

Cutoff de perfil para o processo de exclusão simples no grafo completo

Éric Santana Oliveira

Universidade Federal do Espírito Santo

ericsantana80tc@gmail.com



Resumo

Estamos interessados em estudar o comportamento dos tempos de mistura do processo de exclusão simples no grafo completo. Em [1] é obtido tempo de mistura, e mostrado que por volta desse tempo, para qualquer $\varepsilon \in (0, 1)$, a distância de variação total decresce de $1 - \varepsilon$ até ε em uma janela temporal de largura da ordem de n . Em parceria com Milton Jara e Fábio Júlio Valentim consideramos o modelo estudado no artigo supracitado, concluímos que sob certas condições no comportamento assintótico do número de partículas em relação a quantidade de sítios do grafo completo, é observado um fenômeno conhecido como cutoff de perfil. Tal resultado fornece um maior entendimento do comportamento assintótico do processo considerado.

Preliminares

Dado $n \in \mathbb{N}$, sejam $\Lambda_n = \{1, \dots, n\}$ e $\Omega_n := \{0, 1\}^{\Lambda_n}$. Para $f : \Omega_n \rightarrow \mathbb{R}$, defina $L_n f : \Omega_n \rightarrow \mathbb{R}$ por

$$L_n f(\sigma) := \frac{1}{n} \sum_{x, y \in \Lambda_n} (f(\sigma^{x, y}) - f(\sigma))$$

onde $\sigma^{x, y}$ é obtida trocando os valores nos sítios x e y de σ .

A cadeia de Markov de tempo contínuo $(\sigma(t); t \geq 0)$ com estado de espaços Ω_n e gerada por L_n é chamada de processo de exclusão simples no grafo completo de n vértices.

Da definição podemos ver que o número de partículas do sistema se mantém constante, e portanto a cadeia não é irredutível em Ω_n . Por conta disso, se torna interessante estudar a cadeia em um dos espaços $\Omega_{n, k} := \{\sigma \in \Omega_n; \sum \sigma_x = k\}$.

Dado que $(\sigma(t))$ iniciou em $\bar{\sigma} \in \Omega_{n, k}$, é facilmente verificado que $(\sigma(t))$ é reversível com respeito à $\text{unif}(\Omega_{n, k})$, e portanto esta é a sua medida estacionária.

Dada uma sequência $(X_t^n; t \geq 0)_{n \in \mathbb{N}}$ de cadeias de Markov apresentando cutoff com janela de tamanho $O(w_n)$, com tempos de mistura t_n (respectivamente), dizemos que a sequência apresenta cutoff de perfil G ($G : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$) se para qualquer b vale $\lim d_n(t_n + bw_n) = G(b)$, onde $d_n(s)$ é a distância de variação total entre a distribuição de X_s^n e a medida invariante da cadeia (X_t^n) .

A princípio, o resultado obtido em [1] é válido para cadeias em tempo discreto, porém podemos obter o resultado para cadeias em tempo contínuo via Poissonização. No caso, vale notar que a janela passa a ser da ordem de 1, o tempo de mistura da ordem de $\log k_n$.

Dada uma cadeia $(\sigma(t))$ iniciada em $\bar{\sigma} \in \Omega_{n, k}$, σ usaremos $d_{n, k}(t)$ para denotar

$$d_{TV}(\mathbb{P}^{\bar{\sigma}}(\sigma(t) = \cdot), \text{unif}(\Omega_{n, k})).$$

Objetivo

Obter o seguinte resultado:

Se $(k_n : n \in \mathbb{N})$ uma sequência de inteiros positivos tal que $\lim_{n \rightarrow \infty} k_n = \infty$, $\lim_{n \rightarrow \infty} k_n^2 n^{-1} = 0$ e $2k_n \leq n$ para todo n , então existe $\gamma \in \mathbb{R}$ tal que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} d_{n, k_n}(\log k_n + \gamma + t) = \mathbb{P}(\mathbf{T} > t)$$

onde

$$\mathbf{T} := \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\xi_x - 1}{x}$$

e $(\xi_x : x \in \mathbb{N})$ é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com lei $\text{Exp}(1)$.

Obtenção do Resultado

Em [1] é observado que é possível reduzir o cálculo de $d_{n, k_n}(t)$ a calcular a distância de uma cadeia mais simples à sua medida invariante. Dado $\bar{\sigma} \in \Omega_{n, k_n}$ considere $A_n := \{x \in \Lambda_n; \bar{\sigma}_x = 1\}$.

OBS.: Os objetos definidos daqui em diante dependem de n , porém para deixar a notação menos carregada, omitiremos essa dependência nas notações.

Seja $(W_t; t \geq 0)$ a cadeia dada por

$$W_t := \sum_{x \in A_n} \mathbb{1}_{\{x \in A_n\}}$$

cujo gerador \mathbb{L}_n é dado por

$$\mathbb{L}_n f(x) = \frac{(k-x)^2}{n} (f(x+1) - f(x)) + \frac{x(n-2k+x)}{n} (f(x-1) - f(x)).$$

Note que a medida invariante da cadeia (W_t) é

$$\nu_{n, k_n}(x) := \frac{\binom{k}{x} \binom{n-k}{k-x}}{\binom{n}{k}}$$

É possível ver que dado que $W_t = x$ a lei de $\sigma(t)$ é uniforme no conjunto das configurações com x partículas em A . Portanto

$$d_{n, k}(t) = d_{TV}(\mathbb{P}^{\bar{\sigma}}(W_t = \cdot), \nu_{n, k}(\cdot))$$

Assim, para obter o resultado, analisaremos a convergência de W_t para $\nu_{n, k}$.

Para cada $x \in \{0, 1, \dots, k_n\}$, seja

$$H_x = \inf\{t \geq 0; W_t = x\}.$$

Lema 1. $\mathbb{E}[W_t] = ke^{-t} + \frac{k^2}{n}(1 - e^{-t})$

Utilizando o lema acima, uma análise de $\mathbb{E}[W_\infty]$, e acoplado de maneira independente duas cadeias geradas por \mathbb{L}_n , obtemos as relações

$$|d_{n, k}(t) - d_{TV}(\text{Lei}(W_t, \delta_0))| \leq d_{TV}(\nu_{n, k}, \delta_0) \leq k^2 n^{-1} \quad \text{e} \\ \mathbb{P}(H_0 > t) \leq d_{TV}(\text{Lei}(W_t), \delta_0) \leq \mathbb{P}(H_0 > t) + k^2 n^{-1}.$$

Portanto, conseguimos reduzir o problema a analisar o perfil assintótico de $d_{TV}(\text{Lei}(W_t), \delta_0)$, que por sua vez pode ser reduzido a analisar o perfil assintótico de $\mathbb{P}(H_0 > t)$.

Assim, o próximo passo é interpretar H_0 como soma de variáveis mais simples:

Para cada $x \in \{1, \dots, k_n\}$, defina

$$H_{x, x-1} = H_{x-1} - H_x.$$

Note que H_0 é a soma das variáveis (independentes) acima. As variáveis $H_{x, x-1}$ podem ser interpretadas como as "descidas unitárias" enquanto H_0 é a descida de k até o 0.

Definindo para cada $x \in \{1, \dots, k_n\}$

$$S_x := H_{x, x-1} - \frac{\xi_x}{\lambda_x},$$

onde λ_x é a soma das taxas na definição de \mathbb{L}_n e $(\xi_x; x \in \mathbb{N})$ é uma sequência de variáveis i.i.d. com lei $\text{Exp}(1)$, provamos o seguinte lema.

Lema 2. $\mathbb{E}[S_x] \leq \frac{4k^2}{nx^2}$

Através de uma espécie de desigualdade triangular no valor esperado, utilizando o lema acima, concluímos que

$$\mathbb{E} \left[\left| H_0 - \sum_{x=1}^k \frac{\xi_x}{x} \right| \right] \leq \frac{32k^2}{3n}$$

E como estamos interessados no perfil assintótico, basta estudar o limite de $\sum_{x=1}^k \frac{\xi_x}{x}$. Assim, utilizando o

Lema 3. Existe $\gamma \in \mathbb{R}$ tal que

$$\left| \sum_{x=1}^k \frac{1}{x} - \log(k) - \gamma \right| \leq \frac{3}{2k}$$

para qualquer $k \in \mathbb{N}$.

segue do teorema das duas séries de Kolmogorov que

$$\zeta := \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{x=1}^k \frac{\xi_x - 1}{x}$$

é uma variável aleatória (bem definida) com variância limitada.

Usando o lema acima concluímos que

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{x=1}^k \frac{\xi_x}{x} - \log k - \gamma \right) = \zeta$$

e como consequência, concluímos que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(H_0 > \log k_n + \gamma + t) = \mathbb{P}(\zeta > t),$$

o que garante o resultado desejado.

Considerações finais

Concluímos que de fato o processo de exclusão simples no grafo completo apresenta cutoff de perfil \mathbf{T} , o que nos permite analisar de maneira precisa o comportamento assintótico do processo.

O conteúdo apresentado diz respeito ao Cutoff de perfil para o caso (a) de [1]. No momento estamos trabalhando no caso (b).

Referências

[1] H. Lacoin and R. Leblond. Cutoff phenomenon for the simple exclusion process on the complete graph. *ALEA*, VIII:285–301, 2011.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer ao prof. Fábio Júlio Valentim pela orientação durante o estudo, ao prof. Milton Jara por ter esclarecido dúvidas, e à FAPES pelo apoio financeiro.