

## **Лекция 3**

### **Простейший поток событий**

# Как поступают заявки?

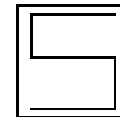
Типичные вопросы:

- Когда придёт следующая заявка?
- Сколько заявок поступит за определённое время?

И так и так имеем дело со случайной величиной.

Значит, ответы на эти вопросы – либо некая характеристика распределения (среднее), либо весь закон распределения этих величин.

В любом случае, надо придумать какую-то модель поступления заявок.



*отряд черепашек, поступающих в СМО в случайные моменты*

# Напоминалка

Что-то такое было в теории вероятностей...

Припомните задачи в духе:

Подбрасываем кость 10 раз.

С какой вероятностью шестёрка выпадет ровно два раза?

Каково математическое ожидание числа выпавших шестёрок?

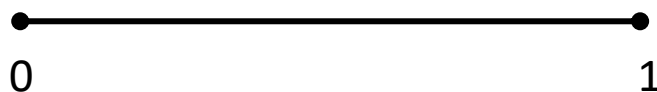
Сколько в среднем нужно бросать кость, чтобы выпала шестёрка?

Нужно только заменить броски на время, а выпадение шестёрки – на поступление заявки.

## Заявки поступают по схеме Бернулли

Пусть нам известна интенсивность входящего потока заявок  $\lambda$  – среднее число заявок, поступающих за единицу времени.

Для удобства будем считать, что  $0 < \lambda < 1$ . *(Это только для начала)*



Начнём с такой модели:

Заявка поступает за время  $[0; 1]$  с вероятностью  $p = \lambda$ .

Нет заявок с вероятностью  $1 - p$ .

$>1$  заявки с вероятностью 0.



Только ради этого была оговорка, что  $\lambda < 1$ . На практике  $\lambda$  может быть любым положительным числом.

Если  $X$  – число поступивших заявок, то

$$X \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 - p & p \end{pmatrix};$$

$$E(X) = p;$$

$$D(X) = p(1 - p).$$

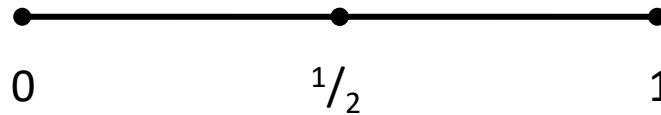
Отлично.

А что если за время  $[0; 1]$  захотят поступить две заявки?

## Заявки поступают по схеме Бернулли

Что если *две* заявки могут поступить за время  $[0; 1]$ ?

Не беда. Разобьём отрезок  $[0; 1]$  на два:



Теперь в каждой половинке:

одна заявка поступает с вероятностью  $p = \lambda/2$ ;  
ни одной не поступает с вероятностью  $1 - p$ .  
>1 заявки с вероятностью 0.

Чтобы среднее число заявок за  
единицу времени не поменялось



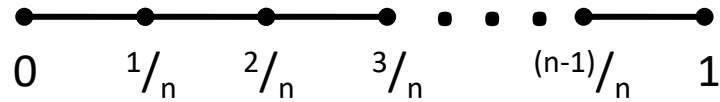
Поступление заявок в подпериодах (половинках) независимы.

Можем и на три части поделить.

Даже на четыре.

## Заявки поступают по схеме Бернулли

Пусть  $n$  – число периодов, на которое мы разбиваем единицу времени:



На каждом отрезочке вероятность поступления  $p = \frac{\lambda}{n}$ . Поступления независимы.

Тогда число заявок  $X \sim \text{Bin}\left(n, \frac{\lambda}{n}\right)$ .

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad k = 1, \dots, n$$

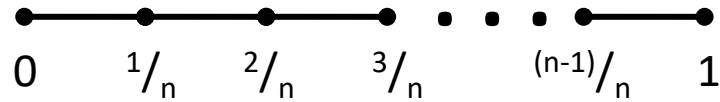
$$E(X) = np = \lambda$$

$$D(X) = np(1 - p)$$

А каково распределение времени между заявками?

## Заявки поступают по схеме Бернулли

Пусть  $n$  – число периодов, на которое мы разбиваем единицу времени:



На каждом отрезочке вероятность поступления  $p = \frac{\lambda}{n}$ . Поступления независимы.

Тогда число заявок  $X \sim \text{Bin}\left(n, \frac{\lambda}{n}\right)$ .

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad k = 1, \dots, n$$

$$E(X) = np = \lambda$$

$$D(X) = np(1 - p)$$

Допустим. А как выбрать  $n$ ?

## Заявки поступают по схеме Бернулли

Посмотрим, что будет если увеличивать  $n$  (дробить время всё мельче).

Итак,

$$\begin{aligned} n &\rightarrow \infty \\ p &= \frac{\lambda}{n} \rightarrow 0 \end{aligned}$$

$$E(X) = np = \lambda$$

$$D(X) = np(1 - p) = \lambda \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right) \rightarrow \lambda$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X = k) = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ p = \lambda/n}} C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} = \lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

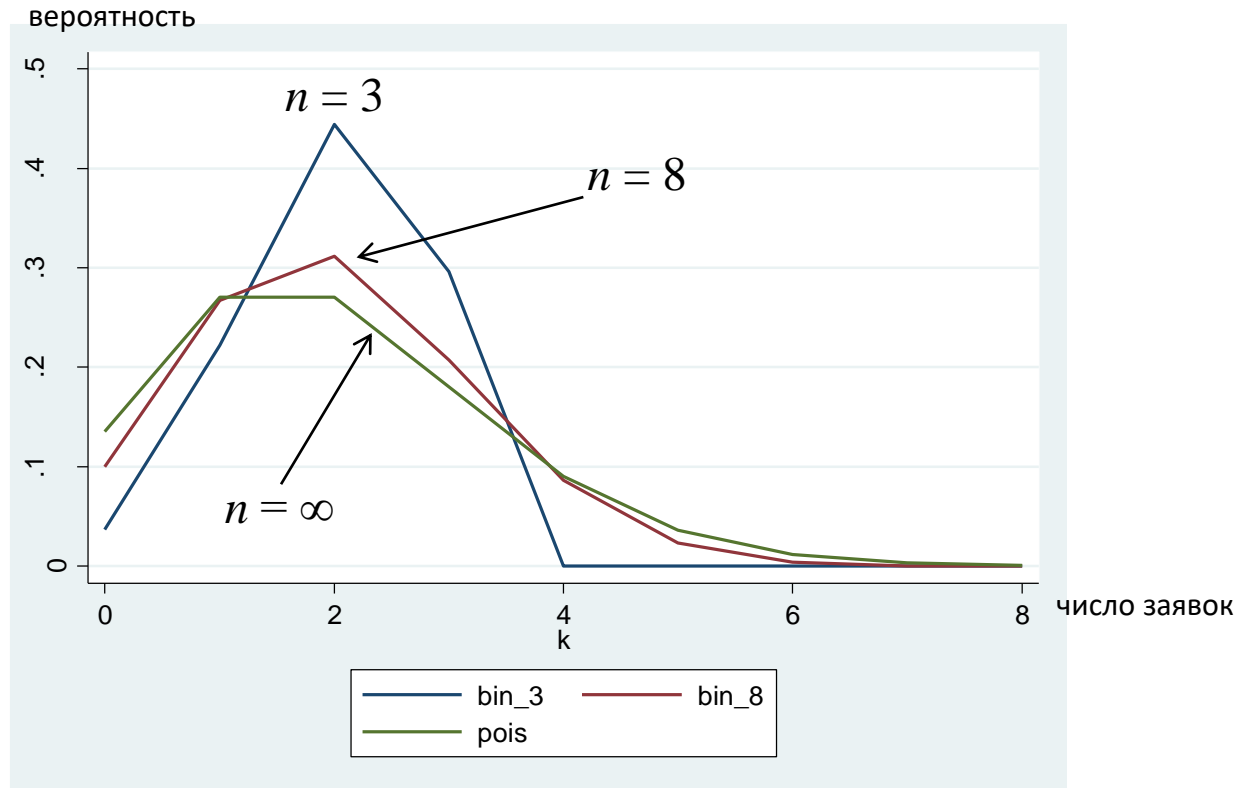


Припомните-ка, откуда  
такое взялось



## Заявки поступают по схеме Бернулли: пример

Допустим, за минуту в среднем поступают  $\lambda = 2$  заявки.  
Вот распределение числа заявок за минуту при разных  $n$ :



Можно поворчать, что точки соединять не стоило...

Я пробовал без линий, получается не лучше.

# Пуассоновский поток

Итог: можно не выбирать число периодов. Пусть оно будет бесконечным. Этот предельный случай схемы Бернулли называют *простейшим* (или *однородным пуассоновским*) *поток*ом событий.

В этом случае число заявок, поступающих за время  $[0; 1]$  имеет распределение Пуассона:

$$X \sim \text{Pois}(\lambda)$$

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

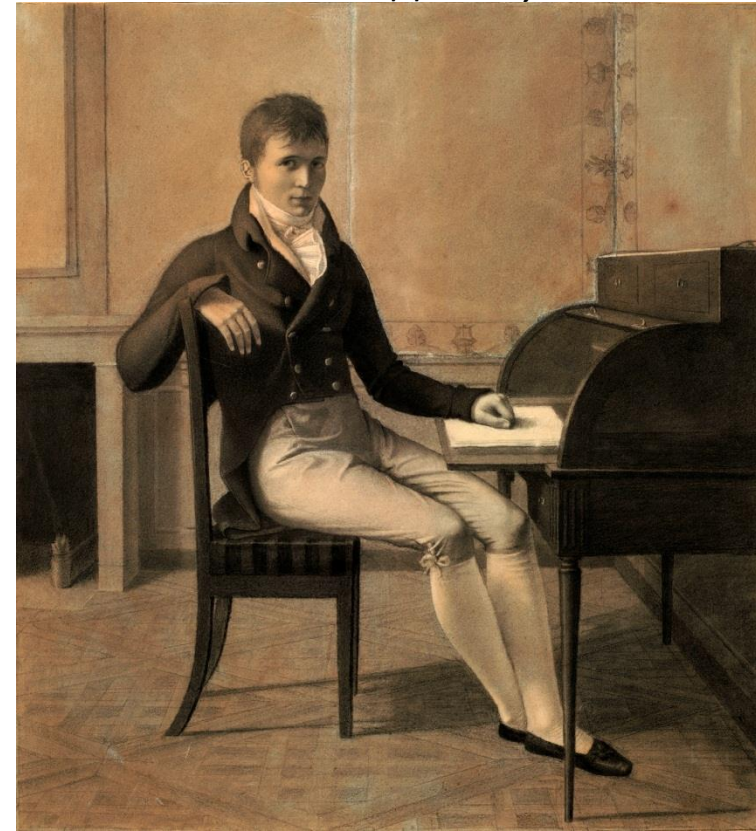
Некоторые свойства:

1.  $X \sim \text{Pois}(\lambda) \Rightarrow E(X) = D(X) = \lambda$ .
2. Если  $X \sim \text{Pois}(\lambda_X)$  и  $Y \sim \text{Pois}(\lambda_Y)$  независимы, то

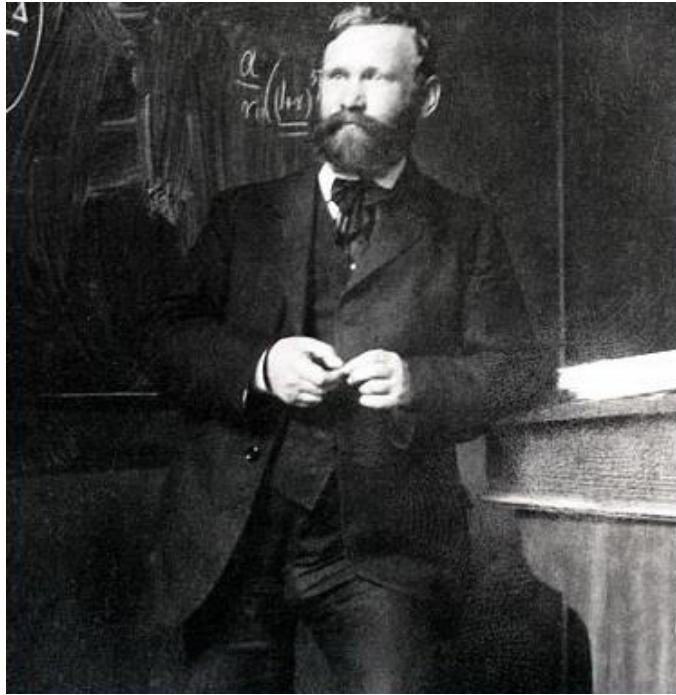
$$(X + Y) \sim \text{Pois}(\lambda_X + \lambda_Y).$$

*Он был талантлив, но пуассоновский поток изобрёл не он...*

*Симеон Дени Пуассон*



Вот кто изобрёл пуассоновский поток



Точнее, он был одним из многих, кто пришёл к этой модели независимо от других.

А.К. Эрланг придумал пуассоновский поток как модель поступления телефонных звонков в 1909.

Он не был знаком с распределением Пуассона.

*Вернёмся к теме.*

## Пуассоновский поток: произвольный период времени

Мы поняли, что происходит за время  $[0; 1]$ .

А в другом промежутке?

Ясно, что период  $[1; 2]$  ничем не отличается. А вот так:  $[0; 3.5]$ ?

Рассмотрим промежуток длиной  $t$  (например,  $[0; t]$ ).

Заметьте: среднее число заявок за время  $[0; t]$  равно  $\lambda t$ .

*Почему?! Требуется пояснения!*

Мы можем повторить все те же рассуждения, но для периода  $[0; t]$  со средним числом заявок  $\lambda t$ . Получится вот что:

Пусть  $X$  – число заявок, поступающих пуассоновским потоком за  $t$  единиц времени.  
Тогда

$$X \sim \text{Pois}(\lambda t).$$

$$P(X = k) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

## К слову

Интенсивность потока заявок  $\lambda$  – единственный параметр нашей модели. Все простейшие потоки отличаются только значением  $\lambda$ !

Пуассоновский поток широко применяется и за пределами ТМО. Везде, где нужно моделировать наступление событий во времени. Поэтому его называют пуассоновским потоком событий.

$\lambda$  – интенсивность потока событий.

Смысл:  $\lambda$  – среднее число событий (заявок) за единицу времени.

*А какие ещё бывают приложения?*

Физика: подсчёт редких частиц, наблюдаемых в эксперименте.

Экономика:            технологические сдвиги (появление новых технологий),  
                                 поступление предложений о работе ищущему работу индивиду.

Не знаю что: автомобили, проезжающие по незагруженному участку дороги.

## **о малое**

Теперь мы посмотрим на пуассоновский поток с другой стороны.

Сначала придётся вспомнить матан.

Припомните, что это означает такая запись:

$$y(x) = x + o(x)$$

## о малое

Теперь мы посмотрим на пуассоновский поток с другой стороны.

Сначала придётся вспомнить матан.

Припомните, что это означает такая запись:

$$y(x) = x + o(x)$$

$o(x)$  – это обозначение для любой функции, такой что  $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{o(x)}{x} = 0$ .

$$\left. \begin{array}{l} y(x) = x + x^2 \\ y(x) = x + x^5 \cos(x) \end{array} \right\} \text{ и тут и там } y(x) = x + o(x)$$

Когда  $x$  бесконечно мал,  $o(x)$  – это что-то ещё меньше.

## Свойства (однородного) пуассоновского потока

Нужно: получить выражение для вероятности наступления  $k$  событий за время  $[T; T + t]$ .  
Выдвинем предпосылки:

- *Однородность.* Вероятность  $k$  событий за время  $[T; T + t]$  не зависит от  $T$  для любого  $k$ .  
(она такая же, как и для промежутка  $[0; t]$ )
- *Отсутствие последствий.* Вероятность  $k$  событий за время  $[T; T + t]$  не зависит от времени наступления предыдущих событий (до момента  $T$ ).
- *Ординарность.* Вероятность более одного события за время  $[T; T + t]$  равна  $o(t)$ .  
Можно сказать, она пренебрежимо мала.

Также предположим (но это не обязательно), что вероятность ровно одного события на временном промежутке примерно пропорциональна длине этого промежутка с коэффициентом пропорциональности  $\lambda$  :

$$P(1 \text{ событие за время } [T; T + t]) = \lambda t + o(t).$$

Следовательно,

$$P(0 \text{ событий за время } [T; T + t]) = 1 - \lambda t + o(t).$$

Заметьте: здесь  $[1 - \lambda t + o(t)] + [\lambda t + o(t)] + o(t) = 1$ .



## Пуассоновский поток: вывод с помощью дифференциальных уравнений

Обозначим  $P_k(t)$  вероятность ровно  $k$  событий за время  $[T; T + t]$  (для удобства будем рассматривать промежуток  $[0; t]$ ).

Выведем  $P_0(t)$ .


Возьмём интервал  $[0; t + \Delta]$ ,  $\Delta > 0$  и разобьём его на два:  $[0; t]$  и  $[t; t + \Delta]$ .

Найдём  $P_0(t + \Delta)$  из уравнения:

$$\begin{aligned} P_0(t + \Delta) &= P(0 \text{ событий за } [t; t + \Delta]) \times P(0 \text{ событий за } [0; t]) = \\ &= (1 - \lambda\Delta + o(\Delta))P_0(t) = P_0(t) - \lambda\Delta P_0(t) + o(\Delta). \end{aligned}$$

Перегруппируем:

$o(\Delta)P_0(t)$



$$P_0(t + \Delta) - P_0(t) = -\lambda\Delta P_0(t) + o(\Delta).$$

Поделим на  $\Delta$  :

$$\frac{P_0(t + \Delta) - P_0(t)}{\Delta} = -\lambda P_0(t) + \frac{o(\Delta)}{\Delta}.$$

*Что будет на следующем шаге?*

## Пуассоновский поток: вывод с помощью дифференциальных уравнений

$$\frac{P_0(t + \Delta) - P_0(t)}{\Delta} = -\lambda P_0(t) + \frac{o(\Delta)}{\Delta}.$$

Берём предел, чтобы левая часть превратилась в производную:

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{P_0(t + \Delta) - P_0(t)}{\Delta} = -\lambda P_0(t)$$

Или так:

$$\frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t)$$

Получили уравнение с разделяющимися переменными.

## Вероятность 0 событий

$$\frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t)$$

Делим на  $P_0(t)$  :

$$\frac{1}{P_0(t)} \cdot \frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda.$$

Разделяем:

$$\frac{1}{P_0(t)} dP_0(t) = -\lambda dt.$$

Интегрируем:

$$\int \frac{1}{P_0(t)} dP_0(t) = - \int \lambda dt + C.$$

$$\ln|P_0(t)| = -\lambda t + C.$$

*(модуль лишний)*

Потенцируем:

$$P_0(t) = e^{-\lambda t + C}.$$

*(общее решение)*

# Вероятность 0 событий

Общее решение:

$$P_0(t) = e^{-\lambda t + C}.$$

На интервале нулевой длины почти наверное ни одного события не наступит.  
Это будет наше начальное условие:

$$P_0(0) = 1.$$

$$e^{-\lambda \cdot 0 + C} = e^C = 1 \Rightarrow C = 0.$$

Частное решение:

$$P_0(t) = e^{-\lambda t}.$$

До цели ещё далеко, но это уже победа.

We did it!



## Вероятность 1 события

Вернёмся к интервалу  $[0; t + \Delta]$ , разбитому на  $[0; t]$  и  $[t; t + \Delta]$ .

Два пути наступления ровно одного события:

- 1) Ни одного события за  $[0; t]$  и одно за  $[t; t + \Delta]$ .
- 2) Одно событие за  $[0; t]$  и ни одного за  $[t; t + \Delta]$ .

Значит,

$P_1(t + \Delta)$  удовлетворяет уравнению:

$$\begin{aligned} P_1(t + \Delta) &= P(0 \text{ событий за } [t; t + \Delta]) \times P(1 \text{ событий за } [0; t]) + \\ &\quad + P(1 \text{ событий за } [t; t + \Delta]) \times P(0 \text{ событий за } [0; t]) = \\ &= (1 - \lambda\Delta + o(\Delta))P_1(t) + (\lambda\Delta + o(\Delta))P_0(t) = \\ &= P_1(t) - \lambda\Delta P_1(t) + \lambda\Delta P_0(t) + o(\Delta). \end{aligned}$$

Перегруппируем и поделим на  $\Delta$  :

$$\frac{P_1(t + \Delta) - P_1(t)}{\Delta} = -\lambda P_1(t) + \lambda P_0(t) + \frac{o(\Delta)}{\Delta}.$$

## Вероятность 1 события

$$\frac{P_1(t + \Delta) - P_1(t)}{\Delta} = -\lambda P_1(t) + \lambda P_0(t) + \frac{o(\Delta)}{\Delta}.$$

Берём предел:

$$\frac{dP_1(t)}{dt} = -\lambda P_1(t) + \lambda P_0(t) = -\lambda P_1(t) + \lambda e^{-\lambda t}.$$

Получили линейное дифференциальное уравнение. В стандартной форме:

$$\frac{dP_1(t)}{dt} + \lambda P_1(t) = \lambda e^{-\lambda t}.$$

Интегрирующий множитель:

$$u(t) = e^{\int \lambda dt} = e^{\lambda t}.$$

Умножаем:

$$\frac{dP_1(t)}{dt} e^{\lambda t} + \lambda e^{\lambda t} P_1(t) = \lambda.$$

$$\frac{dg(t)}{dt} = \frac{d}{dt} [P_1(t) e^{\lambda t}] = \lambda.$$

Теперь можно разделять переменные.

## Вероятность 1 события

$$\frac{dg(t)}{dt} = \lambda,$$

где  $g(t) = P_1(t)e^{\lambda t}$

Разделяем:

$$dg(t) = \lambda dt.$$

Интегрируем:

$$g(t) = \lambda t + C.$$

$$P_1(t)e^{\lambda t} = \lambda t + C.$$

$$P_1(t) = (\lambda t + C)e^{-\lambda t}.$$

Никаких событий за нулевое время:

$$P_1(0) = 0.$$

$$0 = P_1(0) = (0 + C)e^0 \Rightarrow C = 0.$$

Решение:

$$P_1(t) = \lambda t e^{-\lambda t}.$$

## Вероятность $k$ событий

Если продолжить, получим закономерность:

$$\frac{dP_k(t)}{dt} = -\lambda P_k(t) + \lambda P_{k-1}(t),$$
$$k = 1, 2, 3, \dots$$

Решая эти диффуры, придём к соотношению:

$$P_k(t) = \frac{\lambda t}{k} P_{k-1}(t).$$

Это простое разностное уравнение относительно  $k$ . Его решение:

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} P_0(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}.$$

Победа.



## Пример задачи

Профессор Ш. тратит своё время на консультации студентам, которые приходят простейшим потоком с интенсивностью 6 человек в час. Студенты встают в очередь и не уходят без консультации.

Ш. – сверхпрофессионал: он всегда уделяет ровно 10 минут каждому студенту.

Только что профессор завершил консультацию, а в очереди ожидают ещё три студента.

Найдите вероятность, что через полчаса:

- 1) очередь рассосётся;
- 2) снова будут ровно три человека в очереди;
- 3) очередь не сократится.

## Пример задачи

Профессор Ш. тратит своё время на консультации студентам, которые приходят простейшим потоком с интенсивностью 6 человек в час. Студенты встают в очередь и не уходят без консультации.

Ш. – сверхпрофессионал: он всегда уделяет ровно 10 минут каждому студенту.

Только что профессор завершил консультацию, а в очереди ожидают ещё три студента.

Найдите вероятность, что через полчаса:

- 1) очередь рассосётся;
- 2) снова будут ровно три человека в очереди;
- 3) очередь не сократится.

*Решение.* Пусть  $X$  – число студентов, которые придут за 30 минут.

Среднее число заявок за полчаса:  $\lambda t = 6 \cdot 0.5 = 3 \Rightarrow X \sim \text{Pois}(3)$ .

$$1) P(X = 0) = \frac{(\lambda t)^0}{0!} e^{-\lambda t} = \frac{3^0}{0!} e^{-3} = e^{-3} \approx 0.05.$$

$$2) P(X = 3) = \frac{3^3}{3!} e^{-3} = \frac{9}{2} e^{-3} \approx 0.22.$$

$$3) P(X \geq 3) = 1 - P(X = 0) - P(X = 1) - P(X = 2) = 1 - e^{-3} - 3e^{-3} - 4.5e^{-3} \approx 0.58.$$

## **В следующий раз**

Снова пуассоновский поток:

- время между событиями;
- показательное распределение и распределение Эрланга;
- поток восстановления и теорема Пальма-Хинчина.