

# Aula 10. Cadeias de Markov com tempo contínuo II.

Anatoli Iambartsev

IME-USP

## **Equações diferenciais para probabilidades de transição.**

Para cadeia de Markov homogênea  $X(t)$  com tempo contínuo seja  $P_{ij}(t) = P(X(s+t) = j \mid X(s) = i)$ . Já provamos que essas probabilidades satisfazem as seguintes relações

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{1 - P_{ii}(h)}{h} = v_i, \quad \text{e} \quad \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(h)}{h} = v_i p_{ij} =: q_{ij} \quad \text{quando } i \neq j$$

o que em termos de derivada de probabilidades significa:

$$(P_{ii}(0))' = -v_i = -\sum_{j \neq i} q_{ij} \quad \text{e} \quad (P_{ij}(0))' = q_{ij} \quad \text{quando } i \neq j$$

Precisamos achar as derivadas  $(P_{ii}(t))'$ ,  $(P_{ij}(t))'$  para qualquer  $t > 0$ . Usaremos as equações de Kolmogorov-Chapman

$$P_{ij}(t+s) = \sum_k P_{ik}(t)P_{kj}(s) \quad \text{para quaisquer } s, t \geq 0.$$

### Equações diferenciais para probabilidades de transição.

Precisamos achar limite de incrementos:  $P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t)$ . Para  $P_{ij}(t+h)$  usaremos as equações de Kolmogorov-Chapman, mas

$$\begin{aligned} P_{ij}(t+h) &= \sum_k P_{ik}(t)P_{kj}(h) \quad \text{para quaisquer } h, t \geq 0. \\ &= \sum_k P_{ik}(h)P_{kj}(t) \quad \text{para quaisquer } h, t \geq 0. \end{aligned}$$

As duas abordagens oferecem equações de Kolmogorov diferentes

$$\begin{aligned} \textit{forward} \text{ usando } P_{ij}(t+h) &= \sum_k P_{ik}(t)P_{kj}(h) \\ \textit{backward} \text{ usando } P_{ij}(t+h) &= \sum_k P_{ik}(h)P_{kj}(t) \end{aligned}$$

### Equações de Kolmogorov Backward.

Obtemos *backward* usando

$$P_{ij}(t+h) = \sum_k P_{ik}(h)P_{kj}(t)$$

logo

$$\begin{aligned} P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t) &= \sum_k P_{ik}(h)P_{kj}(t) - P_{ij}(t) \\ &= \sum_{k \neq i} P_{ik}(h)P_{kj}(t) - (1 - P_{ii}(h))P_{ij}(t) \\ \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t)}{h} &= \lim_{h \rightarrow 0} \left( \sum_{k \neq i} \frac{P_{ik}(h)}{h} P_{kj}(t) - \left[ \frac{1 - P_{ii}(h)}{h} \right] P_{ij}(t) \right) \\ P'_{ij}(t) &= \sum_{k \neq i} q_{ik} P_{kj}(t) - v_i P_{ij}(t) \end{aligned}$$

para todos estados  $i, j$  e tempo  $t \geq 0$ .

### Cadeia de Markov com dois estados.

Essa cadeia pode ser interpretada em termos de funcionamento de uma máquina. Seja a máquina funciona durante o tempo exponencial com a média  $1/\lambda$  depois quebra. O tempo de reparação da máquina também pode ser representada como o tempo exponencial mas com a média  $1/\mu$ . Seja 0 estado que representa o fato que a máquina esta funcionando e 1 máquina quebrada. Acharemos as probabilidades  $P_{ij}(t)$  para essa cadeia como solução das equações de Kolmogorov *backward*.

$$P'_{ij}(t) = \sum_{k \neq i} q_{ik} P_{kj}(t) - v_i P_{ij}(t)$$

**Cadeia de Markov com dois estados.**

Notamos que para essa cadeia  $v_0 = \lambda$ ,  $v_1 = \mu$ ,  $p_{01} = 1$ ,  $p_{10} = 1$  e  $q_{01} = \lambda$ ,  $q_{10} = \mu$ . Escrevemos as equações backward para  $P_{00}(t)$  e  $P_{10}(t)$ :

$$P'_{ij}(t) = \sum_{k \neq i} q_{ik} P_{kj}(t) - v_i P_{ij}(t)$$

$$P'_{00}(t) = q_{01} P_{10}(t) - v_0 P_{00}(t)$$

$$P'_{10}(t) = q_{10} P_{00}(t) - v_1 P_{10}(t)$$

O que dá

$$P'_{00}(t) = \lambda P_{10}(t) - \lambda P_{00}(t)$$

$$P'_{10}(t) = \mu P_{00}(t) - \mu P_{10}(t)$$

para resolver noté que

$$\mu P'_{00}(t) + \lambda P'_{10}(t) = 0$$

o que leva a equação

$$\mu P_{00}(t) + \lambda P_{10}(t) = \text{const.}$$

Agora precisamos de condições iniciais. Supomos que  $X(0) = 0$  isso significa que  $P_{00}(0) = 1$  e  $P_{10}(0) = 0$ . Obtemos  $\text{const} = \mu$

$$\mu P_{00}(t) + \lambda P_{10}(t) = \mu \Rightarrow \lambda P_{10}(t) = \mu(1 - P_{00}(t))$$

### Cadeia de Markov com dois estados.

Voltando para primeira equação  $P'_{00}(t) = \lambda P_{10}(t) - \lambda P_{00}(t)$  e lembrando que acabamos de achar a relação  $\lambda P_{10}(t) = \mu(1 - P_{00}(t))$  obtemos

$$P'_{00}(t) = \mu(1 - P_{00}(t)) - \lambda P_{00}(t) = \mu - (\mu + \lambda)P_{00}(t).$$

para resolver essa equação usaremos a substituição  $h(t) = P_{00}(t) - \mu/(\lambda + \mu)$  que satisfaz a equação

$$h'(t) = -(\lambda + \mu)h(t) \Rightarrow \text{ou } h'(t)/h(t) = -(\lambda + \mu),$$

o que dê a solução  $h(t) = Ke^{-(\lambda+\mu)t}$  e  $P_{00}(t) = Ke^{-(\lambda+\mu)t} + \mu/(\lambda + \mu)$ . Usando condições iniciais  $P_{00}(0) = 1$  acharemos  $K$  e

$$P_{00}(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}e^{-(\lambda+\mu)t} + \frac{\mu}{\lambda + \mu}$$

e de relação  $\lambda P_{10}(t) = \mu(1 - P_{00}(t))$  obtemos  $P_{10}(t)$

$$P_{10}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} - \frac{\mu}{\lambda + \mu}e^{-(\lambda+\mu)t}.$$

### Equações de Kolmogorov Forward.

Obtemos *forward* usando

$$P_{ij}(t+h) = \sum_k P_{ik}(t)P_{kj}(h)$$

logo

$$\begin{aligned} P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t) &= \sum_k P_{ik}(t)P_{kj}(h) - P_{ij}(t) \\ &= \sum_{k \neq j} P_{ik}(t)P_{kj}(h) - (1 - P_{jj}(h))P_{ij}(t) \\ \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(t+h) - P_{ij}(t)}{h} &= \lim_{h \rightarrow 0} \left( \sum_{k \neq j} P_{ik}(t) \frac{P_{kj}(h)}{h} - \left[ \frac{1 - P_{jj}(h)}{h} \right] P_{ij}(t) \right) \\ P'_{ij}(t) &= \sum_{k \neq j} P_{ik}(t)q_{kj} - v_j P_{ij}(t) \end{aligned}$$

para todos estados  $i, j$  e tempo  $t \geq 0$ . Se podemos trocar soma e limite: isso não é sempre verdade neste caso.

### Probabilidades limites.

Em analogia com cadeias de Markov com tempo discreto podemos tentar achar as probabilidades limites ( $P_j$ )

$$P_j := \lim_{t \rightarrow \infty} P_{ij}(t)$$

supondo que limite existe e não depende de estado inicial  $i$ . Para derivar as equações para probabilidade limite usaremos equações de Kolmogorov forward (a equação backward leva a um caso trivial): se limite existe é natural deduzir que a derivada da probabilidade de transição em parte esquerda da equação de Kolmogorov vai para 0. Assim obtemos seguinte equação (assumindo também que podemos trocar limite e soma)

$$0 = \sum_{k \neq j} q_{kj} P_k - v_j P_j, \text{ e } \sum_j P_j = 1.$$

### Probabilidades limites.

1. Assumimos que as probabilidades limites existem. As condições suficientes para essa existência, por exemplo, são
  - (a) todos os estados são comunicáveis: começando de um estado  $i$  existe a probabilidade positiva de atingir estado  $j$ , para quaisquer  $i, j \in E$  e
  - (b) cadeia de Markov é positiva recorrente: começando de qualquer estado o tempo médio de retorno neste estado é finito.

Se essas condições valem, então probabilidades limites existem e satisfazem equações

$$0 = \sum_{k \neq j} q_{kj} P_k - v_j P_j, \text{ e } \sum_j P_j = 1.$$

$P_j$  pode ser interpretada como a fração de tempo que o processo passa em estado  $j$ .

### Probabilidades limites.

2. Equações  $0 = \sum_{k \neq j} q_{kj} P_k - v_j P_j$ , tem uma interpretação:

$$\begin{aligned} v_j P_j &:= \text{taxa com qual o processo deixa o estado } j \\ \sum_{k \neq j} P_k q_{kj} &:= \text{taxa com qual o processo entra em estado } j \end{aligned}$$

Assim equações estabelecem a igualdades dessas taxas para cada estado. Por isso as equações chamam as vezes as *equações de balanço (global)*.

3. Quando probabilidades limites existem, falam que a cadeia é *ergódica*. As probabilidade ( $P_j$ ) chamam também como probabilidades estacionarias.

**References:**

[Ross] S.Ross. *Introduction to Probability Models*.  
9th edition, Academic Press, 2007.