آزمون فرض

فردوس گرجی

فرض آماری

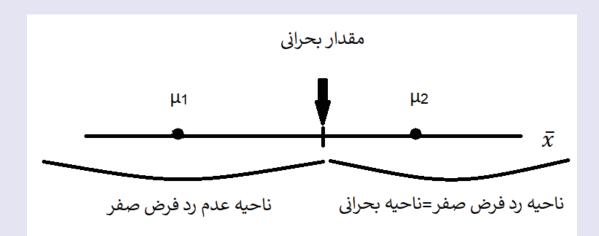
یک حدس یا ادعا یا گزاره درباره یک یا چند جامعه آماری را یک فرض آماری گویند. درستی یا نادرستی یک فرض آماری به طور مطلق معلوم نمیشود، مگر این که تمام جامعه بررسی شود.

آزمون فرض

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{\cdot}: \quad \mu=\mu_{\cdot} & ext{(Null Hypothesis)} \ H_{a}$$
 فرض مقابل (Alternative Hypothesis) فرض مقابل

اگر شواهد نمونه دلایل کافی برای رد فرض صفر ارائه دهند، فرض صفر رد می شود. وگرنه رد نمی شود. عدم رد فرض صفر به معنای قبول آن نیست. بلکه یعنی دلایل کافی برای رد آن نداریم. آماره آزمون: آماره ای که بر پایه آن تصمیم گیری می کنیم.

 $:\mu.<\mu_1$ اگر



حالتهای تصمیم گیری در آزمون فرض

| غلط است $H.$ | درست است $H.$ | |
|--------------------------|---------------|-----------|
| \overline{II} خطای نوع | تصميم درست | عدم رد .H |
| تصمیم درست | I خطای نوع | رد .H |

تعريف

خطای نوع I: رد کردن فرض H. وقتی که H واقعا درست است.

$$P(I$$
سطح معنی داری آزمون $H.)=lpha$ درست باشد باشد $H(I)=lpha$ نوع

خطای نوع II: رد نکردن فرض H. وقتی که II واقعا غلط است.

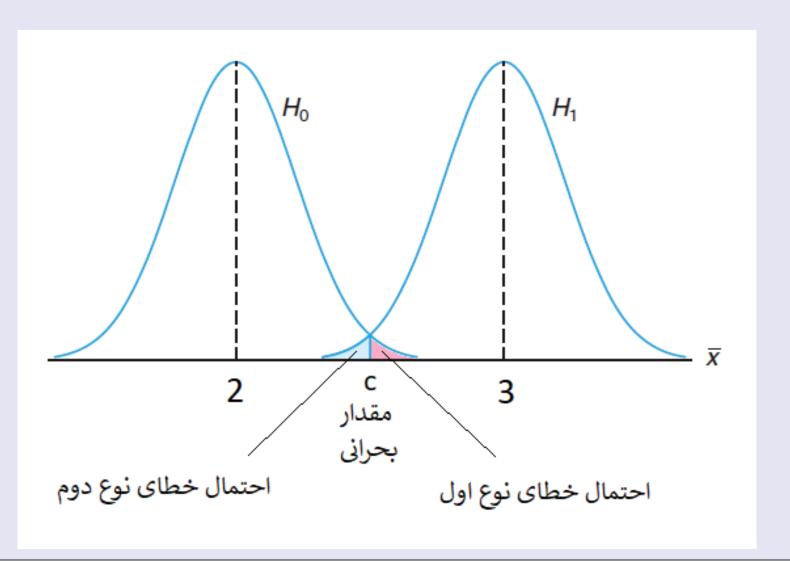
$$P(II$$
 درست باشد $= P(H_1$ درست باشد $= \beta$

توان آزمون: احتمال رد H. وقتی که H_1 واقعا درست است H اخزایش دیگری می شود و بالعکس؛ اما با افزایش و α با هم رابطه عکس دارند، یعنی کاهش یکی باعث افزایش دیگری می شود و بالعکس؛ اما با افزایش حجم نمونه (n) می توان هرد و را با هم کاهش داد.

معمولا برای یک α ی مشخص داده شده (۰/۰ یا ۰/۰۱) با انتخاب آماره مناسب برای آزمون، به دنبال کاهش β و یا همان بیشترین توان آزمون هستیم.

$$\begin{cases} H.: & \mu = \mathsf{T} \\ H_{\mathsf{L}}: & \mu = \mathsf{T} \end{cases}$$

$$\bar{x} > c$$
 ناحیه بحرانی:



ادامه مثال ۱

برای انجام این آزمون فرض داده شده، یک نمونه تصادفی ۹ تایی از جامعه نرمال مورد نظر را بررسی کردهایم. اگر ناحیه بحرانی $\{\overline{X} > \underbrace{7/9}_{c}\}$ انتخاب شود و انحراف معیار دادهها ۰/۹ باشد، مقدار خطای

نوع اول را بیابید. اگر بخواهیم خطای نوع اول \cdot/\cdot ۱ باشد، مقدار نقطه بحرانی c چقدر باید باشد؟ راه حل:

$$lpha=P(I$$
درست باشد $=P(H.$ خطای نوع $H.$

$$P(\bar{X} > \mathsf{Y}/\mathsf{P}|\mu = \mathsf{Y}) = P(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{\mathsf{Y}/\mathsf{P} - \mathsf{Y}}{\frac{\cdot/\mathsf{P}}{\sqrt{\mathsf{P}}}}) = P(Z > \mathsf{Y}) = \cdot/\cdot\mathsf{YYA}$$

$$lpha = \cdot/\cdot$$
 ۱ حرست باشد $P(H.$ خطای نوع $H.$

$$P(\bar{X}>c|\mu=\mathrm{T})=P(\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}>\frac{c-\mathrm{T}}{\frac{\cdot/\mathrm{P}}{\sqrt{\mathrm{P}}}})=P(Z>\underbrace{\frac{c-\mathrm{T}}{\cdot/\mathrm{P}}}_{z_{\alpha}=z_{\cdot/\cdot\mathrm{I}}=\mathrm{T}/\mathrm{PT}})$$

$$ightarrow$$
 $c={
m T/TT} imes \cdot /{
m T}+{
m T}={
m T/V}$ ناحیه بحرانی $\{ar{X}>{
m T/V}\}$

انواع فرضها

فرض ساده: فرضی که تحت آن توزیع جامعه به طور کامل مشخص شود؛ مانند $\sigma^{\mathsf{T}} = \mathsf{F}, \quad \mu = \mathsf{T}$ مانند $\sigma^{\mathsf{T}} = \mathsf{F}, \quad \mu = \mathsf{T}$

فرض مرکب: فرضی که تحت آن توزیع جامعه به طور کامل مشخص نشود؛ مانند $\mu \neq 0$ (فرض یکطرفه) $\mu \neq 0$ (فرض یکطرفه) مانند $\mu \neq 0$ (فرض یکطرفه)

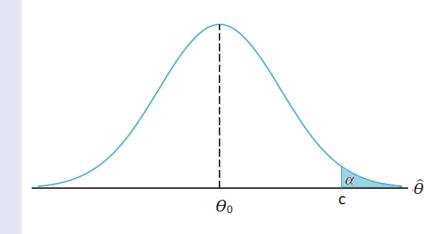
آزمونهای یکدمی (با فرض مقابل ساده یا یک طرفه)

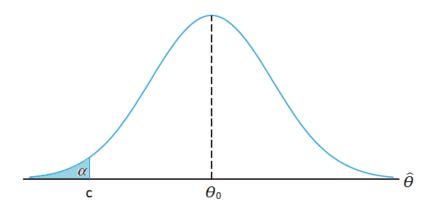
$$H.: \quad \theta = \theta. \ H. \cdot \quad \theta > \theta.$$

$$\hat{ heta}>c$$
 ناحیه بحرانی:

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \theta = \theta. \\ H_{1}: & \theta > \theta. \end{array}
ight. \quad \hat{ heta} > c$$
 ناحیه بحرانی: $\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \theta = \theta. \\ H_{1}: & \theta < \theta. \end{array}
ight. \quad \hat{ heta} < c$ ناحیه بحرانی:

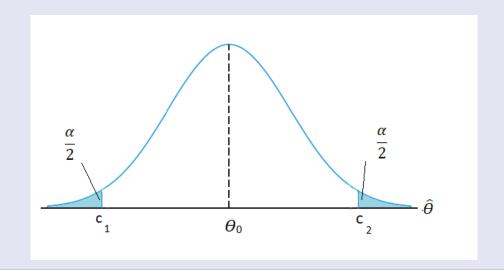
$$\hat{ heta} < c$$
 :ناحیه بحرانی





آزمونهای دودمی (با فرض مقابل دوطرفه)

$$\left\{ egin{array}{ll} H_1: & heta = heta. \ H_1: & heta
eq heta. \end{array}
ight. \quad \hat{ heta} < c_1 \cup \hat{ heta} > c_{
m Y} : heta. \end{array}
ight.$$
ناحیه بحرانی:



انتخاب فرضيهها

ابتدا با مطالعه و دقت در مسئله، ادعایی را که میخواهیم آزمایش کنیم تعیین میکنیم.

 H_1 اگر ادعا به صورت بیشتر یا کمتر، بهتر یا بدتر و سباشد، فرض H_2 را معادل با حالت تساوی و فرض را معادل با ادعا قرار می دهیم.

ولی اگر ادعا به صورت بیشتر و مساوی، حداقل، نابیشتر و ... باشد، فرض H. را معادل با حالت تساوی و فرض H_1 را در جهت عکس نامساوی در نظر می گیریم.

اگر ادعا هیچ جهتی را بیان نکند، فرض H. را معادل حالت تساوی و فرض H_1 را معادل با حالت نامساوی در نظر می گیریم.

اگر دو فرض ساده (تساوی با دو مقدار مورد نظر) مطرح است، فرض H. را معادل با وضعیت موجود و فرض H_1 را معادل با ادعای جدید در نظر می گیریم.

حالت تساوی همیشه در H. قرار دارد تا بتوان با استفاده از α ناحیه رد را تعیین کرد. برای تایید قوی یک ادعا، آن را در قالب رد یه فرضیه سامان دهی می کنیم.

مثال ۲:

فرض کنید معلوم شده است که واکسنی خاص که در بازار موجود است، تنها در ۲۵ درصد مواقع بیش از دو سال نیز تاثیر خود را دارد. حال واکسنی جدید ساخته شده که کمی گران تر نیز هست و میخواهیم ببینیم که آیا از واکسن قبلی بهتر است یا خیر؟ (سازنده ادعا می کند که در بیش از ۲۵ درصد مواقع، اثر واکسن جدید بیش از دو سال می ماند.)

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & p=rac{1}{\epsilon} \ H_{\cdot}: & p>rac{1}{\epsilon} \end{array}
ight. \qquad \hat{p}>c_{\cdot}:$$
ناحیه بحرانی:

مثال ۳:

تولیدکننده یک نوع غذای کودک ادعا میکند که متوسط چربی اشباع شده در هر قوطی غذا از ۱/۵ گرم بیشتر نیست. میخواهیم ادعای او را بررسی کنیم. ادعای او تنها در حالتی که میانگین چربی از ۱/۵ بیشتر باشد رد میشود وگرنه دلیل کافی برای رد آن نداریم.

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu = 1/\Delta \ H_{\cdot}: & \mu > 1/\Delta \end{array}
ight. \quad ar{x} > c_{1}:$$
ناحیه بحرانی:

با این که فرض صفر حالت تساوی است ولی همه مقادیر غیر از فرض مقابل را نیز شامل می شود. یعنی عدم رد H. به معنای اینکه مقدار چربی برابر با $1/\Delta$ باشد نیست.

مثال ۴:

کارخانهای ادعا می کند که متوسط قطر نوعی از میلگردهایش ۱۶ میلیمتر است. برای بررسی ادعای او یک نمونه تصادفی یک نمونه تصادفی از میلگردها در نمونه تصادفی تصمیم گیری می کنیم.

$$\left\{ egin{array}{ll} H_1: & \mu = 19 \ H_1: & \mu
eq 19 \end{array}
ight. egin{array}{ll} ar{x} > c_1 \cup ar{x} < c_7 : \ \exists x > c_1 \cup ar{x} < c_2 : \ \exists x > c_2 \cup ar{x} < c_3 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_3 \cup ar{x} < c_4 : \ \exists x > c_4 :$$

خلاصه روش آزمون فرض

را در نظر بگیرید. H.: heta = heta. اورض

۲- فرض مقابل را با توجه به نوع مسئله به یکی از صورتهای زیر انتخاب کنید:

$$\theta \neq \theta$$
. $\theta > \theta$. $\theta < \theta$.

"- سطح معنی داری lpha را تعیین کنید.

۴- آماره آزمون را انتخاب کرده و طبق توزیع آن و فرض ۱، ناحیه بحرانی را تعیین کنید.

۵- مقدار آماره آزمون را از روی نمونه تصادفی حساب کنید.

۶- اگر مقدار آماره آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفت، فرض صفر را رد کنید، در غیر این صورت آن را رد نکنید.

آزمون فرض میانگین تک نمونه

آزمون فرض میانگین تک نمونه

وقتی واریانس جامعه، σ^{7} ، معلوم باشد

مىخواھىم دربارە ميانگين جامعە، μ ، وقتى σ^{γ} معلوم است، آزمون انجام دھيم.

یک نمونه تصادفی X_1,\dots,X_n درنظر میگیریم و آماره X را در آن حساب میکنیم. با توجه به نوع آزمون و مقدار $ar{x}$ تصمیم گیری می کنیم.

میدانیم اگر جامعه نرمال باشد و یا نرمال نباشد ولی حجم نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد ($n \geq \infty$)، توزیع X نرمال با میانگین μ و واریانس X توزیع

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

دارای توزیع نرمال استاندارد است.

آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{T}) معلوم

آزمون دودمي

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\text{\tiny 1}}: & \mu = \mu. \\ H_{\text{\tiny 1}}: & \mu
eq \mu. \end{array}
ight. \quad ar{x} < a \cup ar{x} > b \; :$$
ناحیه بحرانی

میخواهیم احتمال خطای نوع اول (I) یعنی احتمال رد فرض صفر با ناحق، مقدار بسیار کوچک lpha باشد. نابراین داریم:

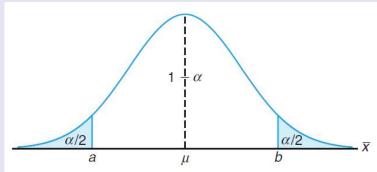
$$P(\bar{X} < a \quad or \quad \bar{X} > b | \mu = \mu.) = \alpha \quad \rightarrow P(a < \bar{X} < b | \mu = \mu.) = 1 - \alpha$$

$$P(\frac{a-\mu.}{\sigma/\sqrt{n}} < \underbrace{\frac{\bar{X}-\mu.}{\sigma/\sqrt{n}}} < \frac{b-\mu.}{\sigma/\sqrt{n}}) = \mathsf{I} - \alpha \quad \to -\frac{a-\mu.}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{b-\mu.}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{\frac{\alpha}{\mathsf{I}}}$$

$$\bar{x} < a \quad \cup \quad \bar{x} > b$$

$$a = \mu \cdot - z_{\frac{\alpha}{\tau}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad , \quad b = \mu \cdot + z_{\frac{\alpha}{\tau}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$|z| = |\frac{\bar{x} - \mu \cdot}{\sigma / \sqrt{n}}| > z_{\frac{\alpha}{\tau}}$$



مثال ۵:

کارخانهای محلولی تولید می کند که ادعا می کند میانگین PH آنها A/π است. برای بررسی این ادعا که آیا PH محلول های تولید شده A/π هست یا خیر)، یک نمونه تصادفی PH تایی از محلول تولید شده را بررسی می کنیم و مقدار متوسط PH به دست می آید. اگر بدانیم PH محلول ها دارای انحراف معیار PH است، در سطح معنی داری PH آیا ادعای کارخانه رد می شود؟ راه حل:

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \mu = \Lambda/\Upsilon \cdot \\ H_{1}: & \mu
eq \Lambda/\Upsilon \cdot \end{array}
ight. \quad ar{x} < a \cup ar{x} > b \; : ناحیه بحرانی$$

$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{\Lambda / \Upsilon \Upsilon - \Lambda / \Upsilon^*}{\frac{\cdot / \Upsilon}{1 \cdot}} = 1$$

 $|1| \not> z_{\frac{\alpha}{r}} = 1/9۶$ عدم رد فرض صفر \to عدم

:ناحیه رد یا ناحیه بحرانی

$$ar X<\Lambda/ extbf{T}\cdot-1/99(rac{\cdot/ au}{1\cdot})=\Lambda/ extbf{T}$$
 ه کیا برای رد فرض صفر نداریم. $ar X>\Lambda/ extbf{T}+1/99(rac{\cdot/ au}{1\cdot})=\Lambda/ extbf{T}$ دلیلی برای رد فرض صفر نداریم.

مثال ۶:

در کارخانهای یک موتور جدید تولید میشود که ادعا میشود که این موتور با حجم مشخصی بنزین، به طور متوسط ۳۰۰ دقیقه به طور پیوسته روشن می ماند. برای بررسی صحت این ادعا، یک نمونه ۵۰ تایی از موتور ها را تست کرده و میانگین ۲۹۵ دقیقه برای زمان روشن ماندن آنها به دست میآید. اگر انحراف معیار زمان روشن بودن همه موتور ها ۱۵ دقیقه باشد، آیا ادعای کارخانه در سطح معنی داری ۱۰/۰۵ رد می شود؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & \mu = {\mathfrak r} \cdots \ H_{{\mathfrak l}}: & \mu
eq {\mathfrak r} \cdots \end{array}
ight. \quad ar{x} < a \cup ar{x} > b :$$
ناحیه بحرانی: $ar{x} < a \cup ar{x} > b$

$$z=rac{ar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=rac{ ext{r9}\Delta- ext{r}\cdot ext{r}}{rac{1\Delta}{\sqrt{\Delta\cdot}}}= ext{r/r}$$

$$| ext{r/r}|>z_{rac{\alpha}{ ext{r}}} \longrightarrow ext{disc} \ ext{disc} \ ext{disc} \ ext{disc}$$

$$| ext{r/r}|>z_{rac{\alpha}{ ext{r}}} \longrightarrow ext{disc} \ ext{disc}$$

$$| ext{r/r}|>z_{rac{\alpha}{ ext{r}}} \longrightarrow ext{disc}$$

$$| ext{r/r}|>b$$

$$| ext{r/r}|>b$$

$$| ext{r/r}|>b$$

$$| ext{r/r}|>b$$

ightarrow فرض صفر رد میm mec

 $\bar{x} = 190 < a$

آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{7}) معلوم

آزمون یکدمی

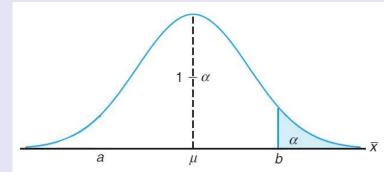
$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu=\mu. \\ H_{\cdot}: & \mu>\mu. \end{array}
ight.$$
 يا $\mu=\mu_{\cdot}(\mu_{\cdot}>\mu.)$

lpha باز هم میخواهیم احتمال خطای نوع اول (I) یعنی احتمال رد فرض صفر با ناحق، مقدار بسیار کوچک باشد. بنابراین داریم:

$$P(\bar{X} > b | \mu = \mu.) = \alpha \longrightarrow P(\bar{X} < b | \mu = \mu.) = \gamma - \alpha$$

$$P(\frac{\bar{X} - \mu.}{\sigma / \sqrt{n}} < \frac{b - \mu.}{\sigma / \sqrt{n}}) = \gamma - \alpha \longrightarrow \frac{b - \mu.}{\sigma / \sqrt{n}} = z_{\alpha}$$

$$\bar{x} > b$$
 , $b = \mu \cdot + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
 $z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha}$



آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{7}) معلوم

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu=\mu. \\ H_{\cdot}: & \mu<\mu. \end{array}
ight.$$
 يا $\mu=\mu_{\cdot}(\mu_{\cdot}<\mu.)$ $ar{x}< a$ ناحيه بحرانی: $x< a$

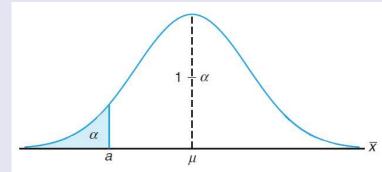
lpha باز هم میخواهیم احتمال خطای نوع اول (I) یعنی احتمال رد فرض صفر با ناحق، مقدار بسیار کوچک باشد. بنابراین داریم:

$$P(\bar{X} < a | \mu = \mu.) = \alpha \quad \to P(\bar{X} > a | \mu = \mu.) = 1 - \alpha$$

$$P(\frac{\bar{X} - \mu.}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{a - \mu.}{\sigma/\sqrt{n}}) = 1 - \alpha \quad \to \frac{a - \mu.}{\sigma/\sqrt{n}} = z_{1-\alpha} = -z_{\alpha}$$

$$\bar{x} < a$$
 , $a = \mu \cdot - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < -z_{\alpha}$$



مثال ۷:

راه حل:

در بررسی قد پسرانی که در محدوده سنی ۴ تا ۶ سال هستند، اطلاعات قبلی نشان میدهد که متوسط قد این افراد برابر با ۷۵ سانتیمتر و انحراف معیار جامعه برای قد این پسران برابر با ۳/۴۱ سانتیمتر و توزیع آن ها نرمال است. با به کارگیری یک شیوه تغذیه جدید، اعتقاد داریم که میانگین قد پسرها در جامعه بیشتر شده و به ۸۰ سانتیمتر رسیده است. با انتخاب یک نمونه تصادفی ۲۵ تایی میانگین قد ۸۰/۹۴ سانتیمتر بدست آمده است. در سطح ۰/۰۵، آیا میتوان گفت که تغییر محسوسی در میزان قد پسران رخ داده است؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \mu = {
m Y}{
m A} \ H_{1}: & \mu = {
m A}{
m \cdot} \end{array}
ight. \ ar{x} > b \; :$$
ناحیه بحرانی

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{\Lambda \cdot / 9 - V\Delta}{\frac{r/f_1}{\Delta}} = r/\Delta f$$

$$\mathrm{Y}/\mathrm{d}\mathrm{Y}>z_{\alpha}=\mathrm{1}/\mathrm{9FL}\to$$

تصمیم به رد فرض صفر می گیریم، یعنی تغییر محسوسی در قد پسران داشته ایم

$$\bar{x} = \text{A./94} > b = \mu. + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \text{VD} + \text{I/SFD}(\frac{\text{Y/FI}}{\text{D}}) = \text{VS/IT}$$

یک کارخانه تولید ضدیخ خودرو، محصول خود را در بطریهایی با ظرفیت دو لیتر وارد بازار میکند. حجم ضدیخها در هر بطری دارای توزیع نرمال با انحراف معیار ۰/۰۵ است. صاحب کارخانه مدعی است که میانگین حجم ضدیخ در هر بطری حداقل ۱/۹۸ لیتر است. برای بررسی ادعای او، یک نمونه صدتایی از بطریهای ضدیخ تولید شده را انتخاب کرده و با اندازه گیری حجم آنها، مقدار متوسط ۱/۹۷۳ لیتر به دست آمده است.در سطح معنی داری ۰/۰۵ آیا ادعای این کارخانه دار رد می شود؟ اگر انحراف معیار

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & \mu=1/9 \ H_1: & \mu<1/9 \ \end{array}
ight.
ight. \qquad ar{x}< a :$$
ناحیه بحرانی: $ar{x}< a$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{1/9 \text{YT} - 1/9 \text{A}}{\frac{\cdot / \cdot \Delta}{1 \cdot}} = -1/\text{F} \qquad -1/\text{F} \not< -z_{\alpha} = -1/\text{FFD}$$

$$a = \mu \cdot -z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1/9\lambda - 1/84\Delta(\frac{\cdot/\cdot\Delta}{1\cdot}) = 1/9VY \qquad \bar{x} = 1/9VY \not< a$$

در این حالت، دلیلی برای رد فرض صفر (ادعا) نداریم.

$$Z = \frac{1/9 \text{VT} - 1/9 \text{A}}{\frac{\cdot / \cdot \text{T}}{1 \cdot }} = -\text{T}/\text{TT} < -z_{\alpha} = -1/\text{FFD} \qquad \qquad \bar{x} = 1/9 \text{VT} < a' = 1/9 \text{VD}$$

در این حالت، فرض صفر رد می شود.

آزمون فرض میانگین تک نمونه

وقتی واریانس جامعه، σ^{7} ، نامعلوم باشد

حال میخواهیم درباره میانگین یک جامعه نرمال، μ ، وقتی σ^{Y} نامعلوم است، آزمون انجام دهیم. یک نمونه تصادفی X_1,\ldots,X_n درنظر می گیریم و آمارههای X و S^{Y} را در آن حساب می کنیم. با توجه به نوع آزمون و مقدار x و x تصمیم گیری می کنیم.

میدانیم اگر جامعه نرمال باشد ، آماره $rac{X-\mu}{S/\sqrt{n}}$ دارای توزیع tاستودنت با ۱n-1 درجه آزادی است.

تنكته

اگر توزیع دادهها شبیه نرمال (زنگدیس) باشد، میتوان به طور تقریبی آزمون فوق را به کار برد؛ اگر توزیع دادهها نرمال نیز برای آماره T استفاده کرد. دادهها نرمال نیز برای آماره T استفاده کرد.

آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{Υ}) نامعلوم

آزمون دودمى

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \mu=\mu. \\ H_{1}: & \mu
eq\mu. \end{array}
ight. \quad ar{x}< a\cup ar{x}>b \; :$$
ناحیه بحرانی

میخواهیم احتمال خطای نوع اول (I) یعنی احتمال رد فرض صفر با ناحق، مقدار بسیار کوچک lpha باشد. نابراین داریم:

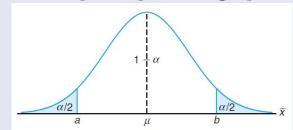
$$P\left(\bar{X} < a \quad or \quad \bar{X} > b | \mu = \mu.\right) = \alpha \quad \rightarrow P\left(a < \bar{X} < b | \mu = \mu.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{a-\mu.}{S/\sqrt{n}} < \underbrace{\frac{\bar{X}-\mu.}{S/\sqrt{n}}}_{T} < \frac{b-\mu.}{S/\sqrt{n}} | \mu = \mu.\right) = \mathsf{I} - \alpha, -\frac{a-\mu.}{S/\sqrt{n}} = \frac{b-\mu.}{S/\sqrt{n}} = t_{\frac{\alpha}{\mathsf{r}}, n-\mathsf{I}}$$

$$\bar{x} < a \quad \cup \quad \bar{x} > b$$

$$a = \mu \cdot -t_{\frac{\alpha}{\tau}, n-1} \frac{s}{\sqrt{n}} \quad , \quad b = \mu \cdot +t_{\frac{\alpha}{\tau}, n-1} \frac{s}{\sqrt{n}}$$

$$|t| = |\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}| > t_{\frac{\alpha}{\tau}, n-1}$$



حسابرسی ادعا کرده که میانگین مانده بدهکاران یک موسسه قرضالحسنه ۴۳۰ هزار تومان می باشد برای بررسی ادعای او، یک نمونه ۱۰ تایی ازبدهکاران به موسسه انتخاب می شود که میانگین آن ۴۳۳ هزار تومان است ادعا هزار تومان است با توجه به اینکه توزیع این نوع حساب ها نرمال است ادعا را در سطح خطای ۳ درصد بررسی کنید.

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu = structural eta = structural et$$

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} = \frac{\text{frr} - \text{fr}}{\frac{\text{f}}{\sqrt{\text{f}}}} = \cdot/\text{frr}$$

$$|\cdot/\text{FYF}| \geqslant t_{\frac{\alpha}{7},n-1} = t_{\cdot/\cdot 10,9} = \text{F}/\text{DYF}$$

$$a = rr \cdots - r/\Delta r (\frac{r \cdots}{\sqrt{r}}) = r r r r r r$$

$$b = \mathsf{fr} \cdots + \mathsf{f}/\Delta \mathsf{VF}(\frac{\mathsf{f} \cdots}{\sqrt{\mathsf{I} \cdot \mathsf{V}}}) = \mathsf{fff} \mathsf{ff}$$

$$\bar{x} = rrr\cdots,$$

$$ar{x}
ot < a, ar{x} > b$$
 کلیلی برای رد فرض صفر (ادعای مطرح شده) نداریم.

آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{Y}) نامعلوم

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu=\mu. \\ H_{\cdot}: & \mu>\mu. \end{array}
ight.$$
 يا $\mu=\mu_{\cdot}(\mu_{\cdot}>\mu.)$

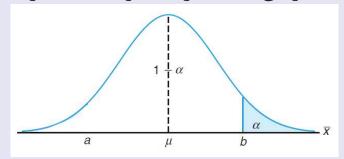
در سطح معنی ${
m cl}$ داری (احتمال خطای نوع ${
m Cl}$ برای محاسبه ناحیه رد داریم:

$$P\left(-\bar{X} > b | \mu = \mu.\right) = \alpha \longrightarrow P\left(\bar{X} < b | \mu = \mu.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\underbrace{\frac{\bar{X} - \mu.}{S/\sqrt{n}}} < \frac{b - \mu.}{S/\sqrt{n}} \mid \mu = \mu.\right) = 1 - \alpha \qquad \frac{b - \mu.}{S/\sqrt{n}} = t_{\alpha, n-1}$$

$$\bar{x} > b$$
 , $b = \mu \cdot + t_{\alpha, n-1} \frac{s}{\sqrt{n}}$

$$t = \frac{\bar{X} - \mu \cdot }{S/\sqrt{n}} > t_{\alpha, n-1}$$



آزمون فرض میانگین تک نمونه، (σ^{Υ}) نامعلوم

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu=\mu. \\ H_{\cdot}: & \mu<\mu. \end{array}
ight.$$
 يا $\mu=\mu_{\cdot}(\mu_{\cdot}<\mu.)$ $ar{x}< a$ ناحيه بحرانی:

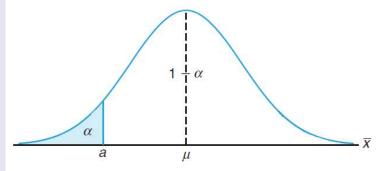
باز هم در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع α (I برای ناحیه رد فرض صفر داریم:

$$P\left(\bar{X} < a | \mu = \mu.\right) = \alpha \rightarrow P\left(\bar{X} > a | \mu = \mu.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\underbrace{\frac{\bar{X}-\mu.}{S/\sqrt{n}}} > \frac{a-\mu.}{S/\sqrt{n}} \mid \mu = \mu.\right) = 1 - \alpha \qquad \frac{a-\mu.}{S/\sqrt{n}} = t_{1-\alpha,n-1} = -t_{\alpha,n-1}$$

$$\bar{x} < a$$
 , $a = \mu \cdot -t_{\alpha,n-1} \frac{s}{\sqrt{n}}$

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} < -t_{\alpha,n-1}$$



مثال ۱۰

معلمی ادعا میکند که میانگین سطح نمرات دانش آموزان او در یک آزمون استاندارد زبان بیشتر از ۶۰ خواهد بود. برای بررسی این ادعا، یک نمونه تصادفی ده تایی از بین زبان آموزان او انتخاب کرده و با انجام آزمون، نمرات زیر به دست می آیند:

٠٧، ٠٩، ۵٩، ٠۵، ۵٧، ٠٩، ٠٢، ۵٢، ۵٣، ٠٤

با فرض نرمال بودن توزیع نمرات، در سطح ۰/۰۲، آیا ادعای او رد میشود؟ **راه حل:**

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \mu = extit{9}. \\ H_{1}: & \mu > extit{9}. \end{array}
ight. \quad ar{x} > b \; .$$
ناحیه بحرانی:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu.}{S/\sqrt{n}} = \frac{\Delta \cdot - \text{F} \cdot}{\frac{\text{19/10}}{\sqrt{\text{1} \cdot}}} = -\text{1/FD} \not > t_{\alpha,n-1} = t_{\cdot/\text{-Y,9}} = \text{7/T9A}$$

$$b=\mu.+t_{\alpha}\frac{s}{\sqrt{n}}=\text{F.}+\text{T/T9A}(\frac{\text{19/10}}{\sqrt{\text{1.}}})=\text{VF/DT}$$

 $ar{x} = \Delta \cdot
eq b
ightarrow \delta$ دلیلی برای رد فرض صفر نداریم (ادعای معلم رد میشود)

مثال ۱۱

در یک ارتباط دیجیتال، تعداد بیتهایی که به نادرست دریافت میشوند، دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۰۰ بیت در دقیقه است. تغییراتی را به منظور کاهش خطای ارتباطی در سیستم سختافزاری اعمال می کیم. پس از اعمال تغییرات، با بررسی نمونه تصادفی ۲۵ تایی از سیگنالهای مخابره شده مقدار خطای متوسط ۹۶ بیت در دقیقه و انحراف معیار ۱۰/۵ بیت به دست می آید. در سطح معنی داری ۵ درصد، آیا می توان گفت که تغییرات سختافزاری موجب بهبود سیستم مخابراتی شده است؟ راه حل: H : $u = 1 \cdot \cdot \cdot$

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{1}: & \mu = 1\cdots \ H_{1}: & \mu < 1\cdots \end{array}
ight. ar{x} < a : ناحیه بحرانی$$

$$\begin{split} t &= \frac{\bar{x} - \mu.}{s/\sqrt{n}} = \frac{9\mathfrak{S} - 1 \cdot \cdot \cdot}{\frac{1 \cdot / \Delta}{\Delta}} = -1/9 \cdot < -t_{\alpha, n-1} = -t_{\cdot / \cdot \Delta, \Upsilon\mathfrak{F}} = -1/\Upsilon 11 \\ a &= 1 \cdot \cdot \cdot - 1/\Upsilon 11 \frac{1 \cdot / \Delta}{\Delta} = 9\mathfrak{S}/\mathfrak{F}1 \\ \bar{x} &= 9\mathfrak{S} < a = 9\mathfrak{S}/\mathfrak{F}1 \quad \rightarrow \end{split}$$

با شواهد موجود، فرض صفر رد می شود و لذا تغییرات سبب بهبود سیستم شده است.

آزمون فرض تفاضل میانگین دو نمونه

$\mu_{1}-\mu_{2}$ آزمون فرض تفاضل میانگینها،

فرض كنيد دو جامعه داشته باشيم.

.مشاب σ_1^{γ} و واریانس میانگین باشد.

.ماه $\sigma_{ au}^{ au}$ و واریانس میانگین باشد.

 \bar{X} یک نمونه ی تصادفی n تایی X_1,\ldots,X_n از جامعه ی اول انتخاب کرده و میانگین این نمونه را با نمایش می دهیم.

 $ar{Y}$ یک نمونه ی تصادفی m تایی Y_{m},\dots,Y_{1} از جامعه ی دوم انتخاب کرده و میانگین این نمونه را با نشان می دهیم.

فرض کنید نمونه گیری از دو جامعه مستقل از یکدیگر باشد.

میخواهیم آزمون فرض را برای $\mu_{ extsf{1}}-\mu_{ extsf{1}}$ انجام دهیم.

$\mu_{ m I}-\mu_{ m I}$ آزمون فرض تفاضل میانگینها،

وقتی واریانس جامعهها، $\sigma_{ au}^{ au}$ و $\sigma_{ au}^{ au}$ معلوم باشند

حال میخواهیم درباره اختلاف میانگین دو جامعه، $\mu_1 - \mu_7$ وقتی σ_1^7 و معلوم هستند، آزمون انجام دهیم.

نمونه تصادفی X_1,\ldots,X_n و نمونه تصادفی تصادفی Y_1,\ldots,Y_m را به ترتیب از جامعه اول و دوم درنظر گرفته و آمارههای \overline{X} را در آنها حساب می کنیم.

میدانیم اگر جامعهها نرمال باشند و یا نرمال نباشند ولی حجم دو نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد ar X - ar Y نرمال با میانگین $\mu_1 - \mu_2$ و واریانس $m \geq m$ است. بنابراین آماره آزمون به صورت

$$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_{\text{1}} - \mu_{\text{T}})}{\sqrt{\frac{\sigma_{\text{1}}^{\text{T}}}{n} + \frac{\sigma_{\text{T}}^{\text{T}}}{m}}}$$

است که توزیع نرمال استاندارد دارد.

آزمون فرض تفاضل میانگینها، $\mu_{ extsf{1}}-\mu_{ extsf{1}}$ و $\sigma_{ extsf{1}}$ معلوم

آزمون دودمي

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\text{\tiny N}}: & \mu_{\text{\tiny N}}-\mu_{\text{\tiny T}}=d. \\ H_{\text{\tiny N}}: & \mu_{\text{\tiny N}}-\mu_{\text{\tiny T}}
eq d. \end{array}
ight. \quad ar{x}-ar{y}< a\cup ar{x}-ar{y}>b \; :$$
ناحیه بحرانی

در سطح معنی ${
m cl}(2)$ در سطح معنی ${
m cl}(2)$ در احتمال خطای نوع ${
m cl}(2)$ برای ناحیه رد داریم:

$$P\left(\bar{x} - \bar{y} < a \cup \bar{x} - \bar{y} > b | \mu_1 - \mu_7 = d.\right) = \alpha \quad \rightarrow$$

$$P\left(a < \bar{x} - \bar{y} < b | \mu_{1} - \mu_{7} = d.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{a-d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} < \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} < \frac{b-d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} \right. | \mu_1 - \mu_{\mathsf{r}} = d.\right) = 1 - \alpha$$

$$|z| = |\frac{\bar{X} - \bar{Y} - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}}| > z_{\frac{\alpha}{\mathsf{r}}}$$

$$|z| = |\frac{\bar{X} - \bar{Y} - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}}| > z_{\frac{\alpha}{\mathsf{r}}}$$

$$|z| = |z| = \frac{b - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} = \frac{b - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}}} = z_{\frac{\alpha}{\mathsf{r}}}$$

$$|z| = |z|$$

$$\bar{x} - \bar{y} < a \quad \cup \quad \bar{x} - \bar{y} > b$$

$$a = d. - z_{\frac{\alpha}{\tau}} \left(\sqrt{\frac{\sigma_1^{\tau}}{n} + \frac{\sigma_1^{\tau}}{m}} \right) , \quad b = d. + z_{\frac{\alpha}{\tau}} \left(\sqrt{\frac{\sigma_1^{\tau}}{n} + \frac{\sigma_1^{\tau}}{m}} \right)$$

فرض کنید میخواهیم میانگین سوخت مصرفی دو نوع اتومبیل را با یکدیگر مقایسه کنیم و ببینیم که آیا مصرف یکسانی دارند یا خیر. به این منظور دو نمونه تصادفی ۱۰ تایی از هر یک از انواع خودرو را انتخاب کرده و میزان مصرف سوخت آنها را در ۱۰۰۰ کیلومتر حساب می کنیم. مقادیر Y = Y1/Y و کرده و میزان مصرف سوخت آنها را در ۱۰۰۰ کیلومتر حساب می کنیم. مقادیر Y = 89/4 و میزان میزان میزان مصرف در هر هزار کیلومتر برای خودروی نوع اول و دوم به ترتیب 8/8 بوده و توزیع مصرف سوخت مصرف در هر هزار کیلومتر برای خودروی نوع اول و دوم به ترتیب 8/8 بوده و توزیع مصرف سوخت نرمال باشد، آیا می توان در سطح 8/9، ادعا کرد که میزان مصرف دو خودرو بایکدیگر برابر است؟ راه حل:

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\text{N}}: & \mu_{\text{N}} - \mu_{\text{T}} = \cdot \\ H_{\text{N}}: & \mu_{\text{N}} - \mu_{\text{T}}
eq \cdot \end{array}
ight. \quad ar{x} - ar{y} < a \cup ar{x} - ar{y} > b \; :$$
ناحیه بحرانی

$$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\rm T}}{n} + \frac{\sigma_{\rm T}^{\rm T}}{m}}} = \frac{({\rm Y}{\rm Y}/{\rm Y} - {\rm F}{\rm P}/\Delta) - \cdot}{\sqrt{\frac{\Delta/\Delta}{{\rm Y} \cdot} + \frac{{\rm F}/{\rm F}}{{\rm Y} \cdot}}} = {\rm Y}/\Delta\Delta \rightarrow |Z| = |{\rm Y}/\Delta\Delta| \not \gg z_{\frac{\alpha}{{\rm Y}}} = {\rm Y}/{\rm P}/{\rm P}/{\rm P}$$

$$a = \cdot - 1/99(\sqrt{\frac{9/9}{1 \cdot 1} + \frac{\delta/\delta}{1 \cdot 1}}) = -7/1\delta9 \quad b = \cdot + 1/99(\sqrt{\frac{9/9}{1 \cdot 1} + \frac{\delta/\delta}{1 \cdot 1}}) = 7/1\delta9$$

$$\bar{x} - \bar{y} = 1/4 \not< a, \bar{x} - \bar{y} = 1/4 \not> b$$

بنابراین دلیل کافی برای رد ادعا نداریم.

آزمون فرض تفاضل میانگینها، $\mu_{ m I}-\mu_{ m I}$ آزمون فرض تفاضل میانگینها،

آزمون یکدمی

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu_{\cdot} - \mu_{\tau} = d. \\ H_{\cdot}: & \mu_{\cdot} - \mu_{\tau} > d. \end{array} \right.$$
 ناحیه بحرانی: $x - \bar{y} > b$ یا $x - \bar{y} > b$ ناحیه بحرانی:

در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع lpha (I وعای ناحیه بحرانی داریم:

$$P\left(\bar{X} - \bar{Y} > b|\mu_{1} - \mu_{7} = d.\right) = \alpha \quad \rightarrow P\left(\bar{X} - \bar{Y} < b|\mu_{1} - \mu_{7} = d.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} < \frac{b - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} \right) = 1 - \alpha \quad \frac{b - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{n} + \frac{\sigma_1^{\mathsf{r}}}{m}}} = z_{\alpha}$$

بنابراین ناحیه رد عبارت است از:

$$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_1^{r}}{n} + \frac{\sigma_1^{r}}{m}}} > z_{\alpha}$$

$$\bar{x} - \bar{y} > b$$
 , $b = d. + z_{\frac{\alpha}{r}} \left(\sqrt{\frac{\sigma_1^{r}}{n} + \frac{\sigma_1^{r}}{m}} \right)$

71/77

مثال ۱۳

کارخانهای ادعا می کند که طول عمر لامپهایی که تولید می کند به طور متوسط بیش از ۵ ماه از طول عمر لامپهای تولید شده توسط کارخانه رقیب بیشتر است. برای بررسی صحت ادعای او، یک نمونه تصادفی ۱۰۰ تایی از کارخانه او (شماره ۱) و یک نمونه تصادفی ۱۰۰ تای از لامپهای کارخانه رقیب (شماره ۲) انتخاب نموده و میانگین طول عمر لامپها را در هر نمونه محاسبه می کنیم. مقادیر $\bar{x}_1 = 7$ و ۱۸ $\bar{x}_2 = 1$ ماه به دست می آیند. اگر واریانس طول عمر لامپها در دو کارخانه، به ترتیب ۴ و ۱۸ باشد، آیا می توان در سطح ۱۰/۰ ادعای او را پذیرفت؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu_{\cdot}-\mu_{\cdot}=\Delta \ H_{\cdot}: & \mu_{\cdot}-\mu_{\cdot}>\Delta \end{array}
ight. \;\; ar{x}-ar{y}>b \;\; :$$
ناحیه بحرانی:

$$Z = \frac{(\bar{X}_{\rm I} - \bar{X}_{\rm I}) - d.}{\sqrt{\frac{\sigma_{\rm I}^{\rm I}}{n} + \frac{\sigma_{\rm I}^{\rm I}}{m}}} = \frac{({\rm YF-IA}) - {\rm A}}{\sqrt{\frac{{\rm F}}{{\rm I} \dots} + \frac{{\rm A}}{{\rm I} \dots}}} = {\rm Y/YY} > z_{\alpha} = {\rm I/FFA}$$

$$\bar{x} - \bar{y} =$$
9 > $b = \Delta + 1/9$ 4 $\left(\sqrt{\frac{4}{1 \cdot \cdot \cdot}} + \frac{\Delta}{1 \cdot \cdot \cdot}\right) = \Delta/4$ 9

بنابراین فرض صفر رد می شود و ادعای کارخانه اول را می پذیریم.

$\mu_{\text{I}} - \mu_{\text{I}}$ آزمون فرض تفاضل میانگینها،

$\sigma=\sigma_{ extsf{h}}^{ extsf{T}}=\sigma_{ extsf{h}}^{ extsf{T}}$ وقتی واریانس جامعهها نامعلوم ولی مساوی باشند،

برای آزمون فرض اختلاف میانگین دو جامعه، $\mu_1-\mu_7$ ، وقتی σ_1^{γ} و σ_2^{γ} نامعلوم ولی مساوی هستند، $\sigma_1^{\gamma}=\sigma_2^{\gamma}$ و نمونه تصادفی X_1,\ldots,X_n را به ترتیب از جامعه اول و دوم درنظر میگیریم. آمارههای X_1 و X_1 را که به ترتیب میانگین و واریانس نمونه اول هستند، و نیز آمارههای X_1 را که به ترتیب میانگین و واریانس نمونه دوم هستند محاسبه می کنیم. می دانیم اگر جامعه ها نرمال باشند، آماره

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_{\uparrow} - \mu_{\uparrow})}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}}$$

دارای توزیع tاستودنت با m-r دارای توزیع است که در آن

$$S_p^{\Upsilon} = \frac{(n-1)S_1^{\Upsilon} + (m-1)S_1^{\Upsilon}}{n+m-\Upsilon}.$$

این آزمون را اصطلاحا، آزمون t ادغام شده دونمونهای گویند.

آزمون فرض تفاضل میانگینها، $\mu_{ extsf{1}}-\mu_{ extsf{2}}$ ، $\mu_{ extsf{1}}-\mu_{ extsf{2}}$ نامعلوم)

آزمون دودمي

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{\text{\tiny 1}}: & \mu_{\text{\tiny 1}} - \mu_{\text{\tiny 7}} = d. \\ H_{\text{\tiny 1}}: & \mu_{\text{\tiny 1}} - \mu_{\text{\tiny 7}}
eq d. \end{array}
ight. \quad \bar{x} - \bar{y} < a \cup \bar{x} - \bar{y} > b \; ext{identity}$$
ناحیه بحرانی:

در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع lpha (I برای ناحیه بحرانی داریم:

$$P(\bar{x} - \bar{y} < a \cup \bar{x} - \bar{y} > b | \mu_{1} - \mu_{7} = d.) = \alpha \rightarrow$$

$$P\left(a < \bar{X} - \bar{Y} < b | \mu_{1} - \mu_{7} = d.\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{a-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} < \frac{(\bar{X}-\bar{Y})-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} < \frac{b-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} \mid \mu_1-\mu_7=d.\right) = 1-\alpha$$

$$|T| = |\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-d.}{\sqrt{1-m}}| > t_{\frac{\alpha}{n},n+m-7} - \frac{a-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} = \frac{b-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} = t_{\frac{\alpha}{7},n+m-7}$$

$$|T| = |\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d.}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}}| > t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| > t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = \frac{b - d.}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = \frac{b - d.}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$|\bar{X}_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}| = t_{\frac{\alpha}{\tau}, n + m - \tau}$$

$$\bar{x} - \bar{y} < a \quad \cup \quad \bar{x} - \bar{y} > b$$

$$a = d. - t_{\frac{\alpha}{\tau}, n+m-\tau} \left(S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \right) \quad , \quad b = d. + t_{\frac{\alpha}{\tau}, n+m-\tau} \left(S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \right)$$

یک پژوهشگر پزشکی ادعا می کند که که میزان فشارخون در آقایان سالمند به طور متوسط دو واحد از فشارخون خانمهای سالمند بیشتر است. برای بررسی ادعای او، دو نمونه تصادفی ۱۶ نفری از آقایان و خانمهای سالمند انتخاب کرده و فشار خون آنها را اندازه گیری می کنیم. مقادیر ۱۴/۱ = \bar{X}_1 و خانمهای سالمند آمده است. با فرض نرمال $S_1^{\vee}= \cdot/\Lambda$ برای آقایان و ۱۲/۵ = X_1 و $X_2^{\vee}= \cdot/\Lambda$ برای خانمها به دست آمده است. با فرض نرمال بودن توزیع فشار خون و برابری واریانسها در هر دو جامعه، آیا می توان در سطح ۵ درصد، ادعای پژوهشگر را رد کرد؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu_{\cdot}-\mu_{\cdot}={
m Y} \ H_{\cdot}: & \mu_{\cdot}-\mu_{\cdot}
eq {
m Y} \end{array}
ight. \quad ar{x}-ar{y}< a\cup ar{x}-ar{y}>b \ {
m idea}$$
ناحیه بحرانی:

$$T = \frac{(\bar{X}_{1} - \bar{X}_{7}) - d.}{S_{p}\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} = \frac{1/9 - 7}{(\cdot/9\Delta)(\cdot/7V)} = -1/19$$

$$|T| = |-1/19| \not> t_{\frac{\alpha}{7}, n+m-7} = T_{\cdot/\cdot7\Delta, \text{T}} = 7/\cdot97$$

$$\bar{x}_{1} - \bar{x}_{7} = 1/9 \not< a = 7 - 7/\cdot97(\cdot/9\Delta \times \cdot/7V) = 1/7A$$

$$\bar{x}_{1} - \bar{x}_{7} = 1/9 \not> b = 7 + 7/\cdot97(\cdot/9\Delta \times \cdot/7V) = 7/V7$$

دلیل کافی برای رد ادعای پژوهشگر نداریم.

آزمون فرض تفاضل میانگینها، $\mu_{ m I}-\mu_{ m I}$ ، $\mu_{ m I}-\mu_{ m I}$ نامعلوم)

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\text{\tiny 1}}: & \mu_{\text{\tiny 1}}-\mu_{\text{\tiny 7}}=d. \\ H_{\text{\tiny 1}}: & \mu_{\text{\tiny 1}}-\mu_{\text{\tiny 7}}>d. \end{array}
ight.$$
 يا $\mu_{\text{\tiny 1}}-\mu_{\text{\tiny 7}}=d$ ناحيه بحرانی: $x_{\text{\tiny 1}}=a_{\text{\tiny 1}}(d_{\text{\tiny 1}}>d.)$ يا $x_{\text{\tiny 1}}=a_{\text{\tiny 1}}=a_{\text{\tiny 1}}(d_{\text{\tiny 1}}>d.)$

در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع α (I برای ناحیه بحرانی (رد) داریم:

$$P\left(\bar{X} - \bar{Y} > b|\mu_1 - \mu_7 = d.\right) = \alpha \quad \to P\left(\bar{X} - \bar{Y} < b|\mu_1 - \mu_7 = d.\right) = \alpha$$

$$P\left(\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} < \frac{b - d}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} | \mu_1 - \mu_7 = d.\right) = 1 - \alpha$$

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - d}{S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}} > t_{\alpha, n+m-1}$$

$$\frac{b-d.}{S_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}}=t_{\alpha,n+m-1}$$

$$\bar{x} - \bar{y} > b$$
 , $b = d. + t_{\alpha, n+m-1} (S_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}})$

برای مقایسه میزان مس موجود در دو نوع خاک، یک نمونه ۱۳ تایی از واحدهای حجمی از خاک نوع اول و یک نمونه ۱۵ تایی از واحدهای حجمی از خاک نوع دوم را بررسی می کنیم. مقادیر $\bar{x}_1 = f/\Delta$ و یک نمونه ۱۵ تایی از واحدهای حجمی از خاک نوع دوم را بررسی می کنیم. مقادیر $\bar{x}_1 = f/\Delta$ و $\bar{x}_1 = f/\Delta$ گرم به ترتیب برای میانگین و واریانس مقدار مس در خاک نوع دوم به دست آمدهاند. آیا در سطح معنی داری $f/\Delta = f/\Delta$ می توان گفت که متوسط مقدار مس در خاک نوع دوم بیش از سه گرم بیشتر از متوسط مقدار مس در خاک نوع دوم بیش از سه گرم بیشتر از متوسط مقدار مس در دونوع خاک توزیع نرمال با واریانسهای برابر داشته باشد.)

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \mu_{
m Y}-\mu_{
m N}={
m Y} & ar{x}_{
m Y}-ar{x}_{
m N}>b \ : \ H_{
m N}: & \mu_{
m Y}-\mu_{
m N}>{
m Y} & t>t_{lpha} \end{array}
ight.$$

$$\begin{split} s_p &= \sqrt{\frac{(\mathbf{1}\mathbf{T}-\mathbf{1})(\cdot/\mathbf{T}) + (\mathbf{1}\Delta-\mathbf{1})(\cdot/\mathbf{T})}{\mathbf{1}\mathbf{T}+\mathbf{1}\Delta-\mathbf{T}}} = \cdot/\Delta\mathbf{I}, \quad \alpha = \cdot/\cdot\Delta, n+m-\mathbf{T} = \mathbf{T}\mathbf{F} \\ T &= \frac{(\bar{x}_{\mathsf{T}}-\bar{x}_{\mathsf{I}})-d.}{s_p\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}} = \frac{(\mathbf{A}-\mathbf{F}/\Delta)-\mathbf{T}}{(\cdot/\Delta\mathbf{I})(\cdot/\mathbf{T}\mathbf{A})} = \mathbf{T}/\mathbf{T}\mathbf{T} > t_{\alpha,n+m-\mathbf{T}} = \mathbf{I}/\mathbf{V}\cdot\mathbf{F}) \\ b &= \mathbf{T}+\mathbf{I}/\mathbf{V}\cdot\mathbf{F}(\cdot/\Delta\mathbf{I}\times\cdot/\mathbf{T}\mathbf{A}) = \mathbf{T}/\mathbf{T}\mathbf{A} \quad \bar{x}_{\mathsf{T}}-\bar{x}_{\mathsf{I}} = \mathbf{T}/\Delta > b \\ \dot{b} &= \dot{a}_{\mathsf{I}}\dot{a}_{$$

| H_0 | Value of Test Statistic | H_1 | Critical Region |
|-------------------------------------|--|--|--|
| $\mu = \mu_0$ | $z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}; \sigma \text{ known}$ | $\mu < \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu \neq \mu_0$ | $z < -z_{\alpha}$ $z > z_{\alpha}$ $z < -z_{\alpha/2}$ or $z > z_{\alpha/2}$ |
| $\mu = \mu_0$ | $t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}; v = n - 1,$ $\sigma \text{ unknown}$ | $\mu < \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu \neq \mu_0$ | $t < -t_{\alpha}$ $t > t_{\alpha}$ $t < -t_{\alpha/2} \text{ or } t > t_{\alpha/2}$ |
| $\mu_1 - \mu_2 = d_0$ | $z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}};$ \(\sigma_1\) and \(\sigma_2\) known | $\mu_1 - \mu_2 < d_0 \mu_1 - \mu_2 > d_0 \mu_1 - \mu_2 \neq d_0$ | $z>z_{lpha}$ |
| $\mu_1 - \mu_2 = d_0$ | $t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}};$ $v = n_1 + n_2 - 2,$ $\sigma_1 = \sigma_2 \text{ but unknown,}$ $s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ | $\mu_1 - \mu_2 < d_0 \mu_1 - \mu_2 > d_0 \mu_1 - \mu_2 \neq d_0$ | 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 |
| $\mu_1 - \mu_2 = d_0$ | $t' = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - d_0}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}};$ $v = \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}};$ $\sigma_1 \neq \sigma_2 \text{ and unknown}$ | $\mu_1 - \mu_2 < d_0 \mu_1 - \mu_2 > d_0 \mu_1 - \mu_2 \neq d_0$ | $t' < -t_{\alpha}$ $t' > t_{\alpha}$ $t' < -t_{\alpha/2} \text{ or } t' > t_{\alpha/2}$ |
| $ \mu_D = d_0 $ paired observations | $t = \frac{\overline{d} - d_0}{s_d / \sqrt{n}};$ $v = n - 1$ | $\mu_D < d_0$ $\mu_D > d_0$ $\mu_D \neq d_0$ | $t < -t_{\alpha}$ $t > t_{\alpha}$ $t < -t_{\alpha/2} \text{ or } t > t_{\alpha/2}$ |

آزمون فرض نسبت یک جامعه

آزمون فرض نسبت، p، در آزمایش دوجملهای

کاربردها: تصمیم گیری درباره میزان درصد افرادی که به یک شخص در انتخابات رای میدهند، درصد قطعات معیوب تولید شده در یک کارخانه، احتمال بهبودی پس از دریافت نوعی دارو میدانیم

$$\hat{P} = rac{X}{n}, \quad X = \hat{n}$$
تعداد موفقیتها در n آزمایش

برای nهای بزرگ، توزیع نرمال با میانگین p و واریانس $rac{pq}{n}$ است.

برای nهای کوچک، نمی توان با استفاده از تقریب توزیع پیوسته نرمال، ناحیه بحرانی را برای مقدار α ی داده شده حساب کرد. در این صورت از p-مقدار استفاده می کنیم.

برای nهای بزرگ، آماره آزمون به صورت

$$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{pq/n}} = \frac{x - np}{\sqrt{npq}}$$

است که توزیع نرمال استاندارد دارد.

نکته: در آزمون فرض نسبت جامعه نیز فرض می کنیم مقدار واقعی نسبت، خیلی نزدیک صفر یا یک نباشد، خصوصا وقتی n کوچک است.

p ،آزمون فرض نسبت جامعه

آزمون دودمي

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & p=p. & rac{X}{n} < a \cup rac{X}{n} > b \ H_1: & p
eq p. & Z < -z rac{lpha}{ au} \cup Z > z rac{lpha}{ au} \end{array}
ight.$$

در سطح معنی داری (خطای نوع lpha داریم:

$$P\left(\hat{p} < a \quad or \quad \hat{p} > b | p = p.\right) = \alpha \quad P\left(a < \hat{p} < b | p = p.\right) = \mathbf{1} - \alpha$$

$$P\left(\frac{a-p.}{\sqrt{p.q./n}} < \frac{\hat{p}-p.}{\sqrt{p.q./n}} = \frac{x-np.}{\sqrt{np.q.}} < \frac{b-p.}{\sqrt{p.q./n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$-\frac{a-p.}{\sqrt{p.q./n}} = \frac{b-p.}{\sqrt{p.q./n}} = z_{\frac{\alpha}{\tau}}$$

$$|Z| = |\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{p.q./n}} = \frac{x - np}{\sqrt{np.q.}}| > z_{\frac{\alpha}{\tau}}$$

$$\hat{p} = \frac{x}{n} < a \quad \cup \quad \hat{p} = \frac{x}{n} > b$$

$$a = p. - z_{\frac{\alpha}{\tau}} \sqrt{\frac{p.q.}{n}}$$
 , $b = p. + z_{\frac{\alpha}{\tau}} \sqrt{\frac{p.q.}{n}}$

مثال ۱۸

مهندسی در یک کارخانه ادعا میکند که یک دستگاه تولید قطعات، به طور متوسط ۹۰ درصد قطعات را بدون ایراد تولید کند. برای بررسی ادعای او یک نمونه تصادفی ۲۰۰ تایی از قطعات تولید شده توسط دستگاه را بررسی کرده و میبینیم که ۱۷۰ تای آنها بدون ایراد است. در سطح ۰/۰۵، آیا می توانیم ادعای مهندس را رد کنیم؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & p=\cdot/9 & rac{X}{n} < a \cup rac{X}{n} > b :$$
ناحیه بحرانی: $H_1: & p
eq \cdot/9 & Z < -z_{rac{lpha}{r}} \cup Z > z_{rac{lpha}{r}} \end{array}
ight.$

$$Z = \frac{x - np.}{\sqrt{np.q.}} = \frac{1 \vee \cdot - 1 \wedge \cdot}{\sqrt{(\Upsilon \cdot \cdot)(\cdot/\P)(1 - \cdot/\P)}} = -\Upsilon/\Upsilon$$

$$|Z| = |-\Upsilon/\Upsilon | > z_{\frac{\alpha}{\Upsilon}} = 1/\P$$

$$a=p.-z_{\frac{\alpha}{\mathsf{T}}}\sqrt{pq/n}=\cdot/\mathsf{9}-\mathsf{1}/\mathsf{9}\mathsf{F}\sqrt{\frac{(\cdot/\mathsf{9})(\cdot/\mathsf{1})}{\mathsf{T}\cdot\cdot}}=\cdot/\mathsf{A}\mathsf{A}\mathsf{A},\quad b=\cdot/\mathsf{9}\mathsf{F}\mathsf{T}$$

$$\hat{p} = \frac{x}{n} = \cdot / \Lambda \Delta < a$$
 بنابراین فرض صفر یا همان ادعای مهندس رد می شود.

p ،آزمون فرض نسبت جامعه

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & p=p. & rac{X}{n}>b :$$
ناحیه بحرانی: $H_1: & p>p.$ یا $p=p_1(p_1>p.) & Z>z_lpha \end{array}
ight.$

در سطح معنی داری (خطای نوع lpha داریم:

$$P(\hat{p} > b|p = p.) = \alpha$$
 $P(\hat{p} < b|p = p.) = 1 - \alpha$

$$P\left(\frac{\hat{p}-p.}{\sqrt{p.q./n}} = \frac{x-np.}{\sqrt{np.q.}} < \frac{b-p.}{\sqrt{p.q./n}}\right) = \gamma - \alpha \qquad \frac{b-p.}{\sqrt{p.q./n}} = z_{\alpha}$$

$$Z = \frac{\hat{p} - p.}{\sqrt{p.q./n}} = \frac{x - np.}{\sqrt{np.q.}} > z_{\alpha}$$

$$\hat{p} = \frac{x}{n} > b$$
 , $b = p. + z_{\alpha} \sqrt{\frac{p.q.}{n}}$

یک دستگاه موقعیتیاب مکانی به طور متوسط در ۶۰ درصد مواقع موقیت مورد نظر را به طور دقیق و بدون خطا مشخص میکند. با اعمال تغییراتی در ساختار آن، انتظار میرود که میزان دقت دستگاه بهتر شده باشد. به این منظور دستگاهی را که در آن تغیرات مذکور صورت گرفته، برای سنجش ۱۰۰ موقعیت مکانی تصادفی تست میکنیم. میبینیم که در ۷۰ مورد، دستگاه جدید موقعیت مکانی را به طور دقیق تشخیص داده است. در سطح معنیداری ۵ درصد، آیا میتوان گفت که تغییرات مذکور سبب بهبود دستگاه شده است؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & p=\cdot/arsigma & rac{X}{n}>b \ H_{\cdot}: & p>\cdot/arsigma & Z>z_{lpha} \end{array}
ight.$$
ناحیه بحرانی: $Z>z_{lpha}$

$$Z = \frac{x - np.}{\sqrt{np.q.}} = \frac{\forall \cdot - ? \cdot}{\sqrt{(1 \cdot \cdot)(\cdot / ?)(1 - \cdot / ?)}} = \forall / \cdot ?$$

$$z=\mathrm{T}/\mathrm{\cdot f}>z_{\alpha}=\mathrm{1/2fd}$$

$$b = p. + z_{\alpha} \sqrt{pq/n} = \cdot/9 + 1/94 \Delta \sqrt{\frac{(\cdot/9)(\cdot/4)}{1 \cdot \cdot}} = \cdot/9 A$$

$$\frac{x}{n} = \cdot / \mathsf{V} > b$$
 بنابراین فرض صفر رد می شود و تغییرات سبب بهبودی سیستم شده است.

فرض کنید دو جامعه داشته باشیم که جامعهی اول دارای پارامتر نسبت p_1 و جامعهی دوم دارای پارامتر نسبت p_{7} باشد. میخواهیم درباره $p_{7}-p_{7}$ آزمون انجام دهیم. در آزمون فرض تفاضل نسبتها، عموما $H_{\cdot}: p_{1}=p_{7}$ میخواهیم برابری پارامترهای نسبت در دو جامعه را آزمون کنیم، یعنی

به این منظور یک نمونهی تصادفی n_1 تایی از جامعهی اول انتخاب کرده و با شمارش تعداد موفقیتها در آن، x_1 ، مقدار $\hat{p}_1=rac{x_1}{n_1}$ را به دست میآوریم؛ یک نمونهی تصادفی n_7 تایی نیز از جامعهی دوم انتخاب کرده و با شمارش تعداد موفقیتها در آن، x_7 ،مقدار $\hat{p}_7=rac{x_7}{n_7}$ را محاسبه میzنیم. نمونه گیریها از دو جامعه مستقل انجام میشوند.

$$Z = rac{(\hat{p}_{
m I} - \hat{p}_{
m T}) - (p_{
m I} - p_{
m T})}{\sqrt{rac{p_{
m I}q_{
m I}}{n_{
m I}} + rac{p_{
m T}q_{
m T}}{n_{
m T}}}}$$

است که توزیع نرمال استاندارد دارد. طبق فرض صفر ($H_{\cdot}:p_{1}=p_{7}$)، آماره آزمون به صورت زیر

$$Z = \frac{\hat{p}_{1} - \hat{p}_{T}}{\sqrt{pq(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{T}})}} = \frac{\hat{p}_{1} - \hat{p}_{T}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{T}})}}$$

$$\hat{q}=$$
 که در آن $\hat{p}=rac{x_1+x_7}{n_1+n_7}$ و

مىشود:

آزمون دودمي

$$\left\{ \begin{array}{ll} H_{\cdot}: & p_{\cdot}-p_{\cdot}=\cdot & : \ H_{\cdot}: & p_{\cdot}-p_{\cdot}\neq \cdot & Z<-z_{rac{lpha}{r}}\cup Z>z_{rac{lpha}{r}} \end{array}
ight.$$
 ناحیه بحرانی:

در سطح معنی داری (خطای نوع lpha داریم:

$$P\left(\hat{p}_{\text{\tiny 1}} - \hat{p}_{\text{\tiny T}} > a \quad or \quad \hat{p}_{\text{\tiny 1}} - \hat{p}_{\text{\tiny T}} > b | p_{\text{\tiny 1}} = p_{\text{\tiny T}}\right) = \alpha$$

$$P\left(a < \hat{p}_{1} - \hat{p}_{7} < b | p_{1} = p_{7}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{a}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_1})}} < \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_1}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_1})}} < \frac{b}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_1})}}\right) = 1 - \alpha$$

$$-\frac{a}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_1})}} = \frac{b}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_1})}} = z_{\frac{\alpha}{r}}$$

$$|Z| = \left| \frac{\hat{p}_{\text{N}} - \hat{p}_{\text{Y}}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{\text{N}}} + \frac{1}{n_{\text{Y}}})}} \right| > z_{\frac{\alpha}{\text{Y}}}$$

برای مقایسه میزان دقت دو دستگاه در ساخت قطعه، دو نمونه ۲۰۰ تایی از قطعات ساخته شده توسط هر یک از دو دستگاه را بررسی کرده و نسبت قطعات سالم را بررسی میکنیم. دستگاه اول ۹۳ درصد قطعات و دستگاه دوم ۹۰ درصد قطعات را بدون ایراد ساختهاند. در سطح معنی داری ۹۰/۰، آیا می توان گفت که میزان دقت دو دستگاه در ساخت قطعه یکسان است؟

راه حل:
$$p_1-p_7=\cdot$$
 ناحیه بحرانی: $H_1:\ p_1-p_7
eq \cdot Z<-z_{\frac{\alpha}{7}}\cup Z>z_{\frac{\alpha}{7}}$

$$\begin{split} \hat{p}_{\rm I} &= \cdot/{\rm 9T}, \quad \hat{p}_{\rm T} = \cdot/{\rm 9T}, \quad \hat{p} = \frac{{\rm 1}\,{\rm NS} + {\rm 1}\,{\rm N} \cdot}{{\rm F} \cdot \cdot} = \cdot/{\rm 910}, \quad \hat{q} = \cdot/\cdot {\rm ND} \\ z &= \frac{\hat{p}_{\rm I} - \hat{p}_{\rm T}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{\rm I}} + \frac{1}{n_{\rm T}})}} = \frac{\cdot/{\rm 9T} - \cdot/{\rm 9T}}{\sqrt{(\cdot/{\rm 910})(\cdot/\cdot {\rm ND})(\frac{1}{{\rm T} \cdot \cdot} + \frac{1}{{\rm T} \cdot \cdot})}} = {\rm 1}/\cdot {\rm ND} \\ |Z| &= |{\rm 1}/\cdot {\rm N}| \not > z \frac{\alpha}{{\rm T}} = {\rm 1}/{\rm 9S} \end{split}$$

بنابراین فرض صفر رد نمیشود.

ٔ آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & p_{\cdot}-p_{arkgreenta}=\cdot & : \ H_{\cdot}: & p_{\cdot}-p_{arkgreenta}>\cdot & Z>z_{lpha} \end{array}
ight.$$
ناحیه بحرانی:

در سطح معنی داری (خطای نوع lpha داریم:

$$P(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{T} > b|p_{1} = p_{T}) = \alpha$$

$$P(\hat{p}_{1} - \hat{p}_{T} < b|p_{1} = p_{T}) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{\hat{p}_{1} - \hat{p}_{7}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{7}})}} < \frac{b}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{7}})}}\right) = 1 - \alpha \qquad \frac{b}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{7}})}} = z_{\frac{\alpha}{7}}$$

$$Z = \frac{\hat{p}_{1} - \hat{p}_{1}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{1}})}} > z_{\alpha}$$

یک شرکت دارویی نمونه جدیدی از یک قرص را تولید کرده که ادعا می کند میزان اثربخشی آن از نمونه موجود در بازار بیشتر است. برای بررسی صحت ادعا او، دو نمونه صد نفری از بیماران داوطلب انتخاب شده و برای یک گروه قرص نوع قدیمی و برای گروه دیگر قرص تولید شده جدید تجویز می شود. پس از طی دوره درمان، می بینیم که از گروه اول (با قرص نوع قدیم) ۷۳ نفر و از گروه دوم (با قرص نوع جدید) ۸۴ نفر بهبود یافتند. با خطای ۲۰/۰، آیا می توان ادعای شرکت دارویی را پذیرفت؟

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot} & p_{1}-p_{7}=\cdot & z_{lpha} \ H_{1} & p_{1}-p_{7}<\cdot & Z<-z_{lpha} \ \end{array}
ight.$$

$$\begin{split} \hat{p}_{\rm l} &= \cdot/{\rm VT}, \quad \hat{p}_{\rm T} = \cdot/{\rm AF}, \quad \hat{p} = \frac{{\rm VT} + {\rm AF}}{{\rm T} \cdot \cdot} = \cdot/{\rm VAA}, \quad \hat{q} = \cdot/{\rm T1A} \\ z &= \frac{\hat{p}_{\rm l} - \hat{p}_{\rm T}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}(\frac{1}{n_{\rm l}} + \frac{1}{n_{\rm T}})}} = \frac{\cdot/{\rm VT} - \cdot/{\rm AF}}{\sqrt{(\cdot/{\rm VAA})(\cdot/{\rm T1A})(\frac{1}{1 \cdot \cdot} + \frac{1}{1 \cdot \cdot})}} = -1/{\rm A9} \\ z &= -1/{\rm A9} < -z_{\alpha} = -1/{\rm FFA} \end{split}$$

بنابراین فرض صفر رد می شود و ادعای شرکت را می پذیریم.

آزمون فرض واريانس يک جامعه

آزمون فرض واريانس يک جامعه

.مشاب σ^{γ} و واریانس بانگین μ و میانگین باشد.

میخواهیم درباره واریانس جامعه که در واقع میزان پرکندگی جامعه را نشان میدهد، آزمون انجام دهیم. یک نمونه تصادفی n تایی از جامعه مورد نظر انتخاب کرده و واریانس نمونه را در آن حساب میکنیم:

$$S^{\Upsilon} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^{\Upsilon}$$

آماره آزمون به صورت

$$\chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-\mathsf{I})S^{\mathsf{T}}}{\sigma^{\mathsf{T}}}$$

است که توزیع خی-۲ با (n-1) درجه آزادی دارد.

نكته

آزمون فرض واریانس تک جامعه نسبت به شرط نرمال بودن استوار نیست. یعنی لازم است که حتما جامعه نرمال باشد تا آزمون فرض درست باشد. این عدم استواری در محاسبه p-مقدار کاملا مشهود است.

آزمون فرض واريانس يك جامعه

آزمون دودمى

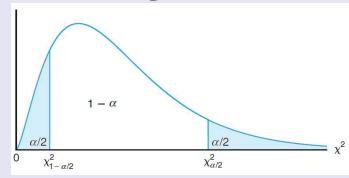
در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع lpha داریم:

$$P\left(S^{\mathsf{Y}} < a \quad or \quad S^{\mathsf{Y}} > b | \sigma^{\mathsf{Y}} = \sigma^{\mathsf{Y}}\right) = \alpha \to P\left(a < S^{\mathsf{Y}} < b | \sigma^{\mathsf{Y}} = \sigma^{\mathsf{Y}}\right) = \mathsf{Y} - \alpha$$

$$P\left(\frac{(n-\mathsf{Y})a}{\sigma^{\mathsf{Y}}} < \frac{(n-\mathsf{Y})S^{\mathsf{Y}}}{\sigma^{\mathsf{Y}}}\right) = P\left(\chi^{\mathsf{Y}}_{\mathsf{Y}-\frac{\alpha}{\mathsf{Y}}} < \frac{(n-\mathsf{Y})S^{\mathsf{Y}}}{\sigma^{\mathsf{Y}}}\right) = \mathsf{Y} - \alpha$$

بنابراین ناحیه بحرانی (رد) عبارت است از:

$$\chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-\mathsf{T})S^{\mathsf{T}}}{\sigma^{\mathsf{T}}} < \chi^{\mathsf{T}}_{\mathsf{T} - \frac{\alpha}{\mathsf{T}}} \cup \chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-\mathsf{T})S^{\mathsf{T}}}{\sigma^{\mathsf{T}}} > \chi^{\mathsf{T}}_{\frac{\alpha}{\mathsf{T}}}$$



مثال ۲۲

یک تولید کننده لامپ ادعا می کند که طول عمر لامپهایش توزیع نرمال با میانگین ۱۸ ماه و انحراف معیار ۱/۵ ماه دارد. برای بررسی ادعای او، یک نمونه ۲۰ تایی از لامپهایش را آزمایش کرده و انحراف معیار ۲ ماه را برای طول عمر نمونه به دست میآوریم. آیا در سطح ۰/۵ میتوان ادعای او را رد کرد؟ راه حل:

$$\left\{ egin{array}{ll} H.: & \sigma^{
m T}={
m T/T}\Delta & : \ H_{
m N}: & \sigma^{
m T}
eq {
m T/T}\Delta & \chi^{
m T}<\chi^{
m T}_{
m N-rac{lpha}{
m T}}\cup\chi^{
m T}>\chi^{
m T}_{rac{lpha}{
m T}} \end{array}
ight.$$

$$\chi^{\rm T} = \frac{(n-1)S^{\rm T}}{\sigma!} = \frac{({\rm T}\cdot {\rm T})({\rm F})}{{\rm T}/{\rm T}\Delta} = {\rm TT}/{\rm Y}\Lambda$$

$$\chi^{\rm T} = {\rm TT}/{\rm Y}\Lambda > \chi^{\rm T}_{\frac{\alpha}{\rm T},19} = {\rm TT}/\Lambda\Delta{\rm T} \quad (\chi^{\rm T} = {\rm TT}/{\rm Y}\Lambda \not < \chi^{\rm T}_{1-\frac{\alpha}{\rm T},19} = \Lambda/9 \cdot {\rm Y})$$

بنابراین فرض صفر (ادعای تولیدکننده) رد میشود.

آزمون فرض واريانس يک جامعه

آزمون یکدمی

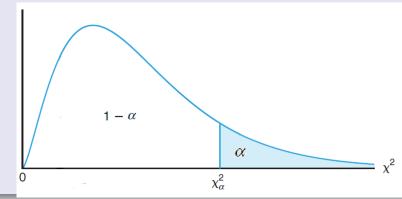
در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع lpha داریم:

$$P\left(S^{\mathsf{T}} > b | \sigma^{\mathsf{T}} = \sigma^{\mathsf{T}}\right) = \alpha \to P\left(S^{\mathsf{T}} < b | \sigma^{\mathsf{T}} = \sigma^{\mathsf{T}}\right) = \mathsf{T} - \alpha$$

$$P\left(\underbrace{\frac{(n-1)S^{\mathsf{Y}}}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{Y}}}} < \frac{(n-1)b}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{Y}}}\right) = P\left(\frac{(n-1)S^{\mathsf{Y}}}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{Y}}} < \chi_{\alpha}^{\mathsf{Y}}\right) = 1 - \alpha$$

بنابراین ناحیه بحرانی (رد) عبارت است از:

$$\chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-\mathsf{T})S^{\mathsf{T}}}{\sigma^{\mathsf{T}}} > \chi^{\mathsf{T}}_{\alpha}$$



آزمون فرض واريانس يک جامعه

آزمون یکدمی

$$\left\{ egin{array}{ll} H_{\cdot}: & \sigma^{\mathsf{r}} = \sigma^{\mathsf{r}} & : \ H_{\mathsf{r}}: & \sigma^{\mathsf{r}} < \sigma^{\mathsf{r}} & \chi^{\mathsf{r}} < \chi^{\mathsf{r}}_{\mathsf{r}-\alpha} \end{array}
ight.$$

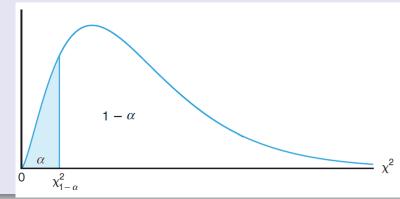
در سطح معنی داری (احتمال خطای نوع lpha داریم:

$$P\left(S^{\mathsf{T}} < a | \sigma^{\mathsf{T}} = \sigma^{\mathsf{T}}\right) = \alpha \to P\left(S^{\mathsf{T}} > a | \sigma^{\mathsf{T}} = \sigma^{\mathsf{T}}\right) = \mathsf{T} - \alpha$$

$$P\left(\underbrace{\frac{(n-1)S^{\mathsf{r}}}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{r}}}} > \frac{(n-1)a}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{r}}}\right) = P\left(\frac{(n-1)S^{\mathsf{r}}}{\sigma_{\cdot}^{\mathsf{r}}} > \chi_{1-\alpha}^{\mathsf{r}}\right) = 1 - \alpha$$

بنابراین ناحیه بحرانی (رد) عبارت است از:

$$\chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-\mathsf{T})S^{\mathsf{T}}}{\sigma^{\mathsf{T}}} < \chi^{\mathsf{T}}_{\mathsf{T}-\alpha}$$



مثال ۲۳

طراح یک دستگاه خودکار پرکردن مایعات ادعا میکند که برای پر کردن بطریهایی با حجم زیر دولیتر، دستگاه بطریها را با واریانسی کمتر از m^{ϵ} پر میکند. برای بررسی صحت ادعای او، یک نمونه ۲۰ تایی از بطریهای یکونیم لیتری را با دستگاه مورد نظر پر کرده و حجم مایع داخل بطریها را اندازه می گیریم. مقدار واریانس m^{ϵ} برای نمونه انتخاب شده به دست می آید. اگر مقدار مایع پر شده توسط دستگاه دارای توزیع نرمال باشد، ادعای او را در سطح m^{ϵ} آزمون کنید.

 $\left\{ \begin{array}{ll} H.: \ \sigma^{\Upsilon} = \Delta & : : \ H_{1}: \ \sigma^{\Upsilon} < \Delta & \chi^{\Upsilon} < \chi_{1-\alpha}^{\Upsilon} \end{array}
ight.$

$$\chi^{\mathsf{T}} = \frac{(n-1)S^{\mathsf{T}}}{\sigma!} = \frac{(\mathsf{T} \cdot -1)(\mathsf{F})}{\delta} = \mathsf{I} \delta/\mathsf{T}$$

$$\chi^{\mathsf{T}} = \mathsf{I} \delta/\mathsf{T} \not < \chi^{\mathsf{T}}_{\mathsf{I}-\alpha,\mathsf{I}\mathsf{I}} = \mathsf{I} \cdot/\mathsf{I} \mathsf{I} \mathsf{Y}$$

بنابراین دلیل کافی برای رد فرض صفر (پذیرش اعای طراح) نداریم.