

396  
397  
400

تعریف آزمون فرض: هر وقت بخواهیم یک ادعا یا فرضیه‌ای را از روی داده‌های نمونه

بررسی کنیم مسئله آزمون فرض نامیده میشود. برای آزمون فرض بر هر مسئله اولین گام تشکیل

فرضیات است که به طور قراردادی به این صورت است که ادعا در فرض مقابل قرار بگیرد و

آنچه در تجربه بر سر مسئله وجود دارد در فرض صفر به صورت زیر است:  $H_0$  طول عمر لامپ‌های تولید شده کمتر از 1200 ساعت است.

فرض صفر:  $H_0: \mu \leq 1200$

فرض مقابل:  $H_1: \mu > 1200$

مهندسی فرآیند تولید پیشنهاد می‌دهد که طول عمر لامپ‌ها بزرگتر شود.

پس از تشکیل فرضیه برای آزمون کردن نمونه‌ای تصادفی استخراج می‌شود، سطح آزمون

تعیین می‌کنیم. چون فرضیه  $H_0$  قرار می‌دهیم معمولاً به تجربه برقرار بوده و اکنون

بر اساس نمونه  $H_0$  رد نشود به عین این خطا، خطای بی است و همین معنوی که خطای

نوع اول نامیده میشود به عنوان سطح آزمون در نظر گرفته می‌شود و قبل از نتیجه گیری کنترل

می‌شود که با  $\alpha$  نشان می‌دهند و معمولاً عدد کوچکی مثل  $\frac{1}{100}$ ،  $\frac{1}{1000}$ ،  $0.05$ ،  $0.01$ ، ...

فرض می‌کنند پس احتمال رد  $H_0$  (به شرطی که  $H_0$  درست باشد) سطح آزمون می‌گویند:

$$P(R|H_0) = \alpha = \text{سطح آزمون}$$

reject

Sadna

Subject: \_\_\_\_\_  
 Year: \_\_\_\_\_ Month: \_\_\_\_\_ Date: \_\_\_\_\_

در مرحله آخر فرض درست بودن  $H_0$  و بر اساس نمونه استخراج شده و با توجه به مسئله آماره

آزمون "شکل" می شود و تصمیم گیری انجام می شود.

خطای نوع دوم معمولاً با  $\beta$  نشان می دهیم و به صورت زیر تعریف می شود:

$$\beta = P(RH_1 | H_1 \text{ درست باشد})$$

\*  $1 - \beta = \text{توان آزمون}$   
 Reject  $\rightarrow$  Accept  $\rightarrow$

$RH_0$	$AH_0$	تصمیم / وضعیت
$H_0$ رد می شود	$H_0$ پذیرفته می شود	
خطای نوع اول	تصمیم صحیح است.	آر. $H_0$ درست باشد
$\alpha = \text{اخطا}$	$1 - \alpha = \text{اخطا}$	
تصمیم صحیح است.	خطای نوع دوم:	آر $H_0$ غلط باشد
توان آزمون $1 - \beta = \text{اخطا}$	$\beta = \text{اخطا}$	

مقدار اخطا (p-value): یک روش ساده برای آزمون کردن فرضیه ها حجاب

مقدار اخطا است که به صورت زیر تعریف می شود:

کوچکترین مقداری که برای  $\alpha$  می توان در نظر گرفت  $p\text{-value} = \Rightarrow$  مقدار اخطا

تا  $H_0$  رد شود، مثلاً فرض کنید  $T$  آماره آزمون تحت  $H_0$  مقدار مشاهده شده آن باشد  $Sadrd$



Subject:

Year:

Month:

Date:

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$P\text{-Value} = P(T_0 > t)$$

$$H_1: \theta > \theta_0$$

$$H_0: \theta = \theta_0$$

$$P\text{-Value} = P(T_0 < t)$$

$$H_1: \theta < \theta_0$$

برای تصمیم گیری:

$$\text{if } P\text{-Value} \leq \alpha \Rightarrow R H_0$$

اگر فرضیه به صورت  $\left\{ \begin{array}{l} H_0: \theta = \theta_0 \\ H_1: \theta \neq \theta_0 \end{array} \right.$  باشد  $P\text{-Value}$  عبارت است از:

$$P\text{-Value} = 2 \min \left\{ P(T_0 > t), P(T_0 < t) \right\}$$

یا

$$P(|T_0| > t)$$

نکته: مصادیق  $H_0$  قرار میگیرد

آزمون فرض برای میانگین  $(\mu)$  جامعه: برای میانگین جامعه به فرضیه زیر ممکن است مورد

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{array} \right. \equiv \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu \leq \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{array} \right.$$

تقریباً باشد.

فرضیه های یکطرفه

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{array} \right. \equiv \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu \geq \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{array} \right.$$

Sadra

\* معادل  $Z_{\alpha/2}$  if  $|Z| > Z_{\alpha/2}$

Subject: \_\_\_\_\_  
 Year: \_\_\_\_\_ Month: \_\_\_\_\_ Date: \_\_\_\_\_

$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases} \rightarrow \text{نفریه دوطرفه}$$

نظایر آزمون را که در نظر میگیریم نمونه‌های استخراج می‌شود  $X_1, \dots, X_n$  و نمونه

برای حالت‌های مختلف آماره‌های آزمون بدست آورده می‌شود

حالت اول: اگر جامعه نرمال باشد و پارامترش جامعه معلوم باشد، دیدیم:  
 این  $n$  بزرگ باشد و پارامتر معلوم

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1) \leftarrow \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \leftarrow X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$$

آماره آزمون تحت  $H_0: \mu = \mu_0$   $Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

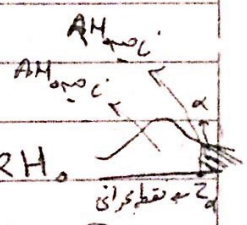
①  
 تمام اول  
 از تقسیم

- ①  $\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{cases}$
- ②  $\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{cases}$
- ③  $\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$

در مورد نفریه تقسیم می‌کنیم:  $\alpha$

$\alpha$

$\alpha$

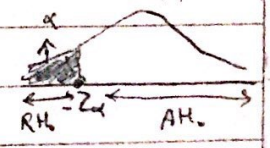


if  $Z_0 > Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$

if  $Z_0 < -Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$

\* if  $Z_0 > Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$

if  $Z_0 < -Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$



③  
 تمام اول  
 در تقسیم

Sadra



$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

Subject:

Year:

Month:

Date:

حالت سوم:  $n$  بزرگ باشد (حاصد نرنفال یا غیر نرنفال) و واریانس مجهول یا متمد در انصورت

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim N(0, 1) \xrightarrow[\text{آزمون}]{\text{ایاره}} Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \quad \text{قبلاً در رسم:}$$

①

②

③

④

$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{cases}$$

$\alpha$

$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

if  $Z_0 > Z_\alpha \Rightarrow RH_0$

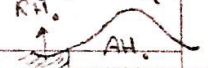


$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{cases}$$

$\alpha$

"

if  $Z_0 < -Z_\alpha \Rightarrow RH_0$

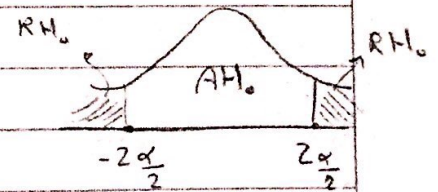


$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$$

$\alpha$

"

if  $|Z_0| > Z_{\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow RH_0$   
 $Z_0 > Z_{\frac{\alpha}{2}}$   
 $Z_0 < -Z_{\frac{\alpha}{2}}$



حالت سوم: وقتی حاصد نرنفال است و  $n$  کوچک و واریانس مجهول:

براین نیز فرض کنید نمود تصادفی  $X_1, \dots, X_n$  را اختیار است.

①

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$$

$$\begin{cases} \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \end{cases}$$

قبلاً در رسم: میانگین نمونه  
تغیارات نمونه

Subject:

Year:

Month:

Date:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{array} \right. \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{array} \right. \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{array} \right. \quad \text{انگن فرض تہ ذقیہ ان}$$

موردتقرحتند. پس آماره ای آزمون با توجه به رابطه ①

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

انگن بران فرضیه اول چون  $\bar{X}$  باید به اندازه کافی

از  $\mu_0$  بزرگتر باشد تا  $H_0$  را رد کنیم پس قاعده ای

فرضیه

سطح آزمون

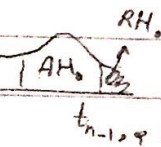
آماره آزمون

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu > \mu_0 \end{array} \right.$$

$\alpha$

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

$$\text{if } T_0 > t_{n-1, \alpha} \rightarrow RH_0$$



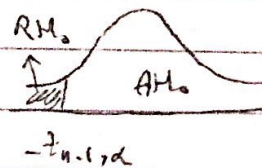
بران فرضیه دوم: بران این فرضیه باید  $\bar{X}$  به اندازه کافی از  $\mu_0$  کوچکتر باشد که  $H_0$  را

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu < \mu_0 \end{array} \right.$$

$\alpha$

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

$$\text{if } T_0 < -t_{n-1, \alpha} \rightarrow RH_0$$



فرضیه سوم: بران این فرضیه باید  $\bar{X}$  به اندازه کافی از  $\mu_0$  کوچکتر یا بزرگتر باشد

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_1: \mu \neq \mu_0 \end{array} \right.$$

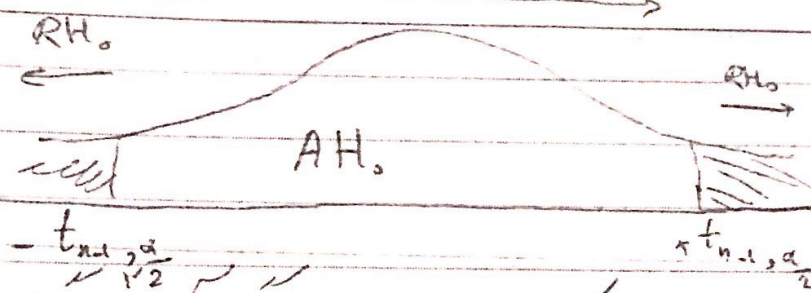
$\alpha$

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

$$\left. \begin{array}{l} \text{if } |T_0| > t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \\ \text{if } |T_0| < -t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \end{array} \right\} \rightarrow RH_0$$

Sadra





مثال) تعداد زیاده از میانگین قبلا یک بیماری بخصوص را برآورد و گزارش کرده اند که مدت

درمان بیماری به روش استاندارد در آن میانگین 15 روز و انحراف معیار 3 روز است. ادعا

شده که روش جدید میتواند مدت درمان را کوتاه تر کند. برای روش جدید درمان

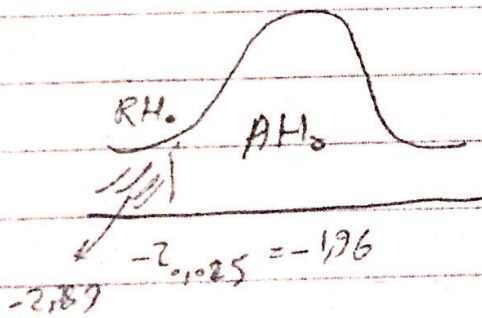
نمونه تصادفی به حجم 70 انتخاب شده است. پس از انجام روش جدید درمان بر روی

این 70 نفر میانگین مدت درمان 14 روز شده است. آیا در سطح معنی داری (سطح آزمون)

1.25 روش جدید بهتر است؟  $\bar{x} = 14$  ,  $n = 70$  ,  $\sigma = 3$  ,  $\mu = 15$   $\alpha = 0.025$

تجم نمونه بزرگ      انحراف معیار معلوم

$$\begin{cases} H_0: \mu = 15 \\ H_1: \mu < 15 \end{cases} \rightarrow Z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{14 - 15}{\frac{3}{\sqrt{70}}} = -2.789$$



$-2.789 < -1.96 \Rightarrow RH.$

مثال) نمونه تصادفی از پرونده های فزادان شرکتی نشان میدهد که رفتارشات برای فعلی

معنی از مایشین های به ترتیب روزهای کافی شده است. اگر تعداد روزهای بایشین از توزیع نرمال

میوه‌های در سطح آزمون ۱۰/۵ می‌تواند ارغواند که میانگین زمان بایگانی از ۱۰/۵ افزایش

بیشتر است.  $n=8$  10 12 19 14 15 18 11 13

$$\begin{cases} H_0: \mu = 10.5 = \mu \leq 10.5 \\ H_1: \mu > 10.5 \end{cases}$$

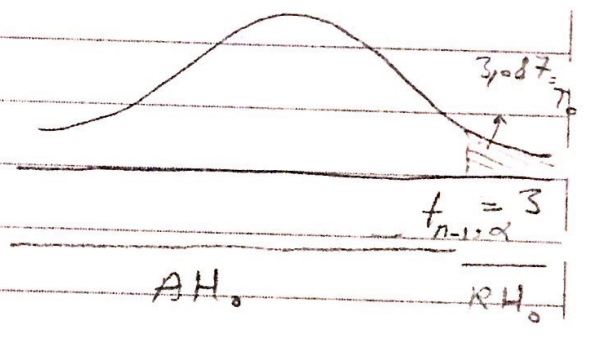
حایدر زمان، در این جامع  
مجهول

$$\bar{X} = \frac{10 + \dots + 13}{8} = 14, S^2 = \frac{1}{7} ((10-14)^2 + \dots + (13-14)^2) =$$

10,286

$$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} = \frac{14 - 10.5}{\frac{\sqrt{10.286}}{\sqrt{8}}} = 3.087$$

$$\alpha = 0.01 \quad t_{n-1, \alpha} = t_{7, 0.01} = 3$$



$$i \neq T_0 > t_{n-1, \alpha} \Rightarrow RH_0$$

یعنی میانگین زمان بایگانی قطعات بیشتر از ۱۰/۵ روز است.  $3.087 > 3 \Rightarrow RH_0$

مثال نمودار شامل ۲۰ رسید فروش کتاب یک فروشگاهت ب درک میانگین ۱۲۱ دلار

و انحراف معیار ۱۰/۲ دلار است. از این داده‌ها برای آزمون این فرض که میانگین فروش

کتاب کمتر از ۱۲۵ دلار است استفاده کنید. سطح آزمون را ۰/۰۵ در نظر بگیرید. فرض

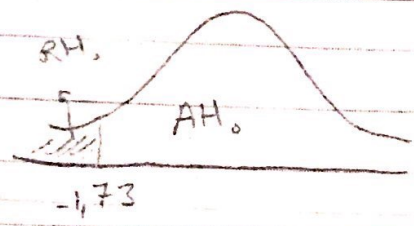
کنید حایدر زمان است.  $n=20 < 30, \bar{x} = 121, S = 10.2$

$$Sadra \quad T_0 = \frac{121 - 125}{\frac{10.2}{\sqrt{20}}} = -1.75$$



با ابر  $\alpha$  معلوم نبود  $\alpha = 0,05$  (تقریباً)

Subject: \_\_\_\_\_  
 Year: \_\_\_\_\_ Month: \_\_\_\_\_ Date: \_\_\_\_\_



$$-t_{n-1, 0.05} = -t_{19, 0.05} = -1,73$$

$$-1,75 < -1,73 \Rightarrow RH_0$$

مثال) از یک نوزادخانه شش 36 مشاهده نتایج  $S = 16,2$  و  $\bar{X} = 80,4$  برت

اصولاً در مورد فرضیه های ترکیبی بگیرد. از روش آماره آزمون (ستیم) و از روش P-value

التر  
مقابل

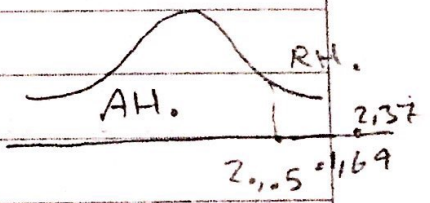
$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = 74 \\ H_1: \mu > 74 \end{array} \right. \quad \alpha = 0,05 \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = 76 \\ H_1: \mu \neq 76 \end{array} \right.$$

التر

$$n = 36, 30, \bar{X} = 80,4, S = 16,2$$

$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} = \frac{80,4 - 74}{\frac{16,2}{\sqrt{36}}} = 2,37$$

$$\text{if } Z_0 > Z_{\alpha} = Z_{0,05} = 1,64 \Rightarrow RH_0$$



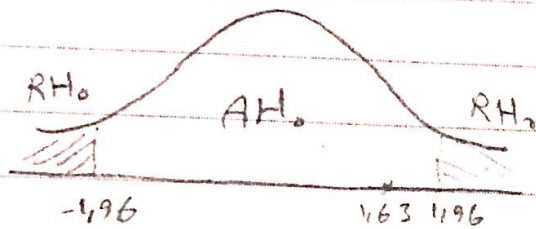
$$P(Z \leq z) = \Phi(z), \quad P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \geq 2,37\right) = 1 - \Phi(2,37) = 0,0089$$

$$\text{if } p\text{-value} < \alpha \Rightarrow RH_0$$

$$0,0089 < 0,05 \Rightarrow RH_0$$

$$Z_0 = \frac{80,4 - 76}{\frac{16,2}{\sqrt{36}}} = 1,63$$

$$\begin{aligned} & \text{if } Z_0 > Z_{\frac{\alpha}{2}} \\ & \text{or} \\ & Z_0 < -Z_{\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow R H_0 \end{aligned}$$



$$1,63 < 1,96 \Rightarrow A H_0$$

$$\rightarrow 2 \min \{ P(Z_0 > z_0), P(Z_0 < -z_0) \}$$

$$\begin{aligned} P\text{-value} &= P(|Z_0| > 1,63) = P(Z_0 > 1,63) + P(Z_0 < -1,63) \\ &= (1 - \Phi(1,63)) + (\Phi(-1,63)) = 0,1032 < 0,05 \Rightarrow A H_0 \end{aligned}$$

آزمون فرض برای نسبت در جامعه: فرض نکرده هدف مطالعه نسبت در جامعه است و در خصوص

نسبت جامعه ارجحی شده است که مطالعه کل جامعه امکان پذیر نیست و از روی نمونه می خواهیم ارجح

لا بررسی کنیم نسبت زیر ممکن است مورد نظر باشد:

$$\begin{cases} H_0: p = p_0 \\ H_1: p > p_0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: p = p_0 \\ H_1: p < p_0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: p = p_0 \\ H_1: p \neq p_0 \end{cases}$$

برای این مقوله در زمان استخراج می شود قبلاً بدیم:

$$\hat{p} = p \stackrel{\text{نمونه}}{\sim} \stackrel{\text{توزار}}{N} \left( p, \frac{p q_0}{n} \right)$$

حقیقت H:

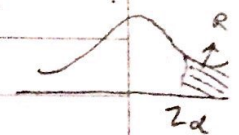
$$\hat{p} \sim N \left( p_0, \frac{p_0 q_0}{n} \right)$$

Sadra

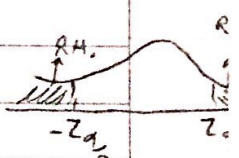


$$Z_0 = \frac{\hat{P} - P_0}{\sqrt{\frac{P_0 \cdot q_0}{n}}} \sim N(0, 1) \rightarrow \text{آماره های آزمون}$$

تست پارامتر:

فرقی کردن	سطح آزمون	آماره	
$H_0: P = P_0$	$\alpha$	$Z_0 = \frac{\hat{P} - P_0}{\sqrt{\frac{P_0 \cdot q_0}{n}}}$	if $Z_0 > Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$
$H_1: P > P_0$			

$H_0: P = P_0$	$\alpha$		if $Z_0 < -Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$
$H_1: P < P_0$			

$H_0: P = P_0$	$\alpha$		if $Z_0 > Z_{\alpha/2}$ or $Z_0 < -Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$
$H_1: P \neq P_0$			

مثال: بررسی یک سرشماری در 5 سال پیش. 20٪ خانوارهای یک شهر زیر خط فقر زندگی می‌کردند. برای معلوم شدن این موضوع که آیا این درصد تغییری کرده است یا خیر نمونه‌ای

تصادفی به حجم 400 خانوار مطالعه شد و معلوم شد 70 نفر زیر خط فقر زندگی می‌کنند. آیا این یافته‌ها

دلالت بر این دارد که درصد خانوارهای زیر خط فقر با 5 سال پیش فرق کرده است؟ این فرض  $H_0: P = 0.2$  و فرض  $H_1: P \neq 0.2$  داشته باشیم.

آزمون دوازدهوش مستقیم دوازدهوش مقدار احتمال انجام دهید.

$H_0: P = 0.2$	$n = 400$	$\hat{P} = \frac{70}{400} = 0.175$	$\alpha = 0.05$
$H_1: P \neq 0.2$	$X = 70$	تعداد افراد که صفت دارند	

$$Z_0 = \frac{\hat{P} - P_0}{\sqrt{\frac{P_0 \cdot q_0}{n}}} = \frac{0.175 - 0.2}{\sqrt{\frac{0.2 \times 0.8}{400}}} = -1.25$$

Sadra  $\sqrt{\frac{P_0 \cdot q_0}{n}}$

$\alpha = 0.025 \rightarrow Z_{0.025} = 1.96$

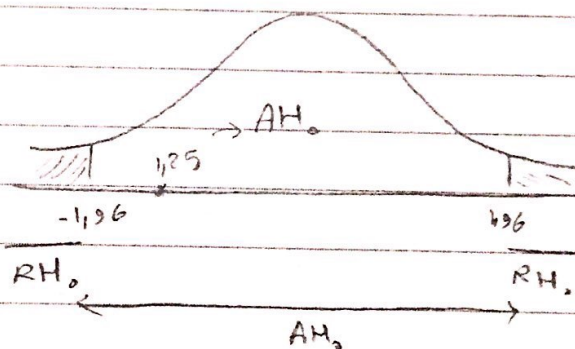
Conclusion  $\rightarrow$  if  $|z.1| > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$

$\Rightarrow 1.25 > 1.96 \Rightarrow A H_0$

$p\text{-value} = P(|z.1| > 1.25) = P(z.1 > 1.25) + P(z.1 < -1.25)$

$= 1 - P(z.1 < 1.25) + P(z.1 < -1.25) = 1 - \Phi(1.25) + \Phi(-1.25) = 0.21$

$p\text{-value} < 0.05 \Rightarrow A H_0$

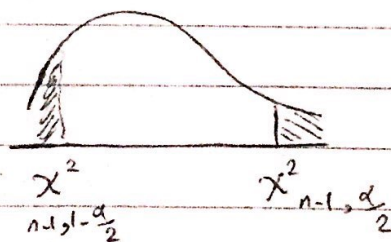


آزمون برای واریانس جامعه: برآورد نقطه‌ای خوب برای واریانس جامعه و وقت

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2$   $\hat{\sigma}^2 = S^2$  این عبارت است از:

از طرف برآورد وقت جامعه نرمال است و با  $n$  نزدیک:

$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$



برای آزمون فرضیه فرضیه‌های مختلف داریم:



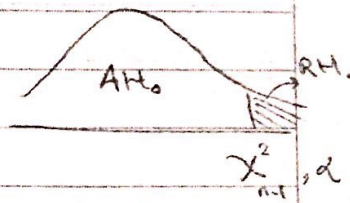
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \rightarrow \text{مربوعه}$$

Subject:  
Year: \_\_\_\_\_ Month: \_\_\_\_\_ Date: \_\_\_\_\_

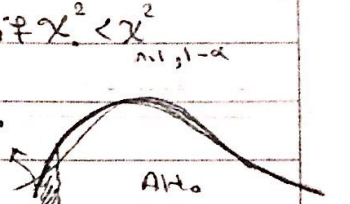
$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum (x_i - \mu)^2 \rightarrow \text{مربوعه}$$

تعیین نوبت: سطح آزمون نوع توزیع و محاسبه آمار تعیین نوبت

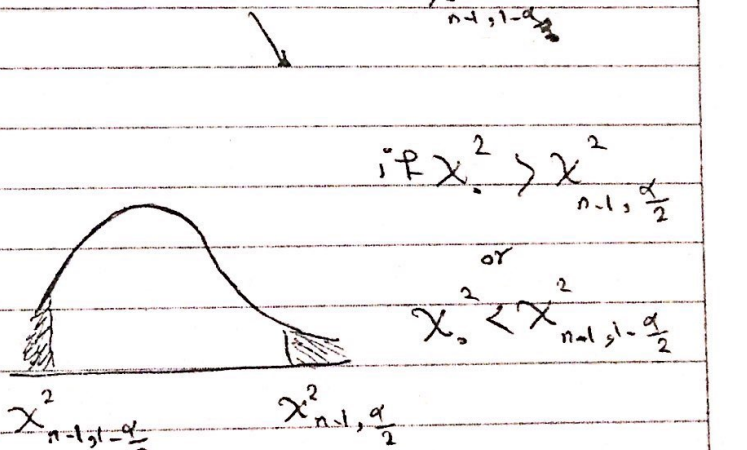
$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad \chi_0^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \quad \text{if } \chi_0^2 > \chi_{n-1, \alpha}^2 \Rightarrow \text{RH.}$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad \chi_0^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \quad \text{if } \chi_0^2 < \chi_{n-1, 1-\alpha}^2 \Rightarrow \text{RH.}$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad \chi_0^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \quad \text{if } \chi_0^2 > \chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^2 \text{ or } \chi_0^2 < \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^2 \Rightarrow \text{RH.}$$



نکته: اگر المربوعه باشد می‌توانیم برای هر خوبه برای  $\sigma_0^2$  است این یعنی:

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2, \quad \frac{nS_n^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_n^2$$

در روابط بالا باید از معادله آزمون استفاده کنید و از توزیع گاما دو پارامتره آزمون n.

$$\chi_0^2 = \frac{nS_n^2}{\sigma_0^2} \quad \text{این است جایی (n-1) می‌باشد. چون المربوعه}$$

Sadra

مثال ۱ فرض کنید برای نمونه تصادفی به حجم  $n = 25$  از توزیع نرمال، فاصله اطمینان

برای میانگین جامعه به صورت  $(106,8, 115,2)$  باشد اگر این نتیجه استفاده نشود

الزام مقدار انحراف بسیار کمتر را بدست می آید.

چرا؟

در سطح آزمون  $\alpha = 0,05$  فرض انحراف بسیار جابجایی برابر 3

$n = 25$

$(106,8, 115,2) = \mu$

$\sigma_0^2 = \sigma^2 = 21$

$\sigma_0 = \sigma \times 3$

جامعه نرمال

حجم نمونه کوچک

ولریانس مجهول

استدلال

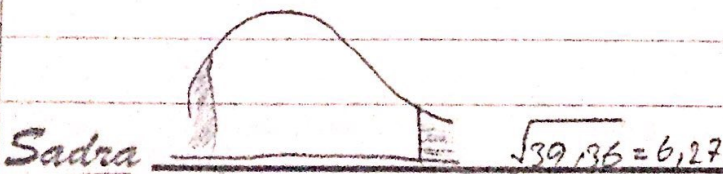
$$\mu = \left( \bar{X} \pm t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} \right) \sim \begin{cases} \bar{X} - t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} = 106,8 \\ \bar{X} + t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}} = 115,2 \end{cases}$$

$$t_{24, 0,025} = 2,064 \sim \begin{cases} \bar{X} - 2,064 \frac{S}{5} = 106,8 \\ \bar{X} + 2,064 \frac{S}{5} = 115,2 \end{cases}$$

$$2\bar{X} = 222 \Rightarrow \bar{X} = 111, \quad \hat{\mu} = 111 \Rightarrow 111 + 2,064 \frac{S}{5} = 115,2$$

$$\Rightarrow \frac{2,064 S}{5} = 4,2 \Rightarrow 2,064 S = 21 \Rightarrow S = \frac{21}{2,064} = 10,17$$

$$\chi_0^2 = \frac{(n-1) S^2}{\sigma_0^2} \xrightarrow{\text{انحراف برابر}} \sqrt{\chi_0^2} = \frac{\sqrt{(n-1)} S}{\sigma_0} = \frac{\sqrt{24} \times 10,17}{3} = 16,61$$



$$3,62 \leftarrow \sqrt{12,96} = \chi_{24, 0,025}^2 \quad \chi_{24, 0,025}^2$$



Subject: \_\_\_\_\_  
 Year: \_\_\_\_\_ Month: \_\_\_\_\_ Date: \_\_\_\_\_

صحت با بیان نرم

استیلا پیرامون دو جامعه

در این قسمت روشهای استیلا آماری برای مقایسه دو جامعه بر مبنای نمونه‌های

مستقل را مورد بحث قرار می‌دهیم و متذکر می‌شویم که تمام باید دو جامعه داشته باشیم ماهی

مستقل دو بیمار (روغن درمان) مثل دو نوع لاستیک یا نوع دارو مقایسه می‌شوند.

مثلاً فرض کنید 8 بیمار برای مطالعه اثر نوع دارو در اختیار یک محقق قرار می‌دهند که

هدف مقایسه اثر داروی شماره یک با اثر داروی شماره 2 بر مداخلان بیمارانی است.

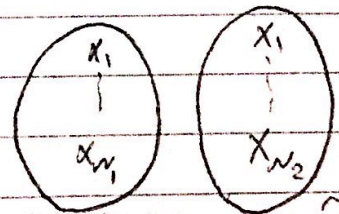
ابتداءً به طور تصادفی 8 بیمار به دو گروه تقسیم می‌شوند و به هر گروه 1 داروی شماره 1 و به گروه 2

داروی شماره 2 داده می‌شود. مشاهدات حاصل از داروی شماره یک هیچ ارتباطی با مشاهدات

حاصل از داروی شماره 2 ندارد و تقسیم بیمارها به دو گروه کاملاً تصادفی انجام شده است.

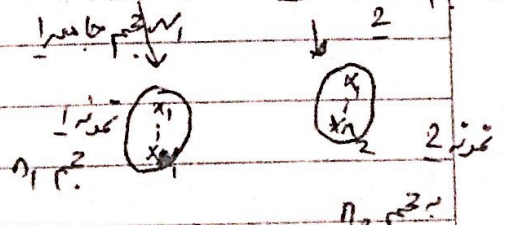
پس در این بحث خواهیم دو بیمار یا دو جامعه را بر مبنای نمونه‌های مستقل مقایسه کنیم.

برای استیلا پیرامون دو جامعه با فرض اینکه به هر دو



سرشاری امکان پذیر نیست ابتدا نمونه از هر جامعه استخراج

می‌کنیم. استخراج نمونه کاملاً مستقل است.



از جامعه اول  $x_1, \dots, x_{n_1}$

مستقل

از هم مستقل

از جامعه دوم  $y_1, \dots, y_{n_2}$

مستقل

Sadra

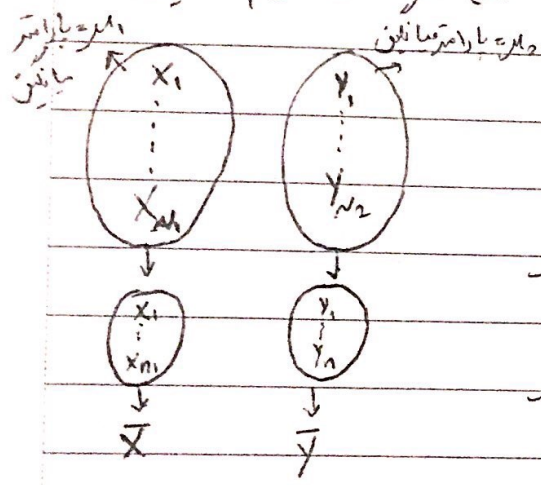


1 مشابه استنتاج پیرامون یک جامعه می‌خواهیم از روی نمونه‌های تصادفی در جامعه را با هم

2 مقایسه کنیم. مقایسه مقادیرهای هم در میانگین و واریانس نسبت بودن را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

3 مقایسه میانگین دو جامعه  $(\mu_1 - \mu_2)$  یا  $(\mu_2 - \mu_1)$  (قرن‌نژاد): ابتدا نمونه

4 مستقل از دو جامعه به ترتیب با میانگین  $\mu_1$  و  $\mu_2$  استخراج می‌شود و پس از آن مقایسه میانگین نمونه



5 برآورد خوبی برای میانگین‌های جامعه است.

6  $\hat{\mu}_1 = \bar{X} \rightarrow E(\bar{X}) = \mu_1$

7  $\hat{\mu}_2 = \bar{Y} \rightarrow E(\bar{Y}) = \mu_2$

8 از خواص امید ریاضی:

9  $E(\bar{Y} - \bar{X}) = E(\bar{Y}) - E(\bar{X}) = \mu_2 - \mu_1$

10 پس  $\bar{Y} - \bar{X}$  یک برآورد کننده ناآریب برای  $\mu_2 - \mu_1$  است.

11 پس یک برآورد کننده برای  $\mu_2 - \mu_1$  عبارت است از  $\bar{Y} - \bar{X}$ .

12  $\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_1 = \bar{Y} - \bar{X}$  " برآورد نقطه‌ای "

13 برآورد فاصله‌ای و فاصله اطمینان برای  $\mu_2 - \mu_1$ :

14 برای بدست آوردن برآورد فاصله‌ای حالت‌های مختلف را بررسی می‌کنیم:

15 حالت اول: نمونه‌ها به اندازه کافی بزرگ باشند و پارامترها معلوم یا جامعه نرمال باشد و



$$V(ax+by) = a^2 V(x) + b^2 V(y) - 2ab \text{cov}(x,y)$$

در این حالت معلوم می‌باشد واریانس معلوم است.

بریم  $E(\bar{y} - \bar{x}) = \mu_2 - \mu_1$  از طرفین

چون از هم مستقل اند

$$V(\bar{y} - \bar{x}) = V(\bar{y}) + V(\bar{x}) + 2\text{cov}(\bar{y}, \bar{x}) = V(\bar{y}) + V(\bar{x})$$

چون این دو حالت چون نمونه به اندازه کافی بزرگ هستند (یا جامعه نرمال) =

طبق خواص نرمال

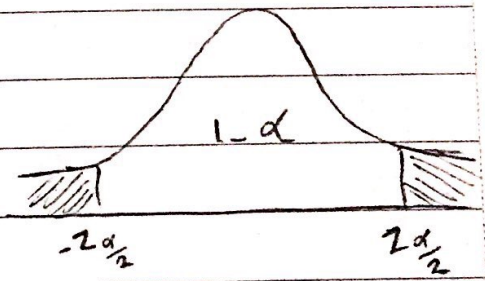
$$\bar{x} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right)$$

$$\bar{y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

$$\bar{y} - \bar{x} \sim N\left(\mu_2 - \mu_1, \frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right)$$

$$Z = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{\sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}}} \sim N(0, 1)$$

فاصله اطمینان با ضریب اطمینان  $1 - \alpha$  مورد نظر



استنباط:  $P(-z_{\alpha/2} < Z < z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$

با جایگزینی Z:

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{\sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}}} < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

با توجه داشتن  $\mu_2 - \mu_1$  در صورت انتقال سایر جمله‌ها به طرفین داریم:



$$P\left((\bar{Y}-\bar{X}) - Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}} < \mu_2 - \mu_1 < (\bar{Y}-\bar{X}) + Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}}\right)$$

با این فاصله اطمینان  $(1-\alpha) \cdot 100$  درصد برای  $\mu_2 - \mu_1$  وقتی  $n_1$  و  $n_2$  بزرگ

باشند و پارامترها معلوم هستند زیرا است:

$$\mu_2 - \mu_1 = \left( (\bar{Y}-\bar{X}) \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}} \right)$$

نکته: فقط در حالتیکه  $n_1$  و  $n_2$  هر دو بزرگ هستند پارامترها محمول بر این صورت می توان

در رابطه بالا به جای  $\sigma_1^2$  و  $\sigma_2^2$  از  $S_1^2$  و  $S_2^2$  استفاده کرد:

$$\mu_2 - \mu_1 = \left( (\bar{Y}-\bar{X}) \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_2^2}{n_2} + \frac{S_1^2}{n_1}} \right)$$

$$S_2^2 = \frac{1}{n_2-1} \sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{y})^2 \quad , \quad S_1^2 = \frac{1}{n_1-1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x})^2$$

مثال) برای مقایسه سن ازدواج زنان در دو ایالت A و B از هر ایالت نمونه‌ای شامل 100

زن استخراج شده است و سن ازدواج آنها ثبت کرده ایم و خلاصه آماره‌ها به شرح زیر بدست

	A	B	$\mu_B - \mu_A =$
حجم نمونه	$n_1 = 100$	$n_2 = 100$	$\bar{y} - \bar{x} = 20,7 - 18,5 = 2,2$ بر آورد نقطه ای
میانگین	$\bar{x} = 18,5$	$\bar{y} = 20,7$	سن ازدواج در ایالت A کمتر از ایالت B است.
واریانس	$S_A = 6,2$	$S_B = 5,8$	

بر آورد فاصله ای:  $Z_{0,025} = 1,96$  و  $1-\alpha = 0,95$





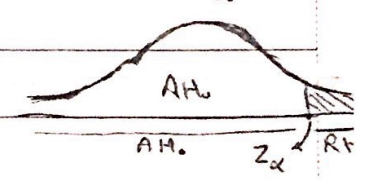
$$\mu_B - \mu_A = (\bar{y} - \bar{x}) \pm 1,96 \sqrt{\frac{S_B^2}{n_2} + \frac{S_A^2}{n_1}}$$

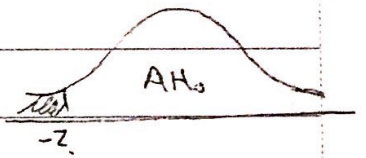
$$= (12,7 - 18,5) \pm 1,96 \sqrt{\frac{(5,8)^2}{100} + \frac{(6,2)^2}{100}}$$

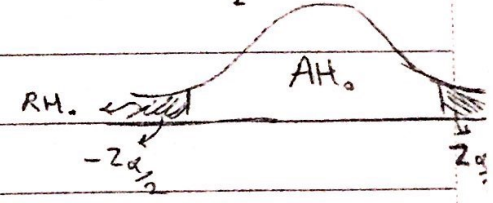
چون کران پایین و کران بالا  $\rightarrow (0,52, 3,88)$

فاصله اطمینان مثبت است پس با اطمینان 95٪ سن ازدواج زنان ایل B از ایل A بیشتر است

آزمون فرض در این حالت: ( $n_1$  و  $n_2$  بزرگند و واریانس‌ها مجهول) <sup>معمول</sup> به فرقی مورد نظر است بیشتر است  
 مقعیری (فاصله تقسیم)      آماره آزمون      سطح آزمون      شکل قرص

$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 > \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad Z_0 = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{\sqrt{\frac{\sigma_2^2}{n_2} + \frac{\sigma_1^2}{n_1}}} \quad \text{if } Z_0 > Z_{\alpha} \Rightarrow RH.$$


$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 < \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad // \quad \text{if } Z_0 < -Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0.$$


$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 \neq \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad // \quad \text{if } |Z_0| > Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0^*$$


$$\# Z_0 > Z_{\alpha/2} \text{ OR } Z_0 < -Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$$

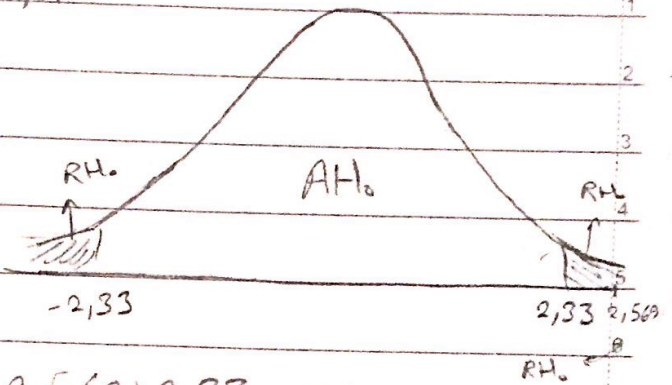
مثال: آیا مثال قبل شواهد قوی برای قبول این ادعا که متوسط سن ازدواج در دو ایل متفاوت است وجود دارد؟ سطح آزمون را 0,02 در نظر بگیرید.

$$\begin{cases} H_0: \mu_B - \mu_A = 0 \\ H_1: \mu_B - \mu_A \neq 0 \end{cases}$$



$$\alpha = 0.02 \rightarrow \alpha = 0.01 \rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.005$$

$$Z_{\alpha/2} = \frac{(20.7 - 18.5) - (0)}{\sqrt{\frac{(5.8)^2}{100} + \frac{(6.3)^2}{100}}} = 2.569$$



$$Z_{0.01} = 2.33$$

$$2.569 > 2.33 \Rightarrow RH_0$$

تفسیر: چون  $H_0$  رد می‌شود پس متوسط ازدواج دوا را تفاوت است.

حالت دوم: اگر  $n_1$  یا  $n_2$  کوچک باشند و جوامع نرمال و پارامترها مجهول، در این حالت

دو زیر حالت در نظر می‌گیریم ① زیر حالت اول: دو جامعه از نظر پارامترها یکسان هستند  
 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$

② زیر حالت دوم: دو جامعه از نظر پارامترها یکسان نیستند.  
 $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

برای زیر حالت اول داریم:

$$X_1, \dots, X_n \rightarrow \bar{X} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

توزیع نرمال اول

$$Y_1, \dots, Y_n \rightarrow \bar{Y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

توزیع تصادفی از جامعه نرمال دوم

$$\frac{(n_1 - 1) S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1 - 1}^2 \quad S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum (x_i - \bar{x})^2$$

$$\frac{(n_2 - 1) S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_2 - 1}^2 \quad S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{y})^2$$



جمع دو توزیع گامی دوگانه (فقط درجه آزادی با هم جمع نمیدهند)

چون  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  پس یک برآورد ترکیبی از دو نمونه به صورت زیر برای آن میتوان نوشت آورد

$$E(S_1^2) = \sigma_1^2 = \sigma^2 \quad \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} \rightarrow S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}$$

$$E(S_2^2) = \sigma_2^2 = \sigma^2$$

$$E(S_p^2) = \frac{(n_1-1)\sigma^2 + (n_2-1)\sigma^2}{n_1+n_2-2} = \frac{\sigma^2(n_1+n_2-2)}{n_1+n_2-2} = \sigma^2$$

از طرفی طبق خواص توزیع نرمال:

$$\bar{y} - \bar{x} \sim N(\mu_2 - \mu_1, \sigma^2 \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right))$$

$$E(\bar{y} - \bar{x}) = \mu_2 - \mu_1$$

$$V(\bar{y} - \bar{x}) = V(\bar{y}) + V(\bar{x}) - 2 \text{Cov}(\bar{x}, \bar{y}) = \frac{\sigma^2}{n_2} + \frac{\sigma^2}{n_1} = \sigma^2 \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)$$

با استاندارد کردن:

$$Z = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1) \quad \textcircled{1}$$

همچنین چون:

$$\frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_2-1}^2, \quad \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n_1-1}^2$$

بنابراین:

$$\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n_2-1) + (n_1-1)}^2 \quad \textcircled{2}$$

$$\qquad \qquad \qquad n_1+n_2-2$$

آنون یک توزیع نرمال استاندارد  $\textcircled{1}$  و یک توزیع گامی دو  $\textcircled{2}$  داریم و میدانیم:

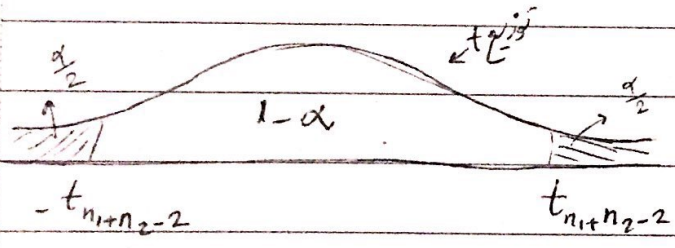


$$(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)$$

$$T = \frac{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}}} = t_{n_1+n_2-2}$$

$$\Rightarrow T = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2} \quad \star$$

برای بدست آوردن فاصله اطمینان  $1 - \alpha$ ٪ برای  $\mu_2 - \mu_1$  داریم:



$$P\left(-t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} < T < t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P\left(-t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} < \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} < t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P\left((\bar{y} - \bar{x}) - t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} < \mu_2 - \mu_1 < (\bar{y} - \bar{x}) + t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}\right) = 1 - \alpha$$

فاصله اطمینان  $1 - \alpha$ ٪ برای حالتی که: جوامع زیر نرمالند  $\sigma_1^2$  و  $\sigma_2^2$  مجهولند ولی برابرند





$$\mu_2 - \mu_1 = (\bar{y} - \bar{x}) + t_{\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

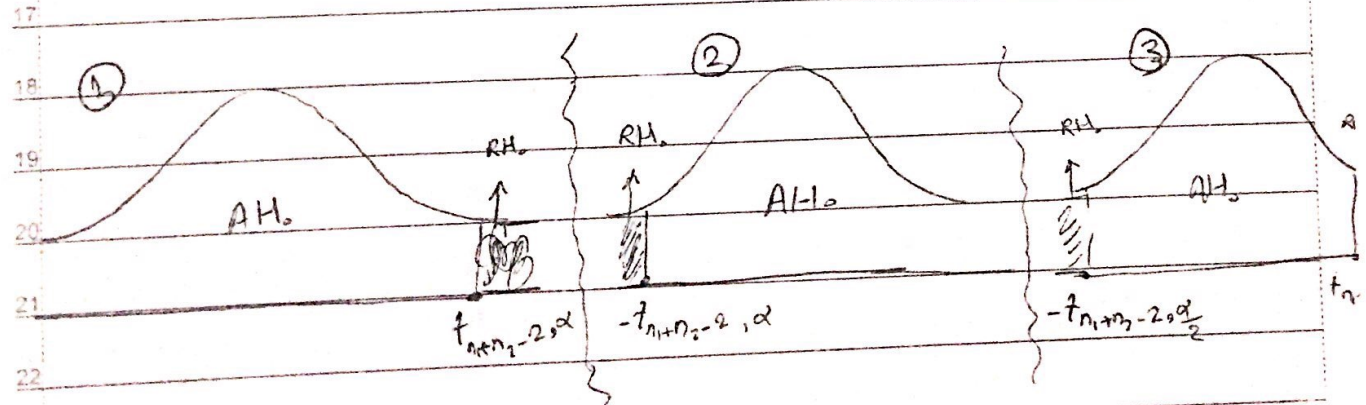
برای آزمون نقیه های زیر هم از آمار سی (\*) استفاده کنیم: نقیه ها

تایید وضعیت      از جمله آمار آزمون      سطح آزمون

① 
$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 > \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad T_0 = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad \text{if } T_0 > t_{\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2} \Rightarrow R H_0$$

② 
$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 < \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad // \quad \text{if } T_0 < -t_{\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2} \Rightarrow R H_0$$

③ 
$$\begin{cases} H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0 \\ H_1: \mu_2 - \mu_1 \neq \delta_0 \end{cases} \quad \alpha \quad // \quad \text{if } |T_0| > t_{\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2} \Rightarrow R$$



برای زیر حالت دوم داریم

جوامع نرمال بودند که کوچک و درایانس ها مجهول و ناهمبسته:

5



$$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

در این زیر حالت از آماره‌ی زیر استفاده می‌شود:

$$T^* = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - (\mu_2 - \mu_1)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \approx t^*_{\min(n_1-1, n_2-1), d\%}$$

یا  $d\%$  را به صورت زیر بدست می‌آوریم در جدول ترازات:

$$d\% = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1-1} + \frac{\left(\frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2-1}}$$

برای آزمون کربین نرفته‌های بالا از آماره آزمون:

$$T_0^* = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - S_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \quad (**)$$

استفاده می‌کنیم و حاصل اطمینان را در این حالت:

$$\mu_2 - \mu_1 = (\bar{y} - \bar{x}) + t^*_{d\%, \frac{d}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$$

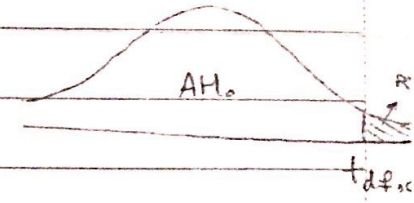
برای آزمون نرفته‌های ترحم از آماره‌ی  $**$  استفاده می‌کنیم:



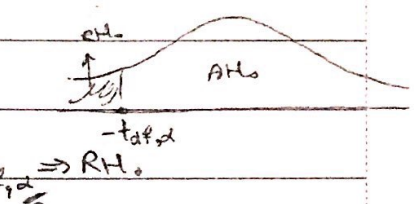


تأثيرات تغییرات در آماره آزمون  
 سطح آزمون فرضیه ها

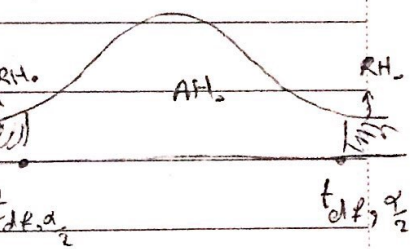
5 }  $H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0$   
 6 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 < \delta_0$   $\alpha$   $T_0 = \frac{(\bar{y} - \bar{x}) - \delta_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$  if  $T_0 > t_{df, \alpha}^* \Rightarrow RH_0$   
 7 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 > \delta_0$  if  $T_0 < -t_{df, \alpha}^* \Rightarrow RH_0$   
 8 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 \neq \delta_0$



6 }  $H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0$   
 7 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 > \delta_0$   $\alpha$  if  $T_0 < -t_{df, \alpha}^* \Rightarrow RH_0$   
 8 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 < \delta_0$



10 }  $H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0$   
 11 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 \neq \delta_0$   $\alpha$  if  $|T_0| > t_{df, \alpha/2}^* \Rightarrow RH_0$



13 }  $H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta_0$   
 14 }  $H_1: \mu_2 - \mu_1 \neq \delta_0$   $\alpha$  if  $|T_0| > t_{df, \alpha/2}^* \Rightarrow RH_0$



17 مقایسه پارامترهای دو جامعه: هدف مقایسه  $\sigma_1^2$  و  $\sigma_2^2$  یعنی واریانس های دو جامعه  
 19 است. قبلاً دیدیم، اما فرض نکریم بودن دو جامعه را  $n_1$  و  $n_2$  بزرگ:

21  $\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{n_1 - 1}^2$   
 22  $\Rightarrow F = \frac{\left(\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2}\right) / n_1 - 1}{\left(\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2}\right) / n_2 - 1}$   
 23  $\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n_2 - 1}^2$

6

(توزیع F دو هر دو نسبت به هم مقدره طاق مساوات)

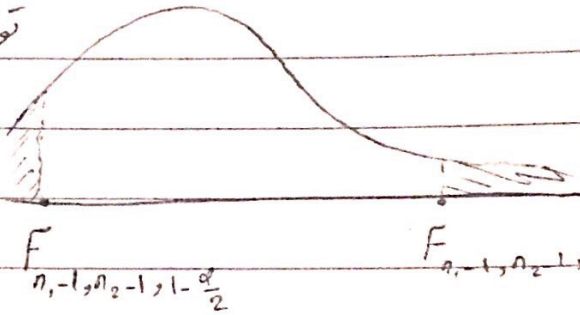
Year: Month: Date:



Sa Su Mo Tu We Th Fr

$$F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$$

توزیع



$$P(F_{(n_1-1, n_2-1), 1-\alpha/2} < \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} < F_{(n_1-1, n_2-1), \alpha/2}) = 1 - \alpha$$

بنابراین فاصله اطمینان  $1 - \alpha$  بر اینست و اینها:

$$\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \left( \frac{S_2^2}{S_1^2} F_{(n_1-1, n_2-1), 1-\alpha/2}, \frac{S_2^2}{S_1^2} F_{(n_1-1, n_2-1), \alpha/2} \right)$$

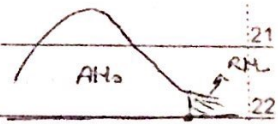
\*\*\*

$$F_{(n_1-1, n_2-1), 1-\alpha/2} = \frac{1}{F_{(n_2-1, n_1-1), \alpha/2}}$$

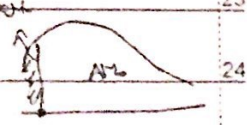
برای آزمون رین زرقیه های بر طایر واریانس دو جامعه داریم:

از +++ دانستن فرمولها

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad F_0 = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad \text{if } F_0 > F_{(n_1-1, n_2-1), \alpha} \Rightarrow RH$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 < \sigma_1^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad // \quad \text{if } F_0 < F_{(n_1-1, n_2-1), 1-\alpha}$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \end{array} \right. \quad \alpha \quad // \quad \text{if } F_0 < F_{(n_1-1, n_2-1), 1-\alpha/2} \text{ or } F_0 > F_{(n_1-1, n_2-1), \alpha/2} \Rightarrow RH$$



TAHERIAN





مقایسه نسبت های رو جامعه: فرض کنید هدف مقایسه نسبت صفت حاصل در دو جامعه است

مثلاً مقایسه نرخ بیماری در شهرستان دماوند، با نسبت افراد دارای ماشین ظرفشویی

در منطقه یک دماوند تهران.

با فرض بزرگ بودن نمونه ها ( $n_1$  و  $n_2$ ) پس روش تدریجی با اندازه کافی بزرگ از دو جامعه است

برکنیم. ابتدا دیدیم نسبت تدریجی برآورد خوبی برای نسبت جامعه است یعنی:

نسبت تدریجی جامعه؟

نسبت تدریجی جامعه  $\hat{p}_1 = \frac{X}{n_1}$  ,  $\hat{p}_2 = \frac{Y}{n_2}$   $\rightarrow$  نمونه ها مستقل

$E(\hat{p}_1) = p_1$  ,  $E(\hat{p}_2) = p_2$

طبق خواص امید ریاضی:

$E(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = p_1 - p_2$

پس برآورد نقطه ای برای  $p_1 - p_2$  است  $\hat{p}_1 - \hat{p}_2$

و چون نمونه های اندازه کافی بزرگ هستند پس می دانیم:

$\hat{p}_1 \sim N(p_1, \frac{p_1 q_1}{n_1})$

$V(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = V(\hat{p}_1) + V(\hat{p}_2)$

$\hat{p}_2 \sim N(p_2, \frac{p_2 q_2}{n_2})$

$= \frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}$

$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \sim N(p_1 - p_2, \frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2})$

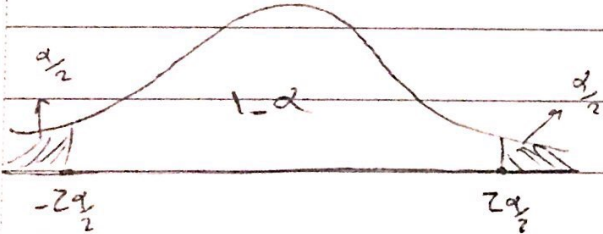
و از خواص توزیع نرمال:

$Z = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}$  (1)

بیان تست در کتب:

$\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$

نکته: چون  $\frac{p_1 q_1}{n_1}$  و  $\frac{p_2 q_2}{n_2}$  مجهولند در عمل از برآورد آنها یعنی  $\frac{\hat{p}_1 \hat{q}_1}{n_1}$  و  $\frac{\hat{p}_2 \hat{q}_2}{n_2}$  استفاده



میکنیم. از رابطه (1)

$P(-z_{\alpha/2} < \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} < z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$

$\Rightarrow P\left(\frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}} < p_1 - p_2 < \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}\right)$

= 1 - alpha

یعنی فاصله اطمینان (1-alpha) برای  $p_1 - p_2$

$p_1 - p_2 = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}{\frac{\hat{p}_2 \hat{q}_2}{n_2} + \frac{\hat{p}_1 \hat{q}_1}{n_1}}$   
آبرخوردش نبود از برآوردشون استفاده میکنیم یعنی

برای آزمون کوفی نرقیه  $H_0: p_1 - p_2 = 0$  (آیا دو جابجایی در این نسبت برابر هستند)

یستند

$H_0: p_1 - p_2 = 0 \Rightarrow p_1 = p_2 = p$



پس آثار در ترمین از رابطه ①

$$Z_0 = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2}{\sigma} \quad (2)$$

این معادله را

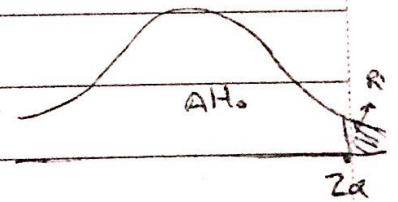
$$\sqrt{\frac{P_1^2}{n_1} + \frac{P_2^2}{n_2}} \rightarrow P_1 - P_2 = 0 \Rightarrow P_1 = P_2 = P$$

چون مقدار  $P$  مجهولترین یک برآورد ترکیبی از هر دو نمونه بران  $P$  متعارف می‌شوند

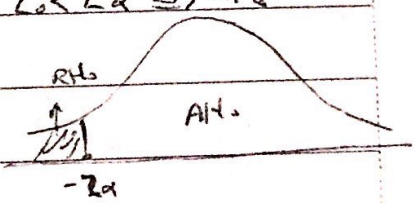
$$\hat{P} = \frac{n_1 \hat{P}_1 + n_2 \hat{P}_2}{n_1 + n_2}$$

بصورت کلی: آماره آزمون ② تأثیر تصحیح تصحیح زین نصف

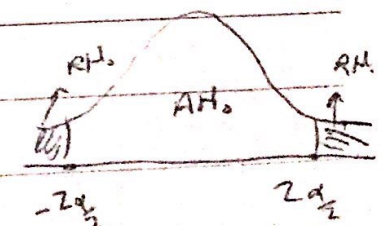
$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: P_1 - P_2 = 0 \\ H_1: P_1 - P_2 > 0 \end{array} \right. \quad \alpha \quad Z_0 = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2}{\sqrt{P_0^2 \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \quad \text{if } Z_0 > Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: P_1 - P_2 = 0 \\ H_1: P_1 - P_2 < 0 \end{array} \right. \quad \alpha \quad // \quad \text{if } Z_0 < -Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$$



$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: P_1 - P_2 = 0 \\ H_1: P_1 - P_2 \neq 0 \end{array} \right. \quad \alpha \quad // \quad \text{if } |Z_0| > Z_{\alpha/2} \Rightarrow RH_0$$





1 مقایسه زوجی: در این مقایسات نمونه‌ها دایره هستند بر این مثال فرض کنید هدف مطالعه (مغز)

2 تاثیر دو محیط متفاوت بر روی ظرفیت یادگیری کودکان قبل از ورود است. در این گونه

3 مائیل بهتر است از دو قطرهای لیسان استفاده کرد که از نظر سن و عوامل ژنتیکی لیسان

4 هستند یا فرض کنید هدف مقایسه نمرات پاییز و بهار دانش‌جویان است که از یک گروه

5 دانش‌جویی را هر دو نمونه استفاده می‌شود. پس دو نمونه از دو جامعه مستقل نداریم به عبارتی دو نمونه

6 وابسته هستند و یک جامعه یا گروه داریم که دو بار مورد آزمایش قرار گرفته اند.

7 گروه‌های پاییز گروه‌های بهار

8 برای تحلیل این دو نوع داده‌ها

9 ابتدا تفاضل‌ها محاسبه می‌شوند.

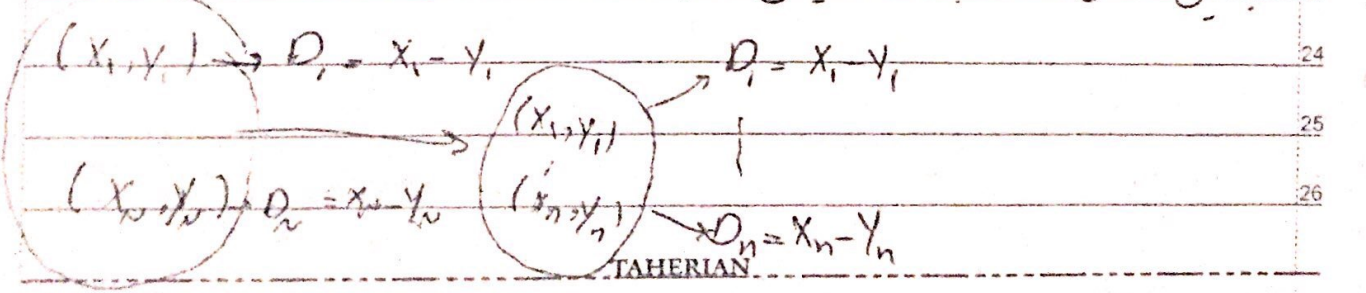
10  $x_1, y_1, D_1 = x_1 - y_1, x_1, \dots, x_n$

11  $\vdots, \vdots, \vdots, D_i = x_i - y_i$

12  $x_n, y_n, D_n = x_n - y_n, y_1, \dots, y_n$

13 بطوریکه  $D_1, D_2, \dots, D_n$  مستقل هستند. فرض کنید  $\delta$  و  $\delta^2$  به ترتیب

14 میانگین تفاضل‌های جامعه و واریانس آنها باشد.







$$1 \quad \bar{D} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N D_i$$

$$3 \quad \sigma_D^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (D_i - \bar{D})^2$$

طریقت ناقص جاده  
بیابن ناقص جاده

$$5 \quad \bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i$$

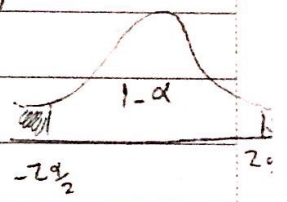
$E(\bar{D}) = \delta$  و بیابن ناقص جاده

$$7 \quad \sigma_D^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (D_i - \bar{D})^2$$

$E(\sigma_D^2) = \sigma_D^2$  و طریقت ناقص جاده  
بیابن ناقص جاده

بیابن ناقص جاده  $n$  به اندازه کافی بزرگ:

$$11 \quad \bar{D} \sim N\left(\delta, \frac{\sigma_D^2}{n}\right) \rightarrow Z = \frac{\bar{D} - \delta}{\frac{\sigma_D}{\sqrt{n}}}$$



و مثلاً بیابن ناقص جاده  $n$  به اندازه کافی بزرگ:

$$16 \quad \delta : \bar{D} \pm z_{\alpha/2} \frac{\sigma_D}{\sqrt{n}} \rightarrow \bar{D} \pm z_{\alpha/2} \frac{S_D}{\sqrt{n}}$$

بیابن ناقص جاده  $n$  به اندازه کافی بزرگ و بیابن ناقص جاده  $n$  به اندازه کافی بزرگ:

$$20 \quad \delta : \bar{D} \pm t_{n-1, \alpha/2} \frac{S_D}{\sqrt{n}}$$

اطمینان استفاده می کنیم:

- برای آزمون فرض فرضیه های زیر:
- I  $\begin{cases} H_0: \delta = \delta_0 \\ H_1: \delta > \delta_0 \end{cases}$
  - II  $\begin{cases} H_0: \delta = \delta_0 \\ H_1: \delta < \delta_0 \end{cases}$
  - III  $\begin{cases} H_0: \delta = \delta_0 \\ H_1: \delta \neq \delta_0 \end{cases}$

! به صورت دیگر  $n$  بزرگ باشد بیابن ناقص جاده  $n$  به اندازه کافی بزرگ:

$$Z_0 = \frac{\bar{D} - \delta_0}{\frac{\sigma_D}{\sqrt{n}}}$$



۲۱ در صورتیکه  $\mu$  بزرگتر باشد  $H_0$  قبول:

$$Z_0 = \frac{\bar{D} - \delta_0}{\frac{S_D}{\sqrt{n}}} \rightarrow \text{آماره آزمون}$$

۲۲ اگر  $\mu$  کوچک و  $\mu$  بزرگتر باشد  $H_0$  قبول:

$$T_0 = \frac{\bar{D} - \delta_0}{\frac{S_D}{\sqrt{n}}} \rightarrow \text{آماره آزمون}$$

برای حالت ۱ و ۲ فرضیه های I، II، III:

I فرضیه:  $\text{if } Z_0 > Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$  آماره تقسیم

II " "  $\text{if } Z_0 < -Z_{\alpha} \Rightarrow RH_0$

III " "  $\text{if } |Z_0| > Z_{\frac{\alpha}{2}} \Rightarrow RH_0$

برای حالت سوم:

I فرضیه:  $\text{if } T_0 > t_{n-1, \alpha} \Rightarrow RH_0$  آماره تقسیم

II فرضیه:  $\text{if } T_0 < -t_{n-1, \alpha} \Rightarrow RH_0$

III فرضیه:  $\text{if } |T_0| > t_{n-1, \frac{\alpha}{2}} \Rightarrow RH_0$





1 مثال: در تحقیق مقایسه سیگارهای با کنترل، تعداد افراد تحت سیگاری و انفرادی که

2

3 سیگار را ترک نکردند صورت زیر است

57	36	21	سیگار طبی
55	44	11	سیگار کنترل
			صفت خاص

یک فامد اطمینان 95٪ برای قضاصل بین مثبت

7 افرادی که سیگار را ترک کرده اند در دوره دوم در دست آوردند

9 سیگار طبی: گروه اول

$$10 \hat{p} = \frac{21}{57}$$

10 سیگار کنترل: گروه دوم

$$\hat{p} = \frac{11}{55}$$

12 
$$p_1 - p_2 = (\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \hat{q}_2}{n_2}}$$

13  $p_1 - p_2 > 0 \Rightarrow p_1 > p_2$

14 
$$\Rightarrow p_1 - p_2 : \left( \frac{21}{57} - \frac{11}{55} \right) \pm 1,96 \sqrt{\frac{\frac{21}{57} \times \frac{36}{57}}{57} + \frac{\frac{11}{55} \times \frac{44}{55}}{55}} \approx \left( \frac{1,33}{57} \pm \frac{1,04}{55} \right)$$

16 با توجه به فامد اطمینان 95٪، چون صفر در بازه اطمینان نیست نتیجه می گیریم موفقیت سیگار

18 طبی از سیگار غیر طبی بیشتر است. (چون بازه اطمینان مثبت است)

20 مثال: آماره‌ها از خلاصه‌گیر از دو نمونه تصادفی مستقل از دو جامعه شبه-شده است. با توجه

21 بر این اطلاعات فرقی لازم نیست همچنین یک فامد اطمینان 95٪ برای بررسی تفاوت در

23 
$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu_1 = \mu_2 \\ H_1: \mu_1 > \mu_2 \end{array} \right.$$

$n_1 = 12$        $\bar{x} = 249$        $S_1 = 19$

$n_2 = 15$        $\bar{y} = 233$        $S_2 = 45$

حل: جامعه نرمال است، حجم نمونه کوچک است و در این‌ها مجهولند  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

$\sigma_1^2 / \sigma_2^2 = 1$

Year:    Month:    Date:



Sa Su Mo Tu We Th Fr

$H_0 = \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

پس اولین گام این است که دو جامعه از نظر پراکندگی بررسی شوند:

$H_1 = \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

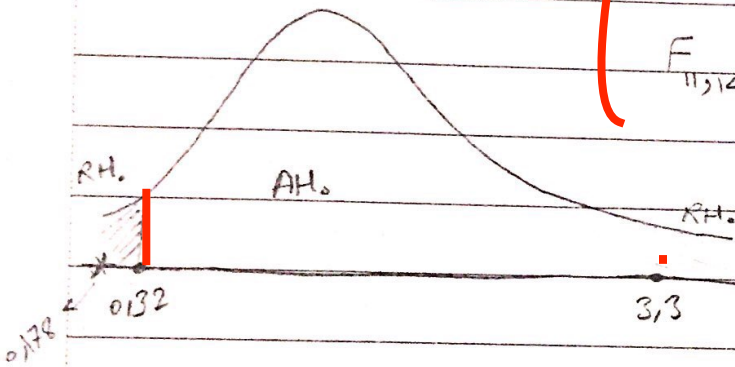
$F_0 = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$

$F_0 = \frac{361}{2025} = 0,178$

$F_{11,14,0,0,25} = 3,3$

$F_{11,14,0,0,975} = 0,32$

$F_{14,0,0,0,25} = 3,1$



$0,178 < 0,32 \Rightarrow RH_0$

پس دو جامعه از نظر پراکندگی یکسان نیست.

پس از این حالت دوم استفاده میشود:

$\mu_1 - \mu_2 = (\bar{X} - \bar{Y}) + t^* \frac{1}{\min\{n_1-1, n_2-1\}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$

فاصله اطمینان:

$= (249 - 233) + t^* \frac{1}{11,0,25} \sqrt{\frac{361}{12} + \frac{2025}{15}} \approx (12,28, 44,28)$

$\mu_1 - \mu_2 > 0$

چون هم کران پایین هم کران بالایی میانگین مثبت است و شامل صفر نیست پس نتیجه بگیریم

با اطمینان 95٪ میانگین جامعه اول از میانگین جامعه دوم بزرگتر است که از آن این نتیجه را میگیریم

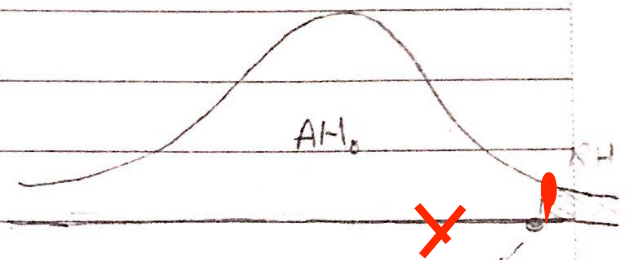




$$T = \frac{(\bar{X} - \gamma) - \delta_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} = \frac{(249 - 233) - 0}{\sqrt{\frac{19^2}{12} + \frac{45^2}{15}}} \approx 1,25$$

$$\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{19^2}{12} + \frac{45^2}{15}}$$

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 \rightarrow \mu_1 - \mu_2 = 0 \\ H_1: \mu_1 > \mu_2 \rightarrow \mu_1 - \mu_2 > 0 \end{cases}$$



$$t_{11, 0,0105} = 1,7959$$

$$1,25 > 1,79 \Rightarrow AH_0$$

$$t_{\min\{n_1-1, n_2-1\}, \alpha} = t_{12, 0,01} = 1,779$$

این آزمون یک آزمون یک طرفه است و می‌توان طبق فاصله اطمینان آن برداری کرد.

مثال: آماره‌های خلاصه‌شده برای نمونه‌های تصادفی مستقل دو جامعه ثبت شده اند با فرض نول

بودن جوامع فاصل اطمینان 95٪ برابران  $\mu_1$  و  $\mu_2$  آورید و فرضیه

$$H_1: \mu_1 > \mu_2$$

رایج سطح 0,05 آزمون کنید

$$\begin{matrix} n_1 = 11 & \bar{x} = 10,7 & S_1^2 = 1,36 \\ n_2 = 13 & \bar{y} = 9,6 & S_2^2 = 2,17 \end{matrix}$$

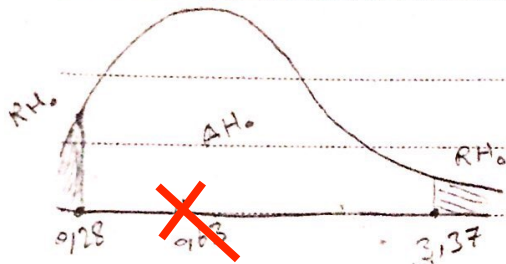
ابتدا فرضیه برابری را بازش های برداری می‌شود:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

$$F_0 = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{1,36}{2,17} = 0,63$$

$$F_{\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1} = F_{0,025, 10, 12} = 3,37 \Rightarrow F_{1-0,025, 10, 12} = \frac{1}{F_{0,025, 12, 10}} = \frac{1}{3,62} = 0,276$$



$$3.137 > 0.163 > 0.128 \Rightarrow AH_0$$

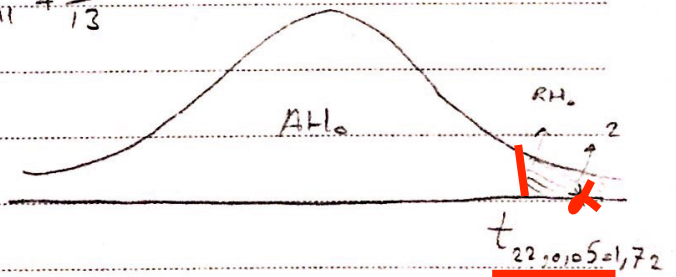
بین از زیر حالت اول استفاده کنیم یعنی (جواب صحیح سوال، n ها کوچک است، واریانس ها نیز بول ولی برابر است):

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{10 \times 1.36 + 12 \times 2.17}{11 + 13 - 2} \approx 1.8$$

$$\mu_1 - \mu_2: (\bar{X} - \bar{Y}) \pm t_{\frac{\alpha}{2}, n_1 + n_2 - 2} \cdot S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

$$= (10.7, 9.6) \pm 2.074 \sqrt{1.8} \sqrt{\frac{1}{11} + \frac{1}{13}} = (\underline{-1.4, 2.24})$$

$$T_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \delta_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{(10.7 - 9.6) - 0}{\sqrt{1.8} \sqrt{\frac{1}{11} + \frac{1}{13}}} = 2$$



$$2 > 1.72 \Rightarrow RH_0$$

مثال 1) با توجه به آماره های زیر فرضیه  $H_0: P_1 = P_2$  و  $H_1: P_1 < P_2$  فرض اول را از روش p-value نیز آزمون کنید.

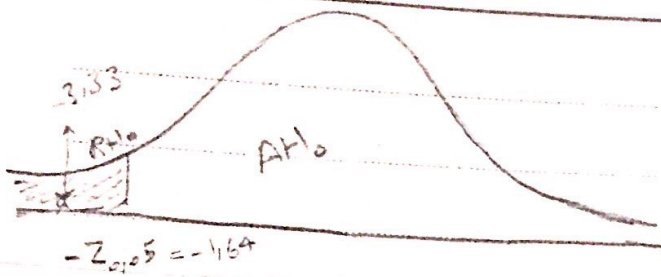
$$n_1 = 100 \quad \hat{P}_1 = 0.15$$

$$n_2 = 200 \quad \hat{P}_2 = 0.17$$

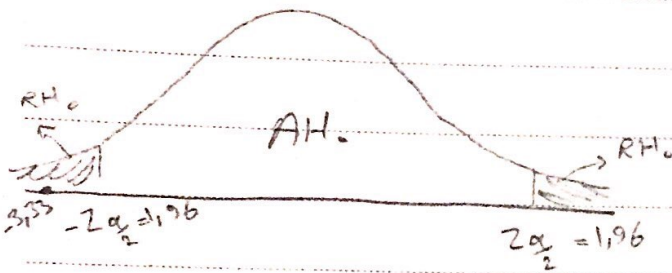
$$\hat{P} = \frac{n_1 \hat{P}_1 + n_2 \hat{P}_2}{n_1 + n_2} = \frac{100 \times 0.15 + 200 \times 0.17}{100 + 200} = 0.163$$

PAPCO  $Z_0 = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2}{\sqrt{\hat{P}\hat{Q}(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}} = \frac{0.15 - 0.17}{\sqrt{0.163(1 - 0.163)(\frac{1}{100} + \frac{1}{200})}} = -3.33$





$$-3,33 < -1,64 \Rightarrow RH_0$$



برای فرضیه دوم:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

هم  $H_0$  رد می شود

$$P\text{-Value} = p(Z \leq -3,33) = \Phi(-3,33) = 0,0004 < 0,05 \Rightarrow RH_0$$

المانی

مثال) برای تاثیرات تبلیغات صدجایه دانشگاه گیتن از دانشمندان را در نظر گرفت و در آن ایشان را قبل از

تبلیغات و بعد از تبلیغات اندازه گرفت، یک فاصله اطمینان 95٪ برای تغییر وزن میابید آیا تبلیغات

تاثیری روی وزن داشته است؟ چون نمونه تغییر یافته پس دو نمونه مستقل نداریم پس از استیلا

زوج استفاده میکنیم.

قبل از تبلیغات 84 97 78 91 85

بعد از تبلیغات 80 98 75 90 82

$$D_i = \text{قبل} - \text{بعد} \quad -4 \quad 1 \quad -3 \quad -1 \quad -3 \rightarrow \bar{D} = \frac{1}{5} (-4 + 1 - 3 - 1 - 3) = -2$$

$$(D_i - \bar{D}) = (-4+2)^2 + (-1)^2 + (-3+2)^2 + (-1+2)^2 + (-3+2)^2 = 4 + 1 + 1 + 1 + 1 = 8 \rightarrow S_D^2 = \frac{1}{4} (8) = 2$$

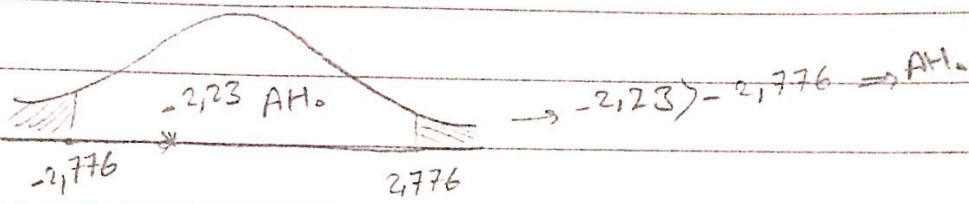
$$\delta: \bar{D} \pm t_{4, 0.025} \frac{S_D}{\sqrt{n}} = -2 \pm 2,776 \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{5}} = (-4,48, 0,48)$$

صفر را از میانه اطمینان هست پس  $\delta = 0$  نپذیرفته می شود



$$T_0 = \frac{\bar{D}}{\frac{S_p}{\sqrt{n}}} = \frac{-2}{\frac{2/\sqrt{5}}{\sqrt{5}}} = -2,23$$

$H_0: \delta = 0$   
 $H_1: \delta \neq 0$



طایر بیانیم واریانس ها معلوم

$H_0: \mu_1 = \mu_2$   
 $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

مثال) با توجه به اطلاعات زیر فرض کنید

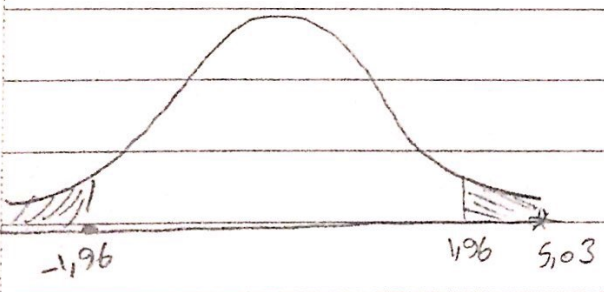
$n_1 = 36$      $\bar{X} = 81$      $\sigma_1 = 5,2$

$n_2 = 49$      $\bar{Y} = 76$      $\sigma_2 = 3,4$

آزمون کنید

چون طایر بیانیم ها معلوم است از Z استفاده میکنیم:

$$Z_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - \delta_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{81 - 76 - 0}{\sqrt{\frac{(5,2)^2}{36} + \frac{(3,4)^2}{49}}} = 5,023$$



پس چون  $5,03 > 1,96$  فرض میفرماییم رد کنیم