Основы теории массового обслуживания

Лекция 1. Введение. Элементы теории случайных процессов

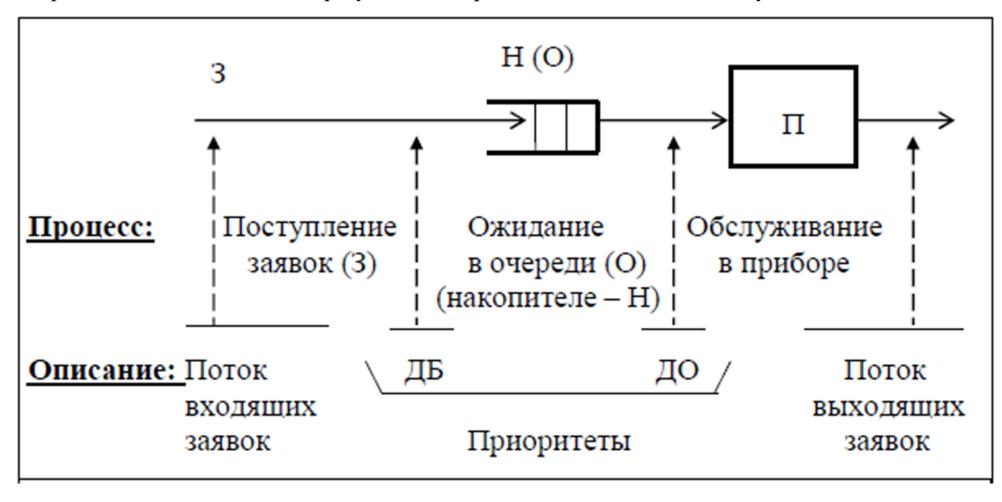
Введение

Системой массового обслуживания (СМО) называется любая система, предназначенная для обслуживания каких-либо заявок (требований), поступающих на нее в случайные моменты времени.

Теория массового обслуживания (ТМО) изучает случайные процессы, протекающие в системах массового обслуживания.

Предметом теории массового обслуживания является количественная сторона процессов, связанных с массовым обслуживанием. Для анализа этих процессов строится математическая модель обслуживающей системы, связывающая заданные условия работы системы с показателями эффективности, описывающими ее способность справляться с потоком требований. При исследовании системы массового обслуживания используются методы дискретной математики, теории дифференциальных уравнений, теории вероятностей и математической статистики, теории случайных процессов.

Система массового обслуживания (СМО) – математический (абстрактный) объект, содержащий один или несколько приборов П (каналов), обслуживающих заявки 3, поступающие в систему, и накопитель Н, в котором находятся заявки, образующие очередь О и ожидающие обслуживания



Некоторые сведения из теории вероятностей и математической статистики

- Определение. Событие *A* называется случайным, если при осуществлении определенной совокупности условий оно может либо произойти, либо не произойти. Осуществление определенной совокупности условий называется испытанием или экспериментом.
- Определение. Вся совокупность несовместных исходов эксперимента называется пространством элементарных событий Ω . Исходы ω_i , входящие в эту совокупность, называются элементарными событиями.

$$\Omega = \{ \omega_1, \omega_2, \dots \omega_n \}$$

- Определение. Пусть Ω пространство элементарных событий, u множество всех подмножеств Ω , включая невозможное событие и достоверное событие. Множество u называют алгеброй событий, если оно замкнуто относительно операций сложения и умножения.
- Определение. Пусть Ω пространство элементарных событий, u-алгебра событий, A событие, принадлежащее алгебре событий. Вероятностью P(A) события A называется числовая функция, определенная для любого A из u и удовлетворяющая следующим условиям (аксиомам):
- ✓ 1) P(A) всегда неотрицательна $(P(A) \ge 0)$
- \checkmark 2) $P(\Omega) = 1$
- ✓ 3) $P(\Sigma A_{K}) = \Sigma P(A_{K})$ для несовместных событий $A_{1}, A_{2}, ... A_{n}$ ($A_{i} A_{j} = \emptyset$)
- Определение. Тройка (Ω, u, p) образует вероятностное пространство

• Определение. Случайной величиной X называется действительная *числовая* функция $X = X(\omega)$, определенная на пространстве элементарных событий Ω и такая, что для любого $x \in \mathbb{R}$ множество тех ω , для которых $X(\omega) < x$, принадлежит алгебре событий данного эксперимента.



- Определение. Функцией распределения вероятностей случайной величины X называется функция F(x) = P(X < x).
- Определение. Случайная величина X называется дискретной случайной величиной, если все её значения можно пронумеровать, т.е. $X = \{x_i\}$, (i=1, 2, 3...). Законом распределения дискретной случайной величины (распределением) называется соответствие между ее возможными значениями и их вероятностями, то есть совокупность $\{x_i, p_i\}$, (i=1, 2, 3...)
- Определение. Непрерывной случайной величиной X называется такая случайная величина, которая может принимать любые числовые значения в заданном интервале и для которой существует предел:

$$\rho_X(x) = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x},$$

называемый плотностью распределения вероятностей непрерывной случайной величины Х.

- Определение. Математическим ожиданием дискретной случайной величины называется сумма произведений всех ее возможных значений на их вероятности, т.е. $m_x = M[X] = MX = \sum_{i=1}^n x_i p_i$
- Определение. Математическим ожиданием непрерывной случайной величины X, возможные значения которой принадлежит отрезку [a, b], называется определенный интеграл вида $MX = \int_{a}^{b} x \rho(x) dx$
- Определение. Дисперсией случайной величины называют математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины от ее математического ожидания $DX = D[X] = M[(X M[X])^2]$
- Определение. Величина $\sigma = (D[X])^{1/2}$ называется средним квадратичным отклонением.
- Определение. Коэффициентом вариации случайной величины называют отношение стандартного отклонения σ к математическому ожиданию $m: v_X = var(X) = \sigma/m$.
- Определение. Ковариацией или корреляционным моментом двух случайных величин X и Y называют математическое ожидание произведения отклонений этих величин.

$$cov(X,Y) = \mu_{XY} = M[(X - MX)(Y - MY)] = M[XY] - M[X]M[Y]$$

• Определение. Коэффициентом корреляции двух случайных величин X и Y называют отношение их корреляционного момента к произведению среднеквадратичных отклонений $r_{XY} = \frac{\mu_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}$.

Случайные процессы. Основные определения и понятия

• Определение. Пусть — G_t некоторое множество действительных чисел. Если каждому значению t поставлена в соответствие случайная величина X(t), то говорят, что на множестве G_t задана случайная функция X(t).

Например: броуновское движение частиц, работа телефонных станций, помехи в радиотехнических системах,

 $X(t)=t^2U$, где U- случайная величина, не зависящая от времени.

• **Определение.** Случайная величина $X(t_0)$, соответствующая значению случайной функции при фиксированном значении аргумента $t = t_0$ называется сечением случайной функции.

$$X(t) = t^2 U$$
, $S_{t=1} = U$, $X(t=1) = U$

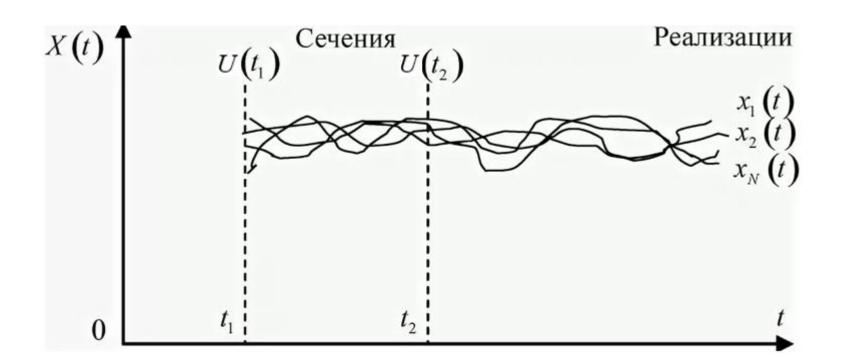
• Определение. Реализацией (траекторией) случайной функции X(t) называют неслучайную функцию X(t), равной которой может оказаться случайной функции в результате испытания.

СФ может быть определена как множество реализаций или совокупность сечений.

Если в качестве аргумента выступает время, то СФ называется случайным процессом.

Классификация случайных процессов:

- дискретный случайный процесс с дискретным временем или случайная последовательность (цепь);
- дискретный случайный процесс с непрерывным временем (число человек в очереди, радиоактивный распад);
- непрерывный случайный процесс с дискретным временем или случайная последовательность (цепь) (процессы, заданные последовательностью сечений);
- непрерывный случайный процесс с непрерывным временем (температура во времени, скорость движения автомобиля во времени).



Корреляционная теория случайных функций

Определение. n-мерным законом распределения случайной функции X(t), зависящей от действительных параметров $t_1, t_2, ... t_n$ называется закон совместного распределения n сечений $(X(t_1), X(t_2), ... X(t_n))$

1. Одномерная функция распределения (функция распределения сечения X(t)):

$$F_1(x/t) = P(X(t) < x)$$

2. Двумерная функция распределения:

$$F_2(x, y/t_1, t_2) = P(X(t_1) < x, X(t_2) < y)$$

.....

Корреляционной теорией случайных функций называют теорию, основанную па изучении моментов первого и второго порядка. Эта теория оказывается достаточной для решения многих задач практики.

Определение. Математическим ожиданием СФ X(t) называют неслучайную функцию $m_X(t)$, значение которой при каждом фиксированном t равно математическому ожиданию соответствующего сечения.

$$m_{X}(t^{*}) = M[X(t^{*})]$$
 (начальный момент 1-го порядка)

Определение. Дисперсией СФ X(t) называют неслучайную, неотрицательную функцию $D_X(t)$, значение которой при каждом фиксированном t равно дисперсии соответствующего сечения.

$$D_X(t^*) = D[X(t^*)]$$
 $\sigma_X(t) = \sqrt{D_X(t)}$ (центральный момент 2-го порядка)

Определение. Корреляционной (автокорреляционной) функцией СФ X(t) называется неслучайная функция $K_X(t_1,t_2)$, значения которой при каждой паре фиксированных аргументов t_1 и t_2 равно корреляционному моменту (ковариации) соответствующих сечений.

$$K_X(t_1,t_2)=Mig[(X(t_1)-m_X(t_1))(X(t_2)-m_X(t_2))ig]$$
 (смешанный центральный момент 2-го порядка)
Замечание. $K_X(t_1,t_1)=D_X(t_1)$

Определение. Нормированной корреляционной (автокорреляционной) функцией СФ X(t) называется функция

$$\rho_X(t_1, t_2) = \frac{K_X(t_1, t_2)}{\sigma_X(t_1)\sigma_X(t_2)} = \frac{K_X(t_1, t_2)}{\sqrt{K_X(t_1, t_1)K_X(t_2, t_2)}}$$

Свойства автокорреляционной функции:

- $K_X(t_1, t_2) = K_X(t_2, t_1)$
- Если $Y(t) = X(t) + \varphi(t)$, где $\varphi(t)$ неслучайная функция, то $K_Y(t_1, t_2) = K_X(t_1, t_2)$
- Если $Y(t) = X(t) \cdot \varphi(t)$, где $\varphi(t)$ неслучайная функция, то $K_Y(t_1, t_2) = K_X(t_1, t_2) \varphi(t_1) \varphi(t_2)$
- $|K_X(t_1, t_2)| \le \sigma_X(t_1)\sigma_X(t_2) = \sqrt{D_X(t_1)D_X(t_2)}$ ($|\rho_X(t_1, t_2)| \le 1$)

Определение. Для оценки степени зависимости двух случайных функций вводят взаимную корреляционную

функцию
$$R_{XY}(t_1, t_2) = M[(X(t_1) - m_X(t_1))(Y(t_2) - m_Y(t_2))] = M \mathring{X}(t_1)\mathring{Y}(t_2)$$

и нормированную взаимную корреляционную функцию $\rho_{X\!\!T}(t_1,t_2) = \frac{R_{X\!\!T}(t_1,t_2)}{\sigma_X(t_1)\sigma_Y(t_2)}$

Замечание. Две случайные функции называются некоррелированными, если $R_{XY}(t_1, t_2) \equiv 0$

Свойства взаимной корреляционной функции:

- $R_{XY}(t_1, t_2) = R_{YX}(t_2, t_1)$
- Если $\widetilde{X}(t) = X(t) + \varphi(t)$, $\widetilde{Y}(t) = Y(t) + \psi(t)$ где $\varphi(t)$, $\psi(t)$ неслучайные функции, то $R_{XY}(t_1, t_2) = R_{XY}(t_1, t_2)$
- Если $\widetilde{X}(t) = X(t) \cdot \varphi(t)$, $\widetilde{Y}(t) = Y(t) \cdot \psi(t)$ где $\varphi(t)$, $\psi(t)$ неслучайные функции, то $R_{XY}(t_1, t_2) = R_{XY}(t_1, t_2) \varphi(t_1) \psi(t_2)$

•
$$|R_{XY}(t_1, t_2)| \le \sigma_X(t_1)\sigma_Y(t_2) = \sqrt{D_X(t_1)D_Y(t_2)}$$
 ($|\rho_{XY}(t_1, t_2)| \le 1$)

Теорема. Корреляционная функция суммы двух коррелированных СФ равна сумме корреляционных функций слагаемых и взаимной корреляционной функции, которая прибавляется дважды с разным порядком следования аргументов.

$$Z(t) = X(t) + Y(t)$$

$$K_{Z}(t_{1},t_{2}) = K_{X}(t_{1},t_{2}) + K_{Y}(t_{1},t_{2}) + R_{XY}(t_{1},t_{2}) + R_{XY}(t_{2},t_{1})$$

Замечание. Если X(t) и Y(t) - не коррелированы, то

$$K_{z}(t_{1},t_{2}) = K_{x}(t_{1},t_{2}) + K_{y}(t_{1},t_{2})$$

Стационарные случайные процессы

Определение. Стационарным (в широком смысле) называется случайный процесс X(t), математическое ожидание которого постоянно при всех значениях аргумента t и корреляционная функция которого зависит только от разности аргументов t_2 - t_1 , т.е.

$$K_X(t_1, t_2) = K_X(t_2 - t_1) = K_X(\tau)$$

Свойства корреляционной функции стационарного процесса:

- $K_{X}(\tau) = K_{X}(-\tau)$
- $|K_X(\tau)| \le K_X(0)$ $(\rho_X(\tau) = \frac{K_X(\tau)}{K_Y(0)}; |\rho_X(\tau)| \le 1)$

Определение. Стационарно-связанными называют два случайных процесса X(t) и Y(t), если их взаимная корреляционная функция зависти только от разности аргументов τ .

$$R_{XY}(t_1,t_2) = R_{XY}(\tau)$$

Замечание.

$$1.R_{xy}(\tau) = R_{yx}(-\tau)$$

2. Из стационарности Х и У не следует их стационарная связанность.

Эргодические случайные процессы

Определение. Средним по конечному промежутку от реализации <u>стационарного</u> случайного процесса *X(t)* называется величина (вообще говоря, случайная), определяемая соотношением

$$\langle x(t)\rangle = \langle x(t)\rangle_0^T = \frac{1}{T}\int_0^T x(t)dt$$

 $\langle ... \rangle$ - усреднение по времени, M[...] - усреднение по распределению

Определение. Стационарный случайный процесс X(t) называют строго эргодическим по отношению к математическому ожиданию, если выполняется условие

$$\left|\lim_{T\to\infty} \langle x(t) \rangle = m_X\right|$$

(среднее по бесконечному промежутку времени от одной (любой) реализации равно среднему по множеству реализаций (среднему по ансамблю))

Определение. Стационарный случайный процесс *X(t)* называют слабо эргодическим по отношению к математическому ожиданию, если среднее по времени от одной (любой) реализации сходится в среднеквадратичном к математическому ожиданию, т.е.

$$\lim_{T \to \infty} \langle x(t) \rangle = m_X$$
 или $\lim_{T \to \infty} M[(\langle x(t) \rangle - m_X)^2] = 0$

Определение. Стационарный случайный процесс X(t) называют слабо эргодическим по отношению к корреляционной функции, если выполняется условие

$$\lim_{T\to\infty} \left\langle \stackrel{\circ}{x(t)} \stackrel{\circ}{x(t+\tau)} \right\rangle = K_X(\tau)$$

Теорема Слуцкого. <u>Необходимым и достаточным</u> условием слабой эргодичности стационарного случайного процесса X(t) по отношению к математическому ожиданию является условие

$$\lim_{T \to \infty} \frac{1}{T} \int_{0}^{T} K_{X}(\tau) (1 - \frac{\tau}{T}) d\tau = 0$$

<u>Достаточным</u> условием слабой эргодичности стационарного случайного процесса X(t) по отношению к математическому ожиданию является условие $K_v(\tau) \to 0$ при $\tau \to \infty$

Замечание 1. Необходимым и достаточным условием эргодичности процесса по отношению к дисперсии является:

$$\lim_{T \to \infty} \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T K_X(t_1, t_2) dt_1 dt_2 = 0$$

Замечание 2. Достаточным условием эргодичности стационарного случайного процесса по отношению к дисперсии является: $K_r(\tau) \to 0$ при $\tau \to \infty$

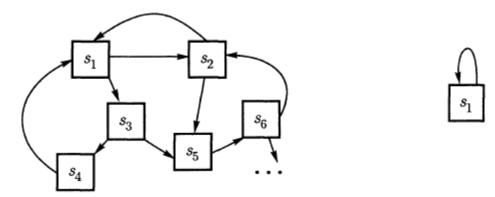
Оценка корреляционной функции для эргодического случайного процесса:

$$K_X^*(\tau) = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T - \tau} x(t) x(t + \tau) dt = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T - \tau} x(t) x(t + \tau) dt - (m_X^*)^2$$

МАРКОВСКИЕ СЛУЧАЙНЫЕ ПРОЦЕССЫ

Случайный процесс, протекающий в какой-либо физической системе S, называется *марковским (или процессом без последствия)*, если он обладает следующим свойством: для любого момента времени вероятность любого состояния системы в будущем (при $t > t_0$) зависит только от ее состояния в настоящем (при $t=t_0$) и не зависит от того, когда и каким образом система S пришла в это состояние.

Далее будем рассматривать только марковские процессы с дискретными состояниями $s_1, s_2, ... s_n$. Такие процессы удобно иллюстрировать с помощью графа состояний (переходов).



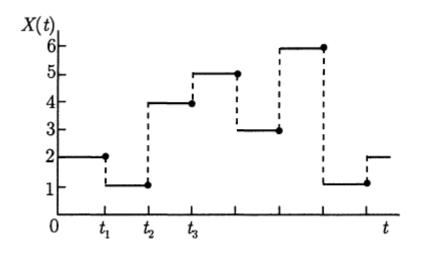
Возможные задержки в прежнем состоянии изображаются стрелкой («петлей»), направленной из данного состояния в него же. Число состояний системы может быть как конечным, так и бесконечным (но счетным). Граф переходов называется размеченным, если на дугах графа указаны условия перехода в виде вероятностей переходов (для процессов с дискретным временем) или интенсивностей переходов (для процессов с непрерывным временем).

Марковский случайный процесс с дискретными состояниями и дискретным временем

Марковский случайный процесс с дискретными состояниями и дискретным временем обычно называют марковской цепью. Для такого процесса моменты t_1, t_2, \ldots , когда система S может менять свое состояние, удобно рассматривать как последовательные шаги процесса, а в качестве аргумента, от которого зависит процесс, рассматривать не время t, а номер шага: $1, 2, \ldots, k, \ldots$. Случайный процесс в этом случае характеризуется последовательностью состояний $S(0), S(1), S(2), \ldots, S(k), \ldots$, если S(0) — начальное состояние системы (перед первым шагом); S(1) — состояние системы непосредственно после первого шага; ...; S(k) — состояние системы непосредственно после k - то шага

Событие $\{S(k) = s_i\} = \{$ сразу после k -го шага система находится в состоянии $s_i\}$ (i= 1,2,...) является случайным событием, поэтому последовательность состояний можно рассматривать как последовательность случайных событий. Начальное состояние S(0) может быть как заданным заранее, так и случайным. О событиях последовательности говорят, что они образуют *марковскую цепь*.

Рассмотрим процесс с п возможными состояниями $s_1, s_2, ...s_n$. Если обозначить X(t) - номер состояния, в котором находится система S в момент t, то процесс (марковская цепь) описывается целочисленной случайной функцией X(t) > 0, возможные значения которой равны 1, 2, ... п.



Обозначим через $p_i(k)$ вероятность того, что после k-то шага [и до (k+1)-го] система S будет в состоянии $s_i = (i=1, 2, ..., n)$. Вероятности $p_i(k)$ называются вероятностями состояний цепи Маркова. Очевидно, для любого k

$$\sum_{i=1}^{n} p_i(k) = 1$$

Распределение вероятностей состояний в начале процесса $p_1(0), p_2(0), ..., p_i(0), ..., p_n(0)$ называется начальным распределением вероятностей марковской цепи.

В частности, если начальное состояние S(0) системы S в точности известно, например $S(0) = s_i$, начальная вероятность $p_i(0) = 1$, а все остальные равны нулю.

 ${\it Вероятностью перехода}$ на k -м шаге из состояния s_i в состояние s_j называется условная вероятность того, что система S после k -го шага окажется в состоянии s_i при условии, что непосредственно перед этим (после k-1 шагов) она находилась в состоянии s_i . Вероятности перехода иногда называются также «переходными вероятностями».

Марковская цепь называется однородной, если переходные вероятности не зависят от номера шага, а зависят только от того, из какого состояния и в какое осуществляется переход: $P\{S(k)=s_i|S(k-1)=s_i\}=P_{ii}$.

Переходные вероятности однородной марковской цепи P_{ij} образуют квадратную таблицу (матрицу):

$$\|P_{ij}\| = \left| \begin{array}{c} P_{11} \ P_{12} \ldots \ P_{1\,j} \ldots \ P_{1\,n} \\ P_{21} \ P_{22} \ldots \ P_{2\,j} \ldots \ P_{2\,n} \\ \ldots \\ P_{i\,1} \ P_{i\,2} \ldots \ P_{ij} \ldots \ P_{in} \\ \ldots \\ P_{n1} \ P_{n2} \ldots \ P_{nj} \ldots \ P_{nn} \end{array} \right|$$

$$\sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i = 1, ..., n).$$

 $\|P_{ij}\| = \left\| \begin{array}{c} P_{11} \ P_{12} \ldots P_{1\,j} \ldots P_{1\,n} \\ P_{21} \ P_{22} \ldots P_{2\,j} \ldots P_{2\,n} \\ \vdots \\ P_{i\,1} \ P_{i\,2} \ldots P_{ij} \ldots P_{in} \\ \vdots \\ P_{n\,1} \ P_{n\,2} \ldots P_{n\,j} \ldots P_{n\,n} \end{array} \right\| = \left\| \begin{array}{c} \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{n} P_{ij} = 1 \quad (i=1,\ \ldots,\ n). \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^$ в состояние s_i , в нем же и задержится на очередном шаге.

Если для *однородной* цепи Маркова заданы начальное распределение вероятностей и матрица переходных вероятностей, то вероятности состояний системы могут быть определены по рекуррентной формуле

$$p_i(k) = \sum_{j=1}^n p_j(k-1) P_{ji}$$
 $(i = 1, ..., n; j = 1, ..., n).$

Процесс перехода за m шагов из состояния s_i в состояние s_j может быть представлен в виде следующих двух этапов: сначала переход за r шагов ($1 \le r < m$) в некоторое промежуточное состояние s_l , а затем переход за оставшихся m-r шагов в состояние s_j . Для вычисления вероятностей переходов за m шагов служит равенство Маркова:

 $P_{ij}(m) = \sum_{l=1}^{k} P_{il}(r) P_{lj}(m-r)$

<u>Правило 1</u>: для того, чтобы найти матрицу перехода за m шагов, следует матрицу перехода за 1 шаг возвести в степень m.

<u>Правило 2</u>: для того, чтобы найти вектор распределения вероятностей по состояниям на шаге m, следует умножить начальный вектор вероятностей состояний на матрицу перехода за m шагов.

Пример 1. Построить матрицу переходных вероятностей для марковской цепи, заданной следующим размеченным графом:

Решение.
$$P = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{7}{3} \\ \frac{2}{5} & \frac{3}{5} \end{pmatrix}$$
.

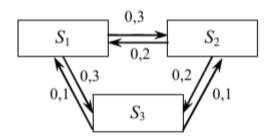
Пример 2. Рассмотрим цепь Маркова, обладающую тремя состояниями и предназначенную для моделирования погоды. Предполагается, что раз в день (например, в полдень) состояние погоды описывается одной и только одной из следующих характеристик: S_1 - осадки, S_2 - облачно, S_3 - ясно. Матрица переходных вероятностей имеет вид:

$$P = \begin{pmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{pmatrix}$$

Составить размеченный граф состояний, если известно, что сегодня - ясный день.

- $P=\begin{bmatrix} 0.4 & 0.3 & 0.3 \\ 0.2 & 0.6 & 0.2 \\ 0.1 & 0.1 & 0.8 \end{bmatrix}$ Составить размеченный граф состояний, если известно, что сегодня ясный день. А) Какова вероятность того, что завтра будет облачно, а послезавтра пойдёт дождь? Б) Какова вероятность того, что погода останется в некотором состоянии S_i ровно x , Б) Какова вероятность того, что погода останется в некотором состоянии S_i ровно x дней?

Решение.



А) Вероятность того, что завтра будет облачно, а послезавтра пойдёт дождь, находим но закону умножения вероятностей зависимых событий:

$$p = P(S(t_2) = S_2 | S(t_1) = S_3) \cdot P(S(t_3) = S_1 | S(t_2) = S_2) = P_{32} P_{21} = 0, 1 \cdot 0, 2 = 0, 02.$$

Б). Какова вероятность того, что погода останется в некотором известном состоянии S_i ровно x дней (геометрическое распределение случайной величины)?

$$p_i(X = x) = (P_{ii})^{x-1}(1 - P_{ii}), i = 1, 2, 3.$$

Например, если известно, что сегодня дождь, то вероятность того, что он будет идти ровно 3 дня (включая сегодняшний), равна

$$p_1(X=3) = (P_{11})^2 (1 - P_{11}) = 0.4^2 \cdot 0.6 = 0.096$$
.

Математическое ожидание случайной величины X можно рассматривать как характеристику длительности данного состояния S_i в цепи Маркова. Для геометрического распределения

$$M_i(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x p_i(X = x) = \sum_{x=1}^{\infty} x (P_{ii})^{x-1} (1 - P_{ii}) = \frac{1}{1 - P_{ii}}.$$

Так среднее число дождливых дней подряд оказывается равным 1/0.6 = 1.67, облачных дней -2.5, ясных дней -5.