

معادلات مادة التحليل الإحصائي

$f_N(A) = \frac{N_A}{N_\Omega}$ $P(A) = \frac{N_A}{N_\Omega}$	التكرار النسبي	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$f_N(A \cup B) = f_N(A) + f_N(B)$ $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$	الحوادث المتنافية	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$	الحوادث غير متنافية	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$P(A_1 A_2) = \frac{P(A_1 \cap A_2)}{P(A_2)}$	الاحتمال الشرطي	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) P(A_2)$	الحادثين المستقلين A1 و A2 فإن احتمال حدوثهما معاً هو	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$n! = n(n-1)(n-2)(n-3)$ $6! = 6(5)(4)(3)(2)(1) = 720$	المضروب مثال	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$P_r^n = \frac{n!}{(n-r)!}$	التباديل	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$C_r^n = \frac{n!}{r!}$ <p>تختلف التوافيق عن التباديل في أن التباديل تأخذ ترتيب المفردات في الاعتبار بينما لا تهتم التوافيق بترتيبها.</p>	التوافيق	الحاضرة ٢ الجزء ٢
$P(A_r B) = \frac{P(A_r)P(B A_r)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B A_i)} \quad 1 \leq r \leq n$	نظرية بايز (Bayes' Theorem)	الحاضرة ٢ الجزء ٢

<p>هو الذي يبين احتمالات حدوث القيم التي يمكن أخذها المتغير، والتي ترتبط باحتمالات النتائج الممكنة في فراغ العينة، وبمعنى آخر هو التكرار النسبي للقيم التي يمكن أن يأخذها المتغير.</p>	<p>التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي المنفصل</p>	<p>الحاضرة ٣</p>
$\mu = \sum x_i f(x_i)$	<p>يرمز للوسط الحسابي للمتغير العشوائي المنفصل بالرمز (ميو)، ويحسب بتطبيق المعادلة التالية:</p>	<p>الحاضرة ٣</p>
$\sigma^2 = \sum (x_i - \mu)^2 f(x_i) = \sum x_i^2 f(x_i) - \mu^2$	<p>وأما التباين ويرمز له بالرمز (سيجما^٢)، فيحسب بتطبيق المعادلة التالية:</p>	<p>الحاضرة ٣</p>
<p>هو الذي يأخذ قيما متصلة، ويأخذ عدد لانهائي من القيم الممكنة له داخل مجاله</p>	<p>المتغير العشوائي المستمر</p>	<p>الحاضرة ٣</p>
$\mu = E(x) = \int_a^b xf(x)dx$ $\sigma^2 = E(x^2) - \mu^2 , E(x^2) = \int_a^b x^2 f(x) dx$	<p>الوسط الحسابي والتباين للمتغير العشوائي المستمر</p>	<p>الحاضرة ٣</p>
$P(X) = \frac{n!}{X!(n-X)!} P^X (1-P)^{n-X}$	<p>توزيع ذو الحدين</p>	<p>الحاضرة ٤</p>
$\mu = np$	<p>متوسط توزيع ذي الحدين</p>	<p>الحاضرة ٤</p>
$\sigma^2 = np(1-p)$	<p>تباين ذو الحدين</p>	<p>الحاضرة ٤</p>

$\sigma = \sqrt{np(1-p)}$	الانحراف المعياري لذو الحدين	المحاضرة ٤
$P(x) = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}$ <p style="text-align: center;">, $x = 0, 1, 2, \dots$</p>	توزيع بواسون	المحاضرة ٤
$\sigma^2 = \mu$	في توزيع بواسون، فإن التباين يساوي الوسط الحسابي	المحاضرة ٤
$\sigma = \sqrt{\mu}$	الانحراف المعياري لبواسون	المحاضرة ٤
$V.C = \frac{\sigma}{\mu} \times 100$	معامل الاختلاف النسبي	المحاضرة ٤
$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, -\infty < x < \infty, \pi = 22.17$	دالة كثافة الاحتمال	المحاضرة ٥
$p(x_1 < x < x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx = \int_{x_1}^{x_2} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx$	كيفية حساب الاحتمالات	المحاضرة ٥
$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$	التوزيع الطبيعي القياسي المعياري	المحاضرة ٥
$t = X - \mu / (s/n)$	توزيع t	المحاضرة ٥

تساوي (n-1)	درجة حرية المتغير العشوائي t	الحاضرة ٥
يساوي صفر لكل درجات الحرية (n-1) . وهذا يعني أن $\mu = 0$	متوسط المتغير العشوائي t	الحاضرة ٥
لدرجات حرية أكبر من اثنين يساوي : $\sigma = s/s-2$	الانحراف المعياري للمتغير العشوائي t	الحاضرة ٥
مجموع (تربيع الفرق بين قيم العينة عن متوسطها) / حجم العينة - ١ $S^2 = \frac{\sum (x-\mu)^2}{n-1}$	الاستدلال على خصائص مجتمع الدراسة (أ) التباين =	الحاضرة ٦
وهو الجذر التربيعي للتباين $S = \sqrt{\frac{\sum (x-\mu)^2}{n-1}}$	(ب) الانحراف المعياري	الحاضرة ٦
حيث ان: (N) = حجم مجتمع العينة و (n) = حجم العينة $SE = \left[\frac{S}{\sqrt{n}} \right] \left[\sqrt{1 - \left(\frac{n}{N} \right)} \right]$	تقدير قيمة الخطأ المعياري في الانحراف المعياري للعينة	الحاضرة ٦
$SE = \frac{S}{\sqrt{n}}$	عندما يكون حجم مجتمع العينة مجهولا	الحاضرة ٦
$SE = \frac{S}{\sqrt{n^2}}$	عندما يكون حجم العينة أكثر من (١٠٠)	الحاضرة ٦
$SE = [S] \left[\sqrt{\frac{n}{(n-1)}} \right]$	ويقدم كريكوري تعديل بيسل عندما يكون حجم العينة اقل من (٣٠)	الحاضرة ٦

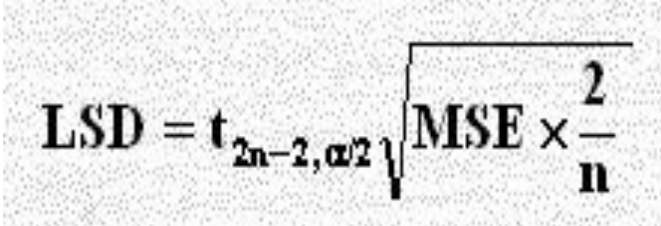
$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z\sigma_{\bar{x}}$	تقدير متوسط مجتمع	الحاضرة ٧
$n = \frac{Z^2 \sigma^2}{e^2}$	تحديد حجم العينة	الحاضرة ٧
$S^2 = \sqrt{(P(100 - P))}$	قيمة التباين في النسب	الحاضرة ٧
$n = \left[\frac{(Z)(S^2)}{e} \right]^2$	النسبة المئوية للخاصية موضع الدراسة	الحاضرة ٧
$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad , \quad \mu_{\bar{X}} = \mu$	إذا أخذنا عينات متكررة حجمها n من مجتمع ما فإن لها متوسط وانحراف معياري كالتالي:	الحاضرة ٧
$X = \mu$	الوسط الحسابي للعينة (الإحصائي) = الوسط الحسابي للمجتمع (المعلمة)	الحاضرة ٧
$S_x = \sigma_x$	الانحراف المعياري للعينة = الخطأ المعياري للمجتمع	الحاضرة ٧
$N^n = 4^2 = 16$	عدد العينات الممكن سحبها مع الإعادة يعطى بالعلاقة	الحاضرة ٧

مع الإرجاع	بدون إرجاع	
$\bar{X} = \frac{\sum x}{n}$	$\bar{X} = \frac{\sum x}{n}$	العينة
$\bar{X} = \frac{\sum fx}{n}$	$\bar{X} = \frac{\sum fx}{n}$	
$S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{X})^2}{n}}$	$S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{X})^2}{n}}$	
$S = \sqrt{\frac{\sum f(x - \bar{X})^2}{n}}$	$S = \sqrt{\frac{\sum f(x - \bar{X})^2}{n}}$	
$\mu = \frac{\sum x}{n}$	$\mu = \frac{\sum x}{n}$	المجتمع
$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \mu)^2}{n}}$	$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \mu)^2}{n}}$	

$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	تقدير متوسط المجتمع	الحاضرة ٨
$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z \frac{S}{\sqrt{n}}$	إذا كان الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف - فيمكن استخدام الانحراف المعياري للعينة S بدلا منه طالما كان حجم العينة كبيرا بدرجة كافية	الحاضرة ٨
$n = \frac{Z^2 \sigma^2}{e^2}$	تحديد حجم العينة	الحاضرة ٨
$n - 1$	درجات الحرية (V) ومنتطق (نيو)	الحاضرة ٩
١. أن يكون المجتمع المسحوبة منه العينة له توزيع طبيعي. ٢. والانحراف المعياري للمجتمع غير معروف (أو مجهول). ٣. والعينة صغيرة (حجمها أقل من 30 مفردة).	شروط توزيع t	الحاضرة ٩

$P = \hat{P} \pm Z \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n}}$	فترة تقدير النسبة	المحاضرة ٩
هو : " رفض فرض صحيح". ويرمز له بالرمز α .	الخطأ من النوع الأول Type I error	المحاضرة ١٠
هو " قبول فرض خاطئ". ويرمز له بالرمز β .	الخطأ من النوع الثاني Type II error	المحاضرة ١٠
يأخذ - عادة - شكل " يساوي" فمثلاً إذا كان المطلوب هو اختبار ما إذا كان متوسط عمر الناخب هو 20 سنة فإن هذا الفرض يصاغ كما يلي: $H_0: \mu = 20$	صياغة الفرض الصفري H_0	المحاضرة ١٠
يأخذ أحد أشكال ثلاثة إما : "لا يساوي" $H_1: \mu \neq 20$ أو "أكبر من" $H_1: \mu > 20$ أو "أقل من" $H_1: \mu < 20$	صياغة الفرض البديل H_1	المحاضرة ١٠
$Z_{\bar{X}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$	الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الكبيرة	المحاضرة ١٠
$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$	الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الصغيرة	المحاضرة ١٠
$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ اختبار Z-test	الاختبارات الاحصائية لعينة واحدة One Sample Test اختبار Z-test	المحاضرة ١١ الجزء ١
$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$ اختبار t-test	اختبار t-test	المحاضرة ١١ الجزء ١

$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$	<p>في حالة عدم تجانس التباين اختبار ولتيش Welch</p>	<p>الاختبارات الاحصائية لعينتين مستقلتين Independent Samples t-test</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>
$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$	<p>في حالة تجانس التباين</p>	<p>اختبار الفرق بين متوسطين</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>
$S^2 = \frac{[(n_1 - 1)(S_1^2)] + [(n_2 - 1)(S_2^2)]}{(n_1 + n_2) - 2}$	<p>ولتطبيق هذه العلاقة يلزمنا حساب قيمة الانحراف المعياري (S)</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>	
$S^2 = \frac{[(25 - 1)(2.27)^2] + [(25 - 1)(1.78)^2]}{(25 + 25) - 2} = 4.16$	<p>التباين</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>	
$F = \frac{S_g^2}{S_l^2}$	<p>وللتحقق من تجانس التباين</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>	
$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} - 2r \left(\frac{S_1}{\sqrt{n_1}} \right) \left(\frac{S_2}{\sqrt{n_2}} \right)}}$	<p>الاختبارات الاحصائية لعينتين غير مستقلتين (العينات المرتبطة) Paired Samples t-test</p>	<p>الحاضرة ١١ الجزء ٢</p>	
<p>١. نجمع قيم كل متغير للحصول على $\sum X$ لكل متغير . ٢. نربع كل درجة في كل متغير للحصول على X^2 لكل متغير . ٣. نجمع قيم مربع كل درجة للحصول على $\sum X^2$ لكل متغير . ٤. نربع مجموع كل متغير للحصول على $(\sum X)^2$ لكل متغير . ٥. نحسب متوسط كل متغير من خلال العلاقة : $\bar{X} = \frac{\sum x}{n}$ ٦. نحسب مجموع المربعات الكلي Total Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية : $Total..SS = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{n}$</p>	<p>خطوات تحليل التباين الأحادي One Way ANOVA</p>	<p>الحاضرة ١٢ الجزء ١</p>	

<p>٧. نحسب مجموع المربعات بين المجموعات Between Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية:</p> $Between..SS = \sum \frac{(\sum X_g)^2}{n_g} - \frac{(\sum X)^2}{n}$ <p>٨. نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات Within Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية:</p> $Within..SS = \sum \left[\sum X_g^2 - \frac{(\sum X_g)^2}{n_g} \right]$ <p>٩. نحسب درجات الحرية بين المجموعات Between groups degrees of freedom من خلال العلاقة التالية:</p> <p>a. $K - 1$ حيث K تعني عدد المجموعات .</p> <p>b. و درجات الحرية داخل المجموعات Within groups degrees of freedom من خلال العلاقة التالية:</p> <p>c. $n - K$ حيث n تعني عدد الأفراد أو الاستجابات في المجموعات موضع الدراسة . و K تعني عدد المجموعات .</p> <p>d. و درجات الحرية الكلية Total degrees of freedom من خلال العلاقة التالية:</p> <p>e. $n - 1$ حيث n تعني عدد الأفراد أو الاستجابات في المجموعات موضع الدراسة .</p> <p>١٠. نحسب التباين بين المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات بين المجموعات Between mean square وذلك من خلال العلاقة التالية:</p> $Beween..groups..mean..square = \frac{Between..SS}{K - 1} \quad .a$ <p>١١. نحسب التباين داخل المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات داخل المجموعات Within mean square وذلك من خلال العلاقة التالية:</p> $Within..groups..mean..square = \frac{Within..SS}{(n - K)} \quad .a$ <p>١٢. نحسب قيمة F من خلال العلاقة التالية:</p> $F = \frac{Between..groups..mean..square}{Within..groups..mean..square} \quad .a$		
	<p>طريقة Least Significant difference للمقارنة بين متوسطين</p>	<p>الحاضرة ١٢ الجزء ١</p>

<p>□ وضع فرض العدم والفرض البديل. صيغة الفرضية الصفرية كالتالي: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$ في حين تفترض الفرضية البديلة التالي : متوسطان على الأقل غير متساويين : H_A</p> <p>□ تحديد مستوى الدلالة (α) : ونحدد مستويات المعنوية سلفاً وهي عادة إما 0.05 أو 0.01</p> <p>□ حساب إحصائية الاختبار (F) وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية:</p> <p>✓ نجمع قيم كل متغير للحصول على $\sum X$ لكل متغير . ✓ نربح كل درجة في كل متغير للحصول على X^2 لكل متغير . ✓ نجمع قيم مربع كل درجة للحصول على $\sum X^2$ لكل متغير . ✓ نربح مجموع كل متغير للحصول على $(\sum X)^2$ لكل متغير . ✓ نحسب متوسط كل متغير من خلال العلاقة : $\bar{X} = \frac{\sum x}{n}$ ✓ مجموع المربعات الكلي Total Sum of Squares = $Total..SS = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{(n_g)(k)}$ ✓ مجموع المربعات داخل المجموعات = Within Sum of Squares $Within..SS = \sum \left[\sum X_g^2 - \frac{(\sum X_g)^2}{n_g} \right]$ ✓ نقوم بعد ذلك بجمع نواتج هذه المعادلات لنحصل على مجموع المربعات داخل المجموعات كالتالي: <i>Within sum of squares</i> ✓ ثم نقوم بحساب مجموع المربعات بين المجموعات من خلال العلاقة التالية : $Between SS = Total SS - Within SS$</p>	<p>خطوات طريقة Least Significant difference</p>	<p>المحاضرة ١٢ الجزء ١</p>												
$r = \frac{\sum XY - \frac{(\sum X)(\sum Y)}{n}}{\sqrt{\left(\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{n} \right) \left(\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{n} \right)}}$	<p>معامل ارتباط بيرسون</p>	<p>المحاضرة ١٢ الجزء ٢</p>												
<table border="1" data-bbox="178 1675 1098 1944"> <thead> <tr> <th>قيمة معامل الارتباط</th> <th>نوع العلاقة</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>١+</td> <td>طردية كاملة</td> </tr> <tr> <td>+ كسر (قيمة موجبة)</td> <td>طردية ناقصة</td> </tr> <tr> <td>صفر</td> <td>صفرية</td> </tr> <tr> <td>- كسر (قيمة سالبة)</td> <td>عكسية ناقصة</td> </tr> <tr> <td>١-</td> <td>عكسية كاملة</td> </tr> </tbody> </table>	قيمة معامل الارتباط	نوع العلاقة	١+	طردية كاملة	+ كسر (قيمة موجبة)	طردية ناقصة	صفر	صفرية	- كسر (قيمة سالبة)	عكسية ناقصة	١-	عكسية كاملة	<p>أنواع العلاقات بين المتغيرات كما يصفها معامل الارتباط:</p>	
قيمة معامل الارتباط	نوع العلاقة													
١+	طردية كاملة													
+ كسر (قيمة موجبة)	طردية ناقصة													
صفر	صفرية													
- كسر (قيمة سالبة)	عكسية ناقصة													
١-	عكسية كاملة													

$r_s = 1 - \frac{6 \left(\sum d^2 \right)}{n \left(n^2 - 1 \right)}$	معامل سبيرمان لارتباط الرتب	
<p>والتي لها توزيع t بدرجات حرية n - 2 .</p> $T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}}}$	اختبار أن معامل ارتباط المجتمع يساوي الصفر	الحاضرة ١٢ الجزء ٢
$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)$	اختبار كروسكال واليس Kruskal- Wallis Test	الحاضرة ١٣
$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$	توزيع كاي تربيع χ^2	الحاضرة ١٤
$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	اختبار مربع كاي لجودة التوفيق Testing of Goodness of Fit	الحاضرة ١٤
$D = \max F_n(X) - F_0(X) $	اختبار كولومجروف سيمرنوف لجودة التوافق	الحاضرة ١٤

تم بحمد الله

اسأل الله العظيم رب العرش العظيم ان يتقبل و يبارك في العمل

دعواتكم لي بالتوفيق في الدنيا والآخرة ولذريتي بالصالح والهداية ولوالدي بالجنة