# Осенний коллоквиум курса «Теория вероятностей»

ФКН НИУ ВШЭ, 2-й курс ОП ПМИ, 2-й модуль, 2016 учебный год

## Билет 6

Теорема Пуассона. Распределение Пуассона. Задача о булочках с изюмом. Пуассоновский процесс.

#### Теорема Пуассона и распределение Пуассона

Мы рассматриваем серии событий, причем N-я серия состоит из N событий и все N событий независимы в совокупности. Пусть в N-й серии вероятность события равна  $p_N$ , причем число  $N \cdot p_N = \lambda$  не зависит от N. Нам интересна вероятность  $P(A_{k,N})$  наступления ровно k событий в данной серии из N событий. Данная ситуация представляет собой схему Бернулли, следовательно, ее вероятность можно вычислить по формуле  $C_N^k p_N^k (1-p_N)^{N-k}$ .

**Теорема 1.** (Пуассон) Пусть  $N \cdot p_N = \lambda$  - не зависит от N. Тогда

$$P(A_{k,N}) = C_N^k p_N^k (1 - p_N)^{N-k} \to \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, N \to +\infty$$

Доказательство. Учитывая, что  $N \cdot p_N = \lambda$ , перепишем вероятность  $P(A_{k,N})$  в следующем виде:

$$\frac{N(N-1)\dots(N-k+1)}{k!} \left(\frac{\lambda}{N}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{N}\right)^{N-k} = \left[\frac{1 \cdot \left(1 - \frac{1}{N}\right) \cdot \dots \cdot \left(1 - \frac{k-1}{N}\right)}{\left(1 - \frac{\lambda}{N}\right)^k}\right] \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{N}\right)^N$$

Так как  $\lambda$  и k не зависят от N, то при  $N \to +\infty$  данное выражение стремится к  $\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$ .

**Определение 1.** При этом набор вероятностей  $\left\{ \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \right\}$  называется *распределением Пуассона*.

### Задача о булочках с изюмом

**Задача 1.** Рассмотрим серийное производство булочек с изюмом. Сколько изюма в среднем должны содержать булочки, чтобы вероятность наличия хотя бы одной изюминки в случайно выбранной булочке была не меньше 0,99?

Предположим, что уже изготовлено тесто на некоторое количество булочек. В это тесто добавлено N изюминок так, что отношение числа изюминок к количеству булочек равно  $\lambda$ . Следовательно, количество булочек равно  $N/\lambda$ . Выделим в тесте кусок, из которого будет изготовлена булочка  $\alpha$ . Вероятность попадания изюминки  $\beta$  в булочку  $\alpha$  равна  $\lambda/N$ . Следовательно, вероятность того, что в булку не попало изюма, равна

$$\left(1-\frac{\lambda}{N}\right)^N$$

А вероятность получить хотя бы одну изюминку в булочке

$$1 - \left(1 - \frac{\lambda}{N}\right)^N$$

Так как мы рассматриваем серийное производство булочек, то можно предполагать, что  $N \to \infty$ , т. е. растет объем теста и количество изюма, но не меняется плотность  $\lambda$ . При  $N \to +\infty$  получаем  $\left(1 - \frac{\lambda}{N}\right)^N \to e^{-\lambda}$ . Для решения задачи надо найти такое  $\lambda$ , что  $e^{-\lambda} < 0,01$ .  $\lambda = 5$  подходит ( $e^{-5} \approx 0,007,e^{-4} \approx 0,02$ ), то есть ответ 5.

## Пуассоновский процесс

В случайные моменты времени регистрируются некоторые события. Будем отмечать эти моменты времени точками на луче  $[0,+\infty)$ . Обозначим через X(t) число точек на временном промежутке длины t, а через  $P_k(t)$  вероятность того, что X(t)=k. Будем предполагать, что:

- (a) вероятность попадания k точек в данный промежуток зависит только от длины этого промежутка (не зависит от расположения)
- (b) для любой конечной системы промежутков, которые могут попарно пересекаться только по концам, попадания точек в каждый из них являются независимыми в совокупности событиями
- (c) вероятность попадания по крайней мере двух точек в интервал длины  $\delta$  является  $o(\delta)$

**Определение 2.** Если эти условия выполняются, то X(t) называют Пуассоновским процессом.

Сначала рассмотрим  $P_0(t)$ . Разделим промежуток [0,t] на N промежутков. По свойству (a) вероятность отсутствия событий на каждом промежутке разбиения равна  $P_0(t/N)$ . По свойству (b) регистрация события на каждом промежутке разбиения не зависит от регистрации событий на других промежутках, следовательно, мы находимся в ситуации схемы Бернулли и вероятность отсутствия событий на [0,t] равна  $P_0(t) = P_0(t/N)^N$  (\*). Положим  $P_0(1) = q$ . Тогда, подставив в равенство (\*) t=1, получим  $P_0(\frac{1}{N}) = q^{\frac{1}{N}}$ . Подставив t=m в (\*), получим  $(P_0(\frac{m}{N}))^N = P_0(m)$ , подставив t=m, N=m в (\*), получим  $P_0(m) = (P_0(1))^m$ , следовательно  $P_0(\frac{m}{N}) = (P_0(1))^{\frac{m}{N}} = q^{\frac{m}{N}}$ . Заметим, что  $P_0(t+h) = P_0(t)P_0(h) \leqslant P_0(t)$ , т. е.  $P_0(t)$  не возрастает. Следовательно, для  $\frac{m-1}{N} \leqslant t \leqslant \frac{m}{N}$  выполняются неравенства  $q^{\frac{m-1}{N}} \geqslant P_0(t) \geqslant q^{\frac{m}{N}}$ . Приближая t последовательностью дробей  $\{\frac{m}{N}\}$ , приходим к равенству  $P_0(t) = q^t$ . Положив  $q=e^{-\lambda}$ , получим  $P_0(t) = e^{-\lambda t}$ .

Теперь вычислим  $P_k(t)$  при k>0. Разобьем [0,t] на N промежутков. Пусть B - событие, состоящее в том, что хотя бы на одном из промежутков зарегистрированы по крайней мере два события. По свойству (c)  $P(B) \leqslant N \cdot o(t/N) = o(t) \to 0$  при  $N \to +\infty$ . Теперь рассмотрим событие  $A_k$ , состоящее в том, что на промежутке [0,t] зарегистрировано ровно k событий, при условии, что на каждом промежутке разбиения зарегистрировано не более одного события. Вероятность отсутствия события на одном промежутке разбиения равна  $P_0(t/N) = e^{-\lambda t/N}$ , мы опять находимся в ситуации схемы Бернулли. Следовательно, имеем

$$\begin{split} P(A_k) &= C_N^k \left(e^{-\lambda t/N}\right)^{N-k} \left(1 - e^{-\lambda t/N}\right)^k = \\ &= \frac{e^{-\lambda t}}{e^{\lambda t k/N}} \cdot \frac{N \dots (N-k+1)}{k!} \left(1 - e^{-\lambda t/N}\right)^k \sim \frac{e^{-\lambda t}}{k!} \cdot \frac{N \dots (N-k+1)}{e^{\lambda t k/N}} \left(\frac{\lambda t}{N}\right)^k \to \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \qquad (N \to +\infty) \end{split}$$

С учетом вышесказанного про P(B) имеем

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

т. е. получаем распределение Пуассона. Число  $\lambda$  называется интенсивностью или параметром процесса X(t).

Замечание 1.  $P(A_k)$  является условной вероятностью (на промежутке [0,t] зарегистрировано ровно k событий, при условии, что на каждом промежутке разбиения зарегистрировано не более одного события), но 1-P(B) является вероятностью этого самого условия, но в силу того, что  $P(B) \sim 0$ ,  $P(A_k) = P_k(t)$ .