

# Introdução aos Processos Estocásticos

Luiz Renato Fontes

# Propriedade Forte de Markov

## Tempo de parada (TP)

Uma var  $T \geq 0$  é dita um *tempo de parada* para  $(X_t)$  se o evento  $\{T \leq t\}$  depender apenas de  $(X_s)_{s \leq t}$  para todo  $t$ .

## Teorema 1 (Propriedade Forte de Markov)

Seja  $(X_t) \sim \text{PMS}(\mu, \mathbf{Q})$  e  $T$  um TP para  $(X_t)$ .

Então, dados  $\{T < \infty\}$  e  $\{X_T = x, (X_s)_{s < T}\}$ ,

$(X_{T+t})_{t \geq 0} \sim \text{PMS}(\delta_x, \mathbf{Q})$ , independentemente de  $(X_s)_{s < T}$ .

# Equações de Kolmogorov

Dada uma  $Q$ -matriz\*  $\mathbf{Q} = (q_{xy})_{x,y \in \mathcal{S}}$ , sejam os seguintes sistemas de equações diferenciais: para  $x, y \in \mathcal{S}$ :

## Equações avançadas

$$\begin{cases} P'_{xy}(t) = \sum_{z \in \mathcal{S}} P_{xz}(t)q_{zy}, \\ P_{xy}(0) = \delta_{xy}; \end{cases} \quad (1)$$

## Equações atrasadas

$$\begin{cases} P'_{xy}(t) = \sum_{z \in \mathcal{S}} q_{xz}P_{zy}(t), \\ P_{xy}(0) = \delta_{xy}. \end{cases} \quad (2)$$

Veremos a seguir que/como as probabilidades de transição do PMS associado a  $\mathbf{Q}$  satisfazem essas equações.

---

\*Vide Slide 2 do Álbum 13.

# Equações de Kolmogorov

Seja  $(X_t)$  o PMS (mínimo) associado a  $\mathbf{Q}$  construído no Álbum 13, e seja  $P_{xy}(t) = \mathbb{P}_x(X_t = y)$ ,  $x, y \in \mathcal{S}$ .

## Teorema 1

Suponha que  $\mathcal{S}$  seja *finito*. Então

(a) Para  $t, h > 0$ , dado  $X_t = x$ ,  $X_{t+h}$  é independente de  $(X_s)_{s \leq t}$  e quando  $h \downarrow 0$ , uniformemente em  $t$

$$\mathbb{P}(X_{t+h} = y \mid X_t = x) = \delta_{xy} + q_{xy}h + o(h);$$

(b)  $(P_{xy}(t), t \geq 0)_{x,y \in \mathcal{S}}$  satisfaz o sistema de eqs avançadas (1).

## Teorema 2

Em geral ( $\mathcal{S}$  enumerável),  $(P_{xy}(t), t \geq 0)_{x,y \in \mathcal{S}}$  satisfaz o sistema de equações atrasadas (2).

# Dem. do Teorema 1

(a) Temos

$$\mathbb{P}_x(X_h = x) \stackrel{(3)}{\geq} \mathbb{P}_x(T_1 > h) = e^{-q_x h} = 1 + q_{xx} h + o(h)$$

e para  $y \neq x$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_x(X_h = y) &\stackrel{(4)}{\geq} \mathbb{P}_x(T_1 < h, Y_1 = y, T_2 > h) = (1 - e^{-q_x h}) \pi_{xy} e^{-q_y h} \\ &= q_{xy} h + o(h). \end{aligned}$$

Logo,

$$1 = \sum_y \mathbb{P}_x(X_h = y) \geq \overbrace{\sum_y \delta_{xy}}^1 + \left( \overbrace{\sum_y q_{xy}}^0 \right) h + o(h) = 1 + o(h),$$

e podemos concluir que as  $\geq$ 's em (3) e (4) são '='s.

## Dem. do Teorema 1 (cont)

(b) Dados  $x, y \in \mathcal{S}$  e  $t, h > 0$ :

$$\begin{aligned} P_{xy}(t+h) &= \sum_z \mathbb{P}_x(X_t = z) \mathbb{P}(X_{t+h} = y | X_t = z) \\ &\stackrel{(a)}{=} \sum_z P_{xz}(t) (\delta_{zy} + q_{zy}h + o(h)) \end{aligned}$$

Logo,

$$\frac{1}{h}(P_{xy}(t+h) - P_{xy}(t)) = \sum_z P_{xz}(t)q_{zy} + \frac{o(h)}{h};$$

segue que

$$\lim_{h \downarrow 0} \frac{1}{h}(P_{xy}(t+h) - P_{xy}(t)) = \sum_z P_{xz}(t)q_{zy}.$$

Podemos repetir o argumento com  $P_{xy}(t)$  e  $P_{xy}(t-h)$ , e obter

$$P'_{xy}(t) = \sum_z P_{xz}(t)q_{zy}.$$

□

## Dem. do Teorema 2

Para  $x, y \in \mathcal{S}$ , dado  $T_1$ :

$$\begin{aligned} P_{xy}(t) &= \mathbb{P}_x(X_t = y | T_1 > t) e^{-q_x t} + \int_0^t ds q_x e^{-q_x s} \sum_{z \neq x} \pi_{xz} P_{zy}(t-s) \\ &= \delta_{xy} e^{-q_x t} + \int_0^t ds e^{-q_x s} \sum_{z \neq x} q_{xz} P_{zy}(t-s) \end{aligned}$$

Logo,

$$e^{q_x t} P_{xy}(t) = \delta_{xy} + \int_0^t ds \sum_{z \neq x} q_{xz} e^{q_x s} P_{zy}(s), \quad (3)$$

o que mostra que  $P_{xy}(t)$  é contínua e diferenciável (pois a série no integrando é uniformemente convergente, e logo uma função contínua).

Diferenciando os dois lados de (3):

$$q_x e^{q_x t} P_{xy}(t) + e^{q_x t} P'_{xy}(t) = \sum_{z \neq x} q_{xz} e^{q_x t} P_{zy}(t),$$

e logo, cancelando  $e^{q_x t}$  nos dois lados, e como  $q_x = -q_{xx}$ :

$$P'_{xy}(t) = \sum_z q_{xz} P_{zy}(t)$$

□

## Obs. 1

Sobre a importante questão da unicidade das soluções dos sistemas de equações avançadas e atrasadas:

(a) Para  $\mathcal{S}$  finito, sabe-se que os dois sistemas têm uma única (e mesma) solução, que então fornece as probabilidades de transição no tempo  $t$ .

(b) Se  $\mathcal{S}$  for infinito, então o sistema atrasado pode ter mais do que uma solução; isso corresponde à explosividade do PMS. Em todo caso, as probabilidades de transição no tempo  $t$  são a solução não negativa *mínima* do sistema atrasado.

(c) Seja  $(Z_t)$  um processo de saltos com a mesma distribuição inicial que  $(X_t)$ , mesmas taxas de salto que  $(X_t)$ , e mesmas probabilidades de transição da cadeia de saltos entre estados de  $\mathcal{S}$  que  $(X_t)$ . Seja  $\zeta$  a primeira vez que  $(Z_t)$  dá um número infinito de saltos em tempo finito, e façamos  $(Z_{\zeta+t})_{t \geq 0} \sim (X_t)$ . Então  $(Z_t)$  satisfaz as equações atrasadas; note que a demonstração do Teorema 2 acima funciona para  $(Z_t)$ ; note ainda que, se  $\mathbb{P}(\zeta < \infty) > 0$ , então  $(Z_t)$  tem mais oportunidades de visitar determinado estado de  $\mathcal{S}$  no tempo  $t$  (antes ou depois de  $\zeta$ ) que  $(X_t)$  (que só pode fazê-lo antes de  $\zeta$ ). Segue que  $\mathbb{P}_x(Z_t = y) \geq \mathbb{P}_x(X_t = y) \forall x, y \in \mathcal{S}$ , e  $\exists x_0, y_0 \in \mathcal{S}$  e  $t_0 > 0$  tais que  $\mathbb{P}_{x_0}(Z_{t_0} = y_0) > \mathbb{P}_{x_0}(X_{t_0} = y_0)$ .

(d) A solução não negativa *mínima* do sistema atrasado também é a solução não negativa *mínima* do sistema avançado.

## Obs. 2

Usando a notação matricial  $\mathbf{P}(t) = (P_{xy}(t))_{x,y \in \mathcal{S}}$ ,  $t \geq 0$ , temos que as equações de Kolmogorov podem ser escritas:

### Equações avançadas

$$\mathbf{P}'(t) = \mathbf{P}(t)\mathbf{Q}, t \geq 0; \mathbf{P}(0) = \mathbf{I}$$

### Equações atrasadas

$$\mathbf{P}'(t) = \mathbf{Q}\mathbf{P}(t), t \geq 0; \mathbf{P}(0) = \mathbf{I}$$

(a) Informalmente (por similaridade com o caso escalar), temos que

$$\mathbf{P}(t) = e^{\mathbf{Q}t}, t \geq 0, \quad (4)$$

soluciona ambas equações. Se  $\mathcal{S}$  for finito, pode-se fazer sentido do lado direito de (4) e verificar a igualdade.

(b) Se  $\mathcal{S}$  for finito,  $\mathbf{P} := \mathbf{P}(1) = e^{\mathbf{Q}}$  é uma matriz estocástica. Logo, se entendermos (4) como " $\mathbf{P}^t$ " (informalmente!), então podemos ver  $\mathbf{P}(t)$  como a " $t^{\text{a}}$ " potência de  $\mathbf{P}$ , analogamente ao caso discreto.

## Exemplo 1. Processo de Nascimento Linear: $q_x = \lambda x$ , $x \in \mathbb{N}$

Vamos resolver as equações avançadas

$$\begin{cases} P'_{xx}(t) = -\lambda x P_{xx}(t), & \text{se } x \geq 0 & (5) \\ P'_{xy}(t) = -\lambda y P_{xy}(t) + \lambda(y-1)P_{x,y-1}(t), & \text{se } y > x \geq 0 & (6) \\ P_{xy}(0) = \delta_{xy}, & x, y \in \mathbb{N}. & (7) \end{cases}$$

**Obs.** Apesar de  $\mathcal{S}$  ser infinito, o sistema de equações acima é uma recursão finita. Analiticamente, tudo se passa como se  $\mathcal{S}$  fosse finito.

Para  $x \geq 1$ , de (5):

$$(P'_{xx}(t) + \lambda x P_{xx}(t))e^{\lambda x t} = (P_{xx}(t)e^{\lambda x t})' = 0 \Rightarrow P_{xx}(t)e^{\lambda x t} \equiv \text{const} \stackrel{(7)}{=} 1, \\ \text{e logo} \quad P_{xx}(t) = e^{-\lambda x t}, \quad t \geq 0, \quad x \geq 1. \quad (8)$$

De (6), para  $y > x \geq 1$ :

$$(P'_{xy}(t) + \lambda y P_{xy}(t))e^{\lambda y t} = (P_{xy}(t)e^{\lambda y t})' = \lambda(y-1)e^{\lambda t}(P_{x,y-1}(t)e^{\lambda(y-1)t}) \\ \Rightarrow R'_{xy}(t) = (y-1)e^t R_{x,y-1}(t), \quad (9)$$

onde  $R_{xy}(t) \equiv P_{xy}(t/\lambda)e^{y t}$ . Note que  $R_{xx}(t) \equiv 1$  e  $R_{xy}(0) = \delta_{xy}$ .

## Exemplo 1 (cont.)

Fazendo  $S_{xy}(\tau) = R_{xy}(\log \tau)$ ,  $\tau \geq 1$ , temos que

$$S'_{xy}(\tau) = (y-1)S_{x,y-1}(\tau), \quad S_{xx}(\tau) \equiv 1 \quad \text{e} \quad S_{xy}(1) = \delta_{xy}. \quad (10)$$

Integrando e iterando:

$$\begin{aligned} S_{xy}(\tau) &= (y-1) \int_1^\tau S_{x,y-1}(s) ds = (y-1)(y-2) \int_1^\tau \int_1^s S_{x,y-2}(u) du \\ &= \dots = (y-1) \cdots (y-x) \int_{1 < s_\ell < \dots < s_1 < \tau} ds_\ell \cdots ds_1, \quad \ell = y-x. \end{aligned} \quad (11)$$

A última integral vale  $\int_{0 < s_\ell < \dots < s_1 < \tau-1} ds_\ell \cdots ds_1 = \frac{1}{\ell!} (\tau-1)^\ell$ .

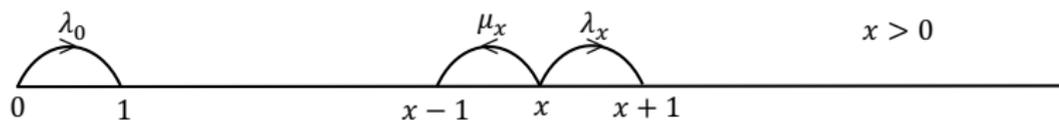
Do exposto acima, segue que

$$\begin{aligned} P_{xy}(t) &= e^{-\lambda yt} R_{xy}(\lambda t) = e^{-\lambda yt} S_{xy}(e^{\lambda t}) = \binom{y-1}{x-1} e^{-\lambda yt} (e^{\lambda t} - 1)^{y-x} \\ &= \binom{y-1}{x-1} e^{-\lambda xt} (1 - e^{-\lambda t})^{y-x}, \quad t \geq 0. \end{aligned} \quad (12)$$

Podemos então dizer que, sob  $\mathbb{P}_x$ ,  $X_t - x$  tem distr Binomial Negativa com parâmetros  $x$  e  $e^{-\lambda t}$ . Em particular, sob  $\mathbb{P}_1$ ,  $X_t - 1$  é uma v.a. Geométrica com parâmetro  $e^{-\lambda t}$ .

## Exemplo 2. Processo de Nascimento e Morte

Seja  $(X_t)$  o PNM com taxas estritamente positivas.



Em vez de considerar as probabilidades de transição em tempo  $t$ , vamos analisar *tempos até obtermos avanços unitários*, definidos logo mais. O método de análise *não* serão as equações de Kolmogorov, mas sim a utilização da PFM, como no caso do PAS em  $\mathbb{Z}$ , no Álbum 4.

Suponha que  $X_0 = 0$  e definamos  $H_0 = 0$  e para  $x \geq 1$

$$H_x = \inf\{t \geq 0 : X_t = x\}.$$

Seja  $\tau_x = H_{x+1} - H_x$ ,  $x \geq 0$ . Queremos achar  $\mathbb{E}(\tau_x)$ ,  $x \in \mathbb{N}$ .

Como  $\tau_0 = T_1 \sim \text{Exp}(\lambda_0)$ , temos que  $\mathbb{E}(\tau_0) = 1/\lambda_0$ .

Para  $x \geq 1$ , a distr de  $\tau_x$  é mais complicada, mas podemos usar a PFM. (Além disso, vamos usar, sem demonstrar<sup>†</sup>, que  $\mathbb{E}(\tau_x) < \infty \forall x$ .)

---

<sup>†</sup>mas não é difícil

## Tempos de chegada no PNM (cont)

Para  $x \geq 1$ , fazemos

$$\tilde{H}_x = \inf\{t \geq H_x : X_t \neq x\} \text{ e } I_x = \mathbb{1}\{X_{\tilde{H}_x} = x - 1\}.$$

Em  $\{I_x = 0\}$ ,  $\tau_x = \tilde{H}_x - H_x$ .

Em  $\{I_x = 1\}$ ,  $\tau_x = \tilde{H}_x - H_x + \tilde{\tau}_{x-1} + \tilde{\tau}_x$ , onde

$$\tilde{\tau}_{x-1} = \inf\{t \geq \tilde{H}_x : X_t = x\} - \tilde{H}_x \stackrel{\text{PFM}}{\sim} \tau_{x-1}, \text{ e} \quad (13a)$$

$$\tilde{\tau}_x = \inf\{t \geq \tilde{H}_x + \tilde{\tau}_{x-1} : X_t = x + 1\} - \tilde{H}_x - \tilde{\tau}_{x-1} \stackrel{\text{PFM}}{\sim} \tau_x. \quad (13b)$$

$$\text{Logo, } \tau_x = \tilde{H}_x - H_x + (\tilde{\tau}_{x-1} + \tilde{\tau}_x)I_x. \quad (14)$$

Segue disso, da PFM, e do seguinte:

$$\tilde{H}_x - H_x \sim \text{Exp}(\mu_x + \lambda_x), \quad (15)$$

que  $\mathbb{E}(\tau_x) = \frac{1}{\mu_x + \lambda_x} + \frac{\mu_x}{\mu_x + \lambda_x} (\mathbb{E}(\tau_{x-1}) + \mathbb{E}(\tau_x))$ ; logo,

$$\begin{aligned} \frac{\lambda_x}{\mu_x + \lambda_x} \mathbb{E}(\tau_x) &= \frac{1}{\mu_x + \lambda_x} + \frac{\mu_x}{\mu_x + \lambda_x} \mathbb{E}(\tau_{x-1}) \\ \Rightarrow \lambda_x \mathbb{E}(\tau_x) &=: a_x = 1 + b_x a_{x-1}, \end{aligned} \quad (16)$$

onde  $b_x = \mu_x / \lambda_{x-1}$ .

## Tempos de chegada no PNM (cont)

Iterando (16), vem

$$a_x = 1 + b_x + b_x b_{x-1} a_{x-2} = \dots = 1 + \sum_{y=1}^x \prod_{z=y}^x b_z = 1 + \sum_{y=1}^x \prod_{z=y}^x \frac{\mu_z}{\lambda_{z-1}}.$$

Logo,

$$\mathbb{E}(\tau_x) = \frac{1}{\lambda_x} + \frac{1}{\lambda_x} \sum_{y=1}^x \prod_{z=y}^x \frac{\mu_z}{\lambda_{z-1}}.$$

Então, usando a PFM mais uma vez, se  $0 \leq x < y$ , temos que

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_x(H_y) &= \mathbb{E}_0(H_y) - \mathbb{E}_0(H_x) = \sum_{w=x}^{y-1} \mathbb{E}(\tau_w) \\ &= \sum_{w=x}^{y-1} \frac{1}{\lambda_w} + \sum_{w=x}^{y-1} \frac{1}{\lambda_w} \sum_{v=1}^w \prod_{z=v}^w \frac{\mu_z}{\lambda_{z-1}}. \end{aligned}$$

Ex. Fila M/M/1:  $\mu_x \equiv \mu$ ,  $\lambda_x \equiv \lambda$ ; para  $x \geq 0$  :

$$\mathbb{E}(\tau_x) = \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{y=1}^x \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^{x-y+1} = \frac{1}{\lambda} \sum_{\ell=0}^x \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^{\ell} = \begin{cases} \frac{x+1}{\lambda}, & \text{se } \mu = \lambda; \\ \frac{1 - \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^{x+1}}{\lambda - \mu}, & \text{se } \mu \neq \lambda. \end{cases}$$

## Fila M/M/1 — $\mathbb{E}_0(H_y)$ , $y \geq 1$

$$\text{Se } \mu = \lambda, \text{ então } \mathbb{E}_0(H_y) = \sum_{w=0}^{y-1} \frac{w+1}{\lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{v=1}^y v = \frac{y(y+1)}{2\lambda} \approx y^2,$$

onde  $\approx$  indica a ordem de magnitude como função de  $y$ , para  $y$  bastante grande, a menos de constante multiplicativa<sup>‡</sup>.

Se  $\mu \neq \lambda$ , então  $\mathbb{E}_0(H_y) =$

$$\sum_{w=0}^{y-1} \frac{1 - \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^{w+1}}{\lambda - \mu} = \frac{1}{\lambda - \mu} \left[ y - \sum_{v=1}^y \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^v \right] \approx \begin{cases} y, & \text{se } \mu < \lambda; \\ \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^y, & \text{se } \mu > \lambda. \end{cases}$$

**Obs.** Os comportamentos são bastante distintos dependendo se há simetria (crescimento *quadrático* em  $y$ ), ou se a assimetria é à esquerda (crescimento *linear* em  $y$ ), ou à direita (crescimento *exponencial* em  $y$ ).

Pode-se verificar que esses comportamentos correspondem, resp., a recorrência nula, recorrência positiva, e transitoriedade do processo.

---

<sup>‡</sup>mais precisamente, indica que o limite do quociente dos lados esquerdo e direito quando  $y \rightarrow \infty$  é uma constante  $\in (0, \infty)$

## Variância de $\tau_x$

O caso  $x = 0$  é mais simples e temos  $\mathbb{V}(\tau_0) = \frac{1}{\lambda_0^2}$ .

Para  $x \geq 1$ , vamos usar a identidade, válida para duas va's  $X$  e  $Y$ ,

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{V}[\mathbb{E}(X|Y)] + \mathbb{E}[\mathbb{V}(X|Y)], \text{ com } X = \tau_x \text{ e } Y = I_x. \S \quad (17)$$

De (13-15), temos:

$$\text{I) } \mathbb{E}(\tau_x | I_x) = \frac{1}{\mu_x + \lambda_x} + f_x I_x, \text{ onde } f_x = \mathbb{E}(\tau_{x-1}) + \mathbb{E}(\tau_x);$$

$$\text{segue que } \mathbb{V}[\mathbb{E}(\tau_x | I_x)] = f_x^2 \mathbb{V}(I_x) = f_x^2 \frac{\mu_x \lambda_x}{(\mu_x + \lambda_x)^2}; \quad (18)$$

$$\text{II) } \mathbb{V}(\tau_x | I_x) = \frac{1}{(\mu_x + \lambda_x)^2} + (v_{x-1} + v_x) I_x, \text{ onde } v_x = \mathbb{V}(\tau_x);$$

$$\text{e logo } \mathbb{E}[\mathbb{V}(\tau_x | I_x)] = \frac{1}{(\mu_x + \lambda_x)^2} + \frac{\mu_x}{\mu_x + \lambda_x} (v_{x-1} + v_x). \quad (19)$$

$$\text{De (17-19): } v_x = \frac{A_x}{(\mu_x + \lambda_x)^2} + \frac{\mu_x}{\mu_x + \lambda_x} (v_{x-1} + v_x), \text{ onde } A_x = \mu_x \lambda_x f_x^2 + 1.$$

---

$\S$  É preciso supor que  $\mathbb{E}(\tau_x^2) < \infty$ ,  $x \geq 0$ , mas, de novo, isto não é difícil de verificar.

## $\mathbb{V}(\tau_x)$ (cont.)

Logo,  $\frac{\lambda_x}{\mu_x + \lambda_x} v_x = \frac{A_x}{(\mu_x + \lambda_x)^2} + \frac{\mu_x}{\mu_x + \lambda_x} v_{x-1}$ ,

e chegamos a

$$\lambda_x v_x =: w_x = c_x + b_x w_{x-1}, \quad (20)$$

onde  $b_x$  é como acima (vide (16)) e  $c_x = \frac{A_x}{\mu_x + \lambda_x}$ .

Iterando (20), analogamente à abordagem adotada para calcular  $\mathbb{E}(\tau_x)$  anteriormente, chegamos a uma expressão para  $\mathbb{V}(\tau_x)$ .

De novo usando a mesma abordagem de antes, podemos obter expressões para  $\mathbb{V}_x(H_y)$ , a variância de  $H_y$  sob  $\mathbb{P}_x$ , para  $0 \leq x < y$ .