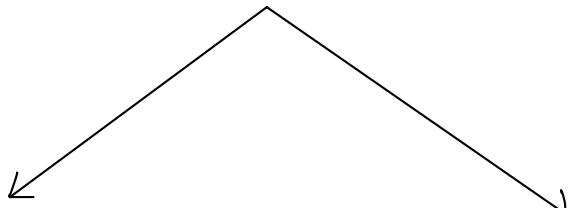


Суржитые блуждания

График в представлении некоторого списка произходил какой-либо $\exists. \forall w \in \mathcal{U}$, тогда генеровая функция $\psi_w(q) \in \Sigma(w)$ наз. **суржитое блуждание (CB)**

График (\mathcal{U}, A, P) - бесконечное пространство, тогда генеровая ф-я $\Sigma(w)$ наз. **CB**, если $\forall x \in \mathbb{R}$ для-бо $\exists. \forall$
 $\{w : \Sigma(w) \ni x\} \in A$ является (абст.) **conformal** (одн-ст)

CB



DCB - CB, ком. приимают конечное или infinite множество значений

НСВ - CB, ком. прии. все значения генеровой оси

DCB и их описание

$$\mathcal{U} = \{w_1; w_2; \dots; w_n\}$$
$$\downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow$$
$$x_1; x_2; \dots; x_k, k \leq n$$

$x_1 < x_2 < \dots < x_k$ Пусть $x = x_1$

$$A_1 = \{w : \xi(w) = x_1\}$$

$$P(A_1) = P(\xi = x_1) = p_1$$

Пусть $x = x_2$

$$A_2 = \{w : \xi(w) = x_2\}$$

$$P(A_2) = P(\xi = x_2) = p_2$$

...

Пусть $x = x_k$

$$A_k = \{w : \xi(w) = x_k\}$$

$$P(A_k) = P(\xi = x_k) = p_k$$

Зависимость значений СВ и вероятностей их осуществления
наз. законом распределения вероятностей СВ

В случае СВ имеем вид табл. общеизвестной

ξ	x_1	x_2	\dots	x_n	$:$	ξ	x_1	x_2	\dots
P	p_1	p_2	\dots	p_n	$:$	P	p_1	p_2	\dots

3 свойств. сб-ва з-ва распределения

$$1) p_i \geq 0, \quad i=1, \dots, n$$

$$2) \sum p_i = 1$$

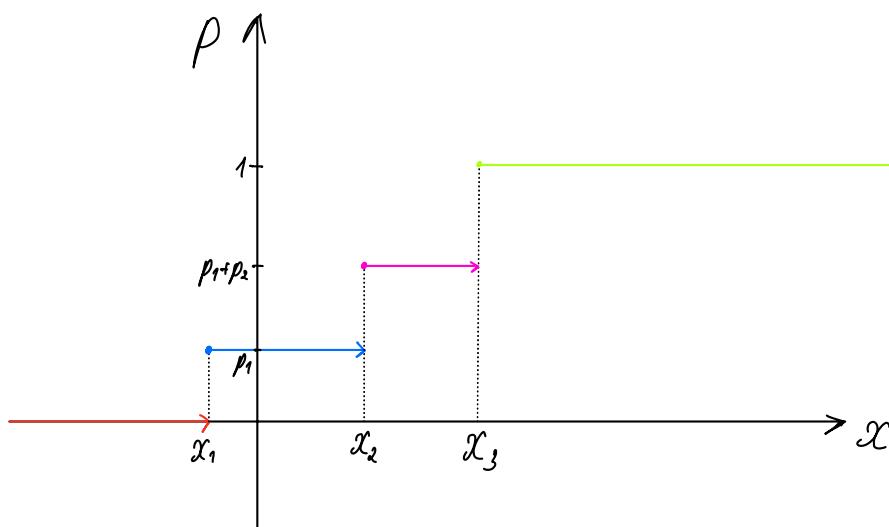
$$2) \sum_{i=1}^n p_i = 1 ; \sum_{i=1}^{\infty} p_i = 1$$

$$3) P(\alpha \leq \xi \leq \beta) = \sum_{\alpha \leq x_i \leq \beta} p_i$$

P. распределение вероят-ли DCB

P. распред. Вероят-ли DCB наз. кн. фнк. була: $F(x) = P(\xi \leq x); x \in \mathbb{R}$

ξ	x_1	x_2	x_3
P	p_1	p_2	p_3



$$F(x) = \begin{cases} 0; & x < x_1 \\ p_1; & x_1 \leq x < x_2 \\ p_1 + p_2; & x_2 \leq x < x_3 \\ 1; & x \geq x_3 \end{cases}$$

- фнк. максимальной вероят-ли

Сб-да:

- 1) регулярная
- 2) кусочно-постоянная

3) непрерывная случай

4) $F(-\infty) = 0; F(+\infty) = 1$

5) $F(x) = \sum_{x_i \leq x} p_i$

6) $P(\alpha \leq \xi \leq \beta) = F(\beta) - F(\alpha - 0)$, где $F(\alpha - 0) = \lim_{x \rightarrow \alpha^-} F(x)$

Равномерное распределение DCB

ξ	x_1	x_2	x_3	\dots	x_n
P	$\frac{1}{n}$	$\frac{1}{n}$	$\frac{1}{n}$	\dots	$\frac{1}{n}$

$$p_i = \frac{1}{n}; i=1, \dots, n; \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

Бесконечное распред. в серии нез. исп. по схеме Гернуми

Проводится серия n нез. исп. в нез. каждой из ком.
и/произойти соуд. A (успех) с вероятн. p

Очевидно, что число успешов для СВ, ком. и/применим
закон. расп. от $"0"$ до $"n"$ ($0 \leq \xi \leq n$). Распределение данной СВ
наз. бесконечнодейств.

$$\tilde{A}: \underbrace{A}_1, \underbrace{A}_2, \underbrace{A}_3, \dots, \underbrace{A}_k, \underbrace{A}_{k+1}, \dots, \underbrace{A}_n$$

$$\tilde{A} = \underbrace{A \cdot A \cdot A \cdots A}_{k} \cdot \underbrace{\bar{A} \cdots \bar{A}}_{n-k}$$

$$P(\tilde{A}) = p^k \cdot q^{n-k}$$

нечн.	n-k
ченесн	k
n	

$$C_{(k;n-k)} = \frac{n!}{k!(n-k)!} = C_n^k$$

$$P(\xi=k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

ξ	0	1	2	$\{ n \}$
\tilde{p}	$C_n^0 p^0 q^n$	$C_n^1 p^1 q^{n-1}$	$C_n^2 p^2 q^{n-2}$	

$$p_i = C_n^i p^i q^{n-i}; i=0, \dots, n$$

$$\sum_{i=0}^n p_i = C_n^0 p^0 q^n + C_n^1 p^1 q^{n-1} + C_n^2 p^2 q^{n-2} + \dots + C_n^n p^n q^0 = (p+q)^n = 1$$

График фун. Бернулли

1) Всі члн. функцій мають діл. характерист

2) Бернул. функція p не залежить від кн.

М. дсм - функція її сущісності

М. рефм - функція може мати умовжені знач.

операции, ком. приводят к быстрому окончанию серии, но при этом, физически, одескрибовано как k_0 -th.

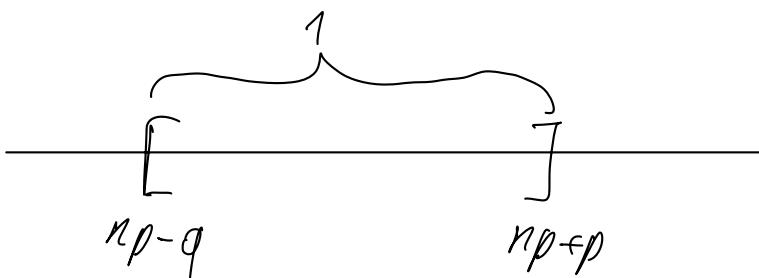
Наше первое и единственное место успехов в сущности Бернштейна

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{P(\xi=k_0)}{P(\xi=k_0-1)} \geq 1; \\ \frac{P(\xi=k_0)}{P(\xi=k_0+1)} \geq 1; \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} \frac{C_n^{k_0} \cdot p^{k_0} \cdot q^{n-k_0}}{C_n^{k_0-1} \cdot p^{k_0-1} \cdot q^{n-k_0+1}} \geq 1; \\ \frac{C_n^{k_0} \cdot p^{k_0} \cdot q^{n-k_0}}{C_n^{k_0+1} \cdot p^{k_0+1} \cdot q^{n-k_0-1}} \geq 1; \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{n! (k_0-1)! (n-k_0+1)!}{k_0! (n-k_0)! n!} \cdot \frac{p}{q} \geq 1; \\ \frac{n! (k_0+1)! (n-k_0-1)!}{k_0! (n-k_0)! n!} \cdot \frac{q}{p} \geq 1; \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} \frac{n-k_0+1}{k_0} \cdot \frac{p}{q} \geq 1 \\ \frac{k_0+1}{n-k_0} \cdot \frac{q}{p} \geq 1 \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} (n-k_0+1) \cdot p \geq q \cdot k_0; \\ (k_0+1) \cdot q \geq p(n-k_0); \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} np - pk_0 + p \geq q \cdot k_0; \\ qk_0 + q \geq pn - pk_0; \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} (p+q) \cdot k_0 \leq np + p \\ (p+q) \cdot k_0 \geq np - q \end{array} \right.$$

$$np - q \leq k_0 \leq np + p$$



Асимптотические представления проф. Бернштейн

1. Т. Гуассона

Если в серии n независимых испытаний $\bar{\sigma}$ для $n \rightarrow \infty; p \rightarrow 0; np = \text{const}$,
то вероятность k успехов и/или поражений по асимптотике приближается к

зап. $P(\xi = k) \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

$P(\xi = k) = C_n^k p^k q^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \cdot \frac{\lambda^k}{n^k} \cdot$

$\cdot \left(\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-\frac{n}{2}}\right)^{-\frac{\lambda}{n}(n-k)} = \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right)\left(1 - \frac{2}{n}\right)\dots\left(1 - \frac{k-1}{n}\right)\lambda^k}{k!} \cdot \left(\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-\frac{n}{2}}\right)^{-\frac{\lambda}{n}(n-k)} \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda - \frac{\lambda}{n}(n-k)} \approx$

$\approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda + \frac{\lambda k}{n}} \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

Зад.

зап. Т1. - это зап. негативных событий и тем самым можно упростить, так как
вероятность поражения

2. А. Т. Муавра-Лапласа

Если в серии n независимых испытаний $\bar{\sigma} = \sqrt{n \cdot p \cdot q} \rightarrow \infty$, то вероятность
 k успехов приближается по асимпт. приближ. зап. $P(\xi = k) \approx \frac{\psi(x)}{\sigma}$,

$\psi(x) = \frac{e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}}$, $x = \frac{k-np}{\sigma}$

Зад.

1) $\psi(x)$ - стандартизированная

2) $\psi(-x) = \psi(x)$

3) $\bar{O} \geq 5$

3. И.Т. Муавра-Лапласа

Если в серии n нез. исп. не более \bar{O} . $\bar{O} = \sqrt{n \cdot p \cdot q} \rightarrow \infty$, то вероят. числа успехов от k_1 близ. до k_2 близ. находится по слг. приближ. доп. $P(k_1 \leq \xi \leq k_2) \approx \Phi(x_2) - \Phi(x_1)$

$$x_{1,2} = \frac{k_{1,2} - np}{\sigma}; \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

Зад.

1) $\Phi(x)$ — математическое

2) $\Phi(-x) = -\Phi(x)$

3) $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ — ф. Лапласа

4) $\bar{O} \geq 5$

Распределение Пуассона

Пуассон. ф. наз. распред. СВ, кот. принимает значения $0, 1, 2, \dots$ с вероятн.-ми, кот. рассчит. по слг. доп.

$$P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \lambda > 0$$

ξ	0	1	2	\dots
p	$\lambda^0 e^{-\lambda}$	$\frac{\lambda^1}{1!} e^{-\lambda}$	$\frac{\lambda^2}{2!} e^{-\lambda}$	

$$\sum_{i=0}^{\infty} p_i = \lambda^0 \left(1 + \frac{\lambda}{1!} + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots \right) = 1$$

$\underbrace{\lambda^0}_{e^{\lambda}}$

Финитное распределение

Фин. распред. наз. распред. СВ кон. кратчайшим образом
 $\{1, 2, \dots, \infty\}$ с вероятн-стю, кон. распред. по Арг-гоп.

$$P(\Sigma = k) = p \cdot q^{k-1}, \quad 0 < p, q < 1$$

Σ	1	2	3	...
p_i	p	pq	pq^2	

$$\sum_{i=1}^{\infty} p_i = p(1 + q + q^2 + q^3 + \dots) = p \frac{1}{1-q} = 1$$

Непрерывное Геометрическое

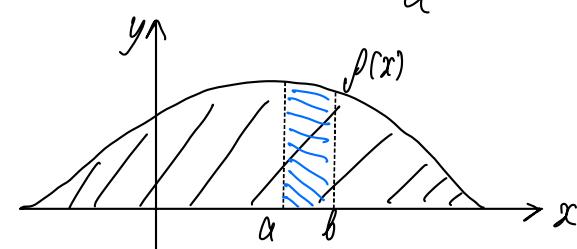
В аудио и СВ дистрибуции обсуждаются
 бесконечн-коэффиц и не определенны, ик.
 эта бесконечн-коэффиц. Числ. анал
 обсуждаются непрерывн СВ и определены.
 Для этого будем чес. ф-ю $P(x)$, кон.
 коэф. непрерывн распред. бесконечн-стю СВ

Чб-то:

$$1) P(x) \geq 0, \quad x \in \mathbb{R}$$

$$2) \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1$$

$$3) P(a \leq \xi \leq b) = \int_a^b p(x) dx$$



Р.распред. вероят-тии ХСВ

Р.распред. вероят-тии ХСВ наз. фнк. расп. вероятн. будж: $F(x) = P(\xi \geq x); x \in \mathbb{R}$

Сб-да:

1) неотрицательн

2) непрерывн

3) $F(-\infty) = 0; F(+\infty) = 1$

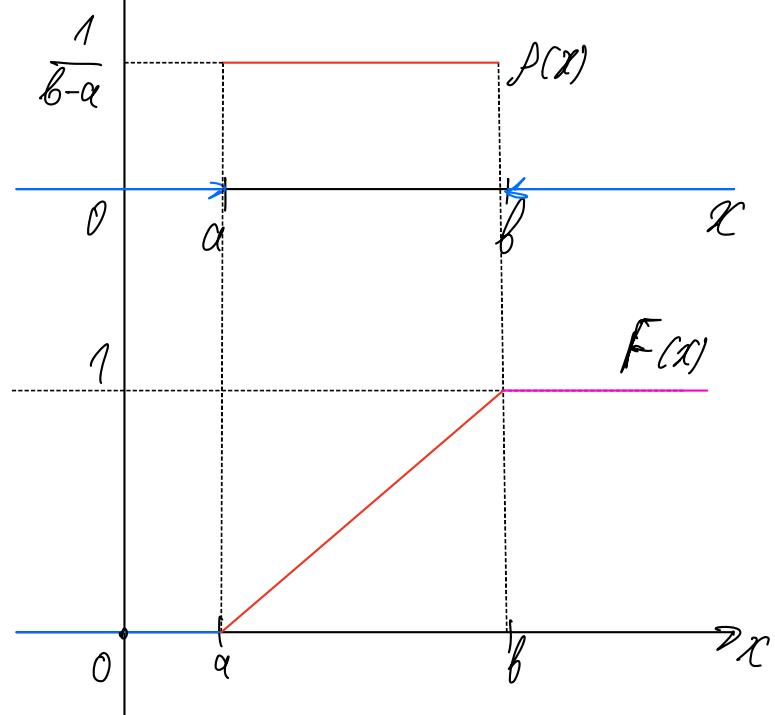
4) $F(x) = \int_{-\infty}^x p(t) dt \Leftrightarrow p(x) = F'(x)$

5) $P(\alpha \leq \xi \leq \beta) = F(\beta) - F(\alpha)$

Гауссово распределение на практике

ХСВ наз. равномерно распред. на отр. $[a; b]$, если
нормиров. и р.распред. вероят-тии ХСВ одн. будж:

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



Показательное распределение

Ж CB ноз. показательного распред., или эг. распред. и спр. распред. Вероятн-ти наименее виг:

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

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

λ - монотонный параметр

