

## Цепи Маркова. Вычисление переходных вероятностей

При изучении систем обслуживания одним из основных методов их расчета является метод основанный на применении теории Марковских процессов. В ТМО используются марковские процессы с непрерывным временем и дискретным множеством состояний. Чтобы лучше понять эти методы целесообразно рассмотреть более простую модель, когда и время дискретно, и множество состояний процесса дискретно. Такие процессы называются цепями Маркова. Их изучению в задачке Свешникова посвящен §38. Там же даны расчетные формулы и пример решения задач.

### Теория

#### 1°. Понятие случайной функции

Случайной функцией называют функцию  $f(t)$ , значение которой при каждом значении аргумента является случайной величиной.

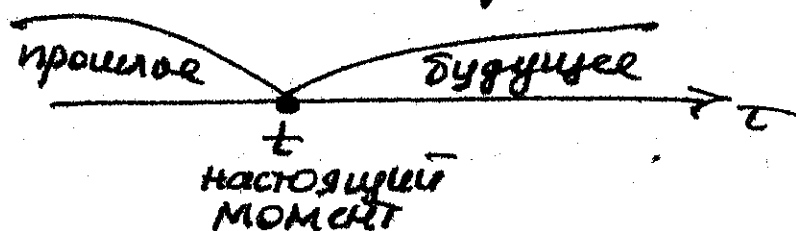
Случайная функция одного аргумента  $t$ , который трактуется как время называется случайным процессом.

#### 2°. Марковские процессы

Среди случайных процессов особо выделяют марковские процессы. Они называются по имени А.А. Маркова, впервые рассмотревшего такие процессы для случая дискретного времени.

С физической точки зрения марковский процесс (МП) — это процесс без памяти. Математически МП определяется так. Рассмотрим случайный процесс  $X(t)$ . Выберем два момента времени: фиксированный

назад момент  $t$  и произвольный будущий момент  $\tau > t$ . Рассмотрим две ординаты процесса  $X=U(t)$  и  $Y=U(\tau)$ . Это есть некоторые случайные величины.



Зафиксируем момент  $t$  и ординату процесса  $X=x$  в момент  $t$ . Тогда если закон распределения  $Y$  при любом  $\tau > t$  зависит только от  $t$  и  $x$  и не зависит от поведения процесса в прошлом при  $\tau < t$ , то процесс называется марковским. Иначе говоря, будущее поведение марковского процесса определяется только моментными характеристиками процесса и не зависит от его предистории.

### 3° Цепь Маркова (ЦМ)

Цепью Маркова называют МПС с дискретным множеством состояний и дискретным временем. Для цепи Маркова можно проинтерпретировать все моменты времени  $t$ , считая что  $t$  принимает целые метрические значения. Можно проинтерпретировать и все состояния процесса, а отсчитывать номер состояния  $N(t)$ , считая что  $t$  принимает значения  $0, 1, 2, \dots$

### 4° Вероятности состояний ЦМ

Допустим, что имеем  $m$  состояний цепи Маркова. Введем вероятности состояний в момент  $t$

$$P_i(t) = P\{N(t)=i\}, \quad (i=\overline{1, m}; m \leq \infty). \quad (1)$$

Из этих вероятностей можно сформировать вектор вероятностей состояний

$$\vec{P}(t) = \{P_i(t)\}_{i=1}^m. \quad (2)$$

При записи формул теории ЦМ часто бывает удобно использовать не вектор (2) а матрицу-строку вероятностей

$$\vec{P}(t) = \|P_i(t)\|_{i=1}^m = \vec{P}^T(t), \quad (3)$$

где  $T$  — символ транспонирования. Условием во избежание путаницы строку вероятностей всегда помещать сверху пертой, а вектор-столбиком, как это показано в (2) и (3).

Вероятности состояний ЦМ удовлетворяют двум очевидным ограничениям

$$0 \leq P_i(t) \leq 1, \quad (i = \overline{1, m}; t = 0, \infty) \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^m P_i(t) \equiv 1, \quad (t = 0, \infty)$$

Последнее условие (4) можно переписать в векторной форме

$$\vec{P}^T(t) \vec{1} \equiv 1, \quad (5)$$

где  $\vec{1}$  обозначает  $m$ -мерный вектор, составленный из единиц

$$\vec{1} = \{1, \dots, 1\}.$$

5°. Начальные условия ЦМ

Считаем начальным моментом  $t=0$ . Номер начального состояния

$$N(0) = N_0, \quad (6)$$

высказываясь можно быть случайным. Тогда нужно задать распределение  $N_0$

$$P\{N_0 = i\} = P_{0i}, \quad (i = \overline{1, m}). \quad (7)$$

Из вероятностей  $P_{0i}$  формируем вектор вероятностей начального состояния

$$\vec{P}_0 = \{P_{0i}\}_{i=1}^m \quad (8)$$

Очевидно, для начального состояния ЦМ

$$\vec{P}(0) = \vec{P}_0 \quad (9)$$

6°. Вероятности перехода ЦМ

$$P_{ij}(t) = P\{N(t)=j | N(t-1)=i\}, \quad (i, j = \overline{1, m}). \quad (10)$$

Из вероятностей перехода формируется матрица перехода ЦМ

$$P(t) = \| P_{ij}(t) \|_{i,j=1}^m \quad (11)$$

В общем говоря, матрица перехода может зависеть от момента времени  $t$ .

7° Ограничение на вероятности перехода

$$0 \leq P_{ij}(t) \leq 1, \quad (i, j = \overline{1, m}; t = \overline{1, \infty}), \quad (12)$$
$$\sum_{j=1}^m P_{ij}(t) = 1, \quad (i = \overline{1, m}; t = \overline{1, \infty}).$$

Второе условие (12) физически означает, что выходе из какого-либо состояния ЦМ мы обязательно перейдем в одно из  $m$  имеющихся состояний этой цепи. Математически это значит, что сумма элементов матрицы  $P(t)$  по каждой строке должны равняться единице. Такую матрицу называют стохастической.

8° Однородная ЦМ

Цепь называется однородной, если матрица перехода  $P$  постоянна для всех моментов времени

$$P(t) = \text{const}(t) = P. \quad (13)$$

9° Конечная цепь Маркова

Цепь называется конечной, если  $m < \infty$ , в противном случае при  $m = \infty$  цепь называется бесконечной.

10° Выражение вероятностей состояния через вероятности начального состояния и матрицу перехода

$$\bar{P}(t) = \bar{P}(0) \prod_{j=1}^t P(j). \quad (14)$$

Это основная формула теории ЦМ. Она отражает марковское свойство цепи и доказывается по индукции.

11°. Случай однородной ЧМ

$$\bar{P}(t) = \bar{P}(0) P^t.$$

(15)

Эта формула показывает, что для подсчета вероятностей состояния однородной цепи на произвольном  $t$ -м шаге нужно уметь считать степени матрицы перехода. Эта задача хорошо известна в линейной алгебре и для ее решения можно применить несколько методов.

12°. Теорема Сильвестра

Введем характеристический полином матрицы перехода  $P$

$$\Delta(\lambda) = \det(P - \lambda E),$$

(16)

где  $E$  — единичная матрица порядка  $m$ . Рассмотрим корни характеристического уравнения

$$\Delta(\lambda_s) = 0, \quad (s = 1, \bar{m}),$$

(17)

которые будем считать простыми. Тогда

$$P^n = \sum_{j=1}^m \frac{(P - \lambda_1 E) \dots (P - \lambda_{j-1} E) (P - \lambda_{j+1} E) \dots (P - \lambda_m E)}{(\lambda_j - \lambda_1) \dots (\lambda_j - \lambda_{j-1}) (\lambda_j - \lambda_{j+1}) \dots (\lambda_j - \lambda_m)} \lambda_j^n. \quad (18)$$

Формула Сильвестра (18) позволяет выразить произвольную  $n$ -ю степень  $P$  через младшие степени  $P$  от 1 до  $m-1$ .

13°. Диагонализация

В этом методе вначале матрицу  $P$  с помощью преобразования подобия

$$P = H \Delta H^{-1}$$

(19)

выражают через некоторую ортогональную матрицу  $H$

$$H H^T = E$$

(20)

и диагональную матрицу

$$\Delta = \text{diag} \{ \lambda_i \},$$

(21)

где  $\lambda_i$  обозначают характеристические

матрицы (17), которая является простой  
 При сделанных предположениях

$$P^n = H \Lambda^n H^{-1} \quad (22)$$

причем матрица  $\Lambda^n$  является диагональной

$$\Lambda^n = \text{diag} \{ \lambda_i^n \}. \quad (23)$$

#### 14° Формула Перрона

Эта формула в отличие от п.13° и п.14° допускает кратные корни  $\lambda_i$  и кроме того позволяет считать не сразу всю матрицу  $P^n$ , а лишь отдельные ее элементы, требуемые по элементу задачи. Положим

$$P^n = \| P_{ij}^{(n)} \|_{i,j=1}^m. \quad (24)$$

Допустим, что имеются  $\Gamma \leq m$  корней  $\lambda_s$  уравнения (17), причем кратность  $s$ -го корня равняется  $\nu_s$ . Тогда

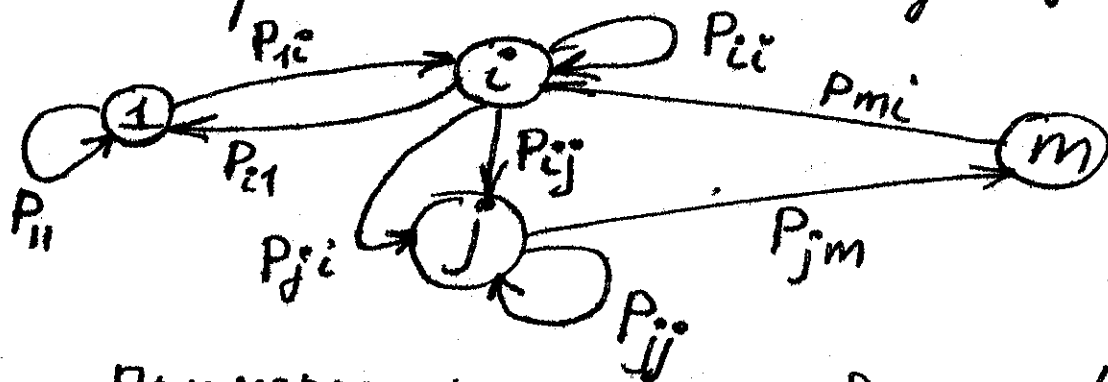
$$P_{ij}^{(n)} = \sum_{s=1}^{\Gamma} \frac{1}{(\nu_s-1)!} \left\{ \frac{d^{\nu_s-1}}{d\lambda^{\nu_s-1}} \left[ \frac{\lambda^n A_{ji}(\lambda)(1-\lambda_s)^{\nu_s}}{\det(\lambda E - P)} \right] \right\}_{\lambda=\lambda_s}, \quad (25)$$

где  $A_{ji}$  — алгебраическое дополнение элемента  $(j, i)$  в определителе  $\det(\lambda E - P)$ . Отмечим, что в формуле Перрона под  $\Delta(\lambda)$  понимается в отличие от (16) не определитель  $\det(P - \lambda E)$ , а определитель  $\det(\lambda E - P)$ .

#### 15° Размещенный граф состояний ЦМ

Для однородных цепей Маркова структуру матрицы перехода удобно представлять графическим в виде размещенного графа состояний. На этом графе состояние ЦМ изображается как вершина графа, а переходы — в виде ребер графа. Граф является ориентированным, а ребра имеют вид стрелок, указывающих на направленные переходы. Если переход происходит с сохранением номера состояния, то

на графе появляется петля, входящая в то же состояние, из которого она выходит. (см. рисунок). Над стрелками подписываются вероятности соответствующих переходов.



## Примеры решения задачи на ЦМ

### Пример 1

ЭВМ в автоматическом режиме обрабатывает поток заявок. Каждая новая поступающая информация с вероятностью  $\alpha$  может быть заражена вирусом, а с вероятностью  $1-\alpha$  не содержит вирусов. Перед выполнением заявки запускается антивирусная программа, которая с вероятностью  $\beta$  переводит ЭВМ в рабочее состояние. Введем состояния ЭВМ

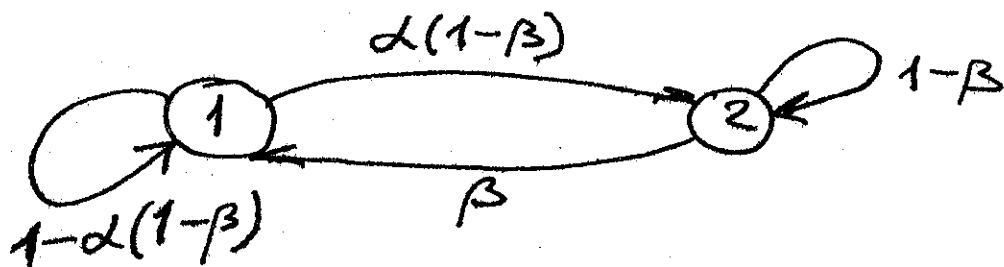
$S_1 = \{ \text{ЭВМ исправна} \}$ ,  $S_2 = \{ \text{ЭВМ заражена} \}$ . Построить матрицу переходов ЦМ, описывающую изменение состояний ЭВМ.

### Решение

Если ЭВМ находится в исправном состоянии, то для ее перехода в нерабочее состояние должны совместно произойти два события: заражение вирусом и несрабатывание антивируса. Следовательно,  $P_{12} = \alpha(1-\beta)$ . В силу стохастичности матрицы  $P$  имеем  $P_{11} = 1 - \alpha(1-\beta)$ . Ясно, что  $P_{22} = 1-\beta$ , а значит  $P_{21} = \beta$ . Матрица переходов будет иметь вид

$$P = \begin{pmatrix} 1 - \alpha(1-\beta) & \alpha(1-\beta) \\ \beta & 1-\beta \end{pmatrix}.$$

Размещенный граф состояний таков:



### Пример 2

Определить вероятность того, что после  $n$  последовательных переименований случайных чисел  $X_j$ , записанных в троичной системе получится число, оканчивающееся цифрой  $k$  ( $k=0, 1, 2$ ), если последней цифрой чисел  $X_j$  с равной вероятностью  $1/3$  может оказаться 0, 1 или 2.

### Решение

Обозначим через  $T(n)$  последнюю цифру произведения  $n$  случайных чисел. Очевидно в условиях задачи  $T(n)$  образует марковский цепь с матрицей переходов

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

Характеристический полином  $P$ :

$$\Delta(\lambda) = |P - \lambda E| = \begin{vmatrix} 1-\lambda & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3-\lambda & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3-\lambda \end{vmatrix} =$$

$$= (1-\lambda) \begin{vmatrix} 1/3-\lambda & 1/3 \\ 1/3 & 1/3-\lambda \end{vmatrix} =$$

$$= (1-\lambda) \left[ \left(\frac{1}{3}-\lambda\right)^2 - \frac{1}{9} \right] = (1-\lambda) \lambda \left(\lambda - \frac{2}{3}\right)$$

$$\lambda_1 = 1, \lambda_2 = \frac{2}{3}, \lambda_3 = 0$$

Пользуемся теоремой Сильвестра!



$$P^n = \frac{(P - \lambda_2 E)(P - \lambda_3 E)}{(\lambda_1 - \lambda_2)(\lambda_1 - \lambda_3)} \lambda_1^n + \frac{(P - \lambda_1 E)(P - \lambda_3 E)}{(\lambda_2 - \lambda_1)(\lambda_2 - \lambda_3)} \lambda_2^n + \frac{(P - \lambda_1 E)(P - \lambda_2 E)}{(\lambda_3 - \lambda_1)(\lambda_3 - \lambda_2)} \lambda_3^n.$$

Поскольку  $\lambda_3 = 0$ , то остается в сумме лишь два первых члена.

$$P - \lambda_2 E = \begin{vmatrix} 1 - \frac{2}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} - \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} - \frac{2}{3} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & -\frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{1}{3} \end{vmatrix}$$

$$P - \lambda_1 E = \begin{vmatrix} 1 - 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} - 1 & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} - 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} \end{vmatrix}$$

$$(P - \lambda_2 E)(P - \lambda_3 E) = (P - \lambda_2 E)P =$$

$$= \begin{vmatrix} \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & -\frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{1}{3} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 \end{vmatrix}$$

$$(P - \lambda_1 E)(P - \lambda_3 E) = (P - \lambda_1 E)P =$$

$$= \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & -\frac{2}{3} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \frac{2}{9} & -\frac{1}{9} & -\frac{1}{9} \\ \frac{2}{9} & -\frac{1}{9} & -\frac{1}{9} \end{vmatrix}$$

$$P^n = 3 \begin{vmatrix} \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 \end{vmatrix} - \frac{2}{9} \begin{vmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \frac{2}{9} & -\frac{1}{9} & -\frac{1}{9} \\ \frac{2}{9} & -\frac{1}{9} & -\frac{1}{9} \end{vmatrix} \left(\frac{2}{3}\right)^n =$$

$$= \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 - (\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n \\ 1 - (\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n \end{vmatrix}$$

$$\bar{P}(0) = \left\| \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3} \right\|$$

$$\bar{P}(n) = \bar{P}(0) P^n = \left\| \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3} \right\|.$$

$$\begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 - (\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n \\ 1 - (\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n & \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n \end{vmatrix} =$$

$$= \left\| 1 - (\frac{2}{3})^n, \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n, \frac{1}{2}(\frac{2}{3})^n \right\|$$

### Пример 3

ЭВМ может находиться в двух состояниях: исправном ( $N=1$ ) и неисправном ( $N=2$ ). После выполнения каждого очередного задания состояние может измениться случайным образом. Вероятность сохранения исправного состояния равна  $\alpha$ , неисправного —  $\beta$ . Определить вероятности состояния ЭВМ после  $n$  выполненных заданий, если томо известно, что вначале она была исправна

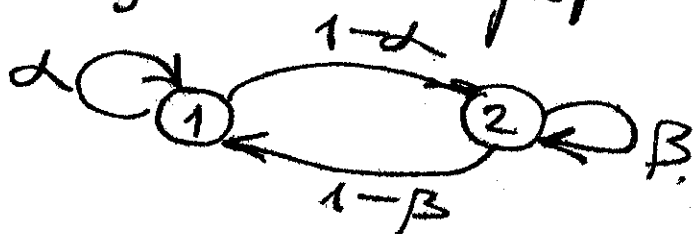
#### Решение

Имеем по условию!

$$\bar{P}(0) = \left\| 1, 0 \right\|,$$

$$P = \begin{pmatrix} \alpha & 1-\alpha \\ 1-\beta & \beta \end{pmatrix}.$$

Размеченный граф состоит



характеристический полином

$$\Delta(\lambda) = \det(P - \lambda E) = \begin{vmatrix} \alpha - \lambda & 1 - \alpha \\ 1 - \beta & \beta - \lambda \end{vmatrix} =$$

$$= (\alpha - \lambda)(\beta - \lambda) - (1 - \alpha)(1 - \beta) =$$

$$= \lambda^2 - (\alpha + \beta)\lambda - 1 + (\alpha + \beta),$$

$$\lambda_1 = 1, \quad \lambda_2 = \alpha + \beta - 1.$$

По теореме Сильвестра:

$$P^n = \frac{P - \lambda_2 E}{\lambda_1 - \lambda_2} \lambda_1^n + \frac{P - \lambda_1 E}{\lambda_2 - \lambda_1} \lambda_2^n$$

$$P - \lambda_2 E = \begin{pmatrix} 1 - \beta & 1 - \alpha \\ 1 - \beta & 1 - \alpha \end{pmatrix}$$

$$P - \lambda_1 E = \begin{pmatrix} \alpha - 1 & 1 - \alpha \\ 1 - \beta & \beta - 1 \end{pmatrix}$$

$$P^n = \frac{1}{(2 - \alpha - \beta)} \begin{pmatrix} (1 - \beta) + (1 - \alpha)\lambda_2^n & (1 - \alpha)(1 - \lambda_2^n) \\ (1 - \beta)(1 - \lambda_2^n) & (1 - \alpha) + (1 - \beta)\lambda_2^n \end{pmatrix}$$

$$\bar{P}(n) = \bar{P}(0) P^n = \frac{1}{(2 - \alpha - \beta)} \begin{pmatrix} (1 - \beta) + (1 - \alpha)\lambda_2^n & (1 - \alpha)(1 - \lambda_2^n) \\ (1 - \beta)(1 - \lambda_2^n) & (1 - \alpha) + (1 - \beta)\lambda_2^n \end{pmatrix}$$

Интересно заметить, что существует предел

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{P}(n) = \frac{1}{(2 - \alpha - \beta)} \begin{pmatrix} (1 - \beta) & (1 - \alpha) \\ (1 - \beta) & (1 - \alpha) \end{pmatrix}$$

то есть

$$P_{1\infty} = \frac{1 - \beta}{2 - \alpha - \beta}, \quad P_{2\infty} = \frac{1 - \alpha}{2 - \alpha - \beta}.$$