

ВИПАДКОВІ ВЕЛИЧИНИ

- Способи задання випадкових величин
- Числові характеристики випадкових величин
- Основні дискретні розподіли
- Основні неперервні розподіли
- Граничні теореми

Означення. *Випадковою величиною* називають величину, яка в результаті випробування набуває одне і тільки одне можливе значення, наперед не відоме і не залежні від випадкових причин, які не можуть бути враховані наперед.

Приклади.

1. Кількість хлопчиків , що народилися серед 100 новонароджених.
2. Відстань, яку пролетить снаряд при пострілі.

Дискретні і неперервні випадкові величини.

Випадкові величини: X, Y, Z, \dots , їх значення: x, y, z, \dots

Означення. *Законом розподілу* дискретної випадкової величини називають відповідність між можливими значеннями і їх імовірностями.

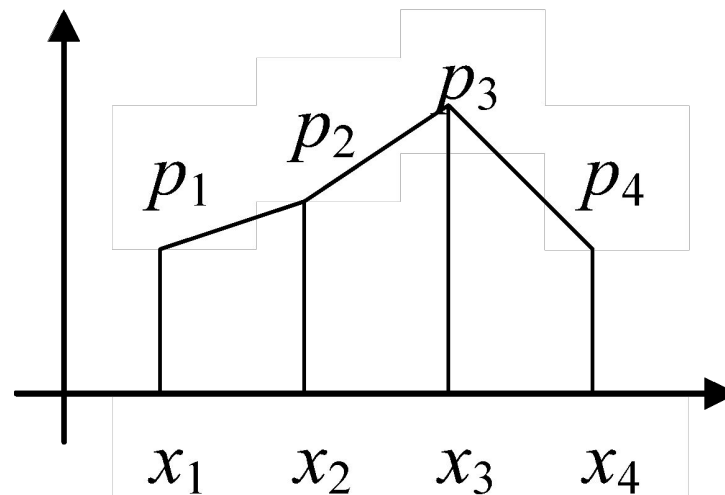
Таблично:

X	x_1	x_2	...	x_n
p	p_1	p_2	...	p_n

$$p_1 + p_2 + \dots + p_n = 1$$

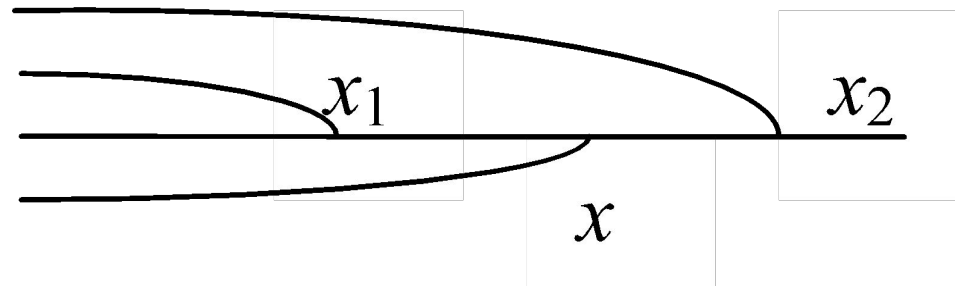
Аналітично: $p(x_i) = f(i), \quad i = 1, 2, \dots, n$

Графічно:



– багатокутник розподілу

$$p(X < x)$$



Означення. **Функцією розподілу** випадкової величини X називається функція $F(x)$, що визначає імовірність того, що випадкова величина X приймає значення, менше x , тобто

$$F(x) = p(X < x).$$

Функцію $F(x)$ називають **інтегральною** функцією розподілу.

Означення. Випадкова величина X називається **неперервною**, якщо її функція розподілу неперервна на всій числовій осі.

Властивості функції розподілу:

1) $0 \leq F(x) \leq 1$

2) Якщо $x_1 < x_2$, то $F(x_1) \leq F(x_2)$

3) $p(a \leq x < b) = F(b) - F(a)$

4) Якщо можливі значення випадкової величини належать інтервалу (a, b) , то а) $F(x)=0$ при $x \leq a$
і б) $F(x)=1$ при $x \geq b$

5) Якщо X – неперервна випадкова величина, то імовірність того, що вона прийме одне визначене значення дорівнює нулю: $p(X=x) = 0$.

Означення. *Щільністю розподілу імовірностей* неперервної випадкової величини X називають функцію, яка є похідною від функції розподілу:

$$f(x) = F'(x).$$

Функцію $f(x)$ називають *щільністю імовірності* або *диференціальною* функцією розподілу.

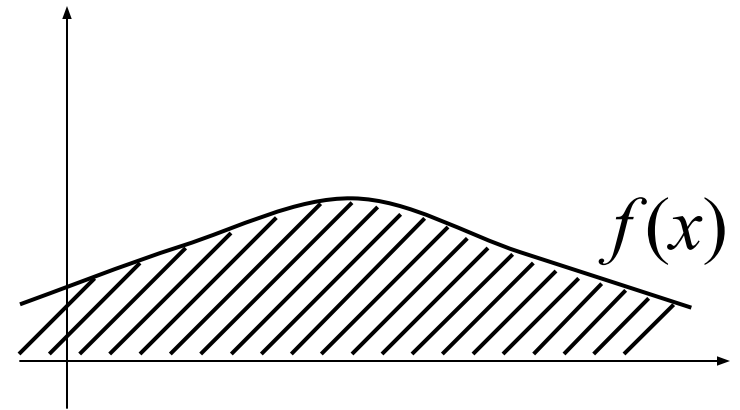
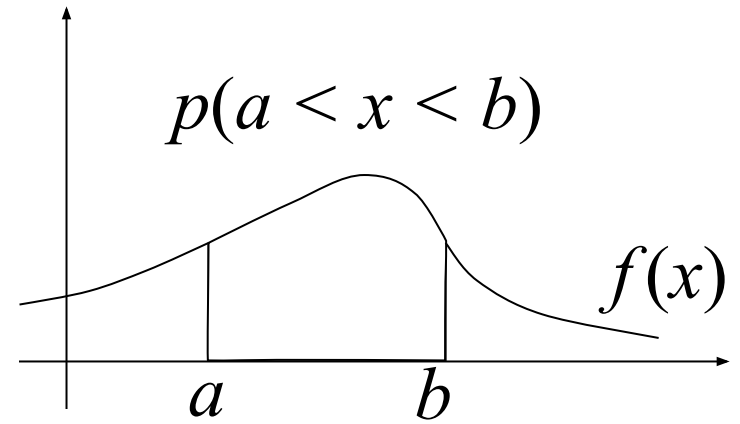
Властивості щільності ймовірності:

$$1) \quad p(a < x < b) = \int_a^b f(x) dx$$

$$2) \quad F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

$$3) \quad f(x) \geq 0$$

$$4) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$



Дискретні і неперервні випадкові величини.

Дискретна випадкова величина:
приймає окремі, ізольовані значення.

X	x_1	x_2	\dots	x_n
p	p_1	p_2	\dots	p_n

Неперервна випадкова величина:
можливі значення цілком заповнюють деякій проміжок.

$$F(x) = p(X < x)$$

функція
розподілу

$$f(x) = F'(x)$$

щільність
розподілу

Означення. Математичне сподівання дискретної випадкової величини X називається сума добутків всіх можливих значень випадкової величини на відповідні їм імовірності. Позначається $M(X)$.

Нехай

X	x_1	x_2	\dots	x_n
p	p_1	p_2	\dots	p_n

$$M(X) = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \dots + x_n p_n$$

Якщо випадкова величина X приймає нескінченну множину значень, то

$$M(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$

Імовірнісний зміст математичного сподівання:
математичне сподівання наближено дорівнює
середньому арифметичному значень випадкової
величини.

Доведення

Нехай n – кількість випробувань (достатньо велика).

Нехай випадкова величина X приймає значення x_1, x_2, \dots, x_k
відповідно m_1, m_2, \dots, m_k раз.

$$m_1 + m_2 + \dots + m_k = n$$

Знайдем середнє арифметичне всіх значень:

$$\bar{X} = \frac{x_1 m_1 + x_2 m_2 + \dots + x_k m_k}{n} = x_1 \cdot \frac{m_1}{n} + x_2 \cdot \frac{m_2}{n} + \dots + x_k \cdot \frac{m_k}{n} \approx$$

$$x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_k \cdot p_k = M(X)$$

Означення. Математичне сподівання неперервної випадкової величини x , можливі значення, якої належать відрізку $[a, b]$, називається визначений інтеграл

$$M(X) = \int_a^b xf(x)dx$$

Якщо можливі значення випадкової величини розподілені по всій осі OX , то

$$M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

Властивості математичного сподівання

- 1. $M(C) = C$, де $C = const$.
- 2. $M(CX) = CM(X)$
- 3. $M\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n M(X_i)$
- 4. $M(aX + b) = aM(X) + b$
- 5. $M(XY) = M(X)M(Y)$ - ТІЛЬКИ ДЛЯ
незалежних ВВ!
- 6. $M(X) = 0$, якщо $f(x) = f(-x)$

Приклад.

X	-0.1	0.1
p	$1/2$	$1/2$

$$M(X) = -0.1 \cdot \frac{1}{2} + 0.1 \cdot \frac{1}{2} = 0$$

Y	-100	100
p	$1/2$	$1/2$

$$M(Y) = -100 \cdot \frac{1}{2} + 100 \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$M(X) = M(Y)$, але X і Y сильно відрізняються

Питання: чи можна оцінити дисперсії можливих значень випадкової величини розраховавши відхилення кожного з цих значень від математичного сподівання і потім знайти їх середнє?

$X - M(X)$	$x_1 - M(X)$	$x_2 - M(X)$...	$x_n - M(X)$
p	p_1	p_2	...	p_n

$$M(X - M(X)) =$$

$$(x_1 - M(X)) \cdot p_1 + (x_2 - M(X)) \cdot p_2 + \dots + (x_n - M(X)) \cdot p_n =$$

$$\underbrace{x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_n \cdot p_n}_{M(X)} - M(X) \cdot \underbrace{(p_1 + p_2 + \dots + p_n)}_1 =$$

$$M(X) - M(X) = 0$$

$(X-M(X))^2$	$(x_1-M(X))^2$	$(x_2-M(X))^2$...	$(x_n-M(X))^2$
p	p_1	p_2	...	p_n

Означення. Дисперсією випадкової величини X називається математичне сподівання квадрата відхилення випадкової величини X від математичного сподівання:

$$D(X) = M[X - M(X)]^2$$

1. Дискретна випадкова величина

$$D(X) = M[X - M(X)]^2$$

$(X - M(X))^2$	$(x_1 - M(X))^2$	$(x_2 - M(X))^2$...	$(x_n - M(X))^2$
p	p_1	p_2	...	p_n

$$D(X) = (x_1 - M(X))^2 p_1 + (x_2 - M(X))^2 p_2 + \dots + (x_n - M(X))^2 p_n$$

або
$$D(X) = \sum_i (x_i - M(X))^2 p_i$$

$$D(X) = M(X^2) - [M(X)]^2$$

2. Неперервна випадкова величина

За означенням $D(X) = M[X - M(X)]^2$

Але $M(X) = \int_a^b xf(x)dx \Rightarrow$

$$M[X - M(X)]^2 = \int_a^b (x - M(X))^2 f(x)dx \Rightarrow$$

$$D(X) = \int_a^b (x - M(X))^2 f(x)dx$$

$$D(X) = \int_a^b x^2 f(x)dx - [M(X)]^2$$

Середнє квадратичне відхилення

Означення. Середнім квадратичним відхиленням випадкової величини X називається корінь з її дисперсії:

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$$

Властивості

Дисперсія

Середнє квадратичне відхилення

1. $D(C) = 0$, де $C = const.$

2. $D(C + X) = D(X)$

3. $D(CX) = C^2 D(X)$

4. $D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n D(X_i)$

1. $\sigma(C) = 0$, де $C = const.$

2. $\sigma(C + X) = \sigma(X)$

3. $\sigma(CX) = C\sigma(X)$

Приклад

- Дискретна ВВ задана рядом розподілу:

x_i	0	1	2
p_i	0.2	0.5	0.3

- Обчислити математичне сподівання, дисперсію и середнє квадратичне відхилення.

- 1. $M(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i = 0 \cdot 0.2 + 1 \cdot 0.5 + 2 \cdot 0.3 = 1.1$.
- 2. $D(X) = M(X^2) - [M(X)]^2$.
- $M(X^2) = 0^2 \cdot 0.2 + 1^2 \cdot 0.5 + 2^2 \cdot 0.3 = 1.7$.
- $D(X) = 1.7 - (1.1)^2 = 0.49$.
- 3. $\sigma(X) = +\sqrt{D(X)} = \sqrt{0.49} = 0.7$.

- Неперервна ВВ задана щільністю імовірності

$$f(x) = \begin{cases} 2x & \text{при } 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{при } x \geq 1 \end{cases}$$

- Обчислить математичне сподівання, дисперсію и середнє квадратичне відхилення.

$$1. M(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \int_0^1 x \cdot 2x dx = 2 \int_0^1 x^2 dx = 2 \left. \frac{x^3}{3} \right|_0^1 = \frac{2}{3}$$

$$2. D(X) = M(X^2) - [M(X)]^2$$

$$M(x^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^1 x^2 2x dx = 2 \int_0^1 x^3 dx = 2 \left. \frac{x^4}{4} \right|_0^1 = \frac{1}{2}$$

$$D(X) = \frac{1}{2} - \left(\frac{2}{3} \right)^2 \approx 0.28$$

$$3. \sigma(X) = +\sqrt{D(X)} = \sqrt{0.28} \approx 0.53$$

4. Початковий момент порядку k

$$v_k = M(X^k)$$

$$v_k = \sum_i x_i^k \cdot p_i \quad \text{— дискретна}$$

$$v_k = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k \cdot f(x) dx \quad \text{— неперервна}$$

Початковий момент першого порядку:

$$v_1 = M(X) \quad \text{— математичне сподівання}$$

- Якщо $k = 0$, то $v_0 = M(X^0) = 1$.
- Якщо $k = 1$, то $v_1 = M(X^1) = M(X)$.
- Якщо $k = 2$, то $v_2 = M(X^2)$.
- математичне сподівання ВВ це початковий момент 1-го порядку, а дисперсія може бути виражена через початкові моменти 1-го и 2-го порядків:

$$D(X) = M(X^2) - [M(X)]^2 = v_2 - v_1^2$$

5. Центральний момент порядку k

$$\mu_k = M(X - M(X))^k$$

$$\mu_k = \sum_i (x_i - M(X))^k \cdot p_i \quad - \text{дискретна}$$

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M(X))^k \cdot f(x) dx \quad - \text{неперервна}$$

Центральний момент другого порядку:

$$\mu_2 = M(X - M(X))^2 \quad - \text{дисперсія}$$

- Якщо $k = 0$, то $\mu_0 = M(\delta^0) = 1$
- Якщо $k = 1$, то

$$\mu_1 = M(\delta^1) = M\{[X - M(X)]^1\} =$$
- $= M(X) - M(X) = 0$;
- Якщо $k = 2$, то
- $\mu_2 = M\{[X - M(X)]^2\} = D(X)$,
- дисперсія $ВВ$ це центральний момент другого порядку : $D(X) = \mu_2$

- Вводиться коефіцієнт асиметрії (характеристика скошеності):

$$A = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3},$$

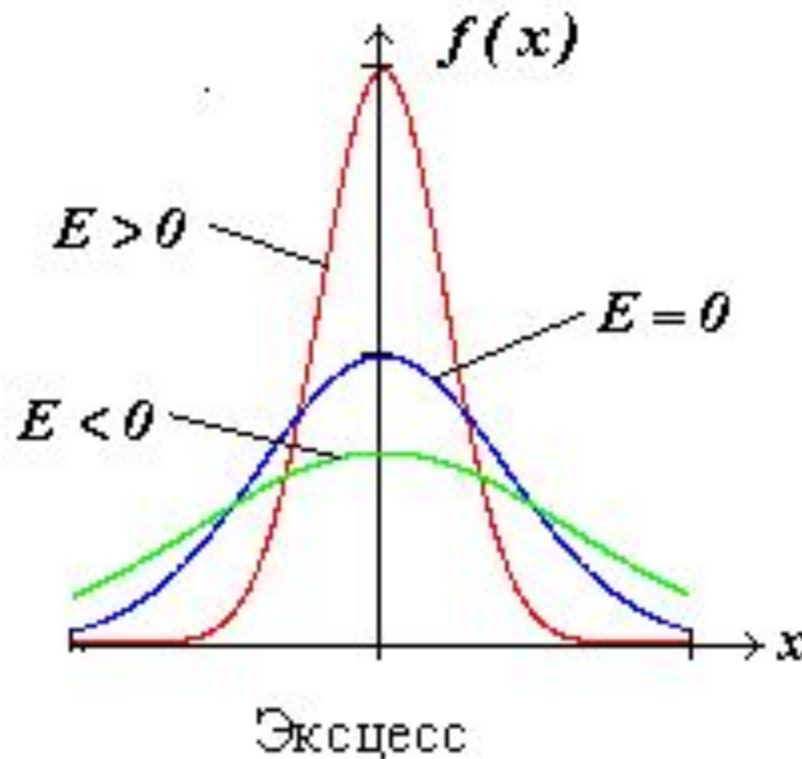
- де — $\mu_3 = v_3 - 3v_2v_1 + 2v_1^3$
- центральний момент 3-го порядку, а σ_x — середнє квадратичне відхилення ВВ



- Центральний $\mu_4 = \nu_3 - 4\nu_3\nu_1 + 6\nu_2\nu_1^2 - 3\nu_1^4$ момент 4-го порядку використовується для характеристики положення вершини кривої (крутості кривої) розподілу відносно еталона – *нормального розподілу*, для якого відношення

- $$\frac{\mu_4}{\sigma_x^4} = 3 .$$

- Вводиться числова характеристика, яка називається *ексцесом кривої розподілу* і обчислюється як



$$E = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} - 3$$

6. *Мода*

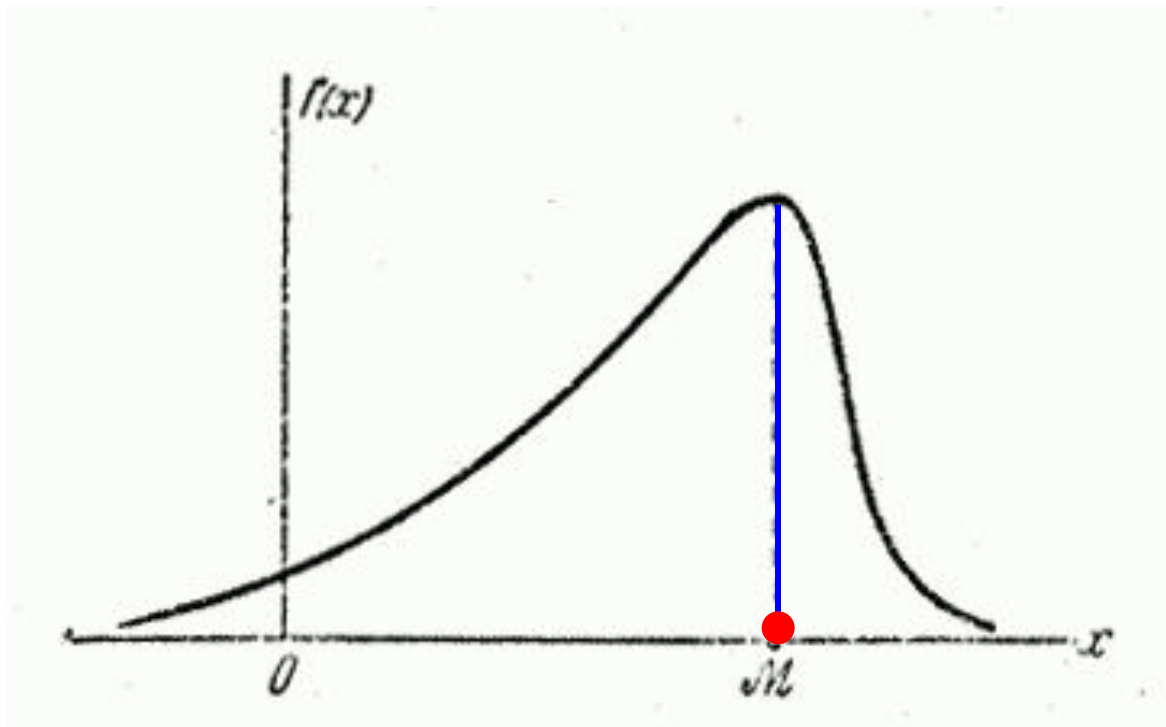
Для дискретної випадкової величини *мода* – це найбільш імовірне значення ВВ.

x_i	10	20	30	40	50	60
p_i	0,24	0,36	0,20	0,15	0,03	0,02

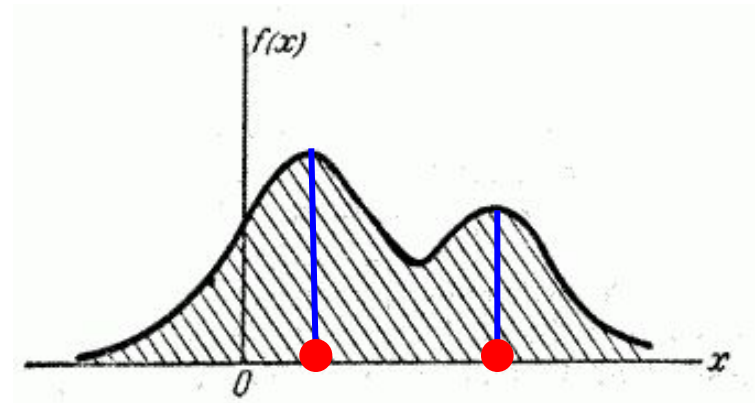
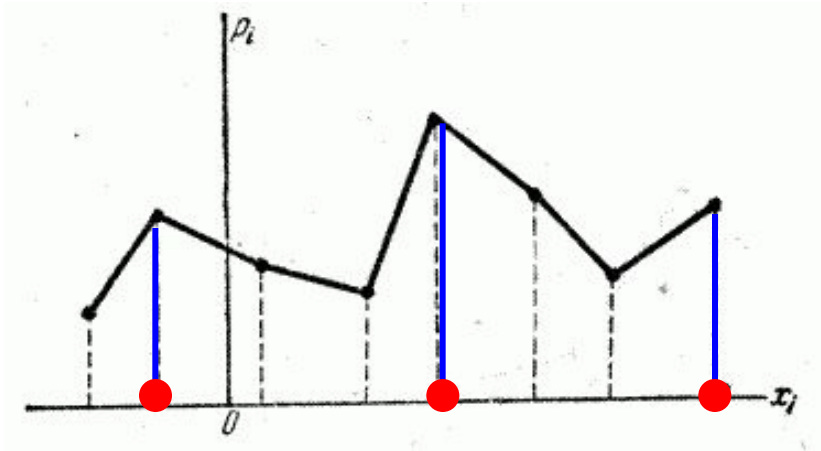
$$0,24 < 0,36 > 0,20$$

Мода: 20

Для неперервної випадкової величини **мода** – значення, при якому щільність розподілу $f(x)$ досягає максимуму.



У випадкової величини може бути декілька мод.



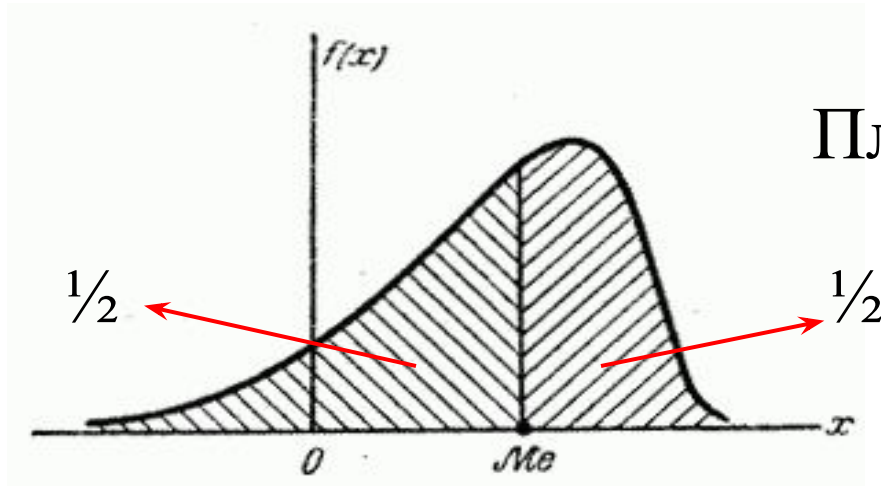
Розподіли з однією, двома або більшим числом мод називаються відповідно **унімодальними**, **бімодальними** або **мультимодальними**.

7. Медіана

таке число m , для якого однаково імовірно, що випадкова величина менше m або більше m , то б то

$$p(X < m) = p(X > m) = 0.5$$

Геометрично медіана – це абсциса точки, в якій площа, обмежена кривою щільності розподілу, ділиться навпіл.



Площа всієї фігури: = 1

8. Квантіль рівня p

таке число x_p , що $p(X < x_p) = p \Leftrightarrow F(x_p) = p$

$F(x)$ – функція розподілу

$$x_p = F^{-1}(p)$$

$F^{-1}(x)$ – функція, обернена до функції розподілу

Квантіль рівня 0.5 – це *медіана*.

Квантілі рівня $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, $\frac{3}{4}$ називають відповідно першим, другим і третім *квартілями*.

Квантілі рівня 0.1, 0.2, 0.3, ..., 0.9 називають *децілями*.

Квантілі рівня 0.01, 0.02, 0.03, ..., 0.99 називають *процентілями*.

Основні дискретні розподіли

- *Біноміальний розподіл*
- *Розподіл Пуассона*
- *Геометричний розподіл*
- *Гіпергеометричний розподіл*
- *Рівномірний розподіл*

1. Біноміальний розподіл

p – імовірність події A

X – число появ події A в n незалежних випробуваннях

Можливі значення: $k = 0, 1, 2, \dots, n$

$q = 1 - p$.

$p(k) = p^k q^{n-k} C_n^k$ p – параметр розподілу

Біном Ньютона: $(p + q)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k}$

$M(X) = np$ і $D(X) = npq$

2. Розподіл Пуассона

n – дуже велике, p – дуже мале, $np = \lambda$

X – число появ події A в n незалежних випробуваннях

Можливі значення: $k = 0, 1, 2, \dots, n$

$$p(k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \quad \lambda - \text{параметр розподілу}$$

$$M(X) = D(X) = \lambda$$

3. Геометричний розподіл

p – імовірність події A

X – число випробувань, яке необхідно провести **до першої появи події A**

Можливі значення: всі натуральні числа
 $k = 1, 2, 3, \dots$

$$q = 1 - p.$$

$P(k) = q^{k-1}p$ p – параметр розподілу

$p, qp, q^2p, q^3p, q^4p, \dots$ – геометрична прогресія

$$M(X) = \frac{q}{p} \quad \text{і} \quad D(X) = \frac{q}{p^2}$$

4. Гіпергеометричний розподіл

Партія з N виробів містить M стандартних.

З партії випадковим чином вибирають n виробів.

X – число стандартних виробів серед відібраних

Можливі значення: $k = 0, 1, 2, \dots, \min(M, n)$

$$P(k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n} \quad N, M, n - \text{параметри розподілу}$$

$$M(X) = \frac{n \cdot M}{N} \quad \text{і} \quad D(X) = \frac{M \cdot (N - M) \cdot (N - n) \cdot n}{N^2 \cdot (N - 1)}$$

5. Рівномірний розподіл

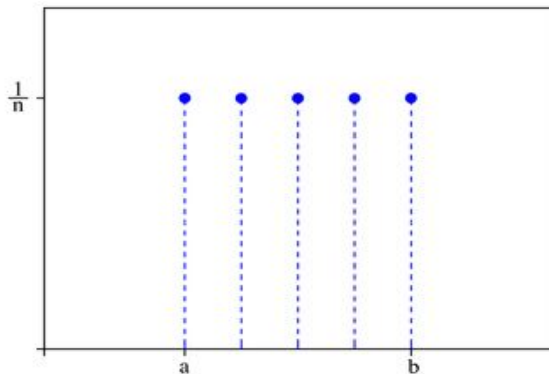
Дискретна випадкова величина має рівномірний розподіл, якщо її **функція імовірності** на всій області визначення (a,b) має вид

$$P(x)=1/n,$$

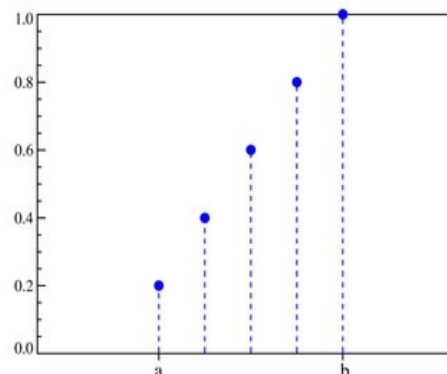
де n — число випробувань

$M[x]=(a+b)/2$ - математичне сподівання

$D[x]=(n^2-1)/12$ - дисперсія



Графік характеристичної функції



Графік кумулятивної функції



Основні неперервні розподіли

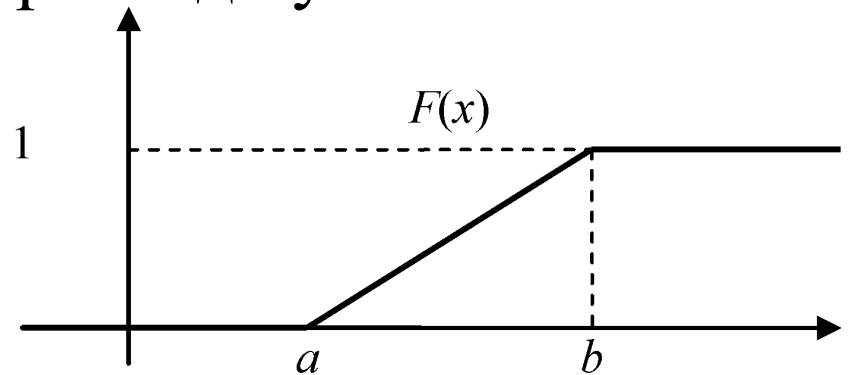
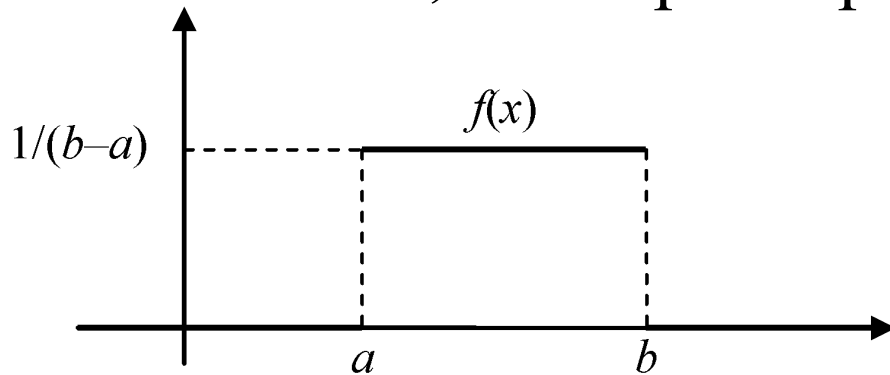
- *Рівномірний розподіл*
- *Показниковий (експоненціальний) розподіл*
- *Нормальний розподіл*
- *Розподіл Пірсона*
- *Розподіл Стьюдента*
- *Розподіл Фішера*

1. Рівномірний розподіл

В інтервалі (a, b) стала щільність розподілу

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & x > b \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & x > b \end{cases}$$

a, b – параметри розподілу



$$M(X) = \frac{a+b}{2}$$

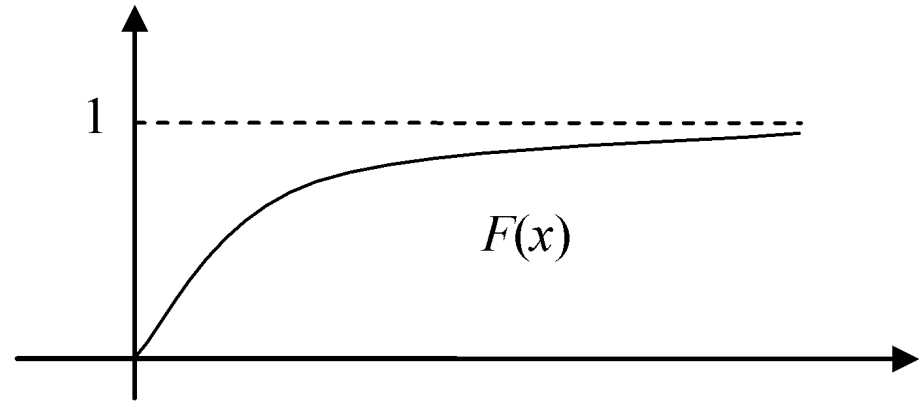
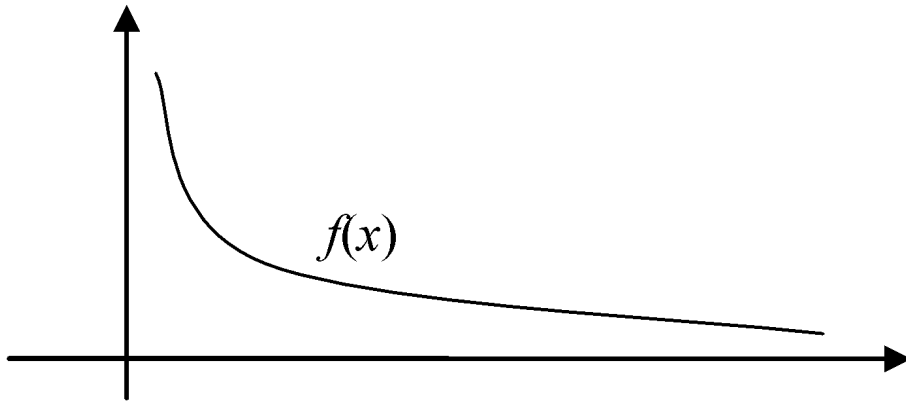
и

$$D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

2. Показниковий (експоненціальний) розподіл

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$$

λ – параметр розподіл

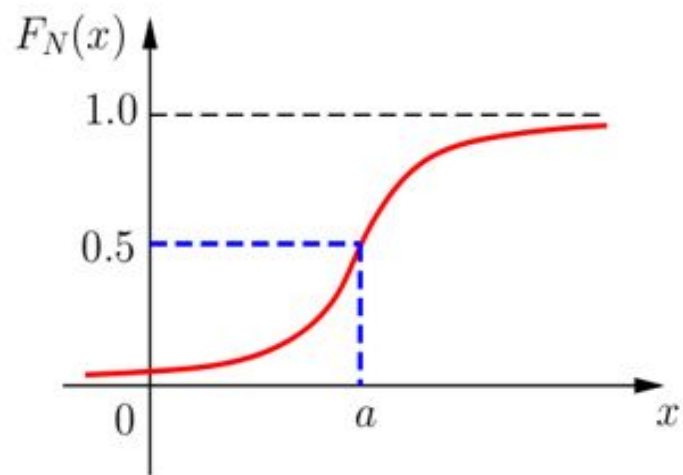
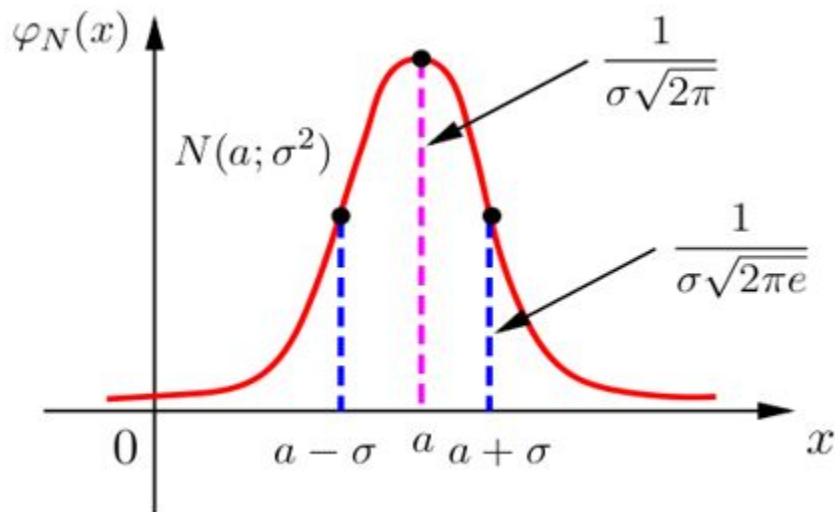


$$M(X) = \frac{1}{\lambda} \quad \text{і} \quad D(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

3. Нормальний розподіл

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} \quad F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} dx$$

a, σ – параметри розподілу



$$M(X) = a \quad \text{і} \quad D(X) = \sigma^2$$



Правило 3 сігм

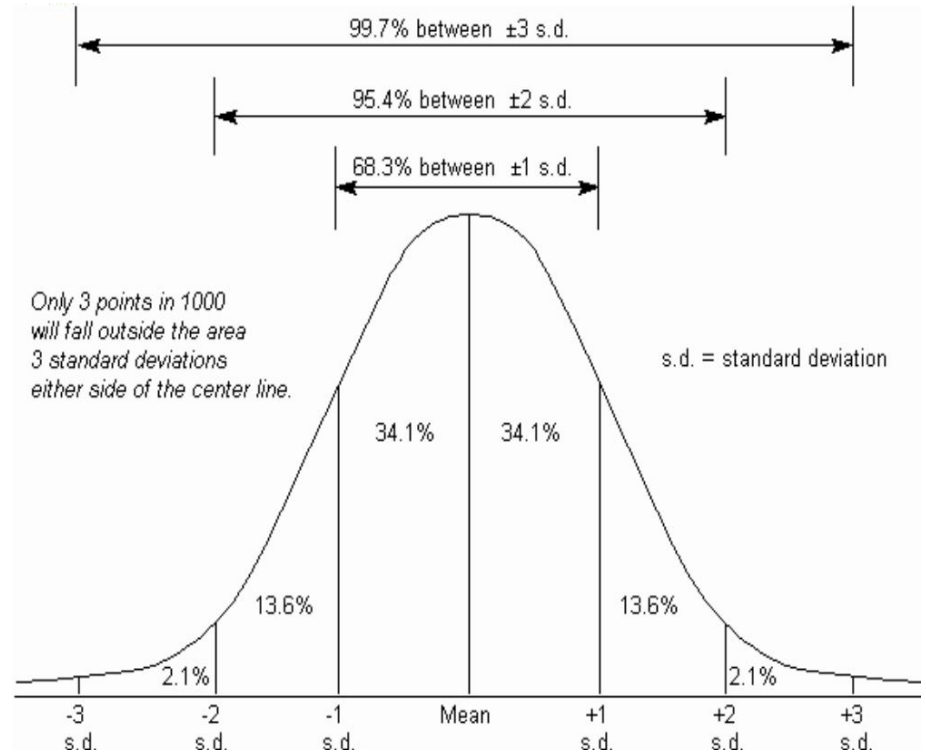
При нормальному розподілі:

- $M(\pm)\sigma = 68,26\%$

- $M(\pm)2\sigma = 95,44\%$

- $M(\pm)3\sigma = 99,72\%$,

$M(\pm)3\sigma$ - інтервал всіх можливих значень



Властивості нормального розподілу

- Правило 3 сігм (99,72% значень лежать в межах $M \pm 3\sigma$)
- Розподіл симетричний ($A=0$), ексцес $E = 0$
- Мода, медіана і математичне сподівання співпадають
- Значення, що лежать на однаковій відстані від $M(X)$, будуть мати однакову імовірність

4. Розподіл Пірсона (χ^2 -розподіл)

Нехай незалежні випадкові величини X_1, X_2, \dots, X_k мають нормальний розподіл, до того ж математичне сподівання кожної з них дорівнює 0, а середнє квадратичне відхилення дорівнює 1.

Тоді сума квадратів цих величин:

$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_k^2 \quad k - \text{параметр розподілу}$$

має χ^2 – розподіл з k ступенями свободи.

1) випадкова величина $\chi^2 \geq 0$.

2) при збільшенні числа ступенів свободи розподіл Пірсона повільно наближається до нормального.

5. Розподіл Стьюдента (*t*-розподіл)

Нехай X і Y – незалежні випадкові величини.

X має нормальний розподіл з математичним сподіванням, що дорівнює 0, і середнім квадратичним відхиленням, що дорівнює 1.

Y має χ^2 -розподіл з k ступенями свободи.

Тоді величина

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/k}}$$

має розподіл Стьюдента з k ступенями свободи

k – параметр розподілу

При збільшенні числа ступенів свободи розподіл Стьюдента швидко наближається до нормального.

6. Розподіл Фішера (F-розподіл)

Нехай X і Y – незалежні випадкові величини.

X має χ^2 – розподіл з k_1 ступенями свободи.

Y має χ^2 – розподіл з k_2 ступенями свободи.

Тоді величина

$$F = \frac{X / k_1}{Y / k_2}$$

має розподіл Фішера з k_1 і k_2 ступенями свободи.

k_1 і k_2 – параметри розподілу

Оскільки $X \geq 0$ і $Y \geq 0$, то $F \geq 0$.

Граничні теореми

1. Закон великих чисел.
2. Центральна гранична теорема.

Теорема Чебишева. Якщо дисперсії незалежних випадкових величин $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ не перевищують сталого числа C , то для довільного скільки завгодно малого числа $\varepsilon > 0$ справедлива рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p \left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M(X_i) \right| \leq \varepsilon \right) = 1$$

Наслідок з теореми Чебишева. Якщо випадкові величини $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ незалежні і однаково розподілені, з математичним сподіванням a і дисперсією σ^2 , то для довільного скільки завгодно малого числа $\varepsilon > 0$ справедлива рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p \left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - a \right| \leq \varepsilon \right) = 1$$

Теорема Бернуллі. Якщо в кожному з n незалежних випробуваннях імовірність p того, що відбудеться подія A стала, то для довільного, скільки завгодно малого числа $\varepsilon > 0$ справедлива рівність

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p \left(\left| \frac{m}{n} - p \right| \leq \varepsilon \right) = 1,$$

де m – число появ події A в n випробуваннях.

Теорема Ляпунова. Якщо випадкова величина X дорівнює сумі великої кількості взаємнонезалежних випадкових величин, усі значення якої мають скінченні математичні сподівання і дисперсії, і жодне із значень різко не відрізняється від всіх інших, тобто має незначний вплив на їх суму, то X має розподіл, який близький до нормального.

Теорема. Нехай незалежні випадкові величини X_1, X_2, \dots, X_n однаково розподілені з математичним сподіванням a і середнім квадратичним відхиленням σ . Тоді випадкова величина

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

має розподіл, близький до нормального з математичним сподіванням, що дорівнює a і середнім квадратичним відхиленням σ / \sqrt{n} .

Наслідок. Нехай незалежні випадкові величини X_1, X_2, \dots, X_n однаково розподілені з математичним сподіванням a і середнім квадратичним відхиленням σ . Тоді випадкова величина

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - a}{\sigma / \sqrt{n}}$$

має розподіл, близький до нормального з математичним сподіванням, що дорівнює 0, і середнім квадратичним відхиленням, рівним 1.