

# MODELOS PROBABILÍSTICOS

Oswaldo Luiz do Valle Costa

PTC-3440 - 2020 - Aulas 16-17

*EPUSP*

## PROCESSOS ESTOCÁSTICOS

Um processo estocástico  $\{X(t); t \in \mathbb{T}\}$  é uma coleção de variáveis aleatórias indexadas em  $\mathbb{T}$ , isto é, para cada  $t \in \mathbb{T}$ ,  $X(t)$  é uma variável aleatória. Por exemplo, poderíamos ter  $\mathbb{T} = \{1, 2, \dots\}$  ou  $\mathbb{T} = [0, \infty)$ .

## RUÍNA DO JOGADOR

Um jogador, a cada instante de tempo, pode ganhar  $R\$1,00$  com probabilidade  $p$ , ou pode perder  $R\$1,00$  com probabilidade  $1 - p$ . Seja  $X(t)$ ,  $t \in \mathbb{T} = \{0, 1, \dots\}$  a fortuna do jogador no instante  $t$ . Temos que  $\{X(t); t \in \mathbb{T}\}$  é um processo estocástico que obedece a seguinte equação:

$$X(t + 1) = X(t) + U(t + 1)$$

onde  $U(t) = 1$  com probabilidade  $p$  e  $U(t) = -1$  com probabilidade  $1 - p$ , e  $X(0)$  é a fortuna inicial. Pergunta: Qual é a probabilidade da fortuna do jogador atingir uma determinada meta  $N$  antes de quebrar?

## PROCESSOS DE MARKOV

Vamos supor que  $\mathbb{T} = \{0, 1, \dots\}$  e que  $\{X(t); t \in \mathbb{T}\}$  seja um processo estocástico tomando valores em um conjunto contável  $\mathcal{X}$ , por exemplo  $\mathcal{X} = \{0, 1, 2, 3, \dots\}$  ou  $\mathcal{X} = \{0, 1, 2, 3, \dots, N\}$ . Diremos que  $\{X(t); t \in \mathbb{T}\}$  é uma cadeia de Markov se

$$P(X(k+1) = j | X(0) = i_0, \dots, X(k-1) = i_{k-1}, X(k) = i) = p_{ij}.$$

para todos os estados possíveis  $i_0, \dots, i_{k-1}, i, j$  e  $k \geq 0$ . Devemos ter  $p_{ij} \geq 0$  e para todo  $i \in \mathcal{X}$ ,

$$\sum_{j \in \mathcal{X}} p_{ij} = 1.$$

## PROCESSOS DE MARKOV

Definimos a matriz de transição  $\mathbf{P}$  como sendo:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & \dots \\ p_{10} & p_{11} & \dots \\ \vdots & \ddots & \dots \end{pmatrix}.$$

## RUÍNA DO JOGADOR

A ruína do jogador com meta de fortuna  $N$  é uma cadeia de Markov com  $\mathcal{X} = \{0, 1, 2, 3, \dots, N\}$  e a seguinte matriz de transição de probabilidade:

$$p_{00} = 1,$$

$$p_{ii+1} = p, \quad p_{ii-1} = 1 - p,$$

$$p_{NN} = 1.$$

## HUMOR DO MERCADO FINANCEIRO

Suponha que o mercado financeiro possa a cada dia estar em um dos 3 estados:

- 1 Estado 0: estável
- 2 Estado 1: em alta
- 3 Estado 2: em baixa

## HUMOR DO MERCADO FINANCEIRO

Suponha que a cadeia de Markov possua a seguinte matriz de transição  $\mathbf{P}$ :

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0,5 & 0,4 & 0,1 \\ 0,3 & 0,4 & 0,3 \\ 0,2 & 0,3 & 0,5 \end{pmatrix}.$$

Em 1 ano qual é proporção do tempo que o mercado fica em cada um dos estados acima?



## MODELO DE PREVISÃO METEOROLÓGICA

Suponha que a probabilidade de chover ou não dependa das condições meteorológicas dos 2 dias anteriores. Definimos os estados:

- 1 Estado 0: choveu hoje e ontem
- 2 Estado 1: choveu hoje mas não ontem
- 3 Estado 2: não choveu hoje mas choveu ontem
- 4 Estado 3: não choveu hoje nem ontem

## MODELO DE PREVISÃO METEOROLÓGICA

Suponha que se tenha as seguintes informações após análise estatística:

- 1 Probabilidade de chover amanhã dado que choveu hoje e ontem é 0,7
- 2 Probabilidade de chover amanhã dado que choveu hoje mas não ontem é 0,5
- 3 Probabilidade de chover amanhã dado que não choveu hoje mas choveu ontem é 0,4
- 4 Probabilidade de chover amanhã dado que não choveu hoje nem ontem é 0,2

## MODELO DE PREVISÃO METEOROLÓGICA

Obtemos que a matriz de transição  $\mathbf{P}$  é:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0,7 & 0 & 0,3 & 0 \\ 0,5 & 0 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0,4 & 0 & 0,6 \\ 0 & 0,2 & 0 & 0,8 \end{pmatrix}.$$

## CAMINHADA ALEATÓRIA

Considere  $\mathcal{X} = \{0, \pm 1, \pm 2 \dots\}$  e

$$p_{ii+1} = p, \quad p_{ii-1} = 1 - p.$$

Este processo é conhecido como a caminhada aleatória.

## RISCO OPERACIONAL

Suponha que uma empresa financeira classifique os seus estados de processamento de transações de 0 a 5 de acordo com o tempo necessário para a sua liquidação, segundo o modelo abaixo.

- 1 Estado 0: transação está sem atraso
- 2 Estado 1: transação está com 1 dia de atraso
- 3 Estado 2: transação está com 2 dias de atraso
- 4 Estado 3: transação está com 3 dias de atraso
- 5 Estado 4: transação liquidada sem pagamento de multa
- 6 Estado 5: transação liquidada com pagamento de multa

## RISCO OPERACIONAL

A instituição tem uma série de dados no tempo razoável, e esses dados indicam que a cadeia de Markov possui a seguinte matriz de transição  $\mathbf{P}$  é:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 0 & 0,6 & 0 & 0 & 0,4 & 0 \\ 0 & 0 & 0,6 & 0 & 0,4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,4 & 0,6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,8 & 0,2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Qual é a probabilidade de uma transação terminar em um estado com pagamento de multa? Supondo 1000 transações por dia, cada transação envolvendo cerca de R\$1.000.000,00 (um milhão), que a multa seja de 0,01% ao dia, e que as transações liquidadas com multa tenham em média 8 dias de atraso, qual é a perda esperada por dia e por mês (22 dias)?

## EQUAÇÕES DE CHAPMAN-KOLMOGOROV

Definimos a matriz  $\mathbf{P}^{(n)} = [p_{ij}^n]$  onde

$$p_{ij}^n = P(X(n+m) = j | X(m) = i).$$

## EQUAÇÕES DE CHAPMAN-KOLMOGOROV

Temos então as equações de Chapman-Kolmogorov:

$$\begin{aligned} p_{ij}^{n+m} &= P(X(n+m) = j | X(0) = i) \\ &= \sum_{\ell \in \mathcal{X}} P(X(n+m) = j, X(n) = \ell | X(0) = i) \\ &= \sum_{\ell \in \mathcal{X}} P(X(n+m) = j | X(n) = \ell, X(0) = i) P(X(n) = \ell | X(0) = i) \\ &= \sum_{\ell \in \mathcal{X}} P(X(n+m) = j | X(n) = \ell) P(X(n) = \ell | X(0) = i) \\ &= \sum_{\ell \in \mathcal{X}} P(X(m) = j | X(0) = \ell) P(X(n) = \ell | X(0) = i) \\ &= \sum_{\ell \in \mathcal{X}} p_{i\ell}^n p_{\ell j}^m \end{aligned}$$

Ou seja,  $\mathbf{P}^{(n)} = \mathbf{P}^n$ .



## MODELO DE PREVISÃO METEOROLÓGICA

Dado que choveu na 2ª e 3ª feira, qual é a probabilidade de chover na 5ª feira?

$$\begin{aligned} P^2 &= \begin{pmatrix} 0,7 & 0 & 0,3 & 0 \\ 0,5 & 0 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0,4 & 0 & 0,6 \\ 0 & 0,2 & 0 & 0,8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,7 & 0 & 0,3 & 0 \\ 0,5 & 0 & 0,5 & 0 \\ 0 & 0,4 & 0 & 0,6 \\ 0 & 0,2 & 0 & 0,8 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 0,49 & 0,12 & 0,21 & 0,18 \\ 0,35 & 0,2 & 0,15 & 0,3 \\ 0,2 & 0,12 & 0,2 & 0,48 \\ 0,1 & 0,16 & 0,1 & 0,64 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Resposta:  $0,49 + 0,12 = 0,61$ .

## ESTADOS DA CADEIA

Os estados de uma cadeia de Markov podem ser classificados de recorrentes e transientes. Um estado  $i$  é recorrente se a probabilidade de re-entrar nesse estado começando dele mesmo é 1, transiente caso contrário. Em uma cadeia de Markov finita não se pode ter todos os estados transientes. Uma cadeia de Markov é irredutível se todos os estados se comunicam entre si.

## MODELO DE PREVISÃO METEOROLÓGICA

Todos os estados são recorrentes. Nesse caso diz-se que a cadeia de Markov é ergódica.

## RUÍNA DO JOGADOR

Temos 2 estados recorrentes (na verdade chamados de absorventes), 0 e  $N$ , e todos os outros são transientes.

## RISCO OPERACIONAL

Temos 2 estados absorventes, 5 e 6, e todos os outros são transientes.

## PROBABILIDADE LIMITE

O que podemos dizer sobre  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^n$  ? Vamos considerar a matriz  $\mathbf{P}$  finita e 2 situações.

**1o Caso:** A matriz  $\mathbf{P}$  pode ser escrita como:

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} \mathbf{T} & \mathbf{A} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix}.$$

onde  $\mathbf{T}$  contém os estados transientes, e  $\mathbf{I}$ , a matriz identidade, contém os estados absorventes.

## PROBABILIDADE LÍMITE

Efetuada os cálculos obtemos que

$$\mathbf{P}^n = \begin{pmatrix} \mathbf{T}^n & \sum_{k=0}^{n-1} \mathbf{T}^k \mathbf{A} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix}.$$

Segue que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{T}^n = 0$$

e

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{n-1} \mathbf{T}^k = (\mathbf{I} - \mathbf{T})^{-1}.$$

Portanto,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}^n = \begin{pmatrix} 0 & (\mathbf{I} - \mathbf{T})^{-1} \mathbf{A} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix}.$$

## RISCO OPERACIONAL

Temos que

$$\mathbf{T} = \begin{pmatrix} 0 & 0,6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{A} = \begin{pmatrix} 0,4 & 0 \\ 0,4 & 0 \\ 0,6 & 0 \\ 0,8 & 0,2 \end{pmatrix}.$$

## RISCO OPERACIONAL

Segue portanto que

$$(\mathbf{I} - \mathbf{T})^{-1}\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 0,9712 & 0,0288 \\ 0,952 & 0,048 \\ 0,92 & 0,08 \\ 0,8 & 0,2 \end{pmatrix}.$$

Portanto temos que a probabilidade de uma transação terminar em atraso com multa, começando de sem atraso é 2,88%, e obviamente de terminar sem multa é de 97,12%.

## RISCO OPERACIONAL

A perda esperada para 1 dia é:

Perda esperada em 1 dia

$$\cong 1000 \times 0,0288 \times ((1,0001)^8 - 1) \times 10^6 = R\$ 23.000,00.$$

$$\text{Perda esperada em 1 mês (22 dias)} = R\$ 22 \times 23.000,00 \cong R\$ 500.000,00.$$



## PROBABILIDADE LÍMITE

**2o Caso:** A cadeia é ergódica. Nesse caso temos que  $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^n = \pi_j$ , independente de  $i$ . Chamando de  $\pi$  o vetor formado por  $\pi_i$  temos que  $\pi$  é a única solução que satisfaz:

$$\begin{aligned}\pi' &= \pi' \mathbf{P} \\ 1 &= \sum_{i \in \mathcal{X}} \pi_i.\end{aligned}$$

Temos também a seguinte interpretação para  $\pi_i$ .  $\pi_i$  representa a proporção do tempo que a cadeia de Markov permanece no estado  $i$ .

## HUMOR DO MERCADO FINANCEIRO

Assumindo já as distribuições estacionárias, temos que resolver as seguintes equações:

$$\pi_0 = 0,5\pi_0 + 0,3\pi_1 + 0,2\pi_2,$$

$$\pi_1 = 0,4\pi_0 + 0,4\pi_1 + 0,3\pi_2,$$

$$\pi_2 = 0,1\pi_0 + 0,3\pi_1 + 0,5\pi_2,$$

$$1 = \pi_0 + \pi_1 + \pi_2.$$

Temos a seguinte solução:

$$\pi_0 = \frac{21}{62} = 33,87\%, \quad \pi_1 = \frac{23}{62} = 37,1\%, \quad \pi_2 = \frac{18}{62} = 29,03\%.$$

## A RUÍNA DO JOGADOR

Qual é a probabilidade do jogador atingir a fortuna  $N$  antes de quebrar, dado que começou com  $i$ ? Poderíamos resolver esse problema usando a fórmula do Caso 1 visto anteriormente. Vamos entretanto resolver esse problema de forma analítica, usando o cálculo de probabilidade por condicionamento. Seja  $A_i$  o evento o jogador atinge  $N$  antes de quebrar, começando de  $i$ . Seja  $Y = 1$  se a primeira jogada é vitoriosa,  $Y = 0$  caso contrário. Temos que

$$P(A_i) = E(P(A_i|Y)).$$

Temos também que para  $1 \leq i \leq N - 1$ ,

$$P(A_i|Y = 1) = P(A_{i+1})$$

$$P(A_i|Y = 0) = P(A_{i-1}).$$

## A RUÍNA DO JOGADOR

Logo,

$$\begin{aligned}P(A_i) &= E(P(A_i|Y)) = p \times P(A_i|Y = 1) + (1 - p) \times P(A_i|Y = 0) \\ &= p \times P(A_{i+1}) + (1 - p) \times P(A_{i-1}).\end{aligned}$$

Escrevendo  $P_i = P(A_i)$ ,  $q = 1 - p$ , temos a seguinte equações a diferenças e condições inicial e terminal:

$$P_i = p \times P_{i+1} + q \times P_{i-1}, \quad P_0 = 0, \quad P_N = 1.$$

## A RUÍNA DO JOGADOR

Resolvendo para  $q \neq p$  temos a fórmula fechada,

$$P_i = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^i}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N}.$$

Para  $q = p$  temos a fórmula fechada,

$$P_i = \frac{i}{N}.$$