Математическая статистика

19 июня 2020 г.

Содержание

1 Постановка задач математической статистики

Сравним задачи теории вероятностей и математической статистики

1.1 Задачи теории вероятностей

Заданы:

- Вероятностное пространство $\langle \Omega, \Sigma, P \rangle$.
- Случайная величина $X : \Omega \to \mathbb{R}^n$.

Требуется получить различного рода характеристики величины X и величин , получающихся из X.

1.2 Задачи математической статистики

Определение. *Статистическим экспериментом* называется четверка

$$\langle \mathcal{X}, \mathcal{A}, P_\theta, \Theta \rangle.$$

Здесь:

- $\mathcal{X}$ – множество *наблюдений*.
- $\mathcal{A}$ – σ-алгебра подмножеств $\mathcal{X}$.
- P_θ – известная с точностью до неизвестного параметра θ вероятностная мера – закон распределения наблюдаемых данных.
- Θ – множество допустимых значений неизвестного параметра, то есть $\theta \in \Theta$.

Задачей математической статистики является получение той или иной информации о законе распределения наблюдаемых данных $P = P_\theta$.

Определение. *Статистикой* называется измеримая функция

$$f : \mathcal{X} \to A.$$

Для произвольного A.

Определение. Пусть

$$\overline{X} = \langle X_1, \ldots, X_n \rangle.$$

Где $X_i \sim X$ – одинаково распределенные случайные величины. Соответствующая модель называется *моделью независимой однородной выборки*.

Определение. *Гипотезой H* называется подмножество Θ:

$$H \subseteq \Theta.$$

Перечислим некоторые задачи математической статистики.

- Оценивание параметра θ или какой-либо функции $g(\theta)$, то есть построение статистики $\hat{g} : \mathcal{X} \to \Theta$. Оценивание может быть:
  - *точечным*, то есть указание численной оценки $g(\theta)$
  - *доверительным*, то есть указание множества, с фиксированной вероятностью содержащего $g(\theta)$
- Проверка гипотез. Пусть имеется разбиение Θ на гипотезы: $\Theta = \bigsqcup_{n \in N} H_n$. Тогда проеркой гипотезы назовем построение *теста* (*критерия*), то есть отображения
$$\varphi : \mathcal{X} \to N.$$
  Которое по наблюдению выдает номер гипотезы, которому это наблюдение "соответствует".

Естественно, перечисленные задачи можно оценивать с точки зрения качества. В этом смысле всегда требуется с точки зрения какой-либо метрики построить "лучшую" оценку.

2 Частота как оценка вероятности события и её свойства. Построение доверительного интервала для вероятности события на базе асимптотической нормальности частоты.

Теорема 2.1. (Яков, Бернулли)
Пусть имеется $\xi_i \sim \xi$ – последовательность одинаково распределенных и попарно независимых случайных величин. Пусть

$$\overline{\xi}_n = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\xi_n = \frac{k_n}{n}.$$

Тогда

$$\overline{\xi}_n \underset{n\to+\infty}{\rightrightarrows} p.$$

Теорема 2.2. (Центральная предельная теорема, простейший вариант)
Пусть случайные величины $X_i \sim X$ независимы и одинаково распределены, причем $\exists E(X), D(X)$. Тогда для случайной величины

$$Y_n = \frac{\overline{X}_n - E\left(\overline{X}_n\right)}{\sigma\left(\overline{X}_n\right)}.$$

Верно:

$$F_{Y_n} \underset{\mathbb{R}}{\rightrightarrows} F_{N(0,1)}.$$

Теорема 2.3. (Свойства частоты как оценки p)
Пусть $\xi \sim B(p)$. Тогда

$$\hat{p} = \frac{k_n}{n}$$

Является несмещенной асимптотически нормальной оценкой p, то есть

$$E(\hat{p}) = p,$$

$$\sqrt{n}\cdot(\hat{p}-p) = Y_n \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0,\Delta^2(p)),\ \Delta^2(p) = p(1-p).$$

Доказательство.

- Покажем несмещенность:

$$E(\hat{p}) = E\left(\frac{k_n}{n}\right) = \frac{1}{n}np = p.$$

- Асимптотическая нормальность с нормирующим множителем $\Delta^2(p) = p(1-p)$ следует непосредственно из центральной предельной теоремы.

■

На базе асимптотической нормальности можно построить доверительный интервал. Проделаем это на примере частоты. Выпишем определение асимптотической нормальности:

$$Y_n = \frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{p} - p)}{\sqrt{p(1-p)}} \to N(0,1).$$

Это буквально означает:

$$P_{n,\theta}(Y_n < t) \to F_{N(0,1)}(t).$$

Раскроем определение Y_n, возьмем его по модулю и воспользуемся квантилью:

$$P_{n,\theta}\left(\left| \frac{\sqrt{n} \cdot (\hat{p} - p)}{\sqrt{p(1-p)}} \right| < t_\gamma \right) \to \gamma \Longleftrightarrow P_{n,\theta}\left(\frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} t_\gamma + \hat{p} > p > -\frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} t_\gamma + \hat{p} \right) \to \gamma.$$

Здесь $\gamma = P(|\xi| < t_\gamma),\ \xi \sim N(0,1)$.

3 Постановка выборочной статистической модели. Точечная оценка параметра и характеристики.

Определение. Напомним, что *точечной оценкой* параметра θ или какой-либо функции $g(\theta)$ называют численную оценку этой величины.

Пусть $\hat{g}$ является некоторой точечной оценкой $g = g(\theta)$.

Определение. $\hat{g}$ называется *несмещенной*, если $E(\hat{g}) = g(\theta)$.

Определение. При асимптотическом подходе оценка $\hat{g}$ называется *состоятельной*, если $\hat{g} \underset{P}{\Longrightarrow} g(\theta)$ при $n \to \infty$.

Определение. $\hat{g}_n$ называется *асимптотически нормальной*, если

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{g}_n - g(\theta))}{\sigma(g(\theta))} \xrightarrow{P_{n,\theta}} N(0,1).$$

Определение. $\hat{g}_n$ называется *эффективной* в классе оценок K, если для любой другой оценки $\hat{g}_n^* \in K$ имеет место неравенство:

$$E(\hat{g}_n - g(\theta))^2 \leqslant E(\hat{g}_n^* - g(\theta))^2.$$

4 Функции потерь и функции риска, состоятельность оценки характеристики, достаточное условие для состоятельности оценки.

Определение. *Оценкой* $g(\theta)$ называется статистика вида

$$\hat{g} : \mathcal{X} \to g(\Theta).$$

Определение. Пусть $\hat{g}(\theta)$ – оценка $g(\theta)$. Тогда *функцией потерь* называется неотрицательная функция $l(\hat{g}, g(\theta))$, характеризующая "близость" оценки к настоящему значению.

Замечание. Обычно в качестве функции потерь рассматривают функцию вида

$$l(\hat{g}, g(\theta)) = \omega(\|\hat{g}, g(\theta)\|).$$

Здесь ω – неотрицательная монотонно возрастающая функция, $\omega(0) = 0$.

Замечание. l являтся случайной величиной.

Определение. *Риском* называется функция

$$R(\hat{g}, \theta) \stackrel{def}{=} E_\theta(l(\hat{g}, g(\theta))).$$

Замечание. Риск – функция параметра θ и способа оценивания $\hat{g}$.

Опишем самые важные для нас виды функции потерь и риска.

Определение. Определим функцию потерь индикатором отклонений:

$$l^\delta(\hat{g}, g(\theta)) = \omega^\delta(\|\hat{g}, g(\theta)\|).$$

Где

$$\omega(t) = \mathbb{1}_\delta(t) = \begin{cases} 0, & t < \delta \\ 1, & t \geqslant \delta \end{cases}.$$

Соответствующий риск будет вероятностью отклонения:

$$R^\delta(\hat{g}, \theta) = E_\theta(l(\hat{g}, g(\theta))) = 0 \cdot P_\theta(\|\hat{g}, g(\theta)\| < \delta) + 1 \cdot P_\theta(\|\hat{g}, g(\theta)\| \geqslant \delta) = P_\theta(\|\hat{g}, g(\theta)\| \geqslant \delta).$$

Определение. При асимптотическом подходе оценка называется *состоятельной*, если

$$\forall \delta > 0 \; R^\delta(\hat{g}_n, \theta) = P_{n,\theta}(\|\hat{g}_n, g(\theta)\| \geqslant \delta) \xrightarrow[n \to +\infty]{} 0.$$

Или, что то же самое:

$$\hat{g}_n \xrightarrow[n \to +\infty]{P_{n,\theta}} g(\theta).$$

Определение. *Квадратичной функцией потерь* называется функция

$$l_2(\hat{g}, g(\theta)) = \|\hat{g}, g(\theta)\|^2.$$

Соответствующий ей риск называется *квадратичным*:

$$R_2(\hat{g}, \theta) = E_\theta(\|\hat{g}, g(\theta)\|^2).$$

Теорема 4.1. (Достаточное условие для состоятельности оценки)
В случае одномерной оценки $R_2(\hat{g}_n, \theta) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0 \Longrightarrow$ оценка состоятельна.

Доказательство.

$$\begin{aligned}\forall\delta > 0\ R^\delta(\hat{g}_n, \theta) = P(\|\hat{g}_n - g(\theta)\| \geqslant \delta) = P(\|\hat{g}_n - g(\theta)\|^2 \geqslant \delta^2)\\ \leqslant \frac{E_\theta(\|\hat{g}_n - g(\theta)\|^2)}{\delta^2} = \frac{R_2(\hat{g}_n, \theta)}{\delta^2} \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.\end{aligned}$$

■

5 Вид квадратичного риска в случае одномерной характеристики.

Определение. *Смещением* оценки называется величина

$$b(\hat{g},\theta) = g(\theta) - E_\theta(\hat{g}).$$

Определение. Оценка называется *несмещенной*, если $b(\hat{g},\theta) = 0$.

Теорема 5.1. $R_2(\hat{g},\theta) = D_\theta(\hat{g}) + b^2(\hat{g},\theta)$.

Доказательство.

$$\begin{aligned}
R_2(\hat{g},\theta) &= E_\theta(\|\hat{g} - g(\theta)\|^2) = E_\theta(\hat{g} - E_\theta(\hat{g}) - (g(\theta) - E_\theta(\hat{g})))^2 \\
&= E_\theta(\hat{g} - E_\theta(\hat{g}))^2 + (g(\theta) - E_\theta(\hat{g}))^2 - \underbrace{2(g(\theta) - E_\theta(\hat{g}))(E_\theta\hat{g} - E_\theta\hat{g})}_{0} \\
&= D_\theta(\hat{g}) + b^2(\hat{g},\theta).
\end{aligned}$$

■

Следствие 5.2. Для одномерных несмещенных оценок квадратичный риск в точности равен дисперсии оценки:

$$R_2(\hat{g},\theta) = D_\theta(\hat{g}).$$

6 Постановка задачи доверительного оценивания, доверительный интервал.

При оценивании параметров или характеристик распределений мы в качестве результата получаем числовое значение $\hat{g}(X) \in g(\Theta)$. Такой способ оценивания мы называем *точечной оценкой*. Заранее не понятно, насколько результат соответствует действительности. Для того, чтобы можно было оценивать качество результата, нужно предъявлять не точку, а подмножество в $g(\Theta)$, содержащее в некотором смысле наиболее подходящие значения.
Задача доверительного оценивания ставится следующим образом: задана величина $\gamma \in (0,1)$, называемая *уровнем надежности*. По заданному наблюдению X и значению надежности требуется построить доверительную область надежности.

Определение. *Доверительной областью надежности* называется $\widetilde{G}_\gamma \subseteq G = g(\Theta)$, обладающая свойством:

$$\forall \theta \in \Theta \ P_\theta(g(\theta) \in \widetilde{G}_\gamma) \geqslant \gamma.$$

То есть множество, с достаточной вероятностью содержащее оцениваемую величину.

Определение. В случае одномерной оценки чаще всего доверительные области надежности выбирают в виде промежутков, которые называются *доверительными интервалами*.

Определение. В асимптотическом случае (когда имеется последовательность оценок и статистических экспериментов) последовательность *асимптотических областей надежности* $\widetilde{G}_{n,\gamma}$ задается условием:

$$\forall \theta \in \Theta \ \lim P_{n,\theta}(g(\theta) \in \widetilde{G}_{n,\gamma}) \geqslant \gamma.$$

Определение. Аналогично задается последовательность асимптотических доверительных интервалов в случае одномерной характеристики.

7 Определение несмещенности и асимптотической нормальности оценки характеристики. Построение доверительного интервала для характеристики на базе асимптотической нормальности ее оценки.

Определение. Напомним, оценка называется *несмещенной*, если

$$b(\hat{g},\theta) = g(\theta) - E_\theta(\hat{g}) = 0.$$

Определение. Последовательность оценок $\hat{g}_n$ называется *асимптотически нормальной*, если

$$\sqrt{n}\cdot(\hat{g}_n - g(\theta)) = Y_n \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0,\Delta^2(\theta)).$$

Определение. Величина $\Delta(\theta)$ из определения асимптотически нормальной оценки называется *нормирующим множителем*.

Замечание. Определение асимптотически нормальной оценки можно переписать так:

$$\frac{\sqrt{n}\cdot(\hat{g}_n - g(\theta))}{\Delta(\theta)} \xrightarrow{P_{n,\theta}} Y \sim N(0,1).$$

На базе асимптотической нормальности можно построить доверительный интервал. Выпишем определение асимптотической нормальности:

$$Y_n = \frac{\sqrt{n}\cdot(\hat{g} - g(\theta))}{\Delta(\theta)} \to N(0,1).$$

Это буквально означает:

$$P_{n,\theta}(Y_n < t) \to F_{N(0,1)}(t).$$

Раскроем определение Y_n, возьмем его по модулю и воспользуемся квантилью:

$$P_{n,\theta}\left(\left|\frac{\sqrt{n}\cdot(\hat{g} - g(\theta))}{\Delta(\theta)}\right| < t_\gamma\right) \to \gamma \Longleftrightarrow P_{n,\theta}\left(\frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}t_\gamma + \hat{g} > g(\theta) > -\frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}t_\gamma + \hat{g}\right) \to \gamma.$$

Здесь $\gamma = P(|\xi| < t_\gamma),\ \xi \sim N(0,1)$.

8 Постановка задачи проверки гипотез

Определение. *Гипотезой* называется множесто предполагаемых зафиксированных значений некоторого подмножества неизвестных параметров:

$$H : \theta \in \Theta_H \subseteq \Theta.$$

Определение. Гипотезу называют *простой*, если $|H| = 1$.

Определение. Гипотезу называют *сложной*, если $|H| > 1$.

Определение. Гипотезами *согласия* называют набор из двух гипотез: основной H_0 и альтернативы H_1, причем $H_0 = \overline{H_1}$.

Определение. Правило принятия или отклонения основной гипотезы H_0 называют *тестом (критерием)* проверки гипотезы:

$$\varphi(\mathcal{X}) : \mathcal{X}_n \to \{0, 1\}.$$

При этом:

- $\mathcal{X}_{n,0}$ называют *допустимым множеством*.
- $\mathcal{X}_{n,1}$ называют *критическим множеством*.
- $\mathcal{X}_{n,0} \sqcup \mathcal{X}_{n,1} = \mathcal{X}_n$.

Определение. Случайная величина $L(\overline{X}) : X_n \to \mathbb{R}$ называется *тестовой статистикой*, если она служит порогом для правила принятия или отклонения основной гипотезы:

$$\varphi(\overline{X}) = \begin{cases} 0, \ L(\overline{X}) < T\,(H_0) \\ 1, \ L(\overline{X}) \geqslant T\,(H_0) \end{cases} .$$

Где T называют *порогом принятия решения*.

9 Ошибки первого и второго рода и их вероятности как критерий качества критерия (теста) проверки гипотез. Подход Неймана-Пирсона.

Определение. *Ошибкой I рода* называют отклонение основной гипотезы, в то время как она была верна.

Определение. *Ошибкой II рода* называют принятие основной гипотезы, в то время как она не была верна.

Определение. α называют *вероятностью ошибки I рода*:

$$\alpha(\varphi,\theta) \stackrel{def}{=} P_\theta(\mathcal{X}_{n,1}),\ \theta \in \Theta_{H_0}.$$

Определение. *Уровнем значимости теста* называют верхнюю границу вероятности ошибки I рода по всем возможным наблюдаемым значениям неизвестных параметров, отвечающих основной гипотезе:

$$\alpha(\varphi) \stackrel{def}{=} \sup_{\theta\in\Theta_{H_0}} \alpha(\varphi,\theta).$$

Определение. β называют *вероятностью ошибки II рода*:

$$\beta(\varphi,\theta) \stackrel{def}{=} P_\theta(\mathcal{X}_{n,0}),\ \theta \in \Theta_{H_1}.$$

Определение. *Мощностью теста* называют следующую величину:

$$\gamma(\varphi,\theta) \stackrel{def}{=} 1-\beta(\varphi,\theta).$$

Подход Неймана-Пирсона.
Зафиксируем $\alpha \in (0,1)$ (обычно выбирают малое значение). Будем считать это значение минимальной допустимой величиной ошибки I рода (*допустимый уровень значимости*).
Рассмотрим множество всех тестов таких, что:

$$\overline{\Phi}_\alpha = \{\varphi = \varphi(x) \mid \alpha(\varphi) \leqslant \alpha\}.$$

Среди этих тестов выбирается тест с минимальным значением β.
В асимптотических задачах ограничения накладываются на предельные значения.

10 Асимптотический вариант задачи проверки гипотез. Состоятельный тест асимптотического уровня значимости α.

При асимптотическом подходе последовательность тестов $\varphi = \varphi_n$ называют просто тестом и проводят исследование асимптотических (предельных) свойств тестов $\varphi = \{\varphi_n\}$ при $n \to \infty$.

Определение. Тест $\varphi = \{\varphi_n\}$ имеет *асимптотический уровень значимости* $\alpha(\varphi)$, $\alpha(\varphi) \in [0,1]$, если:

$$\alpha_n(\varphi_n) = \sup_{\theta \in \Theta_{H_0}} \alpha(\varphi_n, \theta) \to \alpha(\varphi), \ n \to \infty.$$

При использовании подхода Неймана-Пирсона в асимптотическом варианте ограничение накладывается на асимптотический уровень значимости: $\alpha(\varphi) = \alpha$.

Определение. При асимптотическом подходе тест $\varphi = \{\varphi_n\}$ называется *состоятельным*, если для любого $\theta \in \Theta_{H_1}$:

$$\beta(\varphi_n, \theta) \xrightarrow[n \to \infty]{} 0.$$

Определение. *Мерой близости альтернативы* $\theta \in \Theta_{H_1}$ *и гипотезы* H_0 называют следующую величину:

$$\rho(\theta, \Theta_{H_0}) = \inf_{\theta_0 \in \Theta_{H_0}} \|\theta - \theta_0\|.$$

Определение. Тест $\varphi = \{\varphi_n\}$ называется $\sqrt{n}$*-состоятельным*, если:

$$\beta(\varphi_n, \theta_n) \xrightarrow[n \to \infty]{} 0$$

Для такой последовательности $\theta_n \in \Theta_{H_1}$, что:

$$\sqrt{n}\rho(\theta_n, \Theta_{H_0}) \to \infty.$$

11 Эмпирическая функция распределения (ЭФР). Построение, свойства ЭФР при фиксированном значении аргумента (использовать свойства частоты).

Определение. *Эмпирической функцией распределения (ЭФР)* называют следующую оценку функции распределения генеральной совокупности:

$$F_n(t) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \mathbb{1}_{(-\infty,t)}.$$

Иными словами, значение ЭФР в точке t равно отношению числа наблюдений, меньших t, к их общему числу n.

Свойства ЭФР:

1. ЭФР кусочно-постоянна.
2. Скачки ЭФР имеют вид $\frac{k}{n}$ для некоторого $k \in (1; n)$.
3. Область принимаемых значений: $[0; 1]$.
4. Частота может служить как оценка функции распределения генеральной совокупности. При фиксированном $t = t_0$:

$$F_x(t_0) \approx F_n(t_0) = \frac{\xi_1 + \ldots + \xi_n}{n} = \frac{k_n}{n} \text{ – частота.}$$

5. $F_n(t)$ является состоятельной оценкой:

$$F_n(t_0) = \overline{\xi}_n : F_n(t_0) \xrightarrow[p=1]{} F_x.$$

6. $F_n(t)$ является асимптотически нормальной оценкой. Свойства частоты по типу нормальности рассмотрены в секции 2.

12 Свойства ЭФР в целом. Расстояние Колмогорова, Смирнова. Теоремы Гливенко-Кантелли, Колмогорова, Мизеса-Смирнова. Построение доверительной полосы для функции распределения.

Со свойствами ЭФР можно ознакомиться в предыдущем разделе.

Определение. *Расстояние Колмогорова*:

$$\rho_\infty(F_n, F_x) = \sup_t |F_n(t) - F_x(t)|.$$

Определение. *Расстояние Смирнова*:

$$\rho_2^2(F_n, F_x) = \int_{\mathbb{R}} (F_n(t) - F_x(t))^2 \, \mathrm{d}F_x(t).$$

Теорема 12.1. (Гливенко-Кантелли)
Пусть $\mathcal{F}$ – множество функций распределения. Тогда $\forall F_x(t) \in \mathcal{F}$ с вероятностью 1 справедливо предельное неравенство:

$$\rho_\infty(F_n, F_x) \xrightarrow[n\to\infty]{} 0.$$

Так как $\rho_2 \leqslant \rho_\infty$, то же верно для ρ_2.

Замечание. $F_n(t)$ – состоятельная оценка $F_x(t)$ в расстояниях Колмогорова и Смирнова.

Пусть $\mathcal{F}_c$ – множество всех непрерывных функций распределения.

Теорема 12.2. (Колмогоров)

$$P_{n,F}(\sqrt{n}\rho_\infty(F_n, F_x) < u) \xrightarrow[n\to\infty]{} \mathcal{K}(u) = \begin{cases} 0, \ u = 0 \\ \sum\limits_{j=-\infty}^{+\infty} (-1)^j e^{-2(ju)^2}, \ u > 0 \end{cases}.$$

Теорема 12.3. (Мизес, Смирнов)

$$P_{n,F}(\sqrt{n}\rho_2^2(F_n, F_x) < u) \xrightarrow[n\to\infty]{} \mathcal{S}(u),$$

где $\mathcal{S}(u)$ есть функция распределения следующей случайной величины:

$$\mathcal{U} = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\xi_j^2}{j^2\pi^2}, \ \xi_j \sim N(0,1), \text{ независимые.}$$

Замечание. Используя теорему Колмогорова, можно построить доверительную полосу для функции распределения.

Определение. *Доверительной полосой* называют часть плоскости, в которую с надежностью γ попадает функция распределения генеральной совокупности:

$$\begin{cases} F_n^-(t) = \max\Big(0, F_n(t) - \frac{u_\gamma}{\sqrt{n}}\Big) \\ F_n^+(t) = \min\Big(1, F_n(t) + \frac{u_\gamma}{\sqrt{n}}\Big) \end{cases}, \text{ где } \mathcal{K}(u_\gamma) = \gamma.$$

Утверждение 12.4.

$$P_x(F_n^-(t) \leqslant F_x(t) \leqslant F_n^+(t)) \xrightarrow[n\to\infty]{} \gamma.$$

Доказательство. $0 \leqslant F_x(t) \leqslant 1$ всегда, тогда:

$$\begin{aligned}
P_x\Big(F_n^-(t) \leqslant F_x(t) \leqslant F_n^+(t)\Big) &= P_x\left(F_n(t) - \frac{u_\gamma}{\sqrt{n}} \leqslant F_x(t) \leqslant F_n(t) + \frac{u_\gamma}{\sqrt{n}}\right) \overset{\forall t}{=} \\
&\overset{\forall t}{=} P_x\Big(\sqrt{n}|F_x(t) - F_n(t)| \leqslant u_\gamma\Big) \overset{\forall t}{=} \\
&\overset{\forall t}{=} P_x\left(\sqrt{n}\sup_t |F_x(t) - F_n(t)| \leqslant u_\gamma\right) \xrightarrow{\text{th. Колмогорова}} \mathcal{K}(u_\gamma) = \gamma.
\end{aligned}$$

■

13 Критерии согласия Колмогорова и Мизеса-Смирнова.

Пусть $F_0(t)$ – заданная непрерывная функция распределения.

Поставим задачу проверки согласия:

$$H_0 \equiv (F_x(t) \equiv F_0(t)).$$

13.1 Критерий согласия Колмогорова

Определим тестовую статистику:

$$L(\overline{X}) = \sqrt{n}\rho_\infty(F_0, F_n).$$

По th. Колмогорова:

$$P(L(\overline{X}) < z) \xrightarrow[n\to\infty]{} \mathcal{K}(z),$$

где $\mathcal{K}$ – распределение Колмогорова. Тогда порогом принятия решения при уровне значимости α является квантиль распределения Колмогорова порядка $1-\alpha$ (далее $u_{1-\alpha}$).

Таким образом, определим тест:

$$\varphi(\overline{X}) = \begin{cases} 0, & \sqrt{n}\rho_\infty(F_0, F_n) < u_{1-\alpha} \\ 1, & \sqrt{n}\rho_\infty(F_0, F_n) \geqslant u_{1-\alpha} \end{cases}.$$

13.2 Критерий Мизеса-Смирнова

Определим тестовую статистику:

$$L(\overline{X}) = \sqrt{n}\rho_2(F_0, F_n).$$

По th. Мизеса-Смирнова:

$$P(L(\overline{X}) < z) \xrightarrow[n\to\infty]{} \mathcal{S}(z),$$

где $\mathcal{S}$ – распределение Мизеса-Смирнова. Тогда порогом принятия решения при уровне значимости α является квантиль распределения Мизеса-Смирнова порядка $1-\alpha$ (далее $s_{1-\alpha}$).

Таким образом, определим тест:

$$\varphi(\overline{X}) = \begin{cases} 0, & \sqrt{n}\rho_2^2(F_0, F_n) < w_{1-\alpha} \\ 1, & \sqrt{n}\rho_2^2(F_0, F_n) \geqslant w_{1-\alpha} \end{cases}.$$

13.3 Прикладной алгоритм

1. Строится ЭФР.

2. Считается статистика критерия. Поскольку ЭФР является кусочно-постоянной, расстояние Колмогорова / Мизеса-Смирнова можно считать как верхнюю границу по соответствующим значениям расстояний в точках скачка.

3. Для заданного уровня значимости α находится квантиль распределения Колмогорова / Мизеса-Смирнова порядка $1-\alpha$.

4. Если значение тестовой статистики меньше полученного квантиля, следует принять нулевую гипотезу, иначе – оклонить.

14 Выборочный метод построения оценок одномерных характеристик. Асимптотическая нормальность оценки. Построение асимптотического доверительного интервала на базе асимптотической нормальности.

Есть три метода построения оценок:

1. Выборочный метод
2. Метод моментов
3. Метод максимального правдоподобия

14.1 Описание выборочного метода

Этот метод основывается на знании того, что ЭФР $F_n(t)$ является “хорошей” оценкой функции распределения $F_x(t)$.
ЭФР $F_n(t)$ является функцией распределения дискретной случайной величины Y, имеющей следующий ряд распределения:

Y_i	$x_{(1)}$	$x_{(2)}$	...	$x_{(n)}$
p_i	$1/n$	$1/n$	...	$1/n$

где $x_{(1)}, ..., x_{(n)}$ упорядоченная выборка:

$$x_{(1)} \leqslant x_{(2)} \leqslant ... \leqslant x_{(n)}.$$

В основе выборочного метода лежит идея: любую характеристику генеральной совокупности X оценивать при помощи соответствующей характеристики случайной величины Y. Естественно полученные таким образом оценки нужно изучать, проверить их свойства. С точки зрения квадратического риска они не всегда являются лучшими в соответствующем классе распределений.

14.2 Асимптотическая нормальность, свойства асимптотической нормальности оценок

Определение (для одномерного параметра θ, $g(\theta)$). Последовательность оценок $\hat{g}_n$ характеристики $g(\theta)$ def асимптотически нормальной с асимптотической дисперсией $\Delta^2(\theta) > 0$, если случайная величина $Y_n = \sqrt{n}(\hat{g}_n - g(\theta))$ сходится по $P_{n,\theta}$ - распределению к нормальной случайной величине Y с нулевым средним и дисперсией $\Delta^2(\theta)$:

$$(1)\ Y_n \xrightarrow[n\to\infty]{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \Delta^2(\theta)).$$

Перепишем (1)

$$\hat{g}_n = g(\theta) + \frac{Y_n}{\sqrt{n}}, Y_n \xrightarrow[n\to\infty]{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \Delta^2(\theta)),$$

то есть $\hat{g}_n - g(\theta)$ - отклонение оценки от неизвестного значения оцениваемой характеристики имеет приближенно нормальное распределение с нулевым средним и дисперсией $\frac{\Delta^2(\theta)}{n}$

Определение. Величина $\Delta(\theta) > 0$ называется нормирующим множителем.

Определение $\Delta(\theta)$ нормирующий множитель
$P_{n,\theta}(\frac{Y_n}{\Delta(\theta)} < t) \xrightarrow[n\to\infty]{} F_{N(0,1)}(t) \Rightarrow P_{n,\theta}(|\hat{g}_n - g(\theta)| < \frac{T(\Delta(\theta))}{\sqrt{n}}) \xrightarrow[n\to\infty]{} 2\Phi(T) - 1 = \gamma$,
где Φ - функция распределения стандартного нормального закона; $T = \frac{1+\gamma}{2}$ - квантиль $N(0,1)$; γ - надежность; $\delta_n = T_{\frac{1+\gamma}{2}} \frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}$ - точность оценки.
$(\hat{g}_n - \delta_n, \hat{g}_n + \delta_n)$ - асимптотически доверительный интервал надежности γ.
Если при этом $E_{n,x}(Y_n^2) \xrightarrow[n\to\infty]{} E(Y^2) = \Delta^2(\theta)$ (тогда $E_{n,x}(Y_n) \to E(Y) = 0$),
то $E_{n,x}(Y_n) = \sqrt{n}(E_{n,x}\hat{g}_n - g(\theta)) = \sqrt{n} b_{n,x}(\hat{g}_n) \xrightarrow[n\to\infty]{} 0$ т. е. смещение стремится к нулю быстрее, чем $\frac{1}{\sqrt{n}}$ - $\sqrt{n}$ несмещ $\hat{g}_n$.

$$D_{n,x}(Y_n) = E_{n,x}(Y_n^2) - (E_{n,x}(Y_n))^2 \xrightarrow[n\to\infty]{} \Delta^2(\theta).$$

$$D_{n,x}(\sqrt{n}(\hat{g}_n - g(\theta))) = nD_{n,x}(\hat{g}_n),$$

- инвариантна относительно сдвига и вынесение $\sqrt{n}$ из-под знака дисперсии, т. е.

$$nD_{n,x}(\hat{g}_n) \to \Delta^2(\theta)$$

$$\sqrt{n}\sigma_{n,x}(\hat{g}_n) \to \Delta(\theta),$$

средне квадратическое отклонение имеет порядок $\frac{\Delta(\theta)}{\sqrt{n}}$.

$$nR_2(\hat{g}_n, \theta) = n(b_{n,x}^2(\hat{g}_n) + D_{n,x}(\hat{g}_n)) \to 0 + \Delta^2(\theta),$$

т.е. для асимптотически нормальных оценок дисперсия и квадратический риск в асимптотике совпадают.
Утверждение (Без доказательства) Оценки S_n^2 и σ_n^2 - асимптотически нормальны с $\Delta^2(X) = E(X - EX)^4 - D^2(X)$, если существуют четвертые центральные моменты, т. е. $\frac{\sigma_n^2 - D(X)}{\Delta(X)}\sqrt{n} \xrightarrow[n\to\infty]{P_{n,x}} Y \sim N(0,1)$ и точность выборочной дисперсии оценивается моментами 4-го порядка.

15 Основные выборочные оценки и их свойства. Выборочное математическое ожидание. Выборочная дисперсия. Выборочные моменты. Выборочные медиана и квантили. Выборочные оценки ковариации и коэффициента корреляции.

Здесь X – произвольная рассматриваемая случайная величина.

15.1 Выборочное среднее / М.О.

Определение. Случайную величину $\overline{X}_n = EY = \sum\limits_{i=1}^{n} X_{(i)} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n}\sum\limits_{j=1}^{n} X_j$ называют *выборочным средним* некоторой выборки $X_{[n]}$ из генеральной совокупности X.

Выборочное среднее является выборочной точечной оценкой EX.

Свойства.

- Выборка является набором одинаково распределенных независимых случайных величин, из чего по законму больших чисел:

$$\overline{X}_n \xrightarrow[n\to\infty]{p} EX, \text{ если } \exists EX.$$

  Поэтому выборочное среднее является *состоятельной* оценкой EX.

- Выборочное среднее является *несмещенной* оценкой EX:

$$E_x\overline{X}_n = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} E(X_i) = EX, \text{ оо св-ву М.О.}$$

- Если $\exists EX, DX$, то по центральной предельной теореме:

$$Y_n = \frac{\overline{X}_n - E_x(\overline{X}_n)}{\sigma_x(\overline{X}_n)} = \frac{\overline{X}_n - EX}{\sigma(X)}\sqrt{n} \xrightarrow[n\to\infty]{F} Y \sim N(0,1),$$

  или

$$F_{Y_n}(t) \underset{n\to\infty}{\overset{\mathbb{R}}{\rightrightarrows}} F_Y(t).$$

  Из этого следует, что центрированное нормированное выборочное среднее сходится по распределению к стандартному нормальному распределению. Следовательно, выборочное среднее является *асимптотически нормальной* оценкой EX.

15.2 Выборочная дисперсия

Определение. Случайную величину $S_n^2 = D(X_{[n]}) = \sum\limits_{i=1}^{n}(X_{(i)} - EY)^2 \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X}_n)^2$ называют *выборочной дисперсией* некоторой выборки $X_{[n]}$ из генеральной совокупности X.

Выборочная дисперсия является выборочной точечной оценкой DX.

Свойства.

- Выборочная дисперсия является *состоятельной* оценкой DX:
$$S_n^2 \xrightarrow[n\to\infty]{P} E(X^2) - (EX)^2 = DX.$$
- Выборочная дисперсия является *смещенной* оценкой DX.
(Ниже, не теряя общности, будем считать $EX = 0$, инвариантность DX относительно сдвига):
$$E(X^2) = DX,\ E_x(\overline{X}_n) = EX = 0$$
$$\Rightarrow E_X(\overline{X}_n^2) = D_X(\overline{X}_n) + (E_x(\overline{X}_n))^2 = \frac{DX}{n}$$
$$\Rightarrow E_X S_n^2 = E_X(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - \overline{X}_i^2) = \frac{1}{n}nE(X^2) - \frac{DX}{n} = DX - \frac{DX}{n} = \frac{n-1}{n}DX.$$
- Выборочная дисперсия является *асимптотически нормальной* оценкой DX – *без доказательства*.

15.3 Несмещенная выборочная дисперсия

Определение. Чаще вместо S_n^2 используют *несмещенную (исправленную) оценку дисперсии*:
$$\sigma_n^2 = \frac{n}{n-1}S_n^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X}_n),$$
Несмещенная выборочная дисперсия является выборочной точечной оценкой DX.

Свойства.

- *Состоятельность* следует из состоятельности S_n^2:
$$\sigma_n^2 \xrightarrow[n\to\infty]{p=1} DX.$$
- *Несмещенность* очевидна из доказательства смещенности выборочного среднего.
- Несмещенная оценка дисперсии является *асимптотически нормальной* оценкой DX – *без доказательства*.

15.4 Выборочные моменты

15.4.1 Выборочные начальные моменты

Определение. *Выборочным начальным моментом порядка* k называется статистика:

$$m_{n,k} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i^k,\ k = 1,2,\ldots.$$

Эти выборочные характеристики можно считать выборочным средним для случайной величины $Z = X^k$:

$$m_{n,k} = \overline{Z}_k.$$

Следовательно, если $\exists E(X^k)$, то $m_{n,k}$ является *состоятельной* и *несмещенной* оценкой $E(X^k)$.

Если существует $E(X^{2k})$, то $m_{n,k}$ является *асимптотически нормальной* оценкой $E(X^k)$ с асимптотической дисперсией $\Delta^2 = E_x(Z^2) - (E_x(Z))^2$.

15.4.2 Выборочные центральные моменты

Определение. *Выборочным центральным моментом порядка* k называется статистика:

$$\mu_{n,k} = \frac{1}{n}\sum_{i=1} n(X_i - \overline{X}_n)^k.$$

Данные статистики являются *состоятельными*, *смещенными* оценками соответствующих центральных моментов генеральной совокупности.

15.5 Выборочная медиана

Определение. *Медианой* t_0 случайной величины X $(med(x))$ называют такое значение аргумента функции распределения $F_x(t)$, что для него выполняются неравенства:

$$\begin{cases} P(X \geqslant t_0) \geqslant \frac{1}{2} \\ P(X \leqslant t_0) \geqslant \frac{1}{2} \end{cases}.$$

Если $F_x(t) \in C(\mathbb{R})$, то $F_x(t_0) = \frac{1}{2}$.

Определение. Пусть $X_{(1)} \leqslant X_{(2)} \leqslant \ldots \leqslant X_{(n)}$ – упорядоченная выборка (вариационный ряд), тогда *выборочной медианой* med_n называется следующая случайная величина:

$$med_n = \begin{cases} X_{(k)} = X_{\frac{n-1}{2}}, \text{ при } n = 2k-1 \\ \frac{X_{(k)}+X_{(k+1)}}{2}, \text{ при } n = 2k \end{cases}.$$

Свойства. Пусть генеральная совокупность является непрерывной случайной величиной и $T = \{t : 0 < F_X(t) < 1\}$. Если $f_X(t)$ непрерывна и положительна при $t \in T$, то плотность распределения случайной величины $Y - f_Y(t)$, где

$$Y = 2\sqrt{n} f_X(t_0)(med_n - t_0),\ t_0 = med(X)$$

при $n \to \infty$ стремится к $f_{N(0,1)}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp -\frac{t^2}{2}$, а

$$P(a < Y < b) \xrightarrow[n\to\infty]{} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

- Следовательно, выборочная медиана является *состоятельной* оценкой $med(X)$.
- Также видно, что выборочная медиана является *асимптотически нормальной* оценкой $med(x)$ с асимптотической дисперсией $\Delta^2 = \frac{1}{r f_X^2(t_0)}$.
- Выборочная медиана является $\sqrt{n}$*-несмещенной* оценкой $med(X)$. То есть:

$$\sqrt{n} b_{n,\theta}(med_n) = \sqrt{n}(E_x(med_n) - med(X)) \xrightarrow[n\to\infty]{} 0.$$

15.6 Выборочная ковариация и корреляция

Выборочная ковариация и корелляция используются при решении вопроса о наличии зависимости между случайными величинами X и Y.

В этом случае рассматривается выборка из случайного вектора (X, Y). Здесь пары $\{X_i, Y_i\}_i$ независимы и одинаково распределены. Если случайные величины X и Y не являются линейно зависимыми ($r(X,Y) \neq 1$), то для последовательности $\{X_i, Y_i\}_i$ справедливо утверждение аналогичное центральной предельной теореме.

15.6.1 Выборочная ковариация

Определение. *Выборочной ковариацией* называется статистика:

$$K_n = K_n(X,Y) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}((X_i - \overline{X}_n)(Y_i - \overline{Y}_n)) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \overline{X}_n \overline{Y}_n.$$

Свойства.

- *Состоятельная* оценка. X и Y.
- *Смещенная* оценка. Аналогично выборочной дисперсии, можно показать:

$$E_x(K_n) = \frac{n-1}{n} K(X,Y).$$

- *Асимптотически нормальная* оценка.

Определение. В приложениях обычно рассматривают *несмещенную оценку ковариации*:

$$\widetilde{K}_n = \frac{n}{n-1} K_n = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}((X_i - \overline{X}_n)(Y_i - \overline{Y}_n)).$$

15.7 Выборочная корреляция

Определение. *Выборочной корреляцией* X и Y называется статистика:

$$r_n = r_n(X, Y) = \frac{K_n}{S_{n,X} S_{n,Y}} = \frac{\widetilde{K}_n}{\sigma_{n,X} \sigma_{n,Y}}.$$

Замечание. В определении выше предполагается существование всех необходимых моментов: $EX, EY, K(X, Y), \ldots$

Свойства.

- *Состоятельная* оценка.
- *Несмещенная* оценка.
- *Асимптотически нормальная* оценка.

16 Гистограмма как оценка плотности распределения. Статистические свойства гистограммы. Теорема Пирсона. Критерий хи-квадрат для проверки гипотезы о виде распределения генеральной совокупности

16.1 Построение

Основной идеей, использующейся в этом методе, является идея *группировки данных*. Пусть распределение абсолютно непрерывно с непрерывной плотностью распределения $f(x)$. Тогда значение плотности распределения в точке t можно оценить как отношение вероятности попадания значния в полуинтервал $\Delta = [t_1, t_2) \ni t$ к длине этого полуинтервала $t_2 - t_1 = |\Delta|$. Иными словами:

$$f(t) \approx \frac{P(\Delta)}{|\Delta|}.$$

Это приближение можно объяснить следующим образом, пользуясь теоремой Лагранжа:

$$P(\Delta) = \int\limits_{t_1}^{t_2} f(x)\,\mathrm{d}x = f(t_1 + \theta|\Delta|)|\Delta| \approx f(t)|\Delta|.$$

Построим наконец оценку, взяв в качестве $P(x < t_i) = F(t_i)$ выборочное значение:

$$P(\Delta) = F(t_2) - F(t_1) \approx F_n(t_2) - F_n(t_1) = k(\Delta).$$

За $k(\Delta)$ обозначим число элементов выборки, попавших в отрезок Δ.

Определение. *Интервалами группировки* называется разбиение $\{\Delta_0, \Delta_{\pm 1}, \Delta_{\pm 2}, \dots\}$ отрезка $[a, b]$ на дизъюнктные интервалы фиксированной длины $h > 0$.

Определение. *Гистограммой* называется функция $f_n(t)$, принимающая постоянные значения на заданных интервалах группировки:

$$t \in \Delta_m \Longrightarrow f_n(t) = f_{n,m} = \frac{k(\Delta_m)}{nh}.$$

Замечание. Гистограмма – кусочно постоянная функция.

Теорема 16.1. Гистограмма является плотностью распределения.

Доказательство. $f_n(t) \geqslant 0$,

$$\int\limits_{\mathbb{R}} f_n(t)\,\mathrm{d}t = \sum_m \int\limits_{\Delta_m} f_n(t)\,\mathrm{d}t = \sum_m h f_{n,m} = n^{-1} \sum_m k(\Delta_m) = 1.$$

■

Замечание. На практике удобно выбирать границы $[a, b]$ в виде максимума и минимума элементов выборки.

16.2 Статиситические свойства гистограммы

Гистограмма является оценкой плотности распределения. Изучим её свойства как оценки. Для этого изучим квадратичное отклонение $R_{n,2}(t)$. В нашем случае $g(\theta) = f(t)$. Ранее было показано, что в случае одномерной оценки квадратичный риск представим в виде

$$R_{n,2}(t) = D_n(t) + b_n^2(t),\ D_n(t) = D_F(f_n(t)), b_n(t) = E_F(f_n(t)) - f(t).$$

Заметим, что при фиксированном t $k(\Delta_m)$ – случайная величина, имеющая биномиальное распределение $k(\Delta_m) \sim B(n,p)$, $p = p_{n,m} = P_F(\Delta_m)$. Отсюда имеем:

$$E_F(k(\Delta_m)) = np,\ D_F(k(\Delta_m)) = np(1-p).$$

Вычислим на основе этих знаний значения сдвига и дисперсии:

$$b_n(t) = \left(\frac{p}{h} - f(t)\right),\ D_n(t) = \frac{p(1-p)}{nh^2} \leqslant \frac{p}{h}\frac{1}{nh}.$$

Имея непрерывность $f(x)$ на отрезке Δ_m по теорема Лагранжа имеем

$$\frac{p}{h} = \frac{1}{h_n}\int\limits_{\Delta_m} f(x)\,\mathrm{d}x = f(\tilde{t}),\ \tilde{t} \in \Delta_m.$$

Отсюда при условях $h = h_n \to 0$, $nh_n \to +\infty$ следует:

$$b_n(t) = f(\tilde{t}) - f(t) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0$$

$$D_n(t) = \frac{f(\tilde{t})}{nh} \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.$$

Отсюда вытекает:

$$R_{n,2}(t) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.$$

В этом случае по теореме о достаточном условии состоятельности оценки следует

Теорема 16.2. (Состоятельность гистограммы как оценки f)
Пусть задано абсолютно непрерывное распределение с плотностью $f(x)$, отрезок $[a,b]$ и его разбиение с длинами интервалов h_n такими, чтобы выполнялись условия:

$$h_n \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0,\ nh_n \xrightarrow[n\to+\infty]{} +\infty.$$

Тогда соответствующая гистограмма является состоятельной оценкой плотности распределения.

Теорема 16.3. Наилучшая скорость убывания длины интервалов группировки в классе плотностей с условием

$$\exists C: \int\limits_{\mathbb{R}} (f'(t))^2\,\mathrm{d}t \leqslant C^2$$

имеет порядок $n^{-1/3}$.

16.3 Критерий хи-квадрат

16.3.1 Дискретная случайная величина

Пусть генеральная совокупность X – дискретная случайная величина с распределением $P_X(t=t_k)=p_k$, где $\overline{p}$ – набор низвестных вероятностей. Пусть решается вопрос о справедливости гипотезы $p=\overline{p}_0=(p_{0,1},p_{0,2},\ldots,p_{0,k})$, $p_{0,j}>0$. Через $\mathbb{P}$ обозначим множество:

$$\mathbb{P}=\{\,p\in\mathbb{R}^k \mid p_j\geqslant 0,\ \sum_j p_j=1\,\}.$$

Поставим задачу проверки согласия с $H_0\equiv\overline{p}=\overline{p}_0$. Пусть n_j – число элементов выборки $X^{(n)}$, принимающих значение t_j, $F_0(t)$ – функция распределения генеральной совокупности при условии H_0.

Определение. *Статистикой хи-квадрат с* $k-1$ *степенью свободы* называется статистика

$$\chi^2_{n,k-1}(X^{(n)})=\sum_{j=1}^{k}\frac{(n_j-np_{0,j})^2}{np_{0,j}}.$$

Определение. *Функцией распределения хи-квадрат с* k *степенями свободы* χ^2_k называется функция распределения случайной величины

$$\tau_k=\sum_{i=1}^{k}\zeta_i^2,\ \zeta_i\sim N(0,1).$$

Теорема 16.4. (Пирсон)
Пусть справедливо $\overline{p}=\overline{p}_0$. Тогда справедливо

$$\sup_{u\in\mathbb{R}_{>0}}\left|P_{F_0}\Big(\chi^2_{n,k-1}<u\Big)-\chi^2_{k-1}(u)\right|\xrightarrow[n\to+\infty]{}0.$$

Определение. *Критерием хи-квадрат* асимптотического уровня значимости α для проверки согласия с гипотезой $H_0\equiv\overline{p}=\overline{p}_0$ называется последовательность тестов

$$\psi_n(X^{(n)})=\begin{cases}1,\ \chi^2_{n,k-1}\geqslant t_{k-1,\alpha}\\ 0,\ \chi^2_{n,k-1}<t_{k-1,\alpha}\end{cases}.$$

Здесь величина $t_{k-1,\alpha}$ определяется из условия

$$\chi^2_{k-1}(t_{k-1,\alpha})=1-\alpha.$$

Теорема 16.5. (Состоятельность критерия хи-квадрат)
Критерий хи-квадрат является состоятельным критерием асимптотического уровня значимости α.

Доказательство.

- Оценим вероятность ошибки первого рода.

  $$\alpha(\psi_n) = P_{n,F_0}(\chi^2_{n,k-1} \geqslant t_{k-1,\alpha}) = 1 - P_{n,F_0}(\chi^2_{n,k-1} \geqslant t_{k-1,\alpha}) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 1 - \chi^2_{k-1}(t_{k-1,\alpha}) = \alpha.$$

  Таким образом, критерий имеет асимптотический уровень значимости α.

- Оценим ошибку второго рода. Зафиксируем альтернативу $H_1 \equiv \overline{p} = \overline{p}_1 \neq \overline{p}_0$. Пусть $j_0\colon\ p_{1,j_0} \neq p_{0,j_0}, |p_{1,j_0} - p_{0,j_0}| = a$. В силу закона больших чисел $n_{j_0}/n \to p_{1,j_0}$ почти везде по мере P_F. Поэтому верно

  $$(n_{j_0} - np_{0,j_0})^2 \sim n^2a^2.$$

  Откуда по определению следует

  $$\chi^2_{n,k-1} \xrightarrow[n\to+\infty]{} +\infty.$$

  Поэтому:

  $$\beta(\psi_n, F) = P_{n,F}(\chi^2_{n,k-1} < t_{k-1,\alpha}) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.$$

  Таким образом, критерий является состоятельным.

■

16.3.2 Критерий хи-квадрат для случайной величины общего вида

Рассмотрим теперь случайную величину общего вида. Пусть основная гипотеза является простой и имеет вид $H_0 \equiv F_X(x) = F_0(x)$. Чтобы применить критерий хи-квадрат к такой задаче, используют *дискретизацию данных*. Множество значений X разбивается на k множеств, попадание в каждое из которых интерпретируется как значние дискретной случайной величины с k значениями. Для этой случайной величины мы уже умеем применять критерий хи-квадрат.

17 Метод моментов и его свойства.

17.1 Идея метода подстановки

Метод подстановки уже использовался нами в следующих задачах:

- Оценка характеристик распределения $g(F)$ через характеристики выборочного распределения $g(F_n)$.
- Если $\hat{\theta}_n$ – в определенном смысле хорошая оценка параметра распределения θ, мы используем в качестве оценки $g(\theta)$ значение $g(\hat{\theta}_n)$. (*подставляем вместо* θ $\hat{\theta}$).

К этому методу можно подойти и с другой стороны.

17.2 Метод моментов

Пусть мы ищем параметр распределения θ, причем его можно задать как решение уравнения

$$E_\theta(H(X,\theta)) = 0.$$

Здесь $H\colon \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ – известная нам функция. Метод состоит в том, чтобы *заменить* математическое ожидание его выборочной оценкой, то есть в качестве оценки параметра $\hat{\theta}\big(X^{(n)}\big)$ взять решение уравнения

$$\sum_{i=1}^{n} H(X_i,\theta) = 0.$$

Сформулируем эти идеи в более общем виде.

Пусть распределение генеральной совокупности F_X известно нам с точностью до неизвестного параметра $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^m$. Понятно, что все числовые характеристики распределения $g(F_X)$ можно выразить через неизвестный нам параметр θ: $g(F_X) = g(\theta)$. Пусть выбранная нами характеристика $g\colon \mathbb{R}^m \to \mathbb{R}^k$ удовлетворяет следующим свойствам:

- Система уравнений относительно θ:

  $$g_i(\theta) = g_i^0,\ i = 1..k,$$

  где $g^0 \in \mathbb{R}^k$ – теоретическое значение характеристики, имеет единственное решение.

- Система уравнениий обладает свойством *устойчивости*, то есть отображение, ставящее в соответствие g^0 решение непрерывно в окрестности g^0.

В таком случае, заменим g^0 его выборочным аналогом $\hat{g}_n^0$. Решим ту же самую систему уравнений:

$$g_i(\theta) = \hat{g}_n^0,\ i = 1..k.$$

Остается просто взять в качестве оценки неизвестного параметра θ найденное нами решение $\hat{\theta}_n$.

Теорема 17.1. (Свойства метода моментов)
Из определения метода моментов сразу вытекают его основные свойства.

- Если $\hat{g}_n$ – состоятельные оценки, то $\hat{\theta}$ – состоятельная оценка.
- Аналогичное утверждение справедливо и для свойства асимптотической нормальности.

Доказательство.

- Это свойство – непосредственное следствие устойчивости системы.
- Асимптотическая нормальность $\hat{g}_n$ означает

$$\hat{g}_n = g(\theta) + n^{-\frac{1}{2}} Y_n,\ Y_n \xrightarrow[n\to+\infty]{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \mathcal{K}(\theta)).$$

Здесь $\mathcal{K}(\theta)$ – матрица ковариаций. Чтобы доказать утверждение, нам достаточно представить оценку в виде

$$\hat{\theta}_n = \theta + n^{-\frac{1}{2}} Z_n.$$

Где $Z_n \sim N(0, \_)$. По формуле Тейлора:

$$g\left(\theta + n^{-\frac{1}{2}} Z_n\right) = g(\theta) + g'(\theta) n^{-\frac{1}{2}} Z_n + \mathcal{O}\left(n^{-1}\right).$$

С другой стороны, поскольку $\hat{\theta}_n$ является решением соответствующей системы уравнений:

$$g(\hat{\theta}) = \hat{g}_n = g(\theta) + n^{-\frac{1}{2}} Y_n.$$

Приравнивая правые части последних двух уравнений, получаем

$$Z_n \approx (g'(\theta))^{-1} Y_n \xrightarrow[n\to+\infty]{P_{n,\theta}} Z \sim N(0, R(\theta)).$$

Где

$$R(\theta) = (g'(\theta))^{-1} \mathcal{K}(\theta) (g'(\theta)^{\top})^{-1}.$$

■

18 Метод максимального правдоподобия и его свойства.

Будем основывать метод на *принципе максимального правдоподобия*: в качестве оценки неизвестного параметра распределения выберем то значение, при котором вероятность наблюдаемых величин наиболее вероятна.
Будем считать, что выполнено одно из двух:

- Распределение генеральной совокупности абсолютно непрерывно, то есть существует непрерывная плотность, задающая это распределение:

$$f(x,\theta) \Longleftrightarrow P_\theta.$$

- Распределение дискретно. В таком случае будем обозначать

$$f(x,\theta) = P_\theta(X = x).$$

Определение. *Функцией правдоподобия* называется функция

$$L(\theta,X) = f(X,\theta).$$

Определение. *Логарифмической функцией правдоподобия* называется функция

$$l(\theta,X) = \ln L(\theta,X) = \ln f(X,\theta).$$

Замечание. При фиксированном $X \in \mathcal{X}$ функции правдоподобия – просто вещественные функции θ. Если же считать X случайной величиной, то и функции правдоподобия становятся случайными величинами.

Замечание. В модели независимой однородной выборки функции правдоподобия принимают вид:

$$L\big(\theta,X^{(n)}\big) = \prod_{i=1}^{n} f\big(X^{(n)},\theta\big),\ l\big(\theta,X^{(n)}\big) = \sum_{i=1}^{n} \ln f\big(X^{(n)},\theta\big).$$

Определение. *Оценкой максимального правдоподобия* называется значение

$$\theta^*(X) = \operatorname{argmax}_{\theta\in\Theta} L(\theta,X).$$

Определение. В случае, когда логарифмическая функция правдоподобия непрерывно дифференцируема, система уравнений

$$\frac{\partial l(\theta,X)}{\partial \theta_j} = 0$$

Называется *уравнениями максимального правдоподобия*. В этом случае $\theta^*(X)$ является одним из решений этой системы.

Определение. *Информацией Фишера* называется функция

$$I(\theta) = E_\theta(l'(\theta, X))^2.$$

Замечание. Информация Фишера – числовая характеристика распределения, и не является случайной величиной.

Определение. Оценка нызвается $\alpha(n)$-несмещенной, если

$$\alpha(n) b_{n,\theta}(\hat{g}_n) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.$$

Теорема 18.1. (Свойства оценки максимального правдоподобия)
Пусть справедливы условия:

- $\theta \in \Theta = \langle a, b \rangle \subseteq \mathbb{R}$, то есть изучаемый параметр одномерный.
- $\mathcal{X} = \mathbb{R}$.
- Почти везде существуют частные производные логарифмической функции правдоподобия порядка $k \leqslant 3$.
- Выполнены неравенства

  $$\left| \frac{\partial^k l(\theta, X)}{\partial \theta^k} \right| \leqslant G_k(x),\ 1 \leqslant k \leqslant 3.$$

  Причем G_k суммируемы и

  $$\sup_{\theta \in \Theta} \int\limits_{\mathbb{R}} G_3(x) f(x, \theta) \, \mathrm{d}x < +\infty.$$

- $\forall \theta > 0\ \exists I(\theta) > 0$.

Тогда соответстующая оценка максимального правдоподобия обладает свойствами:

- Состоятельность.
- $\sqrt{n}$-несмещенность.
- Асимптотическая нормальность с $\Delta^2(\theta) = \dfrac{1}{I(\theta)}$.

19 О сравнении качества оценок. Свойства функции правдоподобия (одномерный параметр). Неравенство Рао-Крамера и эффективные оценки.

Рассматриваются задачи оценки конечномерного параметра распределения P_θ, $\theta \in \Theta \subset R^m$, а также характеристик (функций) $g(\theta)$ по наблюдениям $X \in \mathcal{X}$.

19.1 О сравнении качества оценок

Сравниваем различные оценки с помощью функции риска.

Определение. Оценка $\hat{g}^1$ не хуже оценки $\hat{g}^2$, если $R(\hat{g}^1, \theta) \leqslant R(\hat{g}^2, \theta)$, для всех $\theta \in \Theta$. Обозначение: $\hat{g}^1 \succeq \hat{g}^2$.

Определение. Пусть $G = \{\hat{g}\}$ – некоторый класс оценок. Оценка $\hat{g}^*$ называется *эффективной* в классе G, если:

$$\hat{g}^* \succeq \hat{g}$$

для всех $\hat{g} \in G$.

В классе *всех* оценок не существует эффективной оценки. Для поиска эффективных оценок нужны ограничения на класс рассматриваемых оценок.
Отмеченные трудности вынуждают сравнивать не функции риска различных оценок, а какие-нибудь числовые величины от функций риска, которые характеризуют функцию риска.

19.1.1 Минимаксный подход

Здесь качество оценки характеризуется максимальным значением риска:

$$R_{\max}(\hat{g}) = \sup_{\theta \in \Theta} R(\hat{g}, \theta).$$

Определение. Оценка $\hat{g}$ называется *минимаксной*, если:

$$R_{\max}(\hat{g}) \leqslant R_{\max}(\tilde{g})$$

для любой оценки $\tilde{g}$.

Подход ориентирован на построение оценки с минимальным значением максимального риска.

19.1.2 Асимптотически минимаксные оценки

Определение. Оценка $\hat{g}_n$ называется *асимптотически минимаксной*, если:

$$\lim_{n \to +\infty} \left(\frac{R_{\max}(\hat{g}_n)}{R_{\max}(\tilde{g}_n)} \right) \leqslant 1$$

для любой оценки $\tilde{g}$.

Определение. Оценка $\hat{g}_n$ называется *локально асимптотически минимаксной* в точке $\theta_0 \in \Theta$, если для достаточно малых $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n\to+\infty}\left(\frac{\sup_{|\theta-\theta_0|\leqslant\varepsilon} R(\hat{g}_n,\theta)}{\sup_{|\theta-\theta_0|\leqslant\varepsilon} R(\tilde{g}_n,\theta)}\right)\leqslant 1$$

для любой оценки $\tilde{g}$.

19.2 Свойства функции правдоподобия (одномерный параметр)

TODO

19.3 Неравенство Рао-Крамера и эффективные оценки

Пусть $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X)$ – несмещенная оценка одномерного параметра, выполнены условия регулярности и $I(\theta) > 0$ для всех $\theta \in \Theta$.

Теорема 19.1. (Неравенство Рао-Крамера)
Для любого $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$

$$D_\theta(\hat{\theta}) \geqslant \frac{1}{I(\theta)}.$$

Доказательство.

- Будем считать, что наблюдения X имеют непрерывное распределение. Запишем условие несмещенности:

$$\int\limits_{\mathbb{X}} \hat{\theta}(x) f(x,\theta)\,\mathrm{d}x = \theta$$

- Продифференцируем это равенство:

$$\int\limits_{\mathbb{X}} \hat{\theta}(x) l^{'}(\theta,x) f(x,\theta)\,\mathrm{d}x = 1$$

- Умножая 19.2.3 на θ и вычитая из п.2:

$$\int\limits_{\mathbb{X}} (\hat{\theta}(x)-\theta) l^{'}(\theta,x) f(x,\theta)\,\mathrm{d}x = 1$$

- Рассмотрим функции:

$$g_1(x) = (\hat{\theta}(x)-\theta)(f(x,\theta))^{\frac{1}{2}},\ g_2(x) = l^{'}(x,\theta)(f(x,\theta))^{\frac{1}{2}}$$

- Возведем в квадрат п.3 и воспользуемся интегральным неравенством Коши-Буняковского для функций п.4:

$$1 \leqslant \int\limits_{\mathbb{X}} (\hat{\theta}(x)-\theta)^2 f(x,\theta)\,\mathrm{d}x \int\limits_{\mathbb{X}} (l^{'}(\theta,x))^2 f(x,\theta)\,\mathrm{d}x = D_\theta(\hat{\theta}) I(\theta).$$

■

Неравенство Рао-Крамера дает нижнюю границу для дисперсии и квадратичного риска несмещенных оценок.

Определение. Оценка, на которой достигается нижняя граница Рао-Крамера, называется *эффективной*.

Замечание. Неравенство Рао-Крамера справедливо и для смещенных оценок (со смещением $b_\theta^{'}(\hat{\theta})$) в форме:

$$D_\theta(\hat{\theta}) \geqslant \frac{(1 + b_\theta^{'}(\hat{\theta}))^2}{I(\theta)}.$$

20 Наиболее мощные тесты, лемма Неймана – Пирсона для проверки простой гипотезы против простой альтернативы. Равномерно наиболее мощные тесты.

Проверка простой гипотезы $H_0 : \theta = \theta_0$ против простой альтернативы $H_1 : \theta = \theta_1$ по независимой выборке $X_1, ..., X_n$ из генеральной совокупности X.

20.1 Подход Неймана-Пирсона

Пусть $\alpha \in (0,1)$, α (мало) - допустимый уровень значимости критерия Рассмотрим множесто критериев:

$$\Phi_\alpha = \{\psi : \alpha(\psi, \theta_0) \leqslant \alpha\},$$

Определение ψ^*_α называется наиболее мощным критерием (НМК) уровня значимости α, если

1. $\psi^*_\alpha \in \Phi_\alpha$
2. $\gamma(\psi^*_\alpha, \theta_1) \geqslant \gamma(\psi, \theta_1)\ \forall \psi \in \Phi_\alpha$, где $\gamma(\psi^*_\alpha, \theta_1) = 1 - \beta(\psi^*_\alpha, \theta_1)$ - мощность критерия ($\beta(\psi^*_\alpha, \theta_1)$ - ошибка второго рода - вероятность принять H_0, когда верна альтернатива H_1)

20.2 Лемма Неймана-Пирсона

Пусть $L(x) = \frac{f_x(x,\theta_1)}{f_x(x,\theta_0)}$ - отклонение правдоподобия ($f_x(x,\theta_1)$ - плотность или вероятность соответствующих значений). $\alpha \in (0,1)$, α (мало), фиксированно; обозначим $\gamma = 1-\alpha$ и $\exists T_\gamma : P_{\theta_0}(L(x) < T_\gamma) = \gamma$ (Функция распределения статистики $L(x)$), тогда НМК имеет вид:

$$\psi^*_\alpha = \begin{cases} 1, L(x) \geqslant T_\gamma \\ 0, L(x) < T_\gamma \end{cases},$$

при этом $\alpha(\psi^*_\alpha, \theta_0) = P_{\theta_0}(L(x) \geqslant T_\gamma) = 1 - P_{\theta_0}(L(x) < T_\gamma) = 1 - \gamma = \alpha$
$P_{\theta_0}(L(x) \geqslant T_\gamma)$ - вероятность отвергнуть H_0, когда она верна, то есть мы принимаем H_0, если $f_x(x,\theta_0) > \frac{1}{T_\gamma} f_x(x,\theta_1)$

20.3 Равномерно наиболее мощные тесты

$H_0 : \theta = \theta_0$; $H_1 : \theta \in \Theta_1$
Определение ψ^*_α - РНМК, если

1. $\psi^*_\alpha \in \Phi_\alpha$
2. $\gamma(\psi^*_\alpha, \theta_1) \geqslant \gamma(\psi, \theta_1)\ \forall \theta_1 \in \Theta_1$ и $\psi \in \Phi_\alpha$

Асимптотический подход:

$$\Phi_\alpha^{(A)} = \{\psi_{n,\alpha} : \alpha(\psi_{n,\alpha}, \theta) \leqslant \alpha + \delta_{n,0},\ \delta_{n,0} \xrightarrow[n\to\infty]{} 0\}$$

Определение $\psi^*_{n,\alpha}$ - АРМНК, если

1. $\psi^*_{n,\alpha} \in \Phi_\alpha^{(A)}$
2. $\gamma(\psi^*_{n,\alpha}, \theta_1) \geqslant \gamma(\psi_n, \theta_1) + \delta_{n,1}\ \forall \{\psi_n\} \in \Phi_\alpha^{(A)},\ \theta_1 \in \Theta_1,\ \delta_{n,1} \xrightarrow[n\to\infty]{} 0$

21 Примеры построения наиболее мощных и равномерно наиболее мощных тестов.

21.1 Пример 1

Имеется выборка $X_1, ..., X_n$ из нормального распределения со средним 0 и дисперсией σ^2, $\sigma > 0$. Построим наиболее мощный критерий размера ε для проверки гипотезы $H_1 = \sigma = \sigma_1$ против альтернативы $H_2 = \sigma = \sigma_2$, где $\sigma_1 < \sigma_2$.
Отношение правдоподобия имеет абсолютно непрерывное распределение при любой из гипотез, поэтому критерий отношения правдоподобия будет нерандомизированным. Его критическая область $\delta(X) = H_2$ определяется неравенством:

$$T(X) = \frac{\sigma_1^n}{\sigma_2^n} \exp\left(\frac{1}{2}\left(\frac{1}{\sigma_1^2} - \frac{1}{\sigma_2^2}\right)\sum_{i=1}^n X_i^2\right),$$

что эквивалентно неравенству $\overline{X^2} \geqslant c_1$. Найдем c_1, при котором размер критерия равен ε:

$$\alpha_1(\delta) = P_{H_1}(\overline{X^2} \geqslant c_1) = P_{H_1}\left(\frac{n\overline{X^2}}{\sigma_1^2} \geqslant \frac{nc_1}{\sigma_1^2}\right) = 1 - H_n\left(\frac{nc_1}{\sigma_1^2}\right) = \varepsilon.$$

Отсюда $n\frac{c_1}{\sigma_1^2} = h_{1-\varepsilon}$ – квантиль χ^2-распределения с n степенями свободы уровня $1-\varepsilon$. Тогда $c_1 = \frac{h_{1-\varepsilon}\sigma_1^2}{n}$ и НМК размера ε имеет вид $\delta(X) = H_2$ при:

$$\overline{X^2} > \frac{h_{1-\varepsilon}\sigma_1^2}{n}.$$

22 Доверительное оценивание и проверка гипотез на основе оценок максимального правдоподобия.

22.1 Доверительное оценивание

Напомним утверждение, сформулированное ранее.

Теорема 22.1. *При достаточно общих условиях* оценка максимального правдоподобия одномерного параметра обладает свойством асимптотической нормальности с $\Delta^2(\theta) = \frac{1}{I(\theta)}$.

Обладая этой информацией, нетрудно построить доверительный интервал на основе оценки $\hat{g}$, полученной методом максимального правдоподобия. Действительно, мы только что сформулировали тот факт, что

$$\sqrt{n} \cdot (\hat{g} - g(\theta)) = Y_n \xrightarrow[n\to+\infty]{P_{n,\theta}} Y \sim N(0, \Delta^2(\theta)).$$

Откуда вытекает

$$P_{n,\theta}(|Y_n/\Delta(\theta)| \leqslant t_\gamma) \to \gamma.$$

Здесь $t_\gamma:\ P_{N(0,1)}(|\xi| < t_\gamma) = \gamma,\ \xi \sim N(0,1)$. Чтобы в явном виде получить доверительный интервал, раскроем определение Y_n и подставим значние $\Delta(\theta)$:

$$P_{n,\theta}\Big(\Big|\sqrt{n} \cdot (\hat{g} - g(\theta)) \cdot \sqrt{I(\theta)}\Big| \leqslant t_\gamma\Big) \to \gamma$$
$$\Longleftrightarrow P_{n,\theta}(\hat{g} - \delta \leqslant g(\theta) \leqslant \hat{g} + \delta) \to \gamma,\ \delta = \frac{t_\gamma}{\sqrt{nI(\theta)}}.$$

22.2 Проверка гипотез

Пусть сформулирована гипотеза $H_0 \equiv \theta = \theta_0$ и альтернатива $H_1 \equiv \theta = \theta_1 > \theta_0$ (Такая альтернатива называется *правосторонней*). Пусть также имеется оценка $\hat{\theta}$, полученная методом максимального правдоподобия. Рассмотрим тест:

$$\psi^*_{n,\alpha} = \begin{cases} 1, & \sqrt{nI(\theta)} \cdot (\hat{\theta} - \theta_0) \geqslant c_{1-\alpha} \\ 0, & \sqrt{nI(\theta)} \cdot (\hat{\theta} - \theta_0) < c_{1-\alpha} \end{cases}.$$

Здесь $c_\gamma:\ P(\xi < c_\gamma) = \gamma,\ \xi \sim N(0,1)$.

Теорема 22.2. $\psi^*_{n,\alpha}$ является состоятельным тестом асимптотического уровня значимости α.

Доказательство.

- Вычислим уровень значимости критерия:

  $$\alpha(\psi^*_{n,\alpha}) = P_{n,\theta_0}\Big(\sqrt{nI(\theta)} \cdot (\hat{\theta} - \theta_0) \geqslant c_{1-\alpha}\Big) = 1 - P_{n,\theta_0}\Big(\sqrt{nI(\theta)} \cdot (\hat{\theta} - \theta_0) < c_{1-\alpha}\Big) \to \alpha.$$

  Последнее верно по свойству асимптотической нормальности оценки.

- Проверим состоятельность теста:

$$\begin{aligned}\beta(\psi^*_{n,\alpha}) &= P_{n,\theta_1}\Big(\sqrt{nI(\theta)}\cdot(\hat{\theta}-\theta_0) < c_{1-\alpha}\Big)\\ &= P_{n,\theta_1}\left(\sqrt{nI(\theta)}\cdot(\hat{\theta}-\theta_1) < \underbrace{\sqrt{nI(\theta)}\cdot(\theta_0-\theta_1)}_{\to-\infty} + c_\gamma\right) \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.\end{aligned}$$

■

23 Общая линейная модель или задачи регрессии

В приложениях часто возникают задачи о наблюдениях, зависящих от изменяющихся параметров эксперимента. Пусть проводится n экспериментов с m изменяющимися параметрами, причем в i-м из них набор параметров выглядит следующим образом:

$$x_i = \begin{pmatrix} x_{i,1} & x_{i,2} & \dots & x_{i,m} \end{pmatrix}.$$

Тогда всем экспериментам сразу соответствует матрица

$$X = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} & \dots & x_{1,m} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & \dots & x_{2,m} \\ \vdots & & & \\ x_{n,1} & x_{n,2} & \dots & x_{n,m} \end{pmatrix}.$$

Эта матрица не является набором случайных чисел.

Определение. *Задачи регрессии* или *общие линейные модели* соответствуют предположению, что наблюдаемые в i-м эксперименте данные y_i зависят от параметров линейно с точностью до нормально распределенной с нулевым матожиданием ошибки $\xi_i \sim N(0, \sigma^2)$, причем ξ_i независимы:

$$y_i = \sum_{k=1}^{m} \theta_k x_{i,k} + \xi_i.$$

Или в матричном виде сразу для всех n экспериментов:

$$Y = X\theta + \xi.$$

В рамках задачи регрессии требуется по данным X, Y восстановить набор коэффициентов $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$.

Определение. В рамках текущей задачи X называется *регрессором*, а Y – *откликом*.

Определение. Можно поставить задачу линейной регрессии по-другому. Пусть имеется m функций $\varphi_k \colon \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ и одномерный параметр z_i. Тогда нужно восстановить зависимость такого вида:

$$y_i = \sum_{k=1}^{m} \theta_k \varphi_k(z_i) + \xi_i.$$

Построим решение задачи линейной регрессии со следующими дополнительными условиями:

- $Y_i \sim N(m_i, \sigma^2)$.
- Набор параметров X подобран таким образом, чтобы его столбцы были линейно независимы.

Для оценивания коэффициентов θ_i применим метод максимального правдоподобия. Вычислим функцию правдоподобия:

$$L(Y) = \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^n \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - m_i)^2\right),\ m_i = \sum_{k=1}^{m}\theta_k x_{i,k}.$$

Тогда логарифмическая функция правдоподобия имеет вид

$$l(Y) = \ln L(Y) = C - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \sum_{k=1}^{m}\theta_k x_{i,k}\right)^2.$$

Для минимизации функции правдоподобия осталось найти наименее удаленную от Y точку в пространстве $\mathcal{L}$, натянутом на $x_1, \ldots, x_m$. Обозначим искомую точку за $\beta = X\theta^*$. Тогда необходимым условием минимума является:

$$Y - \beta \perp \mathcal{L}.$$

Это условие эквивалентно системе

$$\forall k\ Y - \beta \perp x_k.$$

Раскрываем ортогональность:

$$\forall k\ \langle Y - \beta, x_k\rangle = 0.$$

И переписываем в матричном виде:

$$X^\top \cdot (Y - X\theta^*) = 0.$$

Выражаем θ^*:

$$\theta^* = (X^\top X)^{-1} \cdot X^\top Y.$$

Матрица $X^\top X$ положительно определена в случае линейной независимости x_l, поэтому решение существует и единственно.

24 Простейшие случайные процессы. Общие определения. Примеры. Моменты.

Определение. *Случайным процессом* называется семейство случайных величин, заданных на одном вероятностном пространстве, параметризованное $t \in T$:

$$\mathcal{P} = \{\, \xi_t(\omega) \mid t \in T \,\}.$$

Пример.

- Последовательность независимых случайных величин есть случайный процесс с $T = \mathbb{N}$. Процессы, в которых $T \subseteq \mathbb{Z}$, называются *дискретными*.
- Эмпирическая функция распределения – случайный процесс с $T = \mathbb{R}$.
- Случайная величина – частный случай случайного процесса с $T = \{\, 1 \,\}$.

Определение. При заданном $\omega_0 \in \Omega$ *траекторией* называется функция

$$\xi(t) = \xi_t(\omega_0).$$

Определение. При заданном $t_0 \in T$ *сечением* называется случайная величина

$$\xi(\omega) = \xi_{t_0}(\omega).$$

Пример.

- Пусть $X \sim U(-1, 1)$, тогда рассмотрим процесс

  $$Y(t, \omega) = X(\omega)e^{-t}.$$

  В ситуации, когда случайная величина входит в качестве параметра, процесс называется *простейшим*, или *элементарным*. Траектории устроены следующим образом:

  $$\xi(t) = ae^{-t},\ a = X(\omega_0).$$

  Сечение выглядят так:

  $$\xi(\omega) = X(\omega)a,\ a = e^{-t_0}.$$

- Пусть $X \sim N(a, \sigma^2)$, $Y(t, \omega) = X(\omega)e^{-t}$. Найдем моменты сечений:
  - $E_Y(t) = E(Xe^{-t}) = e^{-t} \cdot a$.
  - $D_Y(t) = D(Xe^{-t}) = e^{-2t} \cdot \sigma^2$.
  - $\mathring{Y}(t) = Y(t) - E_Y(t) = (X - a)e^{-t} = \mathring{X}e^{-t}$.
  - $K_Y(t, t') = E(\mathring{Y}(t) \cdot \mathring{Y}(t')) = e^{-t-t'} \cdot E(\mathring{X}^2) = e^{-t-t'} \cdot \sigma^2$. Эта функция называется *корреляционной функцией случайного процесса* $Y(t)$.
  - $r_Y(t, t') = \frac{\sigma^2 e^{-t-t'}}{\sigma_Y(t) \cdot \sigma_Y(t')} = \frac{\sigma^2 e^{-t-t'}}{\sigma e^{-t} \sigma e^{-t'}} = 1$. В данном случае получается, что зависимость между сечениями имеет линейный вид.

Найдем распределение сечения. $Y(t_0,\omega)=Xe^{-t_0}$ – нормальная случайная величина:

$$Y(t_0,\omega)\sim N(ae^{-t_0},\sigma^2e^{-2t_0}).$$

С соответствующим распределением:

$$f_{Y,t_0}(y)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma e^{-t_0}}\left(\exp-\frac{1}{2}\left(\frac{y-ae^{-t_0}}{\sigma e^{-t_0}}\right)^2\right).$$

25 Цепи Маркова. Марковская зависимость. Переходные вероятности. Предельные вероятности. Схемы блужданий.

25.1 Марковская зависимость

Пусть G – эксперимент с конечным числом исходов E_i. Будем неограниченно повторять эксперимент G. Рассмотрим связанную с этим процессом последовательность случайных величин $X_i,\ i \in \mathbb{N}_0$. Будем для краткости обозначать $E_i = i$ там, где это удобно.

Определение. Последовательность случайных величин X_i образует *цепь Маркова*, если выполнено

$$P(X_l = j \mid X_0 = k_0, \ldots, X_{l-1} = i) = P(X_l = j \mid X_{l-1} = i) \overset{def}{=} p_{i,j}^{(l)}.$$

Определение. *Начальное состояние* цепи Маркова задается распределением X_0:

$$P(X_0 = i) = p_i(0).$$

Замечание. Отличие марковской цепи от других дискретных процессов состоит в том, что результат очередного эксперимента зависит исключительно от результата предыдущего эксперимента.

Определение. Вероятности перейти из одного состояния в другое за один шаг можно представить в виде *матрицы переходов*

$$P = \begin{pmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} & \cdots & p_{1,n} \\ p_{2,1} & p_{2,2} & \cdots & p_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n,1} & p_{n,2} & \cdots & p_{n,n} \end{pmatrix}.$$

Замечание. Отметим пару очевидных свойств матрицы переходов:

- $p_{i,j} \geqslant 0$.
- $\forall i\ \sum_{j=1}^{n} p_{i,j} = 1$.

Определение. Матрица, удовлетворяющая вышеперечисленным свойствам, называется *стохастической*.

Замечание. Понятно, что любая матрица переходов является стохастической. Кроме того, любая стохастичекая матрица является матрицей переходов соответствующей марковской цепи.

Определение. Обозначим $p_{i,j}(k)$ – вероятность перехода из состояния i в состояние j за k шагов:

$$p_{i,j}(k) = P(X_{k+l} = j \mid X_l = i) = P(X_k = j \mid X_0 = i).$$

Матрицу из таких вероятностей обозначим P_k.

Теорема 25.1. $P_k = P^k$.

Доказательство. По формуле полной вероятности при $k > 1$ имеем

$$p_{i,j}(k+1) = \sum_{l=1}^{n} P(X_k = l \mid X_0 = i) p_{l,j} = \sum_{l=1}^{n} p_{i,l}(k) p_{l,j}.$$

В матричном виде

$$P_{k+1} = P_k \cdot P.$$

Откуда по индукции с базой $P_1 = P$ получаем требуемое. ∎

Замечание. Если задано начальное распределение $p_i(0) = P(X_0 = i)$, то аналогичным образом можно получить распределение вероятностей для произвольного момента t:

$$p_i(t) = P(X_t = i) = \sum_{l=1}^{n} p_l(0) p_{l,i}(t).$$

25.2 Предельные вероятности

Определение. Цепь Маркова, для которой для всех j существует предел

$$p_j = \lim_{t \to +\infty} p_{i,j}(t).$$

называется *эргодической*.

Теорема 25.2. Если цепь Маркова является эргодической, то система уравнений

$$x_j = \sum_{l=1}^{n} x_l p_{l,j}, \quad \sum_{l=1}^{n} x_l = 1$$

имеет единственное решение

$$x_j = p_j = \lim_{t \to +\infty} p_{i,j}(t).$$

Доказательство.

- Покажем, что $x_j = p_j$ действительно решение системы. Для этого выпишем равенства из доказательства теоремы $P_k = P^k$:

  $$p_{i,j}(k+1) = \sum_{l=1}^{n} p_{i,l}(k) p_{l,j}.$$

  И перейдем в нём к предельному переходу при $k \to +\infty$:

  $$p_j = \sum_{l=1}^{n} p_l p_{l,j}.$$

  Для проверки последнего уравнения системы перейдем к пределу при $k \to +\infty$ в уравнении

  $$\sum_{j=1}^{n} p_{i,j}(k) = 1.$$

- Проверим теперь, что это решение единственное, то есть если x_l – решение системы, то $x_l = p_l$. Используя индукцию и первые уравнения системы легко показать, что
$$\forall m \in \mathbb{N}\ x_j = \sum_{k=1}^{n} x_k p_{k,j}(m).$$
Действительно, при $m = 1$ имеем $p_{l,j}(1) = p_{l,j}$. Предположим, что утверждение справедливо при $m = l$, подставим вместо x_k выражение из первого уравнения системы имеем
$$x_j = \sum_{k=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} x_i p_{i,k} p_{k,j}(l) = \sum_{i=1}^{n} x_i p_{i,j}(l+1).$$
Осталось перейти к пределу при $m \to +\infty$:
$$x_j = \sum_{k=1}^{n} x_k p_j = p_j \cdot \sum_{k=1}^{n} x_k = p_j \cdot 1 = p_j.$$

■

Теорема 25.3. Если все элементы матрицы P строго положительны, то соответствующая цепь маркова является эргодической.

Доказательство. Обозначим
$$M_j(t) = \max_{1 \leqslant i \leqslant n} p_{i,j}(t), \quad m_j(t) = \min_{1 \leqslant i \leqslant n} p_{i,j}(t).$$
Выполнено:
$$p_{i,j}(t+1) = \sum_{k=1}^{n} p_{i,k} p_{k,j}(t), \quad m_j(t) \leqslant p_{k,j}(t) \leqslant M_j(t).$$
Следовательно, для любого i имеем:
$$m_j(t) = m_j(t) \sum_{k=1}^{n} p_{i,j} \leqslant p_{i,j}(t+1) \leqslant M_j(t) \sum_{k=1}^{n} p_{i,j} = M_j(t).$$
Обозначим за k, l индексы, при которых для фиксированного j достигается $M_j(t+1)$ и $m_j(t+1)$ соответственно:
$$p_{k,j}(t+1) = M_j(t+1), \quad p_{l,j}(t+1) = m_j(t+1).$$
Пользуясь предыдущим неравенством, получаем:
$$m_j(t) \leqslant m_j(t+1) \leqslant M_j(t+1) \leqslant M_j(t).$$
Поскольку последовательности $m_j(t)$ и $M_j(t)$ ограничены и монотонны, существуют пределы:
$$\lim_{t \to +\infty} M_j(t) = M_j, \quad \lim_{t \to +\infty} m_j(t) = m_j.$$

Для доказательства теоремы осталось показать, что

$$\lim_{t\to+\infty} M_j(t) - m_j(t) = 0.$$

Действительно, тогда $p_{i,j}(t)$ окажется зажатой между двумя последовательностями, сходящимися к одному числу, то есть будет иметь предел. Имеем

$$\begin{aligned} M_j(t+1) - m_j(t+1) = p_{k,j}(t+1) - p_{l,j}(t+1) &= \sum_{m=1}^{n} p_{k,m}p_{m,j}(t) - \sum_{m=1}^{n} p_{l,m}p_{m,j}(t) \\ &= \sum_{m=1}^{n}(p_{k,m} - p_{l,m})p_{m,j}(t) \\ &= \sum_{m=1}^{n}{}^{+}(p_{k,m} - p_{l,m})p_{m,j}(t) + \sum_{m=1}^{n}{}^{-}(p_{k,m} - p_{l,m})p_{m,j}(t). \end{aligned}$$

$\sum^{+}$ – сумма положительных слагаемых, $\sum^{-}$ – сумма отрицательных. Верно неравенство

$$m_j(t) \leqslant p_{m,j}(t) \leqslant M_j(t).$$

Поэтому:

$$M_j(t+1) - m_j(t+1) \leqslant M_j(t)\sum_{m=1}^{n}{}^{+}(p_{k,m} - p_{l,m}) + m_j(t)\sum_{m=1}^{n}{}^{-}(p_{k,m} - p_{l,m}).$$

Поскольку

$$0 = 1 - 1 = \sum_{m=1}^{n}(p_{k,m} - p_{l,m}) = \sum_{m=1}^{n}{}^{+}(p_{k,m} - p_{l,m}) + \sum_{m=1}^{n}{}^{-}(p_{k,m} - p_{l,m}), \quad \min p_{i,j} > 0$$

имеем

$$d_{l,k} = \sum_{m=1}^{n}{}^{+}(p_{k,m} - p_{l,m}) = \sum_{m=1}^{n}{}^{-}(p_{k,m} - p_{l,m}) = d < 1.$$

Тогда получаем

$$M_j(t+1) - m_j(t+1) = d \cdot (M_j(t) - m_j(t)).$$

Отсюда имеем

$$M_j(t) - m_j(t) \leqslant d^t \xrightarrow[n\to+\infty]{} 0.$$

■

Следствие 25.4. Пусть при некотором N все элементы матрицы P^N строго положительны. Тогда соответствующая цепь Маркова является эргодической.

Доказательство. Рассмотрим марковскую цепь с $Q = P^N$. Тогда по предыдущей теореме верно

$$\exists \lim_{t\to+\infty} q_{i,j}(t) = \lim_{t\to+\infty} p_{i,j}(Nt) = p_j.$$

Вычислим требуемый предел:

$$\lim_{t\to+\infty} p_{i,j}(t) = \lim_{t\to+\infty} p_{i,j}(k+Nt) = \lim_{t\to+\infty}\left(\sum_{l=1}^{n} p_{i,l}(k)p_{l,j}(Nt)\right) = p_j \cdot \sum_{l=1}^{n} p_{i,l}(k) = p_j.$$

■

25.3 Схемы блужданий

25.3.1 Блуждание по отрезку с поглощением на концах

Пусть частица двигается по целым точкам отрезка $[0, N]$ по одной точке за раз. Состояние $X(t)$ определяется текущей координатой частицы. Рассмотрим следующее правило изменения состояний: если текущая точка – крайняя точка отрезка, то с вероятностью 1 частица в ней и останется. Иначе с вероятностью p частица двигается на 1 ячейку вправо, и с вероятностью $q = 1 - p$ – влево. Этот процесс – марковский, со следующей матрицей переходов:

$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ q & 0 & p & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q & 0 & p & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & q & 0 & p & 0 \\ 0 & \dots & 0 & q & 0 & p \\ 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Найдем $p_{x,0}(t)$ и $p_{x,N}(t)$ – вероятности поглощения за время t при условии, что $X(0) = x$. Имеем

$$\begin{aligned} p_{x,0}(t) = P(X(t+1) = 0 \mid X(0) = x) &= P(X(t+1) = 0 \mid X(1) = x+1)P(X(1) = x+1 \mid X(0) = x) \\ &+ P(X(t+1) = 0 \mid X(1) = x-1)P(X(1) = x-1 \mid X(0) = x) \\ &= p p_{x+1,0}(t) + q p_{x-1,0}(t). \end{aligned}$$

$p_{y,0}$ ограничена и возрастает при $t \to +\infty$, поэтому существует предел

$$\lim_{t \to +\infty} p_{y,0}(t) = p_{y,0}(\infty).$$

Совершая такой же предельный переход в предыдущем равенстве, получаем

$$p_{x,0}(\infty) = p p_{x+1,0}(\infty) + q p_{x-1,0}(\infty).$$

Кроме того,

$$p_{0,0} = p_{0,0}(\infty) = 1, \quad p_{N,0} = p_{N,0}(\infty) = 0.$$

Полученное уравнение является уравнением в конечных разностях второго порядка. При $q \neq p$ его решение имеет вид

$$p_{x,0}(\infty) = \frac{\left(\frac{q}{p}\right)^x - \left(\frac{q}{p}\right)^N}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N}, \quad p_{x,N}(\infty) = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^x}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^N}.$$

При $q = p = \frac{1}{2}$ решение имеет вид

$$p_{x,0}(\infty) = 1 - \frac{x}{N}, \quad p_{x,N}(\infty) = \frac{x}{N}.$$

25.3.2 Блуждание по отрезку с отражением на концах

Изменим поведение частицы на концах. Пусть она не поглощается, а отражается с определенной вероятностью. Тогда матрица переходов этого процесса устроена следующим образом:

$$P = \begin{pmatrix} q & p & 0 & 0 & \dots & 0 \\ q & 0 & p & 0 & \dots & 0 \\ 0 & q & 0 & p & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & q & 0 & p & 0 \\ 0 & \dots & 0 & q & 0 & p \\ 0 & \dots & 0 & 0 & q & p \end{pmatrix}.$$

Утверждение 25.5. При $p \in (0,1)$ $\exists N:$ P^N – эргодическая матрица.

Доказательство. Пусть $i < j$, $i + j < N$. Рассмторим траекторию ω:

$$\underbrace{i \to (i-1) \to \dots \to 1}_{i \text{ шагов}} \to \underbrace{0 \to \dots \to 0}_{N-(i+j) \text{ шагов}} \to \underbrace{1 \to 2 \to \dots \to j}_{j \text{ шагов}}.$$

Вычислим вероятность такой траектории:

$$p_{i,j}(\omega) = p^i q^{N-i-j} p^j > 0.$$

Кроме того, очевидно, что $p_{i,j}(N) > p_{i,j}(\omega) > 0$. Аналогично можно показать, что $p_{i,j}(N) > 0$ и в случае $i \geqslant j$. ■

Получается, что построенная цепь является эргодической. Раз так, существуют пределы

$$p_j = \lim_{t \to +\infty} p_{i,j}(t),$$

которые можно определить из системы уравнений

$$p_j = \sum_{i=0}^{N} p_i p_{i,j}, \quad \sum_{j=0}^{N} p_j = 1.$$

Решая эту систему методом индукции в нашем случае, получаем

$$p_1 = \frac{p}{q} p_0, \quad p_2 = \frac{p^2}{q^2} p_0, \quad \dots.$$

p_0 определим из условия нормировки:

$$1 = \sum_{i=0}^{N} p_i = p_0 \sum_{i=0}^{N} \frac{p^i}{q^i} \Longrightarrow p_0 = \frac{1}{\sum_{i=0}^{N} \frac{p^i}{q^i}} = \frac{\frac{p}{q} - 1}{\left(\frac{p}{q}\right)^{N+1} - 1}.$$

Устремляя $N \to +\infty$, получим результат для счётных марковских цепей.

$$p_k = \frac{p^k}{q^k} \left(1 - \frac{p}{q}\right).$$