الفصل

٣

الأستدلال الأحصائى

- الأستدلال الأحصائى لعينتيه مستقلتين
- الأستدلال الأحصائى لعينتيه مترابطتين
- الأستدلال الأحصائى للتباين
- الأستدلال الأحصائى للتباين بأستخدام عينين مستقلين
- الأستدلال الأحصائى لأختبار بيرسون لعينة المجتمع الأصلى
- الأستدلال الأحصائى لمعاملات الأرتباط
- الأختبارات اللاربارامترية

الاستدلال الاحصائى لعينتين مستقلتين

يستخدم هذا النوع من الاحصاء للمقارنة بين متوسطين حسابين لعينتين مستقلتين وتأخذ هذه العمليات الخطوات الأتية:

١- فرض الدارسة:

الفرض الصفري

H_0: م − م٢ = صفر

الفرض البديل

H_1: م١ − م٢ ≠ صفر

٢- نفترض عشوائية التوزيع للعينتين وان العينة الأولى مستقلة تماماً عن العينة الثانية.

٣- يستخدم اختبار (ت) في صورته العامة لاختبار الفرض الصفري H_0. ضد الفرض البديلH_1 من المعادلة الأتية

$$ت = \frac{\bar{س}_1 - \bar{س}_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2(ن_1-1) + ع_2^2(ن_2-1)}{ن_1 + ن_2 - 2}\left(\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}\right)}} \quad ...(1)$$

حيث أن س١ = ، $\bar{س}_2$ = متوسطى العينة الأولى والثانية

ع١ ، ع٢ = الانحراف المعياري للعينة الأولى والثانية

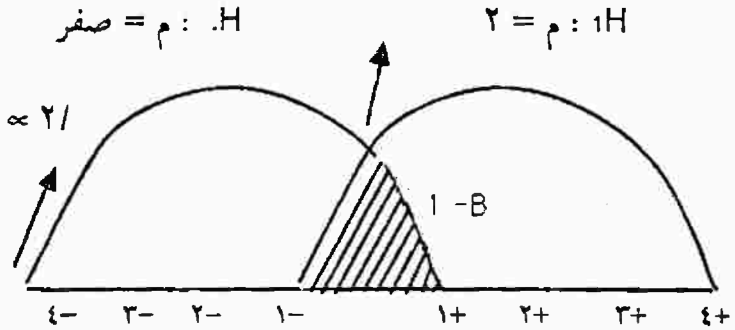
ن١، ن٢ = حجم العينة الأولى والثانية

٤- لأختبار الفرض الصفرى عند درجات حرية (ن١ + ن٢ −٢) ومستوى ثقة ٩٥٪ أو ٩٩٪ فإنه يتعين استخراج قيمة (ت) من الجداول الاحصائية

ومقارنة قيمة (ت) المحسوبة [illegible] (ت) [illegible] أكبر من (ت) الجدولية يتم رفض الفرض الصفري وقبول البديل. والعكس صحيح.

٥- لحسب حدود الثقة ١٠٠ $(\frac{\infty}{٢})$ ٪ من المتوسطات $\bar{س}_١ - \bar{س}_٢$.

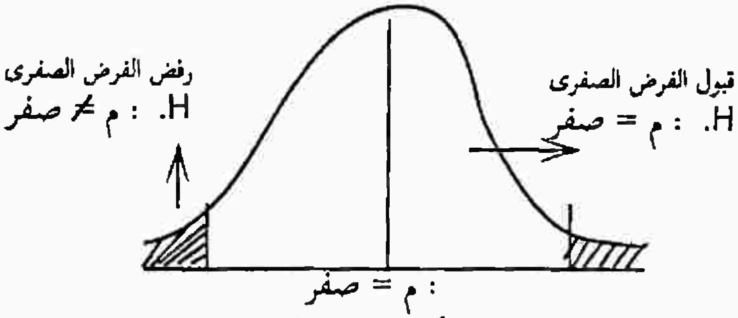
فاننا نستخدم القانونى التالى:



شكل رقم (١)

توزيعات العينة ت $= \frac{م - ٠}{ع_{س} / \sqrt{ن}}$

٦- يمكن قبول أو رفض الفرض الصفري من الشكل (٢)



شكل رقم (٢)

قيم رفض الفرض الصفري أو قبول هذ الفرض

H: م = صفر

٧- حدود الثقة

يمكن تحديد حدود الثقة من خلال معرفة المتوسط الحسابى، الانحراف المعيارى وحجم العينة. وهذا موضح في المعادلة رقم (٢)

$$\boxed{\bar{س} \pm \text{ت}\left(١ - \frac{\alpha}{٢}\right)، (ن - ١) \times \frac{ع_{ص}}{\sqrt{ن}}} \quad .... \; (٢)$$

حيث أن:

$\bar{س}$ = المتوسط الحسابي لعينة الدراسة

ن - ١ = درجة الحرية

ن = حجم العينة

$ع_{ص}$ = الانحراف المعياري

مثال رقمي:

نفترض انه طبق اختبار فى مادة علم النفس على فصل دراسي وكان المتوسط الحسابي = ١٠٠، والانحراف المعياري = ١٢٫٤٠.

احسب قيمة قيمة (ت) لطالب كانت درجة ١١٣٫٦٤

١- فروض الدراسة

الفرض الصفرى H: م = ١٠٠

الفرض البديل H_1 : م ١٠٠

٢- عند تطبيق المعادلة رقم (٢) نجد أن:

$$\text{ت} = \frac{١١٣٫٦٤ - ١٠٠}{١٢٫٤٠ / \sqrt{٢٠}} = ٥٫٥٠$$

٣- قيمة (ت) الجدولية عند مستوي ثقة ٩٩٫ ودرجات حرية ن-١= ١٩

[illegible] ٢٦٧ [illegible]

٤- حدود الثقة:

يمكن حساب حدود الثقة التي تم عندها رفض الفرض الصفرى ما يلي

$$١١٣٫٦٤ \pm ٢٫٧٩٦ \times \frac{١٢٫٤٥}{\sqrt{٢٥}} = ١١٣٫٦٤ \pm ٦٫٩٢$$

فاننا نستخدم القانونى التالى

$$\boxed{(\bar{س}_{١} - \bar{س}_{٢}) \pm (١ - \alpha/٢)،(ن_{١} - ن_{٢} - ٢)\ ع_{(\bar{س}_{١} - \bar{س}_{٢})}} \quad ..... (٣)$$

مثال رقمى:

في دراية جريت لمعرفة أثر طريقة التعلم البرنامجي والطريقي التقليدية في التدريس لمادة الحساب وكانت عينتى الدراسي مكون من ٢٥ طالباً وطالبة وكانت نتائج الدراسة في التحصيل الدراسي للعينتين كالاتى:

العينة الاولى	العينة الثانية
(طريقة التعلم البرنامجى)	(الطريقة التقليدية)
$ن_{١} = ٢٥$	$ن_{١} = ٢٥$
$م_{١} = ٧٫٦٥$	$م_{٢} = ٦$
$ع_{١} = ٦٫٥٠$	$ع_{٢} = ٥٫٩٠$

١- فروض الدراسة

الفرض الصفري H يمكن أن يصاغ في الصورة الاتية

«لاتوجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسط المجموعة التى استخدمت الطريقة التقليدية بطريقة التعلم البرنامجى

ويصاغ الفض الصفرى (احصائيا) كالاتى:

$$H_{.}: \bar{س}_{١} - \bar{س}_{٢} = صفر$$

الفرض البديل

H_1: $\bar{س}_1 - \bar{س}_2 \neq$ صفر

٢- باستخدام المعادلة رقم (١)

$$ت = \frac{٧٫٦٥ - ٦٫٠٠}{\sqrt{\frac{٦٫٥٠ (٤) + ٥٫٩٠ (٢٤)}{ن_1 + ن_2 - ٢} \left(\frac{١}{٢٥} + \frac{١}{٢٥}\right)}} = ٢٫٣٤$$

قيمة (ت) الجدولية عند درجات حرية ٤٨، مستوي ثقة ٩٥٪ فانها تساري ٢٫٠١

٣- اتخاذ القرار

عند مقارنة (ت) المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية نجد أن يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل. بمعني انه يوجد فرق دال احصائياً عن مستوى ثقة ٩٥٪ ولصالح طريقة التعلم البرنامجي

٤- حدود الثقة:

يمكن حساب حدود الثقة من القانون رقم (٣)

$(س_1 - س_2) + (٤٨٫٩٧٥،)$ (ع $س_1 - س_2$)

$(٣٫٠٧ ، ٢٣) = (٫٧٠٥) (٢٫٠١) + ١٫٦٥$

الاستدلال الاحصائى لعينتين مترابطتين

ب- الفرض البديل

H_0: $م_1 - م_2 =$ صفر

٢- نفترض ان لدينا عينة عشوائية تم اختيارها من المجتمع الاصلي

٣- التقييم التجريبي عبارة عن القياس القبلي والقياس البعدى

٤- تحسب قيمة ق في هذا التقييم وهو عبارة عن الفرق بين المتوسط الحسابى فى القياس من المعادلة رقم (٦).

$$\bar{ق} = \frac{\text{مج } س_1 - \text{مج } س_2}{ن} \qquad \ldots\ldots (٣)$$

حيث ان $\bar{ق}$ = المتوسط الحسابي لقيم ر٨

مج $س_1$ – مج $س_2$ = مجموع الفرق بين قيم $س_1$، $س_2$

ن= حجم العينة

٥- يمكن تطبيق اختبار (ت) لاختبار صحة الفرض الصفري

$$ق = \frac{\bar{ق}}{\sqrt{ع_ن \sqrt{ن}}} \qquad \ldots\ldots (٤)$$

٦- عند اختبار الفرض الصفرى $\bar{س}_1 - \bar{س}_2$ = صفر ضد الفرض البديل $\bar{س}_1 - \bar{س}_2 \neq$ صفر اذا كانت القيمة المحسوبة (ت) اكبر من القيمة المستخرجة من الجداول الاحصائية عند مستوى دلالة احصائية (α) ودرجات حرية ن –١ . هذا يعنى اننا نرفض الفرض الصفرى H.، ونقبل الفرض البديل H 1.

٧- القيم الحرجة لاختبار (ت) المستخرجة من الجداول الاحصائية عند مستوي دلالة، تكون القيم كما يلي:

(– ت)	(ت+)
$(1 - \alpha/2)$، ن–١	$1-(\alpha/2)$ ، ن–١

٨- حدود الثقة ١٠٠ (١–) ٪ حول قيمة $\bar{ق}$ تصاغ كما يلي

$$\bar{ق} \pm 1-(\alpha/2)\text{، ن}-1) \frac{ع_ق}{\sqrt{ن}} \qquad \ldots\ldots (٥)$$

مثال رقمي:

فى دراسة قام بها أحد الباحثين لمعرفة أثر التعليم على سماتِ الشخصية لطلاب المرحلة الجامعية. حيث طبق اختبار سمات الشخصية على نفس

العينة بالسنة الأولي والسنة الثانية ولمعرفة فروق متوسط الدرجات، فان الباحث اتبع الخطوات الاتية:

١- فروض الدراسة

الفرض الصفرى H = $\bar{س}_1 - \bar{س}_2$ = صفر

الفرض البديل H_1 = $\bar{س}_1 - \bar{س}_2 \neq$ صفر

٢- يحسب المتوسط الحسابي للمجموعتين موضع الدراسة حيث كانت نتائج الدراسة كما يلي

$$ق = \frac{مج\ س_1 - مج\ \bar{س}_2}{ن} = ٧٫٠٢$$

يحسب الانحراف المعياري لفرق الدرجات من المعادلة الاتية:

$$\boxed{ع_ق = \sqrt{\frac{مج\ ق^2}{ن} - \left(\frac{مج\ ق}{ن}\right)^2}} \quad .... (٦)$$

حيث $ع_ق$ = ٨٫٠٢

٣- عند استخدام المعادلة رقم (٧) لاختبار الفرض الصفرى H.

ضد الفرض البديل 1H.

$$ت = \frac{\bar{ق}}{ع_ن / \sqrt{ن}} = \frac{٧٫٢٠}{٨٫٠٢ / \sqrt{١٠٠}} = ٨٫٨٩$$

٤- تستخرج قيمة (ت) الجدولية عند مستوي (٠٫٠٥) ودرجات حرية (ن - ١ = ٩٩) وهي تساوى ٢٫٦٤

٥- اتخاذ القرار

يـــرى (Glass and Stanley, 1965) انه الفرض الصفرى يتم رفضه عند مستوى دلاله احصائية ٠٥ر ودرجات حرية ٠٩٩٠ وقبول الفرض البديل. وهذا يدل على ان طلاب السنة الثانية قد حصلوا علي درجات في قائمة

الشخصية من طلاب السنة الأولي. وهذا يدل علي اناالتعليم الجامعي له اثر لي سمات الشخصية.

٦- حدود الثقة:

تتحدد حدود الثقة بالمعادلة الاتية

$$ق \pm ت \left(\frac{ع\ ن}{\sqrt{ن}} \right)$$

$$٧٫٢٠ + ٢٫٦٤ \left(\frac{٨٫٠٢}{\sqrt{١٠٠}} \right) = (-١٤٫٩،\ -٤٫٩٠)$$

ملاحظة هامة:

يمكن استخدام النسبة الحرجة لمعرفة الفروق بين المتوسطين الحسابين من المعادلة الاتية

$$\boxed{\text{النسب الحرجة} = \frac{س١ - س٢}{\sqrt{ع_{١}^{٢} + ع_{١}^{٢} - ٢\ ر_{١٢}\ ع_{١}\ ع_{٢}}}} \quad \text{...... (٧)}$$

حيث ان $س_{١}$، $س_{٢}$ = المتوسط الحسابي لعينتى الدراسة

$ع_{١}$، $ع_{٢}$ - التباين الدرجات عينتى الدراسة

$ر_{١٢}$ = معامل الارتباط لعينتى الدراسة

ن = حجم العينة

... الاحصائى للتباين عندما يساوى مقدار ثابت (أ)

يحاول هذا النوع من الاختبار الأحصائى باختبار صحه الفروض المتعلقة بتباين العينه الأصلية. ولكى نتحقق من صحه فروض الدراسة فانه يتعين علينا تتبع الخطوات التاليه :

١ – فروض الدراسة

(أ) الفرض الصفرى : (بياين العينه الأصليه يساوي ثابت مقدار ثابت (أ)

(ب) الفرض البديل : تباين العينه الأصلية لا تساوى المقدار الثابت (أ)

H_0 : ع^2 = أ

H_1 : ع^2 ≠ أ

٢ – يستخدم اختيار مربع كاى (كا٢) لاختبار الفرض الصفرى H_0. ضد الفرض البديل H_1. وهذا موضح فى المعادلة رقم (٨)

$$\boxed{\text{كا}^2 = \frac{(\text{ن}-1)\ \text{ع}^2}{\text{أ}}} \qquad \ldots\ldots\ldots \quad (8)$$

حيث ان : ع^2 = التباين للعينه الاصليه

أ = المقدار الثابت المراد دراسته

ن = حجم العينه

ملحوظه عامة :

لكى يطبق اختبار (كا٢) لابد ان نتحقق من الشرطيين التاليين :

أ – لاتغير المراد دراسته لابد ان كون موزعا توزيعا اعتداليا

ب – اختبار العينه لابد وان يتم بطريقه عشوائيه

مثال رقمى :

نفترض ان لدينا عينه كان التباين قدره ٢١٫٤٠ فى درجات علم النفس. ثم سحب عينه عددها (٩) طلاب وكان درجه التباين لهم (١٠) ونود

معرفة تباين الأفراد (٩) بالعينه الكليه.

١ – فروض الدراسـة

H : ع^٢ = ١٠ H_1 : ع^٢ ≠ ١٠

٢ – لاختبار فروض الدراسة فانه تستخدم المعادلة رقم ١٠) حيث ان

$$كا٢ = \frac{(٩-١)\ ٢١{,}٤٠}{١٠} = ١٧{,}١٢$$

٣ – بالرجوع إلى الجداول الاحصائية لقيم كا٢ عند مستوى
(∝ = ١٠ر٠) ودرجات حرية (٩–١). فان كا٢ = ٤٩٩ر٣

٤ – اتخاذ القرار

يتضح انه يمكن رفض الفرض الصفرى لان قيمه كا٢ المحسوبة
١٢ر١٧ وهى أكبر من القيمه المستخرجه من الجداول الاحصائيه
٤٩٩ر٣

وبالتالى يمكن قبول الفرض البديل وهو عدم تساوى التباين للعينه
المسحوبه من العينه الاصليه ١

$$الاستدلال\ الاحصائى \quad \frac{ع_١^٢}{ع_٢^٢}$$

الأستدلال الأحصائى للتباين باستخدام عينتين مستقليتين

هذا النوع من الاستدلال الاحصائى يستخدم عندما تكون لدينا عينتين مستقلتين المراد دراسة التجانس لعينه عن طريق التباين.

فعلى سبيل المثال نفترض ان لدينا عيتين مستقلتين هما ن$_١$ ، ن$_٢$
هى مقارنه التباين للعينه الأولى بتباين العينه الثابته.

١ – فروض الدراسه

$H.$: ع$_١^٢$ – ع$_٢^٢$ = صفـــر

H_1: ع$_١^٢$ – ع$_٢^٢$ ≠ صفـــر

٢ – لاختيار الفرض الصفرى $H.$. ضد الفرض البديل H_1 . فاننا نستخدم

اختبار «ف» وهو عبارة عن النسبه بين التباين الكبير الى التباين الصغير وهو موضح بالمعادلة (٩)

$$ف = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{ع_{١}^{٢}}{ع_{٢}^{٢}} \quad .... (٩)$$

مثال رقمـــى :

فى دراسة لمعرفة أثر طريقتين مختلفتين فى تدريس ماده الحساب على تلاميذ المرحلة الابتدائية وبمقارنة التباين للمجموعتين، حيث وجد اختلاف الطريقتين وكانت النتائج كما يلى :

المجموعه الأولى	المجموعه الثانيه
$ن_{١}$ = ١٢	$ن_{٢}$ = ١٢
$ع_{١}^{٢}$ = ٨٫١٦	$ع_{١}^{٢}$ = ٩٠٫٤٥

١ – فرض الدراسه

$H_{.}$ $ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢}$ = صفـــــــــــر

H_{1} $ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢}$ ≠ صفـــــــــــر

٢ – استخدم الباحث اختبار ف لاختبار الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل H_1 واستخدام القانون (١١)

$$ف = \frac{ع_{١}^{٢}}{ع_{٢}^{٢}} = \frac{٩٠٫٤٥}{٨٫١٦} = ١١٠٨$$

وتستخرج قيمه (ف) من الجداول الاحصائيه عند درجات حريه ($ن_{١}$ – ١)، ($ن_{٢}$ – ١) = (١١,١١)، ومستوى دلاله احصائيه ٠٫٠٥ وهى تساوى ٣٫٤٧ بمقارنة قيمه «ف» الجدوليه ٣٫٤٧ بالقيمه المحسوبه ١١٫٠٨. فانه يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل.

الاستدلال الاحصائى $\frac{ع_{١}^{٢}}{ع_{٢}^{٢}}$ عند استخدام عينتين مترابطين

يستخدم هذا النوع الاحصاء فى حالة عينتين مترابطتين:

١ – فروض الدراســـــه

$ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢} =$ صفـــــر

$ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢} \neq$ صفـــــر

٢ – الاختبار المستخدم هو :

$$ت = \frac{ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢}}{\sqrt{\frac{٤ ع_{١}^{٢} ، ع_{٢}^{٢}}{ن - ٢} (١ - ر_{٢١}^{٢})}} \quad .... (١٠)$$

حيث ان $ع_{١}^{٢}$ ، $ع_{٢}^{٢}$ = تباين العينه الاولى والثانيه

ن = حجم العينه المستخدمه فى الدراسه

$ر_{٢١}$ = معامل الارتباط بين الاختبار الأول والثانيه

مثال رقمى

عند تطبيق مقياس الاتجاهات نحو الدراسه فى بداية الصف الدراسى الاول الجامعى ونهاية المفصل الدراسي. وكانت النتائج موضحه كالآتي :

التطبيق فى بدايه العام الدراسى	التطبيق فى نهايه العام الدراسى
$ع_{١}^{٢} = ١٣٤,٥٦$ ن = ٩٥	$ع_{٢}^{٢} = ٢٠١,٦٤$ ن = ٩٥
$ر_{٢١} = ,٨٧٦$	

عند تطبيق المعادلة رقم (١٠)

$$ت = \frac{٢٠١,٦٤ - ١٣٤,٥٦}{\sqrt{\frac{٤ (ع ٢٠١,٦٤)(١٣٤,٥٦)}{٩٥ - ٢} (١ - ٢,٨٧٦)}} = ٤,٠٧$$

تيمه ت انجدزيه ١,٦٦١ عند درجات حرية (٥٩ – ٢) وبدلاله احصائيه ٠٥ر٠ اتخاذ القرار :

يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل بسبب ان قيمه (ت) المحسوبه أكبر من قيمه (ت) الجدوليه.

الاستدلال الاحصائى لمعامل ارتباط

الأستدلال الأحصائى الأختبار بيرسون لعينه المجتمع الاصلى

هذا النوع من الاستدلال الاحصائى يهتم بدراسه العلاقه الارتباطيه بين متغيرين، وذلك لمعرفة الاقتران بين المتغيرين يتم بمحض الصدفه أو بطريقه مقصوده. ويمكن اتباع الخطوات الآتيه :

١ – الفرض الصفرى H_0 : $_{\text{س ص}} =$

H_1 : س $_{\text{س ص}} \neq$

٢ – نفترض أننا حصلنا على عينه عشوائيه عددها (ن) حاله حيث طبق عليهم اختيارين (س) ، (ص) وبالتالى فان معامل الارتباط $ر_{\text{س ص}}$.

٣ – لاختبار صحة الفرض الصفرى H_0 ضد الفرض البديل H_1 . تحسن قيمه معامل الارتباط $ر_{\text{س ص}}$ ، ثم تحول هذه الارتباط إلى معاملات ارتباط ونشر وبالتالى فان الاختبار الاحصائى يكون فى المعادلة (١١)

$$\boxed{\text{ذ} = \frac{\text{ذ}_{\text{ر}} - \text{ذ}_{\text{أ}}}{\sqrt{\dfrac{١}{\text{ن} - ٣}}}} \quad \text{.........................} \quad (١١)$$

حيث $ذ_{ر}$ عبارة عن ذا القيمه المحوله لمعامل الارتباط باستخدام معامل ارتباط فيشر

ذ أ عبارة عن ذ المحوله التى تقابل القيمه أ

ن عبارة عن عدد أفراد العينه

٤ – عندما يكون الفرض الصفرى H_0 حقيقى، بمعنى $ر_{\text{س ص}}$ = أ

وهذا يعنى ان (ذ) تتنوزع توزيعا اعتداليا حيث ان المتوسط الحسابى

يساوى (صفر) ، والانحراف المعيارى يساوى (١). أما إذا كان الفرض الصفرى H.

غير حقيقى يعنى ان $ر_{س ص}$ = أ. وبالتالى نجد ان المتوسط الحسابى = صفر . وكذلك الانحراف المعيارى = ١٠ر٠ وفى ضوء ذلك فالتوزيع لا يأخذ الشكل التوزيع الاعتدالى

٥ – لاختيار صحه الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل H_1. فاننا نستخدم المعادلة (١٣)

٦ – القيم الحرجه للدرجه $ذ_ر$ من الجدول الاحصائيه عند مستوى دلاله احصائية فى الصورة الآتيه

١٠٠ (٢/) ٪ ، ١٠٠ (١– ٢/) ٪

٧ – حدود الثقه يمكن استنتاجها من المعادلة الآتيه (Games and Klare, 1967)

$$ذ_ر + ذ ١ – (٢/) * \frac{١}{\sqrt{ن - ٣}}$$

مثال رقمى :

عند دراسه العلاقه بين السلوك الابتكارى للمديرين والقدره على التفكير الابتكارى فى العلاقه. وبلغ معامل الارتباط بين السلوك الابتكارى.

والقدره على التفكير الابتكارى = ٣٠ر٠ والمطلوب معرفه معامل الارتباط ذات دلالة احصائيه ام ان هذه العلاقه ترجع إلى عامل الصدقه؟

١ – فروض الدراسه

الفرض الصفرى H. : $ر_{٢١}$ = صفـــر

الفرض البديل H_1 : $ر_{٢١}$ ≠ صفـــر

٢ – بالرجوع إلى جدول فيشر يمكن حساب قيمه معامل الارتباط فأننا نجدها $ر_{٢١}$ = ٣٠ القيمه المقابله ر فيشر = ٣١ر٠

$$ذ = \frac{٣١ر - صفر}{\sqrt{\frac{١}{٦٠ - ٣٠}}} = ٢ر٣٤$$

٤ - بالرجوع إلى الجداوله الاحصائية لاستخراج قيم ذ عند مستوى دلاله احصائية = ٠٥ر، ودرجات حريه ٥٧ = ≠ ١ر٩٦

بمقارنة قيمة ذ = ٢ر٣٤ المحسوبه بقيمه ذ = ١ر٩٦ الجدوليه

يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل.

٥ - حـــدود الثقـــه :

يمكن حساب حدود الثقه عند مستوى دلاله احصائية ٠٥ر٠

$$ذ_{٠ر٣} ≠ (١ر٩٦) \frac{١}{\sqrt{٦٠ - ٣}} = ٣١ر≠ ٢٥٦ر٠$$

حدود الثقه ٥١ر٠ ٥٦٩ر٠

٧- بالرجوع إلى الجداول الاحصائيه لفيشر فانه يمكن استرجاع قيمه معامل الانتباه لقيمه $ذ_{ر}$ = ٠٥١ر٠ ٥١ر٠

الاستدلال الاحصائى لمعاملات الارتباط

$ر_{١} - ر_{٢}$ مستقلتين. ويمكن ان نتبع الخطوات التاليه :

١ - فروض الدراسه

الفرض الصفرى H. $ر_{١} - ر_{٢}$ = صفر

الفرض البديل H_1 $ر_{١} - ر_{٢}$ ≠ صفر

حيث نفترض ان العينة التى تم اختيارها بطريقه عشوائيه من المجتمع الاصلى وهذه العينه موزعه توزيعا اعتداليا حيث ان المتوسط الحسابى = صفر والانحراف المعيارى = ١

٢ - تحرك معاملات الارتباط إلى المقابلات لها باستخدام جداول فيشر فى المعادلة المستخدمة هى

$$\boxed{ذ = \frac{د_{ر_{١}} - د_{ر_{٢}}}{\sqrt{\frac{١}{ن_{١} - ٣} + \frac{١}{ن_{٢} - ٣}}}} \quad ....(١٢)$$

٣ – لاختبار صحه الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل 1H. فـانه تستخدم المعادلة رقم (١٤) عند مستوى دلاله احصائيه ($\propto$)، ودرجات حريه (ن–٣) وتستخرج القيم من الجداول الاحصائيه التى تأخذ الصورة الآتية

$$ذ_{\propto/٢} \quad ، \quad ذ_{١-(\propto/٢)}$$

٤ – حدود الثقــــه :

تحسب حدود الثقه للفرق $ذ_{ر١} - ذ_{ر٢}$ للقيم القابله ذ من جداول فيشر وهي ١٠٠(١–) ٪ ويمكن التعبير عنه فى المعادلة التاليه

$$ذ_{ر١} - ذ_{ر٢} = صفر$$

$$\boxed{ذ = \sqrt{\frac{١}{ن_١ - ٣} + \frac{١}{ن_٢ - ٣}}\ \ ١ - (٢/\propto)} \quad .... (١٣)$$

ثم تحول القيم المستخرجه إلى مقابلتها لمعاملات الارتباط من جداول فيشر

مثـال :

فى دراسة قام بها أحد الباحثين بفرض معرفه درجه وعلاقتها بالاداء، وتكونت عينه الدراسة من ٢٠٠ طفلا وبلغ معامل الارتباط ٠٫٧١ وطبقت نفس الاختبارات على ٢٠٠ راشدا وبلغ معامل الارتباط ٠٫٢٨ وكان هدف الدراسة معرفة الفروق بين معاملات الارتباط

١ – فروض الدراسة :

الفرض الصفرى H. $ر_١ - ر_٢ = صفر$

الفرض البديل 1H $ر_١ - ر_٢ \neq صفر$

٢ – تحول معاملات الارتباط إلى القيم المقابله لها من جداول فبيشر وهى تكون

$ذ_{٠٫٧١}$ = ٠٫٨٨٧ من جداول فيشر

$ذ_{٠٫٢٨}$ = ٠٫٢٨٨ من جداول فيشر

٣ – لاختيار الفرض الصفرى ضد الفرض البديل فإننا نستخدم المعادلة رقم (١٤)

$$\text{ذ} = \frac{\text{٠٫٨٨٧} - \text{٠٫٢٨٨}}{\sqrt{\frac{\text{١}}{\text{٢٠٠} - \text{٣}} + \frac{\text{١}}{\text{٢٠٠} - \text{٣}}}} = \text{٤٫٤٠}$$

وبمقارنة قيمة ذ = ٤٫٤٠ المحسوبة بالقيمة ذ المستخدمه من الجداول الاحصائية = ٢٫٥٨ وبالتالى يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل.

٤ – حدود الثقه :

يمكن حساب حدود الثقه عند مستويِ دلاله احصائيه = ٠٫٠٥ وهى كالاتى

$$\text{٠٫٨٨٧} - \text{٢٫٨٨} \neq \text{٢٫٥٨} \sqrt{\frac{\text{١}}{\text{٢٠٠} - \text{٣}} + \frac{\text{١}}{\text{٢٠٠} - \text{٣}}}$$

$$\text{٠٫٥٩٩} \neq (\text{٠٫٩٤٩} \text{ ، } \text{٠٫٢٤٩})$$

ثم تحول قيم ذ إلى المقابلات لمعاملات الارتباط وهى تتمثل كالاتى :

$$\text{ذ}_{\text{٢٤٩}} = \text{ر} = \text{٠٫٢٤٠}$$

$$\text{ذ}_{\text{٠٫٩٤٩}} = \text{ر} \text{٠٫٢٤٠}$$

الاستدلال الاحصائى لمعاملات الارتباط($\text{ر}_{\text{س ص}} - \text{ر}_{\text{س ع}}$)لعينات مترابطه

يستخدم هذا النوع من الاحصاء في حالة وجود عينات مترابطه ويمكن اتباع الخطوات الاتيه

٢ – فروض الدراسة

الفرض الصفرى H_0 : $\text{ر}_{\text{س ص}} - \text{ر}_{\text{س ع}}$ = صفـر

الفرض الصفرى H_1 : $\text{ر}_{\text{س ص}} - \text{ر}_{\text{س ع}}$ ≠ صفـر

يفترض الاستدلال ان عينه الدراسة تمت بطريقة عشوائيه وتتوزع توزيعا اعتداليا

٢ – لاختبار صحة الفرض الصفرى H_0 ضد الفرض البديل فأننا نستخدم اختبار الدرجة المعيارية.

$$\text{ر}_{\text{س ص}} - \text{ر}_{\text{س ع}} \Big/ \sqrt{(\text{١} - \text{ر}^{\text{٢}}_{\text{س ص}}) + (\text{١} - \text{ر}^{\text{٢}}_{\text{س ع}})\text{٢} - (\text{٢}\,\text{ر}_{\text{ص ع}})^{\text{٣}} - (\text{٢}_{\text{ص ع}}) \quad \text{ر}_{\text{س ع}} (\text{١} - \text{ر}_{\text{س ص}}\text{٢}_{\text{س ع}} - \text{ر}\,\text{٢}_{\text{س ع}}\,\text{ر}\,\text{٢}_{\text{ص ع}} - \text{ر}_{\text{٢}})} \quad \ldots (\text{١٤}) \; (\text{١٦})$$

حيث ان : ن = عينه الدراسة

ر س ص = معامل الارتباط بين س ، ص

ر س ع = معامل الارتباط بين س ، ع

ر ص ع = معامل الارتباط يبين ص ، ع

٣ – لحساب قيمة (ذ) المستخرجه من الجداول الاحصائيه لقبول أو رفض أو فرض الصفرى H. فانه يستخدم قانون رقم (١٦)

مثـال :

أجريت دراسة فى ميدان العلوم السلوكية. وطبق أحد الباحثين اختبارات الاتجاهات والميول كمعرفة النجاح لعينة مكونه من ١٠٠ طالبا طالبا بالمرحلة الجامعية. وكانت النتائج موضحه كالآتى :

معامل الارتباط بين النجاح والاتجاهات ر س ص = ٥٦ر٠

معامل الارتباط بين النجاح والميـــــول ر س ع = ٤٣ر٠

معامل الارتباط بين الاتجاهات والميول س ص ع = ٥٢ر٠

١ – فروض الدراسه

الفرض الصفرى H. : س س ص – س س ع = صفر

الفرض الصفرى H_1 : س س ص – س س ع ≠ صفر

٢ – لاختبار الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل 1H فانه تم تطبيق المعادلة رقم (١٦)

$$ذ = \frac{\text{١٠٠ (٥٦ر٠ - ٤٣ر٠)}}{\sqrt{\text{(١-٥٦ر٢)٢ . (١-٤٣ر)٢ - ٢(٥٢ر٠) - (٥٦ر٠)(٤٣ر٠)(١-٥٦ر-٤٣ر٥٢ر)}}}$$

$$ذ = \frac{\text{١٠(١٣ر٠)}}{\text{٦٥٩٧ر٠}} = \text{١ر٦٠}$$

قيمة الجدولية عند = ٠٥ر ، ودرجات حرية ١٠٠ = ١ر٩٦

٣ – اتخاذ القـــــرار

يتضح من مقاونه قيمه ذ = ١ر٦٠ المحسوبه وقيمه ذ – ١ر٩٦ الجدولية فانه يمكن قبول الفرض الصفرى. وذلك يعنى ان متغيرى الاتجاه والميول لايمكن ان تستخدما كمئيئيات لنجاح الطلاب فى المرحلة الجامعية.

الاستدلال الاحصائى لمعامل ارتباط فاى (∅)

يستخدم هذا النوع من الاستدلال الاحصائى فى حاله إذا كان المتغير المستقل يتقرن بالمتغير التابع وان كان المتغيرين مصنفيين على المستوى الأسمى أو التصنيفى ولتوضيح ذلك نفترض ان لدينا عينه تم اختيارها بطريقه عشوائيه من المجتمع الاصلى بحيث كل المتغيرين المستقل والتابع تم اختياره على المستوى الاسمى. وعندما تكون العينه أقل من ٢٥ طالبا

مثـــال :

أراد باحث دراسه العلاقه بين الجنس (ذكور – أناث) والتسرب (يتركون – باقون فى المدرسه) حيث اختار الباحث عينة مكونه من ٢٥ طالبا. وتم حساب معامل الارتباط بطريقه فأى.

النوع / التسرب	ذكـــور	أنـــاث	المجمـــوع
باقـــون	أ	ب	أ + ب
يتركون	ج	د	ج + د
المجمـــوع	أ + ج	ب + د	أ + ب + ج +د

القانون المستخدم

$$\emptyset = \frac{\text{أ د} - \text{ب ج}}{\sqrt{(\text{أ+ب})\ (\text{ج+د})\ (\text{أ+ج})\ (\text{ب+د})}} \quad \text{.....................} \ (١٥)$$

يفترض ان أد ، ب ج

ولحساب الدلاله الاحصائيه تستخدم المعادله رقم (١٦)

$$\text{ذ} = \emptyset \sqrt{\text{ن}} \quad \text{.............................. .. ..} \ (١٦)$$

إذا كانت قيمة ∅ = – ٤١ وباستخدام المعادلة رقم (١٦) نجد ان

ذ = ٢٥٫٤١٠ = − ٢٫٠٥ وبالرجوع إلى الجداول الاحصائية عند مستوى ∝= ٠٥ر ودرجات حريه ٢٥ فان ذ = − ١٫٩٦

اتخاذ القرار

بمقارنة قيمة = − ٢٫٠٥ بقيمة ذ = − ١٫٩٦ الجدوليه فان القرار رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل

ويدل ذلك على وجود علاقه ارتباطيه بين النوع والتسرب.

الاستدلال الاحصائى لمعامل ارتباط

الرتب لسبيرمان (ر ت)

يستخدم هذا النوع من الاحصاء لدراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما مستقل والآخر تابع حيث ان ترتيب المتغيرات يأخذ القياس الترتيبى وتأخد الدراسة الترتيب الآتى :

١ – فروض الدراسة

الفرض الصفرى H_0 : ر ت = صفر

الفرض البديل H_1 : ر ت ≠ صفر

٢ – القانون المستخدم تعبر عنه المعادله رقم (١٧)

$$\text{ر}_{\text{ت}} = \frac{\text{ر}_{\text{ت}}}{\sqrt{(١ - \text{ر}_{\text{ت}}^{٢}) / (\text{ن} - ٢)}} \quad \text{.........................} \quad (١٧)$$

حيث ان ر ت = معامل ارتباط الرتب

ن = عدد أفراد العينه

ن – ٢ = درجات الحريه

مثـال :

أراد باحث ان يدرس العلاقه الارتباطيه بين القلق العام والتحصيل الدراسى وجد ان معامل الارتباط ر ت = ٣٨ر٠ وكانت عينه الدراسه مكونه من ٢٢ طالبا

١– فروض الدراسه

الفرض الصفرى H_0 : ر ت = صفر

الفرض البـديل H_1 : ر ت ≠ صفر

وبتطبيق المعادلة (١٨) لاختبار الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل H_1 .

$$ت = \frac{٠,٣٨}{\sqrt{(١-٢,٣٨)\ /\ (٢٢-٢)}} = \frac{٠,٣٨}{\sqrt{٠,٢٠٧}} = ١,٨٤$$

ولتعين قيمه (ت) الجدوليه عند مستوى ٠,٠١ ، ودرجات حريه = ٢٠ فانها تساوى ٢,٨٥ وبمقارنه تلك القيمه بقيمه (ت) المحسوبه فانه يمكن قبول الفرض الصفرى عند مستوى ٠,٠١

الاستدلال الاحصائى لمعامل ارتباط (آ) ·

يهتم هذا النوع من الاستدلال الاحصائى لدراسة معامل ارتباط وهو يعد من المعاملات التى تستخدم ما يعرف بالاتفاقات والمعكسوسات بحيث تكون فروض الدراسه تأخذ الشكل الاتى(Siegel: 1956)

١ - فروض الدراسه

الفرض الصفرى H. ر م ع = صفــــر

الفرض البديل H_1 ر م غ ≠ صفــــر

٢ - لاختبار صحة الفروض فانه يمكن استخدام المعادلة رقم (١٨)

$$\boxed{آ = \frac{ق}{١/٢\ ن\ (ن - ١)}} \quad ....\ (١٨)$$

حيث ان ق = م - ع

م = عـــدد الموافقــون

ع = عدد غير الموافقون

ن = عينـــة الدراســـة

وعندما تكون عينه الدراسه أكبر من الدراسه من (١٠) حالات فأنها تأخذ شكل التوزيع الاعتدالى تقريبا وبالتالى فان الانحراف المعيارى للفروق (ق) يكون مساويا للقيمه تقريبا.

وتحول ق إلى ق*

إذا كانت قيمة ق* سالبه فان ق* = ق - ١

ق* موجبه فان ق* = ق + ١

والدرجه المعياريه ذ يمكن ان تصاغ فى المعادلة رقم (١٩)

$$ذ = \frac{ق^*}{\sqrt{\frac{١}{١٨} ن (ن-١) (٢ن + ٥)}} \quad .... (١٩)$$

مثـال :

سأل أحد الباحثين مجموعة من الأفراد عن الاتجاهاتهم نحو التدخين. فكان هناك استجابات تميل إلى الموافقة وأخرى، تميل إلى المعارضة نحو التدخين. وكان الفرق بينهما ق = ٩

وباستخدام المعادلة رقم (١٩) يمكن حساب معامل ارتباط (آ)

$$آ = \frac{٩}{\frac{١}{٢} (١٠) (٩)} = ٠,٢٠$$

ولان قيمه ق الموجبه فانها تحول إلى ق* = ق -١

ق*= ٩ - ١ = ٨

ثم تحسب الدرجه المعياريه (ذ) من المعادله (٢٠)

$$ذ = \frac{٨}{\sqrt{\frac{١}{١٨} (١٠) (١٠-١) (٢) (١٠+٥)}} = ٠,٧٢$$

وعند الرجوع إلى الجداول الاحصائيه نجد إن قيمه = ٠,٢٤٢ المقابله لقيمـــه ذ = ١,٩٦ عند مستوى ٠,٠٥ وفى ضوء ذلك نجد ان المحسوبه = ٠,٢٠ وهى تساوى.

ذ = ٠,٧٢ وهى أقل من القيمه الجدوليه وبالتالى يمكن رفض الفرض الصفرى الذى ينص على عدم وجود علاقه ارتباطيه ذات لالاله احصائيه بين الأفراد الموافقون وغير الموافقون وغير الموافقون على التدخين.

الاستدلال الاحصائى لمعامل الارتباط الثنائى الأصيل ر ص

يستخدم الاستدلال الاحصائى لدراسة الفروض المتعلقه بمعامل الارتباط الثنائى الاصيل (ر س) حيث يعتمد هذا النوع من الارتباط على نسب الاجابات الصحيحه والخاطئة عل المقياس الثنائى البسيط وهذا موضح فى المعادلة رقم (٢.)

$$ر_{ص} = \frac{س_١ - س_٠}{ع} \sqrt{\frac{ن١\ ن٠}{ن\ (ن-١)}} \quad ....\ (٢٠)$$

حيث ان : $\bar{س}_١$ = متوسط الدرجات الصواب

$\bar{س}_٠$ = متوسط الدرجات الخطأ

ع = الانحراف المعيارى لدرجات الاختبار

ن ١ = عدد الافراد الذين أعطوا استجابات الاختبار صحيحه

ن٠ = عدد الأفراد الذين أعطوا استجابات خطأ

ن = عدد أفراد العينه الكليه (ن١ + ن٠)

١ - فروض الدراسة

الفرض الصفرى H_0 : $\bar{س}_١ - \bar{س}_٠$ = صفر

الفرض البديل H_1 : $\bar{س}_١ - \bar{س}_٠ \neq$ صفر

٢ - لاختبار الفرض الصفرى H_0 ضد الفرض البديل H_1 . فأننا نستخدم اختبار (ت) كما هو موضح فى معادلة رقم (٢١)

$$ت = \frac{ر_{ص}}{\sqrt{\frac{١ - ر^٢_{ص}}{(ن-٢)}}} \quad ....\ (٢١)$$

حيث ان ن -٢ = درجات الحريه

مثال :

قام باحث دراسه علاقه بين متغيرين س ، ص لعينه من الأفراد ن = ١٨ . وبلغ معامل الارتباط ر = ٠,٥٦ ويود الباحث معرفة هل أن العلاقه داله احصائيا ام لا ص وللتحقق من صحه معامل الارتباط فانه استخدم المعادلة رقم (٢١)

$$ت = \frac{٠,٥٦}{\sqrt{(١ - ٠,٥٦^٢) / ١٨-٢}} = ٢,٧٠$$

ويمكن استخراج قيمه (ت) من الجداول الاحصائيه عند مستوى دلاله احصائيه (α = ٠,٠١) ودرجات حرية (١٦) = ٢,٥٨٣ . وبمقارنة قيمة (ت) الجدولية بقيمة (ت) المحسوبه وبالتالى يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل

الاستدلال الاحصائى لمعامل الارتباط الثنائى المتسلسل ($ر_س$)

يستخدم معامل الارتباط الثنائى لحساب معامل الارتباط وذلك عن طريق تحويل التدريج الثنائى إلى تدرج متتابع على مساحات المنحنى الاعتدالى المعيارى وذلك بحساب نسبة الأجابات الصحيحة والخطأ.

وتعتبر التوزيعات لمعامل الارتباط الثنائى المتسلسل غير معلوفة لنا ولكن عندما تكون العينه كبيرة فان التوزيع لمعامل الارتباط تأخذ شكل التوزيع الاعتدالى تقريبا.

حيث ان الانحراف المعيارى تعبر عنه المعادلة (٢٢)

$$\boxed{ع_ر = \frac{\sqrt{ن_١ \, ن_.}}{ى \, ن \sqrt{ن}}} \quad \text{.................. (٢٢)}$$

حيث ان

$ن_١$ = عدد الأفراد الذين اعطوا استجابات صحيحه

ن = عدد الأفراد الذين اعطوا استجابات خاطئة

ن = عدد الأفراد للعينه الكليه (١ن + ن)

ى = القيمه المقابله للمساحه على المنحنى الاعتدالى المعيارى (د) من الجداول الاحصائيه.

لاستخدام صحة الفروض فان الاستدلال المستخدم للدرجه المعياريه كما هى موضحه فى المعادلة رقم (٢٣)

$$\boxed{ذ = \frac{ر_س}{ع_ر}} \quad \text{.................................. (٢٣)}$$

ولقبول أو رفض الفرض الصفرى فانه يجب حساب قيمة (ذ) من الجداول الاحصائيه عند مستوى دلاله احصائيه (α) ودرجات حريه (ن). إذا كانت قيمة (د) الجدولية أقل من قيمة (د) المحسوبه فانه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل.

مثـــال :

نفترض ان لدينا عينه مكونه من ٣٦ طالبا منهم ١٦ اعطوا استجابه صحيحه، وأعطوا ٢٠ استجابة خطأ على اختبار الذكاء العالى لطلاب الجامعه وبلغ معامل الارتباط الثنائى – ٠ر١٤٥ ويمكن اتباع الخطوات التاليه:

١ – يتم تعين الانحراف المعيارى من المعادلة رقم (٢٢)

$$ع_ر = \frac{١٦ \times ٢٠}{٣٩٥١ \times ٣٦ \quad ٣٦} = ٠ر٢١$$

٢ – لاختبار فروض الدراسة فانه يمكن استخدام المعادلة رقم (٢٣)

$$ع = \frac{-٠ر١٤٥}{٠ر٢١} = -٠ر٦٩$$

٣ – تحسب قيمه (ذ) الجدوليه عند ($\propto$ = ٠ر٠٥) ودرجات الحرية ٣٦ = -١ر٩٦ وبمقارنه هذه القيمه بقيمه ذا المحسوبه = – ٠ر٦٩ وبالتالى فانه يمكن قبول الفرض الصفرى.

الاستدلال الاحصائى لمعامل الثنائى المتسلسل (ر ب)

يهدف الارتباط الرباعى إلى قياس التغير الافتراضى القائم على المقاييس الثنائية وتعتمد الطريقه الاحصائيه كحساب هذا الارتباط الرباعى على النسب المختلفه للمقاييس الثنائيه.

ومتغيرات الدراسه تكون مقاسه على المستوى الأسمى.

١ – فروض الدراسه :

الفرض الصفرى H_0 ر ب = صفـــر

الفرض البديل H_1 ر ب ≠ صفـــر

وعندما تكون عينة الدراسة ن ، ٢٠ فان توزيع درجات معامل الارتباط الرباعى تميل إلى التوزيع الاعتدالى. ويفترض هذا التوزيع ان المتوسط الحسابى للتوزيع =

صفر مع الانحراف المعيارى = ١٠ ر والمعادلة التى تعبر عن ذلك موضحه كالآتى :

$$\boxed{\text{ع}_{\text{ر ب}} = \sqrt{\frac{p_{\text{س}}\, p_{\text{ص}}\, q_{\text{س}}\, q_{\text{ص}}}{\text{ن}}} \times \frac{1}{\text{ى}_{\text{س}}\ \text{ى}_{\text{ص}}}} \quad \text{............ (٢٤)}$$

حيث ان ن = عينة الدراسة

p س = $\frac{\text{ن س}}{\text{ن}}$ نسبة الأفراد الذين اعطوا استجابة صحيحه

ص المتغير (س)

p ص = $\frac{\text{ن ص}}{\text{ن}}$ نسبة الأفراد الذين اعطوا استجابة خاطئة على المتغير (ص)

$\text{ى}_{\text{س}}$ = المساحة (ى) القابلة للمساحة (ذ) تحت المنحنى الاعتدالى والمقابله لقيمة $p_{\text{س}}$ ($q_{\text{ص}}$ = ١ − $p_{\text{س}}$).

$\text{ى}_{\text{ص}}$ = المساحة (ى) القابلة للمساحة (ذ) تحت المنحنى الاعتدالى والمقابله لقيمة $p_{\text{ص}}$ ($q_{\text{ص}}$ = ١ − p ص).

٢ − تستخدم الدرجه (ذ) لاختبار الفرض الصفرى H. ضد الفرض البديل H_1 من المعادلة رقم (٢٦)

$$\boxed{\text{ذ} = \frac{\text{ر ب}}{\text{ع}_{\text{ب}}}} \quad \text{.. (٢٥)}$$

إذا كانت قيمة (ذ) المحسوبه أكبر من (ذ) الجدوليه فانه يمكن رفض الفرض الصفرى ويتم قبول الفرض البديل

٣ − لحساب معامل الارتباط الرباعى يجب حساب النسبة ($\frac{\text{أ د}}{\text{ب د}}$) . ثم بالرجوع إلى الجداول الاحصائيه الخاصة بالارتباط الرباعى، ثم توجد معامل الارتباط الرباعى المقابله لتلك النسبه.

مثال :

نفترض ان لدينا اختبار مكونا من عدم مفرادات ونود ان ندرس العلاقة الارتباطية للطلاب الذين اعطوا اجابات صواب وخطأ فى المفرده الأولى والثانيه حيث كانت النتائج موضحه كما يلى

السؤال الأول

السؤال الثانى

(١) / (٢)	صواب +	خطأ صفر	أ + ب
صواب + ١	أ ١٩	ب ٤	٢٣
خطأ صفر	ح ٦	د ٢١	ج+د ٢٧
م + ج	٣٥	ب + د ٢٥	٥٠

$$\text{النسبه} = \frac{\text{أد}}{\text{ب ج}} = \frac{٢١ \times ١٩}{٦ \times ٤} = \frac{٣٩٩}{٢٤} = ١٦٫٦٢٥$$

وبالرجوع إلى الجداول الاحصائيه الخاصة بمعامل الارتباط الرباعى فان قيمه ١٦٫٦٢٥ = ٠٫٨١ ولحساب الانحراف المعيارى فانه يحسب حساب كل من $p_{\text{س}}$ $p_{\text{ص}}$ ، $ى_{\text{س}}$ $ى_{\text{س}}$

$$p_{\text{س}} = \frac{٢٥}{٥٠} = ٠٫٥٠ \quad ، \quad q_{\text{س}} = ٠٫٥٠$$

$$p_{\text{س}} = \frac{٢٣}{٥٠} = ٠٫٤٦ \quad ، \quad q_{\text{ص}} = ٠٫٥٤$$

ومن الجداول الاحصائية الخاصة بالدرجات المعياريه (ذ) ومقابلتها يمكن حساب ى ، حيث ان س = ٠٫٥٠ والمقابل ى س = ٠٫٣٩٨٩

$$\text{الانحراف المعيارى} = \sqrt{(٠٫٥٠)(٠٫٤٦)(٠٫٥٠)(٠٫٥٠) \times \frac{١}{٣٩٨٩ \times ٣٩٧٠٫}}$$

$$= ٠٫٢٢٢٥$$

ولاختبار الفرض الصفرى H_0 ضد الفرض البديل H_1 فانه يمكن استخدام الدرجة (ذ) من المعادلة رقم (٢٥)

$$ذ = \frac{٠٫٨١}{٠٫٢٢٢٥} = ٣٫٦٤$$

وبالرجوع إلى الجداول الاحصائيه للدرجات المعياريه (ذ) عند مستوى دلاله احصائيه (α = ٠٫٠٥) = ١٫٩٦. وبالتالى فانه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل

الاستدلال الاحصائى لمعامل الارتباط الجزئى $ر_{س ص - ع}$

تعتمد معاملات الارتباط الجزئى اعتمادا مباشرا على معاملات الارتباط لبيرسون ويهدف الارتباط الجزئى إلى تثبيت لاقرا العوامل المختلفه وذلك بعزلها عزلا احصائيا ليستطيع الباحث ان يتحكم فى المتغيرات المختلفه التى يقوم ببحثها وان يضبطها رياضيا دقيقا وهذا فى موضح فى المعادلة رقم (٢٦)

$$\boxed{ت = \frac{ر_{س ص . ع}}{\sqrt{١ - ر^{٢}_{س ص . ع}} \;/\; \sqrt{ن - ٣}}} \quad .... (٢٦)$$

حيث ان ن − ٣ = درجات الحريه

ن = حجم عينه الدراسه

مثـــال :

نفترض ان لدينا عينه مكونه من ١٢ طالباً وبلغ معامل الارتباط الجزئى ٠٫١٠

١ − فروض الدراسه

الفرض الصفرى H_0 : $ر_{س ص}$ = صفـــر

الفرض البديـل H_1 : $ر_{س ص - ع}$ = صفـــر

٢ − لاختبار الفرض الصفرى. ضد الفرض البديل يستخدم اختبار (ت) كما هو موضوح فى المعادلة رقم (٢٦)

$$ت = \frac{٠٫٨٠}{\sqrt{(١-٠٫٨٠^{٢}) / ١٢ - ٣}}$$

بالرجوع إلى الجداول الاحصائيه عند مستوى ٠٫٠١ ودرجات حرية (٩) فان قيمه ت = ٣٫٢٥ ٠ وبالتالى فانه يمكن القول بأننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل.

اختبـــــار (ت)

يستخدم اختبار (ت) البارامیترى إذا توفرت الشرط التاليه

١ – ان تكون عينة الدراسة تأخذ شكل التوزيع الاعتدالى. ويقاس هذا الشرط باستخدام معادلة الالتواء

$$\boxed{الالتواء = \frac{٣\ (المتوسط - الوسيط)}{الانحراف\ للمعيارى}} \quad .... (٢٧)$$

إذا كانت قيمه الالتواء تقترب إلى ± فهذا يدل على ان الالتواء تكون موجبا أو سالبا أما إذا كانت قيمه الالتواء قيمة من الصفر فان التوزيع يأخذ الاعتدالى (البهى السيد ، ١٩٧٩).

٢ – يجب ان تكون عينات الدراسة مستقله

٣ – يجب ان تكون متغيرات مقاسه عند مستوى المسافه

٤ – للمقارنه بين متوسطى عينات الدراسه فانه يستخدم اختبار (ت) ويأخذ اختبار (ت) الأشكال الاتيه

$$\boxed{ت = \frac{م_{١} - م_{٢}}{\sqrt{\frac{ع_{١}^{٢}ن_{١} + ع_{٢}^{٢}ن_{٢}}{ن_{١} + ن_{٢} - ٢}\left(\frac{١}{ن_{١} + ن_{٢}}\right)}}} \quad .... (٢٨)$$

وتستخدم المعادلة رقم (٣٠) عندما $ن_{١} = ن_{٢} = ن$

$$\boxed{ت = \frac{م_{١} - م_{٢}}{\frac{ع_{١}^{٢}}{ن_{١}} \quad \frac{ع_{٢}^{٢}}{ن_{٢}}}} \quad .... (٢٩)$$

تستخدم المعادلة رقم (٣٠) فى حالة عدم تجانس المجموعتين. بحيث يكون المجموعة الأولى أكبر من (٣٠) والمجموعة الثانية (٣٠). وفى هذه يتم حساب درجات الحريه المعدله من المعادلات الاتيه :

$$\text{أ} = \frac{\text{ع}_{12} / \text{ن}_1}{\text{ع}_1^2 / \text{ن}_1 + \text{ع}_2^2 / \text{ن}_2}$$

بحيث تكون ن_1 الصغيرة فى البسط دائما .... (٣٠)

$$\text{د. ح المعدله} = \frac{(\text{ن}_1 - 1)\,(\text{ن}_2 - 2)}{(\text{ن}_2 - 1)\,\text{أ}\,(\text{ن}_1 - 1)\,(1 - \text{أ})^2}$$

وتسمى المعادلة رقم (٣٠) بمعادلة بهرتر – فيشر

حساب (ت) لدلاله الفروق بين عينتين غير متجانستين

عندما تكون العينتين غير متجانستين ويقاس التجانس باستخدام النسبة النائيه بالطريقة التالية :

$$\text{النسبه النائيه} = \frac{\text{التباين الكبيــر}}{\text{التباين الصغير}}$$

وإذا كانت قيمة (ف) دالة احصائيا. يدل ذلك على عدم التجانس. تحسب قيمة (ت) من المعادلة من الآتيه

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\frac{\text{ع}^2}{\text{ن}_1} + \frac{\text{ع}^2}{\text{ن}_2}}} \quad \text{.................. (٣١)}$$

$$\text{ت} = \frac{\text{ت}_1 \frac{\text{ت}_1 \text{ع}_1^2}{\text{ن}_1} + \text{ت}_2 \frac{\text{ع}^2}{\text{ن}_2}}{\frac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1} + \frac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2}} \quad \text{............ (٣٢)}$$

حيث ان $ت_١$ ، $ت_٢$ هى القيم الجدوليه عند مستوى دلاله احصائيه معينه لكل من $ت_١$ ، $ن_٢$ (البهى السيد : ١٩٧٩)

النسبه الحرجه

يمكن تعين النسبه الحرجه لعينين مستقلتين أو مترابطتين من المعادلات الآتية :

١ - النسبة الحرجة لعينتين مستقلتين

$$ن ج = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}} \qquad \text{.................} (٣٣)$$

٢ - النسبه الحرجه لعينتين مرتبطتين (٣٥)

$$ن ج = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢ + ع_٢^٢ - ٢ ر_{١٢} ع_١ ع_٢}{ن}}} \qquad \text{.................} (٣٤)$$

حيث $م_١$ ، $م_٢$ = المتوسط الحسابى للمجموعتين ١ ، ٢

$ع_١^٢$ ، $ع_٢^٢$ = التباين للمجموعتين (١) ، (٢)

$ر_{١٢}$ = معامل الارتباط بين المجموعتين (١) ، (٢)

$ن_١$ ، $ن_٢$ = حجم العينتين (١) ، (٢)

الاختبـــارات اللابارامــيـتريه للمقاونه بين زوج من العينـــات

اختبار كولوجورف - سمير نوف

قدم هذا الاختبار كولوجورف - سمير نوف (Gibbons; 1979) ويفـضل استخدام هذا الاختبار عندما يكون أفراد العينه قليلا لا يزيد عن (٣٠) حالة ويجب ان تكون البيانات المستخدمة مقاسه على المستوى الأسمى مع افتراض استمرارية التوزيع

مثال :

أراد أحد الباحثين التعرف على رغبات أطفال الحضانة فى اختيار لعينة ذات أربعة أحجام مختلفة. فالباحث يود ان يعرف هل توجد علاقه بين اختيار الطفل للعبه يتوقف على حجمها. وتمكن الباحث رصد النتائج التى توصل إليها فى الجدول الآتى

عدد الأطفال الملاحظ	حجم (١)	حجم (٢)	حجم (٣)	حجم (٤)
	٢	٦	١٥	٥
التكرار المتجمع التصاعدى	٢	٨	٢٣	٢٨
التكـــرار المتـــوقع	٧	٧	٧	٧
التكرار المتوقع التصاعدى	٧	١٤	٢١	٢٨

لاختبار صحة الفرض الصفرى فان الباحث يمكن ان يتبع الخطوات التاليه التى تتلخص فى الجدول التالى

التكرار المشاهد (عدد الاطفال)	اللعبه (١)	اللعبه (٢)	اللعبه (٣)	اللعبه (٤)
	٢	٦	١٥	٥
نسبة التكرار المتجمع المشاهد	٢ / ٢٨	٨ / ٢٨	٢٣ / ٢٨	٢٨ / ٢٨
نسبة التكرار المتوقع	٧ / ٢٨	١٤ / ٢٨	٢١ / ٢٨	٢٨ / ٢٨
الفـــــرق	٥ / ٢٨	٦ / ٢٨	٢ / ٢٨	صفر / ٢٨

١ – تحسب أعلى قيمة للفرق وهى ٦ / ٢٨ = ٢١٤ر٠

٢ – تقارن قيمة (ك – س) وهى ٢١٤ر عند مستوى ٠٥ر٠ ودرجة حرية (ن=٢٨) = ٢٥ر٠ وحيث ان ٢١٤ر ٢٥ر٠

وبالتالى فانه يمكن قبول الفرض الصفرى الذى ينص على عدم وجود علاقه بين اختيار الطفل وحجم اللعبه. ويستثنى ذلك أنه لا علاقه بين الاختيار والحجم.

الاختبارات الاحصائيه اللابارامتريه
للمقارنه بين عينتين مترابطتين

اختيار ماكنمار :

يعتبر اختبار ماكنمار لقياس مدى دلالة التغير من الاختبارات الاحصائية المهمة التى تستخدم لمعرفة دلالة التغير الحاصل بين مجموعتين من الدرجات الأسمية. ويمكن التعرف على التغير فى القياس القبلى والقياس البعدى (Siggel : 1956) ويأخذ الشكل التالى الصورة النهائية لاختار ماكنمار

الاختيار البعدى

	−	+
الاختبار القبلى +	أ	ب
الاختبار القبلى −	ج	د

ولاختبار الفرض الصفرى فانه يستخدم اختبار ماكنمار وهو ما يلى :

$$\text{كا}^2 = \frac{(|\text{أ} - \text{د}| - 1)^2}{\text{أ} + \text{د}}$$

حيث ان : أ = عدد الحالات فى الخلية (أ)

د = عدد الحالات فى الخلية (ب)

وعند مقارنة (كا٢) المحسوبة بقيمة (كا٢) الجدولية. فإذا كان كا٢ المحسوبة كا٢ الجدولية يتم رفض الفرض الصفرى ويتم قبول الفرض البديل.

اختيار الاشارة :

يستخدم اختيار الاشارة عادة فى اختيار الفروق بين عينتين مترابطتين. ويؤكد الاختيار على اتجاه الفروق وليس على مقدار الفروق ويتطلب هذا الاختيار ان تكون الدرجات رتيبه الأقل وهو يعتبر بديلا عن اختيار (ت) عند المقاونة بين عينين مترابطين ويستخدم اختيار الاشارة فى اللحوث ذات التصميم المتسلسل لاختبارات

قبليه واختبارات بعديه – وتتلخص الخطوات الاحصائيه لهذا الاختبار بما يأتى

١ – تسجل درجات العينيه المترابطين فى الاختبار القبلى والاختبار البعدى

٢ – تطرح كل درجه بعديه من الدرجه القبليه وتسجل الاشارة أكانت موجبة أو سالبة (لا أهمية لكمية الفرق هنا٩

٣ – يحذف الفرق إذا كان صفريا فى الدرجات القبلية والبعدية

٤ – تسحب عدد الحالات ذات الاشارة الموجبة والحالات ذات الاشارة السالبة تستخرج قيمة (ش+) وقيمة (ش–).

٥ – تؤخذ القيمة (ش) الصفرى سواء كانت موجبة ام سالبه ثم تقارن عند مستوى الدلاله المطلوب فى اختبار ذو النهائيتين.

مثال :

فى دراسة قام بها الباحث للتعرف نتيجة السلباق لمجموعة الأفراد فى الحالة الأولى والثانيه فى مسافة ٥٠٠ متر. وكانت النتيجة كالآتى :

الترتيب	نتيجه السباق الأول بالثوانى	نتيجه السباق الثانى بالثوانى	الاشارة	الملاحظات
١	١٢٠	١١٠	+	
٢	١١٨	١١٥	+	
٣	١١٦	١٠٩	+	ش + = ١٣
٤	١٢٠	١٢١	–	ش – = ٢
٥	١١٤	١٠٠	+	ن = ١٥
٦	١٠٨	١٨	صفر	
٧	١١٢	١١٠	+	
٨	١١٢	١٠٩	+	
٩	١١٢	١١١	+	
١٠	١٠٦	١١٦	–	
١١	١١٢	١٠٠	+	
١٢	١٠٦	١٠٥	+	
١٣	١١٢	١١٠	+	
١٤	١٢٠	١١٩	+	
١٥	١١٤	١١٢	+	
١٦	١١٥	١١٠	+	

لكي يختبر الباحث الفرض الصفري فانه يجب ملاحظة البيانات ... عينة البحث من الجدول السابق وهي :

ص+ = ١٣ تدل على الحالات الموجبة

ش− = ٢ تدل على الحالات السالبه

ن = ١٥ يحذف الأفراد الذين حصلوا على فرض صفر.

يتضح ان تحديد مستوى الدلاله هام. حيث ان الدلاله الاحصائيه للعينة ١٥ وعند مستوى ٠٥ر تكون القيمة المقابلة = ٣. وبمقارنة القيمة الصفرى = ٢ وهى أقل من القيمة الجدولية. وبالتالي يمكن رفض الفرض الصفرى. وهذا يدل على ان الجوائز التقديرية لها أثر ملموس في السباق.

الاختبارات الاحصائية اللابارامترية
للمقارنة بين عينيتن مستقلتين

اختبــار فيشــر :

يستخدم هذا الاختبار عند دراسة تأثير أحد المتغيرات المستقلة على متغير تابع معين. وتكون البيانات الخاصة بكل متغير منها أسمية ثنائيه التصنيف. فمثلا تعتبر دراسة أثر طريقة تدريس معينة على النتيجة النهائية للتحصيل كنوع من الدراسات التى تستخدم هذه التصميمات فى حالة استخدام الباحثين لطريقتين هما (أ) ، (ب). ويأخذ اختبار فيشر الشكل الاتى :

ناجـــح

الطريقه	ناجـــح	راسب	
س١	(أ) ٦	ب ٤	ك١ ١٠
س٢	ج ٦	د ٣	ك٢ ٨
	ع١ ١١	ع١ ٧	١٨

تحسب قيمة ف = أ د – ب ج

ف = ٦ × ٣ – ٣ × ٤ = – ٢

ترتيب قيم ع ، ك كما يلى

ع١ = ١١ ، ع٢ = ٧

ك١ = ١٠ ك٢ = ٨

وبالرجوع إلى الجدول الخاص باختبار فيشر نجد انها = ٥٢ر٠ وبمقارنة قيمة ف المحسوبة = –٢ وقيمة ف الجدولية = –٥٢ فأننا نقبل الفرض الصفرى

راختيار كولموجراف سمير نوف

يستخدم اختيار كولموجرف سمير نوف لاختيار الفروق بين عينتين أحدهما تكون أسمية والآخرة رتبيه

نفترض أننا نود معرفة الطلاب الحاصلين على التقديرات المختلفة (ممتاز – جيدا جدا جيد – مقبول – ضعيف) وطلاب القسم العلمى والادبى. وتم رصد النتائج فى الجدول الآتى :

التقدير التخصص	ممتاز	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف	حجم العينة
العلمى	١٤	٤٤	٦	٣	٣	٧٠
الادبى	١٠	٦٥	٤	١	صفر	٨٠

١– تحاول التكرارات فى الجدول السابق إلى تكرارات متجمعة

التقدير التخصص	ممتاز	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف	حجم العينة
العلمى	١٤	٥٨	٦٤	٦٧	٧٠	٧٠
الادبى	١٠	٧٥	٧٢	٨٠	٨٠	٨٠

٢ – تسحب نسبة التكرارات المتجمعة وذلك بقسمة كل تكرار متجمع على حجم العينة ثم يستخرج الفرق المطلق (ف) بين النسبتين فى كل فئه من فئات التقدير تهمل الاشارات وترصد فى الجدول الآتى :

التقدير / التخصص	ممتاز	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف
العلمى	١٤ / ٧٠ (٠٫٢٠)	٥٨ / ٧٠ (٠٫٨٣)	٦٤ / ٧٠ (٠٫٩١)	٦٧ / ٧٠ (٠٫٩٦)	٧٠ / ٧٠ (١)
الادبى	١٠ / ٨٠ (٠٫١٣)	٧٥ / ٨٠ (٠٫٩٤)	٧٩ / ٨٠ (٠٫٩٩)	٨٠ / ٨٠ (١)	٨٠ / ٨٠ (١)
الفرق المطلق (ف)	٠٫٠٧	٠٫١١	٠٫٠٨	٠٫٠٤	صفر

٣ – يحدد أكبر فرق مطلق من الجدول السابق = ٠٫١١

٤ – تستخرج قيمة (ك) من المعادلة الآتية

$$\text{ك} = \text{ف}\sqrt{\frac{\text{ن}_1 \quad \text{ن}_2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2}}$$

$$\text{ك} = ٠٫١١\sqrt{\frac{٧٠ \times ٨٠}{٨٠ + ٨٠}} = ٠٫١١\sqrt{\frac{٥٦٠٠}{١٥٠}}$$

ك = ٠٫٦٧

٥ – تقارن القيمة المحسوبة (٠٫٦٧) مع القيمة الكلية الجدولية.

حيث ان (ك) الجدولية عند مستوى ٠٫٠٥ = ١٫٢٢ وبالتالى يمكن قبول الفرض الصفرى. ويفسر ذلك انه لا يوجد فرق بين المجموعة العلمية والأدبية فى التقديرات النهائية.

اختبار الوسيط للمقارنة بين عينتين مستقليتين

تستخدم اختيار الوسيط للمقارنة بين وسيطى عينتين مستقلتين . ويصاغ الفرض الصفرى كما يلى «لايوجد فرق دلاله احصائيه بين وسيطى المجتمعين (العينيتين)

[illegible] تجانس [illegible]
[illegible] الوسيط المشترك مساويه [illegible]
[illegible] في كل عينه من هاتين العينتين.

يعتمد اختبار الوسيط على تحديد الوسيط المشترك للعينتين ثم تحسب عدد الدرجات التى تقع أعلى الوسيط وأدنى الوسيط. والنتائج موضحه فى الجدول الآتى

القريــة	العينه « أ »	المدينـــه	العينه « ب »
الــــوزن	الاشـــارة	الـــــوزن	الاشـــارة
٣٣	−	٢٩	−
٣٣	−	٣٠	−
٣٣	−	٣١	−
٣٥	−	٣١	−
٣٨	−	٣٥	−
٤٠	+	٣٩	−
٤٠	+	٤٢	+
٤٢	+	٤٢	+
٤٣	+	٤٥	+
٤٥	+		
٤٨	+		
٤٩	+		
ن$_1$	١٢	ن$_2$	٩
مجموع (+)	٧	مجموع (+)	٣
مجموع (−)	٥	مجموع (−)	٦

خطوات تحديد اختبار الوسيط

١ − تدمج العينات (أ) ، (ب) وتصبحان كأنهما واحدة تكون ن = ن$_1$ + ن$_2$ = ١٢ + ٩ = ٢١

٢ − رتيب درجات العينه الجديدة تصاعديا من أصغر قيمة إلى أكبر قيمة وهى تتمثل فى الآتى (٢٩) حتى (٣٩)

٣ − تستخرج الوسيط بالطريقة الاعتيادية قيمة الوسيط تساوى (٣٩)

٤ − نظم البيانات فى جدول ثنائى كالآتى

الاشارة العينه	(+)	(−)	المجموع
العينـــه (أ)	أ ٧	ب ٥	١٢
العينـــه (ب)	ح ٣	د ٦	٩
المجمـــــوع	١٠	١١	٢١

٥- التكرار المتوقع للخلية (أ) = $\frac{١٢ \times ١٠}{٢١}$ = ٥ر٧١

التكرار المتوقع (ب) = $\frac{١٢ \times ١١}{٢١}$ = ٦ر٢٩

التكرار المتوقع (ج) = $\frac{٩ \times ١٠}{٢١}$ = ٤ر٢٩

التكرار المتوقع (د) = $\frac{٩ \times ١١}{٢١}$ = ٤ر٧١

تستخرج قيمة (كا٢) من المعادلة الآتية .

$$\text{كا}^{٢} = \frac{(\text{التكرار المشاهد} - \text{التكرار المتوقع})^{٢}}{\text{التكرار المتوقع}}$$

$$\text{كا}^{٢} = \text{مج} \frac{(\text{ك} - \text{ق})^{٢}}{\text{ق}}$$

[illegible]

[illegible]

من التكرار الملاحظ الذى تكون قيمته أكبر من التكرار المتوقع. وتصبح التكرارات الملاحظة كما يأتى

التكرار الملاحظ للخلية «أ» = ٧ − ٠٫٥ = ٦٫٥

التكرار الملاحظ للخلية «ب» = ٥ − ٠٫٥ = ٥٫٥

التكرار الملاحظ للخلية «ج» = ٣ − ٠٫٥ = ٣٫٥

التكرار الملاحظ للخلية «د» = ٦ − ٠٫٥ = ٥٫٥

٧ − كا٢ =
$$\frac{(٦٫٥ - ٥٫٧١)^{٢}}{٥٫٧١} + \frac{(٥٫٥ - ٦٫٢٩)^{٢}}{٦٫٢٩} + \frac{(٣٫٥ - ٤٫٢٩)^{٢}}{٤٫٢٩}$$

$$\frac{(٥٫٥ - ٤٫٧١)^{٢}}{٤٫٧١} = ٠٫٤٨٥$$

٨ − تقارن قيمة كا٢ المحسوبة (٠٫٤٨٥) بالقيمة النظرية الجدولية عند مستوى ٠٫٠٥ = ٣٫٨٤٠ وبالتالى فانه يمكن الفرض الصفرى. حيث لا يوجد فرق بين المجموعتين من الطلاب القاطنين المدنيه أو القرية

اختبار مربع كاى (كا ٢)

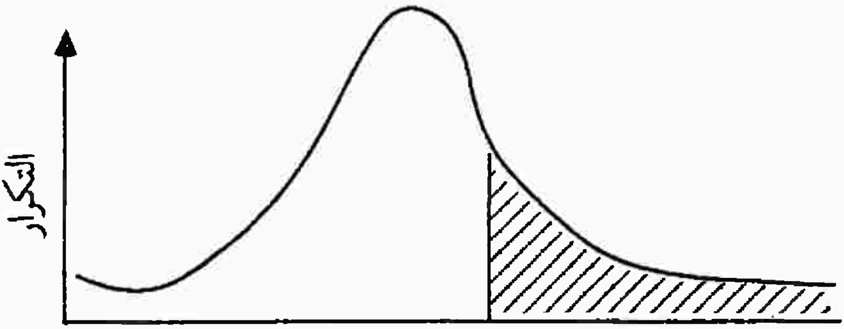
يعد اختبارا مربع كاى من الاختبارات اللابارامترية. فهو يستخدم فى تحليل البيانات التصنيفية. كما يهتم بدراسة التكرارات الملاحظة (observed) مع التكرارات المتوقعة (Expected). وأحيانا يسمى اختبار مربع كاى باختبار جوده التطابق Good ness of fit والقانون المستخدم هو

$$\text{كا}^2 = \text{مج} \frac{(\text{ك} - \text{ك})^2}{\text{ك}} \qquad (١)$$

حيث ان ك = التكرار الملاحظ (observed)

ك = التكرار المتوقع (Expected)

والتوزيع الذى يأخذه كا^2 فى التكرارات المختلفة هو



شكل (١)
توزيع تكرارات كا^2

وسوف نعرض استخدامات (كا٢) فى حالة العينة الواحدة. العينيتين المستقلتين، عده عينات مستقله (Ganes, klan, 1967)

أولا : اختبار (كا٢) في وجود عينه واحده

يستخدم اختبار (كا٢) فى حالة وجود عينه واحده. ولكن تحسب قيمة لابد وان تنظم التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة. والمثال التالى يوضح كيفية حساب قيمة كا٢ . يفترض ان لدينا ثمان أنواع من الأدوية المختلفة التى تستخدم فى علاج مرضى السرطان. ولمعرفة هب يوجد فرق بين عدد المرضى فى كل دواء، وكانت نتائج التحليل الاكلينيكية أثبتت ما يلى

جدول (١)

عدد المرضى الذين تم عالجهم بالأنواع المختلفة من الادواء

رقم الدواء	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	مجموع التكرارات
	نوع الدواء								
التكرارات الملاحظه	٢٩	١٩	١٨	٢٥	١٧	١٠	١٥	١١	
التكرارات المتوقعة	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨	١٨	١٤٤

فرض الدراسة

الفرض الصفرى H لاتوجد فروق في تكرارات المرضى الذين تم شفائهم بالأنواع المختلفة من الأدوية

الفرض البديل : H توجد فروق فى تكرارات المرضى الذين تم شفائهم بالأنواع المختلفة من الأدوية.

يتضح من الجدول (١) التكرار المتوقع $\frac{١٤٤}{٨} = ١٨$

حيث ان : التكرار الملاحظ = ١٤٤

عدد الخلايا (ن) = ٨

ولحساب قيمة كا٢ فانه تطبق المعادلة (١)

$$كا^٢ = \frac{(٢٩٩ - ١٨)^٢}{١٨} + \frac{(١٩-١٨)}{١٨} + \frac{(١٨-١٨)^٢}{١٨} + \frac{(٢٥-١٨)^٢}{١٨}$$

$$+ \frac{(١٧-١٨)^٢}{١٨}$$

$$\frac{(١٠ - ١٨)^٢}{١٨} + \frac{(١٥-١٨)}{١٨} + \frac{(١١-١٨)^٢}{١٨}$$

كا٢ = ١٦٫٣٠

وبارجوع إلى الجداول الاحصائية الخاصة باختبار كا٢ عند حرية (ن – ١) = ٧

ومستوى دلاله احصائية (= ٠٥ر) ، فما قيمة كا٢ = ١٤٫٠٧
وبالتالى فانه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل وهو وجود فروق فى تكرارات المرضى التى حصلوا على أنواع مختلفة من الدواء. (Siegel, 1956)

اختبار مربع كاى (كا٢) لعينيتين مترابطتين يستخدم اختبار (كا٢) عندما توجد عينتين مترابطتين. مثال تكرارات الطلاب قبل وبعد التطبيق والتصميم التجريبى للعينات المترابطة هى

		بعـــد (+)	بعـــد (ـ)
قبل	+	أ	ب
	−	ج	د

والمعادلة المستخدمة لحساب قيمة كا ٢ هى :

$$\text{كا}^2 = \frac{(\text{أ} - \text{د})^2}{\text{أ} + \text{د}} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots (٢)$$

وقدم ياتس (١٩٣٤) تعديلا لتقليل الخطأ الناتج عن القياس والمعادلة التى قدمها ياتس هى :

$$\text{كا}^2 = \frac{(|\text{أ} - \text{د}| - ١)}{\text{أ} + \text{د}} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots (٣)$$

ودرجات الحرية = (ن −١) (م − ١) = (٢−١) (٢−١) =١

مثال :

فى دراسة قام بها مجموعة من الباحثين عن أثر الاتجاهات نحو التدخين لمجموعة من الأطفال والراشدين. تم حساب عدد الأطفال والراشدين تجاه

التدخين قبل وبعد البرنامج. وكانت النتائج موضحة فى الجدول (٢)

جدول (٢)

عدد الأطفال والراشدين تجاه التدخين
قبل وبعد البرنامج

قبل البرنامج	بعد البرنامج	
	الاطفـــال .	الراشـــدين
الأطفال	أ ١٤	ب ٤
الراشدين	ج ٣	د ٤

فروض الدراسة :

الفرض الصفرى H.

لاتوجد فروق بين تكرارات الأفراد تجاه التدخين قبل وبعد البرنامج

الفرض البديل H_1

توجد فروق بين تكرارات الأفراد تجاه التدخين قبل وبعد التدخين للتحقق من صحة الفرض الصفرى فانه تطبق المعادلة (٣)

$$\text{كا}^{٢} = \frac{(١٤١ - ١٤ - ١)}{١٤ + ٤} = \text{٤ر٥}$$

وبالرجوع إلى الجداول الاحصائية عند درجات حرية (١) ومستوى دلاله احصائية (∝ = ٠٥ر) فان قيمة كا٢ = ٣ر٨٤ وهذا يدل على انه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل، وهذا يدل على وجود فروض فى اتجاهات عينه الدراسة قبل وبعد البرنامج تجاه التدخين.

اختبار مربع كاى (كا٢) فى وجود عينات مستقله

يستخدم اختبار مربع كاى لدراسة فروق التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة فى عينات مستقله والمعادلة التالية هى:

$$\text{كا}^2 = \sum_{\text{س}=1}^{\text{أ}} \sum_{\text{ص}=1}^{\text{ب}} \frac{(\text{ك}_{\text{س ص}} - \text{ك}'_{\text{س ص}})}{\text{ك}'_{\text{س ص}}} \quad \ldots\ldots (٣٥)$$

درجات الحرية = (أ − ١) (ب − ١)

مثـال :

فى دراسة قام بها فريق من الباحثين لدراسة العلاقة بين مستويات التحصيل الدراسية والأنشطة السياسية وقد اختيرت عينة مكونة من (٢٠٠) من طلاب الجامعة، وتم تقسيمهم فى مستويات مختلفة من التحصيل الدراسة والأنشطة السياسية وكانت النتائج موضحة فى الجدول التالى

جدول (٣)
التكرارات الملاحظة والمتوقعة
للعينة (ن = ٢٠٠)

مستويات التحصيل الدراسة	الأنشطة السياسية			المجموع الكلى
	المنخفضة	المتوسطة	المرتفعة	
المرتفع	٣٩ ٣٥	١٥ ١٥	٦ ١٠	٦٠
المتوسط	٣٩ ٤٥	١٥ ١٠	٦ ٥	٦٠
المنخفض	٥٢ ٥٠	٢٠ ٢٥	٨ ٥	٨٠
المجموع الكلى	١٣٠	٥٠	٢٠	٢٠٠

فروض الدراسة :

الفرض الصفرى H_0.

الأنشطة السياسية ومستويات التحصيل الدراسى مستقلة بعضها على بعض

الفرض البديل H_1.

الأنشطة السياسية ومستويات التحصيل معتمد بعضها على بعض للاجابة عن الفرض الصفرى يجب ان نتبع الخطوات التالية

١ – حساب قيم التكرارات المتوقعة (ك‾)

$$\bar{\text{ك}}_{١} = \frac{٦٠ \times ١٣٠}{٢٠٠} = ٣٩$$

$$\bar{\text{ك}}_{٢} = \frac{٦٠ \times ٥٠}{٢٠٠} = ١٥$$

$$\bar{\text{ك}}_{٣} = \frac{٦٠ \times ٢٠}{٢٠٠} = ٦$$

$$\bar{\text{ك}}_{٤} = \frac{٦٠ \times ١٣٠}{٢٠٠} = ٣٩$$

$$\bar{\text{ك}}_{٥} = \frac{٦٠ \times ٥٠}{٢٠٠} = ١٥$$

$$\bar{\text{ك}}_{٦} = \frac{٦٠ \times ٢٠}{٢٠٠} = ٦$$

$$\bar{\text{ك}}_{٧} = \frac{٨٠ \times ١٣٠}{٢٠٠} = ٥٢$$

$$\bar{\text{ك}}_{٨} = \frac{٨٠ \times ٥٠}{٢٠٠} = ٢٠$$

$$\bar{\text{ك}}_{٩} = \frac{٨٠ \times ٢٠}{٢٠٠} = ٨$$

رصدت قيم التكرارات المتوقعة فى الجدول (٣)

٢ – طبقت المعادلة (٤) لحساب الجدول (٣)

$$كا^{٢} = \frac{(٣٥-٣٩)^{٢}}{٣٩} + \frac{(٤٥-٣٩)^{٢}}{٣٩} + \frac{(٥٠-٥٢)^{٢}}{٥٢} + \frac{(١٥-١٥)^{٢}}{١٥} + \frac{(١٠-١٥)^{٢}}{١٥} +$$

$$+ \frac{(٢٥-٢٠)^{٢}}{٢٠} + \frac{(١٠-٦)^{٢}}{٦} + \frac{(٥-٦)^{٢}}{٢} + \frac{(٥-٨)^{٢}}{٨}$$

كا٢ = ٣ر٨

درجات الحرية = (٣–١) (٣–١) = ٤

وبالرجوع إلى الجداول الاحصائية الخاصه بقيمة كا٢ عند درجات حرية = ٤، ومستوى دلاله احصائية (=٠٥ر) فان كا٢ الجدولية = ٩ر٣٨

وبالتالى فانه يمكن قبول الفرض الصفرى

اختبار مربع كاى (كا٢) فى وجود أربع مجموعات مستقلة

يستخدم هذا النوع من التحليل إذا كانت العينات مستقلة وعندما تكون التقييم التجريبى يتكون من أربع مجمــــوعات والمعادلة المستخدمة هى (Siegel, 1956):

$$\boxed{كا^{٢} = \frac{\dfrac{ن\,(\,|أد - ب\,جـ\,| - ن)^{٢}}{٢}}{(أ+ب)\ (ب+د)\ (أ+ج)\ (ج+د)}}\quad ....\ (٣٦)$$

درجات الحرية =١

مثـال :

فى دراسة أجريت فى ميدان علم النفس وجد أن الطلاب ذوى القلق العالى والمنخفض غالبا ما تكون اتجاهاتهم نحو التعلم الذاتى أما بالايجاب أو السلب. وكانت الدراسة موضحة فى الجدول

فروض الدراسة :

الفرض الصفرى $H_{٠}$.

لاتوجد علاقة بين مستوى القلق والاتجاه نحو التعلم

الفرض البديل $H_{١}$.

توجد علاقة بين مستوى القلق والاتجاه نحو التعلم

جدول (٤)

الاتجاه نحو التعلم الذاتى وعلاقته بمستوى القلق

الاتجاه نحو التعلم الذاتى مستوى القلق	ايجـــابى	ســلبى	المجمع الكلى
ايجـــابى	١٠	٤٦	٥٦
ســـلبى	١١	١٣	٢٤
المجموع الكلى	٢١	٥٩	٨٠

وبتطبيق المعادلة (٤) لحساب قيمة كا٢ نجد مايلى

$$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{٨٠}\left[(\text{١٠})(\text{١٣}) - (\text{١١})(\text{٤٦}) \,/\, \overline{\text{٨٠ / ٢}}\right]^{٢}}{(\text{٢١})(\text{٥٩})(\text{٥٦})(\text{٢٤})} = \text{٥٫٤٢}$$

قيمة $\text{كا}^{٢}$ الجدولية عند مستوى (=٠٥ر)، ودرجات حرية =١

فان $\text{كا}^{٢}$ = ٣ر٨٤.

وبالتالى فانه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل ويرى كوهران (Cochron, 1954) ان معادلات مربع كاى تستخدم فى وجود شروط معينة.

١ – عندما تكون البيانات مقاسة عند المستوى الاسى (التصنيفى)
٢ – عندما تكون عينة الدراسة أكبر من (٤٠) حالة والتصميم التجريبى ثنائى الاتجاه فانه يفضل استخدام المعادلة (٥)
٣ – إذا كانت عينة الدراسة تتراوح ما بين ٢٠ إلى ٤٠ حالة والتصميم التجريبى خمس خلايا أو أكثر، فانه يجند استخدام المعادلة (٣)

استخدام مربع كاى (كا^2) فى اختيار كولوجروف – سميرنوف

The Kolmogorov-Smirnov Twosample Test

يستخدم اختبار كولوكجروف – سميرنوف لاختبار الفروق بين عينتين عندما تكون البيانات مقاسة على المستوى الاسمى والأخرى على المستوى التصنيفى.

والمعادلة المستخدمة هى : (Siegel, 1956)

$$\boxed{\text{كا}^2 = \frac{4\ \text{ق}^2\ (\text{ن}_1\ \text{ن}_2)}{\text{ن}_1\ \text{ن}_2}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (36)$$

حيث ان ق^2 = أكبر فرق مطلق بين نسب التكرارات المتغيرات النصفية
ن$_1$ ، ن$_2$ = عدد أفراد المجموعة الأولى والمجموعة الثانية عينة الدراسة.

ففى دراسة قام بها بعض الباحثين الدراسة الفروق الطلبة والطالبات فى رد الفعل اللفظى بالأقسام المختلفة فى كلية التربية – جامعة المنصورة وكانت النتائج موضحة فى الجدول (٣)

جدول (٥)
عدد أفراد العينة لطلاب الذكور والأناث فى التخصصات المختلفة المستخدمة فى الدراسة

التخصص / النوع	رياضه	بيولوجى	انجليزى	الصناعة	الطفولة	عربى	تاريخ	المجموع الكلى
طلبة	١١	٧	٨	٣	٥	٥	٥	٤٤
طالبات	١	٣	٦	١٢	١٢	٤	١٦	٥٤

تقوم بحساب نسبة التكرارات المتجمعة التصاعدية والفروق المطلقة لهذه النسبة وهى موضحة الجدول (٦)

الطلبة	١١/٤٤	١٨/٤٤	٢٦/٤٤	٣٩/٤٤	٣٤/٤٤	٣٩/٤٤	٤٤/٤٤
	٠ر٢٥٠	٠ر٤٠٩	٠ر٥٩١	٠ر٦٥٩	٠ر٧٧٣	٠ر٨٨٦	١ر٠٠٠
الطالبات	١/٥٤	٤/٥٤	١٠/٥٤	٢٢/٥٤	٣٤/٥٤	٣٨/٥٤	٥٤/٥٤
	٠ر١٨	٠ر٤٧	٠ر١٨٥	٠ر٤٠٧	٠ر٦٣٠	٠ر٧٠٤	١ر٠٠٠
الفرق المطلق	٠ر٢٣٢	٠ر٣٣٥	٠ر٤٠٦	٠ر٢٥٢	٠ر١٣٣	٠ر١٨٢	صفر

حيث ٢ المطلق الكبرى = (٤٠٦)²

وبتطبيق المعادلة (٥) نجد ان :

$$\text{كا}^2 = \frac{(٤)(٠ر٤٠٦)^2\ (٥٤)\ (٤٤)}{٥٤+٤٤} = ١٥ر٩٧$$

وبالرجوع إلى كا² الجدولية عند درجات حرية (٢) ومستوى دلاله (= ٠١ر) فان كا² = ٢١ر٩ وبالتالى فانه يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل حيث ان الطلاب والطالبات الذكور تختلف ف – د الفعل اللفظى فى التخصصات المختلفة.

اختبار مربع كاى فى اختبار الوسيط

يستخدم اختبار الوسيط لمعرفة الفروق بين مجموعتين مستقلتين وهو يعتمد على ايجاد الوسيط المشترك. وذلك بايجاد الدرجات التى تقع أعلى الوسيط والدرجات الأدنى من الوسيط.

والقانون المستخدم هو :

$$\boxed{\text{كا}^2 = \frac{\text{ن}\left(\,|\,\text{ك} - \text{ب ج}\,| - \frac{\text{ن}}{٢}\right)^2}{(\text{أ+ب})\ (\text{ب+ج})\ (\text{أ+ج})\ (\text{ب+د})}} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (٣٧)$$

مثـــال :

نفترض ان لدينا مجموعة الطلاب الذكور جعلوا على درجات فى اختبار علم النفس والقياس النفسى وكانت النتائج كما يلى :

القياس النفسى   علم النفس.

٢٠	١٧	٣	الطلاب الذكور فوق المتوسط
١٩	٦	١٣	
٣٩	٢٣	١٦	الطلاب الذكور دون المتوسط

وبتطبيق المعادلة (٧) نجد ان

$$كا^{٢} = \frac{٣٩\left(\left|(٣)(٦) - (١٧)(١٣)\right| - \frac{٣٩}{٢}\right)^{٢}}{(٢٠)(١٩)(١٦)(٢٣)}$$

$$كا^{٢} = ٩{,}٣٩$$

ويتضح ان قيمة $كا^{٢}$ = ٩,٣٩ دالة احصائيا عند مستوى ٠١,