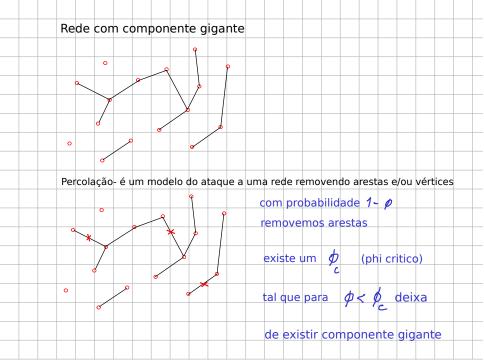
Modelo SIR e tempos longos

- No modelo SIR para além da transmissão há recuperação a uma taxa γ
- Começa-se com um infetado na GC
- Se assumirmos que todos os infetados recuperam num tempo $au=rac{1}{\gamma}$ fixo não aleatório. Existe uma probabilidade de um infetado não transmitir (por recuperar antes) = $\lim_{dt \to 0} (1-\beta\,dt)^{rac{ au}{dt}} = e^{-\beta\, au} = 1-\rho$ e uma probabilidade de transmissão através de uma aresta dada por $\phi=1-e^{-\beta\, au}$
- Para tempos longos tudo se passa como se a transmissão não ocorresse, em cada aresta, com probabilidade $1-\phi$ e podemos remover essa aresta, com esta probabilidade.



- A transição epidémica é uma transição de percolação Se ϕ for baixo não há GC e não se estabelece uma epidemia.
- u= probabilidade do vértice não contagiar através de uma aresta
 φΣ_k q_k u^k= probabilidade de transmitir ao vizinho mas este

não propagar a epidemia não trashmidu trasmitiu mas não propagou

• $u = 1 - \phi + \phi \sum_k q_k u^k = 1 - \phi + \phi g_1(u)$, $u^k = \text{probabilidade do}$ vértice não transmitir a qualquer vizinho $\frac{d}{du} \left[1 - \phi_c + \phi_c g_1(u) \right]_{u=1} = 1 \text{ temos } \phi_c = \frac{1}{\sigma'(1)}$

Se $\phi < \phi_c$ só há uma solução: u=1

Se $\phi > \phi_c$ há uma solução: u < 1

Tamanho da epidemia

• $S=1-\sum_k u^k p_k=1-g_0(u)$ é a fracção média de vértices infetados

$$S=0$$
 se $\phi<\phi_c$ e $S
eq0$ se $\phi>\phi_c$

- $\phi_c=1-e^{-R_{0.c}}=rac{\langle k
 angle}{\langle k^2
 angle-\langle k
 angle}$ com $R_0=rac{eta}{\gamma}$
- Para uma rede aleatória com distribuição de grau Poisson

$$\langle k^2 \rangle - \langle k \rangle^2 = \langle k \rangle$$

$$\phi_c = \frac{1}{\langle k \rangle} = \frac{1}{c} \text{ e } R_{0,c} = \ln \frac{c}{c-1}$$

$$S = 1 - e^{-c\phi S}$$

$$C_{ex_{i}} = C^{*}$$

$$C_{ex_{i}} = C^{*} = 1 \Rightarrow 0 = 1$$

• Vacinação corresponde a remover vértices

Epidemias em redes complexas

- distribuição de grau \longrightarrow rede complexa $p_k \sim \frac{1}{k^{\alpha}}$, $2 < \alpha < \infty$
- Se $2<\alpha<3$ temos $\left\{\left\langle k^2\right\rangle =\infty\right\}$ e $\phi_c=0$. A epidemia existe sempre! É impossivel fazer parar a epidemia.
- Existem Hubs ou seja vértices com elevado número de arestas.
 Só removendo esses Hubs podemos parar a epidemia.

- Equações da dinâmica: $\frac{ds_i}{dt} = -\beta s_i \sum_j A_{i,j} x_j$; $\frac{dx_i}{dt} = \beta s_i \sum_j A_{i,j} x_j \gamma x_i$; $\frac{dr_i}{dt} = \gamma x_i$ $s_0 = 1 1/n \ x_0 = 1/n$
- Tempos curtos Equações linearizadas (Aproximação) $\frac{d\bar{x}}{dt} = \beta M \bar{x}, \text{ com } M = A \frac{\gamma}{\beta} \bar{I}. \text{ com } \bar{I} = \text{matriz identidade}$ $x(t) \sim a_1(0)e^{(\beta\kappa_1 \gamma)t} \text{ com } \kappa_1 \text{o maior valor próprio de } A = K_{0.c} = \left(\frac{\beta}{\gamma}\right) = \frac{1}{\kappa_1}$

Aproximação baseada no grau para SIR

Eguações da dinâmica:

$$\begin{array}{l} \frac{ds_k}{dt} = -\beta \, k s_k v(t); \\ \frac{dx_k}{dt} = \beta \, k s_k v(t) - \gamma x_k \; ; \; \frac{dr_k}{dt} = \gamma x_k \\ \text{Definindo} \; v(t) = \sum_{k=0}^\infty q_k x_k e \; w(t) = \sum_{k=0}^\infty q_k r_k(t), \\ \text{Obt\'em-se} \; s_k = s_0 \, e^{-\frac{\beta}{\gamma} k w(t)}, \; \text{Define-se} \; u(t) = \exp(-\frac{\beta}{\gamma} w) \\ \text{Obt\'em-se}, \; s_k(t) = s_0 \, u^k \end{array}$$

•
$$v(t) = \sum_{k=0}^{\infty} q_k x_k = \sum_{k=0}^{\infty} q_k (1 - s_k - r_k) = 1 - w(t) - s_o g_1(u) = 1 + \frac{\gamma}{\beta} \ln u - s_0 g_1(u)$$

•
$$\frac{dw}{dt} = \sum_{k} q_k \frac{dr_k}{dt} = \sum_{k} \gamma q_k x_k = \gamma v$$

•
$$\frac{du}{dt} = -\frac{\beta}{\gamma}u\frac{dw}{dt} = -\beta u\left[1 + \frac{\gamma}{\beta}\ln u - s_0g_1(u)\right]$$
, resolve-se para $u(t)$
• $s(t) = \sum_k s_k^k p_k = s_0g_0(u)$

gráficos para o modelo SIR

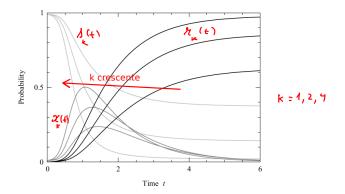


Figure: s_k , x_k e r_k par o modelo SIR para $\beta = \gamma = 1$ para k=1,2 e 4 para uma rede com distribuição e grau exponencial com parâmetro $\lambda = 0.1.$ (do livro de Newman)

transição epidémica

- Obtém-se na aproximação baseada no grau para $R_{0.c}=\left(rac{eta}{\gamma}
 ight)_C=rac{1}{g_1'(1)}$
- Não concorda completamente com o resultado anteriormente obtido $\phi_c=1-e^{-R_{0.c}}=\frac{1}{g_1'(1)}$ para o modelo SIS quando cada infetado recupera no tempo exatamente $\tau=\frac{1}{\gamma}$ a não ser quando $R_{0.c}\ll 1$

Modelação e Física Estatística Método de Monte Carlo em tempo contínuo

António Luís Ferreira

June 1, 2021



Temas

- equação mestra
- 2 distribuição do tempo de espera
- 3 algoritmo

equação mestra

• tempo discreto $P(x,t+\triangle t) = \sum_{x'} \prod_{x,x'} P(x',t)$. com $\prod_{x,x'} = W(x' \to x) \triangle t \text{ se } x' \neq x \text{ e}$ $\prod_{x,x} = 1 - \sum_{x' \neq x} W(x \to x') \triangle t \text{ onde } W(x' \to x) \text{\'e a taxa de transição do estado } x' \text{ para } x.$ $P(x,t+\triangle t) - P(x,t) = \sum_{x'} \left[\prod_{x,x'} P(x',t) - \prod_{x',x} P(x,t)\right]$ dado que $\sum_{x'} \prod_{x',x} = 1$ $\frac{dP(x,t)}{dt} = \frac{P(x,t+\triangle t) - P(x,t)}{\triangle t}$ $= \sum_{x' \neq x} W(x' \to x) P(x',t) - P(x,t) \sum_{x' \neq x} W(x \to x')$

distribuição do tempo de espera

 a distribuição do tempo de espera, τ, num estado x pode ser obtida de

$$\begin{split} P_W(x,\tau) \triangle t &= \lim_{\begin{subarray}{c} \triangle t \to 0 \\ n \to \infty \end{subarray}} \sum_{x' \neq x} \prod_{x',x} \prod_{x,x}^{n-1} \end{subarray} \ \ com \ \tau = n \triangle t, \\ P_W(x,\tau) &= \lim_{\begin{subarray}{c} n \to \infty \\ n \to \infty \end{subarray}} \sum_{x' \neq x} W(x \to x') \left(1 - \sum_{x' \neq x} W(x \to x') \frac{\tau}{n}\right)^{n-1} \\ P_W(x,\tau) &= \lambda_x \exp\left(-\lambda_x \tau\right) \text{com } \lambda_x = \sum_{x' \neq x} W(x \to x') \\ \text{tempo médio de espera, } \overline{\tau_x} &= \frac{1}{\lambda_x} \end{split}$$

algoritmo

- Dado o sistema no estado x gerar um tempo de espera com distribuição exponencial $\tau = \frac{1}{\lambda_x} \ln \left(1 \hat{U} \right)$
- Escolher o estado x' para o qual o sistema transita com probabilidade $\frac{W(x \to x')}{\lambda_x}$. Esta probabilidade está normalizada dado que $\lambda_x = \sum_{x' \neq x} W(x \to x')$
- incrementar o tempo $t_i = t_{i-1} + \tau_{i-1}$ onde t_i representa o instante de tempo onde foi observada a transição entre o estado x_{i-1} e o estado x_i (com $t_0 = 0$)
- Para calcular a média em regime estacionário do observável $\mathcal{O}(x)$ fazemos: $\overline{\mathcal{O}(x)} = \frac{\sum_i \tau_i \mathcal{O}(x_i)}{\sum_i \tau_i}$



caso de número finito de classes de taxas de transição

- No caso em que as transições de qualquer x para x' têm taxas de transição que tomam um conjunto finito, N_C de valores possíveis podemos para um dado x identificar os estados x' que pertencem a cada classe de taxas.
- então $\lambda_x = \sum_{i=1}^{N_C} r_i n_i(x)$ onde r_i é a taxa da classe i e $n_i(x)$ é o número de estados x' na classe i.
- Escolhemos a classe a que pertence o estado final com probabilidade $\frac{n_i(x)r_i}{\lambda_x}$.
- Escolhemos x', com igual probabilidade de entre os estados finais que pertencem à classe escolhida.
- atualizamos a lista dos estados em cada classe para conhecer $n_i(x')$

