Конспекты к экзамену по математической статистике

June 1 2016

Веякой характиристике \hat{g} случайной величины ξ

можно поставить в соответствие статистический авалог — случайную величину
$$G$$
:

$$G = \int_{\mathcal{X}} g(x)dF_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{j=1} g \circ X_j$$

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

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} X_j^t$$

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

 M_2 называют выборочной дисперсией

Contents

NB 1. Выборочное среднее является несмещённой оценкой математического ожидания

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

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

Пусть некоторый процесс описывается вероятностной моделью $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, где Ω — пространство элементарных событий, $\mathcal{A} \subset 2^{\Omega}$

г-алгебра событий, $\mathbb{P}:\mathcal{A} \to [0,1]$ — вероятностная мера, а проводимый эксперимент соответствует случайной величине $\xi \in \mathcal{L}^0$, с

rде Θ — множество значений некоторого параметра θ . То есть известно, что распределение определяется некоторым неизвестным начением θ , 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

 $\textbf{Def. 10.} \ \ To u e чива оценка параметра <math>\theta$ есть статистика $T \circ X$ (или для простоты сама функция T), реализацию $(T \circ X)(\omega) = T(x)$ которой принимают за праболюблиюе занечение параметра θ

 $\mathbf{Def.}$ 11. Несмещённость (unbiasedness) Несмещённой визывают такую оценку T, что её математическим ожиданием является всюмый параметр θ : $\mathbb{E}(T \circ X) = \theta$

 $\textbf{Def. 12.} \ \ \text{Состоятельность} \ \ \text{Оценка} \ T \ \text{называется состоятельной, если она сходится по вероятности к оцениваемому параметру:}$

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

 $\lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\{\omega\in\Omega; |(T\circ X)(\omega)-\theta|<\varepsilon\} = \lim_{n\to\infty} \mathbb{P}\{|T(x)-\theta|<\varepsilon\} = 1$

Def. 13. Оптимальность Оценка T_0 называется *оптимальной в* классе несмещённых оценох \mathcal{T} , если среди всех оценох класса \mathcal{T} , оценка T_0 имеет минивальную дисперсию, то есть для любого $T \in \mathcal{T}$ $\mathbb{D}(T_0 \circ X) \leq D(T \circ X)$

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

- 7. Метол моментов тля точечных опенок
- 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

0.4 Точечные оценки

0.4.1 Характеристики оценок

- 17. Критерий согласия χ^2 -Пирсона 18. Краттерий согласия Колмогорова
- 19. Критерий однородности Колмогорова-Смирнова
- 20. Критерий однородности χ^2

0.3 Выборочные характеристики. Выборочные моменты Π vctь $X = (X, \dots, X_-)$ — выболка из $\mathcal{L}(\mathcal{E})$. F и F. — соответственно теоритическая и эмпирическая функции распред

$$\tilde{g} = \int_{\mathbb{R}} g(t)dF(t)$$

$$G = \int_{\mathcal{X}} g(x) dF_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} g \circ X_j$$

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

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

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} X_j^k$$

 $\bar{X}=A_1$ называют наброчивыя средним. Выболочивыя средням можентом k-го порядка насывают случайную величину M_k — статистический аналог харан Выборочным центральным моме $\mu_k = \mathbb{E}(\xi - \mathbb{E}\xi)^k = \int_{\mathbb{R}} (t - \alpha_1)^k dF(t)$

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

$$\mathbb{E}\hat{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbb{E}X_{i} = \frac{n\alpha_{1}}{n} = \alpha_{1}$$

0.1 Случайная выборка, генеральная совокупность, функция распределения выборки $\mathbf{Def.}$ 1. Выборка Пусть эксперемент состоит в проведении n испытаний, результат j-го из которых является случайной величиной

строчными Далее X_j полагаются независимыми

 $\textbf{Def. 2. Bыборочное пространство Выборочным пространством визывается измеримое пространство <math>(\mathcal{X},\mathcal{A})$, где $\mathcal{X}=\{X(\omega);\omega\in\Omega\}$

есть мисомество возможных значений выборки, а $\mathcal{F} - \sigma$ -алгебра в \mathcal{X}

Особенно выжен случай, когда случайные величины X_j являются независными и имеют распределение одной случайной величины ξ . Этот случай соответствует повторению n раз одного желеремента, описываемого случайной величиной ξ

 $\mathbf{Def.}$ 3. Генеральная совокупность Генеральной совокупностью называют распределение $\mathcal{L}(\xi)$ случайной величины ξ Ово может быть задыво, например, множеством возможных значений r.v. ξ 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

Пусть $A \subset \Omega_0$, событие, провежодящее в холе испытания с вероятностью $\mathbb{P}A = \mathfrak{p}$, и пусть эксперимент состоят в проведении в таких

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

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. ν , $\frac{1}{2} = \sum_{j \ge 1} X_j$ — Османдло Е $p_k^a = p_k$. Османдло Е $p_k^a = p_k$. Кроме того, и 38 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. Перационне силителня бългания и а готородскиот соокумисти $\mathcal{L}(0, z = \{c_1, \dots, c_n\})$ — разлащия. Def. 5. Перационне силителня Кождор разлащия и замосто посоставить в соответствия его перестоим $x_{\{i_1\}} \in \mathcal{X}_{\{i_2\}}$, jя порационне силителной изамосто случайная величия $X_{\{i_1\}}$ при важдой реализиция $X_{\{i_1\}} = x$, принимает замочине $X_{\{i_1\}}(\omega) = x_{\{i_1\}}$

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

$$u(x) = \sum_{i} I_{\{X_j \le t\}}$$

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

$$(x) = \frac{-\mu_n(t)}{n}$$

$${
m E}$$
е значение в точке t задается случайной ведичиной, сходящейся по вероятности к значению $F(t)$ теоретической функции распределен EDF можно перезамисять с помощью функции Хевисийда (Heaviside):

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

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

 $\mathbf{Def.}$ 8. Гистогравина Разобьём область значений г.у. ξ на равные интерналы Δ_i , и для кыждого Δ_i подечитыем число n_i элементов x_j вектора x_i полавших в Δ_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 гото грефия. Получивная довниния назывателя политоче често C уменьяющим $\max\{h_i\}$, гистогравная и политом частот нед более точню прибликают вероитности попадания в каждый из интернальна работный.