

Проект 1.1

Андрей Коновалов, 073

1 Markov chains

1.1 Exercise 1.1

Воспользуемся следующим определением марковской цепи с непрерывным временем.

Определение 1 Однородная марковская цепь с непрерывным временем с интенсивностями переходов $\lambda(x, y)$ - это случайный процесс $X(t)$, который принимает значения из конечного или счетного пространства состояний S , и удовлетворяет

$$\begin{aligned}P\{X(t+h) = x \mid X(t) = x\} &= 1 - \lambda(x)h + o(h), \\P\{X(t+h) = y \mid X(t) = x\} &= \lambda(x, y)h + o(h),\end{aligned}$$

где $y \neq x$ и $\lambda(x) = \sum_{y \neq x} \lambda(x, y)$.

Процесс Пуассона N с интенсивностью $\lambda > 0$ удовлетворяет

$$\begin{aligned}P\{N(t+h) = j \mid N(t) = j\} &= 1 - \lambda h + o(h), \\P\{N(t+h) = j+1 \mid N(t) = j\} &= \lambda h + o(h).\end{aligned}$$

А значит, по определению, процесс Пуассона является марковской цепью с непрерывным временем и пространством состояний $S = \{0, 1, 2, \dots\}$.

2 Walks on graphs

2.1 Exercise 2.1

По сути, нам нужно показать эквивалентность следующих утверждений:

$$\begin{aligned}\exists \pi'(x) : \sum_x \pi'(x) &= 1, \\ \forall y : \sum_x \pi'(x)p(x, y) &= \pi'(y)\end{aligned}\tag{1}$$

и

$$\begin{aligned} \exists \pi(x) : \forall y : \sum_x \pi(x)p(x, y) &= \pi(y), \\ \sum_{x, y} c(x, y) < 1, \quad c(x, y) &= \pi(x)p(x, y), \end{aligned} \quad (2)$$

причем

$$\pi(x) \sim \pi'(x), \quad (3)$$

предполагая, что соответствующий графу марковский процесс обратим.

2.1.1 (1) \Rightarrow (2)

Сначала покажем (1) \Rightarrow (2).

$$\begin{aligned} (1) \Rightarrow \\ \forall y : \sum_x \pi'(x)p(x, y) &= \pi'(y) \Rightarrow \\ \sum_y \sum_x \pi'(x)p(x, y) &= \sum_y \pi'(y) = 1 \Rightarrow \\ \sum_{x, y} \frac{\pi'(x)}{2} p(x, y) &= \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Определим $\pi(x) = \frac{\pi'(x)}{2}$, тогда

$$\sum_{x, y} \frac{\pi'(x)}{2} p(x, y) = \sum_{x, y} \pi(x)p(x, y) = \sum_{x, y} c(x, y) = \frac{1}{2} < 1.$$

А также

$$\forall y : \sum_x \pi'(x)p(x, y) = \pi'(y) \Rightarrow \forall y : \sum_x \pi(x)p(x, y) = \pi(y).$$

И, значит,

$$\begin{aligned} \exists \pi(x) = \frac{\pi'(x)}{2} : \forall y : \sum_x \pi(x)p(x, y) &= \pi(y), \\ \sum_{x, y} c(x, y) < 1, \quad c(x, y) &= \pi(x)p(x, y), \end{aligned}$$

2.1.2 (2) \Rightarrow (1)

Теперь покажем (2) \Rightarrow (1).

$$\begin{aligned} (2) \Rightarrow \\ \sum_{x, y} c(x, y) &= K < 1 < \infty. \end{aligned}$$

Определим

$$\pi'(x) = \frac{\sum_y c(x, y)}{\sum_{x, y} c(x, y)} = \frac{\sum_y c(x, y)}{K}.$$

Тогда

$$\sum_x \pi'(x) = \sum_x \frac{\sum_y c(x, y)}{\sum_{x, y} c(x, y)} = \frac{\sum_{x, y} c(x, y)}{\sum_{x, y} c(x, y)} = \frac{K}{K} = 1.$$

Заметим, что

$$\pi'(x) = \frac{\sum_y c(x, y)}{K} = \frac{\sum_y \pi(y)p(y, x)}{K} = \frac{\pi(x)}{K}.$$

Осталось показать, что

$$\forall y : \sum_x \pi'(x)p(x, y) = \pi'(y).$$

Заметим, что $\forall y$

$$\begin{aligned} \sum_x \pi'(x)p(x, y) &= \pi'(y) \Leftrightarrow \\ \sum_x \frac{\sum_z c(x, z)}{K} p(x, y) &= \frac{\sum_x c(y, x)}{K} \Leftrightarrow \\ \sum_x \sum_z c(x, z)p(x, y) &= \sum_x c(y, x) \Leftrightarrow \\ \forall x : \sum_z c(x, z)p(x, y) &= c(y, x) \Leftrightarrow \\ \forall x : p(x, y) \sum_z c(x, z) &= c(y, x) \Leftrightarrow \\ \forall x : p(x, y) \sum_z c(x, z) &= \pi(x)p(x, y) \Leftrightarrow \\ \forall x : \sum_z c(x, z) &= \pi(x) \Leftrightarrow \\ \forall x : \sum_z \pi(z)p(z, x) &= \pi(x) \Leftrightarrow \\ (2). \end{aligned}$$

И, значит,

$$\begin{aligned} \exists \pi'(x) = \frac{\pi(x)}{K} : \sum_x \pi'(x) &= 1, \\ \forall y : \sum_x \pi'(x)p(x, y) &= \pi'(y). \end{aligned}$$

3 Queues

3.1 Exercise 3.1

Опишем марковскую очередь с $\rho = \frac{\lambda}{\mu}$, где λ - скорость появления новых клиентов, а μ - скорость обслуживания.

Каждое состояние марковского процесса будет описываться текущим количеством клиентов в очереди k . Интенсивности переходов

$$\begin{aligned} q(k, k+1) &= \lambda, & k = 0, 1, \dots, \\ q(k, k-1) &= \mu, & k = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

3.1.1 Случай $\rho < 1$

В соответствии с упражнением 3.2, стационарное распределение вероятностей в этом случае

$$\pi(k) = (1 - \rho)\rho^k, \quad k = 0, 1, \dots$$

Убедимся, что такая цепь является возвратной:

$$\begin{aligned} \pi(k)q(k, k+1) &= (1 - \rho)\rho^k\lambda, \\ \pi(k+1)q(k+1, k) &= (1 - \rho)\rho^{k+1}\mu = (1 - \rho)\rho^k\lambda. \end{aligned}$$

3.1.2 Случай $\rho > 1$

В соответствии с упражнением 3.2, стационарная мера в этом случае

$$\pi(k) = \rho^k, \quad k = 0, 1, \dots$$

Убедимся, что такая цепь является возвратной:

$$\begin{aligned} \pi(k)q(k, k+1) &= \rho^k\lambda, \\ \pi(k+1)q(k+1, k) &= \rho^{k+1}\mu = \rho^k\lambda. \end{aligned}$$

3.1.3 Случай $\rho = 1$

В соответствии с упражнением 3.2, стационарная мера в этом случае

$$\pi(k) = 1, \quad k = 0, 1, \dots$$

Убедимся, что такая цепь является возвратной:

$$\begin{aligned} \pi(k)q(k, k+1) &= \lambda, \\ \pi(k+1)q(k+1, k) &= \mu = \lambda. \end{aligned}$$

В каждом из случаев цепь получилась возвратной, а каждая возвратная марковская цепь соответствует некоторому случайному блужданию на графе.

3.2 Exercise 3.2

Интенсивности переходов между состояниями определяются, как

$$\begin{aligned} q(k, k+1) &= \lambda, \quad k = 0, 1, \dots, \\ q(k, k-1) &= \mu, \quad k = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Соответственно, матрица интенсивностей переходов определяется, как

$$Q = \begin{pmatrix} -\lambda & \lambda & & \\ \mu & -(\lambda + \mu) & \lambda & \\ & \mu & -(\lambda + \mu) & \lambda \\ & & \ddots & \ddots \end{pmatrix}.$$

Будем искать стационарное распределение в соответствии с основным кинетическим уравнением

$$\frac{d\pi}{dt} = \pi Q.$$

Расписав его построчно для нашей матрицы Q , получим

$$\begin{aligned} -\lambda\pi(0) + \mu\pi(1) &= 0, \\ \lambda\pi(k-1) - (\lambda + \mu)\pi(k) + \mu\pi(k+1) &= 0, \quad k \geq 1. \end{aligned}$$

Можно легко убедиться, что эта система уравнений эквивалентна

$$\lambda\pi(k) = \mu\pi(k+1), \quad k \geq 0.$$

Таким образом, получаем

$$\pi(k) = \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^k \pi(0) = \rho^k \pi(0), \quad k \geq 0.$$

Для случая $\rho < 1$ можно нормировать

$$\sum_k \pi(k) = \sum_k \rho^k \pi(0) = \frac{1}{1-\rho} \pi(0) = 1 \Rightarrow \pi(0) = 1 - \rho$$

и получить стационарное распределение вероятностей

$$\pi(k) = (1 - \rho)\rho^k, \quad k \geq 0.$$

Для случая $\rho > 1$ можно взять $\pi(0) = 1$ и получить стационарную меру

$$\pi(k) = \rho^k, \quad k \geq 0.$$

Так же и для случая $\rho = 1$ можно взять $\pi(0) = 1$ и получить стационарную меру

$$\pi(k) = 1, \quad k \geq 0.$$