

Th 7.1 Пусть ξ_1, \dots, ξ_n - с.в. на $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$. Тогда:

$$\xi_1, \dots, \xi_n - \text{независ.} \Leftrightarrow F_{\xi_1, \dots, \xi_n}(x_1, \dots, x_n) \stackrel{!}{=} \mathbb{P}(\xi_1 \leq x_1, \dots, \xi_n \leq x_n) = \\ = \prod_{i=1}^n F_{\xi_i}(x_i)$$

Класс с.в.

def Распр. с.в. ξ назыв. дискретным, если ξ может принимать конечное или счетное число значений x_1, \dots, x_n : $p_k = \mathbb{P}(\xi = x_k) > 0$ и $\sum_k p_k = 1$.

П.о. распр. дискр. с.в. ξ определяется её функ. вероятности, т.е. $\mathbb{P}(\xi = x_k)$

Примеры

1) $\xi \sim \text{Be}(p) \Leftrightarrow \mathbb{P}(\xi = k) = p^k \cdot (1-p)^{1-k}, k \in \{0, 1\}$

2)Geom. распр.: $\xi \sim \text{Geom}(p) \Leftrightarrow \mathbb{P}(\xi = k) = p \cdot (1-p)^{k-1}, k \in \mathbb{N} \cup \{0\}$

3) Динам. распр.: $\xi \sim \text{Binom}(n, p) \Leftrightarrow \mathbb{P}(\xi = k) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}, k \in \{0, 1, \dots, n\}$

4) Распр. Пуассона: $\xi \sim \text{Poiss}(\lambda) \Leftrightarrow \mathbb{P}(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}, k \in \mathbb{N} \cup \{0\}$.

5) Обобщенное Дин. распр.: $\xi \sim \text{NB}(n, p) \Leftrightarrow \mathbb{P}(\xi = k) = C_{k+n-1}^n \cdot p^n \cdot (1-p)^k$

N1

Дать распр. дискр. с.в., равной кол-ву неудач, проводимых в послед. исп. Бернулли с вероят. p , проводимой до r -го успеха.

• Пусть Y - число провалов до r -го успеха. $\{Y=k\}$ означает, что в ходе $k+r$ испытаний произошло ровно r успехов, причем последнее исп. было успешным.

$$\mathbb{P}(Y=k) = \underbrace{p}_{\text{послед. успех}} \cdot \underbrace{C_{k+r-1}^{r-1}}_{\substack{\text{число способов} \\ \text{выбрать } r-1 \text{ успехов} \\ \text{из } k+r-1 \text{ исп.}}} \cdot p^{r-1} \cdot (1-p)^k = C_{k+r-1}^r \cdot p^r \cdot (1-p)^k$$

def Распр. с.в. ξ назыв. абс. непр., если $\exists f_{\xi}(x) \gg 0$: $\int_{\mathbb{R}} f_{\xi}(t) dt = 1$ и

$$\forall x \in \mathbb{R} \mapsto F_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^x f_{\xi}(t) dt.$$

$f_{\xi}(t)$ называется плотностью вероятности ξ .

Th 7.2 Если ξ_1, \dots, ξ_n - независ., случай. ном. $f_{\xi_1}, \dots, f_{\xi_n}$, то тогда случай. вектор, составленный из этих с. в., м. е. (ξ_1, \dots, ξ_n) имеет плотность

$$f_{\xi_1, \dots, \xi_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{\xi_i}(x_i), \text{ где}$$

$$F_{\xi_1, \dots, \xi_n}(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(t_1, \dots, t_n) dt_1 \dots dt_n$$

Примеры

- 1) Равн. распр.: $\xi \sim \mathcal{U}[a, b] \Leftrightarrow f(x) = \frac{1}{b-a} \cdot \mathbb{I}_{\{a \leq x \leq b\}}$
- 2) Норм. распр.: $\xi \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2) \Leftrightarrow f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right), x \in \mathbb{R}$.
- 3) Эксп. распр.: $\xi \sim \text{Exp}(\lambda) \Leftrightarrow f(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x} \cdot \mathbb{I}_{\{x \geq 0\}}$
- 4) χ^2 с n степен. своб.: $\xi \sim \chi_n^2 = \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right) = \sum_{i=1}^n \eta_i^2$, где $\eta_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$
- 5) Γ -распр.: $\xi \sim \text{Gamma}(\lambda, \lambda) \Leftrightarrow f(x) = \frac{\lambda^\lambda \cdot x^{\lambda-1}}{\Gamma(\lambda)} \cdot e^{-\lambda x}, x \geq 0$
- 6) Логнорм. распр.: $\xi \sim \log \mathcal{N}(m, \sigma^2) \Leftrightarrow f(x) = \frac{1}{x \cdot \sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \exp\left(-\frac{(\ln x - m)^2}{2\sigma^2}\right), x > 0$
- 7) Распр. Коши: $\xi \sim \text{Cauchy}(m, \gamma) \Leftrightarrow f(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\gamma}{(x-m)^2 + \gamma^2}, x \in \mathbb{R}$ - распр. с симм. хвостами

N2
Найти ф.р. зная, что $f(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}, x \geq 0$.

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}, x \geq 0.$$

N3

Пусть с. в. $\tau \sim \text{Exp}(\lambda)$ - время пред. автослужбы на остановку. Пусть мы приехали на остановку через время s после $t=0$ - момента окончания автослужбы. Как будет распределено время ожидания?

• Пришли на остановку в момент $t=s$, пусть время ожидания τ' , тогда:

$$\mathbb{P}(\tau' > x) = \mathbb{P}(\tau > s+x | \tau > s) = \frac{\mathbb{P}(\tau > s+x)}{\mathbb{P}(\tau > s)} = \frac{e^{-\lambda(s+x)}}{e^{-\lambda s}} = e^{-\lambda x} \Rightarrow \tau' \sim \text{Exp}(\lambda).$$

А почему так? Из формулы выше видно, что макс. правдоподобная оценка

$$\mathbb{P}(\tau > x+s) = \mathbb{P}(\tau > x) \cdot \mathbb{P}(\tau > s). \text{ Пусть } f(t) \doteq \mathbb{P}(\tau > t) \Rightarrow f(t+s) = f(t) \cdot f(s).$$

Функ. f имеет свр. в м.к. имеем $f(t) \equiv 0 \xrightarrow{\ln(\cdot)} \exists g(t) = \ln f(t) \Rightarrow g(t+s) = g(t) + g(s)$ - функционал-ур-ние Коши, если непрерыв. функ. eq. реш. $g(t) = c \cdot t \Rightarrow f(t) = e^{c \cdot t}, c < 0$ - эксп. распр.

Зпр Найти дискр. с.в. с характером „отсутствия памяти“ и доказать его.

Зпр* С.в. τ' определена не на том же вероят. пр-ве (Ω, \mathcal{F}, P) , где опр. τ (например, τ не определена для $\{\omega: \tau < s\} \Rightarrow$ затем $P(\tau' > x)$ не имеет смысла. Записать вероят. пр-во $(\Omega', \mathcal{F}', P')$, на котором опр. τ' .

N2 Покажите, что если с.в. X_1, \dots, X_n имеют показ. распр., т.е.

$$f_{X_i}(t) = \begin{cases} \lambda_i \cdot \exp(-\lambda_i \cdot t), & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$$

, то тогда $\min \{X_1, \dots, X_n\} \sim \text{Exp}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$.

◁ Пусть $Y = \min \{X_1, \dots, X_n\}$, тогда:

$$\begin{aligned} F_Y(t) &= P(Y \leq t) = 1 - \overset{\geq \text{мине моното мнм}}{P(Y > t)} = 1 - P(X_1 > t, \dots, X_n > t) = |\{X_i\} - \text{независ.}| = \\ &= 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > t) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P(X_i \leq t)) = 1 - \prod_{i=1}^n e^{-\lambda_i t} = 1 - e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i t} \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\Rightarrow Y \sim \text{Exp}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right). \triangleright$$

N3 Пусть с.в. ξ имеет строго возраст. и непр. $F_\xi(x) = F(x)$. Найдем распр.с.в. $\eta = F(\xi)$.

Рассмотрим ф.р. F_η с.в. η : $F_\eta(x) = P(\eta \leq x) = P(F(\xi) \leq x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ ? \\ 1, & x > 1 \end{cases}$
т.к. $F_\xi \in [0, 1]$.

Пусть $0 < x < 1$, тогда $P(F(\xi) \leq x) = P(\xi \leq F^{-1}(x)) = F_\xi(F^{-1}(x)) = x$

т.к. по усл. F строго возр. и непр., то $\exists F^{-1}$ и непр. $\Rightarrow F_\eta(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x, & 0 < x < 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$

Смисл. задача: пусть произвольное непрерывное с.в. ξ с заданной ф.р. F со св-вом из усл., есть также генератор равн. распр. на $[0, 1]$, тогда $\xi = F^{-1}(\eta)$ генерирует с.в. с ф.р. F . \triangleright

N4 [Про порядковые статистики]

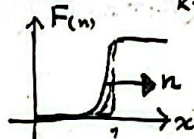
Пусть X_1, \dots, X_n — i.i.d. с.в. с $F(x)$ -ф.р. Интерпретируем значения с.в. при каждой реализации: $\forall \omega \in \Omega$ берем $(X_{(1)}(\omega), \dots, X_{(n)}(\omega))$, где $X_{(1)}(\omega) \leq \dots \leq X_{(n)}(\omega)$.
Возникают новые с.в.: порядковые статистики.

Найдем распр. крайних порядковых статистик: $X_{(1)}(\omega)$ и $X_{(n)}(\omega)$.

\triangleleft 1) $X_{(n)} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$, $F_{(n)} = ?$

$$F_{(n)}(x) = P(X_{(n)} \leq x) = P(\max\{X_1, \dots, X_n\} \leq x) = P\left(\bigcap_{k=1}^n \{X_k \leq x\}\right) \stackrel{\text{i.i.d.}}{=} \prod_{k=1}^n P(X_k \leq x) = (F(x))^n$$

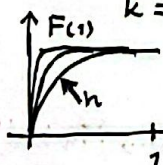
Для $X_i \sim \mathcal{U}[0, 1]$: $F_{X_i}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ x, & 0 < x < 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases} \Rightarrow$



$X_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_n\}$, $F_{(1)} = ?$

$$\begin{aligned} 2) F_{(1)}(x) &= P(X_{(1)} \leq x) = P(\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq x) = 1 - P(\min\{X_1, \dots, X_n\} > x) = \\ &= 1 - P\left(\bigcap_{k=1}^n \{X_k > x\}\right) \stackrel{\text{i.i.d.}}{=} 1 - \prod_{k=1}^n P(X_k > x) = 1 - (1 - F(x))^n \end{aligned}$$

Для $X_i \sim \mathcal{U}[0, 1]$:



\triangleright

TODO: $F_{X_{(1)}}(x)$ и $F_{X_{(n)}}(x)$

В задаче очень важно связывать с.в. и спрашивать от них формулы, а не наоборот?

def Обратное $f: \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow \mathcal{B}(\mathbb{R})$ называется борелевским, если $\forall G \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \mapsto f^{-1}(G) \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$.

Ничего не напоминает? Зли это отбрасывается от стр.с.в.?

Какие бывают борел. ф.р.: все непр. и т.н.

Th1* Пусть ξ_1, \dots, ξ_n - с.в. на $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ - непрерыв. функ. Тогда:

$$\eta = f(\xi_1, \dots, \xi_n) \text{ - с.в. на } (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$$

Следствие Пусть ξ, η - с.в. на $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, $c \in \mathbb{R}$. Тогда: существуют с.в.:

$$c \cdot \xi, \xi + c, \xi \pm \eta, |\xi|, \xi \cdot \eta, \xi^+ = \max\{\xi, 0\}, \xi^- = \min\{-\xi, 0\}.$$

Сформулируем и докажем важные умов., касающиеся независ. событий.

Th2 [Лемма Бора - Халлеми].

Пусть A_1, A_2, \dots - послед. события. Тогда:

$$1) \text{ Если } \sum_n \mathbb{P}(A_n) < \infty, \text{ то } \mathbb{P}\left(\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n\right) = 0;$$

просто говоря, число событий из послед. $\{A_n\}$.

$$2) \text{ Если } A_1, A_2, \dots \text{ - независ., } \sum_n \mathbb{P}(A_n) = \infty, \text{ то } \mathbb{P}\left(\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n\right) = 1;$$

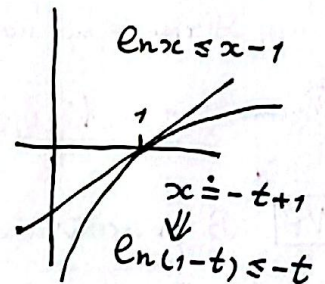
1) Возьмем некоторый N , тогда $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n \geq N} A_n\right) \leq \sum_{n \geq N} \mathbb{P}(A_n) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0$, тогда м.к. $\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n \subset \bigcup_{n \geq N} A_n$,
то $\mathbb{P}\left(\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n\right) = 0$.

2) Рассмотрим $\mathbb{P}\left(\Omega \setminus \left(\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n\right)\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{N} \bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right)$, рассмотрим $\mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right)$:

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right) \leq \mathbb{P}\left(\bigcap_{n=N+1}^M \bar{A}_n\right) \stackrel{\text{незав.}}{=} \prod_{n=N+1}^M (1 - \mathbb{P}(A_n)) = e^{\sum_{n=N+1}^M \ln(1 - \mathbb{P}(A_n))} \leq$$

$$\leq e^{-\sum_{n=N+1}^M \mathbb{P}(A_n)} \xrightarrow{M \rightarrow \infty} 0, \quad \bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n \stackrel{\text{при перех. по ур.}}{=} \bar{B}_N$$

тогда по непр. вероят. мерк:



$$\Rightarrow \mathbb{P}\left(\bigcup_{N} \bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right) = 0. \quad \Rightarrow \mathbb{P}\left(\bigcap_{N} \bigcup_{n \geq N} A_n\right) = 1 \quad \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{N} \bigcap_{n \geq N} \bar{A}_n\right)$$

Рассмотрим асимптотическ. $X_{(n)}$ и используем Th2.

N5 Пусть $\{\xi_n\}$ - послед. i.i.d. с.в. с г.р. $F(x)$. Пусть $F(x) < 1 \quad \forall x \in \mathbb{R}$.

$$\eta_n \doteq \max\{\xi_1, \dots, \xi_n\} \text{ - послед. крайних статистик. Док.: } \mathbb{P}\left(\left\{\omega: \eta_n(\omega) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty\right\}\right) = 1.$$

Рассмотрим $E = \left\{\omega: \eta_n(\omega) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty\right\}$ и $H = \bar{E}$, тогда $\mathbb{P}(E) = 1 \Leftrightarrow \mathbb{P}(H) = 0$.

Рассмотрим строгую $H: \omega \in H \Leftrightarrow \left\{\eta_n(\omega) \not\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty\right\}$ м.е. \Leftrightarrow

$$\Leftrightarrow \exists N \text{ и } \{n_j\}: \eta_{n_j}(\omega) \leq N \quad \Leftrightarrow \omega \in \overline{\lim_{n \rightarrow \infty} \{\eta_n \leq N\}} \text{ при некотором } N.$$

$\{\omega: \eta_n(\omega) \leq N\}$ - послед. события

$$\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} \{\omega: \eta_k(\omega) \leq N\}$$

// Проверка макс? $\omega \in \overline{\lim} A_n$ означает, что:
 $\overline{\lim}_n A_n \doteq \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k$ - произвольно выбр. число ω из A_n , т.е. \exists подпослед. $A_{n_k}: \omega \in A_{n_k}$. //

$$\Rightarrow H = \bigcup_{N=1}^{\infty} \overline{\lim}_n \{ \gamma_n \leq N \} = \bigcup_{N=1}^{\infty} \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} \{ \omega: \gamma_k(\omega) \leq N \}.$$

Рассмотрим $IP(\{ \gamma_n \leq N \}) = (F(N))^{\mathbb{N}} \Rightarrow \sum_{n=1}^{\infty} IP(\{ \gamma_n \leq N \}) < \infty$, тогда по

лемме Бореля - Кантелли: $\forall N \mapsto IP(\overline{\lim}_n \{ \gamma_n \leq N \}) = 0 \Rightarrow IP(H) = 0 \Rightarrow IP(E) = 1. \triangleright$
 [Imb]: Для $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \mapsto IP(B) = P(\limsup_n \gamma_n \in B)$