

# Содержание

<b>1</b>	<b>Асимптотические оптимальные оценки</b>	<b>2</b>
1.1	Лемма Слуцкого . . . . .	2
1.2	Теорема Бахадура . . . . .	4
<b>2</b>	<b>Проверка статистических гипотез</b>	<b>11</b>
2.1	Лемма Неймана-Пирсона . . . . .	12
2.2	Критерий Фишера ( $F$ -критерий) в Гауссовской линейной регрессии . . . . .	15
2.3	Критерий согласия Хи-квадрат Пирсона. Проверка простой гипотезы в схеме Бернулли. . . . .	21
2.4	Теорема Пирсона . . . . .	21
2.5	Теорема Фишера . . . . .	24
<b>3</b>	<b>Введение в робастное оценивание</b>	<b>26</b>
<b>4</b>	<b>Статистический анализ авторегрессионных моделей.</b>	<b>32</b>
4.1	Метод максимального правдоподобия и метод наименьших квадратов в авторегрессии. . . . .	32
4.2	Об оценке наименьших квадратов в авторегрессии . . . . .	38

# 1 Асимптотические оптимальные оценки

Пусть сл. векторы  $\xi_n, \xi \in \mathbb{R}^K$ , и определены на  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . Пусть функция распределения  $\xi_n$  есть  $F_n(x)$ , хар. ф-ция есть  $\phi_n(t)$ , а распределение есть  $Q_n$ . Для вектора  $\xi$  функцию распределения, хар. ф-цию и распределение обозначим  $F(x)$ ,  $\phi(t)$ ,  $Q$  соответственно.

**Опр. 1.** Функция распределения  $F_n(x)$  сходится к  $F(x)$  при  $n \rightarrow \infty$  в основном (пишем  $F_n(x) \Rightarrow F$ ), если  $F_n(x) \rightarrow F(x) \forall x \in C(F)$

**Опр. 2.** Распределение  $Q_n$  сходится к распределению  $Q$  слабо (пишем  $Q_n \xrightarrow{w} Q$ ), если  $\forall$  непрерывной и ограниченной  $g : \mathbb{R}^K \rightarrow \mathbb{R}^1$

$$\int_{\mathbb{R}^K} g(x) Q_n(dx) \rightarrow \int_{\mathbb{R}^K} g(x) Q(dx)$$

или, эквивалентно,  $Eg(\xi_n) \rightarrow Eg(\xi)$ .

## Теорема 1.

Следующие условия эквивалентны:

1.  $F_n(x) \Rightarrow F$
2.  $Q_n \xrightarrow{w} Q$
3.  $\phi_n(t) \rightarrow \phi \forall t \in \mathbb{R}^K$

Если выполнено любое из условий 1 – 3, будем писать  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$  и говорить, что  $\xi_n$  сходится к  $\xi$  по распределению.

## Теорема 2 (О наследовании сходимости).

Пусть сл. векторы  $\xi_n, \xi \in \mathbb{R}^K$ ,  $H : \mathbb{R}^K \rightarrow \mathbb{R}^1$  непрерывная. Тогда:

1. Если  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ , то  $H(\xi_n) \xrightarrow{d} H(\xi)$
2. Если  $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$ , то  $H(\xi_n) \xrightarrow{P} H(\xi)$

## 1.1 Лемма Слуцкого

Пусть  $\xi_n, \xi, \eta_n, a \in \mathbb{R}^1$ ,  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ , а  $\eta_n \xrightarrow{P} a$ . Тогда:

1.  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow{d} \xi + a$
2.  $\xi_n \eta_n \xrightarrow{d} a\xi$

*Доказательство.* Достаточно показать, что вектор

$$(\xi_n, \eta_n)^T \xrightarrow{d} (\xi, a)^T \quad (1)$$

Действительно, если (1) верно, то при  $H(x, y) = x + y$  в силу Теоремы 2 получаем пункт (1) леммы, а при  $H(x, y) = xy$  - пункт (2).

Для доказательства (1), проверим, что хар. ф-ция вектора  $(\xi_n, \eta_n)^T$  сходится к хар. функции вектора  $(\xi, \eta)^T$ . Имеем:

$$|Ee^{it\xi_n + is\eta_n} - Ee^{it\xi + isa}| \leq |Ee^{it\xi_n + is\eta_n} - Ee^{it\xi_n + isa}| + |Ee^{it\xi_n + isa} - Ee^{it\xi + isa}| = \alpha_n + \beta_n$$

$$\alpha_n \leq E|e^{it\xi_n}(e^{it\eta_n + isa})| = E|e^{it\eta_n + isa}| = Eg(\eta_n), \quad g(x) \stackrel{\text{def}}{=} |e^{isx} - e^{isa}|$$

Ф-ция  $g(x)$  непрерывна и ограничена, а т.к.  $\eta_n \xrightarrow{d} a$ , то в силу Теоремы 2  $Eg(\eta_n) \rightarrow Eg(a) = 0$ . Итак,  $\alpha \rightarrow 0$ .

$$\beta_n = |Ee^{isa}(e^{it\xi_n} - e^{it\xi})| = |e^{isa}E(e^{it\xi_n} - e^{it\xi})| = |E(e^{it\xi_n} - e^{it\xi})| \rightarrow 0$$

т.к.  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$  и  $\phi_n(t) \rightarrow \phi(t)$ . □

Пусть наблюдение  $X \sim P_\theta$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^K$ , а  $\hat{\theta}_n$  - оценка  $\theta$

**Опр. 3.** Если  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma(\theta)) \quad \forall \theta \in \Theta$  и ковариационная матрица  $0 < \Sigma(\theta) < \infty$ , то  $\hat{\theta}_n$  называется асимптотической нормальной оценкой.

**Опр. 4.** Если  $\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta \quad \forall \theta \in \Theta$ , то  $\hat{\theta}_n$  называется состоятельной оценкой.

**Замечание 1.** Дальше  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^1$ , то есть  $\theta$  и  $\hat{\theta}_n$  - скаляры.

Если  $\hat{\theta}_n$  - состоятельная оценка  $\theta$ , то при больших  $n$  и  $\hat{\theta}_n \approx \theta$  с вероятностью, близкой к единице.

Если  $\hat{\theta}_n$  - асимптотическая нормальная оценка  $\theta$  (так как  $\theta$  и  $\hat{\theta}_n$  скаляры:  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2(\theta)) \quad 0 < \sigma^2 < \infty, \quad \forall \theta \in \Theta$ ), то:

1.  $\hat{\theta}_n$  - состоятельная оценка  $\theta$ , так как  $\hat{\theta}_n - \theta = n^{-1/2}\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{P} 0$  в силу п. (2) леммы Слуцкого.
2. Скорость сходимости  $\hat{\theta}_n$  к  $\theta$  есть  $O(\sqrt{n})$
3. При больших  $n$  со сл. в.  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)$  можно обращаться (с осторожностью!) как с Гауссовской величиной.

Например, пусть дисперсия предельного Гауссовского закона  $\sigma^2(\theta)$  будет непрерывной ф-цией  $\theta$ . Тогда

$$\frac{\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)}{\sigma(\hat{\theta}_n)} = \underbrace{\frac{\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)}{\sigma(\theta)}}_{\xrightarrow{d} N(0,1)} \underbrace{\frac{\sigma(\theta)}{\sigma(\hat{\theta}_n)}}_{\xrightarrow{P} 1} \xrightarrow{d} \eta \sim N(0, 1)$$

в силу п. 2 леммы Слуцкого. Значит,

$$P_\theta \left( \left| \frac{\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)}{\sigma(\hat{\theta}_n)} \right| < \xi_{1-\alpha/2} \right) \rightarrow P(|\eta| < \xi_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

То есть примерно с вероятностью  $1 - \alpha$  выполнено неравенство, или эквивалентно раскроем по модулю

$$\underbrace{\hat{\theta}_n - n^{-1/2}\sigma(\hat{\theta}_n)\xi_{1-\alpha/2} < \theta < \hat{\theta}_n + n^{-1/2}\sigma(\hat{\theta}_n)\xi_{1-\alpha/2}}_{\text{Асимптотический доверительный интервал уровня } 1 - \alpha}$$

4. Асимптотические Гауссовские оценки можно сравнивать между собой:

Если  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_{i,n} - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_i^2(\theta))$ ,  $i = 1, 2, \dots$ , то можно посчитать асимптотическую относительную эффективность (АОЭ):

$$e_{1,2} = \frac{\sigma_2^2(\theta)}{\sigma_1^2(\theta)}$$

Напомним,  $e_{1,2} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n'(x)}{n(x)}$ , где  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_{1,n} - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_1^2(\theta))$  и  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_{2,n} - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_2^2(\theta))$ .

Вопрос: Есть ли такая оценка  $\theta_n^*$ , что АОЭ  $e_{\theta_n^*, \hat{\theta}_n}(\theta) \geq 1 \forall \hat{\theta}_n$  и всех  $\theta \in \Theta$ , то есть эффективнее всех остальных?

Если да, то  $\theta_n^*$  требует не больше наблюдений, чем любая  $\hat{\theta}_n$ , чтобы достичь одинаковой с  $\hat{\theta}_n$  точности. Ясно, что предельная дисперсия  $\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta)$  должна быть не больше асимптотической дисперсии  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)$  для любой асимптотической Гауссовской оценки  $\hat{\theta}_n$ . Но какова самая маленькая асимптотическая дисперсия у  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta)$ ?

## 1.2 Теорема Бахадура

Пусть  $X_1, \dots, X_n$  - н. о. р. сл. в.,  $X_1$  имеет плотность вероятности  $f(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^1$ , по мере  $\nu$ . Пусть выполнены следующие условия:

1.  $\Theta$  - интервал.
2. Носитель  $N_f = \{x : f(x, \theta) > 0\}$  не зависит от  $\theta$ .
3.  $\forall x \in N_f$  плотность  $f(x, \theta)$  дважды непрерывно дифференцируема по  $\theta$
4. Интеграл  $\int f(x, \theta) \nu(dx)$  можно дважды дифференцировать по  $\theta$ , внося знак дифференцирования под знак интеграла.
5. Информация Фишера  $0 < i(\theta) < \infty \forall \theta \in \Theta$
6.  $\left| \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln(f(x, \theta)) \right| \leq M(x) \forall x \in N_f, \theta \in \Theta, E_\theta M(X_1) < \infty$

Тогда, если  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2(\theta))$ , то  $\sigma^2(\theta) \geq \frac{1}{i(\theta)}$  всюду за исключением множества Лебеговой меры нуль.

**Замечание 2.** Если вдобавок  $\sigma^2(\theta)$  и  $i(\theta)$  непрерывны, то  $\sigma^2(\theta) \geq \frac{1}{i(\theta)}$  при всех  $\theta \in \Theta$ .

*Доказательство.* Без доказательства. □

**Опр. 5.** Если  $\theta, \hat{\theta}_n \in \mathbb{R}^1$  и  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \frac{1}{i(\theta)})$ ,  $n \rightarrow \infty, \forall \theta \in \Theta$ , причем  $0 < i(\theta) < \infty$ , то  $\hat{\theta}_n$  называется **асимптотически эффективной оценкой**.

Вопрос: Вообще можно ли найти такую оценку  $\hat{\theta}_n$ ? Да

Дальше  $X = (X_1, \dots, X_n)$ ,  $X \sim P_\theta$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^1$ . Условие (A):

1.  $\Theta$  - интервал,  $P_{\theta_1} \neq P_{\theta_2}$  при  $\theta_1 \neq \theta_2$ .
2.  $X_1, \dots, X_n$  - независимые одинаково распределенные случайные величины
3.  $X_1$  имеет плотность вероятности  $f(x, \theta)$  по мере  $\nu$
4. Носитель  $N_f = \{x : f(x, \theta) > 0\}$  не зависит от  $\theta$ .
5. Плотность вектора  $X$  есть  $p(x, \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$ .

**Опр. 6.** Функция  $p(X, \theta)$  как функция  $\theta$  при фиксированном  $X$  называется **правдоподобием** функции.

$$L_n(X, \theta) = \ln p(X, \theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(X_i, \theta)$$

называется логарифмическим правдоподобием.

Пусть  $\theta_0$  будет истинное значение параметра.

**Лемма 1** (Неравенство Йенсена). Пусть  $g(x)$  выпукла книзу борелевская функция,  $E|\xi| < \infty$ ,  $E|g(\xi)| < \infty$ . Тогда  $g(E\xi) \leq Eg(\xi)$ . Если  $\xi$  не является почти наверное константой и  $g$  строго выпукла, то неравенство строгое.

**Теорема 1** (Экстремальное свойство правдоподобия).

Пусть выполнено Условие (A). Пусть  $E_{\theta_0} |\ln f(X_1, \theta)| < \infty$ ,  $\forall \theta \in \Theta$ . Тогда

$$P_{\theta_0}(p(X, \theta_0) > p(X, \theta)) \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty, \quad \theta_0 \neq \theta$$

*Доказательство.*

$$p(X, \theta_0) > p(X, \theta) \Leftrightarrow \ln p(X, \theta_0) > \ln p(X, \theta) \Leftrightarrow$$

$$\eta_n \stackrel{\text{def}}{=} n^{-1} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{f(X_i, \theta)}{f(X_i, \theta_0)} \right) < 0$$

То есть надо показать, что  $P_{\theta_0}(\eta_n < 0) \rightarrow 1$ . Но по слабому закону больших чисел:

$$\eta_n = n^{-1} \sum \ln \left( \frac{f(X_i, \theta)}{f(X_i, \theta_0)} \right) \xrightarrow{P} E_{\theta_0} \ln \left( \frac{f(X_1, \theta)}{f(X_1, \theta_0)} \right)$$

Возьмем функцию  $-\ln x$  - строго выпукла вниз и  $\frac{f(X_1, \theta)}{f(X_1, \theta_0)}$  не является п.н. константой (так как иначе если плотности п.н. совпадают, то и распределения при разных значениях совпадают, что противоречит Условию(A)(1)).

В силу неравенства Йенсена:

$$E_{\theta_0} \ln \frac{f(X_1, \theta)}{f(X_1, \theta_0)} < \ln E_{\theta_0} \frac{f(X_1, \theta)}{f(X_1, \theta_0)} = \ln \int_{N_f} \frac{f(x, \theta)}{f(x, \theta_0)} f(x, \theta_0) \nu(dx) = \ln 1 = 0$$

Но если  $\eta_n$  сходится по вероятности к отрицательному числу, то  $P_{\theta_0}(\eta_n < 0) \rightarrow 1$  □

В силу теоремы 1 естественно брать оценкой то значение  $\theta$ , которое максимизирует  $p(X, \theta)$  при данном  $X$

**Опр. 7.** Случайная величина  $\hat{\theta}_n \in \Theta$  называется **оценкой максимального правдоподобия (о.м.п.)**, если  $p(X, \hat{\theta}_n) = \max_{\theta \in \Theta} p(X, \theta)$ , или эквивалентно  $L_n(X, \hat{\theta}_n) = \max_{\theta \in \Theta} L_n(X, \theta)$

Итак, о.м.п  $\hat{\theta}_n = \arg \max_{\theta \in \Theta} L_n(X, \theta)$ .

Если в  $\forall \theta \in \Theta$  максимум не достигается, то о.м.п. не существует.

Если  $\Theta$  - интервал,  $L_n(X, \theta)$  - гладкая по  $\theta$  функция, то  $\theta$  удовлетворяет уравнению правдоподобия

$$\frac{\partial}{\partial \theta} L_n(X, \theta) = 0 \quad (2)$$

**Теорема 2** (О состоятельности решения уравнения правдоподобия).

Пусть выполнено Условие (А). Пусть  $\forall x \in N_f \exists$  непрерывная производная  $f'_\theta(x, \theta)$ . Тогда уравнение (2) с вероятностью, стремящейся к 1 при  $n \rightarrow \infty$  имеет решение  $\in \Theta$ . При этом среди всех таких решений есть такой корень  $\hat{\theta}_n$ , что он является состоятельной оценкой  $\theta_0$

*Доказательство.* Пусть  $S_n = \{\omega\}$ , при которых уравнение (2) имеет решение для  $\theta \in \Theta$ . Тогда теорема 2 утверждает:

1.  $P_{\theta_0}(S_n) \rightarrow 1$ .
2. Существует такое решение  $\hat{\theta}_n \in \Theta$ , что

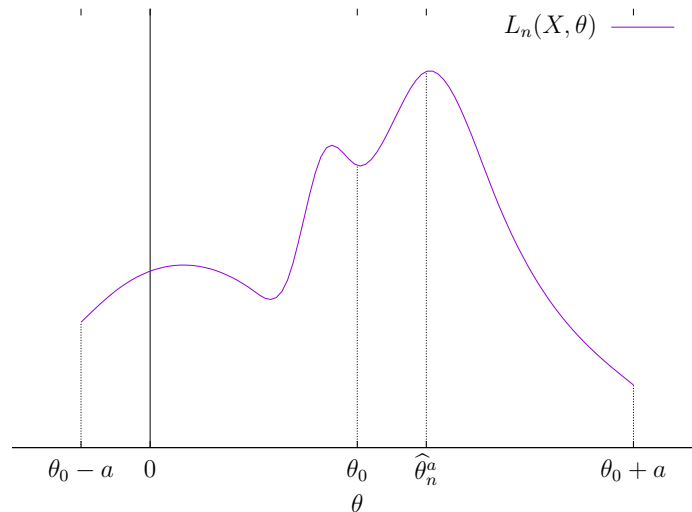
$$P_{\theta_0} \left( \left| \hat{\theta}_n - \theta_0 \right| < \varepsilon, S_n \right) \rightarrow 1, \quad n \rightarrow \infty, \quad \forall \varepsilon > 0$$

Докажем пункт 1: Выберем малое  $a > 0$  так, что на  $(\theta_0 - a, \theta_0 + a) \subseteq \Theta$ . Пусть

$$S_n^a = \{\omega : L_n(X, \theta_0) > L_n(X, \theta_0 - a), L_n(X, \theta_0) > L_n(X, \theta_0 + a)\}$$

В силу теоремы 1  $P_{\theta_0}(S_n^a) \rightarrow 1$

При  $\omega \in S_n^a$  функция  $L_n(X, \theta)$  имеет локальный максимум  $\hat{\theta}_n^a$  на интервале  $(\theta_0 - a, \theta_0 + a)$



Значит,  $\frac{\partial}{\partial \theta} L_n(X, \hat{\theta}_n^a) = 0$ . Тогда  $P_{\theta_0}(S_n) \geq P_{\theta_0}(S_n^a) \rightarrow 1$ , так как  $S_n^a \subseteq S_n$ , и пункт 1 доказан.

Докажем пункт 2:  $\forall n$  при  $\omega \in S_n$  может существовать целое множество корней  $\{\theta_n^*\}$ . Выберем в этом множестве корень  $\hat{\theta}_n$ , ближайший к  $\theta_0$ . Это можно сделать, так как функция  $\frac{\partial}{\partial \theta} L_n(x, \theta)$  непрерывна по  $\theta$ , и последовательность корней есть корень. Этот корень  $\hat{\theta}_n$  и есть состоятельная оценка  $\theta$ . Покажем это:

$\forall$  малого  $\varepsilon > 0$ :

$$P_{\theta_0}(|\hat{\theta}_n - \theta_0| < \varepsilon, S_n) \geq P_{\theta_0}(|\hat{\theta}_n^\varepsilon - \theta_0| < \varepsilon, S_n^\varepsilon) \quad (3)$$

Так как  $S_n^\varepsilon \subseteq S_n$ ,  $(\omega : |\hat{\theta}_n^\varepsilon - \theta_0| < \varepsilon) \subseteq (\omega : |\hat{\theta}_n - \theta_0| < \varepsilon)$

Но  $P_{\theta_0}(|\hat{\theta}_n^\varepsilon - \theta_0| < \varepsilon, S_n^\varepsilon) =$   
т.к. события из  $S_n^\varepsilon$  лежат в  $|\hat{\theta}_n^\varepsilon - \theta_0| < \varepsilon$   $P_{\theta_0}(S_n^\varepsilon) \rightarrow 1$ , значит в силу (3)

$$P_{\theta_0}(|\hat{\theta}_n - \theta_0| < \varepsilon, S_n) \rightarrow 1$$

□

**Замечание 3.** Пусть

$$\theta_n^* = \begin{cases} \text{сост. корню уравнения правдоподобия, если он суц.} \\ \theta', \theta' \in \Theta, \text{ иначе} \end{cases}$$

Тогда случайная величина  $\theta_n^*$  всегда определена, и  $\theta_n^* \xrightarrow{P} \theta_0$ , так как

$$P(|\theta_n^* - \theta_0| < \varepsilon) = P(|\hat{\theta}_n - \theta_0| < \varepsilon, S_n) + P(|\theta' - \theta_0| < \varepsilon, \bar{S}_n) \rightarrow 1$$

Ясно, что

$$\frac{\partial}{\partial \theta} L_n(X, \theta_n^*) = \bar{o}_p(1) \quad (4)$$

Так как производная отлична от нуля только на  $\bar{S}_n$ .

Будем называть  $\theta_n^*$  **обобщенным состоятельным корнем уравнения правдоподобия**

**Теорема 3** (Об асимптотической эффективности состоятельности решения).

Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$ ,  $\{X_i\}$  - н.о.р. сл.в., и удовлетворяются предположения Теоремы Бахадура, в которых условия 3 и 6 заменены на предположения о третьей, а не второй производной. То есть

$$\left| \frac{\partial^3}{\partial \theta^3} \ln f(x, \theta) \right| \leq M(x) \quad \forall x \in N_f, \quad \forall \theta \in \Theta, \quad E_{\theta_0} M(X_1) < \infty$$

Тогда, если  $\theta_n^*$  - обобщенный состоятельный корень из теоремы 2, то

$$\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta_0) \xrightarrow{d} N(0, \frac{1}{i(\theta_0)})$$

То есть  $\theta_n^*$  - асимптотическая эффективная оценка.

*Доказательство.* Будем обозначать  $\frac{\partial}{\partial \theta} L_n(X, \theta), \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} L_n(X, \theta), \dots$  через  $L'_n(\theta), L_n^{(2)}(\theta), \dots$   
 Для фиксированного  $X$  в силу формулы Тейлора и последнего замечания:

$$\bar{\bar{o}}_p(1) = L'_n(\theta_n^*) = L'_n(\theta_0) + L_n^{(2)}(\theta_0)(\theta_n^* - \theta_0) + \frac{1}{2} L_n^{(3)}(\tilde{\theta}_n)(\theta_n^* - \theta_0)^2, \quad \tilde{\theta}_n \in (\theta_0, \theta_n^*)$$

Отсюда,

$$\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta_0) = - \frac{n^{-1/2} L'_n(\theta_0) + \bar{\bar{o}}_p(1)}{n^{-1}(L_n^{(2)}(\theta_0) + \frac{1}{2} L_n^{(3)}(\tilde{\theta}_n)(\theta_n^* - \theta_0))} \quad (5)$$

Рассмотрим числитель (5) и покажем, что

$$n^{-1/2} L'_n(\theta_0) = n^{-1/2} \sum_{i=1}^n \frac{f'_\theta(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)} \xrightarrow{d} \xi \sim N(0, i(\theta_0)) \quad (6)$$

Действительно,

$$\begin{aligned} E_{\theta_0} \frac{f'_{\theta_0}(X_1, \theta_0)}{f(X_1, \theta_0)} &= \int_{N_f} \frac{f'_\theta(x, \theta_0)}{f(x, \theta_0)} f(x, \theta_0) \nu(dx) = 0 \\ D_{\theta_0} \frac{f'_{\theta_0}(X_1, \theta_0)}{f(X_1, \theta_0)} &= E_{\theta_0} \left( \frac{\partial}{\partial \theta} \ln f(X_1, \theta_0) \right)^2 - \underbrace{\left( E_{\theta_0} \frac{f'_{\theta_0}(X_1, \theta_0)}{f(X_1, \theta_0)} \right)^2}_{=0} \stackrel{\text{по опр.}}{=} i(\theta_0) \end{aligned}$$

Так как  $f, f'$  - борелевские функции, то случайные величины  $\left\{ \frac{f'_\theta(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)}, i = 1, \dots, n \right\}$  - н.о.р.,  
 соотношение (6) следует из Центр. пред. Теоремы.

В силу Леммы Слуцкого числитель (5)  $\xrightarrow{P} N(0, i(\theta_0))$

Теперь рассмотрим знаменатель (5):

$$n^{-1} L_n^{(2)}(\theta_0) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{f_\theta^{(2)}(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)} - \left( \frac{f'_\theta(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)} \right)^2 \right] \xrightarrow{P} -i(\theta) \quad (7)$$

Действительно, в силу ЗБЧ

$$\begin{aligned} n^{-1} \sum_{i=1}^n \frac{f_\theta^{(2)}(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)} &\xrightarrow{P} E_{\theta_0} \frac{f_\theta^{(2)}(X_1, \theta_0)}{f(X_1, \theta_0)} = \int_{N_f} \frac{f_\theta^{(2)}(x, \theta_0)}{f(x, \theta_0)} f(x, \theta_0) \nu(dx) = 0 \\ n^{-1} \sum_{i=1}^n \left( \frac{f'_\theta(X_i, \theta_0)}{f(X_i, \theta_0)} \right)^2 &\xrightarrow{P} E_{\theta_0} \left( \frac{\partial}{\partial \theta} \ln f(X_1, \theta_0) \right)^2 = i(\theta) \end{aligned}$$

Применяя лемму Слуцкого, получим (7).

Далее рассмотрим второе слагаемое в знаменате (5)

$$\left| \frac{1}{2n} L_n^{(3)}(\tilde{\theta}_n)(\theta_n^* - \theta_0) \right| \leq \frac{1}{2} |\theta_n^* - \theta_0| n^{-1} \sum_{i=1}^n M(X_i) \xrightarrow[\text{л. Слуцкого}]{P} 0 \quad (8)$$

В силу (7) и (8) и Леммы Слуцкого знаменатель (5) сходится по вероятности к  $-i(\theta_0)$   
 Значит, что вся дробь (5) сходится по распределению к  $\frac{1}{i(\theta_0)} \xi \sim N(0, \frac{1}{i(\theta_0)})$   $\square$



## Оценки максимального правдоподобия для векторного параметра

Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  - н.о.р.,  $X_1 \sim f(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^k$ ,  $\Theta$  - открытое множество

Тогда логарифмическое правдоподобие имеет вид

$$L_n(X, \theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(X_i, \theta)$$

Система уравнений правдоподобия

$$\frac{\partial L_n(X, \theta)}{\partial \theta_i} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

При условиях регулярности, похожих на условия теоремы 3, показываются:

1. С вероятностью, стремящейся к единице при  $n \rightarrow \infty$ , система уравнений (1.2) имеет такое решение  $\hat{\theta}_n \in \Theta$ , что  $\hat{\theta}_n$  сходится к истинному значению  $\theta_0$ .
2. Соответствующая оценка  $\theta_n^*$  асимптотически нормальна. А именно

$$\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta_0) \xrightarrow{d} N(0, I^{-1}(\theta_0)), \quad n \rightarrow \infty$$

Здесь  $I(\theta) > 0$  - матрица информации Фишера, то есть

$$I(\theta) = (I_{ij}(\theta)), \quad I_{ij}(\theta) = E_{\theta} \left\{ \frac{\partial \ln f(X, \theta)}{\partial \theta_i} \cdot \frac{\partial \ln f(X, \theta)}{\partial \theta_j} \right\}$$

**Пример.**  $X = (X_1, \dots, X_n)$ , где  $\{X_i\}$  - н.о.р.,  $X_1 \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $a < \theta < b$ ,  $a$  и  $b$  - известные конечные числа, дисперсия  $\sigma^2$  известна. Построим асимптотически эффективную оценку  $\theta_n^*$  для  $\theta$ .

Здесь  $p(x, \theta) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^n e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2}$ , значит

$$L_n(X, \theta) = \ln \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^n - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \theta)^2$$

Уравнение правдоподобия имеет вид

$$\frac{\partial L_n(X, \theta)}{\partial \theta} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \theta) = 0$$

Его решение существует и единственно, это  $\bar{X}$ , причем в т.  $\theta = \bar{X}$   $L_n(X, \theta)$  достигает максимума, так как  $\frac{\partial^2 L_n(X, \bar{X})}{\partial \theta^2} = -\frac{1}{\sigma^2} < 0$

Таким образом, если  $a < \bar{X} < b$ , то о.м.п. существует и равна  $\bar{X}$ , в противном случае о.м.п. не существует. Если положить

$$\theta_n^* = \begin{cases} \bar{X}, & a < \bar{X} < b \\ \frac{a+b}{2}, & \bar{X} \notin (a, b) \end{cases} \quad (9)$$

То в силу теоремы 3 (её условия выполнены, проверьте сами),  $\theta_n^*$  - асимптотически эффективная оценка, то есть

$$\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta_0) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2) \quad (10)$$

Напомним, что в этой модели  $i(\theta) = \frac{1}{\sigma^2}$ . Справедливость (10) с  $\theta_n^*$  из (9) легко проверить непосредственно.

**Пример.** Если  $\Theta$  - компакт (то есть отрезок  $[a, b]$ ), то о.м.п. существует всегда, так как непрерывная функция на отрезке всегда достигает своего максимума. Значит значение о.м.п.

$$\theta_n^* = \begin{cases} \overline{X}, & a < \overline{X} < b \\ a, & \overline{X} < a \\ b, & \overline{X} > b \end{cases}$$

Но на границах теряется асимптотическая Гауссовость.

## 2 Проверка статистических гипотез

$X = (X_1, \dots, X_n)$  имеет плотность вероятности  $p(X, \theta)$  по мере  $\mu$ ,  $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^1$

**Опр. 1.** Предположение вида  $H_0 : \theta \in \Theta_0$ , где  $\Theta_0 \in \Theta$ , называется параметрической гипотезой. Альтернатива  $H_1 : \theta \in \Theta_1$ , где  $\Theta_1 \in \Theta \setminus \Theta_0$

**Опр. 2.** Если  $\Theta_0(\Theta_1)$  состоит из одной точки, то гипотеза  $H_0$  (альтернатива  $H_1$ ) называется простой. В противном случае  $H_0(H_1)$  - сложная

Постановка задачи:

Необходимо построить правило (статистический критерий - *test*), который позволяет заключить, согласуется ли наблюдение  $X$  с  $H_0$  или нет.

Правило.

Выберем в множестве значений  $x$  вектора  $X$  (у нас либо  $x = \mathbb{R}^n$ , либо  $x = N_p \subseteq \mathbb{R}^n$  - носитель плотности) подмножество  $S$ . Если  $X \in S$ , то  $H_0$  отвергается и принимается  $H_1$ . Если  $X \in \bar{S} = X \setminus S$ , то  $H_0$  принимается.

**Опр. 3.** Множество  $S$  называется критическим множеством или критерием,  $\bar{S}$  - область принятия гипотезы.

**Опр. 4.** *Ошибка 1-го рода* - принять  $H_1$ , когда верна  $H_0$ . Вероятность ошибки 1-го рода  $\alpha = P(H_1|H_0)$  (это условная запись, а не условная вероятность). *Ошибка 2-го рода* - принять  $H_0$ , когда верна  $H_1$ . Вероятность ошибки 2-го рода  $\beta = P(H_0|H_1)$ .

**Опр. 5.** *Мощность критерия*  $S$  называется функция  $W(S, \theta) = W(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} P_\theta(X \in S)$  (вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда значение параметра есть  $\theta$ ).

Тогда

$$\begin{aligned}\alpha &= \alpha(\theta) = W(\theta), \quad \theta \in \Theta_0; \\ \beta &= \beta(\theta) = 1 - W(\theta), \quad \theta \in \Theta_1\end{aligned}$$

**Опр. 6.** Обычно  $H_0$  более важна. Поэтому рассматривают критерии такие, что

$$\alpha(\theta) = W(\theta) = P_\theta(X \in S) \leq \alpha \quad \forall \theta \in \Theta_0$$

Число  $\alpha$  называют *уровнем значимости критерия*. Пишут  $S_\alpha$  - критерий уровня  $\alpha$ . Обычно  $\alpha$  - маленькое число, которое мы задаем сами.

**Опр. 7.** Если критерий  $S_\alpha^* \in \{S_\alpha\}$  и  $\forall \theta \in \Theta_1$  и  $\forall S_\alpha$   $W(S_\alpha^*, \theta) \geq W(S_\alpha, \theta)$ , то критерий  $S_\alpha^*$  называется *РНМ-критерием (равномерно наиболее мощным)*.

Если  $H_0 : \theta = \theta_0$ ,  $H_1 : \theta = \theta_1$  (то есть  $H_0$  и  $H_1$  - простые), то задача отыскания РНМ-критерия заданного уровня  $\alpha$  имеет вид:

$$\begin{aligned}P_{\theta_0}(X \in S_\alpha^*) &\leq \alpha, \\ P_{\theta_1}(X \in S_\alpha^*) &\geq P_{\theta_1}(X \in S_\alpha) \quad \forall S_\alpha\end{aligned}$$

Положим для краткости:  $p_0(x) \stackrel{\text{def}}{=} p(x, \theta_0)$ ,  $E_0 = E_{\theta_0}$ ,  $p_1(x) = p(x, \theta_1)$ ,  $E_1 = E_{\theta_1}$

Введем множество

$$S(\lambda) = \{x : p_1(x) - \lambda p_0(x) > 0\}, \lambda > 0$$

## 2.1 Лемма Неймана-Пирсона

Пусть для некоторого  $\lambda > 0$  и критерия  $R$  (когда  $X$  попадает в  $R$ , то  $H_0$  отвергается) выполнено:

$$1. P_0(X \in R) \leq P_0(X \in S(\lambda))$$

Тогда:

$$2. P_1(X \in R) \leq P_1(X \in S(\lambda))$$

$$3. P_1(X \in S(\lambda)) \geq P_0(X \in S(\lambda))$$

**Замечание 1.**  $X \in S(\lambda) \Leftrightarrow \frac{p_1(x)}{p_0(x)} > \lambda$ . Так как  $p_1(X)$  и  $p_0(X)$  - правдоподобие, то критерий называется критерием отношения правдоподобия Неймана-Пирсона.

**Замечание 2.** Утверждение 3 для  $S(\lambda)$  означает, что

$$P(H_1 | H_1) \geq P(H_1 | H_0) \Leftrightarrow W(S(\lambda), \theta_1) \geq W(S(\lambda), \theta_0)$$

Это свойство называется несмещенностью критерия  $S(\lambda)$

*Доказательство.* Дальше для краткости  $S(\lambda) = S$ . Пусть  $I_R(x) = \begin{cases} 1, x \in \mathbb{R} \\ 0, x \notin \mathbb{R} \end{cases}$ ,  $I_S(x)$  определяем аналогично. Тогда Условие (А) имеет вид:

$$E_0 I_R(x) \leq E_0 I_S(x) \quad (1)$$

Докажем пункт 2: Верно неравенство

$$I_R(x)[p_1(x) - \lambda p_0(x)] \leq I_S(x)[p_1(x) - \lambda p_0(x)] \quad (2)$$

Действительно, если  $(p_1(x) - \lambda p_0(x)) > 0$ , то  $I_S(x) = 1$  и (2) очевидно.

Если же  $p_1(x) - \lambda p_0(x) \leq 0$ , то правая часть (2) есть ноль, а левая  $\leq$  нуля.

Итак, (2) верно: интегрируем это неравенство по  $x \in \mathbb{R}^n$ :

$$\begin{aligned} E_1 I_R(X) - \lambda E_0 I_R(X) &\leq E_1 I_S(X) - \lambda E_0 I_S(X) \\ E_1 I_S(X) - E_1 I_R(X) &\geq \underbrace{\lambda [E_0 I_S(X) - E_0 I_R(X)]}_{\geq 0 \text{ по условию (1)}} \end{aligned} \quad (3)$$

В силу (1), (3) и условия  $\lambda > 0$  получаем:

$$E_1 I_S(X) \geq E_1 I_R(X)$$

Докажем пункт 3: Пусть  $\lambda \geq 1$ . Из определения  $S$   $p_1(x) > p_0(x) \forall x \in S$ . Отсюда

$$P_0(X \in S) = \int_{\mathbb{R}^n} I_S(X) p_0(x) \mu(dx) \leq \int_{\mathbb{R}^n} I_S(X) p_1(x) \mu(dx) = P_1(X \in S)$$

То есть  $P(H_1 | H_0) \leq P(H_1 | H_1)$

Пусть  $\lambda < 1$ . Рассмотрим  $\bar{S} = \{x : p_1(x) \leq \lambda p_0(x)\}$ . При  $\lambda < 1$   $p_1(x) < p_0(x)$  при  $x \in \bar{S}$ . Отсюда

$$P_1(X \in \bar{S}) = \int_{\mathbb{R}^n} I_{\bar{S}}(X) p_1(x) \mu(dx) \leq \int_{\mathbb{R}^n} I_{\bar{S}}(X) p_0(x) \mu(dx) = P_0(X \in \bar{S})$$

То есть  $1 - P_1(X \in S) \leq 1 - P_0(X \in S)$ , откуда  $P_1(X \in S) \geq P_0(X \in S)$  □

**Пример.**  $X = (X_1, \dots, X_n), \{X_i\}$  - н.о.р.,  $X_1 \sim N(\theta, \sigma^2)$ , дисперсия  $\sigma^2$  известна. Построим наиболее мощный критерий для проверки  $H_0 : \theta = \theta_0$  против  $H_1 : \theta = \theta_1$  (в случае  $\theta_1 > \theta_0$ ). Уровень значимости возьмем  $\alpha$ .

1. Имеем

$$p_0 = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta_0)^2 \right\}, \quad p_1 = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta_1)^2 \right\};$$

$$S(\lambda) = \{x : p_1(x) - \lambda p_0(x) > 0\} \underset{\text{делим на } p_0}{\Leftrightarrow} \exp \left\{ \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [(x_i - \theta_1)^2 - (x_i - \theta_0)^2] \right\} > \lambda \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^n [(x_i - \theta_1)^2 - (x_i - \theta_0)^2] < \lambda_1 = -2\sigma^2 \ln \lambda \underset{\text{арифметика}}{\Leftrightarrow} (\theta_0 - \theta_1) \sum_{i=1}^n x_i \leq \lambda_2 \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^n x_i > \tilde{\lambda}, \quad \tilde{\lambda}(\lambda, n, \sigma^2, \theta_0, \theta_1)$$

Итак,

$$S(\lambda) = \left\{ x : \sum_{i=1}^n x_i > \tilde{\lambda} \right\} \text{ при некотором } \tilde{\lambda}$$

2. Определим  $\tilde{\lambda} = \tilde{\lambda}_\alpha$  из уравнения

$$\alpha = P_{\theta_0}(X \in S(\tilde{\lambda}_\alpha)) = P_{\theta_0} \left( \sum_{i=1}^n X_i > \tilde{\lambda}_\alpha \right)$$

Преобразуем левую сумму в стандартную Гауссовскую величину. Тогда

$$\alpha = P_{\theta_0} \left( \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n (X_i - \theta_0) > \frac{\tilde{\lambda}_\alpha - n\theta_0}{\sqrt{n}\sigma} \right) = 1 - \Phi \left( \frac{\tilde{\lambda}_\alpha - n\theta_0}{\sqrt{n}\sigma} \right)$$

так как  $\frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_i (X_i - \theta_0) \sim N(0, 1)$  при  $H_0$ .

Значит  $\Phi \left( \frac{\tilde{\lambda}_\alpha - n\theta_0}{\sqrt{n}\sigma} \right) = 1 - \alpha$ ,  $\left( \frac{\tilde{\lambda}_\alpha - n\theta_0}{\sqrt{n}\sigma} \right) = \xi_{1-\alpha}$  - квантиль станд. норм. закона уровня  $1 - \alpha$ . Окончательно,  $\tilde{\lambda}_\alpha = n\theta_0 + \sqrt{n}\sigma\xi_{1-\alpha}$

3. Положим  $S_\alpha^* = \{x : \sum_{i=1}^n x_i > \tilde{\lambda}_\alpha\}$ . Тогда:

$$P_{\theta_0}(X \in S_\alpha^*) = \alpha \text{ и } \forall S_\alpha \quad P_{\theta_0}(X \in S_\alpha) \leq \alpha = P_{\theta_0}(X \in S_\alpha^*)$$

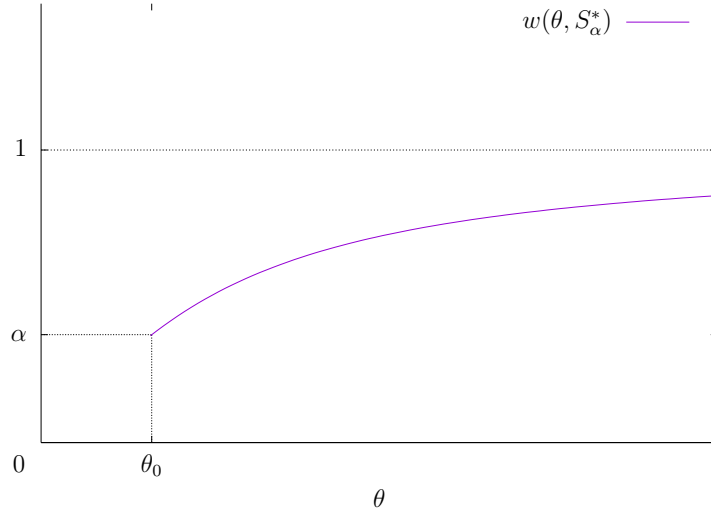
Значит, выполнено условие 1 Леммы Неймана-Пирсона, и в силу пункта 2 этой леммы

$$P_{\theta_1}(X \in S_\alpha) \leq P_{\theta_1}(X \in S_\alpha^*)$$

То есть  $S_\alpha^*$  - наиболее мощный критерий уровня  $\alpha$ .

Так как  $S_\alpha^*$  не зависит от  $\theta_1$ , то  $S_\alpha^*$  - РНМ-критерий для  $H_0 : \theta = \theta_0$  против  $H_1^+ : \theta > \theta_0$ .  
Мощность критерия  $S_\alpha^*$  для  $H_0$  при альт.  $H_1^+$

$$\begin{aligned} W(\theta, S_\alpha^*) &= P_\theta \left( \sum_{i=1}^n X_i > n\theta_0 + \sqrt{n}\sigma\xi_{1-\alpha} \right) = \\ &= P_\theta \left( \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^n (X_i - \theta) > \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} + \xi_{1-\alpha} \right) = 1 - \Phi \left( \xi_{1-\alpha} + \frac{\sqrt{n}(\theta - \theta_0)}{\sigma} \right) \end{aligned}$$



## О связи между доверительным оцениванием и проверкой гипотез

**Опр. 8.** Случайное подмножество  $\Theta^* = \Theta^*(X, \alpha) \subseteq \Theta$  называется доверительным множеством уровня  $1 - \alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , если

$$P_\theta(\theta \in \Theta^*(X, \alpha)) \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

**Теорема 1.** 1. Пусть  $\forall \theta_0 \in \Theta$  гипотеза  $H_0 : \theta = \theta_0$  при альтернативе  $H_1 : \theta \neq \theta_0$  имеет  $S_\alpha(\theta_0)$  критерием уровня  $\alpha$ . Пусть  $\Theta^*(x, \alpha) = \{\theta : x \in \overline{S_\alpha}(\theta)\}$ . тогда  $\Theta^*(X, \alpha)$  - доверительное множество уровня  $1 - \alpha$ . (Если есть критерий, то можно по этому построить доверительное множество)

2. Если  $\Theta^*(X, \alpha)$  - доверительное множество уровня  $1 - \alpha$ , то  $\overline{S_\alpha}(\theta_0) = \{x : \theta_0 \notin \Theta^*(x, \alpha)\}$  есть область применения гипотезы  $H_0$  (следовательно и критерий).

**Замечание 3.** Пункт 2 означает, что если  $\theta_0$  попало в доверительное множество, то  $H_0$  надо принимать.

*Доказательство.*

$$1. P_\theta(\theta \in \Theta^*(X, \alpha)) = P_\theta(X \in \overline{S_\alpha}(\theta)) = 1 - \underbrace{P_\theta(X \in S_\alpha(\theta))}_{\leq \alpha} \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

$$2. P_{\theta_0}(X \in S_\alpha(\theta_0)) = 1 - P_{\theta_0}(X \in \overline{S_\alpha}(\theta_0)) = 1 - \underbrace{P_{\theta_0}(\theta_0 \in \Theta^*(X, \alpha))}_{\geq 1-\alpha} \leq 1 - (1 - \alpha) = \alpha$$

□

**Пример.** Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$ ,  $\{X_i\}$  - н.о.р. сл.в.,  $X_1 \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $\theta \in \mathbb{R}^1$ . Построим критерий для  $H_0 : \theta = \theta_0$  против  $H_1 : \theta \neq \theta_0$ . Уровень значимости пусть будет  $\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ .

Построим доверительное множество для  $\theta$  уровня  $1 - \alpha$ . Пусть  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  - оптимальная оценка  $\theta$ . Тогда  $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta)}{\sigma} \sim N(0, 1)$ ,

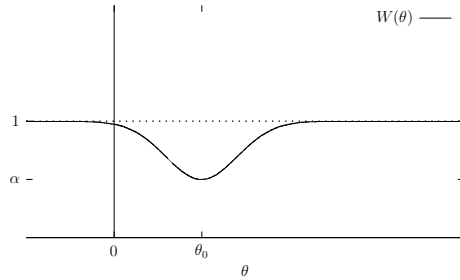
$$P_\theta \left( \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta)}{\sigma} \right| < \xi_{1-\alpha/2} \right) = 1 - \alpha$$

$$\Phi(\xi_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha/2$$

То есть  $\Theta^*(X, \alpha) = \{\theta : \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta)}{\sigma} \right| < \xi_{1-\alpha/2}\}$ . В силу замечания к Теореме 1  $S_\alpha(\theta_0) = \{X : \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta_0)}{\sigma} \right| \geq \xi_{1-\alpha}\}$  есть критическое множество для  $H_0$ . Мощность

$$\begin{aligned} W(\theta) &= P_\theta(X \in S_\alpha(\theta_0)) = P_\theta \left( \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta_0)}{\sigma} \right| \geq \xi_{1-\alpha/2} \right) = 1 - P_\theta \left( \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta_0)}{\sigma} \right| < \xi_{1-\alpha/2} \right) = \\ &= 1 - P \left( -\xi_{1-\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} < \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \theta)}{\sigma} < \xi_{1-\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} \right) = \\ &= 1 - \left[ \Phi \left( \xi_{1-\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} \right) - \Phi \left( -\xi_{1-\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} \right) \right] = \\ &= \left[ \Phi \left( \xi_{\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta_0 - \theta)}{\sigma} \right) + \Phi \left( \xi_{\alpha/2} + \frac{\sqrt{n}(\theta - \theta_0)}{\sigma} \right) \right] \end{aligned}$$

При  $n \rightarrow \infty$   $W(\theta) \rightarrow 1 \forall \theta \neq \theta_0$ . То есть  $S_\alpha(\theta_0)$  состоятелен против любой фиксированной



альтернативы.

## 2.2 Критерий Фишера ( $F$ -критерий) в Гауссовской линейной регрессии

**Опр. 9.** Если  $\xi \sim N(0, 1)$ ,  $\eta_k \sim \chi^2(k)$ ,  $\xi$  и  $\eta_k$  независимы, а константа  $\mu \in \mathbb{R}^1$ , то сл.в.

$$t_k(\mu) \stackrel{d}{=} \frac{\xi + \mu}{\sqrt{\eta_k/k}} \sim S(k, \mu)$$

имеет нецентральное распределение Стьюдента с  $k$  степенями свободы и параметром нецентральности  $\mu$

**Опр. 10.** Если  $\xi_i \sim N(a_i, 1), i = 1, \dots, k$ , и  $\{\xi_1, \dots, \xi_k\}$  независимы, а  $\Delta^2 = \sum_{j=1}^k a_j^2$ , то сл. в.

$$\eta_k(\Delta) \stackrel{d}{=} \xi_1^2 + \dots + \xi_k^2 \sim \chi^2(k, \Delta^2)$$

имеет нецентральное распределение хи-квадрат Пирсона с  $k$  степенями свободы и параметром нецентральности  $\Delta^2$

**Опр. 11.** Если  $\eta_k \sim \chi^2(k, \Delta^2)$ ,  $\nu_m \sim \chi^2(m)$ , и  $\eta_k$  и  $\nu_m$  независимы, то сл.в.

$$f_{k,m}(\Delta) \stackrel{d}{=} \frac{\frac{1}{k}\eta_k}{\frac{1}{m}\nu_m} \sim F(k, m, \Delta^2)$$

имеет нецентральное распределение Фишера с  $(k, m)$  степенями свободы и параметром нецентральности  $\Delta^2$

**Лемма 1.** 1. Распределение сл.в.  $\eta_k \sim \chi^2(k, \Delta^2)$  зависит лишь от  $\Delta$ , но не от  $a_1, \dots, a_k$ .  
А именно

$$\eta_k \stackrel{d}{=} (z_1 + \Delta)^2 + z_2^2 + \dots + z_k^2, \text{ где } \{z_1, \dots, z_k\} - \text{н.о.р. } N(0, 1) \text{ сл.в.}$$

2. Если вектор  $\xi \in \mathbb{R}^k, \xi \sim N(a, \Sigma), \Sigma > 0$ , то

$$\xi^T \Sigma^{-1} \xi \sim \chi^2(k, \Delta^2), \Delta^2 = a^T \Sigma^{-1} a$$

*Доказательство.* 1. По определению  $\eta_k(\Delta) \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^k \xi_i^2$ , где  $(\xi_1, \dots, \xi_k)$  - н.о.р.  $N(a_i, 1)$  сл.в.

Пусть  $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_k)^T$ , ортогональная матрица

$$C = \begin{pmatrix} \frac{a_1}{\Delta} & \dots & \frac{a_k}{\Delta} \\ \dots & \dots & \dots \end{pmatrix}, \nu = C\xi$$

Тогда  $\eta_k \stackrel{d}{=} |\xi|^2 = |\nu|^2$ , так как  $C$  - ортог. Но

$$\nu = C \begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_k \end{pmatrix} + C \overset{\circ}{\xi} = \begin{pmatrix} \Delta \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + Z, \text{ где } \overset{\circ}{\xi} = \xi - E\xi, Z = C \overset{\circ}{\xi} \sim N(0, E_k)$$

Итак,  $\eta_k \stackrel{d}{=} |\nu|^2 = (z_1 + \Delta)^2 + z_2^2 + \dots + z_k^2$

2.  $\xi^T \Sigma^{-1} \xi = |\Sigma^{-1/2} \xi|^2$ , причем  $\Sigma^{-1/2} \xi \sim N(\Sigma^{-1/2} a, E_k)$ . Отсюда  $|\Sigma^{-1/2} \xi|^2 \sim \chi^2(k, \Delta^2)$  с  $\Delta^2 = |\Sigma^{-1/2} a|^2 = a^T \Sigma^{-1} a$

□

**Лемма 2.** Случайная величина  $t_k(\mu)$  обладает следующим свойством стохастической упорядоченности. при  $\mu_2 > \mu_1$

$$P(t_k(\mu_2) > x) > P(t_k(\mu_1) > x) \text{ при всех } x \in \mathbb{R}^1 \quad (4)$$

Аналогично

$$P(\eta_k(\Delta_2) > x) > P(\eta_k(\Delta_1) > x), \Delta_2 > \Delta_1 \quad (5)$$

$$P(f_{k,m}(\Delta_2) > x) > P(f_{k,m}(\Delta_1) > x), \Delta_2 > \Delta_1 \quad (6)$$



Нецентральные распределения Пирсона и Фишера стохастически упорядочены по параметру нецентральности.

*Доказательство.* Докажем соотношение 4, 5 и 6 доказываются аналогично.

Заметим, что, если  $\xi$  и  $\eta$  - независимые случайные величины, и  $E|\phi(\xi, \eta)| < \infty$ , то

$$E\phi(\xi, \eta) = E \left\{ E\phi(\xi, \eta) |_{\xi=\eta} \right\} \quad (7)$$

В силу (7)

$$\begin{aligned} P(t_k(\mu_2) > x) &= P \left( \frac{\xi + \mu_2}{\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k}} > x \right) = EI \left( \xi > x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_2 \right) = \\ &= E \left\{ 1 - I \left( \xi \leq x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_2 \right) \right\} = 1 - E \left\{ EI(\xi \leq y) \Big|_{y=x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_2} \right\} = \\ &= 1 - E\Phi \left( x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_2 \right) > 1 - E\Phi \left( x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_1 \right) = P(t_k(\mu_1) > x) \\ \text{так как } E\Phi \left( x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_2 \right) &< E\Phi \left( x\sqrt{\frac{1}{k}\eta_k} - \mu_1 \right) \text{ в силу возрастающей } \Phi(y) \end{aligned}$$

□

Обратимся к линейной гауссовской модели

$$X = Zc + \mathcal{E}$$

$X = (X_1, \dots, X_n)^T$  - наблюдения,  $Z$  -  $n \times p$  матрица регрессоров  $p < n$

$$\mathcal{E} \sim N(0, \sigma^2 E_n), \quad c = (c_1, \dots, c_p)^T$$

$c$  и  $\sigma^2$  неизвестны

Рассмотрим новый вектор  $\beta = Ac$ ,  $A - k \times p$  матрица,  $rkA = k, k \leq p$ .

Построим для  $\beta$  доверительное множество уровня  $1 - \alpha$

Пусть  $\hat{c}_n$  - оценка наименьших квадратов (о.н.к.) для  $c$ ,  $\hat{s}_n^2$  - о.н.к. для  $\sigma^2$ . Пусть  $\hat{\beta}_n = A\hat{c}_n$ .

$$\hat{c}_n \sim N(c, \sigma^2(Z^T Z)^{-1}) \Rightarrow \hat{\beta}_n \sim N(\underbrace{Ac}_{\beta}, \sigma^2 D), \text{ где } D = A(Z^T Z)^{-1}A^T$$

Заметим, что  $D > 0$ , так как для  $\alpha \in \mathbb{R}^k, \alpha \neq 0$ ,

$$\alpha^T D \alpha = (A^T \alpha)^T (Z^T Z)^{-1} (A^T \alpha) > 0, \text{ т.к. } (Z^T Z)^{-1} > 0, A^T \alpha \neq 0 \text{ при } rkA = k, \alpha \neq 0$$

В силу пункта 2 леммы 1

$$\frac{1}{\sigma^2} (\hat{\beta}_n - \beta) D^{-1} (\hat{\beta}_n - \beta) \sim \chi^2(k)$$

так как  $\frac{(n-p)\hat{s}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-p)$ ,  $\hat{\beta}_n$  и  $\hat{s}_n^2$  независимы, то

$$f_{k,n-p}(X, \beta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\frac{1}{k}(\hat{\beta}_n - \beta)^T D^{-1}(\hat{\beta}_n - \beta)/\sigma^2}{\frac{1}{n-p}(n-p)\hat{s}_n^2/\sigma^2} = \frac{(\hat{\beta}_n - \beta)D^{-1}(\hat{\beta}_n - \beta)}{k\hat{s}_n^2} \sim F(k, n-p)$$

Значит,

$$P_{\beta, \sigma^2} \left( (\hat{\beta}_n - \beta)^T D^{-1}(\hat{\beta}_n - \beta) \leq k\hat{s}_n^2 f_{1-\alpha}(k, n-p) \right) = 1 - \alpha$$

$f_{1-\alpha}(k, n-p)$  - квантиль уровня  $1 - \alpha$   $F(k, n-p)$ .

Доверительное множество для  $\beta$  уровня  $1 - \alpha$

$$\Theta^*(X, \alpha) = \left\{ \beta : (\hat{\beta}_n - \beta)^T D^{-1}(\hat{\beta}_n - \beta) < k\hat{s}_n^2 f_{1-\alpha}(k, n-p) \right\} =$$

$$= \{ \beta : f_{k,n-p}(X, \beta) < f_{1-\alpha}(k, n-p) \} - \text{доверительный эллипсоид}$$

Рассмотрим проверку гипотезы  $H_0 : \beta = \beta_0$  против  $H_1 : \beta \neq \beta_0$ .  $H_0$  называют линейной гипотезой, так как  $\beta = As$  получается линейным преобразованием  $s$ . В силу замечания 3  $H_0$  надо принимать, если  $\beta_0 \in \Theta^*(X, \alpha)$ , то есть область принятия  $H_0$ :

$$\bar{S}_\alpha(\beta_0) = \{x : f_{k,n-p}(x, \beta_0) \leq f_{1-\alpha}(k, n-p)\}$$

То есть критическое множество (критерий уровня  $\alpha$ ):

$$S_\alpha(\beta_0) = \{x : f_{k,n-p}(x, \beta_0) > f_{1-\alpha}(k, n-p)\} \quad (8)$$

Критерий 8 называют **критерием Фишера** или **F-критерием**.  $f_{k,n-p}(X, \beta_0)$  - статистика F-критерия.

Рассмотрим поведение F-критерия при альтернативе  $H_1$ .

При  $H_1$  в силу пункта 2 Леммы 1

$$f_{k,n-p}(X, \beta_0) = \frac{\overbrace{\frac{1}{k}(\hat{\beta}_n - \beta_0)^T D^{-1}(\hat{\beta}_n - \beta_0)/\sigma^2}^{\chi^2(k, \Delta^2)}}{\underbrace{\frac{1}{n-p}(n-p)\hat{s}_n^2/\sigma^2}_{\chi^2(n-p)}} \sim F(k, n-p, \Delta^2)$$

Параметр нецентральности

$$\Delta^2 = \frac{1}{\sigma^2}(\beta - \beta_0)^T D^{-1}(\beta - \beta_0) \quad (9)$$

Мощность F-критерия

$$W(\beta, S_\alpha(\beta_0)) = P_{\beta, \sigma^2}(f_{k,n-p}(X, \beta_0) > f_{1-\alpha}(k, n-p)) = 1 - F_{k,n-p}(f_{1-\alpha}(k, n-p), \Delta^2)$$

Свойства мощности

1. Так как  $\Delta = \Delta(\beta) = \Delta(\beta_0) > 0$  при  $\beta \neq \beta_0$ , то в силу соотношения 6

$$P_{\beta, \sigma^2}(f_{k,n-p}(X, \beta_0) > f_{1-\alpha}(k, n-p)) > P_{\beta_0, \sigma}(f_{k,n-p}(X, \beta_0) > f_{1-\alpha}(k, n-p)) = \alpha$$

То есть при  $\beta \neq \beta_0$   $P(H_1|H_1) > P(H_1|H_0)$ . То есть F-критерий несмещенный!

2. Мощность  $W(\beta, S_\alpha(\beta_0))$  строго монотонна по  $\Delta$  из соотношения 9

**Пример** (Определение порядка регрессии).  $c_n^T = (\underbrace{c_{(1)n}^T}_{m\text{-вектор}}, \underbrace{c_{(2)n}^T}_{p-m\text{-вектор}})$ ,  $1 \leq m \leq p$

$H_0: c_{(2)} = 0$  (порядок не больше  $m$ )

$H_1: c_{(2)} \neq 0$

Рассмотрим матрицу

$$A = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \Rightarrow Ac = c_{(2)} \Rightarrow H_0 \Leftrightarrow Ac = 0$$

$m \qquad \qquad \qquad p-m$

Пусть  $\hat{c}_n^T = (\underbrace{\hat{c}_{(1)n}^T}_{m\text{-в-р}}, \underbrace{\hat{c}_{(2)n}^T}_{p-m\text{-в-р}})$ . Тогда  $\hat{\beta}_n = A\hat{c}_n = \hat{c}_{(2)n}$ .

$$(Z^T Z)^{-1} = \left( \begin{array}{c|c} B_{11} & B_{12} \\ \hline B_{21} & B_{22} \end{array} \right) \rightarrow D = A(Z^T Z)^{-1}A^T = B_{22} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow f_{p-m, n-p}(X, 0) = \frac{\hat{c}_{(2)n}^T B_{22}^{-1} \hat{c}_{(2)n}}{(p-m)\hat{s}_n^2} \underset{H_0}{\sim} F(p-m, n-p)$$

$H_0$  отвергается, если  $f_{p-m, n-p}(X, 0) > f_{1-\alpha}(p-m, n-m)$ , то есть

$$S_\alpha(0) = \{x : \frac{\hat{c}_{(2)n}^T B_{22}^{-1} \hat{c}_{(2)n}}{(p-m)\hat{s}_n^2} > f_{1-\alpha}(p-m, n-m)\} \quad (10)$$

$$f_{p-m, n-p}(X, 0) \underset{H_1}{\sim} F(p-m, n-p, \Delta^2), \text{ где } \Delta^2 = \frac{c_{(2)}^T B_{22}^{-1} c_{(2)}}{\sigma^2} \quad (11)$$

Критерий 10 - несмещенный, то есть  $P(H_1|H_1) > P(H_1|H_0) = \alpha$ . Его мощность

$$W(c_{(2)}, S_\alpha(0)) = P_{c_{(2)}, \sigma^2}(f_{p-m, n-p}(X, 0) > f_{1-\alpha}(p-m, n-p)) = 1 - F_{p-m, n-p}(f_{1-\alpha}(p-m, n-p), \Delta^2)$$

строго возрастает по  $\Delta^2$ . Параметр нецентральности  $\Delta^2$  определен в 11.

**Пример** (Проверка однородности двух выборок).  $X = (X_1, \dots, X_m)$ ,  $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$  - независимые гауссовские выборки. То есть  $\{X_i\}$ ,  $\{Y_j\}$  - н.о.р.,  $X_1 \sim N(a, \sigma^2)$ ,  $Y_1 \sim N(b, \sigma^2)$ . Совокупность  $\{X_i\}$  и  $\{Y_j\}$  независимы,  $m+n > 2$ .

Дисперсии  $DX_1$ ,  $DY_1$  одинаковы ( $= \sigma^2$ ), неизвестны, средние  $a$  и  $b$  неизвестны.

$H_0: a = b$  (гипотеза однородности)

$H_1: a \neq b$

**Замечание.** При  $DX_1 \neq DY_1$  эта задача называется **проблемой Беренса-Фишера**.

$$\begin{cases} X_i = a + \varepsilon_i, & i = 1, \dots, m, \quad \varepsilon_i = X_i - a \\ Y_j = b + \hat{\varepsilon}_j, & j = 1, \dots, n, \quad \hat{\varepsilon}_j = Y_j - b \end{cases} \Rightarrow \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m, \hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_n - \text{н.о.р. } N(0, \sigma^2) \text{ с.л.в.}$$

$$\begin{aligned}
\widehat{X} &\stackrel{\text{def}}{=} (X_1, \dots, X_m, Y_1, \dots, Y_n)^T \\
c &= (a, b)^T \\
\mathcal{E}^T &= (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m, \widehat{\varepsilon}_1, \dots, \widehat{\varepsilon}_n)^T
\end{aligned}
\quad
Z = \begin{pmatrix} m \begin{Bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{Bmatrix} & 0 \\ 0 & n \begin{Bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{Bmatrix} \end{pmatrix} \Rightarrow \widehat{X} = Zc + \mathcal{E} \quad (12)$$

*гаусс. лин. регрессия*

Положим  $A = (1, -1)$ . Тогда  $Ac = a - b = \beta$ .

$$H_0 : Ac = a - b = \beta = 0 \quad (= \beta_0)$$

$$H_1 : Ac = a - b \neq 0 \quad (\beta \neq 0)$$

О.н.к. для вектора  $c$  - решение задачи

$$\sum_{i=1}^m (X_i - a)^2 + \sum_{j=1}^n (Y_j - b)^2 \rightarrow \min_{a,b} \Leftrightarrow \begin{cases} -2 \sum_i (X_i - a) = 0 \\ -2 \sum_j (Y_j - b) = 0 \end{cases}$$

Решением системы является  $\widehat{a}_m = \bar{X}$ ,  $\widehat{b}_n = \bar{Y}$  - оптимальные оценки  $a$  и  $b$ ,  $\widehat{c}_n = (\bar{X}, \bar{Y})^T$  - оптимальная оценка для  $c$ . Оптимальная оценка для  $\sigma^2$ :

$$\widehat{S}_{m+n}^2 = \frac{1}{m+n-2} \left[ \sum_i (X_i - \bar{X})^2 + \sum_j (Y_j - \bar{Y})^2 \right]$$

Тогда

$$\widehat{\beta}_n = A\widehat{c}_n = \bar{X} - \bar{Y}$$

$$Z^T Z = \begin{pmatrix} \overbrace{1 \dots 1}^m & 0 \\ 0 & \underbrace{1 \dots 1}_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} m & 0 \\ 0 & n \end{pmatrix} \Rightarrow \boxed{f_{1,m+n-2}(X, 0) = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})^2}{\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right) \widehat{S}_{m+n}^2}}$$

$$D = A(Z^T Z)^{-1} A^T = \begin{pmatrix} 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{m} & 0 \\ 0 & \frac{1}{n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix} = \frac{1}{n} + \frac{1}{m}$$

$F$ -критерий для  $H_0$  имеет вид

$$S_\alpha(0) = \{x \in \mathbb{R}^{m+n} : f_{1,m+n-2}(x, 0) > f_{1-\alpha}(1, m+n-2)\}$$

$$f_{1,m+n-2}(X, 0) \underset{H_0}{\sim} F(1, m+n-2)$$

$$f_{1,m+n-2}(X, 0) \underset{H_1}{\sim} F(1, m+n-2, \Delta^2),$$

$$\text{где параметр нецентральности } \Delta^2 = \Delta^2_{a-b}(\beta) = \frac{(a-b)^2}{\sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}$$

1. Если  $|a - b|$  возрастает, то мощность  $F$ -теста возрастает

2. Если  $\sigma \rightarrow 0$  или  $\frac{1}{n} + \frac{1}{m} \rightarrow 0$ , то мощность возрастает

## 2.3 Критерий согласия Хи-квадрат Пирсона. Проверка простой гипотезы в схеме Бернулли.

Пусть проводятся  $n$  независимых испытаний, и в каждом испытании возможны  $m \geq 2$  исходов  $A_1, \dots, A_m$  таких, что  $A_i A_j = \emptyset$ ,  $i \neq j$ ,  $\sum A_i = \Omega$ , тогда  $P(A_j) = p_j > 0$ ,  $\sum_{j=1}^m p_j = 1$ . Пусть  $\nu = (\nu_1, \dots, \nu_m)^T$ , а  $\nu_j$  - число появления  $A_j$  в  $n$  опытах, тогда  $\sum_{j=1}^m \nu_j = n$ . По вектору наблюдений  $\nu$  необходимо проверить следующую гипотезу:

$$H_0: p_j = p_j^\circ, j = 1, \dots, m$$

$$H_1: p_j \neq p_j^\circ \text{ хотя бы при одном } j$$

**Замечание.**  $H_0$  - простая гипотеза, т.к. полностью определяет распределение вектора  $\nu$ .

$$P(\nu_1 = k_1, \dots, \nu_m = k_m) \stackrel{H_0}{=} \frac{n!}{k_1! \dots k_m!} (p_1^\circ)^{k_1} \dots (p_m^\circ)^{k_m}$$

Это полиномиальное распределение  $\prod (n, p_1^\circ, \dots, p_m^\circ)$ . Статистика Хи-квадрат Пирсона:

$$\chi_n^2 \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j - np_j^\circ)^2}{np_j^\circ}$$

Поведение при альтернативе: Очевидно

$$\chi_n^2 = n \sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j/n - p_j^\circ)^2}{p_j^\circ}$$

В силу теоремы Бернулли  $\frac{\nu_j}{n} \xrightarrow{P} p_j$ . Поэтому

$$\sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j/n - p_j^\circ)^2}{p_j^\circ} \xrightarrow[\text{Т. о наслед. сход.}]{P} \sum_{j=1}^m \frac{(p_j - p_j^\circ)^2}{p_j^\circ} \stackrel{H_1}{>} 0$$

Значит,

$$\chi_n^2 \xrightarrow[H_1]{P} \infty, n \rightarrow \infty$$

Поэтому большие значения  $\chi_n^2$  часто свидетельствуют о том, что стоит отвергнуть  $H_0$ . Но насколько "большие" значения?

## 2.4 Теорема Пирсона

$$\chi_n^2 \xrightarrow[H_0]{d} \chi^2(m-1), n \rightarrow \infty$$

Правило: Если  $\chi_n^2 \leq \chi_{1-\alpha}(m-1)$ , то принимаем  $H_0$ , иначе принимаем  $H_1$ .

**Замечание.** Тогда

$$P(H_1|H_0) = P(\chi_n^2 > \chi_{1-\alpha}(m-1)|H_0) \rightarrow \alpha$$

$$P(H_0|H_1) = P(\chi_n^2 \leq \chi_{1-\alpha}(m-1)|H_1) \rightarrow 0$$

То есть

$$\begin{cases} P(H_0|H_0) \rightarrow 1 - \alpha \\ P(H_1|H_1) \rightarrow 1 \end{cases}$$

Вероятность принять правильную гипотезу близка к единице!

*Доказательство.* Покажем, что вектор  $\nu = (\nu_1, \dots, \nu_m)^T$  асимптотически нормален, то есть

$$\sqrt{n}(\nu/n - p) \xrightarrow{d} N(0, P - pp^T), \text{ где } P \stackrel{\text{def}}{=} \begin{pmatrix} p_1^\circ & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & p_m^\circ \end{pmatrix} \quad (13)$$

Введем вектора  $X_1, \dots, X_n$ , где  $X_i = (0, \dots, 0, \frac{1}{j}, 0, \dots, 0)^T$ , если в  $i$ -ом испытании произошло  $A_j$ . Тогда  $\nu = \sum_{i=1}^n X_i$

$$\sqrt{n}(\nu/n - p) = \sqrt{n} \sum_{i=1}^n (X_i - p) \quad (14)$$

Здесь  $\{X_i\}$  - н.о.р.,  $EX_1 = p$ ,  $\text{cov}(X_1, X_1) = E(X_1 - p)(X_1 - p)^T = EX_1 X_1^T - pp^T = P - pp^T$ . Поэтому соотношение (13) следует из соотношения (14) и ЦПТ.

Матрица  $P - pp^T$  вырождена, так как сумма ее столбцов равна нулю: если  $e = (1, \dots, 1)^T$ , то  $(P - pp^T)e = p - p(p^T e) = p - p = 0$

Пусть

$$P^{-1/2} \stackrel{\text{def}}{=} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{p_1^\circ}} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \frac{1}{\sqrt{p_m^\circ}} \end{pmatrix}, \quad \xi_n \stackrel{\text{def}}{=} \sqrt{n} P^{-1/2} (\nu/n - p)$$

В силу теоремы о наследовании слабой сходимости и соотношения (13)

$$\xi_n \xrightarrow{d} N(0, P^{-1/2}(P - pp^T)(P^{-1/2})^T) = N(0, E_m - zz^T), \text{ где } z = (\sqrt{p_1^\circ}, \dots, \sqrt{p_m^\circ})^T \quad (15)$$

Пусть ортогональная матрица  $U = \begin{pmatrix} \sqrt{p_1^\circ} & \dots & \sqrt{p_m^\circ} \\ \dots & \dots & \dots \end{pmatrix}$ . Тогда

$$\begin{aligned} U(E_m - zz^T)U^T &= E_m - (Uz)(Uz)^T = \\ &= \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} (1 \ 0 \ \dots \ 0) = \begin{pmatrix} 0 & & 0 \\ & 1 & \\ 0 & & \ddots \\ & & & 1 \end{pmatrix} = \tilde{E}_1 \end{aligned}$$

В силу (15) и теоремы о слабой сходимости

$$U\xi_n \xrightarrow{d} N(0, \tilde{E}_1) = (0, \eta_2, \dots, \eta_m)^T \quad (16)$$

где  $\{\eta_2, \dots, \eta_m\}$  - независимые  $N(0, 1)$  сл.в. Из (16) и теоремы о наследовании слабой сходимости следует:

$$|U\xi_n|^2 \xrightarrow{d} \eta_2^2 + \dots + \eta_m^2 \sim \chi^2(m-1) \quad (17)$$

Осталось заметить, что

$$|U\xi_n|^2 = |\xi_n|^2 = \sum_{j=1}^m \left[ \frac{1}{\sqrt{p_j^\circ}} \sqrt{n}(\nu_j/n - p_j^\circ) \right]^2 = \sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j - np_j^\circ)^2}{np_j^\circ} = \chi_n^2$$

Из этого равенства и соотношения (17) следует теорема Пирсона.  $\square$

**Пример** (Проверка простой гипотезы о виде функции распределения).  $X = (X_1, \dots, X_n)$ ,  $\{X_i\}$  - н.о.р.,  $X_1 \sim F(x)$ .

$$H_0: F(x) = F_0(x), \quad (F_0 \text{ известна})$$

$$H_1: F(x) = F_1(x), \quad F_1(x) \neq F_0(x)$$

Разобьем носитель  $X_1$  на непересекающиеся отрезки  $\Delta_1, \dots, \Delta_m$ ,  $m \geq 2$  так, что  $X_1 \in \Delta_1 \cup \Delta_2 \cup \dots \cup \Delta_m$

$$p_j^\circ \stackrel{\text{def}}{=} P(X_1 \in \Delta_j | H_0) = \int_{\Delta_j} dF_0(x) > 0 \quad \forall j$$

Тогда  $\sum_{j=1}^m p_j^\circ = 1$ . С каждой величиной  $X_i$  свяжем испытание с исходами  $A_1, \dots, A_m$ , причем  $A_j$  происходит тогда и только тогда, когда  $X_i \in \Delta_j$ . При  $H_0$   $P(A_j) = p_j^\circ$ . Тогда наблюдения  $X_1, \dots, X_n$  порождают полиномиальную схему независимых испытаний. Пусть  $\nu_j$  - число исхода  $A_j$  в этих испытаниях, то есть число наблюдений среди  $X_1, \dots, X_n$ , попавших в  $\Delta_j$ . В силу теоремы Пирсона:

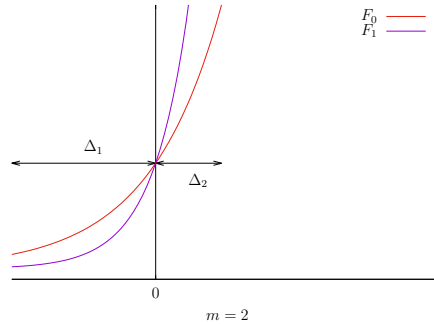
$$\chi_n^2 \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j - np_j^\circ)^2}{np_j^\circ} \xrightarrow{H_0} \chi^2(m-1)$$

Правило:  $H_0$  будем отвергать, если  $\chi_n^2 > \chi_{1-\alpha}^2(m-1)$ . ( $\alpha$  задано) Тогда  $P(H_1 | H_0) \rightarrow \alpha$ ,  $n \rightarrow \infty$ .

$$p_j \stackrel{\text{def}}{=} P(X_1 \in \Delta_j | H_1) = \int_{\Delta_j} dF_1(x)$$

Если верна  $H_1$  и хоть при одном  $j$   $p_j \neq p_j^\circ$ , то  $P(H_0 | H_1) = P(\chi_n^2 < \chi_{1-\alpha}^2(m-1) | H_1) \rightarrow 0$

**Замечание.** Если  $F_0 \neq F_1$ , но  $p_j = p_j^\circ \quad \forall j$ , то  $P(H_0 | H_1) = P(H_0 | H_0) \rightarrow 1 - \alpha \neq 0$ . Например:



Здесь  $P(X_1 \in \Delta_1 | H_0) = F_0(0) = P(X_1 \in \Delta_1 | H_1) = F_1(0)$ . Значит, и  $P(X_1 \in \Delta_2 | H_0) = 1 - F_0(0) = P(X_1 \in \Delta_2 | H_1) = 1 - F_1(0)$ .

## Проверка сложной гипотезы в схеме испытаний Бернулли

Пусть проводится  $n$  независимых испытаний, исходы  $A_1, \dots, A_m$ ,  $\nu = (\nu_1, \dots, \nu_m)^T$  - вектор наблюдений. Пусть  $H_0: P(A_j) = p_j(\theta)$ ,  $\theta \in \Theta \in \mathbb{R}^k$ ,  $k < m-1$ .

Условия регулярности

$$1. \sum_{j=1}^m p_j(\theta) = 1, \quad \theta \in \Theta$$

$$2. p_j(\theta) \geq c > 0 \quad \forall j = 1, \dots, m \text{ и } \exists \frac{\partial p_j(\theta)}{\partial \theta_l}, \frac{\partial^2 p_j(\theta)}{\partial \theta_l \partial \theta_r}$$

$$3. \underbrace{\text{rank}\left(\frac{\partial p_j(\theta)}{\partial \theta_l}\right)}_{m \times k} = k, \forall \theta \in \Theta$$

В качестве оценки  $\theta$  при  $H_0$  будем использовать мультиномиальные оценки максимального правдоподобия:

$$P(\nu_1 = k_1, \dots, \nu_m = k_m) = \frac{n!}{k_1! \dots k_m!} p_1^{k_1}(\theta) \dots p_m^{k_m}(\theta)$$

логарифмического правдоподобия:

$$L_n(\nu, \theta) = \ln \left( \frac{n!}{\nu_1! \dots \nu_m!} \right) + \sum_{j=1}^m \nu_j \ln p_j(\theta)$$

оценки максимального правдоподобия (мультиномиальные):

$$L_n(\nu, \theta) \rightarrow \max_{\theta \in \Theta}$$

## 2.5 Теорема Фишера

Пусть выполнены условия регулярности,  $\hat{\theta}_n$  - мульт. о.м.п. Тогда

$$\hat{\chi}_n^2 = \sum_{j=1}^m \frac{(\nu_j - np_j(\hat{\theta}_n))^2}{np_j(\hat{\theta}_n)} \xrightarrow[H_0]{d} \chi(m - k - 1)$$

Правило: Если  $\hat{\chi}_n^2 \leq \chi_{1-\alpha}(m-k-1)$ , то принимаем  $H_0$ , иначе принимаем  $H_1$ . Тогда  $P(\overline{H_0} | H_0) \rightarrow \alpha$

**Пример** (Проверка независимости признаков). Пусть объект классифицирован по двум  $A$  и  $B$ ,  $A = \{A_1, \dots, A_s\}$ ,  $B = \{B_1, \dots, B_r\}$ ,  $s > 1$ ,  $r > 1$ . Проводится  $n$  опытов, и пусть  $\nu_{ij}$  - число объектов, имеющих признаки  $A_i B_j$ .

Пусть  $p_{ij} = P(A_i B_j)$ . Гипотеза независимости  $H_0$ :  $p_{ij} = p_{i\bullet} p_{\bullet j}$  для положительных  $p_{i\bullet}$  и  $p_{\bullet j}$  таких, что  $\sum_{i=1}^s p_{i\bullet} = 1$ ,  $\sum_{j=1}^r p_{\bullet j} = 1$ .

При  $H_0$  логарифмическое правдоподобие

$$L_n(\nu, p_{i\bullet}, p_{\bullet j}) = \ln \frac{n!}{\prod_{i,j} \nu_{ij}} + \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r \nu_{ij} \ln(p_{i\bullet} p_{\bullet j})$$

Максимизируя эту функцию по  $p_{i\bullet}$ ,  $p_{\bullet j}$  при условиях, что  $\sum_{i=1}^s p_{i\bullet} = 1$ ,  $\sum_{j=1}^r p_{\bullet j} = 1$ , находим оценки

$$\hat{p}_{i\bullet} = \frac{\nu_{i\bullet}}{n}, \quad \hat{p}_{\bullet j} = \frac{\nu_{\bullet j}}{n}, \quad \text{где } \nu_{i\bullet} = \sum_j \nu_{ij}, \quad \nu_{\bullet j} = \sum_i \nu_{ij}$$

Статистика Хи-квадрат имеет вид

$$\hat{\chi}_n^2 = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r \frac{(\nu_{ij} - n\hat{p}_{i\bullet}\hat{p}_{\bullet j})^2}{n\hat{p}_{i\bullet}\hat{p}_{\bullet j}}$$

$$\hat{\chi}_n^2 \xrightarrow[H_0]{d} \chi((s-1)(r-1))$$

так как  $m - k - 1 = sr - (s + r - 2) - 1 = (s-1)(r-1)$ .

Правило: Если  $\hat{\chi}_n^2 > \chi_{1-\alpha}((s-1)(r-1))$ , то отвергаем  $H_0$ . Асимптотический уровень теста есть  $\alpha$



**Пример** (W.H.Gilby. Biometrika, 8,94). 1725 школьников классифицировали в соответствии с их качеством одежды и в соответствии с умственными способностями. Использовали следующие градации:

*A* — умственно отсталый

*B* — медлительный и тупой

*C* — тупой

*D* — медлительный, но умный

*E* — достаточно умный

*F* — способный

*G* — очень способный

$H_0$ : признаки независимы
-----------------------------

	Способности						
Как одевается	A и B	C	D	E	F	G	Сумма
Очень хорошо	33	48	113	209	194	39	636
Хорошо	41	100	202	255	138	15	751
Сносно	39	58	70	61	33	4	256
Очень плохо	17	13	22	10	10	1	73
Сумма	130	219	407	535	375	59	1725

Здесь  $\chi_n^2 = 174.92 > \chi_{0.999}(15) = 37.697$ .

Здесь  $15 = (s - 1)(r - 1) = (4 - 3)(6 - 1) \Rightarrow$  Отвергаем  $H_0$

### 3 Введение в робастное оценивание

Схема засорений Мартина-Йохаи имеет вид:

$$y_t = u_t + z_t^\gamma \xi_t, \quad t = 1, \dots, n$$

Здесь  $\{u_t\}$  - "полезный сигнал" (временной ряд);

$\{z_t^\gamma\}$  - н.о.р. сл.в.,  $z_1^\gamma \sim \text{Bin}(1, \gamma)$  с  $0 \leq \gamma \leq 1$  ( $\gamma$  - уровень засорения);

$\{\xi_t\}$  - н.о.р. сл.в. - грубые выбросы,  $\xi_1$  - имеет распределение  $\mu_\xi \in M_\xi$ ; Распределение  $\mu_\xi$  неизвестно, а множество  $M_\xi$  известно;

Последовательности  $\{u_t\}, \{z_t^\gamma\}, \{\xi_t\}$  независимы между собой.

Пусть  $y_1, \dots, y_n$  - наблюдения, и распределение вектора  $Y_n = (y_1, \dots, y_n)$  зависит от неизвестного параметра  $\beta$ . Пусть  $\hat{\beta}_n$  - некоторая оценка  $\beta$

Основное предположение

При любом  $0 \leq \gamma \leq 1$  существует предел

$$\hat{\beta}_n \xrightarrow{P} \theta_\gamma, \quad n \rightarrow \infty; \quad \theta_0 = \beta$$

**Опр. 1.** Если существует предел

$$IF(\theta_\gamma, \mu_\xi) \stackrel{\text{def}}{=} \lim_{\gamma \rightarrow +0} \frac{\theta_\gamma - \theta_0}{\gamma}$$

то  $IF(\theta_\gamma, \mu_\xi)$  называется **функционалом влияния оценки**  $\hat{\beta}_n$

Если функционал влияния существует, то

$$\theta_\gamma = \theta_0 + IF(\theta_\gamma, \mu_\xi)\gamma + \bar{o}(\gamma), \quad \gamma \rightarrow +0$$

$IF(\theta_\gamma, \mu_\xi)$  характеризует главный линейный по  $\gamma$  член в разложении по  $\gamma$  асимптотического смещения  $\theta_\gamma - \theta_0 = \theta_\gamma - \beta$

**Опр. 2.** Величина  $GES(\theta_\gamma, M_\xi) \stackrel{\text{def}}{=} \sup_{\mu_\xi \in M_\xi} |IF(\theta_\gamma, \mu_\xi)|$  называется **чувствительностью** оценки  $\hat{\beta}_n$  к засорениям (выбросам).

Если  $GES(\theta_\gamma, M_\xi) < \infty$ , то главный член по  $\gamma$  асимптотического смещения  $IF(\theta_\gamma, \mu_\xi)\gamma$  равномерно по  $\mu_\xi$  тах при таких  $\gamma$

**Опр. 3.** Если  $GES(\theta_\gamma, M_\xi) < \infty$ , то оценка  $\hat{\beta}_n$  называется **робастной по смещению**, или **B-робастной**.

**Пример** (Выборочное среднее).

$$\begin{cases} u_t = a + \varepsilon_t \\ y_t = u_t + z_t^\gamma \xi_t, \quad t = 1, \dots, n \end{cases}$$

$\{\varepsilon_t\}$  - н.о.р. сл.в.,  $E\varepsilon_1 = 0$  (тогда  $E u_t = a$ ),  $E|\xi_1| < \infty$

Возьмем оценкой  $a$  эмпирическое среднее  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t$ . Тогда  $\bar{y} \xrightarrow{P} E(u_1 + z_1^\gamma \xi_1) = a + \gamma E\xi_1 = \theta_\gamma^{LS}$  Функция  $\theta_\gamma^{LS}$  определена при всех  $\gamma$ ,

$$\frac{d\theta_\gamma^{LS}}{d\gamma} = E\xi_1 = IF(\theta_\gamma^{LS}, \mu_\xi)$$

Если  $M_1$  - класс распределений с конечным первым моментом, то

$$GES(\theta_\gamma^{LS}, M_1) = \sup_{\mu_\xi \in M_1} |E\xi_1| = \infty$$

Оценка  $\bar{y}$  не B-робастна на классе  $M_1$ !

**Пример** (Выборочная медиана). Пусть

$$u_t = a + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n, \quad \text{где } \{\varepsilon_t\} - \text{н.о.р. сл.в.} \quad (1)$$

$\varepsilon_1 \sim G(x)$ , функция распределения  $G(x)$  неизвестна,  $G(0) = 1/2$ . Тогда функция распределения  $u_1$  есть  $F(x) = G(x - a)$ , то есть  $F(a) = 1/2$ . Таким образом, медиана  $G(x)$  это 0, медиана  $F(x)$  -  $a$ .

Если  $\varepsilon_1$  имеет симметричное относительно 0 распределение (то есть  $\varepsilon_1 \stackrel{d}{=} -\varepsilon_1$ , что для непрерывной  $G(x)$  равносильно условию  $G(x) + G(-x) = 1 \quad \forall x$ ), то автоматически  $G(0) = 1/2$ . Если вдобавок  $E|\varepsilon_1| < \infty$ , то  $E\varepsilon_1 = 0, Eu_1 = a$

Итак, при сформулированных условиях оценку медианы можно использовать как оценку математического ожидания.

Пусть  $u_{(1)} \leq u_{(2)} \leq \dots \leq u_{(n)}$  будет вариационный ряд наблюдений  $u_1, \dots, u_n$ .

**Опр. 4.** Величина

$$\hat{m}_n = \begin{cases} u_{(k+1)} & n = 2k - 1 \\ \frac{u_{(k+1)} + u_{(k)}}{2} & n = 2k \end{cases}$$

называется **выборочной медианой** наблюдений  $u_1, \dots, u_n$ .

Мы знаем, что если  $G(x)$  дифф. в нуле, и  $g(0) = G'(0) > 0$ , то для выборочной медианы справедлива асимптотическая нормальность:

$$\sqrt{n}(\hat{m}_n - a) \xrightarrow{d} N(0, \frac{1}{4g^2(0)}), \quad n \rightarrow \infty$$

Если в (1)  $\{\varepsilon_t\}$  - н.о.р.,  $E\varepsilon_1 = 0$ ,  $0 < E\varepsilon_1^2 = \sigma^2 < \infty$ , то  $\sqrt{n}(\tilde{y} - a) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2)$ . Значит асимптотическая оптимальная эффективность выборочной медианы относительно  $\tilde{y}$  равна

$$e_{\hat{m}_n, \bar{X}} = 4g^2(0)\sigma^2$$

Изучим B-робастность выборочной медианы. Пусть

$$\begin{cases} u_t = a + \varepsilon_t \\ y_t = u_t + z_t^\gamma \xi_t, \quad t = 1, \dots, n \end{cases} \quad \hat{m}_n^y = \begin{cases} y_{(k+1)}, \quad n = 2k - 1 \\ \frac{y_{(k)} + y_{(k+1)}}{2}, \quad n = 2k \end{cases}$$

**Теорема 1.**

Пусть  $\exists g(x) = G'(x)$ ,  $g(x)$  непрерывна и ограничена,  $g(0) > 0$ ,  $G(0) = 1/2$ . Тогда:

$$1. \quad \hat{m}_n^y \xrightarrow{P} \theta_\gamma^m, \quad \theta_0 = a$$

2. Существует функционал влияния выборочной медианы

$$IF(\theta_\gamma^m, \mu_\xi) = \frac{1 - 2EG(-\xi_1)}{2g(0)}$$

3. Чувствительность выборочной медианы на классе всех возможных распределений  $M_\xi$

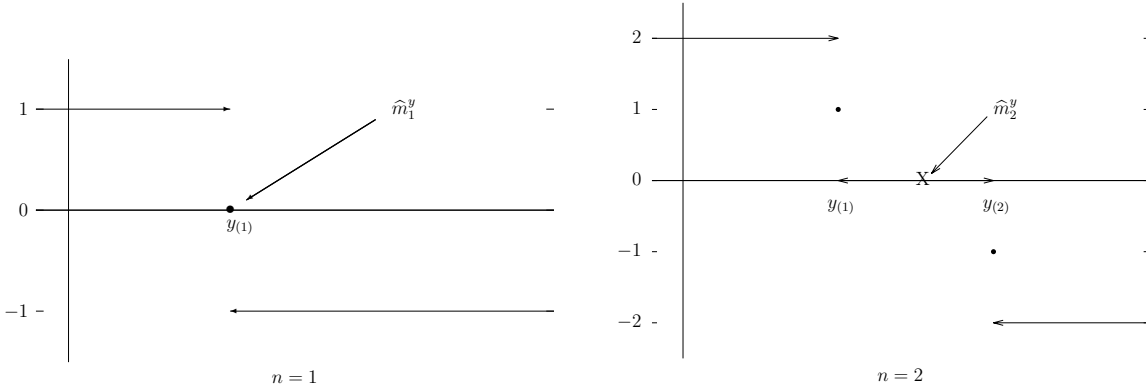
$$GES(\theta_\gamma^m, \mu_\xi) = \sum_{\mu_\xi \in M_\xi} |IF(\theta_\gamma^m, \mu_\xi)| = \frac{1}{2g(0)} < \infty$$

то есть выборочная медиана B-робастна.

Доказательство. 1. Выборочная медиана  $\hat{m}_n^y$  удовлетворяет уравнению

$$l_n(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \text{sgn}(y_t - \theta) = 0, \text{ где } \text{sgn}(x) = \begin{cases} -1, x < 0 \\ 0, x = 0 \\ 1, x > 0 \end{cases} \quad (2)$$

Справедливость формулы (2) легко понять из следующих рисунков:



Так бывает всегда: при нечетном  $n$  решение уравнения (2) всегда  $\exists!$ , это  $\hat{m}_n^y$ ; при четном  $n$  решений целый интервал и  $\hat{m}_n^y$  - его середина.

В силу Закона Больших Чисел при любом  $\theta$  и любом  $0 \leq \gamma \leq 1$

$$l_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \text{sgn}(y_t - \theta) \xrightarrow{P} E \text{sgn}(y_1 - \theta) \stackrel{\text{def}}{=} \Lambda_M(\gamma, \theta)$$

Задача: Пусть  $\xi$  и  $\eta$  - независимые случайные векторы, причем  $\eta$  - дискретный вектор со значениями  $\eta_1, \eta_2, \dots$ . Проверить, что

$$E\phi(\xi, \eta) = \sum_{k \geq 1} E\phi(\xi, \eta_k)P(\eta = \eta_k) = \sum_{k \geq 1} E(\phi(\xi, \eta_k)|H_k)P(H_k), \text{ где гипотеза } H_k = (\eta = \eta_k)$$

Найдем удобный вид для  $\Lambda_M(\gamma, \theta)$ . Имеем

$$\Lambda_M(\gamma, \theta) = E(1 - 2I(y_1 - \theta \leq 0)) = 1 - 2EI(\varepsilon_1 \leq \theta - a - z_1^\gamma \xi_1) = 1 - 2EG(\theta - a - z_1^\gamma \xi_1) \quad (3)$$

так как  $\text{sign} x = 1 - 2I(x < 0)$ ,  $x \neq 0$ . Чтобы упростить (3), введем две гипотезы  $H_1 = (z_1^\gamma = 0)$  и  $H_2 = (z_2^\gamma = 1)$ . Тогда, используя задачу, получаем из (3):

$$\Lambda_M(\gamma, \theta) = 1 - 2(1 - \gamma)G(\theta - a) - 2\gamma EG(\theta - a - \xi_1)$$

Функция  $\Lambda_M(\gamma, \theta)$  определена при всех  $\gamma, \theta$ .

2. Функция  $\Lambda_M(\gamma, \theta)$  в окрестности точки  $(0, a)$  удовлетворяет всем предположениям теоремы о неявной функции. А именно:

(a)  $\Lambda_M(0, a) = 1 - 2G(0) = 0$

(b) Существует и непрерывны по паре  $(\gamma, \theta)$  функции  $\frac{\partial \Lambda_M(\gamma, \theta)}{\partial \gamma}$  и  $\frac{\partial \Lambda_M(\gamma, \theta)}{\partial \theta}$

(c)

$$\frac{\partial \Lambda_M(\gamma, \theta)}{\partial \theta} = -2g(0) \neq 0$$

Значит, в окрестности точки  $(0, a)$  определена функция  $\theta_m(\gamma) = \theta_\gamma^m$  такая, что

$$\Lambda_M(\gamma, \theta_\gamma^m) = 0$$

Кроме того,  $\theta_0^m = a$ ;  $\theta_\gamma^m \rightarrow \theta_0$  при  $\gamma \rightarrow 0$ ; Функция  $\theta_0^m$  дифференцируема в точке  $\gamma = 0$ , и

$$\left. \frac{d\theta_\gamma^m}{d\gamma} \right|_{\gamma=0} = - \left( \frac{\partial \Lambda_m(0, a)}{\partial \theta} \right)^{-1} \frac{\partial \Lambda_m(0, a)}{\partial \gamma} = \frac{1 - 2EG(-\xi_1)}{2g(0)} \quad (4)$$

3. Покажем, что

$$\widehat{m}_n^y \xrightarrow{P} \theta_\gamma^m, \quad n \rightarrow \infty \quad (5)$$

Тогда из (4)-(5) будет следовать, что функционал влияния выборочной медианы равен

$$IF(\theta_\gamma^m, \mu_\xi) = \frac{1 - 2EG(-\xi_1)}{2g(0)} \quad (6)$$

Модуль числителя в (6) не больше единицы, причем если  $\theta_1$  неслучайно и  $\theta_1 \rightarrow \infty$ , то числитель стремится к единице. Значит,

$$GES(\theta_\gamma^m, M_\xi) = \sup_{\mu_\xi \in M_\xi} |IF(\theta_\gamma^m, \mu_\xi)| = \frac{1}{2g(0)}$$

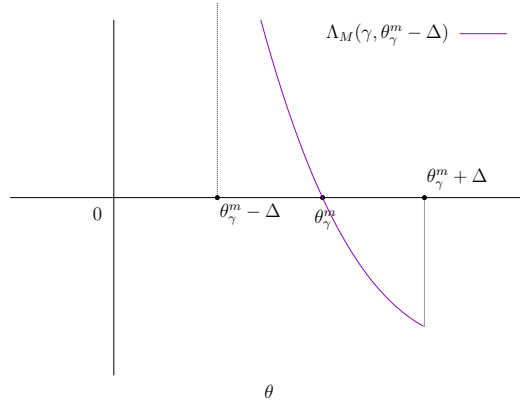
то есть мы докажем теорему.

Докажем (5). Имеем при малых  $\gamma, \xi, \theta$  ( $\gamma$ -фикс.) вблизи  $a$ :

$$\frac{\partial \Lambda_M(\gamma, \theta)}{\partial \theta} = -2(1 - \gamma)g(\theta - a) - 2\gamma Eg(\theta - a - \xi_1) < 0$$

то есть  $\Lambda_M(\gamma, \theta)$  убывает по  $\theta$ . Значит,  $\begin{cases} \Lambda_M(\gamma, \theta_\gamma^m - \Delta) > 0 \\ \Lambda_M(\gamma, \theta_\gamma^m + \Delta) < 0 \end{cases}$  Но

$$\begin{cases} l_n(\theta_\gamma^m - \Delta) \xrightarrow{P} \Lambda_M(\gamma, \theta_\gamma^m - \Delta) > 0 \\ l_n(\theta_\gamma^m + \Delta) \xrightarrow{P} \Lambda_M(\gamma, \theta_\gamma^m + \Delta) < 0 \end{cases} \quad (7)$$



Функция  $l_n(\theta)$  монотонно убывает (точнее, не возрастает) по  $\theta$ . В силу (7) с вероятностью сколь угодно близкой к единице при достаточно больших  $n$  все корни уравнения  $l_n(\theta) = 0$  лежат в интервале  $(\theta_\gamma^m - \Delta, \theta_\gamma^m + \Delta)$ . А значит и выборочная медиана тоже! Поскольку  $\Delta > 0$  любое, то получаем

$$\hat{m}_n^y \xrightarrow{P} \theta_\gamma^m, \quad n \rightarrow \infty$$

что и доказывает теорему. □

### Как находить функционал влияния в общей ситуации?

Пусть оценка  $\hat{\beta}_n$  ищется как корень уравнения:

$$l_n(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \phi_t(J_n, \theta) = 0 \quad (8)$$

Пусть будут выполнены следующие условия

1.

$$l_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \phi_t(J_n, \theta) \xrightarrow{P} \Lambda(\gamma, \theta)$$

при всех  $|\theta - \beta| < \delta$ ,  $0 \leq \gamma < \gamma_0$

2.  $\Lambda(0, \beta) = 0$

3. Пусть  $\Lambda(\gamma, \theta)$  можно продолжить на отрезок малых  $\gamma$  так, что при  $|\theta - \beta| < \delta$ ,  $|\gamma| < \gamma_0$  существуют и непрерывны по паре аргументов  $(\gamma, \theta)$  частные производные  $\frac{\partial \Lambda(\gamma, \theta)}{\partial \gamma}$ ,  $\frac{\partial \Lambda(\gamma, \theta)}{\partial \theta}$ .

4. Пусть  $\lambda(\beta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\partial \Lambda(0, \theta)}{\partial \theta} \neq 0$

### Теорема 2.

Пусть выполнены условия (1)-(4), и функции  $\phi_t(J_n, \theta)$  непрерывны по  $\theta$ . Тогда уравнение (8) с вероятностью, стремящейся к единице при  $n \rightarrow \infty$ , имеет при достаточно малых  $\gamma > 0$  решение  $\hat{\beta}_n$ , что соответствующая оценка  $\tilde{\beta}_n \xrightarrow{P} \theta_\gamma$ ,  $\theta_0 = 0$ , и существует функционал влияния:

$$IF(\theta_\gamma, \mu_\xi) = -\frac{1}{\lambda(\beta)} \frac{\partial}{\partial \gamma} \Lambda(0, \beta)$$

**Пример** ( $M$ -оценка медианы). Пусть

$$\begin{cases} u_t = a + \varepsilon_t \\ y_t = u_t + z_t^\gamma \xi_t \end{cases} \quad \{\varepsilon_t\}\text{-н.о.р.}, \quad \varepsilon_1 \sim g(x) = G'(x), \quad g(x) = g(-x)$$

Тогда  $a$  - медиана функции распределения случайной величины  $u_1$ .

Будем искать оценку  $a$ , обозначим ее как  $\hat{a}_n$ , как корень уравнения

$$\sum_{t=1}^n \psi(y_t - \theta) = 0 \quad (9)$$

Тогда оценка называется  $M$ -**оценкой**. В частности, при  $\psi(x) = x$ ,  $\hat{a}_n = \bar{y}$ ; при  $\psi(x) = \text{sgn}(x)$ ,  $\hat{a}_n = \hat{m}_n^y$ .

Пусть выполняются условия:

1.  $\psi(x)$  - нечетная строго возрастающая функция

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \psi(x) = c_1 > 0, \quad \lim_{x \rightarrow -\infty} \psi(x) = c_2 < \infty$$

2. Существует непрерывная и ограниченная  $\psi'(x)$ ,  $E\psi'(\varepsilon_1) \neq 0$

Тогда уравнение (9) всегда имеет и притом единственное решение. Условия (1)-(2) выполнены, например, для  $\psi(x) = \arctan(x)$ .

Найдем функционал влияния и чувствительность  $M$ -оценки, используя теорему 2. Проверим ее условия:

1.

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \psi(y_t - \theta) \xrightarrow{P} E\psi(y_1 - \theta) \stackrel{\text{def}}{=} \Lambda(\gamma, \theta), \quad \forall \theta, \quad \forall 0 \leq \gamma \leq 1$$

Введем гипотезы  $H_1 = (z_1^\gamma = 0)$ ,  $H_2 = (z_2^\gamma = 0)$ . Тогда

$$\Lambda(\gamma, \theta) = \sum_{i=1}^2 E(\psi(\underbrace{\varepsilon_1 + a + z_1^\gamma \xi_1}_{y_1} - \theta) | H_i) P(H_i) = (1 - \gamma) E\psi(\varepsilon_1 + a - \theta) + \gamma E\psi(\varepsilon_1 + \xi_1 + a - \theta)$$

2.  $\Lambda(0, a) = E\psi(\varepsilon_1) = 0$ , так как  $\psi(x)$  - нечетная, а  $g(x)$ -четная.

3. Функция  $\Lambda(\gamma, \theta)$  определена при всех  $\gamma$  и  $\theta$ . Частные производные  $\frac{\partial \Lambda(\gamma, \theta)}{\partial \gamma}$ ,  $\frac{\partial \Lambda(\gamma, \theta)}{\partial \theta}$  существуют при условиях (1)-(2) и непрерывны по паре  $(\gamma, \theta)$ . В частности,

$$\frac{\partial \Lambda(0, a)}{\partial \gamma} = -E\psi(\varepsilon_1) + E\psi(\varepsilon_1 + \xi_1) = E\psi(\varepsilon_1 + \xi_1)$$

4.  $\frac{\partial \Lambda(0, a)}{\partial \theta} = -E\psi'(\varepsilon_1) \neq 0$

В силу теоремы 2

$$\hat{a}_n \xrightarrow{P} \theta_\gamma, \quad \theta_0 = a$$

$$IF(\theta_\gamma, \mu_\xi) = \frac{E\psi(\varepsilon_1 + \xi_1)}{E\psi'(\varepsilon_1)}$$

$$GES(\theta_\gamma, M_\xi) \leq \frac{\max\{|c_1|, |c_2|\}}{E\psi'(\varepsilon_1)} < \infty, \quad M_\xi\text{-класс всех вер. распределений}$$

## 4 Статистический анализ авторегрессионных моделей.

Пусть  $\dots, S_{-1}, S_0, S_1, \dots$  - стоимости ценных бумаг, например, акций. Величины

$$u_t = \ln(S_t/S_{t-1}) = \ln S_t - \ln S_{t-1}$$

называются логарифмическими приращениями и для описания их поведения часто используют стохастические разностные уравнения. Например, AR(p)-уравнение имеет вид

$$u_t = \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots + \beta_p u_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t \in \mathbb{Z}$$

Здесь  $\{\varepsilon_t\}$  - н.о.р. сл.в.,  $E\varepsilon_1 = 0$ ,  $0 < E\varepsilon_1^2 = \sigma^2 < \infty$ ;  $\beta_1, \dots, \beta_p \in \mathbb{R}^1$  ( $\beta_p \neq 0$ ) - это неизвестные коэффициенты авторегрессии.

Иногда удобно рассматривать AR(p)-уравнение для  $t \equiv 1, 2, \dots$  при начальных условиях  $u_{1-p}, \dots, u_0$ .

ARCH(p)-уравнение имеет вид:

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \text{где } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2, \quad t \in \mathbb{Z}$$

Здесь  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_k \geq 0$ ,  $\alpha_p > 0$ ,  $\{\varepsilon_t\}$  - н.о.р.,  $E\varepsilon_1 = 0$ ,  $E\varepsilon_1^2 = 1$

### 4.1 Метод максимального правдоподобия и метод наименьших квадратов в авторегрессии.

AR(1)-модель.

$$u_t = \beta u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots; \quad u_0 = 0, \quad \beta \in \mathbb{R}^1, \quad \{\varepsilon_t\} \text{ - н.о.р. сл.в., } E\varepsilon_1 = 0, \quad 0 < E\varepsilon_1^2 < \infty \quad (1)$$

Тогда

$$u_t = \beta(\beta u_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t = \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} + \beta^2 u_{t-2} = \dots = \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta^{t-1} \varepsilon_1$$

#### 1. Стационарный случай $|\beta| < 1$ .

$$u_t \xrightarrow{\text{с.к.}} u_t^0 \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j \geq 0} \beta^j \varepsilon_{t-j}$$

и ряд средне-квадратично сходится, так как

$$E(u_t - u_t^0)^2 = E\left(\sum_{j \geq t} \beta^j \varepsilon_{t-j}\right)^2 = E\varepsilon_1^2 \sum_{j \geq t} \beta^{2j} = \underline{\underline{\mathcal{O}}}(\beta^{2t}) = \bar{\bar{\mathcal{O}}}(1), \quad t \rightarrow \infty$$

#### 2. Критический случай (неустойчивая авторегрессия) $|\beta| = 1$

#### 3. Взрывающаяся авторегрессия $|\beta| > 1$

$$Du_t = D \sum_{j=1}^{t-1} \beta^j \varepsilon_{t-j} = E\varepsilon_1^2 \sum_{j=0}^{t-1} \beta^{2j} = \underbrace{E\varepsilon_1^2(1 - \beta^{2t})}_{1-\beta^2} = \underline{\underline{\mathcal{O}}}(\beta^{2t}) \rightarrow \infty, \quad t \rightarrow \infty \text{ эксп. быстро}$$



Мы знаем: оптимальный средне-квадратичный прогноз  $u_{n+1}$  по  $u_1, \dots, u_n$  есть  $\tilde{u}_{n+1} = \beta u_n$ .  
Надо уметь оценивать  $\beta$ !

Пусть  $\varepsilon_1 \sim g(x)$ , ????. Положим

$$\mathcal{E} \stackrel{\text{def}}{=} (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)^T, \quad U = (u_1, \dots, u_n)^T, \quad B = \begin{pmatrix} 1 & & & 0 \\ -\beta & \ddots & & \\ & \ddots & \ddots & \\ 0 & & -\beta & 1 \end{pmatrix}$$

Тогда из (1)

$$\mathcal{E} = BU \Rightarrow U = B^{-1}\mathcal{E} \quad (2)$$

Пл.в. вектора  $\mathcal{E}$  есть  $g_{\mathcal{E}}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n g(x_i)$ . Тогда пл.в. вектора  $U$  есть в силу (2)

$$g_n(y, \beta) = \frac{1}{|\det(B^{-1})|} g_{\mathcal{E}}(By) = \left| By = \begin{pmatrix} y_1 - \beta * 0 \\ y_2 - \beta y_1 \\ \vdots \\ y_n - \beta y_{n-1} \end{pmatrix} \right| = \prod_{t=1}^n g(y_t - \beta y_{t-1}), \quad \text{где } y = (y_1, \dots, y_n)$$

О.м.п. для  $\beta$  - решение задачи

$$\ln g_U(U, \theta) = \sum_{t=1}^n \ln g(u_t - \theta u_{t-1}) \rightarrow \max_{\theta \in \mathbb{R}^1} \quad (3)$$

Для гладкой  $g$  уравнение максимального правдоподобия

$$\sum_{t=1}^n u_{t-1} \frac{g'(u_t - \theta u_{t-1})}{g(u_t - \theta u_{t-1})} = 0 \quad (4)$$

**Пример** ( $\varepsilon_1 \sim N(0, \sigma^2)$ ). Тогда  $g(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right\}$  и задача (3) имеет вид

$$\sum_{t=1}^n \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(u_t - \theta u_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right\} \rightarrow \max_{\theta \in \mathbb{R}^1}$$

Последняя задача эквивалентна следующей:

$$\sum_{t=1}^n (u_t - \theta u_{t-1})^2 \rightarrow \min_{\theta \in \mathbb{R}^1} \quad (5)$$

Решение задачи (5) - о.м.п.

$$\hat{\beta}_{n,ML} = \frac{\sum_{t=1}^n u_{t-1} u_t}{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} \quad (6)$$

Если мы не предполагаем гауссовость  $\varepsilon_1$ , то решение задачи (5) есть о.н.к.

$$\hat{\beta}_{n,LS} = \frac{\sum_{t=1}^n u_{t-1} u_t}{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} \quad (7)$$

Оценка  $\hat{\beta}_{n,ML}$  - параметрическая, а  $\hat{\beta}_{n,LS}$  - непараметрическая.

**Пример** ( $\varepsilon_1 \sim \text{Lap}(\lambda)$ ). Тогда  $g(x) = \frac{\lambda}{2} \exp \{-\lambda|x|\}$ ,  $\lambda > 0$ . Задача (5) имеет вид:

$$\sum_{t=1}^n \ln \frac{\lambda}{2} \exp \{-\lambda|u_t - \theta u_{t-1}|\} \rightarrow \max_{\theta \in \mathbb{R}^1}$$

что эквивалентно задаче

$$\sum_{t=1}^n |u_t - \theta u_{t-1}| \rightarrow \min_{\theta \in \mathbb{R}^1} \quad (8)$$

Решение (8) - о.м.п.  $\hat{\beta}_{n,ML}$ . Если распределение  $\varepsilon_1$  неизвестно, то решение (8) - о.н.м.  $\hat{\beta}_{n,LS}$ .  
Оценка  $\hat{\beta}_{n,LS}$  не выписывается явно!

Рассмотрим случай гауссовских  $\{\varepsilon_t\}$ ,  $\varepsilon_1 \sim N(0, 1)$ . Пусть

$$d_n^2(\beta) \stackrel{\text{def}}{=} \begin{cases} \frac{u}{1-\beta^2}, & |\beta| < 1 \\ \frac{u^2}{2}, & |\beta| = 1 \\ \frac{\beta^{2n}}{(\beta^2-1)^2}, & |\beta| > 1 \end{cases}$$

Покажем, что  $d_n^2(\beta) \sim J_n(\beta)$ ,  $n \rightarrow \infty$ , где  $J_n(\beta)$  - информации Фишера о параметре  $\beta$ , содержащаяся в  $u_1, \dots, u_n$ . Действительно, если  $U = (u_1, \dots, u_n)$ ,  $y = (y_1, \dots, y_n)$ , то пл. вер.

$$g_U(y, \beta) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (y_t - \beta y_{t-1})^2 \right\}$$

и поэтому

$$\begin{aligned} J_n(\beta) &= E_\beta \left( \frac{\partial}{\partial \beta} \ln g_U(U, \beta) \right)^2 = E_\beta \left( \frac{\partial}{\partial \beta} \left( -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (u_t - \beta u_{t-1})^2 \right) \right) = \\ &= E_\beta \left( \sum_{t=1}^n u_{t-1} (u_t - \beta u_{t-1}) \right)^2 = E_\beta \left( \sum_{t=1}^n u_{t-1} \varepsilon_t \right)^2 = \sum_{t=1}^n E_\beta u_{t-1}^2 = \sum_{t=1}^{n-1} E_\beta u_t^2 \end{aligned}$$

Но  $u_t = \sum_{j=0}^{t-1} \beta^j \varepsilon_{t-j}$ , и

$$E u_t^2 = E \left( \sum_{j=0}^{t-1} \beta^j \varepsilon_{t-j} \right)^2 = \sum_{j=0}^{t-1} \beta^{2j} = \begin{cases} \frac{1-\beta^{2t}}{1-\beta^2}, & |\beta| \neq 1 \\ t, & |\beta| = 1 \end{cases}$$

Значит,

$$J_N(\beta) = \begin{cases} \frac{u-1}{1-\beta^2} - \frac{\beta^2(1-\beta^{2(n-1)})}{(1-\beta^2)^2}, & |\beta| \neq 1 \\ \frac{(n-1)(1+(n-1))}{2}, & |\beta| = 1 \end{cases}$$

Отсюда

$$J_n(\beta) \sim \begin{cases} \frac{u}{1-\beta^2}, & |\beta| < 1 \\ \frac{u^2}{2}, & |\beta| = 1 \\ \frac{\beta^{2n}}{(\beta^2-1)^2}, & |\beta| > 1 \end{cases} = d_n^2(\beta)$$

Распределение Коши с параметрами  $(0, 1)$  обозначается  $K(0, 1)$ ,  $f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2}$ .

Пусть  $W(s)$ ,  $s \in [0, 1]$  - стандартный винеровский процесс. Обозначим  $H(\beta)$ ,  $|\beta| = 1$ , распределение сл. в.  $\beta$

$$H(\beta) = \frac{W^2(1) - 1}{2^{3/2} \int_0^1 W^2(s) ds}$$

**Теорема 1.**

Пусть  $\{\varepsilon_t\}$ -н.о.р. с.л.в.,  $\varepsilon_1 \sim N(0, 1)$ . Тогда

$$d_n(\beta)(\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) \xrightarrow{d} \begin{cases} N(0, 1), & |\beta| < 1 \\ H(0, 1), & |\beta| = 1, \\ K(0, 1), & |\beta| > 1 \end{cases} \quad n \rightarrow \infty$$

*Доказательство.*

$$\hat{\beta}_{n,ML} = \frac{\sum_{t=1}^n u_{t-1}u_t}{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} = \frac{\sum_{t=1}^n u_{t-1}(\beta u_{t-1} + \varepsilon_t)}{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} = \beta + \frac{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t u_{t-1}}{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2}$$

Положим для краткости

$$M_n \stackrel{\text{def}}{=} d_n^{-1}(\beta) \sum_{t=1}^n \varepsilon_t u_{t-1}, \quad V_n \stackrel{\text{def}}{=} d_n^{-2}(\beta) \sum_{t=1}^n u_{t-1}^2$$

Тогда

$$d_n(\beta)(\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) = \frac{M_n}{V_n}$$

Пусть  $f_n(t, s)$  - совместная характеристическая функция  $M_n$  и  $V_n$ . Тогда (см [РАО М.М. Statist, 1978, V.6, pp. 185-190])

$$f_n(t, s) \rightarrow f(t, s) = \begin{cases} \exp \left\{ is - \frac{t^2}{2} \right\}, & |\beta| < 1 \\ (1 + t^2 - 2is)^{-1/2}, & |\beta| > 1 \end{cases} \quad (9)$$

1.  $|\beta| < 1$ . Тогда  $f(t, s)$  есть характеристическая функция вектора  $(\xi, 1)^T$ , где  $\xi \sim N(0, 1)$ . Действительно,

$$\phi(t, s) = E \exp \{i(t\xi + s)\} = e^{is} \phi_\xi(t) = \exp \left\{ is - \frac{t^2}{2} \right\}$$

**Теорема** (О наследовании сходимости).

Пусть случайный вектор  $S_n \xrightarrow{d} S$ ,  $n \rightarrow \infty$ ,  $S_n, S \in \mathbb{R}^k$ ,  $H : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^1$  - борелевская функция, непрерывная на множестве  $A$  таком, что  $P(S \in A) = 1$ . Тогда  $H(S_n) \xrightarrow{d} H(S)$ ,  $n \rightarrow \infty$

В силу (9)  $(M_n, V_n)^T \xrightarrow{d} (\xi, 1)^T$ . Если  $H(x, y) = \frac{x}{y}$ , то  $H(x, y)$  непрерывна при  $y > 0$ . Можно взять  $A = \{y : y > 0\}$ ,  $P((\xi, 1)^T \in A) = 1$ . В силу теоремы о наследовании слабой сходимости

$$d_n(\beta)(\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) = \frac{M_n}{V_n} = H(M_n, V_n) \xrightarrow{d} H(\xi, 1) = \xi$$

2.  $|\beta| > 1$ . Тогда  $f(t, s)$  есть хар. функция вектора  $(\xi\eta, \eta^2)^T$ , где  $\xi, \eta \sim N(0, 1)$ ,  $\xi$  и  $\eta$  независимы. Действительно,

$$E \exp \{it(\xi\eta) + is\eta^2\} = EE \left( \exp \left\{ \frac{it(\xi\eta) + is\eta^2}{2} \right\} \right) = E \exp \{is\eta^2\} E \left( \exp \left\{ \frac{i(t\xi)\eta}{2} \right\} \right) =$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbb{E} \exp \{ i s \eta^2 \} \exp \left\{ \frac{-t^2 \eta^2}{2} \right\} = \mathbb{E} \exp \left\{ i \left( s + \frac{it^2}{2} \right) \eta^2 \right\} = \left| \mathbb{E} \exp \{ i l x_1^2 \} = (1 - 2il)^{-1/2} \right| = \\
&= \left( 1 - 2is + \frac{2t^2}{2} \right)^{-1/2} = (1 + t^2 - 2is)^{-1/2} = \phi(t, s)
\end{aligned}$$

Значит,  $(M_n, V_n)^T \xrightarrow{d} (\xi \eta, \eta^2)^T$ ,

$$d_n(\beta)(\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) = \frac{M_n}{V_n} \xrightarrow{d} \frac{\xi \eta}{\eta^2} = \frac{\xi}{\eta} \sim K(0, 1)$$

3.  $|\beta| = 1$ . Тогда

$$M_n = \frac{\sqrt{2}}{n} \sum_{t=1}^n \varepsilon_t u_{t-1}, \quad V_n = \frac{2}{n^2} \sum_{t=1}^n u_{t-1}^2$$

Далее,  $u_t = u_{t-1} t \varepsilon_t = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_t$ .

Введем киферовский последовательный процесс

$$w_n(s) \stackrel{\text{def}}{=} n^{-1/2} \sum_{i \leq ns} \varepsilon_i, \quad s \in [0, 1], \quad w_n(s) = 0, \quad 0 \leq s \leq 1/n$$

Тогда

$$n^{-1/2} u_{t-1} = w_n \left( \frac{t-1}{n} \right)$$

Пусть

$$\Delta w_n \left( \frac{t}{n} \right) \stackrel{\text{def}}{=} w_n \left( \frac{t}{n} \right) - w_n \left( \frac{t-1}{n} \right) = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{n}}$$

Тогда

$$M_n = \sqrt{2} \sum_{t=1}^n w_n \left( \frac{t-1}{n} \right) \Delta w_n \left( \frac{t}{n} \right), \quad V_n = 2 \sum_{t=1}^n w_n^2 \left( \frac{t-1}{n} \right) \frac{1}{n}$$

Пусть

$$U_n \stackrel{\text{def}}{=} \left( w_n \left( \frac{1}{n} \right), w_n \left( \frac{2}{n} \right), \dots, w_n \left( \frac{n}{n} \right) \right)^T$$

Тогда  $U_n = \left( \frac{\varepsilon_1}{\sqrt{n}}, \frac{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}{\sqrt{n}}, \dots, \frac{\varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_n}{\sqrt{n}} \right)^T$  и это есть гауссовский вектор со средним ноль,  $\text{cov} \left( w_n \left( \frac{i}{n} \right), w_n \left( \frac{j}{n} \right) \right) = \frac{\min(i, j)}{n}$

Действительно,

$$U_n \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ \vdots & \ddots & \\ 1 & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

Для  $i \leq j$

$$\text{cov} \left( w_n \left( \frac{i}{n} \right), w_n \left( \frac{j}{n} \right) \right) = \mathbb{E} \left( \frac{1}{n} \sum_{t=1}^i \varepsilon_t \times \sum_{k=1}^j \varepsilon_k \right) = \frac{1}{n} \mathbb{E} \left( \sum_{t=1}^i \varepsilon_t \right)^2 = \frac{i}{n} = \frac{\min(i, j)}{n}$$

Введем вектор  $U \stackrel{\text{def}}{=} \left( w\left(\frac{1}{n}\right), w\left(\frac{2}{n}\right), \dots, w\left(\frac{n}{n}\right) \right)^T$ , где  $w(s)$  - стандартный винеровский. Это гауссовский вектор со средним 0,  $\text{cov}\left(w\left(\frac{i}{n}\right), w\left(\frac{j}{n}\right)\right) = \frac{\min(i,j)}{n}$ . Значит,

$$U_n \stackrel{d}{=} U \Rightarrow \phi(U_n) \stackrel{d}{=} \phi(u), \text{ где } \phi - \forall \text{ бор.} \quad (10)$$

Действительно, пусть  $\xi \stackrel{d}{=} \eta$ ,  $\xi, \eta \in \mathbb{R}^k$ . Тогда  $f(\xi) \stackrel{d}{=} f(\eta)$ , так как  $P(f(\xi) \in A) = P(\xi \in f^{-1}(A)) = P(\eta \in f^{-1}(A)) = P(f(\eta) \in A)$

Пусть

$$\overline{M}_n = \sqrt{2} \sum_{t=1}^n w\left(\frac{t-1}{n}\right) \Delta w\left(\frac{t}{n}\right), \quad \overline{V}_n = 2 \sum_{t=1}^n w^2\left(\frac{t-1}{n}\right) \frac{1}{n}$$

Так как  $M_n, V_n$  - борелевские функции от  $U_n$ , а  $\overline{M}_n, \overline{V}_n$  - борелевские функции от  $U$ , то из (10) следует:

$$\frac{M_n}{V_n} \stackrel{d}{=} \frac{\overline{M}_n}{\overline{V}_n} \quad (11)$$

Но

$$\overline{M}_n \xrightarrow{\text{с.к.}} \sqrt{2} \int_0^1 w(s) dw(s), \quad \overline{V}_n \xrightarrow{\text{с.к.}} 2 \int_0^1 w^2(s) ds$$

Значит,  $(\overline{M}_n, \overline{V}_n)^T \xrightarrow{d} \left( \sqrt{2} \int_0^1 w(s) dw(s), 2 \int_0^1 w^2(s) ds \right)$ , и, следовательно,

$$\frac{\overline{M}_n}{\overline{V}_n} \rightarrow \frac{\sqrt{2} \int_0^1 w(s) dw(s)}{2 \int_0^1 w^2(s) ds} = \frac{w^2(1) - 1}{2^{3/2} \int_0^1 w^2(s) ds} \quad (12)$$

Поскольку

$$d_n(\beta)(\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) = \frac{M_n}{V_n}$$

то соотношения (11)-(12) влекут утверждение теоремы.

□

## Теорема 2.

Пусть  $\{\varepsilon_t\}$  - н.о.р.  $N(0, 1)$  сл.в. Тогда

$$\sqrt{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} (\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) \xrightarrow{d} \begin{cases} N(0, 1), & |\beta| \neq 1 \\ \tilde{H}(\beta), & |\beta| = 1 \end{cases}$$

Здесь

$$\tilde{H}(\beta) - \text{распр. сл.в.} \quad \frac{w^2(1) - 1}{2 \sqrt{\int_0^1 w^2(s) ds}} = \frac{\int_0^1 w(s) dw(s)}{\sqrt{\int_0^1 w^2(s) ds}}$$

Доказательство.

$$\sqrt{\sum_{t=1}^n u_{t-1}^2} (\hat{\beta}_{n,ML} - \beta) = \frac{M_n}{\sqrt{V_n}}$$

1.  $|\beta| < 1$ : Тогда  $(M_n, V_n)^T \xrightarrow{d} (\xi, 1)^T$ , значит

$$\frac{M_n}{\sqrt{V_n}} \xrightarrow{d} \frac{\xi}{\sqrt{1}} \sim N(0, 1)$$

2.  $|\beta| > 1$ : Тогда  $(M_n, V_n)^T \xrightarrow{d} (\xi\eta, \eta^2)^T$ , значит

$$\frac{M_n}{\sqrt{V_n}} \xrightarrow{d} \frac{\xi\eta}{\sqrt{\eta^2}} = \xi \cdot \text{sgn}\eta \sim N(0, 1)$$

3.  $|\beta| = 1$ : Тогда  $(M_n, V_n)^T \xrightarrow{d} \left( \frac{1}{\sqrt{2}}(w^2(1) - 1), 2 \int_0^1 w^2(s) ds \right)^T$ , значит

$$\frac{M_n}{\sqrt{V_n}} \xrightarrow{d} \frac{w^2(1) - 1}{2\sqrt{\int_0^1 w^2(s) ds}}$$

□

## 4.2 Об оценке наименьших квадратов в авторегрессии