = 0, 1, \dots, c.$$

Escrevemos  $X \sim \text{EmpBox}(b, c)$ . Na sequência, usaremos as fórmulas para a esperança e a variância de X, que são dadas por

$$\mathbb{E}(X) = c \left(\frac{c-1}{c}\right)^b, \quad e \tag{1}$$

$$\operatorname{Var}(X) = c \left(c - 1\right) \left(\frac{c - 2}{c}\right)^{b} + c \left(\frac{c - 1}{c}\right)^{b} - c^{2} \left(\frac{c - 1}{c}\right)^{2b}.$$
 (2)

## Referências

- Nikki Cartern, Brittany Dygert, Matthew Junge, Stephen Lacina, Collin Litterell, Austin Stromme, and Andrew You. Frog model wakeup time on the complete graph, 2015.
- [2] Benjamin Doerr and Marvin Künnemann. Tight analysis of randomized rumor spreading in complete graphs. In *Proceedings of the Meeting on Analytic Algorithmics and Combinatorics*, page 82–91, USA, 2014. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- [3] A.M. Frieze and G.R. Grimmett. The shortest-path problem for graphs with random arclengths. Discrete Applied Mathematics, 10(1):57 – 77, 1985. ISSN 0166-218X.
- Bernard Harris. Probability distributions related to random mappings. Ann. Math. Statist., 31(4):1045–1062, 12 1960. doi: 10.1214/aoms/1177705677.
- [5] Johnson, N.; Kotz, S.; Kemp, A. Univariate discrete distributions. [S.l.]: John Wiley & Sons, 1992. (Wiley series in probability and mathematical statistics: Probability and mathematical statistics).
- [6] Elcio Lebensztayn and Mario Andrés Estrada. Laws of large numbers for the frog model on the complete graph. Journal of Mathematical Physics, 60(12):123302, 2019.
- [7] Elcio Lebensztayn, Fábio Prates Machado, and Mauricio Zuluaga Martinez. Random walks systems with killing on Z. *Stochastics*, 80(5):451–457, 2008. doi: 10.1080/17442500701748609.
- Boris Pittel. On spreading a rumor. SIAM Journal on Applied Mathematics, 47(1):213–223, 1987. ISSN 00361399.
- [9] Aidan Sudbury. The proportion of the population never hearing a rumour. Journal of Applied Probability, 22(2):443-446, 1985. doi: 10.2307/3213787.