

سوال اول: H_0 : نتایج بهبودی بیماران به نفع بیمارستان وابسته نبوده.

H_1 : نتایج بهبودی بیماران به نفع بیمارستان وابسته هست.

برای پیرامون آینه ۲ متغیر اسمی استقلال دارند از آزمون Chi square استفاده میکنیم

Expected values:

① $\frac{55 \times 20}{110} = 10$ بهبودی کامل / خصوصی

② $\frac{55 \times 55}{110} = 27.5$ بهبودی کامل / دولتی

③ $\frac{55 \times 20}{110} = 10$ بهبودی جزئی / خصوصی

④ $\frac{55 \times 55}{110} = 27.5$ بهبودی جزئی / دولتی

⑤ $\frac{20 \times 20}{110} = 3.64$ عدم بهبودی / خصوصی

⑥ $\frac{20 \times 55}{110} = 10$ عدم بهبودی / دولتی

$\chi^2 = \sum \frac{(\text{تعداد مشاهده} - \text{مقادیر انتظار})^2}{\text{مقادیر انتظار}}$

① $= \frac{(20 - 10)^2}{10} = 10$

② $= \frac{(27.5 - 27.5)^2}{27.5} = 0$

③ $= \frac{(20 - 10)^2}{10} = 10$

④ $= \frac{(27.5 - 27.5)^2}{27.5} = 0$

⑤ $= \frac{(10 - 3.64)^2}{3.64} = 11.48$

⑥ $= \frac{(10 - 10)^2}{10} = 0$

$\chi^2 = 0 + 0 + 11.48 + 0 + 11.48 + 0 = 22.96$

$df = (r-1)(c-1) = (3-1)(2-1) = 2$

باید به آینه مقدار $df=2$ ، $\alpha=0.05$ ، مقدار بحرانی χ^2

جدول chi square برابر با 5.991

در نتیجه $\chi^2 > 5.991$ پس فرض صفر رد می شود

نتیجه این که در این آزمون بود نتایج غیر منتظره بود و نتایج را می توانیم با آزمون χ^2 مقایسه کنیم

مقادیر انتظار expected values باید کمتر از 5 باشد، در اینجا کمتر از 5 نیست، پس می توانیم آزمون χ^2 مقایسه کنیم

سوال دوم: H_0 : هیچ تفاوتی در عملکرد دانش آموزان در این ۲ خدمت وجود ندارد

H_1 : تفاوت حساسیتی در این ۲ خدمت وجود دارد

از paired t-test برای این سوال استفاده میکنیم زیرا این آزمون مناسب برای مقایسه ۲ گروه وابسته (۲ خدمت) می باشد

ابتدا اختلاف ۲ خدمت را برای هر دانش آموز درست آوردیم و میانگین آنرا حساب میکنیم

$\bar{D} = \frac{5+3+3+3+3+2+2+2+3+3+4+2}{12} = 2.77$

$SD = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (D_i - \bar{D})^2}$

$SD = \sqrt{\frac{(5-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (2-2.77)^2 + (2-2.77)^2 + (2-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (3-2.77)^2 + (4-2.77)^2 + (2-2.77)^2}{11}} = 1.47$

$t = \frac{\bar{D}}{SD/\sqrt{n}} = \frac{2.77 \times 2.147}{1.47} = 4.01$

باید به مقایسه $df=12-1=11$ ، $\alpha=0.05$ مقدار بحرانی برابر با ۲.۲۰۱، چون مقدار درست آمده از آزمون t

بزرگتر از ۲.۲۰۱ در نتیجه فرض صفر رد می شود

[illegible]
$$r_y = \frac{10.2 \times 14}{10} : \text{C. ut } 0, 12, \text{ s. p. 5'}$$

$$r_1 = \frac{2. \times 11 \times 12}{10} : \text{ " " 9. s. p. 11}$$

مجموع، شبه‌ی‌اگر... A :

مجموع، نہی ۱۰۰: ۱۳:

کتابہ میانہاں داغریں صیبار

2-scale کا ہے

$$Z = \frac{U_i - M_w}{G_w} = \frac{116 - 120}{11.44} = -4.14$$

بانتوجه به $\alpha = 0.05$ مقدار نامیه برای جدول 2 برابر 1.96 و در اینجی $z = -2.02$ نه بینی مکتاز -1.96 پس فرض صفر رد شود و نتیجه می شود تفاوتی بین سطحی تغییرس A و B وجود دارد.

ردیف	رتبه تحصیلات	درآمد	رتبه تحصیلات	رتبه درآمد	$d = 1$ اختلاف رتبه تحصیلات و رتبه درآمد	d^2
1	10	215	5	2	-1	1
2	12	3	715	715	0	0
3	15	4	11	10	1	1
4	8	118	1	1	0	0
5	12	45	12	12	0	0
6	11	218	2	5	1	1
7	9	21	3	3	0	0
8	14	4,2	10	6	1	1
9	13	3,9	9	7	1	1
10	12	3	715	715	0	0
11	14	4	10	10	0	0
12	10	212	5	4	1	1
						$\sum d_i^2 = 7$

$$r_s = 1 - \frac{4 \times 4}{18(18-1)^2} = 1 - \frac{16}{18 \times 14} = 1 - 0.61 = 0.39 \rightarrow$$

ما توجبه به الله ان شاء الله تعالى

هست نوی بین تفصیلات و در آن وجود دارد و فرض حسندی

تقصراً عوامل خارجی در این مورد تأثیر دارد بیکری از رسته های تحصیلی هستند. میزان تغذیه در آن ها اهمیت زیادی
دارد. کارهای متفاوت دارند. حتی فیزی از افراد قوی عقلی. متن اصلی به مدرک تحصیلی آن ندارد ولی طبق
این احوالات در دسترس است. در مشمول نشان دهنده های کس را طبق معیار درس تحصیلات در آن است

سوال نمبر: ۱۰: بیان کریں IQ میری ۱۰۷ یعنی ۱۰۷ = ۱۰۷
۱۱: بیان کریں IQ بہتر امتیاز ۱۰۷ یعنی ۱۰۷ = ۱۰۷

$$\bar{z} = \frac{1.1 + 1.4 + 1.8W + 1.1 + 1.5 + 1.9 + 1.4W + 1.9 + 1.6 + 1.1 + 1.9W + 1.4 + 1.8 + 1.1 + 1.4}{16} = \frac{17.5W}{16} = 11.0 \text{ (W)}^{\circ}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\Rightarrow S = \frac{1}{1f} \left((10 - 11,63)^2 + (9,0 - 11,63)^2 + (13,65 - 11,63)^2 + (1,1 - 11,63)^2 + (1,1 - 11,63)^2 + (11,9 - 11,63)^2 + (14,1 - 11,63)^2 \right)$$

$$\Rightarrow (1.9 - 11, 63)^2 + (1.65 - 11, 63)^2 + (11.1 - 11, 63)^2 + (9.65 - 11, 63)^2 + (11.4 - 11, 63)^2 + (9.1 - 11, 63)^2 + (11 - 11, 63)^2 + (11.1 - 11, 63)^2$$

$$= \frac{(-1, \omega)^T + (-1, \omega)^T + (1, \varepsilon)^T + (-1, \omega)^T + (-1, \omega)^T + (1, \varepsilon)^T + (1, \varepsilon)^T + (-1, \omega)^T + (-1, \omega)^T + (1, \varepsilon)^T}{16}$$

$$\Rightarrow \sqrt{\frac{(-14,6\omega)^2 + (11,4v)^2 + (-11,6\omega)^2 + (-9,1\omega)^2 + (9,4v)^2}{18}} = \sqrt{\frac{2117,12\omega}{18}} \rightarrow 10,8\omega, 11,4v$$

استقامه از زمین بخ:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{11.16 - 10}{\frac{5}{\sqrt{11}}} = \frac{1.16}{1.51} = \frac{1.16}{1.51} = 1.9$$

مقدار انرژی برای $\alpha = 0.05$ و $df = 18$ برابر با ۱.۷۴۱ در نقطه با توجه به اینکه مقدار درست آمده از آزمون t برابر است با ۱.۰۹ و از ۱.۷۴۱ کمتر است پس نمی‌توان فرض صفر را رد کرد

سؤال مسأله : از فراوانی جزئی گفته شد μ mean whitney $\sigma = 1.5$

مذہب ساری : ۲ ۲ ۲ ۲ ۳ ۳ ۳ ۳ ۳ ۳
رتہ :

۳. میانگین، شبه برای ۲: $\frac{4+5+3+2+1}{5}$

$$A = \frac{1 + 9 + 8 + 7 + 6}{5} : \text{میانگین، نه برای ۳}$$

جمع بهای مکت: $33 - 1 + 1 + 3 + 3 + 1 + 1 = 33$

جمع رہے گا ہی متقی: ۲۲ - ۸ - ۸ - ۳ - ۳ -

$$\Rightarrow \min(|-22|, 33) = 22$$

به ازای $n=6$ ، $\alpha=0.05$ مقدار بحرانی طبق جدول Wilcoxon، ۸ می‌شود، و با توجه به اینکه مقدار بدست آمده

۲۲ هست، بیشتر از ۸ هست فرفریل مندرجی شود یعنی تعاون مناداری بین ۲۲ مرد وجود ندارد

مسئله هفتم : هیچ تفاوت معنایی بین میانگین تعداد تلاش ها در گروه ها وجود ندارد .
H₀ : تفاوت معنایی بین "

coached group: $\begin{cases} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \\ 1a & 1b & 1c & 1d & 1e \end{cases}$: Rank $\Rightarrow 1+2+3+4+5 = 15$ non-whistled situation
: Point $\Rightarrow 1+2+3+4+5 = 15$ whistled situation

independ group: $\begin{cases} \omega & v & \wedge & q \\ 1v & 1a & 1. & 11 \end{cases}$: Rank $\Rightarrow \omega + v + \wedge + q = 4a$
: point

$$\left. \begin{aligned} U_1 &= n_1 \times n_T + \frac{n_1 \times (n_1 + 1)}{2} - R_1 = \omega \times \xi + \frac{\omega \times (\omega + 1)}{2} - Y = 20 + 10 - 19 = 19 \\ U_T &= \omega \times \xi + \frac{\xi \times (\xi + 1)}{2} - X = 1 \end{aligned} \right\} \Rightarrow U = \min(U_1, U_T) = \min(19, 1) = 1$$

باتوجه به تعاریف های α و $\alpha = 0.05$ مقدار بحرانی طبق جدول آزمون μ mean-whitney برابر ۲ بود. با توجه $\alpha > 1$ و نتیجه تفاوت معناداری بین میانگین تلاش ها بود. فرض صفر رد می شود.

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum I(X_i \leq x) \quad I(X_i \leq x) = \begin{cases} 1 & \text{if } X_i \leq x \\ 0 & \text{else} \end{cases} \Rightarrow \text{توزيع برنولی} , p = F(x) \quad \text{سؤال حتمی : (a)}$$

$$\Rightarrow \text{Var}(F_n(x)) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum I(X_i \leq x)\right) = \frac{1}{n^2} \sum \text{Var}(I(X_i \leq x))$$

$$= \frac{1}{n^2} \times n \times F_n(x) (1 - F_n(x)) = \frac{F_n(x)(1 - F_n(x))}{n}$$

$$P(\sup |F_n(x) - F(x)| > \varepsilon) \leq \gamma e^{-\gamma n \varepsilon^2}, \quad \varepsilon = \sqrt{\frac{1}{\gamma n} \ln\left(\frac{\gamma}{\alpha}\right)} \quad : \text{Okw inequality 4.10 (b)}$$

با اطمینان: برای سطح اطمینان ۹۵٪ داریم:

$$P\left(\sup |F_n(x) - F(x)| < \sqrt{\frac{1}{n} \ln\left(\frac{2}{\alpha}\right)}\right) \geq 1 - \alpha$$

$$F_n(x) = \frac{\text{Point} \rightarrow \text{Rank}}{\text{Le Point } n^{\text{e}}}$$

(c) برای همبستگی با نواخت باید داشته باشیم $\sup |f_n(x) - f(x)| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$P(\sup_n |F_n(x) - F(x)| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

از نامبری DKW امتنا... می آید

چنین سمت راست نامگذاری اگر n میل کند عبارت $e^{-n} \rightarrow 0$ به منفر صلی می‌گردد

$\Rightarrow P(\sup_x |F_n(x) - F(x)| > \epsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \Rightarrow P(\sup_x |F_n(x) - F(x)| \leq \epsilon) = 1 - 0 \xrightarrow{n \rightarrow \infty}$

۱۶) حال نزدیک به ۱ مقدار ϵ هست یعنی n از ای حد مقدار $\epsilon > 0$ نابع $f_n(x) \sim$ صورت \sim $f(x)$ نزدیک \sim $f(x)$ می شود

د) با توجه به رابطه $\epsilon \propto \frac{1}{n}$ وقتی $n \rightarrow \infty$ باند اطمینان کوچکتری خواهد بود در نتیجه $ECDF$ به صورت دقیقتری $F(x)$ را تقریب می‌زند
 که n کوچک باشد باند اطمینان بزرگتر شود و ممکن است $ECDF$ تقریب خوبی از $F(x)$ ندهد.

$$Q(p) = F^{-1}(p) \quad f(x, k, \theta) = \frac{1}{\Gamma(k)\theta^k} x^{k-1} e^{-x/\theta}$$

سوال نهم: توزیع گاما

$$F(x, k, \theta) = \int_0^x \frac{t^{k-1} e^{-t/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)} dt$$

$$F(Q(p), k, \theta) = p \quad \text{با توجه به اینکه}$$

$$p = \int_0^x \frac{t^{k-1} e^{-t/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)} dt$$

ج) اگر داده های تبدیل شده دقیقاً با کوانتایل مدل تئوری تطابق داشته باشند یعنی برای کوانتایل مناسب $q_i = T(x_i)$ داریم (تجربی) داریم $q_i = T(x_i)$ در نقطه تطابق در نمودار $Q-Q$ قرار می گیرند یعنی در واقع نقاط یک خط راست با شیب 1 در من از منحنی منحنی همبستگی در نمودار $Q-Q$ به خط کامل هم راستا با $q = 0.95$ خواهند بود. یعنی فرض $Q(p_i) = T(x_i) = q_i \Leftrightarrow Q(p_i) = T(x_i) = q_i$ کوانتایل تئوری $Q-Q$ به مقدار تبدیل شده.
 د) انحراف نادرست فرضیات توزیعی می تواند باعث انحراف نقاط از خط مستقیم در نمودار $Q-Q$ شود. اگر توزیع داده ها متناسب است فرضیه باطل می کند در نمودار $Q-Q$ داده های در بعضی از قسمت های نمودار ایجا می شود. همچنین توزیع های خاص ممکن است حساسیت بیشتری به مقادیر پیرامون نشان دهند، باعث شوند که این نقاط از الگوی خطی نمودار $Q-Q$ فاصله بگیرند.

سوال دهم: آزمون KS تست برای مقایسه ۲ توزیع تجربی به صورت زیر تعریف می شود

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

$F_n(x)$, $F(x)$ توابع توزیع تجربی برای داده های شبیه سازی شده از A, B هستند

$$\sqrt{n} D_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sup_x |B(F(x))|$$

$$F(x) = \frac{\text{تعداد مقادیر کوچکتر از } x}{\text{تعداد کل مقادیر}}$$

H_0 : هر دو توزیع یکسان هستند H_1 : دو توزیع متفاوت هستند

$$* (1) P\left(\sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} D_n \leq t\right) = H(t)$$

$\sqrt{n} D_n$ به توزیع کولموگوروف گرایش می دهد

فرض مندرجی شد اگر $\sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} D_n > H^{-1}(1-\alpha)$ باشد، مقدار برای از توزیع کولموگوروف $H^{-1}(1-\alpha)$ برای سطح معنادار $\alpha = 0.05$ به صورت $H^{-1}(0.95) = 1.358$ می باشد یعنی $\sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} D_n < 1.358$ شود، فرض مندرجی شود

$$\Rightarrow D_{critical} = 1.358 \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$$

ج) باید اثبات کنیم که توزیع آماره آزمون D_n به توزیع $F(x)$ وابسته نباشد (فرض صحت) یعنی توزیع آماره فقط به تعداد نمونه وابسته است برای این کار توزیع آماره به توزیع کنیوخت تبدیل می کنیم به صورت

$$U_i = F(x_i)$$

$$P(U_i \leq u) = P(F(x_i) \leq u) = P(x_i \leq F^{-1}(u)) = F(F^{-1}(u)) = u$$

یعنی

درجه تابع $F_n(x)$ با $F(x)$ معادل معادله $ecdf$ معادله U_i تابع کنیوخت روی بازه $[0, 1]$ است و یعنی آماره

آزمون D_n به توزیع همی $F(x)$ وابسته نیست

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\sqrt{n} D_n \leq t) = 1 - 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-\frac{1}{2} k^2 t^2}$$

همچنین نکته ①:

نکته این عبارات هم می توان ثابت کرد توزیع آماره D_n وابسته نیست به اندازه نمونه وابسته است

برای حالت ۲ نقطه ای هم با تبدیل $U_i = F(x_i)$, $V_i = F(y_i)$ می توان گفت U, V روی بازه $[0, 1]$ خواهد بود،

$$D_n = \sup |F_n(x) - F_n(y)| \quad \text{نیز نقطه به توزیع کنیوخت وابسته است به توزیع اولیه}$$

در دم ها داده های مکتوب وجود داشته که با هم می شود استقلال نسبی بین cdf ها بدست آورد. D_n را تحت تأثیر قرار ده
شاید این خاصیت در بعضی از موارد مانند یک کمین با معادل مالی خوب باشد ولی ممکن است تفاوت های موجود در بین
و سوا توزیع را در نظر نگیرد.

KDE: $\hat{\pi}_h(x) = \frac{1}{n} \sum \frac{1}{h} K\left(\frac{x - x_i}{h}\right)$, $MSE E(h) = \int_{-\infty}^{\infty} (Bias)^2 + Var(u) du$
 $K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}$
 : معادله
 $\int K(u) du = 1$
 : تعریف: $K(u)$
 h : پهنای باند

$n(\alpha) = \frac{1}{\sqrt{\alpha}} e^{-\frac{1}{\alpha}}$

$MISE = E[ISE]; ISE = \int_{-\infty}^{\infty} [\hat{\pi}(x) - \pi(x)]^2 dx = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{\pi}^2(x) dx - 2 \int_{-\infty}^{\infty} \hat{\pi}(x) \pi(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} \pi^2(x) dx$

بعدش باید فوای بایاس، واریانس حساب شه در نهایت

$$\Rightarrow MISE = \frac{1}{n_h} \int K(u)^2 du + \frac{h^4}{4} \left(\int u^2 K(u) du \right)^2 \pi''(x)^2$$

$$\Rightarrow \text{MISE} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}nh} + \frac{h^2}{4} \int \pi''(u)^2 du \quad \Leftarrow \quad \left. \begin{aligned} \int K(u) du &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \\ \int u^2 K(u) du &= 1 \end{aligned} \right\} \text{کرنل کوسی} \quad \Leftarrow K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}$$

(C) برای پیدا کردن h^* به این می‌پردازیم:

$$\Rightarrow \frac{d}{dh} MISE(h) = \frac{d}{dh} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}h} \right) + \frac{d}{dh} \left(\frac{h^\epsilon}{\epsilon} \underbrace{\int \psi^2(x) dx}_{C \rightarrow \text{constant}} \right) = 0$$

$$\Rightarrow -\frac{1}{r \sin \theta} + C h^r = 0 \Rightarrow C h^r = \frac{1}{r \sin \theta} \Rightarrow C h^{\omega} = \frac{1}{r \sin \theta} \Rightarrow h = \sqrt[\omega]{\frac{1}{r \sin \theta}}, C = \int \sec^2(x) dx$$

با توجه به اینکه h خیلی کوچک باشد داریم $h \ll \lambda$ و می توانیم h را به عنوان یک کمیت ناچیز در نظر بگیریم. در این صورت می توانیم h را در معادله $\nabla^2 \psi = -\frac{2m}{\hbar^2} (E - V) \psi$ نادیده بگیریم و معادله $\nabla^2 \psi = 0$ را داریم. این معادله را می توانیم به روش جداسازی متغیرها حل کنیم. فرض می کنیم $\psi(x, y, z) = X(x)Y(y)Z(z)$ و با جایگزینی در معادله $\nabla^2 \psi = 0$ داریم:

d در KDE با داده های چند تله انتخاب یعنی با (h) اهمیت دارد زیرا که یعنی با توجه به بایاس افترس پیدا کرده، اند یعنی با توجه به
تیرت باشد ممکن است کمالات هار در نظر نگذرد یعنی تله هار به هم وصل کند، نشود سپس داد به کوکلی انتخاب h یعنی بستن به
قرار میان بایاس و دارلانی دارد

سؤال دوازدهم : میانین ریش خورهای به این معناست که در موی از داده ها در دو طرف توزیع (بسیارند، کمترینها) حذف شود
که در اینجا ۱. در مدار ۲ راه یعنی ۲ داده انتهای توزیع و ۲ راهی ابتدای توزیع حذف شوند و میانین نمونه های باقی مانده
قسمت ۹، ب) کاسه شماره : اعداد حذف شده { ۳۴۰ ، ۳۳۵ ، ۲۲۸ ، ۲۲۰ }

Trimmed mean: $\frac{r_3 + r_{E_0} + r_{\omega_0} + r_{\theta_0} + r_{V_0} + r_{V\omega} + r_{\Lambda_0} + r_{\Lambda\omega} + r_{\theta_0} + r_{\theta\omega} + r_{\psi_0} + r_{\psi\omega} + r_{\psi_0} + r_{\psi\omega} + r_{\psi_0} + r_{\psi\omega}}{14} = \frac{E_{\omega\omega}}{14} = \boxed{r_{\Lambda\omega, 9\psi}}$

منیت استقامت از این روش این است که این روش حساسیت کمتری نسبت به مقادیر بیرونی یا h_{ext} دارد یعنی وقتی اعداد ضعیف تر یا حتی کوچک داریم حذف می شود تا عدد دست آمده غایتی بهتر برای داده ها باشند

$$V_{\text{میانین حسابی}} = \frac{\varepsilon \omega V \omega + Y_0 + Y_0 \omega + Y_0 \omega + Y_0 \omega}{Y_0} = \frac{\omega Y_0 \omega}{Y_0} = \boxed{Y_0 \varepsilon / V \omega}$$

از سوال دوازدهم :

با افتادگی بیش در ۴۵۰ میانه بیش فورده ۱

$$\frac{230 + 240 + 250 + 260 + 270 + 280 + 290 + 300 + 310 + 320 + 330 + 340 + 350 + 360 + 370 + 380 + 390 + 400}{17} = \frac{6340}{17} = 372.94$$

تقریباً می توان گفت میانگین حسابی (MPa) تحت تأثیر مقدار بروری مدعی قرار گرفته یعنی میانگین حسابی محاسب به مقادیر بروری است

$$\text{Trimmed mean} = \frac{230 + 240 + 250 + 260 + 270 + 280 + 290 + 300 + 310 + 320 + 330 + 340 + 350 + 360 + 370 + 380 + 390 + 400}{17} = 288.18$$

اما می توان گفت میانگین بیش خورده مقاومت بیشتری نسبت به مقادیر بروری دارد

د) با توجه به اینکه داده ها را مرتب کردیم و ۴ در صد از ابتدا حذف کنیم وقتی ۵۰ به ۹۰ درصد نزولی می شود تقریباً خیلی داده ها حذف شده و فقط داده های وسط توزیع می باقی می ماند استناد می شود هر چه این داده های باقی مانده به میانه توزیع مربوط می شوند یعنی اگر تعداد ۱۱ توزیع باشد ۲ مقدار وسطی می باشد و اگر فرد باشد مقدار وسط میانه توزیع خواهد بود

m-estimate : $y^* = \arg \min \sum_{i=1}^n \psi(y_i, y)$ (سوال سیزدهم : ۹)

تابع وزنی ψ به منظور تابع هزینه تعریف می شود به صورت ۲ صورت :

۱. میانه که در این صورت برابر است با قدر مطلق انحراف یعنی $|x_i - y|$ اثبات : $\sum (x_i - y)^2 \Rightarrow \frac{d}{dy} \sum (x_i - y)^2 = 0 \Rightarrow \sum x_i - y = 0 \Rightarrow y = \frac{\sum x_i}{n}$ میانه
۲. میانگین : که تابع منجر به برابر است با مربع انحراف یعنی $(x_i - y)^2$

۱. میانه (معدل کردن در این قدر مطلق انحراف) : با توجه به فرد بودن تعداد نمونه ها عدد وسطی میانه خواهد بود
۲. میانگین (معدل کردن مربع انحراف) :

$$\bar{x} = \frac{95 + 95 + 100 + 100 + 105 + 105 + 110 + 110 + 115 + 115 + 120 + 120 + 125 + 125 + 130 + 130 + 135 + 135}{18} = \frac{2430}{18} = 135$$

ج) اگر تابع وزنی را به صورت $\psi(x_i, y) = |x_i - y|^p$ تعریف شود وقتی $p > 1$ باشد مقادیر پرت یا افراطی تأثیر بیشتری در تابع منجر می دارند (ملاحظه فرمایید) در سمت چپ دیدیم وقتی $p = 2$ به میانگین حسابی رسیدیم و می دانیم در میانگین حسابی اعداد پرت تأثیر زیادی ندارند یعنی اگر $p > 1$ باشد تأثیری بیشتری بر تابع منجر خواهد داشت

د) با تقسیم وزن های توان مقاومت تخمین را در داده های پرت بیشتر کرد در این روش تقابل پرت به دلیل انحراف معیار زیاد از معیار وزن کمتری دریافت می کنند و هم آن هادی سبب کاهش می یابد و برای انحراف معیار هر یک کم وزن ۱ دریافت می کنند که باعث شده مقادیر کم هم تأثیری در تخمین نگذارند به طور کلی میانگین به داده های پرت حساسیت کمتری پیدا می کند

سوال پانزدهم :

$$p = \frac{x_1 + x_2}{n_1 + n_2} = \frac{\text{تعداد کل موفقیت ها}}{\text{تعداد کل شرکت کنندگان}} \quad p_1 = \frac{\text{تعداد موفقیت نخستین اول}}{\text{تعداد کل شرکت کنندگان نخستین اول}} \quad p_2 = \frac{\text{تعداد موفقیت نخستین دوم}}{\text{تعداد کل شرکت کنندگان نخستین دوم}}$$

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}}$$

$$CI = (p_1 - p_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{p(1-p)(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}$$

$$P\text{-value} = 2 \Phi(-|Z|)$$

نقشه ۲ با مع داده شده است