

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
$C_r^n = \frac{n!}{r!}$ تختلف التوافيق عن التباديل في أن التباديل تأخذ ترتيب المفردات في الاعتبار بينما لا تهتم التوافيق بترتيبها.	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

المحاضرة ٣	التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي المنفصل	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.
المحاضرة ٣	يرمز للوسط الحسابي للمتغير العشوائي المنفصل بالرمز (ميو)، ويحسب بتطبيق المعادلة التالية:	$\mu = \sum x_i f(x_i)$
المحاضرة ٣	وأما التباين ويرمز له بالرمز (سيجما)²، فيحسب بتطبيق المعادلة التالية:	$\sigma^2 = \sum (x_i - \mu)^2 f(x_i) = \sum x_i^2 f(x_i) - \mu^2$
المحاضرة ٣	المتغير العشوائي المستمر	هو الذي يأخذ قيما متصلة، ويأخذ عدد لانهاضي من القيم الممكنة له داخل مجاله
المحاضرة ٣	الوسط الحسابي والتباين للمتغير العشوائي المستمر	$\mu = E(x) = \int_a^b x f(x) dx$ $\sigma^2 = E(x^2) - \mu^2, E(x^2) = \int_a^b x^2 f(x) dx$
المحاضرة ٤	توزيع ذو الحدين	$P(X) = \frac{n!}{X!(n-X)!} P^X (1-P)^{n-X}$
المحاضرة ٤	متوسط توزيع ذي الحدين	$\mu = np$
المحاضرة ٤	تباين ذو الحدين	$\sigma^2 = np(1-p)$

$\sigma = \sqrt{np(1-p)}$	الانحراف المعياري لذو الحدين	الحاضرة ٤
$P(x) = \frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}$, $X = 0,1,2,\dots$	توزيع بواسون	الحاضرة ٤
$\sigma^2 = \mu$	في توزيع بواسون، فإن التباين يساوي الوسط الحسابي	الحاضرة ٤
$\sigma = \sqrt{\mu}$	الانحراف المعياري لبواسون	الحاضرة ٤
$V.C = \frac{\sigma}{\mu} \times 100$	معامل الاختلاف النسبي	الحاضرة ٤
$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, -\infty < x < \infty, \pi = 22/7$	دالة كثافة الاحتمال	الحاضرة 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	الحاضرة ٥
$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$	التوزيع الطبيعي القياسي المعياري	الحاضرة ٥
$t = \frac{X - \mu}{(s/n)}$	توزيع t	الحاضرة ٥

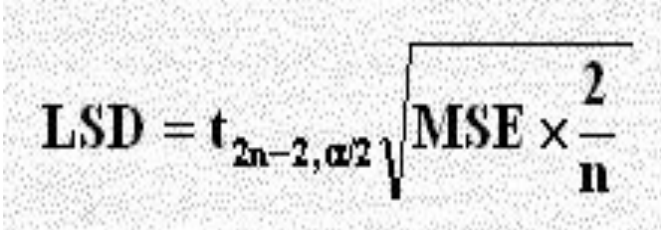
المحاضرة ٥	درجة حرية المتغير العشوائي t	تساوي (n-1)
المحاضرة ٥	متوسط المتغير العشوائي t	يساوي صفر لكل درجات الحرية (n-1) . وهذا يعني أن $\mu = 0$
المحاضرة ٥	الانحراف المعياري للمتغير العشوائي t	لدرجات حرية أكبر من اثنين يساوي : $\sigma = s/s-2$
المحاضرة ٧	الاستدلال على خصائص مجتمع الدراسة (أ) التباين =	مجموع (تربيع الفرق بين قيم العينة عن متوسطها) / حجم العينة - ١ $S^2 = \frac{\sum (x - \mu)^2}{n - 1}$
المحاضرة ٧	ب) الانحراف المعياري	وهو الجذر التربيعي للتباين $S = \sqrt{\frac{\sum (x - \mu)^2}{n - 1}}$
المحاضرة ٧	تقدير قيمة الخطأ المعياري في الانحراف المعياري للعينة	حيث أن: (N) = حجم مجتمع العينة و (n) = حجم العينة $SE = \left[\frac{S}{\sqrt{n}} \right] \left[\sqrt{1 - \left(\frac{n}{N} \right)} \right]$
المحاضرة ٧	عندما يكون حجم مجتمع العينة مجهولا	$SE = \frac{S}{\sqrt{n}}$
المحاضرة ٧	عندما يكون حجم العينة أكثر من (١٠٠)	$SE = \frac{S}{\sqrt{n^2}}$
المحاضرة ٧	ويقدم كريكوري تعديل ببس عندما يكون حجم العينة اقل من (٣٠)	$SE = \left[S \right] \left[\sqrt{\frac{n}{(n-1)}} \right]$

$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z\sigma_{\bar{X}}$	تقدير متوسط مجتمع	الحاضرة ٧
$n = \frac{Z^2 \sigma^2}{e^2}$	تحديد حجم العينة	الحاضرة ٧
$S^2 = \sqrt{(P(100 - P))}$	بقيمة 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
$\bar{X} = \mu$	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
$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \mu)^2}{n}}$	$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \mu)^2}{n}}$	
$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$		المحاضرة ٨ تقدير متوسط المجتمع
$\hat{\mu} = \bar{X} \pm Z \frac{S}{\sqrt{n}}$		المحاضرة ٨ إذا كان الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف - فيمكن استخدام الانحراف المعياري للعينة S بدلا منه طالما كان حجم العينة كبيرا بدرجة كافية
$n = \frac{Z^2 \sigma^2}{e^2}$		المحاضرة ٨ تحديد حجم العينة
n - 1		المحاضرة ٩ درجات الحرية (V) وتنطق (نيو)
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).		المحاضرة ٩ شروط توزيع t

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

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

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

المحاضرة ١٢ الجزء ١	خطوات طريقة Least Significant difference	□ 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 □ تحديد مستوى الدلالة (α) : وتحدد مستويات المعنوية سلفاً وهي عادة إما 0.05 أو 0.01 □ حساب إحصائية الاختبار (F) وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية: ✓ نجمع قيم كل متغير للحصول على $\sum X$ لكل متغير . ✓ نربع كل درجة في كل متغير للحصول على X^2 لكل متغير . ✓ نجمع قيم مربع كل درجة للحصول على $\sum X^2$ لكل متغير . ✓ نربع 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 : <i>Between SS= Total SS - Within SS</i>												
المحاضرة ١٢ الجزء ٢	معامل ارتباط بيرسون	$r = \frac{\sum XY - \frac{(\sum X)(\sum Y)}{n}}{\sqrt{\left(\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{n} \right) \left(\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{n} \right)}}$												
	أنواع العلاقات بين المتغيرات كما يصفها معامل الارتباط:	<table><tr><th>نوع العلاقة</th><th>قيمة معامل الارتباط</th></tr><tr><td>طردية كاملة</td><td>١+</td></tr><tr><td>طردية ناقصة</td><td>+ كسر (قيمة موجبة)</td></tr><tr><td>صفرية</td><td>صفر</td></tr><tr><td>عكسية ناقصة</td><td>- كسر (قيمة سالبة)</td></tr><tr><td>عكسية كاملة</td><td>١-</td></tr></table>	نوع العلاقة	قيمة معامل الارتباط	طردية كاملة	١+	طردية ناقصة	+ كسر (قيمة موجبة)	صفرية	صفر	عكسية ناقصة	- كسر (قيمة سالبة)	عكسية كاملة	١-
نوع العلاقة	قيمة معامل الارتباط													
طردية كاملة	١+													
طردية ناقصة	+ كسر (قيمة موجبة)													
صفرية	صفر													
عكسية ناقصة	- كسر (قيمة سالبة)													
عكسية كاملة	١-													

$r_s = 1 - \frac{6 \left(\sum d^2 \right)}{n \left(n^2 - 1 \right)}$	معامل سبيرمان لارتباط الرتب	
والتي لها توزيع t بدرجات حرية n - 2. $T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}}}$	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 \left F_n(X) - F_0(X) \right $	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 ولذيرتي بالصالح والهداية ولوالدي بالجنة