

Лекции 6

Предельная теорема для неприводимых марковских цепей

Установим предельную теорему для марковских цепей. Эта теорема для конечных цепей с положительными переходными вероятностями была установлена Марковым, а для неприводимых счетных цепей – Колмогоровым (см. теорему 1).

Определение 1. Марковская цепь называется *неприводимой*, если ее произвольные два состояния являются сообщающимися.

Определение 2. Неприводимая марковская цепь называется *возвратной* (положительно возвратной и т.д.), если возвратно (положительно возвратно и т.д.) хотя бы одно ее состояние (а значит, и все остальные).

Теорема 1. Пусть $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}_0\}$ – неприводимая положительно возвратная и непериодическая марковская цепь с множеством состояний S . Тогда для произвольной пары $k, i \in S$ существует положительный предел

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \pi_i, \quad (1)$$

не зависящий от k . Набор чисел $\pi_i, i \in S$, является единственным неотрицательным решением системы уравнений

$$\sum_{i \in S} x_i = 1; \quad \sum_{j \in S} p_{ji} x_j = x_i, \quad i \in S. \quad (2)$$

Доказательство. Пусть цепь стартует из состояния i . Заметим (см. соотношения (3) и (4) предыдущей лекции), что при $n \in \mathbb{N}$

$$p_{ii}(n) = u_n, \quad (3)$$

где

$$u_n = \sum_{k=1}^{\infty} \mathbf{P}^{(i)}(T_k = n).$$

Здесь величины T_1, T_2, \dots можно воспринимать как моменты восстановления вложенного процесса восстановления $\{\nu(t), t \geq 0\}$. По условию теоремы распределение случайной величины T_1 является арифметическим с максимальным шагом 1 и $\mathbf{E}^{(i)} T_1 := a < +\infty$. По локальной теореме восстановления

$$\lim_{n \rightarrow \infty} u_n = \pi_i,$$

где $\pi_i = 1/a > 0$. Следовательно, ввиду (3)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ii}(n) = \pi_i. \quad (4)$$

Пусть k – произвольное состояние, не равное i . Предположим, что цепь стартует из состояния k и $T_{k,i}$ – момент первого попадания марковской цепи в состояние i . В силу леммы 1 лекции 5

$$\mathbf{P}^{(k)}(T_{k,i} < +\infty) = 1. \quad (5)$$

Положим при $n \in \mathbb{N}$

$$f_{ki}(n) = \mathbf{P}^{(k)}(T_{k,i} = n).$$

Ввиду (5)

$$\sum_{n=1}^{\infty} f_{ki}(n) = \mathbf{P}^{(k)}(T_{k,i} < +\infty) = 1. \quad (6)$$

По формуле полной вероятности (по значениям $T_{k,i}$) при $n \in \mathbb{N}$

$$p_{ki}(n) = \sum_{l=1}^n f_{ki}(l) p_{ii}(n-l).$$

Откуда, полагая $p_{ii}(n) = 0$ при $n \in \{-1, -2, \dots\}$, находим, что при $n \in \mathbb{N}$

$$p_{ki}(n) = \sum_{l=1}^{\infty} f_{ki}(l) p_{ii}(n-l).$$

Ввиду (6) выражение справа имеет смысл математического ожидания, поэтому на основании теоремы о мажорируемой сходимости и соотношения (4) получаем, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \sum_{l=1}^{\infty} f_{ki}(l) \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ii}(n-l) = \pi_i \sum_{l=1}^{\infty} f_{ki}(l).$$

Откуда, снова учитывая (6), видим, что

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \pi_i. \quad (7)$$

Из соотношений (4) и (7) следует (1).

Перейдем к доказательству второй части утверждения теоремы. Поскольку $\sum_{i \in S} p_{ki}(n) = 1$ при $n \in \mathbb{N}$, находим, что для каждого $K \in \mathbb{N}$

$$1 \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \sum_{i \in S, i \leq K} p_{ki}(n) \geq \sum_{i \in S, i \leq K} \liminf_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \sum_{i \in S, i \leq K} \pi_i$$

и, следовательно,

$$1 \geq \sum_{i \in S} \pi_i. \quad (8)$$

Ввиду уравнения Колмогорова-Чепмена при $n \in \mathbb{N}$

$$\sum_{k \in S} p_{jk}(n) p_{ki} = p_{ji}(n+1),$$

поэтому для каждого $K \in \mathbb{N}$

$$\pi_i \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \in S, k \leq K} p_{jk}(n) p_{ki} \geq \sum_{k \in S, k \leq K} \liminf_{n \rightarrow \infty} p_{jk}(n) p_{ki} = \sum_{k \in S, k \leq K} \pi_k p_{ki}$$

и, следовательно,

$$\pi_i \geq \sum_{k \in S} \pi_k p_{ki}. \quad (9)$$

Покажем, что на самом деле при всех $i \in S$

$$\pi_i = \sum_{k \in S} \pi_k p_{ki}. \quad (10)$$

Предположим, что $\sum_{k \in S} \pi_k p_{ki_0} < \pi_{i_0}$ при некотором $i_0 \in S$. Тогда (см. (9))

$$\sum_{i \in S} \pi_i > \sum_{i \in S} \sum_{k \in S} \pi_k p_{ki} = \sum_{k \in S} \pi_k \sum_{i \in S} p_{ki} = \sum_{k \in S} \pi_k,$$

что невозможно. Итак, соотношение (10) установлено.

Из соотношения (10) выведем методом математической индукции, что при всех $n \in \mathbb{N}$

$$\pi_i = \sum_{k \in S} \pi_k p_{ki}(n). \quad (11)$$

При $n = 1$ это соотношение справедливо ввиду (10). Осталось показать, что если (11) справедливо при некотором $n \in \mathbb{N}$, то оно справедливо при $(n + 1)$. В самом деле, ввиду уравнения Колмогорова-Чепмена

$$\sum_{k \in S} \pi_k p_{ki}(n+1) = \sum_{k \in S} \pi_k \sum_{l \in S} p_{kl}(n) p_{li} = \sum_{l \in S} p_{li} \sum_{k \in S} \pi_k p_{kl}(n) = \sum_{l \in S} p_{li} \pi_l = \pi_i,$$

что требовалось доказать.

К правой части соотношения (11) можно применить теорему о мажорируемой сходимости ввиду соотношения (8), поэтому

$$\pi_i = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \in S} \pi_k p_{ki}(n) = \sum_{k \in S} \pi_k \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \pi_i \sum_{k \in S} \pi_k.$$

Итак, $\pi_i = \pi_i \sum_{k \in S} \pi_k$ и $\pi_i > 0$. Следовательно,

$$\sum_{k \in S} \pi_k = 1. \quad (12)$$

Соотношения (10) и (12) означают, что последовательность π_1, π_2, \dots является решением системы уравнений (2).

Установим единственность. Пусть справедливо соотношение (2) для неотрицательных x_i , $i \in S$. Тогда при каждом $n \in \mathbb{N}$

$$x_i = \sum_{k \in S} x_k p_{ki}(n) \quad (13)$$

(соотношение (13) выводится так же, как (11)). К правой части соотношения (13) можно применить теорему о мажорируемой сходимости ввиду того, что $x_k \geq 0$ при $k \in S$ и $\sum_{k \in S} x_k = 1$, поэтому

$$x_i = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \in S} x_k p_{ki}(n) = \sum_{k \in S} x_k \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \sum_{k \in S} x_k \pi_i = \pi_i \sum_{k \in S} x_k = \pi_i.$$

Таким образом, единственность решения системы уравнений (2) установлена. Теорема доказана.

Придадим теореме 1 вид предельной теоремы в обычном понимании.

Утверждение 1. *Если $\{\xi_n\}$ – марковская цепь, удовлетворяющая условиям теоремы 1, то при $n \rightarrow \infty$*

$$\{\xi_n\} \xrightarrow{D} \xi,$$

где ξ – случайная величина со значениями в S , причем $\mathbf{P}(\xi = i) = \pi_i$ при $i \in S$.

Доказательство. Заметим, что если $\{p_k, k \in S\}$ – начальное распределение, то при $i \in S$

$$\mathbf{P}(\xi_n = i) = \sum_{k \in S} p_k p_{ki}(n). \quad (14)$$

К правой части соотношения (14) можно применить теорему о мажорируемой сходимости, поэтому

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(\xi_n = i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \in S} p_k p_{ki}(n) = \sum_{k \in S} p_k \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = \sum_{k \in S} p_k \pi_i = \pi_i.$$

Теорема доказана.

Рассмотрим марковскую цепь $\{\xi_n\}$ с множеством состояний S (условия теоремы 1 при этом могут быть не выполнены). Каждое неотрицательное решение π_1, π_2, \dots системы уравнений (2) задает распределение вероятностей на множестве S . Это распределение называется *стационарным*.

Утверждение 2. *Если начальное распределение марковской цепи $\{\xi_n\}$ является стационарным, то эта цепь является стационарной случайной последовательностью, т.е. для произвольных $n \in \mathbb{N}_0$ и $l \in \mathbb{N}$*

$$(\xi_0, \dots, \xi_n) \stackrel{D}{=} (\xi_l, \dots, \xi_{l+n}).$$

Доказательство. Если $\mathbf{P}(\xi_0 = j) = \pi_j$ при $j \in S$, то (см. (13)) при $l \in \mathbb{N}$

$$\mathbf{P}(\xi_l = i) = \sum_{j \in S} \mathbf{P}(\xi_0 = j, \xi_l = i) = \sum_{j \in S} \mathbf{P}(\xi_0 = j) p_{ji}(l) = \sum_{j \in S} \pi_j p_{ji}(l) = \pi_i$$

Следовательно, $\xi_l \stackrel{D}{=} \xi_0$. Поэтому, учитывая лемму 1 лекции 4, находим, что при $i_0, \dots, i_n \in S$

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(\xi_l = i_0, \dots, \xi_{l+n} = i_n) &= \\ &= \mathbf{P}(\xi_l = i_0) \mathbf{P}(\xi_{l+1} = i_1, \dots, \xi_{l+n} = i_n \mid \xi_l = i_0) = \\ &= \mathbf{P}(\xi_0 = i_0) \prod_{k=1}^n p_{i_{k-1} i_k} = \mathbf{P}(\xi_0 = i_0, \dots, \xi_n = i_n), \end{aligned}$$

что требовалось доказать.

Рассмотрим пример применения теоремы 1.

Случайное блуждание с двумя экранами. Предположим, что блуждание имеет два экрана: в точке 0 и в точке $m \in \mathbb{N}$, и стартует из точки $l \in \mathbb{N}$, причем $0 < l < m$. Предположим, что оба экрана являются отражающими. Это означает, что блуждающая частица до момента попадания в состояние 0 или m движется так же, как в случае простого случайного блуждания. При попадании в состояние 0 частица в следующий целый момент времени либо остается в этом состоянии с вероятностью q , либо переходит в состояние 1 с вероятностью p . При попадании в состояние m в следующий целый момент времени частица либо остается на месте с вероятностью p , либо переходит в состояние $(m - 1)$ с вероятностью q . Множество состояний является множество $S = \{0, 1, \dots, m\}$. Переходная матрица размером $(m + 1) \times (m + 1)$ имеет вид

$$P = \begin{pmatrix} q & p & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ q & 0 & p & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & q & 0 & p & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & q & 0 & p \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & q & p \end{pmatrix}.$$

Очевидно, что эта цепь является неприводимой. Конечная неприводимая марковская цепь является положительно возвратной (докажите сами). Состояние 0 является непериодическим, поскольку $p_{00} = q > 0$. Следовательно, рассматриваемая марковская цепь является непериодической. Таким образом, рассматриваемая цепь удовлетворяет условиям теоремы 1. Найдем пределы переходных вероятностей. Система уравнений (2) принимает следующий матричный вид:

$$\sum_{i=0}^m x_i = 1, \quad \bar{x}P = \bar{x},$$

где P – переходная матрица, $\bar{x} = (x_0, \dots, x_m)$. Следовательно,

$$(x_0, \dots, x_m) \begin{pmatrix} q & p & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ q & 0 & p & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & q & 0 & p & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & q & 0 & p \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & q & p \end{pmatrix} = (x_0, \dots, x_m)$$

или

$$\begin{cases} x_0 = qx_0 + qx_1 & , \\ x_1 = px_0 + qx_2 & , \\ x_2 = px_1 + qx_3 & , \\ \dots & \\ x_{m-1} = px_{m-2} + qx_m & , \\ x_m = px_{m-1} + px_m & . \end{cases}$$

Откуда, вспоминая, что $p + q = 1$, получаем, что

$$\begin{cases} px_0 = qx_1 & , \\ p(x_1 - x_0) = q(x_2 - x_1) & , \\ p(x_2 - x_1) = q(x_3 - x_2) & , \\ \dots & \\ p(x_{m-1} - x_{m-2}) = q(x_m - x_{m-1}), & \\ qx_m = px_{m-1} & . \end{cases}$$

Из первого уравнения находим, что $x_1 = \gamma x_0$, где $\gamma = p/q$. Из второго и последующих уравнений, полагая $\Delta_i = x_i - x_{i-1}$ при $i \in \{1, \dots, m\}$, получаем, что

$$\Delta_i = \gamma \Delta_{i-1} = \gamma^2 \Delta_{i-2} = \dots = \gamma^{i-1} \Delta_1 = \gamma^{i-1} (\gamma - 1) x_0.$$

Следовательно, при $i \in \{1, \dots, m\}$

$$x_i = \sum_{l=1}^i \Delta_l + x_0 = \sum_{l=1}^i \gamma^{l-1} (\gamma - 1) x_0 + x_0 = \gamma^i x_0.$$

Складывая все эти равенства и равенство $x_0 = x_0$, находим, что

$$1 = \sum_{i=0}^m \gamma^i x_0,$$

т.е.

$$x_0 = \frac{1}{\sum_{l=0}^m \gamma^l}, \quad x_i = \frac{\gamma^i}{\sum_{l=0}^m \gamma^l}, \quad i \in \{1, \dots, m\}.$$

По теореме 1 при $k, i \in S$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ki}(n) = x_i = \frac{\gamma^i}{\sum_{l=0}^m \gamma^l}.$$