

Лекция 8

Время ожидания в $M/M/1$

+

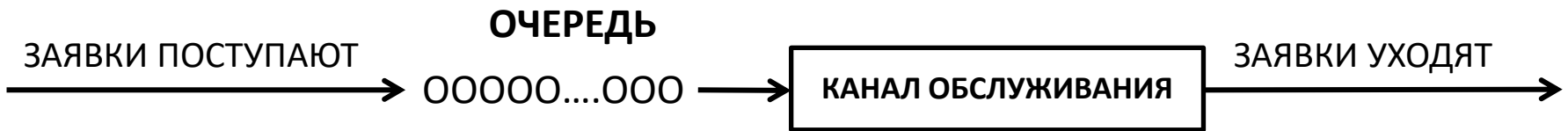
Закон Литтла

+

$M/M/1/K$

M/M/1

Схема СМО:



- Заявки поступают простейшим потоком с интенсивностью λ .

Вероятность поступления за Δ единиц времени: $\lambda\Delta + o(\Delta)$

- Время обслуживания распределено экспоненциально, интенсивность обслуживания: μ .

Среднее время обслуживания: $1/\mu$.

Вероятность завершения обслуживания за время Δ : $\mu\Delta + o(\Delta)$.

- Один канал обслуживания, бесконечная ёмкость, нет потерь.

Найдём:

- | | |
|-----------------------|---------------|
| ❖ загрузку мощностей; | <i>было</i> |
| ❖ длину очереди; | <i>было</i> |
| ❖ время ожидания. | <i>теперь</i> |

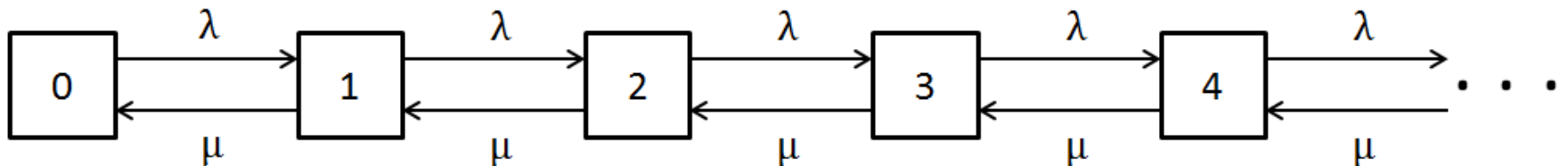
Напоминалка: $M/M/1$ как цепь Маркова

Пусть $N(t)$ – число заявок в системе в момент t .

Что может случиться за бесконечно малый промежуток Δ ?

- Одна заявка пришла, ни одна не ушла,
вероятность: $[\lambda\Delta + o(\Delta)] \times [1 - \mu\Delta + o(\Delta)] = \lambda\Delta - \lambda\mu\Delta^2 + o(\Delta) = \lambda\Delta + o(\Delta)$;
- Никто не пришёл, обслуживание одной заявки завершилось,
вероятность: $[1 - \lambda\Delta + o(\Delta)] \times [\mu\Delta + o(\Delta)] = \mu\Delta - \lambda\mu\Delta^2 + o(\Delta) = \mu\Delta + o(\Delta)$;
- Ни поступлений, ни завершений,
вероятность: $[1 - \lambda\Delta + o(\Delta)] \times [1 - \mu\Delta + o(\Delta)] = 1 - \lambda\Delta - \mu\Delta + \lambda\mu\Delta^2 + o(\Delta) = 1 - (\lambda + \mu)\Delta + o(\Delta)$.
- Другие варианты,
вероятность: $o(\Delta)$.

Интенсивности переходов:



Напоминка: $M/M/1$ в стационарном режиме

Мы нашли стационарное распределение числа заявок в системе $M/M/1$ с интенсивностью входящего потока λ и интенсивностью обслуживания μ .

Если $\lambda \geq \mu$, то стационарного распределения нет.

Если $\lambda < \mu$, то вероятность простоя:

$$p_0 = 1 - \frac{\lambda}{\mu},$$

а вероятность j заявок в системе (и $j - 1$ заявок в очереди):

$$p_j = p_0 \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j = \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j \left(1 - \frac{\lambda}{\mu} \right).$$

Вероятности зависят от отношения интенсивностей λ/μ . Это отношение называют *приведённой интенсивностью потока заявок* и иногда измеряют в *эрлангах*:

$$\rho = \frac{\lambda}{\mu}.$$

Стационарные вероятности, выраженные через приведённую интенсивность:

$$p_j = \rho^j (1 - \rho), \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

Время ожидания в $M/M/1/\infty/FCFS$

Время ожидания в очереди = время между поступлением и началом обслуживания.

Время пребывания в системе = время между поступлением и завершением обслуживания.

Начнём со времени в очереди.

Распределение времени ожидания зависит от дисциплины (в отличие от распределения длины очереди).

Рассмотрим только дисциплину FCFS. В этом случае время ожидания для новоприбывшей заявки зависит от

- числа заявок в системе на момент прибытия,
- времени обслуживания ранее поступивших заявок.

Пусть T_q – время ожидания в очереди. По формуле полной вероятности:

$$\begin{aligned} G_q(t) &= P(T_q > t) = \sum_{n=0}^{\infty} P(T_q > t | \text{было } n \text{ заявок}) \cdot p_n = \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P(T_q > t | \text{было } n \text{ заявок}) \cdot p_n, \quad t \geq 0, \end{aligned}$$

где $p_n = P(\text{было } n \text{ заявок}) = \rho^n(1 - \rho)$.

(вспомним PASTA)

Время ожидания в $M/M/1/\infty/FCFS$

*Заявок в системе
перед прибытием*

*Распределение времени в очереди
(условное)*

0

-> немедленное обслуживание

1

-> экспоненциальное с параметром μ

2

-> Эрланга второго порядка с параметром μ

...

n

-> Эрланга порядка n с параметром μ

...

Плотность Эрланга (n = порядок, μ = параметр масштаба):

$$f(t) = \frac{(\mu t)^{n-1}}{(n-1)!} \mu e^{-\mu t}, \quad t \geq 0.$$

Значит,

$$\begin{aligned} G_q(t) &= P(T_q > t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(T_q > t | \text{было } n \text{ заявок}) \cdot p_n = \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \left[\rho^n (1 - \rho) \int_t^{\infty} \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} \mu e^{-\mu u} du \right] = (1 - \rho) \sum_{n=1}^{\infty} \left[\rho^n \int_t^{\infty} \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} \mu e^{-\mu u} du \right] \end{aligned}$$

Время ожидания в $M/M/1/\infty/FCFS$

$$G_q(t) = (1 - \rho) \sum_{n=1}^{\infty} \left[\rho^n \int_t^{\infty} \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} \mu e^{-\mu u} du \right].$$

Поменяем местами знаки интеграла и суммы:

$$G_q(t) = (1 - \rho) \int_t^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} \mu e^{-\mu u} du = \rho(1 - \rho) \int_t^{\infty} \left[\mu e^{-\mu u} \sum_{n=1}^{\infty} \rho^{n-1} \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} \right] du.$$

Заметьте:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \rho^{n-1} \frac{(\mu u)^{n-1}}{(n-1)!} = \sum_{n=1}^{\infty} \overset{\text{poise}}{\downarrow} \frac{(\mu u \rho)^{n-1}}{(n-1)!} = e^{\mu u \rho}.$$

Почему? Вспомним распределение Пуассона:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda} = 1 \rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = e^{\lambda}.$$

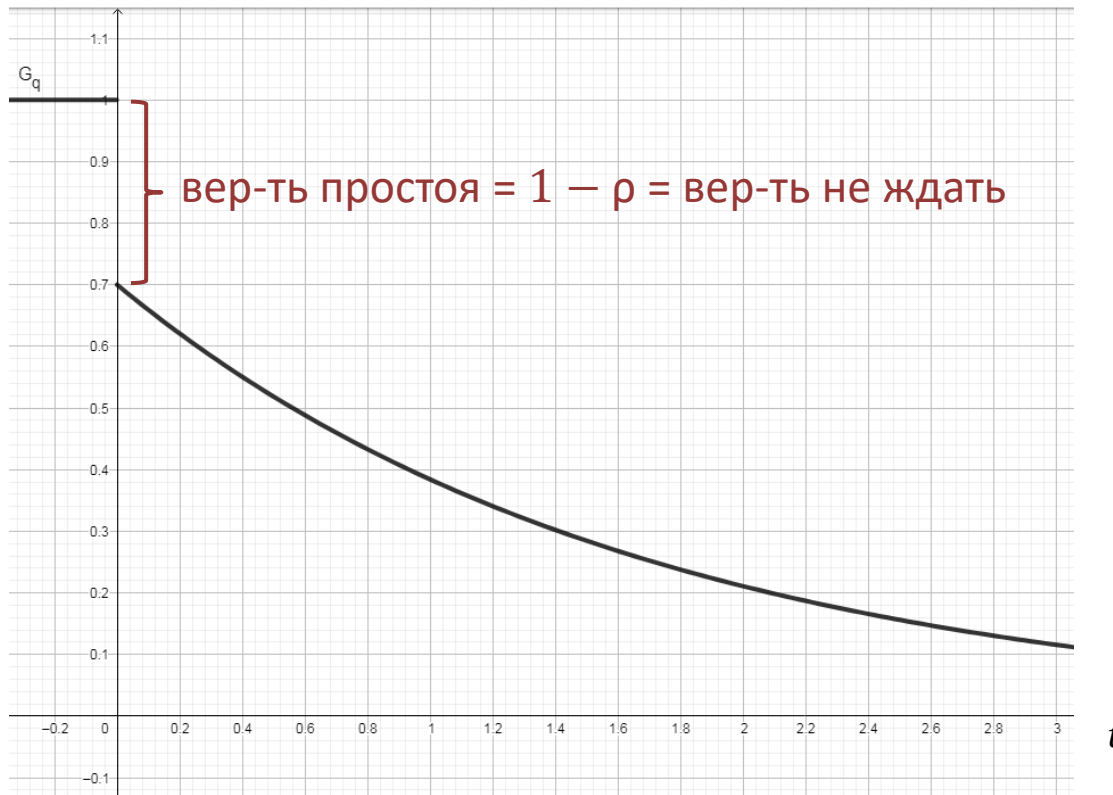
Вернёмся ко времени ожидания:

$$G_q(t) = \rho(1 - \rho) \int_t^{\infty} \mu e^{-\mu u} e^{\mu u \rho} du = \rho(1 - \rho) \int_t^{\infty} \mu e^{-\mu u(1-\rho)} du$$

Время ожидания в $M/M/1/\infty/FCFS$

...ко времени ожидания:

$$\begin{aligned} G_q(t) &= \rho(1 - \rho) \int_t^{\infty} \mu e^{-\mu u(1-\rho)} du = \rho(1 - \rho) \mu \left[-\frac{1}{\mu(1 - \rho)} e^{-\mu u(1-\rho)} \right]_t^{\infty} = \\ &= \rho \left[-e^{-\mu u(1-\rho)} \right]_t^{\infty} = 0 - \rho(-e^{-\mu t(1-\rho)}) = \rho e^{-\mu(1-\rho)t}. \end{aligned}$$



Так эта функция выглядит при
 $\lambda = 1.4$,
 $\mu = 2$,
 $\rho = \frac{\lambda}{\mu} = 0.7$.



Среднее время ожидания в очереди, W_q

$$\begin{aligned} W_q = E(T_q) &= \int_0^{\infty} G_q(t) dt = \int_0^{\infty} \rho e^{-\mu(1-\rho)t} dt = -\frac{\rho}{\mu(1-\rho)} e^{-\mu(1-\rho)t} \Big|_0^{\infty} = \\ &= 0 - \left(-\frac{\rho}{\mu(1-\rho)} \right) = \frac{\rho}{\mu(1-\rho)}. \end{aligned}$$

Через интенсивность входящего потока:

$$W_q = \frac{\rho}{\mu(1-\rho)} = \frac{\lambda/\mu}{\mu(1-\lambda/\mu)} = \frac{\lambda}{\mu(\mu-\lambda)}.$$

Распределение времени ожидания зависит от дисциплины (наш вывод – только для FCFS).
Средняя время в очереди не зависит от дисциплины.

Почему?

Среднее время пребывания в системе, W

Время пребывания T = время в очереди + время обслуживания, так что

$$W = E(T) = W_q + \frac{1}{\mu} = \frac{\rho}{\mu(1 - \rho)} + \frac{1}{\mu} = \frac{\rho}{\mu(1 - \rho)} + \frac{1 - \rho}{\mu(1 - \rho)} = \frac{1}{\mu(1 - \rho)}.$$

Через интенсивность входящего потока:

$$W = \frac{1}{\mu(1 - \rho)} = \frac{1}{\mu(1 - \lambda/\mu)} = \frac{1}{\mu - \lambda}.$$

А если взять $\mu < \lambda$, получится отрицательное время!

время пребывания = sojourn time

Пример

В столовой одна касса. Покупатели подходят пуассоновским потоком, в среднем 0.5 в минуту. Время обслуживания распределено экспоненциально со средним 0.75 мин.

- а) Какова вероятность, что покупателю не придётся ждать в очереди?
- б) Какова вероятность, что покупателю придётся ждать в очереди более двух минут?
- в) Каково среднее время ожидания в очереди?

Пример

В столовой одна касса. Покупатели подходят пуассоновским потоком, в среднем 0.5 в минуту. Время обслуживания распределено экспоненциально со средним 0.75 мин.

- а) Какова вероятность, что покупателю не придётся ждать в очереди?
- б) Какова вероятность, что покупателю придётся ждать в очереди более двух минут?
- в) Каково среднее время ожидания в очереди?

Решение.

$$\lambda = 0.5, \mu = \frac{1}{0.75} = \frac{4}{3}, \text{ so that } \rho = \frac{1/2}{4/3} = \frac{3}{8}.$$

- а) Это то же, что и вероятность простоя: $P(T_q = 0) = p_0 = 1 - \rho = \frac{5}{8}.$

Пример

В столовой одна касса. Покупатели подходят пуассоновским потоком, в среднем 0.5 в минуту. Время обслуживания распределено экспоненциально со средним 0.75 мин.

- а) Какова вероятность, что покупателю не придётся ждать в очереди?
- б) Какова вероятность, что покупателю придётся ждать в очереди более двух минут?
- в) Каково среднее время ожидания в очереди?

Решение.

$$\lambda = 0.5, \mu = \frac{1}{0.75} = \frac{4}{3}, \text{ so that } \rho = \frac{1/2}{4/3} = \frac{3}{8}.$$

а) Это то же, что и вероятность простоя: $P(T_q = 0) = p_0 = 1 - \rho = \frac{5}{8}$.

б) Дисциплина FCFS, так что применяем формулу $G_q(t) = \rho e^{-\mu(1-\rho)t}$:

$$G_q(2) = \frac{3}{8} e^{-\frac{4}{3} \cdot (1 - \frac{5}{8}) \cdot 2} = \frac{3}{8} e^{-\frac{5}{3}} = 0.071.$$

Пример

В столовой одна касса. Покупатели подходят пуассоновским потоком, в среднем 0.5 в минуту. Время обслуживания распределено экспоненциально со средним 0.75 мин.

- а) Какова вероятность, что покупателю не придётся ждать в очереди?
- б) Какова вероятность, что покупателю придётся ждать в очереди более двух минут?
- в) Каково среднее время ожидания в очереди?

Решение.

$$\lambda = 0.5, \mu = \frac{1}{0.75} = \frac{4}{3}, \text{ so that } \rho = \frac{1/2}{4/3} = \frac{3}{8}.$$

а) Это то же, что и вероятность простоя: $P(T_q = 0) = p_0 = 1 - \rho = \frac{5}{8}$.

б) Дисциплина FCFS, так что применяем формулу $G_q(t) = \rho e^{-\mu(1-\rho)t}$:

$$G_q(2) = \frac{3}{8} e^{-\frac{4}{3} \cdot (1 - \frac{5}{8}) \cdot 2} = \frac{3}{8} e^{-\frac{5}{3}} = 0.071.$$

$$\text{в) } W_q = \frac{\rho}{\mu(1-\rho)} = \frac{\frac{3}{8}}{\frac{4}{3} \cdot (1 - \frac{3}{8})} = \frac{3/8}{5/6} = \frac{9}{20}.$$

Подытожим: $M/M/1$ в стационарном режиме

Инт. входящего потока: λ ; обслуживания: μ ; приведённая: $\rho = \lambda/\mu$.

Коэффициент загрузки = $\rho = \lambda/\mu$.

Число заявок в системе N и длина очереди N_q

$N \sim Geo(1 - \rho)$: $P(n \text{ в системе}) = \rho^n(1 - \rho)$,
 $P(> n \text{ в системе}) = \rho^{n+1}, n = 0, 1, 2, \dots$

Среднее число заявок в системе: $L = \frac{\rho}{1-\rho} = \frac{\lambda}{\mu-\lambda}$.

Средняя длина очереди: $L_q = \frac{\rho^2}{1-\rho} = \frac{\lambda^2}{\mu(\mu-\lambda)}$.

$$L = L_q + \rho$$

Время пребывания в системе T и время ожидания в очереди T_q

Распределение времени ожидания в очереди: $G_q(t) = \rho e^{-\mu(1-\rho)t}, t \geq 0$. *FCFS only*

Среднее время пребывания: $W = \frac{1}{\mu(1-\rho)} = \frac{1}{\mu-\lambda}$. *GD*

Среднее время ожидания: $W_q = \frac{\rho}{\mu(1-\rho)} = \frac{\lambda}{\mu(\mu-\lambda)}$. *GD*

$$W = W_q + \frac{1}{\mu}.$$

Закон Литтла

Приглядимся к этим формулам:

Среднее число в системе: $L = \frac{\lambda}{\mu - \lambda}$.

Среднее время пребывания: $W = \frac{1}{\mu - \lambda}$.

Средняя длина очереди: $L_q = \frac{\lambda^2}{\mu(\mu - \lambda)}$.

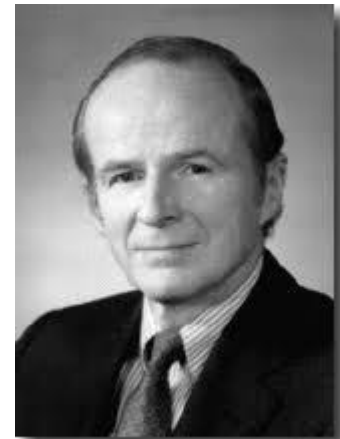
Среднее время в очереди: $W_q = \frac{\lambda}{\mu(\mu - \lambda)}$.

Соотношение между числом заявок и временем:

$$\begin{aligned} L &= \lambda W, \\ L_q &= \lambda W_q. \end{aligned}$$

Эти формулы называют законом Литтла.

Что в них особенного?



Джон Даттон Конант Литтл

Закон Литтла

$$\begin{aligned} L &= \lambda W, \\ L_q &= \lambda W_q. \end{aligned}$$

Замечательно то, что закон Литтла выполняется независимо от распределения времени обслуживания и времени ожидания заявки.

Независимо от ёмкости системы и числа каналов обслуживания.

Независимо от дисциплины.

Он выполняется практически для всех СМО без отказов (потерь) в стационарном режиме. Если есть отказы, то нужно просто заменить интенсивность λ на *эффективную интенсивность входного потока* λ' (среднее число заявок, которые входят в систему за единицу времени):

$$\begin{aligned} L &= \lambda' W, \\ L_q &= \lambda' W_q, \\ \lambda' &= \lambda(1 - p_{loss}). \end{aligned}$$

Доказательство тяжкое. Но идею легко понять.

Закон Литтла: идея

В очередь встаёт человек.

В среднем проходит W_q , прежде чем его начнут обслуживать.

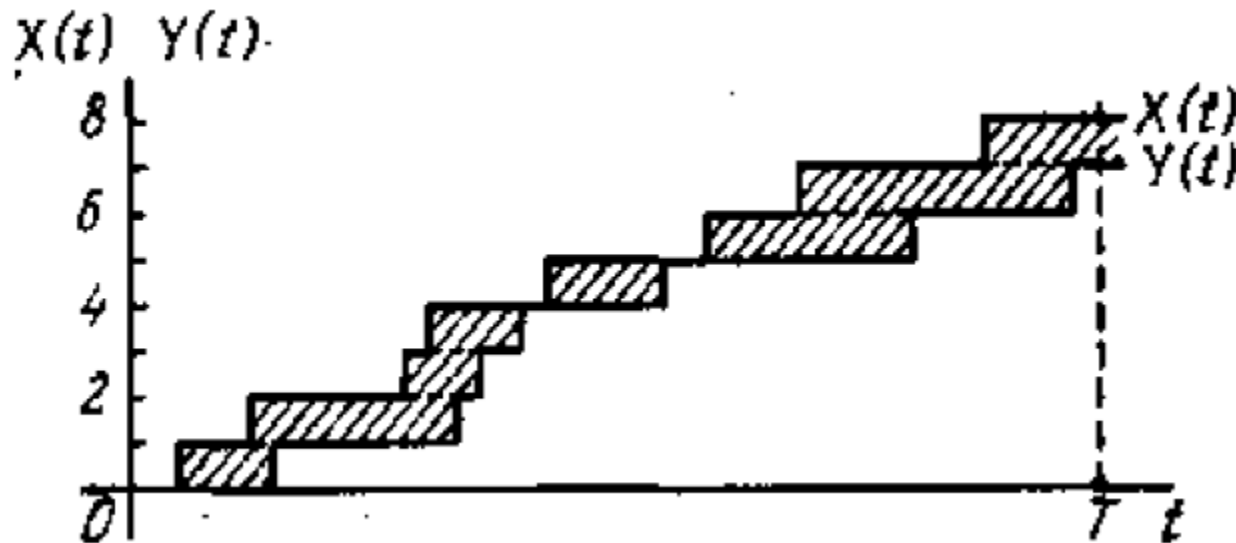
Прямо перед обслуживанием он глядит назад и видит (в среднем) L_q человек.

Каждого человека ждали в среднем $\frac{1}{\lambda}$ единиц времени.

Значит, $\frac{L_q}{\lambda}$ – среднее время, за которое собирается очередь длиной L_q .

$$\frac{L_q}{\lambda} = W_q \quad \rightarrow \quad L_q = \lambda W_q.$$

Закон Литтла: эмпирическая версия



$X(t)$ – число заявок, поступивших за время t ,

$Y(t)$ – число заявок, обслуженных за время t ,

$\lambda(t) = \frac{X(t)}{t}$ – интенсивность входящего потока за время t .

$S(t)$ – суммарное время, проведённое заявками в системе,

Рассмотрим такое время t , что $X(t) = Y(t)$

$W(t) = \frac{S(t)}{X(t)} = \frac{S(t)}{Y(t)}$ – среднее время пребывания, $L(t) = \frac{S(t)}{t}$ – среднее число в системе,

Закон Литтла:
$$L(t) = \frac{S(t)}{t} = \frac{X(t)}{t} \cdot \frac{S(t)}{X(t)} = \lambda(t)W(t).$$

Закон Литтла: пример

В большой компании работники заболевают с интенсивностью 2 в неделю. Среднее время на больничном – 1.2 недели. Сколько в среднем работников на больничном?

Решение. Имеем $\lambda = 2$ и $W = 1.2$. По закону Литтла, $L = \lambda W = 2.4$.
В среднем болеют 2.4 работника.

А что с L_q и W_q ?

Закон Литтла: пример

В большой компании работники заболевают с интенсивностью 2 в неделю. Среднее время на больничном – 1.2 недели. Сколько в среднем работников на больничном?

Решение. Имеем $\lambda = 2$ и $W = 1.2$. По закону Литтла, $L = \lambda W = 2.4$.
В среднем болеют 2.4 работника.

А что с L_q и W_q ?

Очереди нет. Каждую заявку обслуживаем немедленно (отправляем на больничный).
Система $G/G/\infty$.

А как с сезонностью, эпидемиями?

Закон Литтла: пример

В большой компании работники заболевают с интенсивностью 2 в неделю. Среднее время на больничном – 1.2 недели. Сколько в среднем работников на больничном?

Решение. Имеем $\lambda = 2$ и $W = 1.2$. По закону Литтла, $L = \lambda W = 2.4$.
В среднем болеют 2.4 работника.

А что с L_q и W_q ?

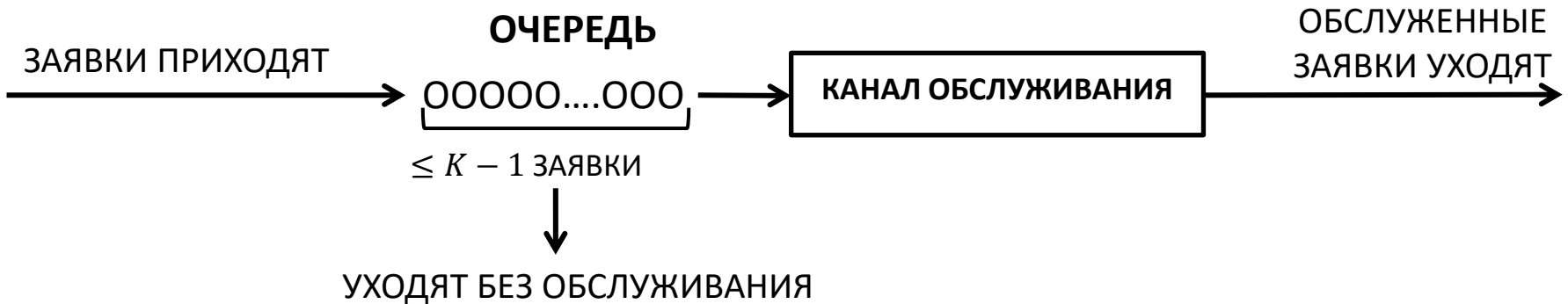
Очереди нет. Каждую заявку обслуживаем немедленно (отправляем на больничный). Система $G/G/\infty$.

А как с сезонностью, эпидемиями?

Они результат не отменяют, но при интерпретации надо быть осторожным.

$M/M/1/K$

Теперь система работает так:



- Заявки поступают пуассоновским потоком с интенсивностью λ .
- Экспоненциальное время обслуживания, интенсивность μ (среднее время: $1/\mu$).
- Один канал, конечная ёмкость – не более K заявок в системе.

Хотим знать:

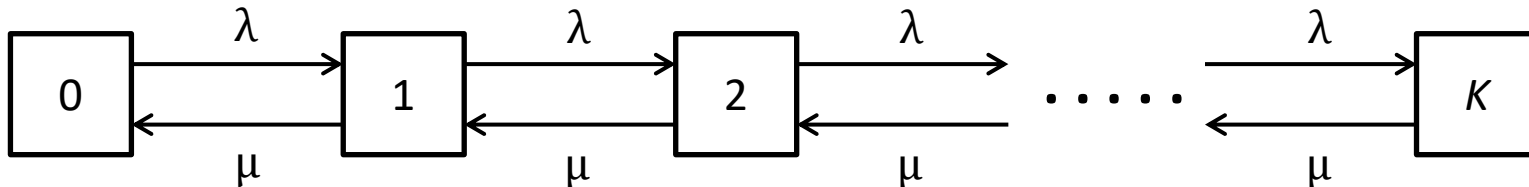
- ❖ загрузку мощностей;
- ❖ длину очереди;
- ❖ время ожидания;
- ❖ вероятность потерь.

Система $M/M/1/K$ как цепь Маркова

Это процесс гибели-размножения, как и $M/M/1$.

Теперь пространство состояний конечно: число заявок $N(t) \leq K$.

Интенсивности переходов:



Уравнения Колмогорова:

как и для
 $M/M/1/\infty$

$$\left[\begin{array}{l} \frac{dp_1(t)}{dt} = -\lambda p_0(t) + \mu p_1(t); \\ \frac{dp_j(t)}{dt} = \lambda p_{j-1}(t) - (\lambda + \mu)p_j(t) + \mu p_{j+1}(t), \quad 1 < j < K; \\ \frac{dp_K(t)}{dt} = \lambda p_{K-1}(t) - \mu p_K(t). \end{array} \right.$$

$M/M/1/K$: стационарное распределение

Уравнения Колмогорова:

$$\begin{aligned}\frac{dp_1(t)}{dt} &= -\lambda p_0(t) + \mu p_1(t); \\ \frac{dp_j(t)}{dt} &= \lambda p_{j-1}(t) - (\lambda + \mu)p_j(t) + \mu p_{j+1}(t), \quad 1 < j < K; \\ \frac{dp_K(t)}{dt} &= \lambda p_{K-1}(t) - \mu p_K(t).\end{aligned}$$

Уравнения баланса, $\frac{dp_j(t)}{dt} = 0$:

$$\begin{cases} 0 = -\lambda p_0 + \mu p_1; \\ 0 = \lambda p_{j-1} - (\lambda + \mu)p_j + \mu p_{j+1}, & 1 < j < K; \\ 0 = \lambda p_{K-1} - \mu p_K; \\ p_1 + \dots + p_K = 1. \end{cases}$$

Для $j = 1, \dots, K - 1$ уравнения те же, что и в $M/M/1$, и вывод такой же:

$$p_j = p_0 \prod_{i=1}^j \frac{\lambda_{i-1}}{\mu_i} = p_0 \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j, \quad j < K.$$

То же и для $j = K$:

$$p_K = \frac{\lambda}{\mu} p_{K-1} = p_0 \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^K$$

M/M/1/K: стационарное распределение

Имеем систему:

$$\begin{cases} p_j = p_0 \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^j = \rho^j p_0, & j = 0, \dots, K; \\ p_0 + \dots + p_K = p_0 \sum_{j=0}^K \rho^j = 1. \end{cases}$$

Здесь $\rho = \lambda/\mu$ – приведённая интенсивность потока заявок.

Как и в M/M/1, но теперь геометрическая прогрессия конечная.

Сумма в нижней строчке системы сводится к одному из двух выражений:

$$\sum_{j=0}^K \rho^j = \begin{cases} \frac{1 - \rho^{K+1}}{1 - \rho}, & \rho \neq 1; \\ K + 1, & \rho = 1. \end{cases}$$

Отсюда вероятность проста:

$$p_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^K \rho^j} = \begin{cases} \frac{1 - \rho}{1 - \rho^{K+1}}, & \rho \neq 1; \\ \frac{1}{K + 1}, & \rho = 1. \end{cases}$$

Стационарное распределение существует даже при $\rho \geq 1$. Это вполне естественно.

***M/M/1/K*: стационарное распределение**

Мы знаем это:

$$p_j = p_0 \left(\frac{\lambda}{\mu} \right)^j = \rho^j p_0, \quad j = 0, \dots, K;$$

$$p_0 = \frac{1}{\sum_{j=0}^K \rho^j} = \begin{cases} \frac{1 - \rho}{1 - \rho^{K+1}}, & \rho \neq 1; \\ \frac{1}{K + 1}, & \rho = 1. \end{cases}$$

Отсюда – распределение числа заявок:

$$p_j = \begin{cases} \frac{(1 - \rho)\rho^j}{1 - \rho^{K+1}}, & \rho \neq 1; \\ \frac{1}{K + 1}, & \rho = 1. \end{cases}$$

Перейдём к числовым характеристикам.



**Коэффициент загрузки. Вероятность потерь.
Эффективная интенсивность входного потока.**

$$\text{Загрузка мощностей} = 1 - p_0 = \begin{cases} \frac{\rho - \rho^{K+1}}{1 - \rho^{K+1}}, & \rho \neq 1; \\ \frac{K}{K+1}, & \rho = 1. \end{cases}$$

$$\text{Вероятность потерь} = p_K = \begin{cases} \frac{(1-\rho)\rho^K}{1 - \rho^{K+1}}, & \rho \neq 1; \\ \frac{1}{K+1}, & \rho = 1. \end{cases} \quad (\text{почему?})$$

$$\text{Эффективная интенсивность входного потока: } \lambda' = \lambda(1 - p_K).$$

Среднее число заявок в системе

$$L = E(N) = \sum_{j=0}^K j p_j.$$

Если $\rho = 1$, то $p_j = \frac{1}{K+1}$ и

$$L = \frac{1}{K+1} \sum_{j=0}^K j = \frac{K}{2}.$$

Если $\rho \neq 1$, то $p_j = \rho^j p_0$ и

$$L = p_0 \sum_{j=0}^K j \rho^j = p_0 \rho \sum_{j=0}^K j \rho^{j-1} = p_0 \rho \sum_{j=0}^K \frac{d\rho^j}{d\rho}.$$

Занятный фокус! Теперь меняем местами дифференцирование и сложение:

$$L = p_0 \rho \frac{d}{d\rho} \left(\sum_{j=0}^K \rho^j \right) = p_0 \rho \frac{d}{d\rho} \left(\frac{1 - \rho^{K+1}}{1 - \rho} \right) = p_0 \rho \frac{1 - (K+1)\rho^K + K\rho^{K+1}}{(1 - \rho)^2}.$$

Длина очереди и время ожидания.

Средняя длина очереди:

$$L_q = E(N_q) = E(N - N_s) = L - (1 - p_0).$$

Если $\rho = 1$, то $p_0 = \frac{1}{K+1}$, $L = \frac{K}{2}$ и

$$L_q = \frac{K}{2} - \frac{K}{K+1} = \frac{K(K+1) - 2K}{2(K+1)} = \frac{K(K-1)}{2(K+1)}.$$

Если $\rho \neq 1$, то $p_0 = \frac{1-\rho}{1-\rho^{K+1}}$, $L = p_0 \rho \frac{1-(K+1)\rho^K + K\rho^{K+1}}{(1-\rho)^2}$ и

$$L_q = L - \left(1 - \frac{1-\rho}{1-\rho^{K+1}}\right) = L - \frac{\rho(1-\rho^K)}{1-\rho^{K+1}}.$$

Характеристики времени получим из закона Литтла:

$$W = \frac{L}{\lambda'} = \frac{L}{\lambda(1-p_K)},$$

$$W_q = \frac{L_q}{\lambda'} = \frac{L_q}{\lambda(1-p_K)}.$$

Пример

Марина делает аксессуары на заказ, получая за каждое изделие 800 рублей. Заказы поступают простейшим потоком с интенсивностью 0.4 в день. Время исполнения распределено экспоненциально, в среднем 2 дня на заказ.

Марина не любит быть отягощённой обязательствами. Если на ней висят три заказа, она отказывает остальным покупателям. Найдите среднюю потерю выручки в день из-за отказов и среднее время ожидания исполнения заказа покупателем.

Пример

Марина делает аксессуары на заказ, получая за каждое изделие 800 рублей. Заказы поступают простейшим потоком с интенсивностью 0.4 в день. Время исполнения распределено экспоненциально, в среднем 2 дня на заказ.

Марина не любит быть отягощённой обязательствами. Если на ней висят три заказа, она отказывает остальным покупателям. Найдите среднюю потерю выручки в день из-за отказов и среднее время ожидания исполнения заказа покупателем.

Решение: потерянная выручка.

Марина работает как $M/M/1/3$, $\lambda = 0.4$, $\mu = \frac{1}{2} = 0.5$, так что $\rho = \frac{0.4}{0.5} = 0.8$.

Её дневная выручка:

$800 \times \text{число принятых заказов} = 800 \times (\text{число поступивших} - \text{число отказов})$.

Потеря выручки из-за отказов = $800 \times \text{число отказов}$.

Вероятность отказа: $p_{loss} = p_3 = \frac{(1-\rho)\rho^K}{1-\rho^{K+1}} = 0.173$.

Среднее время отказов в день: $\lambda p_{loss} = 0.4 \times 0.173 = 0.069$.

Средняя потеря выручки в день = $800 \times 0.069 = 55.5$.

В среднем Марина теряет 55.5 рублей в день.

Пример

Марина делает аксессуары на заказ, получая за каждое изделие 800 рублей. Заказы поступают простейшим потоком с интенсивностью 0.4 в день. Время исполнения распределено экспоненциально, в среднем 2 дня на заказ.

Марина не любит быть отягощённой обязательствами. Если на ней висят три заказа, она отказывает остальным покупателям. Найдите среднюю потерю выручки в день из-за отказов и среднее время ожидания исполнения заказа покупателем.

Решение: среднее время.

$$\lambda = 0.4, \mu = \frac{1}{2} = 0.5, \rho = \frac{0.4}{0.5} = 0.8.$$

$$p_{loss} = 0.173$$

Эффективная инт-сть входящего потока: $\lambda' = \lambda(1 - p_{loss}) = 0.4 \times (1 - 0.173) \approx 0.33$.

$$p_0 = \frac{1 - \rho}{1 - \rho^{K+1}} = \frac{1 - 0.8}{1 - 0.8^{3+1}} \approx 0.339.$$

Среднее число заявок:

$$L = p_0 \rho \frac{1 - (K + 1)\rho^K + K\rho^{K+1}}{(1 - \rho)^2} = 0.339 \times 0.8 \times \frac{1 - (3 + 1) \times 0.8^3 + 3 \times 0.8^{3+1}}{(1 - 0.8)^2} \approx 1.22.$$

Среднее время пребывания:

$$W = \frac{L}{\lambda'} = \frac{1.22}{0.33} \approx 3.69.$$

В следующий раз:

Имитационное моделирование СМО