

ملخص الإحصاء 4
بعض الرموز الهامة

احصاءة أو احصائية العينة (متغيرة)	معالم المجتمع (ثابتة)	
\bar{X}	μ	المتوسط الحسابي
$\sigma_{\bar{X}}^2$ أو S^2	σ^2	التباين
$\sigma_{\bar{X}}$ أو S	σ	الانحراف المعياري
\hat{P}	P	النسبة
$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n}$	$\mu = \frac{\sum X_i}{N}$ ملاحظة: $E(X) = \mu$	بحيث: N: حجم المجتمع n: حجم العينة
$S^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$	$\sigma^2 = \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{N}$ $V(X) = \sigma^2$	

توزيع المعاينة

الانحراف المعياري للمعاينة	تباين المعاينة	وسط المعاينة	عدد العينات	المعاينة بالارجاع
$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\delta_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$	$\mu_{\bar{X}} = \mu$	N^n	$\frac{n}{N} < 0.05$

	$V(\bar{X}) = \sigma_{\bar{X}}^2$			
$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{N - n} / N - 1$	$\delta_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$	$\mu_{\bar{X}} = \mu$	$C_N^n = \frac{N!}{n!(N-n)!}$	المعاينة بدون ارجاع $\frac{n}{N} \geq 0.05$

توزيع المعاينة للمتوسط \bar{X}						
في حالة السحب بدون ارجاع و $n \geq 30$ نضرب التباين في معامل التصحيح او الارجاع $\frac{N-n}{N-1}$		في حالة السحب بالارجاع				
المجتمع	تباين المجتمع σ^2	حجم العينة n	توزيع المتوسط الحسابي للعينة هو:	يتم حساب الاحتمالات للمتغير العشوائي \bar{X} من خلال العلاقة:	توزيع المتوسط الحسابي للعينة هو:	يتم حساب الاحتمالات للمتغير العشوائي \bar{X} من خلال العلاقة:
طبيعي	معلوم (σ^2 معلوم)	$n \geq 30$ أو $n < 30$	$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} \sim N(0, 1)$	$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1}\right)$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1}}} \sim N(0, 1)$
طبيعي	(σ^2 مجهول)	$n \geq 30$	$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{S^2}{n}\right)$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{S^2}{n}}} \sim N(0, 1)$	$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N-1}\right)$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N-1}}} \sim N(0, 1)$
		$n < 30$	$\bar{X} \sim t(n-1)$	$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{S^2}{n}}} \sim t(n-1)$		

		$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\sigma^2/n}} \sim N(0, 1)$	$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$	$n \geq 30$	معلوم (معلوم σ^2)	مجتمع غير طبيعي (توزيع المجتمع غير معلوم)
--	--	--	---	-------------	------------------------------	---

توزيع المعاينة للنسبة في العينة

النسبة في العينة المجتمع نرمر لها بالرمز $\hat{\rho}$	نسبة المجتمع نرمر لها بالرمز ρ
$\hat{\rho} = \frac{x}{n}$ <p>بحيث:</p> <p>x: عدد مفردات العينة التي تتوفر فيهم الصفة المدروسة</p> <p>n: عدد مفردات العينة</p> <p>\hat{q}: نسبة عدم توفر الصفة المدروسة في العينة</p> $\hat{q} = 1 - \hat{\rho}$ <p>بحيث:</p> $\hat{\rho} + \hat{q} = 1$	$\rho = \frac{X}{N}$ <p>بحيث:</p> <p>X: عدد مفردات المجتمع التي تتوفر فيهم الصفة المدروسة</p> <p>N: عدد مفردات المجتمع</p> <p>q: نسبة عدم توفر الصفة المدروسة في المجتمع</p> $q = 1 - \rho$ <p>بحيث:</p> $\rho + q = 1$

- المتوسط الحسابي والتباين لتوزيع معاينة النسبة

$$\mu_{\hat{\rho}} = \rho$$

المتوسط الحسابي لتوزيع معاينة النسبة

التباين لتوزيع معاينة النسبة	في حالة السحب بالإرجاع أو	في حالة السحب بدون إرجاع أو
	$\frac{n}{N} < 0.05$	$\frac{n}{N} \geq 0.05$
	$\sigma^2_{\hat{p}} = \frac{pq}{n}$	$\sigma^2_{\hat{p}} = \frac{pq}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$

• شكل توزيع المعاينة للنسبة

تطبيقا لنظرية النهاية المركزية:

إذا كان حجم العينة $n \geq 30$ و $np \geq 5$ و $nq \geq 5$

فإن توزيع \hat{P} يقترب من التوزيع الطبيعي الذي وسطه p وتباينه $\frac{pq}{n}$ ، ونكتب:

$$\hat{P} \sim N\left(p, \frac{pq}{n}\right)$$

أما التوزيع الطبيعي المعياري فيكون:

$$Z = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} \sim N(0,1)$$

ملاحظة:

✓ في حالة السحب بدون إرجاع نضرب تباين العينة في معامل التصحيح

✓ إذا كانت p مجهولة تستبدل بـ \hat{p} .

توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين

توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين (مسحوبتين من مجتمعين مستقلين)
• المتوسط الحسابي والتباين لتوزيع معاينة الفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين

$$\mu_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \mu_1 - \mu_2$$

المتوسط الحسابي

$$\sigma_{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}^2 = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

التباين

• شكل توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين

يتم حساب الاحتمالات للمتغير العشوائي \bar{X} من خلال العلاقة:

توزيع الفرق بين متوسطي العينتين هو:

حجم العينة n_1 و n_2

تباين المجتمعين
 σ_1^2 و σ_2^2

المجتمعين

$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$	n_2 و n_1 كبيرين أو صغيرين	معلومين (σ_1^2 و σ_2^2)	طبيعيين مستقلين
$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)$	n_2 و n_1 كبيرين	(σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين)	
$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim t(n_1 + n_2 - 2)$	n_2 و n_1 صغيرين أو أحدهما صغير	(σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين) وغير متساويين $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	
$T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_p^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ <p style="text-align: center;">بحيث:</p> $S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$			(σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين) ومتساويين $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$	

توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين غير مستقلتين (مسحوبتين من مجتمعين غير مستقلين)

يتم حساب الاحتمالات للمتغير العشوائي \bar{D} من خلال العلاقة:	بحيث:	توزيع الوسط الحسابي هو:	حجم العينة	
$Z = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\sqrt{\frac{\sigma_D^2}{n}}} \sim N(0, 1)$	$\bar{D} = \frac{\sum d_i}{n}$ $d_i = X_i - Y_i$	$\bar{D} \sim N(\mu_D, \frac{\sigma_D^2}{n})$	$n \geq 30$	مجتمعان طبيعيان مرتبطان
$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\sqrt{\frac{S_D^2}{n}}} \sim t(n - 1)$	$S_D^2 = \frac{\sum (d_i - \bar{D})^2}{n - 1}$ $S_D = \sqrt{\frac{\sum (d_i - \bar{D})^2}{n - 1}}$	$\bar{D} \sim t(n - 1)$	$n < 30$	

توزيع المعاينة للفرق بين نسبتي عينتين

يتم حساب الاحتمالات للفرق بين نسبتي	توزيع الفرق بين نسبتي العينتين هو:	حجم العينة
-------------------------------------	------------------------------------	------------

العينتين من خلال العلاقة:			
$Z = \frac{(\widehat{P}_1 - \widehat{P}_2) - p_1 - p_2}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\widehat{P}_1 - \widehat{P}_2) \sim N\left(p_1 - p_2, \frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}\right)$	$n \geq 30$	مجتمعان يخضع كل منهما لتوزيع برنولي
<p>بحيث:</p> <ul style="list-style-type: none"> متوسط الفرق بين نسبتي العينتين $\mu_{\widehat{P}_1 - \widehat{P}_2} = \mu_{\widehat{P}_1} - \mu_{\widehat{P}_2} = p_1 - p_2$ تباين الفرق بين نسبتي العينتين $\mu_{\widehat{P}_1 - \widehat{P}_2} = \mu_{\widehat{P}_1} - \mu_{\widehat{P}_2} = p_1 - p_2$ 			

توزيع المعاينة للتباين:

إذا كان S^2 هو تباين عينة مسحوبة من مجتمع طبيعي متوسطه μ وتباينه σ^2 فإن $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ يتبع توزيع كاي مربع بدرجة حرية $\nu = n - 1$ أي

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

توزيع المعاينة للنسبة بين تبايني عينتين:

إذا سحبت عينة حجمها n_1 وتباينها S_1^2 من مجتمع $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ وعينة أخرى حجمها n_2 وتباينها S_2^2 من مجتمع $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ مستقل عن المجتمع الأول فإن:

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

نظرية التقدير:

1- التقدير النقطي:

2- التقدير بمجالات الثقة

مجال الثقة لمتوسط المجتمع μ

<p>مجال الثقة لمتوسط المجتمع μ هو:</p>		
$P\left[\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = 1 - \alpha$ <p>أي أن مجال الثقة للمتوسط μ هو $[\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$ بمستوى $100(1 - \alpha) \%$ من الثقة.</p>	<p>$n \geq 30$ أو $n < 30$</p>	<p>تباين المجتمع σ^2 معلوم</p>
$\left[\bar{X} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}\right]$	<p>حجم العينة $n \geq 30$</p>	
$\left[\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}\right]$ <p>$\vartheta = n - 1$</p>	<p>حجم العينة $n < 30$</p>	<p>تباين المجتمع σ^2 مجهول</p>

ملاحظة:

عند تقدير متوسط المجتمع μ بمتوسط العينة \bar{X} يرتكب خطأ يسمى الخطأ المطلق للتقدير وهو القيمة المطلقة للفرق بين المقدّر النقطي \bar{X} والمتوسط المجهول μ ، وبفرض أن حد الخطأ الأكبر المسموح به والذي يتم تحديده من قبل الباحث مسبقاً هو:

$$d = \pm Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

فيحل المتباينة:

$$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq d$$

يمكن تحديد حجم العينة المناسب لعدم تجاوز حد الخطأ الأكبر كما يلي:

$$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq d \Rightarrow \frac{1}{\sqrt{n}} \leq \frac{d}{\sigma Z_{1-\frac{\alpha}{2}}} \Rightarrow n \geq \left(\frac{\sigma Z_{1-\frac{\alpha}{2}}}{d} \right)^2$$

وإذا كان σ مجهول نستبدله بتقديره غير المتحيز S .

مجال الثقة للفرق بين متوسطي مجتمعين

<p>مجال الثقة لمتوسطي المجتمعين هو:</p>			
$\left[(\bar{X} - \bar{Y}) - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \leq (\mu_1 - \mu_2) \leq (\bar{X} - \bar{Y}) + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right] = 1 - \alpha$ <p>أو</p> <p>أي أن مجال الثقة للمتوسط للفرق $\mu_1 - \mu_2$ بمستوى ثقة $100(1 - \alpha) \%$ من الثقة هو:</p> $\left[(\bar{X} - \bar{Y}) - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right]$		<p>$n \geq 30$ أو $n < 30$</p>	<p>تباين المجتمعين معلومين σ_1^2 و σ_2^2</p>
<p>ملاحظة:</p> <p>إذا كانت العينات العشوائية المسحوبة من مجتمعين غير طبيعيين ذات تباينين σ_1^2 و σ_2^2 معلومين وحجم كل منهما يفوق أو يساوي 30 يمكن تطبيق نظرية النهاية المركزية والحصول على نفس المجال السابق الذي يكون تقريبا.</p>			
$\left[(\bar{X} - \bar{Y}) - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \right]$		<p>حجم العينة $n \geq 30$</p>	<p>تباين المجتمعين مجهولين</p>
$\left[(\bar{X} - \bar{Y}) - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \right]$ <p>$\vartheta = n_1 + n_2 - 2$</p>		<p>حجم العينة $n < 30$</p>	<p>σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين</p>

$\left[(\bar{X} - \bar{Y}) - t_{1-\frac{\alpha}{2}} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + t_{1-\frac{\alpha}{2}} S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right]$ $\vartheta = n_1 + n_2 - 2$	σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين و متساويين		
---	--	--	--

مجال الثقة للفرق بين متوسطي مجتمعين مرتبطين

مجال الثقة للفرق بين متوسطي مجتمعين مرتبطين μ_D بمستوى $\alpha\%$ (1-100(1 - α)) من الثقة هو:		
	$\left[\bar{D} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_D}{\sqrt{n}}, \bar{D} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_D}{\sqrt{n}} \right]$	$n \geq 30$
	$\left[\bar{D} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S_D}{\sqrt{n}}, \bar{D} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{S_D}{\sqrt{n}} \right]$ $\vartheta = n - 1$	$n < 30$

مجال الثقة للنسبة في المجتمع

مجال الثقة للنسبة في المجتمع P بمستوى $\alpha\%$ (1-100(1 - α)) من الثقة هو:	
$\left[\hat{p} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}, \hat{p} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} \right]$	حالة العينة المستقلة (السحب بالارجاع)

$\left[\hat{p} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)}, \hat{p} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)} \right]$	<p>حالة العينة غير المستقلة (السحب بدون الارجاع)</p>
<p>عند تقدير نسبة المجتمع p يرتكب خطأ يسمى الخطأ المطلق للتقدير هو:</p> $d = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{pq}{n}}$ <p>وإذا تم تحديد أكبر خطأ مسموح به في التقدير يمكن حساب حجم العينة اللازم لتحقيق ذلك الحد من الخطأ، وبناءا عليه يكون حجم العينة المطلوب هو:</p> $Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{pq}{n}} \leq d \Rightarrow \sqrt{\frac{pq}{n}} \leq \frac{d}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}} \Rightarrow \frac{pq}{n} \leq \left(\frac{d}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}} \right)^2 \Rightarrow n \geq pq \left(\frac{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}}{d} \right)^2$	<p>ملاحظة:</p>

مجال الثقة للفرق بين نسبتي مجتمعين

مجال الثقة للفرق بين نسبتي مجتمعين $P_1 - P_2$ بمستوى $\alpha\%$ (1-100(1 - α)) من الثقة هو:

$$\left[(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}}, (\hat{p}_1 - \hat{p}_2) + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}} \right]$$

مجال الثقة لتباين المجتمع σ^2

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\left(\frac{\alpha}{2}, n-1\right)}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\left(1-\frac{\alpha}{2}, n-1\right)}}$$

حيث:

$$S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1} : \text{ تمثل قيمة تباين العينة محسوب بالصيغة غير المتحيزة} :$$

$\chi^2_{\left(n-1, \frac{\alpha}{2}\right)}$ تستخرج من جدول توزيع كاي مربع بدرجة حرية $n-1$:

مجال الثقة لنسبة تبايني مجتمعين $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$

$$\left[\frac{S_1^2}{S_2^2 F_{\vartheta_1, \vartheta_2; \frac{\alpha}{2}}}, \frac{S_1^2}{S_2^2 F_{\vartheta_1, \vartheta_2; 1 - \frac{\alpha}{2}}} \right]$$

بحيث:

$$\vartheta_1 = n_1 - 1$$

$$\vartheta_2 = n_2 - 1$$

اختبار الفرضيات

اختبار الفرضيات للمتوسطات:

نعمد في اختبار الفرضيات على الخطوات التالية:

صياغة الفرضية الصفرية والفرضية البديلة وهذا حسب نوع الاختبار:

*الفرضية الصفرية

$$H_0: \mu = \mu_0$$

*الفرضية البديلة: تأخذ أحد الأشكال التالية:

$$H_1: \mu \neq \mu_0 \text{ (اختبار ذو طرفين)}$$

$$H_1: \mu > \mu_0 \text{ (اختبار ذو طرف واحد من اليمين)}$$

$$H_1: \mu < \mu_0 \text{ (اختبار ذو طرف واحد من اليسار)}$$

تحديد القيمة المحسوبة للإحصائية:

يتم تحديد القيمة المحسوبة اعتمادا على شكل التوزيع الذي اعتمدنا عليه

- تباين المجتمع معلوم ومنه التوزيع المعتمد عليه هو Z وعليه فان القيمة المحسوبة تحسب بالعلاقة التالية:

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

- تباين المجتمع مجهول و $n \geq 30$ ومنه التوزيع المعتمد عليه هو Z وعليه فان إحصاءة الاختبار هي:

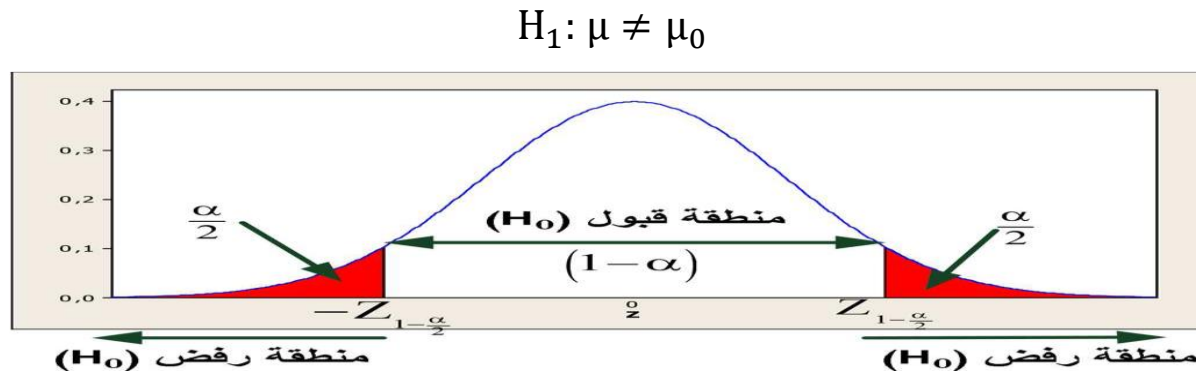
$$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

• تباين المجتمع مجهول حجم العينة $n < 30$ ومونه التوزيع المعتمد عليه هو T وعليه فان القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار تحسب بالعلاقة التالية:

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

حساب القيمة الجدولية: وهذا اعتمادا على التوزيع الذي اعتمدنا عليه ومستوى المعنوية α وبالتالي في هذه الخطوة نحدد أيضا منطقة قبول الفرضية الصفرية ومنطقة الرفض اعتمادا على شكل الفرضية، فإذا افترضنا أن التوزيع المعتمد عليه هو Z فإن **منطقة قبول** ومنطقة **رفض الفرضية الصفرية** هي كما يلي:

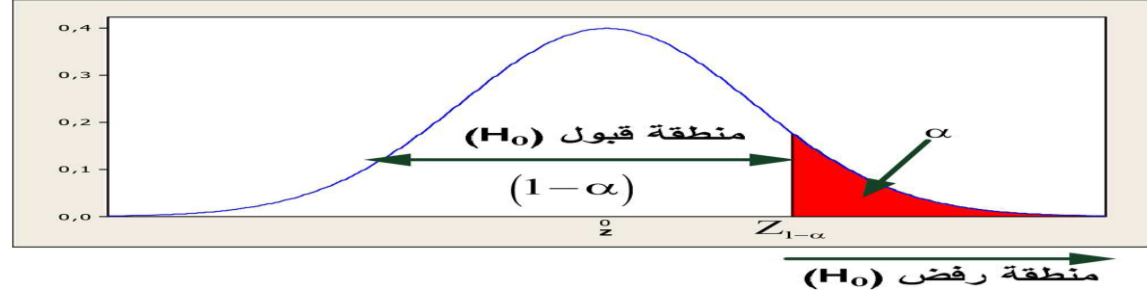
• **منطقة القبول والرفض في حالة اختبار ذو حدين:**



$$\begin{cases} Z_0 \in \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right] \Rightarrow \text{الفرضية قبول } H_0 \\ Z_0 \notin \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \right] \Rightarrow \text{الفرضية رفض } H_0 \end{cases}$$

- منطقة القبول والرفض في حالة اختبار ذو حد واحد من اليمين:

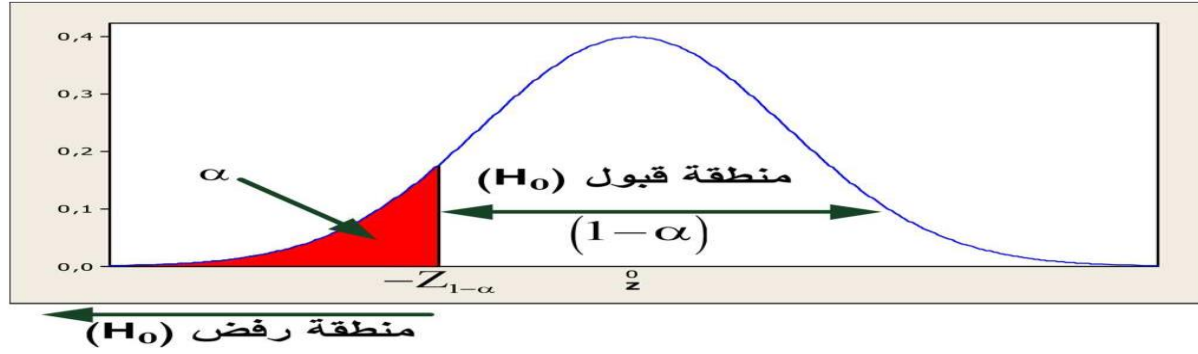
$$H_1: \mu > \mu_0$$



$$\begin{cases} Z_0 \leq Z_{1-\alpha} \Rightarrow H_0 \text{ الفرضية قبول} \\ Z_0 > Z_{1-\alpha} \Rightarrow H_0 \text{ الفرضية رفض} \end{cases}$$

- منطقة القبول والرفض في حالة اختبار ذو حد واحد من اليسار:

$$H_1: \mu < \mu_0$$



$$\begin{cases} Z_0 < -Z_{1-\alpha} \Rightarrow H_0 \text{ رفض} \\ Z_0 \leq -Z_{1-\alpha} \Rightarrow H_0 \text{ قبول} \end{cases}$$

اتخاذ القرار:

يتم اتخاذ القرار من خلال المقارنة بين القيمة المحسوبة والقيمة الجدولية

- اذا وقعت القيمة المحسوبة في منطقة القبول نقبل الفرضية الصفرية ونرفض الفرض البديل
- اذا وقعت القيمة المحسوبة في منطقة الرفض نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرض البديل .

اختبارات الفرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين

يمكن التمييز بين حالتين:

- اختبارات الفرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين مستقلتين
- اختبارات الفرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين غير مستقلتين
- اختبارات الفرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين مستقلتين

يمكن التمييز بين حالتين:

- التوزيعات الطبيعية المستقلة المعروفة التباين

- التوزيعات الطبيعية المستقلة المجهولة التباين

ويتم صياغة الفرضيات ومنطقة القبول والرفض كمايلي			إحصاء الاختبار هي	القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار			
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$Z_c = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$			المعلومات التباين الطبيعية المستقلة
$Z_0 \notin \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$Z_0 \in \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$					في حالة العينات الكبيرة او الصغيرة
$Z_0 > Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \leq Z_{1-\alpha}$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$					
$Z_0 < -Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \geq -Z_{1-\alpha}$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 < 0$	$Z_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$	$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$			التوزيعات الطبيعية المستقلة المجهولة التباين
							إذا كان حجم العينة $n \geq 30$
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$T_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$	$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2}$	σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين وغير متساويين ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$)		
$T_0 \notin \left[-t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}, t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}\right]$	$T_0 \in \left[-t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}, t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}\right]$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$					
$T_0 > T_{1-\alpha, \vartheta}$	$T_0 \leq T_{1-\alpha, \vartheta}$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$					
$T_0 < -T_{1-\alpha, \vartheta}$	$T_0 \geq -T_{1-\alpha, \vartheta}$	$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$ $H_1: \mu_1 - \mu_2 < 0$	$T_0 = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$	$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_P \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2}$	σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين و متساويين ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$)		
$\vartheta = n_1 + n_2 - 2$		درجة الحرية ϑ			يستبدل σ^2 بـ S_P^2 حيث:		
					$S_P^2 = \frac{S_1^2(n_1 - 1) + S_2^2(n_2 - 1)}{n_1 + n_2 - 2}$		أحدهما أقل من 30 أو $n_1, n_2 < 30$

اختبارات الفرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين غير مستقلتين

ويتم صياغة الفرضيات ومنطقة القبول والرفض كمايلي			القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار	إحصاء الاختبار هي	
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$Z_0 = \frac{\bar{D}}{\frac{\sigma_D}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$	$Z = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{\sigma_D}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$	$n \geq 30$
$Z_0 \notin \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$Z_0 \in \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d \neq 0$			
$Z_0 > Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \leq Z_{1-\alpha}$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d > 0$			
$Z_0 < -Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \geq -Z_{1-\alpha}$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d < 0$			
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$T_0 = \frac{\bar{D}}{\frac{S_D}{\sqrt{n}}}$	$T = \frac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$	$n < 30$
$T_0 \notin \left[-t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}, t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}\right]$	$T_0 \in \left[-t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}, t_{1-\frac{\alpha}{2}, \vartheta}\right]$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d \neq 0$			
$T_0 > T_{1-\alpha, \vartheta}$	$T_0 \leq T_{1-\alpha, \vartheta}$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d > 0$			
$T_0 < -T_{1-\alpha, \vartheta}$	$T_0 \geq -T_{1-\alpha, \vartheta}$	$H_0: \mu_d = 0$ $H_1: \mu_d < 0$			
$\vartheta = n - 1$		درجة الحرية ϑ			

اختبار الفرضيات حول النسبة في المجتمع

إحصاء الاختبار هي	القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار
-------------------	---------------------------------

منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$Z_0 = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 q_0}{n}}}$	$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} \sim N(0,1)$
$Z_0 \notin \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$Z_0 \in \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$H_0: p = p_0$ $H_1: p \neq p_0$		
$Z_0 > Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \leq Z_{1-\alpha}$	$H_0: p = p_0$ $H_1: p > p_0$		
$Z_0 < -Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \geq -Z_{1-\alpha}$	$H_0: p = p_0$ $H_1: p < p_0$		

اختبار الفرضيات حول الفرق بين نسبتي مجتمعين

			إحصاء الاختبار هي	القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$Z_0 = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) ((1-p)p)}}$ ويمكن أن نستبدل p بتقديرها غير المتحيز \hat{p} بحيث: $\hat{p} = \frac{x + y}{n_1 + n_2}$ وتصبح قيمة الإحصاء: $Z_0 = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) ((1-\hat{p})\hat{p})}}$
$Z_0 \notin \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$Z_0 \in \left[-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right]$	$H_0: p_1 = p_2$ $H_1: p_1 \neq p_2$		
$Z_0 > Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \leq Z_{1-\alpha}$	$H_0: p_1 = p_2$ $H_1: p_1 > p_2$		
$Z_0 < -Z_{1-\alpha}$	$Z_0 \geq -Z_{1-\alpha}$	$H_0: p_1 = p_2$ $H_1: p_1 < p_2$		

اختبار الفرضيات حول تباين مجتمع:

			القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار	إحصاء الاختبار هي
منطقة رفض H_0	منطقة قبول H_0	الفرضيات	$\lambda_0^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \lambda_{n-1}^2$
$\lambda_0^2 \notin \left[\lambda_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2, \lambda_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \right]$	$\lambda_0^2 \in \left[\lambda_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2, \lambda_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \right]$	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$		
$\lambda^2 > \lambda_{\alpha, n-1}^2$	$\lambda^2 \leq \lambda_{\alpha, n-1}^2$	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$		
$\lambda^2 > \lambda_{1-\alpha, n-1}^2$	$\lambda^2 \leq \lambda_{1-\alpha, n-1}^2$	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$		

اختبار الفرضيات حول تساوي تبايني مجتمعين

وتكون قاعدة اتخاذ القرار إذا كانت الفرضية البديلة ذات الطرفين على الشكل التالي:	الفرضيات تكون حسب الحالات التالية:	القيمة المحسوبة لاحصاء الاختبار	إحصاء الاختبار هي
$\left(F_0 \in \left[F_{\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}, F_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1} \right] \Rightarrow H_0 \text{ مقبولة}$ $\left(F_0 \notin \left[F_{\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}, F_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1} \right] \Rightarrow H_0 \text{ مرفوضة}$	$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ $H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ أو $H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F_0 = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$