## Конспекты к экзамену по математической статистике

June 2, 2016

## Contents

0.3 Выборочные характеристики. Выборочные моменты  $\Pi$ vcti,  $X = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\mathcal{L}(\mathcal{E})$ , F и F, — соответственно теоритическая и эмпирическая функции распреде.

тике ĝ случайной величины ξ  $\tilde{g} = \int_{-}^{} g(t)dF(t)$ 

можно поставить в соответствие статистический авалог — случайную величину 
$$G$$
: 
$$G = \int_X g(x) \mathrm{d} F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g \circ X_i$$

$$G(\omega) = \int_{\mathcal{X}} g(x)d\left((F_n(x))(\omega)\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n g(x_i)$$

Выборочным моментом k-го порядка называется статистический аналог характеристики  $\alpha_k = \mathbb{E} \xi^k = \int_{\mathbb{R}} t^k \mathrm{d} F(t)$  :

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

 $\bar{X}=A_1$  называют наброчивыя средины. Выболочиныя критральным моментом k-го порядка насывают случайную величину  $M_k$  — статистический аналог харам Выборочным центральным моме  $\mu_k = \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^k = \int_{\mathbb{R}} (t - \alpha_1)^k dF(t)$ 

$$M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_j - \bar{X})$$

 $M_2$  называют выборочной дисперсией

NB 1. Выборочное среднее является несмещённой оценкой математического ожидания

$$\mathbb{E}\tilde{X} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} \mathbb{E}X_{j} = \frac{n\alpha_{1}}{n} = \alpha_{1}$$

0.0 Список вопросов к экзамену по математической статистике

- 1. 1. Случайная выборка и генеральная совокупность
- 2. Функция распределения выборки
- 2. 1. Эмпирическая функция распределения
- 2. Гистограмма

- 3. Выборочные характеристики. Выборочные моменты
- 4. Точечные оценки и их свойства
- 5. Функция правдоподобия. Неравенство Крамера-Рао
- 6. Метод максимального правдополобия, свойства оценок максимального правдополобия 7. Метол моментов тля точечных опенок

Пусть некоторый процесс описывается вероятностной моделью  $(\Omega, A, \mathbb{P})$ , где  $\Omega$  — пространство элементарных событий,  $A \subset 2^{\Omega}$  —  $\sigma$ -алгебра событий,  $\mathbb{P}: A \to [0,1]$  — вероятностная мера, а проводимый эксперимент соответствует случайной величине  $\xi \in \mathcal{L}^0$ , с

фициара водения — — — по то проведения в — проведе

где  $\Theta$  — миожество значений параметра  $\theta$ . То есть известно, что распределение определяется некоторым неизвестным истиниым живовичен бр. параметра  $\theta$ , и задача сводится к его оценке. Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\mathcal{L}(\xi)$ . Говорят, что пара  $(\mathcal{X}, \mathcal{F})$  задаёт "статистическую моделы".

 ${f Def.}$  9. Статистика Статистикой называется случайная величина — композиция  $g\circ X$  некоторой (вообще говоря борелевской) функции g и выборки X

 $(g \circ X)(\omega) = g(x)$  $\textbf{Def.} \quad \textbf{10.} \ \, \text{To seemas onesika параметра} \ \, \theta \ \, \text{ость статистика} \ \, T = \tau \circ X : \Omega \to \Theta, \ \, \text{реализацию} \ \, T(\omega) \ \, = \ \, \tau(x) \, \, \text{которой принимают за}$ 

 $\mathbf{Def.}$  11. Несмещённость (unbiasedness) Несмещённой визывают такую оценку T, что её математическим ожиданием является всюмый параметр  $\theta$ :  $ET = \int \tau(x)f(x; \theta_0)dx = \theta_0$ 

 $\textbf{Def.} \quad \textbf{12.} \quad \text{Состоятельность} \ \, \text{(consistency)} \ \, \text{Оценка} \ \, T \ \, \text{изывается состоятельной, если она сходится по вероятности к оцениваемому}$ 

 $\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\{\omega\in\Omega; |T(\omega)-\theta_0|<\varepsilon\} = \lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\{|\tau(x)-\theta_0|<\varepsilon\} = 1$ Def. 13. Оптимальность (effectiveness) Оценка  $T_0$  насывается *оптимальной в* классе  $\mathcal T$  несмещённых оценок, если среди всех оценок класса  $\mathcal T$ , оценка  $T_0$  насех ининальную дисперсию, то есть для любого  $T \in \mathcal T$ 

 ${f Thm.}$  1. Единственность оптимальной оценки  ${f E}$ сли две несмещённые оценки  ${f T}_1, {f T}_2$  параметра  ${f heta}$  оптимальны, то они равиы

Оценка называется оптимальной, если она оптимальна в классе всех несмещённых оценок

 $F \in \mathcal{F} = \{F_\theta : \theta \in \Theta\}$ 

- 9. Интервальные опенки. Поверительные интервалы
- Доверительные интервал для дисперсии вормальной генеральной совокупности
- 11. Асимптотические свойства оценки максимального правдоподобия.
- Асимптотический доверительный интервал
- 12. Проверка статистических гипотез.
- Критерий Неймана-Пирсона проверки простых гипотез
- 13. Наяболее мощный критерий. Теорема Неймана-Пирсона 14. Проверка статистических гипотез о параметрах нормального распределения
- 15. Критерии для сложных гипотез
- 16. Функция мощности при альтернативе
- 17. Критерий согласия  $\chi^2$ -Пирсона 18. Краттерий согласия Колмогорова
- 19. Критерий однородности Колмогорова-Смирнова
- 20. Критерий однородности  $\chi^2$

0.4 Точечные оценки

0.4.1 Характеристики оценок

вочти-всюду  $T_1 \stackrel{p}{=} T_2$ :

- 0.1 Случайная выборка, генеральная совокупность, функция распределения выборки Def. 1. Выборка (sample) Пусть эксперемент состоит в проведении n испытаний, результат j-го из которых является случайной
- and disable  $J_1$ ,  $J_1$ ,  $J_2$ ,  $J_3$ ,  $J_4$ ,  $J_5$ ,  $J_$

- Def. 2. Выборочное пространство (sample space) Выборочным пространством изъявается измеряваее пространство ( $\mathcal{X},\mathcal{A}$ ), где  $\mathcal{X}=\{X(\omega);\omega\in\Omega\}$  есть множество возвожных значений выборки, а  $\mathcal{F}-\sigma$ -алтебра в  $\mathcal{X}$
- Особенно выжен случай, когда случайные величины  $X_j$  являются независимыми и имеют распределение одной случайной величины  $\xi$ . Этот случай соответствует повторонию n рыз одного эксперемента, описываемого случайной величиной  $\xi$
- Def. 3. Генеральная совокупность (population) Генеральной совокупностью называют распределение  $\mathcal{L}(\xi)$  случайной величины  $\xi$ Оно может быть задано, например, множеством возможных значений г.v.  $\xi$  и её функцией распределения При этом X называют выборкой из (генеральной совокупности)  $\mathcal{L}(\xi)$
- **Def. 4.** Функция распределения выборки  $X \in \mathcal{L}(\xi)$

$$F_X(x) = \mathbb{P}\{X \leq x\} = \prod \mathbb{P}\{X_j \leq x_j\} = \prod F_{X_j}(x_j)$$

## 0.2 Эмпирическая функция распределения, гистограмма

Πνέτι, A ∈ Ω, событие, происходящее в холе испытания с вероятностью PA = p, и пусть экспериваент состоит в проведении в таких

$$\Omega = \prod_{i=1}^{n}$$

$$X_j = I_{\{\omega; \omega_j \in A\}} = \begin{cases} 1; & \omega_j \in A \\ 0; & \omega_j \notin A \end{cases}$$

является индиватором того, что в ходе j-то испытавина случалось событие A Пуст. т.  $k = \sum_{j \ge 1} X_j$  — часло проявлений A в ходе эксперимента. Вворём т.  $\nu$ ,  $\frac{1}{2} = \sum_{j \ge 1} X_j$  — Османдло Е $p_k^a = p_k$ . Османдло Е $p_k^a = p_k$ . Кроме того, и 35 Ч в форме Бернулли следует

$$\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\{|p_n^*-p|<\varepsilon\}=1 \quad \forall \varepsilon>0$$

Таким образом, значение случайной величины  $p_n^*$  можно считить приближённой оценкой величины p. Пусть тепера  $X=(X_1,\ldots,X_n)$  — наборка объдав n из генеральной совокупности  $\mathcal{L}(\xi), x=(x_1,\ldots,x_n)$  — реализация.

Def. 5. Порадковые статистики Къздъф роализации x можно сопоставить в соответствие от верестномор  $x_{(i)} = x_{(i)}$   $\beta$  порадковой статистикой изланется случайныя всигинна  $X_{(i)}$ , при кождъф роализации  $X(\omega) = x$ , принимет значение  $X_{(j)}(\omega) = x_{(j)}$ 

**Def. 6.** Вариационный ряд Случайный вектор  $(X_{(1)},\dots,X_{(n)})$  иззывается вариационным рядом

**Def. 7.** Эмпирическая функция распределення Для каждого  $t \in \mathbb{R}$  зададим случайную величину  $\mu_n(x)$ , равную количеству элементов выборки X, значения которых не превосходят t:

$$\mu_n(x) = \sum I_{\{X_j \le t\}}$$

Эмпирической функцией распределения, построенной по выборке X, называют случайную функцию  $F_n: t \mapsto \mathcal{L}^0(\Omega)$ 

 $ext{E6}$  значению в точке t является случайной величиной, еходящейся по вероятности к значению F(t) теоретической функции распределени EDF можно перезаписать c помощью функции Xennealiga (Heaviside):

$$I(t) = \begin{cases} 0, & t < 0 \\ 1; & t \ge 0 \end{cases}$$

$$F_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} H(t - X_{(k)})$$

 $\mathbf{Def.}$  8. Гистогравина Разобьём область значений г.у.  $\xi$  на равные интерналы  $\Delta_i$ , и для кыждого  $\Delta_i$  подечитыем число  $n_i$  элементов  $x_j$  вектора  $x_i$  полавших в  $\Delta_i$ ,  $n = \sum n_i$ . Построим график ступенчатой функции

$$t \mapsto \frac{n_i}{nh_i}$$
,  $t \in \Delta_i, h_i = |\Delta_i|$ 

Получивый грефия (при възвия», сван отображений) пазывателя Енгетрацияй, построинняй полимай разактация наборан Соеднини осредным своемам стореном теото грефия. Получивная довниния назывателя означанем ченот С уменьяемных  $\max\{h_i\}$ , гистогравная и политом частот нед более точно прибликают вероитности попадания в каждый из интервалов разбольных разактивности.