

Опр. Вероятностная модель: это математическая модель реального явления, содержащая элементы случайности.

Необходимо знать: Условия адекватности и парадокс Бертрана.

Теорема[без док-ва] (О продолжении меры). *Существует и единственная мера μ на σ -алгебре $\sigma([a, b])$ — Борелевская σ -алгебра на $[0, 1]$, такая что $\mu([a, b]) = b - a$.*

Опр. Случайная величина: это отображение $\xi: \Omega \rightarrow \mathbb{R}; \forall B \in \tilde{\mathcal{B}}(\mathbb{R})$
 $\xi^{-1}(B) \in \mathcal{A}$

Необходимо знать: Модели центра (мат. ожидание, q -квантиль и мода) и разброса (дисперсия, интерквантильный размах, инженерная метрика, median absolute deviation и $\mathbb{E}|\xi - \text{med } \xi|$) и их свойства.

Необходимо знать: Стохастическая независимость и свойства корреляции.

Необходимо знать: Виды сходимостей (сх-ть почти всюду, по вероятности, в среднем порядка r , слабая сх-ть и сх-ть по распределению), а также их связь.

Теорема[без док-ва] (УЗБЧ Колмогорова). *Пусть X_1, X_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины. $\exists \mathbb{E} X_i = a$, тогда $\frac{\sum X_i}{n} \rightarrow a$, почти всюду.*

Теорема[без док-ва] (ЦПТ). *Пусть X_1, X_2, \dots — независимые одинаково распределенные случайные величины. $\exists \mathbb{E} X_i = a$ и $\exists D X_i = \sigma^2$, тогда $P(\frac{\sum X_i - na}{\sigma\sqrt{n}} < x) \Rightarrow \Phi(x)$.*

Необходимо знать: Неравенство Чебышёва, закон трех сигм и константу $0.4 < C_0 < 0.71$ в неравенстве Берри-Эссена.

Опр. Условие Линдберга: Пусть X_1, X_2, \dots — нез. сл. вел. $\exists \mathbb{E} X_i = a_i$,
 $\exists D X_i = \sigma_i^2$, $A_n = \sum_{i=1}^n a_i$, $B_n^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$, $F_n = P(\frac{\sum X_i - A_n}{B_n} < x)$ и
 $\forall t > 0 \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{i=1}^n \int_{Q_{i,n}} |x - a_i|^2 dF_i(x) = 0$, $Q_{i,n} = \{x: |x - a_i| > tB_n\}$

Теорема[без док-ва] (ЦПТ Линдберга-Феллера). *Если выполнено условие Линдберга, то $F_n(x) \Rightarrow \Phi(x)$ и $\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{1 \leq i \leq n} P(|x_i - a_i| > \varepsilon B_n) = 0$*

$\forall \varepsilon > 0$

Опр. Условие Ляпунова: Пусть X_1, X_2, \dots — нез. сл. вел. $\exists \mathbb{E} X_i = a_i$,
 $\exists D X_i = \sigma_i^2$, $\exists \mathbb{E} |X_i - a_i|^3 = \mu_i^3$, $X_i = \sigma_i^2$, $A_n = \sum_{i=1}^n a_i$, $B_n^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$,

$$M_n^3 = \sum_{i=1}^n \mu_i^3 \text{ и } \frac{M_n^3}{B_n^3} \rightarrow 0$$

Необходимо знать: условия на n для того, чтобы применять ЦПТ имело смысл.

Теорема[с док-вом]. *Пусть X_1, X_2, \dots — н.о.р.с.в. и $X_i \sim Bi(1, p)$, пусть $np = \lambda$, $p \leq \frac{1}{4}$, $k - 1 \leq \frac{n}{4}$, тогда $P(S_n = k) = \frac{e^{-\lambda + r_n(k)} \lambda^k}{k!}$, где $\frac{\lambda k}{n} + 2 \frac{(1-k)k}{n} \ln \frac{4}{3} - \frac{2\lambda^2}{3n} \leq r_n(k) \leq \frac{\lambda k}{n} + \frac{(1-k)k}{2n}$*

Теорема[без док-ва] (Пуассона). *Пусть задана схема серий и $np_n \rightarrow \lambda$, тогда $\forall k = 0, 1, \dots \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} P(S_n = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$*

Необходимо знать: Схема серий.

Опр. Устойчивое распределение: функция распределения $G(x)$ и соотв. хар. функ. $g(t)$ называется **устойчивой**, если $\forall a_1, a_2 > 0 \exists a > 0, b \in \mathbb{R}$, такие что $g(a_1 t)g(a_2 t) = e^{ibt}g(at) \Leftrightarrow \forall a_1, a_2 > 0, b_1, b_2 \in \mathbb{R} \exists a > 0, b \in \mathbb{R}$, такие что $G(a_1 x + b_1) * G(a_2 x + b_2) = G(ax + b)$

Необходимо знать: Общий вид устойчивых распределений и свойства.

Теорема[без док-ва] (Леви). Пусть X_1, X_2, \dots — назав. од. распр. сл. вел., $S_n = \frac{\sum X_i - a_n}{b_n}$, тогда $G(x)$ может быть предельной для S_n , при некотором выборе $a_n \in \mathbb{R}$ и $b_n > 0 \Leftrightarrow G(x)$ — устойчива.

Опр. Безгранично делимая хар. ф-ия: пусть $f(t)$ — хар. ф-ия, тогда $f(t)$ называется **безгранично делимой** если $\forall n \exists f_n(t)$ — хар. ф-ия, такая что $f(t) = [f_n(t)]^n$

Теорема[без док-ва] (Хинчина). Функция $F(x)$ может быть предельной для $S_{n,m_n} = X_{n,1} + \dots + X_{n,m_n}$, в схеме серий удовлетворяющей условию пред. малости \Leftrightarrow безгранично делима.

Теорема[с док-вом]. Пусть $X_{n,j} \sim \begin{cases} 1, & p_{n,j} \\ 0, & 1 - p_{n,j} \end{cases}, S_n = X_{n,1} + \dots + X_{n,n}$. Пусть также $\max_{1 \leq j \leq n} p_{n,j} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0, \sum_{j=1}^n p_{n,j} \rightarrow \lambda > 0$, тогда $\forall k = 0, 1, \dots \lim_{n \rightarrow \infty} P(S_n = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$

Опр. Информация события B отн. A : $I(A|B) = \log \frac{P(A|B)}{P(A)}$, при условии $P(A) > 0$ и $P(B) > 0$.

Опр. Информация в событии A : $I(A) = -\log P(A)$.

Необходимо знать: Свойства информации.

Опр. Энтропия эксперимента: $H(E) = -\sum_{i=1}^n p_i \log p_i$.

Теорема[с док-вом]. Энтропия обладает следующими свойствами:

1. $H(E) \geq 0$, равенство достигается $\Leftrightarrow \exists i^* \in \{1, \dots, n\}$, такое что $p_{i^*} = 1$.
2. Пусть E_0 — эксперимент с равновероятными исходами, тогда выполнено $H(E_0) \geq H(E), \forall E$ с n исходами.
3. Пусть E — эксперимент с n исходами, E_1 — с $(n-1)$ исходом (объед. A_i и A_j), E_2 — эксперимент с A_i и A_j , тогда получим $H(E) = H(E_1) + (p_i + p_j)H(E_2)$
4. $H(E)$ не зависит от A_1, \dots, A_n , а зависит только от вероятностей и симметричным образом.
5. $H(E)$ — непрерывна.

Теорема[без док-ва] (Фадеева). Если некоторый функционал H зависит от p_1, \dots, p_n и для этого функционала справедливы свойства предыдущей теоремы, то $H(E) = -\sum_{i=1}^n p_i \log p_i$.

Опр. Дифференциальная энтропия: Пусть ξ — абс. непрерывная случайная величина с плотностью $p(x)$, тогда **дифференциальной энтропией** ξ называется $H(\xi) = -\mathbb{E} \log p(x)$.

Необходимо знать: эффект квантования абсолютно непрерывной случайной величины и разницу между дифференциальной энтропией и пределом дискретной.

Теорема[с док-вом]. Пусть ξ — абс. непрерывная сл. вел..

1. Пусть $\xi \sim U_{[-a,a]}$, тогда $H(\xi) \geq H(\eta), \forall \eta : P(|\eta| \leq a) = 1$.
2. Пусть $\xi \sim P(\lambda)$, тогда $H(\xi) \geq H(\eta), \forall \eta : P(\eta \geq 0) = 1$ и $\mathbb{E} \eta = \frac{1}{\lambda}$.
3. Пусть $\xi \sim N(a, \sigma)$, тогда $H(\xi) \geq H(\eta), \forall \eta : \mathbb{E} \eta = a$ и $D \eta = \sigma^2$.

Опр. Случайный процесс: это семейство сл. вел. $X(\omega, t), t \in T$, определенных на одном базовом вероятностном пространстве (Ω, \mathcal{A}, P) .

Опр. Траектория случайного процесса: это $X(\omega_0, t)$, при фиксированном ω_0 .

Необходимо знать: что такое случайный элемент, распределение процесса и т.д..

Опр. Процесс с незав. приращениями: это случ. проц., у которого $\forall n \geq 1, \forall t_0 < \dots < t_n : t_i \in T$ следует, что $X(t_0), X(t_1) - X(t_0), \dots, X(t_n) - X(t_{n-1})$ независимы в совокупности.

Опр. Однородный процесс: это случ. проц. у которого $X(t+h) - X(t)$ и $X(s+h) - X(s)$ одинаково распределены $\forall t \in T, s \in T, h : t+h, s+h \in T$.

Опр. Пуассоновский процесс: это случ. проц. для которого выполнены следующие свойства:

1. Это процесс с независимыми приращениями.
2. Это однородный процесс.
3. $X(0) = 0$, почти всюду.
4. $\exists \lambda > 0$: при $h \rightarrow 0$ получаем $P(X(h) = 0) = 1 - \lambda h + \bar{o}(h)$, $P(X(h) = 1) = \lambda h + \bar{o}(h), P(X(h) \geq 2) = \bar{o}(h)$

Теорема[с док-вом]. Пусть τ_1, \dots, τ_n — упорядоченные скачки Пуассоновского процесса на $[a, b]$. Тогда распределение $(\tau_1, \dots, \tau_n | X(b) - X(a) = n)$ совпадает с распределением вариационного ряда, построенного по выборке объема n из равномерного распределения на отрезке $[a, b]$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $X(t)$ — Пуассоновский процесс с $\lambda > 0$. $P(\frac{X(t)-\lambda t}{\sqrt{\lambda t}} < x) \Rightarrow \Phi(x)$, при $\lambda t \rightarrow \infty$. $\delta(\lambda t) = \sup_x |P(\frac{X(t)-\lambda t}{\sqrt{\lambda t}} < x) - \Phi(x)| \leq \frac{C_0}{\sqrt{\lambda t}}$

Опр. Случайная сумма: пусть X_1, X_2, \dots — н.о.р.с.в., а N — целая случайная величина: N, X_1, X_2, \dots определены на одном вер. пр-ве и независимы. Тогда **случайной суммой** называется $S_N = X_1 + \dots + X_N$.

Теорема[с док-вом]. Справедливы следующие утверждения:

1. $F_{S_N}(x) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k F^{*k}(x)$, где F^{*k} — k 'ая свертка F самой с собой.
 $F^{*0} = \mathbb{I}_{\{x \geq 0\}}(x)$
2. Если $p_0 > 0$, то F_{sum} — не явл. абс. непр.. Если $p_0 = 0$ и у X_i есть плотность, то есть плотность и у S_N : $p_{S_N}(x) = \sum_{k=1}^{\infty} p_k P^{*k}(x)$
3. $f_{S_N}(t) = \psi(f(t))$
4. $\mathbb{E} S_N = \mathbb{E} N \mathbb{E} X_1$, а $D S_N = D X_1 (\mathbb{E} N + (\mathbb{E} X_1)^2)$

Теорема[с док-вом]. Для Пуассоновской суммы справедливы следующие утверждения:

1. S_λ — безгранично делима.
2. $\mathbb{E} S_\lambda = \lambda \mathbb{E} X_1$, а $D S_\lambda = \lambda \mathbb{E} X_1^2$

Теорема[с док-вом]. Пусть X_1, X_2, \dots — н.о.р.с.в. и $\mathbb{E} X_1^2 < \infty$, $a = \mathbb{E} X_1$, $\sigma^2 = D X_1$, тогда $\sup_x |P(\frac{S_\lambda - \lambda a}{\sqrt{\lambda(\sigma^2 + a^2)}} < x) - \Phi(x)| \rightarrow 0$. Если $\mathbb{E} X_1^3 < \infty$, $L_1 = \frac{\mathbb{E} X_1^3}{(\sigma^2 + a^2)^{3/2}}$, то $\sup \leq \frac{C_0 L_1}{\sqrt{n}}$

Теорема[без док-ва] (Реньи). Пусть X_1, X_2, \dots — н.о.р.с.в. и $X_i \geq 0$, $0 < a = \mathbb{E} X_i < \infty$. Положим $S_M = \sum_{i=1}^M X_i$, где $M \sim Geom(p)$. Тогда $\sup_x |P(\frac{S_M}{a} < x) - G(x)| \xrightarrow{p \rightarrow 0} 0$, где $G(x) = (1 - e^{-x}) \mathbb{I}_{\{x \geq 0\}}$. Если $b^2 = \mathbb{E} X_i^2$, тогда $\sup_x |P(\frac{S_M}{a} < x) - G(x)| \leq \frac{pb^2}{(1-p)a^2}$.

Лемма[с док-вом]. Пусть M — целочисл. обобщ. Пуассоновская сл. вел. (неотриц.). Тогда S_M — Пуассоновская сл. сумма.

Лемма[с док-вом]. Пусть $M \sim Geom(p)$, тогда M — обобщенная Пуассоновская сл. вел..

Теорема[с док-вом]. Любая геометрическая случайная сумма является Пуассоновской случайной суммой. M, X_1, X_2, \dots — независимы. $S_M = \sum_{i=0}^M X_i$, $M \sim Geom(p)$. Тогда $S_M \stackrel{d}{=} S_N$, где $N \sim \Pi(\ln \frac{1}{p})$. $S_N \stackrel{d}{=} Y_1 + \dots + Y_N$, $Y_i \stackrel{d}{=} \sum_{j=1}^L X_j$, где $L \sim \text{логарифмич. распр.}$

Следствие. Предположим S_N — Пуассоновская случайная сумма. Если $g(t) = \frac{1 - e^{-\lambda f(t)}}{1 - e^{-\lambda}}$ — хар. ф-ия, где $X_i \sim f(t)$, $N \sim \Pi(\lambda)$, то S_N — геометрическая случайная сумма. $S_M \stackrel{d}{=} S_N$, $S_M \stackrel{d}{=} Y_1 + \dots + Y_N$, $Y_i \sim g(t)$, $M \sim Geom(e^{-\lambda})$.

Следствие. Любая геометрическая случайная сумма имеет безгранично делимое распределение.

Теорема[с док-вом] (Теорема переноса). Пусть $\{X_{n,j}\}$ — схема серий, в которой случ. вел. в одной серии являются незав. и од. распр.. Пусть N_n — положительная целочисленная сл. вел. незав. с $\{X_{n,j}\}$. Пусть $\exists\{m_n\}$ — неогр. возраст. посл. неотр. чисел: $S_{n,m_n} = \sum_{j=1}^{m_n} X_{n,j}$, $P(S_{n,m_n} < x) \rightarrow H(x)$, $P(\frac{N_n}{m_n} < x) \rightarrow A(x)$. Тогда $\exists F(x)$, такая что $P(S_{n,N_n} < x) \rightarrow F(x)$. $F(x)$ соотв. хар. ф-ия $f(t) = \int_0^{+\infty} h^u dA(u)$. $h(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} dH(x) - x.ф.$ $H(x)$.

Опр. Относительно компактная последовательность: это последовательность функций распределения, из любой подпослед. которой можно выделить последовательность сход-ся к $F \in \{F_n\}$

Необходимо знать: $\{F_n\}$ — относительно компактно тогда и только тогда, когда $\lim_{M \rightarrow \infty} \sup_n (F_n(-M) + 1 - F_n(M)) = 0$.

Необходимо знать: теорему о конечных приращениях в общем виде.

Замечание: Если $\frac{N_n}{m_n} \rightarrow c$, то $A(x)$ — вырождена. Если $c = 1$, то $f(t) = h(t)$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $\{X_{n,j}\}$ — схема серий, N_n — положительная целочисленная сл. вел.. Пусть для некоторых Y, U, V и последовательности натуральных чисел $\{m_n\}$, последовательностей действит. чисел $\{a_n\}$ и $\{c_n\}$ выполнено: $S_{n,m_n} - a_n \Rightarrow Y$, $\frac{N_n}{m_n} \Rightarrow U$, $a_n \frac{N_n}{m_n} - c_n \Rightarrow V$. Тогда $S_{n,m_n} - c_n \Rightarrow Z$, где х.ф. Z имеет вид: $\mathbb{E} e^{itV} h^u(t)$, где h — х.ф. Y . Если V — вырожденная, то с точностью до множителя теорема переноса. Если U — вырождена в 1, то $\mathbb{E} e^{itV} h(t) = h(t) \mathbb{E} e^{itV} \sim Y + V$.

Теорема[с док-вом] (Аналог теоремы Пуассона). Пусть $\{X_{n,p}\}$ — семейство посл-тей сл. вел. $X_{n,p} \sim \begin{cases} 1, & p \\ 0, & 1-p \end{cases}$. Пусть N_p — семейство полож. случ. вел. и $N_p, X_{1,p}, \dots, X_{n,p}, \dots$ — независимы. Пусть $S_p = \sum_{i=1}^{N_p} X_{i,p}$. Пусть $\exists N$, такое что $pN_p \xrightarrow{p \rightarrow 0} N$, тогда имеем $S_p \Rightarrow S$, такой что $P(S = k) = \frac{1}{k!} \int_0^{\infty} e^{-z} dP(N < z)$.

Опр. Смесь: пусть $F(x, y)$ определена на $R \times \mathcal{Y}$, где $\mathcal{Y} \subset \mathbb{R}^m$, на \mathcal{Y} зададим σ -алгебру Σ . $F(x, y)$ при $\forall y \in \mathcal{Y}$ явл. функцией распределения. $F(x, y)$ при $\forall x$ измерима относительно Σ . G — мера на (\mathcal{Y}, Σ) . Тогда $H(x) = \int F(x, y) dG(y)$ называется смесью $F(x, y)$ относительно G

Замечание: F — смешиваемое, а G — смешивающее распределение.

Необходимо знать: что будет в дискретном случае, сдвиг-масштабные смеси и пример с популяциями.

Опр. Идентифицируемость: $H(X) = \mathbb{E} F(X, Y)$ и Q — семейство случ. вел. заданных на (\mathcal{Y}, Σ) . $\mathcal{H} = \{H_Y(x), Y \in Q\}$. \mathcal{H} идентифицируема, если из равенства $\mathbb{E} F(x, Y_1) = \mathbb{E} F(x, Y_2) \forall x, Y_1, Y_2 \in Q$ следует $Y_1 \stackrel{d}{=} Y_2$

Опр. Идентифицируемость: Пусть Q — семейство случ. вел. на Y , $\mathcal{H} = \{H_q(x) = \mathbb{E} F(X, q) : q \in Q\}$. \mathcal{H} идентифицируема, если из равенства $\mathbb{E} F(x, q_1) = \mathbb{E} F(x, q_2) \forall x, q_1, q_2 \in Q$ следует $q_1 \stackrel{d}{=} q_2$

Опр. Аддитивно замкнутое семейство: это семейство $F(x, y)$, где $y > 0$, такое что $\forall y_1 > 0, y_2 > 0$ следует выполнение равенства $F(x, y_1) * F(x, y_2) = F(x, y_1 + y_2)$

Теорема[без док-ва]. Если семейство аддитивно замкнуто, то оно идентифицируемо.

Теорема[без док-ва]. $F(x, y) = F(xy)$, $y > 0$ и $F(0) = 0$, тогда если преобразование Фурье ϕ -ии $G(y) = F(e^y)$ не обращается в 0 нигде, то $\{\mathbb{E}F(x, q) : P(q > 0) = 1\}$ идентифицируемо.

Теорема[без док-ва]. Пусть Q — семейство всех случ. величин $F(x, y)$ удовлетворяет условию опр. смеси. $\mathcal{H} = \{\mathbb{E}F(X - q) : q \in Q\}$, то \mathcal{H} идентифицируемо $\Leftrightarrow f(t)$ — хар. ϕ -ия соответствующая $F(x)$ нигде не обращается в 0.

Теорема[без док-ва]. Конечные сдвиг-масштабные смеси нормальных законов идентифицируемы.

Опр. Процесс Кокса: $N(t) = N_1(\Lambda(t))$ — дважды стохаст. процесс или процесс Кокса.

Необходимо знать: свойства процесса Кокса и Пуассона.

Теорема[без док-ва] (ЦПТ для обобщ. проц. Кокса). Пусть $d(t) > 0$ — неогр. возр. ϕ -ия, $\mathbb{E}X_i = 0$. Для того, чтобы существовала сл. вел. $Z: \frac{S(t)}{\sigma\sqrt{d(t)}} \Rightarrow S$, при $t \rightarrow \infty$ необходимо и достаточно, чтобы существовала U — сл. вел., такая что:

$$1. P(Z < x) = \int_0^{\infty} \Phi\left(\frac{x}{\sqrt{y}}\right) dP(U < y)$$

$$2. \frac{\Lambda(t)}{d(t)} \Rightarrow U \text{ (регулярность)}$$

Теорема[без док-ва] (Критерий сходимости процессов). $P\left(\frac{S(t)}{\sigma\sqrt{d(t)}} < x\right) \Rightarrow G_{\alpha, \vartheta}(x) \Leftrightarrow P\left(\frac{\Lambda(t)}{d(t)} < x\right) \Rightarrow G_{\frac{\alpha}{2}, 1}(x)$

Теорема[без док-ва]. $\frac{S(n)}{\delta_n} \Rightarrow G_{\alpha, 0}(x)$ при некотором выборе δ_n тогда и только тогда, когда $\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{P(z_1 \geq x)}{P(z_1 \geq kx)} = k^{\alpha/2}$

Теорема[без док-ва] (ЗБЧ для обобщ. проц. Кокса). Пусть $\Lambda(t) \xrightarrow{P} \infty$, $\mathbb{E}X_i = a$. $\frac{S(t)}{t} \Rightarrow Z \Leftrightarrow \frac{\Lambda(t)}{t} \Rightarrow U$, причем $Z \stackrel{d}{=} aU$.

Опр. Коэффициент эксцесса: $\kappa(X) = \mathbb{E}\left(\frac{X - \mathbb{E}X}{\sqrt{\mathbb{D}X}}\right)^4$, если $\mathbb{E}X^4 < \infty$.

Замечание: Если $X \sim N(0, 1)$, то $\kappa(X) = 3$.

Лемма[с док-вом]. Пусть $\mathbb{E}X = 0$, $\mathbb{E}X^4 < \infty$, $P(Y \geq 0) = 1$, тогда $\kappa(XY) \geq \kappa(X)$.

Лемма[с док-вом]. $P(Z >) \geq 1 - \Phi(\sqrt{2\pi}p_z(0)x)$, если $\mathbb{E}U^{-\frac{1}{2}} = 1 \Rightarrow P(Z > x) \geq 1 - \Phi(x)$.

Лемма[с док-вом]. Пусть $X_i \sim F_i(x)$, $Y_i \sim G_i(y)$, $P(Y_i \geq 0) = 1$, тогда $\delta = \rho(\frac{X_1}{Y_1}, \frac{X_2}{Y_2}) \leq P(X_1 < 0)P(Y_1 = 0) + P(X_2 < 0)P(Y_2 = 0) + \rho(X_1, X_2)P(Y_1 > 0) + P(X_2 \leq 0)|P(Y_1 = 0) - P(Y_2 = 0)| + \rho(Y_1, Y_2)I_2(X)$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$. Тогда $\delta \leq \rho(X_1, X_2) + \rho(Y_1, Y_2) \min_{i=1,2} \max(P(X_i < 0), P(X_i > 0))$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$ и хотя бы для одного X_i $P(X_i > 0) = P(X_i < 0)$. Тогда $\delta \leq \rho(X_1, X_2) + \frac{1}{2}\rho(Y_1, Y_2)$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$. Тогда $\delta \leq \rho(X_1, X_2) + \rho(Y_1, Y_2)$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$. Тогда получаем $\tilde{\delta} = \rho(X_1 Y_1, X_2 Y_2) \leq \rho(X_1, X_2) + \rho(Y_1, Y_2) \min_{i=1,2} \max(P(X_i < 0), P(X_i > 0))$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$ и хотя бы для одного X_i $P(X_i > 0) = P(X_i < 0)$. Тогда $\tilde{\delta} = \rho(X_1 Y_1, X_2 Y_2) \leq \rho(X_1, X_2) + \frac{1}{2}\rho(Y_1, Y_2)$.

Следствие. Пусть $P(Y_1 = 0) = P(Y_2 = 0) = 0$. Тогда получаем $\tilde{\delta} = \rho(X_1 Y_1, X_2 Y_2) \leq \rho(X_1, X_2) + \rho(Y_1, Y_2)$.

Необходимо знать: равномерная метрика "неправильная".

Опр. метрика Леви: $L(X, Y) = \inf\{h : G(x-h) - h \leq F(x) \leq G(x+h) + h, \forall x \in \mathbb{R}\}$

Необходимо знать: модель контагенации.

Теорема[с док-вом]. Пусть $Y = XU$, $\rho(\Phi(x), \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})) = \sup_x |\Phi(x) - \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})|$. Пусть $\mathbb{E}(\max(U, U^{-1}) - 1) < \infty$, тогда $\rho(\Phi(x), \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})) \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi e}} \mathbb{E}(\max(U, U^{-1}) - 1)$.

Теорема[без док-ва]. Пусть $\exists \mathbb{E}U^{-2} < \infty$ тогда $\rho(\Phi(x), \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})) \leq \mathbb{E}|U^{-2} - 1|$.

Необходимо знать: как связаны $\gamma(Z)$ и $\kappa(Z)$ и что они характеризуют.

Теорема[без док-ва]. Пусть $\exists \mathbb{E}U^{-4} < \infty$ тогда $\rho(\Phi(x), \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})) \leq 0.648\gamma(xU)$.

Теорема[без док-ва]. Пусть $\exists \mathbb{E}U^\delta < \infty$ тогда получаем следующее неравенство $L(\Phi(x), \mathbb{E}\Phi(xU^{-1})) \leq (2 + \frac{2}{\delta\sqrt{2\pi e}})L(U^\delta, 1)$.

Необходимо знать: что такое $F_{p,\sigma}$ и $G_{p,a}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $p \in [0, 1]$, $\sigma \in (0, 1]$, $L(\Phi(x), F_{p,\sigma}(x)) < \varepsilon$, то $L(U_{p,\sigma}, 1) \leq c\sqrt{\varepsilon}$, где $c \leq (\sqrt{e}(1 + \sqrt{2\pi}))^{1/2}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $|a| < 1$. Если $L(\Phi(x), G_{p,a}(x)) < \varepsilon$, то $L(V_{p,a}, 0) \leq c\sqrt{\varepsilon}$, где $c \leq (\sqrt{e}(1 + \sqrt{2\pi}))^{1/2}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $\sigma \in (0, 1]$, если $L(F_{p,\sigma}(x), F_{q,\sigma}(x)) < \varepsilon$, то $L(U_{p,\sigma}, U_{q,\sigma}) \leq c\sqrt{\varepsilon}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $|a| < 1$. Если $L(G_{p,a}(x), G_{q,a}(x)) < \varepsilon$, то $L(V_{p,a}, V_{q,a}) \leq c\sqrt{\varepsilon}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $\sigma_1, \sigma_2 \in (0, 1]$, если $L(F_{p,\sigma_1}(x), F_{p,\sigma_2}(x)) < \varepsilon$, то $L(U_{p,\sigma_1}, U_{p,\sigma_2}) \leq c\sqrt{\varepsilon}$.

Теорема[с док-вом]. Пусть $|a_1| < 1$ и $|a_2| < 1$. Если $L(G_{p,a_1}(x), G_{p,a_2}(x)) < \varepsilon$, то $L(V_{p,a_1}, V_{p,a_2}) \leq c\sqrt{\varepsilon}$.

Опр. Относительная компактность: семейство $\{\xi_n\}$ называется **относительно компактным**, если $\lim_{x \rightarrow \infty} \sup_n P(|\xi| > x) = 0$

Теорема[без док-ва]. Пусть для некоторой последовательности $b_k (> 0)$, выполнено: $P(\frac{1}{b_n} \sum_{j=1}^n X_j < x) \Rightarrow \Phi(x)$ и существует последовательность

$d_k (> 0): \{\frac{b_{N_k}}{d_k}\}$ — отн. компактно, то $\forall s \in \mathbb{R} \lim_{k \rightarrow \infty} |f(\frac{s}{d_k}) - \int_0^\infty e^{-\frac{s^2 x^2}{2}} dA_k(x)| = 0$, где $A_k(x)$ — функция распределения $\frac{b_{N_k}}{d_k}$.

Теорема[без док-ва]. Пусть $\Lambda(t, \lambda) \xrightarrow{P} \infty$, при $\lambda \rightarrow \infty$, тогда следующие утверждения эквивалентны:

1. $P(\frac{\log P(t) - \log P(0)}{\sigma \sqrt{t\lambda}} < x) \Rightarrow F(x)$ при $\lambda \rightarrow \infty$.
2. аналогично для $P^* = \max_{\tau \in [0, t]} P(\tau)$.
3. аналогично для $P_* = \min_{\tau \in [0, t]} P(\tau)$.
4. $\frac{\Lambda(t, \lambda)}{t\lambda} \Rightarrow U$. (Существует такая случайная величина.)