#### ПАВЕЛ Е. РЯБОВ<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации



PERyabov@fa.ru

2 апреля 2024 г.



- Биномиальное распределение. Геометрическое расперделение. Распределение Пуассона.
- Производящая функция и ее свойства.
- Начальные и центральные моменты дискретных случайных величин.
- Асимметрия распределения (The moment coefficient of skewness)
- Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

- Биномиальное распределение. Геометрическое расперделение. Распределение Пуассона.
- Производящая функция и ее свойства.
- Начальные и центральные моменты дискретных случайных величин.
- Асимметрия распределения (The moment coefficient of skewness)
- Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

- Биномиальное распределение. Геометрическое расперделение. Распределение Пуассона.
- Производящая функция и ее свойства.
- Начальные и центральные моменты дискретных случайных величин.
- Асимметрия распределения (The moment coefficient of skewness)
- Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

- Биномиальное распределение. Геометрическое расперделение. Распределение Пуассона.
- Производящая функция и ее свойства.
- Начальные и центральные моменты дискретных случайных величин.
- Асимметрия распределения (The moment coefficient of *skewness*)
- Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

- Биномиальное распределение. Геометрическое расперделение. Распределение Пуассона.
- Производящая функция и ее свойства.
- Начальные и центральные моменты дискретных случайных величин.
- Асимметрия распределения (The moment coefficient of *skewness*)
- Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

### Биномиальное распределение

#### Определение

**Биномиальным распределением с параметрами** п **и** р называется распределение числа успехов в последовательности из п независимых испытаний с вероятностью успеха "р" в каждом испытании.

Обозначение:  $X \sim Bin(n;p)$  и как класс из библиотеки scipy.stats: X = binom(n,p).

Пусть X — число успехов в последовательности из n независимых испытаний. Тогда

$$X \sim Bin(n;p) \Leftrightarrow p_k = \mathbb{P}(X=k) \stackrel{ ext{формула}}{=} \mathbb{P}_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}, \qquad$$
 (1)  $k=0,1\ldots,n; q=1-p.$ 

# Биномиальное распределение, $X \sim Bin(n;p)$

#### Теорема

 $\Pi$ усть с.в.  $X \sim Bin(n;p)$  (т.е. случайная величина X распределена по биномиальному закону распределения с параметрами n и p). Тогда

$$\mathbb{E}(X) = np;$$
  $\mathbb{V}ar(X) = npq, \quad r\partial e \quad q = 1 - p.$  (2)

#### Пример

Производятся 5120 независимых испытаний, состоящих в том, что одновременно подбрасываются 9 (симметричных) монет. Пусть X – число испытаний, в которых выпало 2 герба. Найдите  $\mathbb{E}(X)$  и  $\mathbb{Var}(X)$ . **Решение.** Заметим, что с.в.  $X \sim Bin(n;p)$ , где n=5120. Найдем для этого закона параметр "р" – вероятность успеха (события A) в одном испытании, что при подбрасывании 9 монет выпадает 2 герба. Тогда  $p=\mathbb{P}(A)=\mathbb{P}_9(2)=C_9^2\left(\frac{1}{2}\right)^2\left(\frac{1}{2}\right)^7=\frac{36}{512}$  и  $q=1-p=\frac{476}{512}$ . Применяя формулы теоремы, находим  $\mathbb{E}(X)=np=5120\cdot\frac{36}{512}=360$ ,  $\mathbb{Var}(X)=npq=5120\cdot\frac{36}{512}\cdot\frac{476}{512}=334,6875$ .

## Геометрическое распределение

#### Определение

**Геометрическим распределением с параметром "**р" называется распределение числа исптытаний **до** первого успеха в серии независимых испытаний с вероятностью успеха "р" в каждом испытании. Обозначение: c.в.  $X \sim Geom(p)$  и как класс из библиотеки **scipy.stats**: X = geom(p).

Пусть с.в. X обозначает число испытаний  $\partial o$  *первого успеха*, тогда ряд распределения (распределение вероятностей) имеет вид

Значения Х	1	2	• • •	k	• • •
Вероятность $p_k = \mathbb{P}(X=k)$	p	qp	• • •	$q^{k-1}p$	• • •

#### Пример

Симметричная монета бросается до тех пор, пока не выпадет герб. Пусть X – число бросков. Тогда с.в.  $X\sim Geom\left(p=\frac{1}{2}\right)$ .

# Геометрическое распределение

#### Теорема

Пусть с.в.  $X \sim Geom(p)$ . Тогда  $\mathbb{E}(X) = rac{1}{p}$ ,  $\mathbb{V}\!ar(X) = rac{q}{p^2}$ .

#### Пример

Симметричная игральная кость подбрасывается до тех пор, пока не выпадут все грани. Найдите математическое ожидание и дисперсию числа бросаний.

**Решение.** Пусть X обозначает число бросаний до выпадения всех граней. Представим X в виде **суммы шести независимых случайных величин** 

$$X = X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 + X_6.$$

Здесь  $X_1$  — число бросаний до появления **какой-либо** из граней (какой — все равно). Поэтому  $X_1=1$ . Далее,  $X_2$  — число последующих бросаний до появления какой-либо **другой** грани,  $X_3$  — число бросаний до появления **третьей** (еще не выпадавшей) грани и т.д. Например, если в результате серии бросаний появились грани: 6;1;1;1;2;3;6;5;2;3;1;2;4, то в этом случае X=13, а  $X_1=1,X_2=1,X_3=3,X_4=1,X_5=2,X_6=5$ . Каждая с.в.  $X_k$  распределена по геометрическому закону (а их сумма (X) — x0 с параметром x1 с x3 с x4 с x4 с x5 с x6 гойства для математических ожиданий и дисперсий, а также формулы теоремы, находим x4 с x5 с x6 года получаем, что

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(X_1 + X_2 + \ldots + X_6) = \mathbb{E}(X_1) + \ldots + \mathbb{E}(X_6) = 
= 6 \left(\frac{1}{6} + \frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3} + \frac{1}{2} + 1\right) = 14,7; 
\mathbb{V}ar(X) = \mathbb{V}ar(X_1 + X_2 + \ldots + X_6) = \mathbb{V}ar(X_1) + \ldots + \mathbb{V}ar(X_6) = 
= \frac{\frac{1}{6}}{\left(\frac{5}{6}\right)^2} + \frac{\frac{2}{6}}{\left(\frac{4}{6}\right)^2} + \frac{\frac{3}{6}}{\left(\frac{3}{6}\right)^2} + \frac{\frac{4}{6}}{\left(\frac{2}{6}\right)^2} + \frac{\frac{5}{6}}{\left(\frac{1}{6}\right)^2} = 38,99.$$
(3)

#### Упражнение

Предположим, что игральная кость не является симметричной и "вероятности" в ней распределены так, что "вероятность" каждой грани пропорциональна её номеру. Такая (несимметричная) игральная кость подбрасывается до тех пор, пока не выпадут все грани. Найдите математическое ожидание и дисперсию числа бросаний. (Задача сложная, но все равно имеет аналитическое решение!!!)

**Ответ:**  $\mathbb{E}(X) = \frac{1315957}{50160} \approx 26,23518740031898;$ 

 $Var(X) \approx 340,0258005534602.$ 

## Распределение Пуассона

#### Определение

 $\mathit{C.s.}\ X\ \mathit{имеет}\ \mathsf{pacnpedenehue}\ \mathsf{\Piyaccoha}\ \mathsf{c}\ \mathsf{napamempom}\ \lambda>0,$   $\mathit{ecnu}$ 

$$p_k = \mathbb{P}(X=k) = rac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, k=0,1,2,\ldots$$

Обозначение:  $X \sim \Pi(\lambda)$  и как класс из библиотеки scipy.stats:  $X = poisson(\mu)$  ( $\mu = \lambda$ ).

#### Пример

Распределение Пуассона используется в тех случаях, когда мы имеем дело с редкими событиями, такими как, например, клиенты, звонящие в справочный центр; посетители веб-сайта; радиоактивный распад атомов; фотоны, поступающие в космический телескоп; изменения цены акций; количество аварий на дорогах.

# Распределение Пуассона

#### Теорема

Пусть  $X \sim \Pi(\lambda)$ . Тогда  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{V}$ a $\mathbf{r}(X) = \lambda$ .

# Производящая функция

Пусть X — дискретная случайная величина с законом распределения  $p_k = \mathbb{P}(X=x_k), k=0,1,2,\ldots$  (В наших примерах возможные значения  $x_k=k$ ).

#### Определение

 $\pmb{\Pi pouseodsugeŭ функцией}$  дискретной случайной величины X называется функция

$$\psi_X(s) = \mathbb{E}\left(s^X
ight) = \sum_{k=0}^{+\infty} \, p_k s^k = p_0 + p_1 s + p_2 s^2 + \ldots$$

Область сходимости: |s| < 1 и s = 1.



## Производящая функция

#### Теорема

Производящая функция суммы независимых случайных величин X и Y равна произведению производящих функций слагаемых, т.е

$$\psi_{X+Y}(s) = \psi_X(s) \cdot \psi_Y(s).$$

- ullet Пусь  $X\sim Bin(n;p)$ . Тогда  $\psi_X(s)=(q+ps)^n$ , где q=1-p;
- ullet Пусть  $X\sim Geom(p).$  Тогда  $\psi_X(s)=rac{ps}{1-qs}$ , где q=1-p;
- ullet Пусть  $X\sim\Pi(\lambda)$ . Тогда  $\psi_X(s)=e^{\lambda(s-1)}$ .

#### Теорема

 $Ecnu\ X\sim\Pi(\lambda),\ Y\sim\Pi(\mu)\ u\ X,\ Y-$  независимые случайные величины, то с.в.  $X+Y\sim\Pi(\lambda+\mu)$  (сумма независимых случайных величин, распределенных по закону Пуассону, распределена по тому же закону Пуассона).

# Производящая функция

#### Полезные соотношения

#### Теорема

 $\Pi$ усть  $\psi_X(s)$  — производящая функция д.с.в. X. Тогда

$$\begin{split} \mathbb{E}(X) &= \psi_X'(\mathbf{1});\\ \mathbb{V}\!ar(X) &= \psi_X''(\mathbf{1}) + \psi_X'(\mathbf{1}) - \left[\psi_X'(\mathbf{1})\right]^2. \end{split}$$

# Начальные и центральные моменты (дискретных) случайных величин

#### Определение

**Начальным моментом** k-го порядка  $\nu_k(X)$ , где  $k \in \mathbb{N}$ , дискретной случайной величины X называют математическое ожидание k-ой степени X, m.e.

$$u_k(X) = \mathbb{E}\left[X^k
ight] = \sum_{i=0}^\infty \, x_i^k p_i = \sum_{i=0}^\infty \, x_i^k \mathbb{P}(X=x_i),$$

если ряд, стоящий в правой части, сходится абсолютно, т.е.  $\sum_{i=0}^{+\infty}|x_i|^kp_i<+\infty$ 

B частности,  $u_1(X) = \mathbb{E}(X)$ .



# Начальные и центральные моменты (дискретных) случайных величин

#### Определение

**Центральным моментом** k-го порядка  $\mu_k(X)$ ,  $\epsilon \partial e \ k \in \mathbb{N}$ , дискретной случайной величины X называют математическое ожидание k-ой степени **отклонения**  $X - \mathbb{E}[X]$ , m.e.

$$\mu_k(X) = \mathbb{E}\left[ (X - E[X])^k \right] = \sum_{i=0}^{\infty} (x_i - E[X])^k p_i = \sum_{i=0}^{\infty} (x_i - \mathbb{E}[X])^k \mathbb{P}(X = x_i),$$

если ряд, стоящий в правой части, сходится абсолютно.

В частности, 
$$\mu_1(X) = \mathbf{0}, \mu_2(X) = \mathbb{V}\!ar(X)$$
.



# Дискретные случайные величины

Используя свойства для математических ожиданий, можно получить формулы, которые связывают начальные и центральные моменты. Например,

$$\begin{split} \mu_2 &= \nu_2 - \nu_1^2, \\ \mu_3 &= \nu_3 - 3\nu_1\nu_2 + 2\nu_1^3, \\ \mu_4 &= \nu_4 - 4\nu_1\nu_3 + 6\nu_1^2\nu_2 - 3\nu_1^4. \end{split}$$

#### Теорема

Если Х и Ү – независимые случайные величины, то

$$\mu_3(X+Y) = \mu_3(X) + \mu_3(Y).$$

Формула обобщается на сумму n независимых случайных величин:

$$\mu_3(X_1 + \ldots + X_n) = \mu_3(X_1) + \mu_3(X_2) + \ldots + \mu_3(X_n).$$

#### Теорема

Для **независимых** случайных величин X и Y справедлива формула

$$\mu_4(X+Y) = \mu_4(X) + \mu_4(Y) + 6 \mathbb{V}ar(X) \cdot \mathbb{V}ar(Y).$$

В общем случае, для n независимых случайных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$  справедлива формула:

$$\mu_4\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{k=1}^n \mu_4(X_k) + 6 \sum_{1 \leqslant i < j \leqslant n} \mathbb{V}ar(X_i) \mathbb{V}ar(X_j).$$

#### Упражнение

ullet Пусть  $X \sim Bin(n;p)$ . Тогда

$$\mu_3(X) = pq(1 - 3pq), \ \mu_4(X) = npq(1 + 3npq - 6pq),$$

где 
$$q = 1 - p$$
;

ullet Пусть  $X\sim\Pi(\lambda)$ . Тогда

$$u_3(X) = \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda,$$

$$\nu_4(X) = \lambda^4 + 6\lambda^3 + 7\lambda^2 + \lambda.$$

# Асимметрия распределения (The moment coefficient of *skewness*)

#### Определение

Асимметрией распределения (The moment coefficient of skewness) случайной величины X называется отношение третьего центрального момента  $\mu_3(X)$  к кубу стандартного отклонения  $\sigma(X)^3$ , т.е.

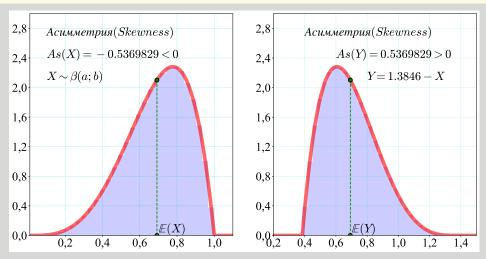
$$As(X) = \frac{\mu_3(X)}{(\sigma(X))^3},$$

# Свойства асимметрии распределения

#### Утверждение

- $\operatorname{As}(X) = \nu_3\left(\frac{X \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)}\right) = \mu_3\left(\frac{X \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)}\right);$
- Если распределение симметрично относительно математического ожидания  $\mathbb{E}(X)$ , то  $\mathrm{As}(X)=0$  ( С.в. X имеет симметричное распределение относительно  $\mathbb{E}(X)$ , если  $\mathbb{P}(X\leqslant E(X)-x)=\mathbb{P}(X\geqslant \mathbb{E}(X)+x)$  для любого x).
- Пусть X непрерывная случайная величина. Eсли As(X) > 0, то плотность распределения вероятностей (метод pdf)  $f_X(x)$  "скошена влево" относительно  $\mathbb{E}(X)$ ; Eсли же As(X) < 0, то плотность распределения вероятностей (метод pdf)  $f_X(x)$  "скошена вправо".

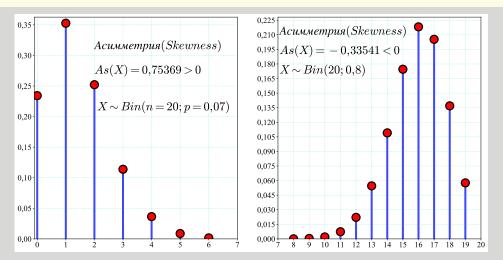
Неформально говоря, коэффициент асимметрии положителен, если "*правый хвост*" распределения "*длиннее левого*", и отрицателен в противном случае.



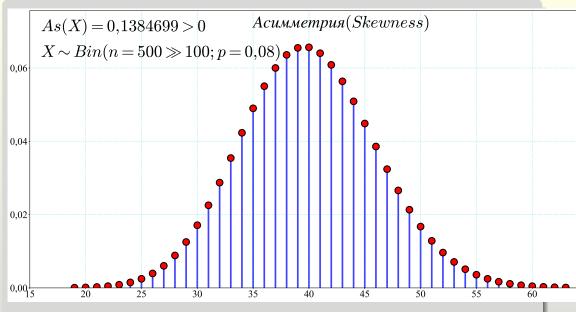
**Puc.1.** Асимметрия непрерывного распределения (The moment coefficient of skewness).

#### Упражнение

- ullet Пусть  $X\sim Bin(n;p)$ . Покажите, что  $\mathrm{As}(X)=rac{1-2p}{\sqrt{npq}}$ , q=1-p;
- ullet Пусть  $X\sim\Pi(\lambda)$ . Покажите, что  $\mathrm{As}(X)=rac{1}{\sqrt{\lambda}}.$



**Рис.2.** Асимметрия дискретного распределения распределения (The moment coefficient of **skewness**).



**Рис.3**. Асимметрия дискретного распределения распределения (The moment coefficient of **skewness**).

9 a a

# Эксцесс распределения (Kurtosis Excess)

#### Определение

Эксцессом (Kurtosis Excess) (избыточный куртозис) распределения случайной величины X называется величина

$$\operatorname{Ex}(X) = \frac{\mu_4(X)}{(\sigma(X))^4} - 3.$$

Kurtosis (от греческого "куртос" выгнутый) распределения определяется по формуле

$$Kurt(X) = \frac{\mu_4(X)}{(\sigma(X))^4}$$

Куртозис характеризует "тяжесть хвостов распределения" (tailedness).



#### Упражнение

ullet Пусть  $X \sim Bin(n;p)$ . Тогда

$$\operatorname{Ex}(X) = \frac{1 - 6pq}{npq}, q = 1 - p;$$

ullet Пусть  $X \sim \Pi(\lambda)$ . Тогда

$$\operatorname{Ex}(X) = \frac{1}{\lambda}.$$

• Для любого распределения с конечным центральным моментом четвертого порядка выполняются неравенства

$$a) \operatorname{Ex}(X) \geqslant -2;$$
  
 $b) Kurt(X) \geqslant \left[\operatorname{As}(X)\right]^2 + 1$ 

# Свойства асимметрии и эксцесса распределения

#### Теорема

• Асимметрия и эксцесс распределения инвариантны относительно линейной замены случайной величины:

$$As(aX + b) = As(X), a > 0;$$
  
 $Ex(aX + b) = Ex(X).$ 

ullet Для независимых случайных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$  справедливы соотношения:

a) 
$$As(X_1 + X_2 + ... + X_n) = a_1 As(X_1) + ... + a_n As(X_n);$$
  
b)  $Ex(X_1 + X_2 + ... + X_n) = b_1 Ex(X_1) + ... + b_n Ex(X_n),$ 

$$\textit{cde } a_k = \frac{\sigma^3(X_k)}{[\sigma^2(X_1) + ... + \sigma^2(X_n)]^{\frac{3}{2}}} \text{, } b_k = \frac{\sigma^4(X_k)}{[\sigma^2(X_1) + ... + \sigma^2(X_n)]^2} \text{.}$$



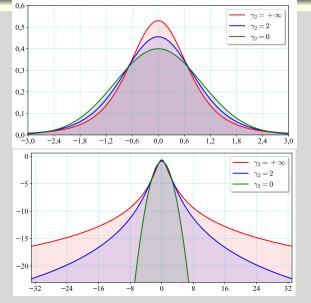
# Свойства асимметрии и эксцесса распределения

#### Следствие

Если все  $X_1, X_2, \dots, X_n$  — независимые случайные величины и имеют одинаковое распределение, то

$$a) \operatorname{As}(X_1 + \dots X_n) = \frac{1}{\sqrt{n}} \operatorname{As}(X_1) \to 0;$$

$$(b) \operatorname{Ex}(X_1 + \dots X_n) = \frac{1}{n} \operatorname{Ex}(X_1) \to 0 \quad npu \quad n \to +\infty.$$



**Рис.4.** Эксцесс непрерывного распределения (Kurtosis Excess) (W.pdf(x) и W.logpdf(x).