أ. د./ عبد المنعم أحمد الدردير

الإحصاء البارامتري واللابارامتري

في اختبار فروض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

عالم الكتب

الإحصاء البارامتري واللابارامتري

في اختبار فروض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

أ. د. / عبد المنعم أحمد الدردير
أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوي
كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادي

عالم الكتب
٣٨ شارع عبد الخالق ثروت القاهرة ت ٣٩٢٦٤٠١

عالم الكتب
نشر . توزيع . طباعة

- الإدارة :
16 شارع جواد حسنى - القاهرة
تليفون : 3924626
فاكس : 002023939027

- المكتبة :
38 شارع عبد الخالق ثروت - القاهرة
تليفون : 3926401 - 3959534
ص . ب 66 محمد فريد
الرمز البريدى : 11518

- الطبعة الأولى
1426 هـ -- 2006 م

- رقم الإيداع 16909 / 2005

- الترقيم الدولى I.S.B.N
977- 232– 479 – 2

- الموقع على الإنترنت : WWW.alamalkotob.com

- البريد الإلكترونى : info@alamalkotob.com

بسم الله الرحمن الرحيم

نستعين

وعلمك ما لم تكن تعلم

صدق الله العظيم

إهـــداء

إلـــى

والدى العزيز ... أطال الله فى عمره

وأبنـــائـــى :

عـــــــلا	بالثانوية العامة
نـــــــدا	بالثانوية العامة
عصـــــام	بالاعــــدادية
عبد الرحمن	بالابتـــدائية

أهدى إليهم جميعاً هذا الكتاب تقديراً وعرفاناً بالجميل

المؤلـــف
أ . د / عبد المنعم أحمد الدردير
Email: Eldardeer82@Yahoo.com

تنويه

الأمثلة التي تم عرضها في هذا
الكتاب لتوضيح طريقة الحل فقط

المؤلف

فهرس المحتوى

الفصل الأول
العينات والاختبارات الإحصائية

الفصل الثانى
الفـــــــــــروض

الفصل الثالث
اختبار الفروض الفارقة بالإحصاء البارامترى

الفصل الأول

العينات والاختبارات الإحصائية

الفصل الأول
العينات والاختبارات الإحصائية

أولاً : العينات *Samples*

١ـ مفهوم العينة :

يُعـد اختيار الباحث للعينة *Sample* من الخطوات والمراحل المهمة للبحث ، فالاهتمام بأمر العينة وطريقة اختيارها فى غاية الأهمية إذا أردنا نتائج صحيحة ، ولا شك أن الباحث يفكر فى عينة البحث منذ أن يبدأ فى تحديد مشكلة البحث وأهدافه ، لأن طبيعة البحث وفروضه وخطته تتحكم فى خطوات تنفيذه واختيار عينته وأدواته مثل : الاستبيانات ، الاختبارات ، قوائم الملاحظة ، وغيرها .

فالأهداف التى يضعها الباحث لبحثه ، والإجراءات التى سيستخدمها ستحدد طبيعة العينة التى سيختارها ، هل سيأخذها عينة واسعة وممثلة أم عينة محدودة ؟ هل سيطبق دراسته على كل الأفراد أم يختار قسماً منهم فقط ؟

إن الباحث الذى يبحث فى دراسة ظاهرة ما أو مشكلة ما ، فإنه يحدد جمهور بحثه ، أو مجتمع بحثه حسب الموضوع ، أو الظاهرة ، أو المشكلة التى يختارها ، فما المقصود بمجتمع البحث ؟

فمجتمع البحث *Population* يعنى جميع مفردات الظاهرة التى يدرسها الباحث ، فإذا كان الباحث يدرس مشكلات الأسر الريفية فى مصر فإن مجتمع بحثه هو الأسر الريفية فى مصر كافة ، وإذا كان يدرس مشكلات طلاب المرحلة الثانوية فإن مجتمع بحثه هو طلاب المدارس الثانوية ، وإذا كان يدرس الأمثال الشعبية فان مجتمع بحثه هو الأمثال الشعبية ، وإذا كان يدرس الشيكات السياحية فإن مجتمع بحثه هو الشيكات السياحية ، وإذا كان يدرس أجهزة التليفزيون الملون فان مجتمع بحثه هو جميع أجهزة التليفزيون الملون .

إذن مجتمع البحث هو جميع الأفراد أو الأشخاص أو الأشياء الذين يكونون أو التى تكون موضوع مشكلة البحث ، فتحديد مجتمع البحث ووضعه فى ذهن الباحث قبل بدء بحثه أو دراسته أمر بالغ الأهمية حتى لا تخرج الاستنتاجات والتوصيات عن حدودها ، ولكن هل يستطيع الباحث أن يدرس جميع أفراد مجتمع البحث ؟

لو افترضنا أن باحثاً يريد أن يدرس مشكلات طلاب كليات المجتمع ، فإن مجتمع البحث هنا هو جميع الطلاب فى جميع كليات المجتمع ، فهل من المفروض أن يدرس الباحث كل الطلاب ؟ هل يستطيع ؟ هل يمتلك الوقت الكافى ؟ هل يحتاج إلى دراسة كل الطلاب ؟

فطلاب كليات المجتمع فى مصر يزيدون عن ثمانين ألف طالب ، وهو مجتمع ضخم لا يستطيع الباحث أن يدرسه كله فماذا يفعل إذن ؟

فالباحث عليه أن يختار جزءاً من مجتمع البحث نسميه عينة البحث إنه فى مثل هذه الحالة يشبه الطبيب الذى يحلل دم المريض ، إنه لا يحلل دم المريض كله إنما يأخذ عينة صغيرة فقط ، ولا شك أن لهذه العينة الصغيرة نفس خصائص دم المريض كله ، فالطبيب لا يحتاج لتحليل كل الدم ، ولا ضرورة لذلك . وكذلك الباحث لا يحتاج إلى دراسة أحوال ومشكلات كل طلاب كليات المجتمع بل يختار جزءاً منهم أو عينة منهم ، وبالتالى فإن من الأسباب التى تدفع الباحث إلى اختيار عينة بدلاً من دراسة المجتمع كله هى :

أ - إن دراسة مجتمع البحث الأصلى كله تتطلب وقتاً طويلاً وجهداً شاقاً وتكاليف مادية مرتفعة .

ب- لا حاجة لدراسة المجتمع الأصلى كله ، فالعينة التى يختارها منه تحقق أهداف البحث .

ومن هنا يتضح الفرق بين مجتمع البحث والعينة ، فالعينة تمثل المجتمع الأصلى ، وتحقق أغراض البحث ، وتغنى الباحث عن مشقات دراسة المجتمع الأصلى ، وهكذا تعرف العينة بأنها جزء من مجتمع البحث الأصلى ، يختارها الباحث بأساليب مختلفة ، وتضم عدداً من أفراد المجتمع الأصلى ، أى أن مجتمع البحث أعم وأشمل من عينة البحث .

٢ـ اختيار العينة :

تمر عملية اختيار العينة بالخطوات التالية :

أ - تحديد المجتمع الأصلى للدراسة : يقوم الباحث فى هذه الخطوة بتحديد المجتمع الأصلى لدراسته تحديداً دقيقاً ، فإذا أراد الباحث دراسة مشكلات

طلاب الجامعة فى مصر عليه أن يحدد مجتمع البحث الأصلى ، هل هو جميع طلاب كليات المجتمع الحكومية والخاصة ؟ هل هو جميع طلاب السنة الأولى والسنة الثانية ؟

ب- تحديد أفراد المجتمع الأصلى للدراسة ، وإعداد قائمة بأسماء جميع الأفراد : وهذا يتم بعد تحديد المجتمع الأصلى بدقة ، فإذا حدد الباحث مجتمعه الأصلى بأنــه طــلاب المهن الهندسية فى الكليات الخاصة ، فإن عليه أن يعد قائمة بأســماء الطــلاب الملتحقيــن فى هذه المهن ، وقد يلجأ إلى سجلات وزارة التربيــة أو ســجلات الكلــيات نفسها حيث تحتوى هذه السجلات على قائمة بأســماء الطــلاب ، ويحــذِّر الباحــث مــن اللجوء إلى سجلات غير كاملة أو ســجلات قديمة ، أو سجلات الناجحين فقط .... بل عليه أن يتأكد من أن السجلات كاملة تماماً وشاملة وحديثة .

جـــ- اختــيار عينة ممثلة : بعد تحديد القائمة التى تحوى جميع أفراد المجتمع الأصــلى يقــوم الباحــث باختــيار عيــنة ممثلة من هذه القائمة ، فإذا كان أفــراد المجــتمع متجانســين فإن أى عدد منها يمثل المجتمع الأصلى ، أما إذا كــان الأفــراد متباينيــن فلابد من اختيار عينة وفق شروط معينة بحيث تمــثل أفــراد المجتمع الأصلى كافة ، ويحذِّر الباحث من التسرع فى اختيار العيــنة فــإذا كــان المجتمع الأصلى هو طلاب المهن الهندسية فى الكليات الخاصــة فــإن علينــا أن نــتأكد مــن ســجلات هذه الكليات من النواحى التالية :

- هل ترتب هذه الكليات أسماء المسجلين حسب أعمارهم ؟
- هل ترتبهم حسب تفوقهم ؟

فــى مــثل هذه الحالات لا يجوز أن يختار الباحث أسماء أول ١٠٠ طالــب فــى الســجل ، لأن هــذا يعــنى أنه اختار الطلاب الصغار فى السن أو الطــلاب المتفوقيــن فقــط ، وأن العينة التى اختارها الباحث ليست عينة ممــثلة لكــل الطــلاب ، إن العيــنة العشوائية السليمة هى العينة التى تمثل المجتمع الأصلى للدراسة تمثيلاً دقيقاً ، ويتحقق ذلك فى ضوء شرطين هما :

- إذا سُحبت عينة من مجتمع فإن كل فرد فى العينة ينبغى أن تكون له فرصة متكافئة لأن يُنتقى فى هذه العينة .
- انــتقاء أى فــرد فــى العيــنة لا يؤثــر على انتقاء فرد آخر ، أى لا نستطيع التنبؤ بالفرد الذى يُنتقى من معرفتنا لفرد آخر تم انتقاؤه ، وتسمى هذه الخاصة خاصية الاستقلال *Independence* .

د – حجم العينة المناسب :

يتحدد الحجم المناسب للعينة من خلال العوامل التالية :

(١) تجانس أو تباين المجتمع الأصلى :

إن المجتمع الأصلى المتجانس يسهل على الباحث اختيار العينة ، لأن أى عــدد مــن أفــراده مهمــا كان قليلاً يمثل المجتمع الأصلى كله ، إن ســنتيمتراً واحــداً مــن الماء يمكن أن يمثل بئراً كاملاً ، كما أن نقطة دم واحــدة يمكن أن تمثل الدم كله ، أما إذا كان المجتمع الأصلى متبايناً فإن ذلك يعنى صعوبة فى اختيار العينة الممثلة ، كما يعنى ذلك زيادة فى حجم العينة حتى تمثل المجتمع الأصلى المتباين كله ، فإذا كان المجتمع الأصلى لبحــث مــا هــو طــلاب المهن الهندسية فى الكليات الخاصة ، فإن هذا المجــتمع متبايــن بيــن طــلاب السنة الأولى والسنة الثانية ، بين طلاب متفوقين وآخرين غير متفوقين ، بين طلاب يعملون خارج أوقات الدراسة وطلاب متفرغين ... الخ ، وهذا يعنى أن العينة لكى تكون ممثلة لابد وأن تشمل أفراداً من كل هذه الفئات .

(٢) أسلوب البحث المستخدم :

إن أســلوب البحث المستخدم يؤثر على اختيار العينة ، فهل يستخدم الباحث الأسلوب المسحى أم التجريبى ؟ وما نوع التصميم التجريبى الذى سيســتخدمه ؟ إن الدراسات المسحية تتطلب عينة ممثلة وكافية ، كما أن بعــض التصــميمات التجريبية تتطلب وجود مجموعات تجريبية وضابطة متعددة ، وهذا يعنى الحاجة إلى اختيار حجم كبير للعينة .

(٣) درجة الدقة المطلوبة :

إن الباحث الذى يريد الحصول على نتائج دقيقة لابد وأن يعتمد على عينة كبيرة الحجم تعطيه الثقة لتعميم نتائجه على المجتمع الأصلى الكبير .

(٤) الطريقة الإحصائية :

وضع بعض العلماء المهتمين بالعينات وتصميم التجارب أيضاً بعض الأسس لاختيار العينة المناسبة لأى بحث علمى ، ومنها : أن تمثل العينة المجتمع المأخوذة منه تمثيلاً دالاً عند مستوى ثقة ٩٥ % ، أو ٩٩ % (مستوى دلالة ٠,٠٥ أو ٠,٠١) ، وتحديد قوة الاختبار الإحصائى المستخدم (خطأ التقدير المسموح به) ، أو خطأ النوع الثانى *Type II Error* الذى يدل على احتمال القبول لفرض صفرى خاطئ ، أو الخطأ السالب الذى يحدث عندما يكون القرار قبول الفرض الصفرى وهو فى الحقيقة يجب رفضه .

وقد حدد *(Freund&Wilson,1997)* الحد الأدنى لحجم العينة المناسب لإجراء البحوث والدراسات والذى يتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$\boxed{ن = \left(\frac{ذ}{خ}\right)^{٢} \times ع^{٢}}$$

حيث أن :

ن = حجم العينة المناسب (عدد الأفراد) ، $ع^{٢}$ = التباين

خ = حجم الخطأ فى التقدير المسموح به أو حدود الثقة

ذ = الدرجة المعيارية المقابلة لمستوى الثقة أو الدلالة

فإذا كان المتغير ثنائى التصنيف مثل : (متعلم ، غير متعلم) ، أو (ريف ، حضر) ، فإن التباين ($ع^{٢}$) = ق (١ – ق) ، حيث أن (ق) تمثل النسبة المئوية للمتغير ثنائى المجتمع ، أو التصنيف .

أما إذا كان المتغير متصلاً فإننا نحسب قيمة التباين من الدرجات المتوقعة للمتغير ، ونحدد مستوى الثقة المرغوب ، وكذلك حجم خطأ التقدير المسموح به ، ثم نحسب الحجم المناسب للعينة .

مثال للمتغير الثنائى :

إذا كان المتغير الثنائى (ريف – حضر) ، وكانت نسبة الريف فى المجتمع ٧٥ % فإن نسبة الحضر = ١ – ٠,٧٥ = ٢٥ %

وباستخدام مستوى ثقة ٩٥ % ، وحجم خطأ ٠,١٠ فإن :

$$ن = \left(\frac{1.96}{0.10}\right)^2 \times 0.75 \times 0.25 = 72 \text{ فرداً تقريباً}$$

وهذه العينة تنقسم إلى : ٠,٧٥ × ٧٢ = ٥٤ فرداً من الريف ؛ ٠,٢٥ × ٧٢ = ١٨ فرداً من الحضر .

وإذا كان لدينا متغير تصنيفى آخر فى الدراسة ، مثل : المستوى الاقتصادى/ الاجتماعى ، وكان المستوى المرتفع = ٠,٢٠ ، والمستوى المنخفض = ٠,٨٠ ، فإن حجم العينة المناسب للمستوى الاقتصادى – الاجتماعى =

$$\left(\frac{1.96}{0.10}\right)^2 \times 0.20 \times 0.80 = 61 \text{ فرداً}$$

وتنقسم إلى : ٦١ × ٠,٢٠ = ١٢ فرداً من المستوى المرتفع ، ٦١ × ٠,٨٠ = ٤٩ فرداً من المستوى المنخفض .

مثال للمتغير المتصل :

أراد باحث تحديد حجم العينة المناسب لإجراء دراسة تجريبية ، فما حجم العينة المناسب لدراسته ؟

لم يحدد المثال السابق تباين الدرجات ، أو مستوى الثقة المطلوب ، فإذا فرضنا أن مستوى الثقة ٩٥ % ، وأن الدرجات تتراوح فيما بين ٢٠ ، ٦٠ درجة ، وحدود خطأ التقدير المسموح به هو ٤ ، فإنه يمكن وضع تقدير للانحراف المعيارى (ع) باستخدام ربع مدى الدرجات (٦٠ – ٢٠) = $\frac{40}{4}$ = ١٠

$$ن = \left(\frac{ذ}{خ}\right)^2 \times ع^2 = \left(\frac{1.96}{4}\right)^2 \times (10)^2 = = 24 \text{ فرداً}$$

وإذا أراد الباحث تقليل حدود خطأ التقدير المسموح به من ٤ إلى ١ فإن حجم العينة (ن) يزداد ، ويصبح مساوياً $\left[\left(\frac{1.96}{1}\right)^2 \times (10)^2\right] = 384$ فرداً تقريباً .

أمـــا حجـــم العيـــنة الـــلازم لاختـــبار فرض من الفروض يعتمد على التباين ومســـتوى الـــثقة وقـــوة الاختبار الإحصائى ، والفرق بين قيمتى المتوسطين الفعلى والمفترض ، ويتم حساب حجم العينة المناسب فى هذه الحالة من المعادلة :

$$\boxed{ن = \left(\frac{ذ_1 + ذ_2}{خ}\right)^2 \times ع^2}$$

حيث أن :

$ذ_1$ = الدرجـــة المعيارية المقابلة لمستوى الدلالة المحدد ، أو خطأ النوع الأول *Type I Error* (احـــتمال الرفض الخاطئ لفرض صفرى صـــحيح ، أو الخطأ الموجب الذى يحدث عندما يكون القرار رفض الفرض الصفرى وهو فى الحقيقة لا يجب رفضه) .

$ذ_2$ = الدرجـــة المعـــيارية المقابلـــة لمستوى قوة الاختبار الإحصائى ، أو خطأ النوع الثانى .

خ = الفرق بين قيمتى المتوسطين الفعلى والمفترض .

ع = تقدير الانحراف المعيارى

فإذا كان مستوى الثقة ٩٥ % وقررنا أن الخطأ المسموح به ، أو خطأ النوع الـــثانى β = ١٠ % ، وكان المتوسط الفعلى = ٣٧ ، والمتوسط المفترض = ٣٥ ، وقوة الاختبار الإحصائى = ٩٠ % ، فإن : خ = ٢ ، ع = ١٠ ، $ذ_1$ = ١,٦٤٥ عند مستوى ٠,٠٥ ، $ذ_2$ = ١,٢٨٢ .

$$ن = \left(\frac{١,٦٤٥ + ١,٢٨٢}{٢}\right)^2 \times (١٠)^2 = ٢١٤ \text{ فرداً}$$

وهـــذا يـــدل علـــى أنـــه إذا أخذنـــا عيـــنة حجمهـــا ٢١٤ فرداً فإننا نتوقع رفـــض الفـــرض بـــأن المتوســـط = ٣٥ إذا كـــان المتوسط الفعلى ≥ ٣٧ بمستوى ثقة ٩٠ % .

فالعيـــنة الصغيرة هى التى يقل عدد أفرادها عن ٢٥ فرداً ، أما العينة الكبيرة فهـــى الـــتى يـــزيد عـــدد أفرادها عن ١٠٠ فرد ، ويوجد نسبة اتفاق بين العديد من العلمـــاء فـــى مجال الدراسات النفسية والتربوية بأن تكون العينة ≥ ٣٠ فرداً مختارة عشـــوائياً وممثلة للمجتمع الأصلى ، وكلما كان حجم العينة كبيراً ، كلما كان التعميم

علـــى المجـــتمع أكـــثر ثـــباتاً وأكـــثر دقة ، إضافة إلى زيادة قوة الاختبار الإحصائى المستخدم ، وقد تكون العينة صغيرة إلا أنها أكثر تمثيلاً *Representative* لخصائص الأصــل الذى اشتقت منه ، كما أن العينات العشوائية يمكن تعميم نتائجها على الأصل الكلــى المــأخوذة مــنه هــذه العينات ، فالعينات الطبقية العشوائية تتضمن التمثيل والمصادفة معاً .

٣ـ أنواع العينات : *Kind of Samples*

يمكن التعرف على أسلوبين لاختيار العينة هما أسلوب العينة العشوائية ، أو الاحتمالـــية *Random Sample* ، وأسلوب العينة غير العشوائية *Non Random Sample* ففـــى أســـلوب العيـــنة العشـــوائية يختار الباحث أفراداً ممثلين للمجتمع الأصلى لكى يســـتطيع تعمــيم النتائج على المجتمع الأصلى كله وفى هذه الحالة يكون جميع أفراد المجتمع الأصلى لبحثه معروفين ومحددين ، فالتمثيل هنا يكون دقيقاً ، أما فى أسلوب العيـــنة غـــير العشـــوائية فيمكن استخدامه فى حالة عدم معرفة جميع أفراد المجتمع الأصـــلى ، وبالـــتالى تكـــون العينة غير ممثلة للمجتمع بشكل دقيق ولا تنطبق نتائج الدراســـة علـــى كـــل أفراد المجتمع ، وفيما يلى توضيح لهذين الأسلوبين مع تحديد لأنواع العينات التى تندرج تحت كل منهما :

أ ـ العينات العشوائية : *Random Samples*

يقـــوم الباحـــث باســـتخدام أســـلوب العينة العشوائية كما ذكرنا حين يكون جمـــيع أفـــراد المجـــتمع الأصـــلى معروفين ، فإذا كان المجتمع الأصلى للدراسة هو طـــلاب المهن الهندسية فى الكليات الخاصة ، فإن جميع أفراد هذا المجتمع معروفون تمامـــاً ومســـجلون فى قوائم تشمل جميع أفراد المجتمع ، وبالتالى نتمكن من اختيار عيـــنة تمـــثلهم ، والطريقة المناسبة للاختيار هى الطريقة العشوائية ، ويتم الاختيار العشـــوائى وفـــق شرط محدد لا وفق الصدفة ، وهذا الشرط هو : أن تتوفر لدى كل فـــرد مـــن أفـــراد المجتمع الأصلى الفرصة المكافئة لكل فرد آخر فى أن يتم اختياره للعيـــنة دون أى تحـــيز ، أو تدخـــل مـــن قـــبل الباحـــث ، وهناك عدة أشكال للعينة العشوائية هى :

(١) *العينة العشوائية البسيطة : Simple Random Sample*

يتم اختيار العينة العشوائية البسيطة فى حالة توفر شرطين أساسيين همـــا : الأول أن يكـــون جميع أفراد المجتمع الأصلى معروفين ، والثانى أن يكون هناك تجانس بين هؤلاء الأفراد ، ففى مثل هذه الحالة يعمد الباحث إلى اختيار عينة عشوائية بسيطة وفق الأساليب التالية :

- القـــرعة حيـــث يتم ترقيم أفراد المجتمع الأصلى ووضع الأرقام فى صـــندوق خـــاص ويـــتم سحب الأرقام حتى نستكمل العدد المناسب للعينة .
- جـــداول الأرقام العشوائية : وهى عبارة عن جداول يوجد بها أرقام عشـــوائية كثيرة يختار الباحث منها سلسلة من الأرقام العمودية أو الأفقـــية ، ثـــم يخـــتار من المجتمع الأصلى الأفراد الذين لهم نفس الأرقـــام التي اخترناها من جداول الأرقام العشوائية ، ويكون هؤلاء الأفراد هم العينة المختارة .

ويتضـــح أن اختيار هذه العينة العشوائية البسيطة يبدو سهلاً ولكن ذلـــك يتطلـــب جهـــداً ووقتاً طويلين ، كما أننا لا نضمن أن تكون هذه العينة ممثلة بدقة للمجتمع الأصلى .

(٢) *العينة العشوائية الطبقية : Stratified Random Sample*

عرفـــنا أن العيـــنة العشـــوائية البسيطة تُختار فى حالة واحدة هى تجـــانس جمـــيع أفـــراد المجـــتمع الأصـــلى وبذلك نضمن تمثيل هذه العينة لمجـــتمعها الأصـــلى ، ولكـــن هذا التجانس بين أفراد المجتمع الأصلى قد لا يكون دائماً ، وأن أفراد هذا المجتمع قد يكونون متباينين ، فإذا كان باحث ما يـــريد أن يـــدرس اتجاهات الطلاب الملتحقين بالمهن التعليمية نحو دراستهم فـــإن بإمكانـــه أن يعتـــبر أن المجتمع الأصلى هنا – وهم الطلاب الملتحقين بالمهـــن التعليمـــية – هـــو مجتمع يضم أفراداً متجانسين ، لأن نظرتهم إلى دراستهم التي يدرسونها أو يحتاجون إليها تكون متقاربة ، وبالتالى يمكن أن يخـــتار الباحث عينة عشوائية بسيطة تمثلهم جميعاً ، أما إذا أراد هذا الباحث

أن يـــدرس مشكلات الطلاب الملتحقين بالمهن التعليمية فإنه هنا أمام مجتمع الطــلاب الملتحقين بالمهن التعليمية وهو غير متجانس لأن مشكلات الطلاب فـــى هـــذه الحالـــة تـــتأثر بالـــنوع – نكـــوراً وإناثاً – وتتأثر بالعمر ، أقل مـــن عشـــرين عاماً وأكثر من عشرين عاماً ، وتتأثر بالمستوى الاجتماعى للطـــلاب ، كما تتأثر بعوامل اجتماعية واقتصادية متعددة ، فالمجتمع فى هذه الحالـــة لا يضـــم أفراداً متجانسين بل يضم طبقات أو فئات متعددة ومتباينة حيث يمكن أن نلاحظ الفئات التالية :

- طلاب السنة الأولى وطلاب السنة الثانية .
- الطلاب الذكور والطالبات الإناث .
- الطلاب المتفوقون وغير المتفوقين .
- الطلاب من مستويات اجتماعية مختلفة .

وفى مثل هذه الحالة لابد أن تكون العينة ممثلة لجميع هذه الطبقات وبذلك نختار عينة طبقية عشوائية ، فكيف يتم الاختيار ؟ إن على الباحث أن يقوم بما يلى :

أولا : أن يحدد الفئات المختلفة فى المجتمع الأصلى .

ثانيا : أن يحدد عدد الطلاب فى كل فئة .

ثالـــثا : أن يخـــتار من كل فئة عينة عشوائية بسيطة تمثلها مراعياً فى ذلك نسبة ثابتة من كل فئة بحيث تمثل كل فئة بعدد من الأفراد متناسباً مع حجم هذه الفئة .

(٣) ***العينة العشوائية المنتظمة :*** ***Systematic Random Sample***

وهى شكل من أشكال العينة العشوائية يتم اختيارها فى حالة تجانس المجتمع الأصلى ، فإذا كان المجتمع الأصلى مكوناً من ٢٠٠ طالب ونريد أن نختار عينة عشوائية منتظمة مكونة من عشرين طالباً فإننا نقسم ٢٠/٢٠٠ فتكون المسافة بين الرقم الذى نختاره والرقم الذى يليه (١٠) ثم نختار الرقم الأول عشـــوائياً وليكن ٦ وبذلك تكون العينة مكونة من الطلاب الذين يعطون الأرقام التالية : ٦ ، ١٦ ، ٢٦ ، .... ، ١٨٦ ، ١٩٦ .

فهـــذه العينة تسمى منتظمة لأننا اخترنا مسافة ثابتة منتظمة بين كل رقـــم والرقم الذى يليه ، ولكن تعاب هذه العينة بأن تمثيلها ليس دقيقاً خاصة إذا أُجريـــت فـــى مجال البحوث الاجتماعية ، فلو افترضنا أننا نجرى دراسة علـــى ســـكان المنازل المكونة من شقق فإن لكل منزل ومجموعة من الشقق لهـــا أرقام خاصة ، فقد لا تحوى العينة أية أرقام للشقق الأرضية أو الشقق العليا وهذا ما يبعد هذه العينة عن التمثيل الدقيق .

ب- العينات غير العشوائية :

تســـتخدم العيـــنة العشـــوائية إذا كان أفراد المجتمع الأصلى معروفين تماماً كمـــا هـــو الحـــال فى طلاب المهن التعليمية أو مجتمع المهندسين أو العمال ، ولكن هـــناك دراســـات يصعب تحديد أفراد المجتمع الأصلى لها مثل دراسة أحوال المدمنين أو المنحرفيـــن أو المتهربيـــن مـــن الضـــرائب ، إن مـــثل هـــذه المجـــتمعات ليست محـــددة وأفـــرادها ليســـوا معروفيـــن فـــلا نستطيع أخذ عينة عشوائية منهم بحيث تمـــثلهم بدقـــة ، فيعمد الباحث إلى أسلوب العينة غير العشوائية ويختار عينة حسب معايـــير معيـــنة يضـــعها الباحـــث ، فالباحث هنا يتدخل فى اختيار العينة ويقرر من يخـــتار ومـــن يُهمل من المجتمع الأصلى للدراسة ، ولهذا الأسلوب ثلاثة أشكال من العينات :

(١) *عينة الصدفة : Accidental Sample*

يخـــتار الباحـــث عدداً من الأفراد الذين يقابلهم بالصدفة ، فإذا أراد الباحث أن يدرس موقف الرأى العام من قضية ما فإنه يختار عدداً من الناس يقـــابلهم بالصـــدفة من خلال ركوبه للسيارة ، أو وقوفه عند البائع ، أو فى زاويـــة الطـــريق ، ويؤخـــذ على هذه العينة أنها لا يمكن أن تمثل المجتمع الأصـــلى بدقـــة ، ومن هنا يصعب تعميم نتائج البحث على المجتمع الأصلى كله .

(٢) *العينة الحصصية : Quota Sample*

هـــى عينة سهلة يمكن اختيارها بسرعة وسهولة حيث يقوم الباحث بتقســـيم مجـــتمع الدراسة إلى فئات ، ثم يختار عدداً من أفراد كل فئة بحيث يتنـــاســـب مـــع حجم هذه الفئة ، فإذا أراد باحث أن يدرس موقف الرأى العام مـــن قضـــية سياسية ، فانه يعمد إلى تقسيم الناس إلى فئات مثل : الطلاب ،

العمـــال ، المحاميـــن ، الأطــباء ... الــخ ، ثم يختار من كل فئة عدداً من الأفراد ، إن هذه العينة تشبه العينة الطبقية العشوائية لكنها تختلف عنها فى أن الباحــث فى العينة العشوائية لا يختار الأفراد كما يريد ، بينما فى العينة الحصصــية يقوم الباحث بهذا الاختيار بنفسه دون أن يلزم نفسه بأية شروط فيتصــل مع من يريد من الطلاب ، أو المحامين ، أو العمال ، وبذلك لا تكون العينة ممثلة لمجتمعها تمثيلاً دقيقاً .

(٣) *العينة الغرضية أو القصدية : Purposive Sample*

يقــوم الباحث باختيار هذه العينة اختياراً حراً على أساس أنها تحقق أغــراض الدراسة التى يقوم بها ، فإذا أراد باحث ما أن يدرس تاريخ التربية فــى مصــر فإنــه يخــتار عدداً من المربين كبار السن كعينة قصدية تحقق أغراض دراسته ، إنه يريد معلومات عن التربية القديمة فى مصر ، وهؤلاء الأشــخاص يحققون لــه هــذا الغرض فلماذا لا يأخذهم كعينة ؟ إذاً ليس من الضــرورى أن تكــون العينة ممثلة لأحد . فالباحث فى مثل هذه الحالة يقدر حاجته إلى المعلومات ويختار عينته بما يحقق له غرضه .

٤ـ إحصاءات العينة : *Sample Statistics*

إذا تيسر لنا قياس جميع أفراد الأصل الكلى بحيث نستطيع فى الواقع حساب الإحصـــاء الوصفى (مقاييس النزعة المركزية ، مقاييس التشتت) ، لهذا الأصل مثلاً كمـــا نفعـــل مـــع العيـــنات فإننا نحصل على ما يُطلق عليه الإحصائيون البارامترات (المعْلمـــات) *Parameters* الـــتى لها وجودها سواء حسبناها أم لم نحسبها ، أى أن المعلمـــات يُقصـــد بهـــا الخـــواص الإحصـــائية لمجتمع البحث مثل متوسط الأصل ، الانحـــراف المعـــيارى للأصـــل ، وغيرها . أما القيم المناظرة المحسوبة من بيانات العيـــنات فتســـمى الإحصـــاءات ومفردها إحصاءة *Statistic* التى يقصد بها الخواص الإحصـــائية للعيـــنة ، وتســـمى أحـــياناً تقديرات *Estimates* مثل : متوسط العينة ، والانحـــراف المعـــيارى للعيـــنة ، وغـــيرها ، ونقصد بإحصاءات العينة هنا الإحصاء الاســـتدلالى للإحصـــاء الوصفى للعينة مثل : الخطأ المعيارى للمتوسط ($ع_م$) ، الخطأ المعـــيارى للوســـيط ($ع_و$) ، الخطـــأ المعـــيارى للانحـــراف المعيارى ($ع_ع$) ، والخطأ المعيارى للنسبة ، وغيرها .

وينبغى أن يتميز إحصاء العينة بالخصائص التالية :

- عدم التحيز *Unbiasedness* : ونقصد بذلك أن القيمة المتوقعة لهذا الإحصاء (متوسط جميع العينات العشوائية الممكنة ذات حجم معين) ، ينبغى أن تساوى قيمة بارامتر المجتمع .
- الاتساق *Consistency* : ونعنى به أن قيمة هذا الإحصاء تقترب تدريجياً من قيمة بارامتر المجتمع كلما زاد حجم العينة .
- الفاعلية النسبية *Relative Efficiency* : أى أنه إذا توافر اختباران إحصائيان غير متحيزين فى تقدير بارامتر المجتمع ، فإن أفضلهما هو الذى يكون أكثر فاعلية بالنسبة للآخر ، أى يكون الخطأ المعيارى لتوزيع معايناته أقل .

أ ـ الخطأ المعيارى للمتوسط :

يمكن حساب الخطأ المعيارى لمتوسط عينة ($\text{ع}_{\text{م}}$) بمعلومية الانحراف المعيارى (ع) للعينة ، وعدد أفرادها (ن) من المعادلة الآتية :

$$\text{ع}_{\text{م}} = \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

فالخطأ المعيارى لعينة متوسطها = ٤٥ ، وعددها = ٦٠ ، وانحرافها المعيارى ٤,٥ يتم حسابه على النحو الآتى :

$$\text{ع}_{\text{م}} = \frac{٤,٥}{\sqrt{٦٠}} = \frac{٤,٥}{٧,٧٤٦} = ٠,٥٨$$

ب ـ الخطأ المعيارى للوسيط :

يمكن حساب الخطأ المعيارى للوسيط ($\text{ع}_{\text{و}}$) من المعادلة الآتية :

$$\text{ع}_{\text{و}} = \frac{٥}{٤} \times \text{الخطأ المعيارى للمتوسط}$$

$$\therefore \text{ع}_{\text{و}} = ١,٢٥٣٣ \times \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

فإذا كان الخط المعيارى لمتوسط عينة ٠,٥٨ فإن الخطأ المعيارى لوسيط هذه العينة يمكن حسابه على النحو الآتى :

$$\text{ع}_{\text{و}} = ١,٢٥٣٣ \times ٠,٥٨ = ٠,٧٢٧$$

جـ ـ الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى :

يمكـــن حســـاب الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى للعينة ($ع_ع$) من المعادلة الآتية :

$$ع_ع = \frac{ع}{\sqrt{٢ن}}$$

حيث أن : ع الانحراف المعيارى للعينة ، ن عدد أفرادها

د ـ الخطاء المعيارى للنسبة :

إذا طـــرح المعلم على تلاميذ فصله (٦٠ تلميذاً) ، سؤالاً وأجاب ٤٥ تلميذاً عـــن الســـؤال إجابـــة صحيحة ، ١٥ تلميذاً كانت إجاباتهم عن السؤال خاطئة ، فإنه يمكن حساب الخطأ المعيارى لنسبة الإجابات الصحيحة على النحو الآتى :

نسبة الإجابات الصحيحة (أ) = $\frac{٤٥}{٦٠} = ٠,٧٥$

نسبة الإجابات الخاطئة (ب) = $\frac{١٥}{٦٠} = ٠,٢٥$

نلاحظ أن نسبة الإجابات الصحيحة (أ) + نسبة الإجابات الخاطئة (ب) = ١ ،

أى أن : أ + ب = ١

فالخطأ المعيارى للنسبة (أ) يحسب من المعادلة الآتية :

$$ع_أ = \sqrt{\frac{أ \times ب}{ن}}$$

$$ع_أ = \sqrt{\frac{٠,٢٥ \times ٠,٧٥}{٦٠}} = \sqrt{\frac{٠,١٨٧٥}{٦٠}} = ٠,٠٥٥٩$$

هـ ـ الخطاء المعيارى لمعامل الارتباط :

يُحسب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط ($ع_ر$) من المعادلة الآتية :

$$ع_ر = \frac{١ - ر^٢}{\sqrt{ن - ١}}$$

فـــإذا أجرى بحث على ٥٠ شخصاً وكان معامل الارتباط بين متغيرين فى هذا البحث ٠,٤ فإن الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط = $\frac{١ - ٠,١٦}{\sqrt{٤٩}} = ٠,١٢$

ثانياً : الاختبارات الإحصائية *Statistical Tests*

يعتمد البحث فى مجال العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية على الإحصاء باعتباره أسلوباً فعالاً فى وصف الظواهر فى هذا المجال ، فالإحصاء بالنسبة للبحث يُعد بمثابة الدفة بالنسبة للسفينة ، فهو يؤدى دوراً بارزاً ليس فى تنظيم البيانات ومعالجتها للخروج منها باستدلالات معينة فحسب ، ولكن أيضاً فى قيادة التفكير منهجياً نحو ما ينبغى عمله ، ونحن بصدد تصميم البحث فى مجال العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية وتحديد الوسائل والأساليب التى تضمن دقة الاستدلال وكفاءة الاستنتاج . كما يُسهم الإحصاء فى معالجة قضايا التخطيط التربوى وتقويمها وفى تحليل العلاقة بين التعليم والمجتمع بما يحقق جودة الأداء والمشاركة الفعالة فى تحقيق الأهداف التربوية وتطوير الممارسات التعليمية .

إن حجم العينة ونوع البيانات (كيفية : اسمية ، رتبية ؛ كمية : فترية ، نسبية ؛ بيانات مستقلة ، بيانات مرتبة) ، التى نحصل عليها يحددان نوع الاختبارات الإحصائية الاستدلالية المستخدمة وهى :

١- الاختبارات الإحصائية البارامترية : *Parametric Statistical Tests*

الإحصاء البارامترى *Parametric Statistics* هو أحد أنواع الأساليب الإحصائية الاستدلالية *Inferential Statistics* ، التى تهتم بالكشف والاستدلال على المجتمع اعتماداً على ما توافر من بيانات لدى الباحث خاصة بالعينة المأخوذة من هذا المجتمع ، كما تتناول أساليب اتخاذ القرارات الإحصائية ، أى أن الإحصاء الاستدلالى يهتم بمشكلة الاستدلال على خصائص المجتمعات استناداً إلى معلومات نحصل عليها من العينات ، ويختلف الإحصاء الاستدلالى عن الإحصاء الوصفى *Descriptive Statistics* الذى يهتم بتنظيم البيانات وعرضها فى جداول ورسوم بيانية ، أو أشكال هندسية ، وحساب مقاييس النزعة المركزية (المتوسط ، الوسيط ، المنوال) ، ومقاييس التشتت (المدى ، الانحراف المعيارى ، التباين) . فالإحصاء الوصفى يلقى الضوء على طبيعة الظاهرة موضوع الدراسة ، ويصف خصائصها وعلاقاتها بغيرها من الظواهر بطريقة كمية ، ويتيح للباحث معرفة شكل توزيع بيانات الظاهرة ، وبالتالى يمكنٌ الباحث من انتقاء الأساليب الإحصائية الاستدلالية (البارامترية ، اللابارامترية) ، أى أنه لا غنى للباحث عن دراسة كل من

الإحصاء الوصفى والإحصاء الاستدلالى ، نظراً لأن الإحصاء الاستدلالى بمفرده نادراً ما يكفى فى عملية البحث .

ويُستخدم الإحصاء البارامترى فى حالة العينات الكبيرة التى يشترط فيها توفر معلومات عن مجتمعاتها (معلمات الأصل) مثل : أن يكون توزيع البيانات توزيع اعتدالياً ، تجانس التباين ، العينات العشوائية ، خطية العلاقة ، واستقلال العينات ، وغيرها ، ويستخدم فقط مع البيانات التى تكون عددية حقيقية ، أى مع البيانات التى تكون من نوع النسبة ، أو المسافة . ويُعد الإحصاء البارامترى أدق وأكثر كفاءة من الإحصاء اللابارامترى ، كما أنه أكثر حساسية لخصائص البيانات التى يتم جمعها ، كما أن الإحصاء البارامترى يوفر فرصة ضئيلة لحدوث الخطأ من النوع الأول *Type I Error* والخطأ من النوع الثانى *Type II Error* ، ويؤخذ على الاختبارات الإحصائية البارامترية بأنها أكثر صعوبة عند حسابها ، بالإضافة إلى محدودية نوعية البيانات التى يمكن اختبارها بواسطة تلك الاختبارات وتستغرق وقتاً وجهداً فى تطبيقها .

٢- الاختبارات الإحصائية اللابارامترية : *Non-Parametric Statistical Tests:*

الإحصاء اللابارامترى *Non-Parametric Statistics* هو أحد أنواع الأساليب الإحصائية الاستدلالية التى لا تتقيد بالشروط الواجب توافرها لاستخدام الإحصاء البارامترى ، فهو يتحرر من التوزيع الاعتدالى للمجتمع الأصل الذى سُحبت منه العينة ، كما يتحرر من حجم العينة ، فهو يصلح للعينات الصغيرة والصغيرة جداً التى قد يحول صغر حجمها إلى استخدام الإحصاء البارامترى ، نظراً لأن حجم العينة يؤثر على خصائص التوزيع التكرارى لهذه العينة ، وبالتالى فإن هذا التوزيع ينأى عن التوزيع الاعتدالى لمجتمع العينة (المجتمع الأصل) ، ويُطلق أحياناً على الإحصاء اللابارامترى مُسمى إحصاء التوزيعات الحرة *Distribution-Free* ، بالإضافة إلى ذلك فإن الإحصاء البارامترى لا يصلح لمعالجة البيانات التصنيفية أو الترتيبية ، بينما يصلح الإحصاء اللابارامترى لمعالجة البيانات فى مستوى القياس التصنيفى ومستوى القياس الترتيبى ، كما أن الإحصاء اللابارامترى لا يهتم بمعلمات المجتمع الأصل ، وتسمى الأساليب الإحصائية اللابارامترية أحياناً باختبارات الرتبة *Order tests or Ranking tests* ، أى أن الأساليب الإحصائية اللابارامترية تركز على

رتبة أو ترتيب الدرجات وليس على القيم العددية ، كما تركز على معالجة البيانات التصنيفية التى يتعذر ترتيبها .

وتتميز الاختبارات الإحصائية اللابارامترية بما يأتى :

(أ) تصلح للعينات الصغيرة ويمكن الاعتماد على نتائجها بدرجة كبيرة .

(ب) أسهل فى فهمها وحسابها وتفسيرها عن الاختبارات البارامترية ، كما أنها أكثر سهولة فى اشتقاق معادلاتها الرياضية التى تعتمد على جبر الرتب والتصنيف .

(جـ) تمدنا بنتائج صادقة لتحليل الملاحظات الرقمية المستمدة من مقاييس الرتب ، نظراً لأن البيانات الرقمية لا تعنى فى هذه الحالة أرقاماً حقيقية .

(د) الاحتمالات التى يتم الحصول عليها حقيقية ، بصرف النظر عن التوزيع التكرارى للعينة التى سُحبت منها العينة التجريبية ، كما أن قوة الاختبار الإحصائى لا تعتمد على شكل توزيع المجتمع الأصلى .

(هـ) سهولة وسرعة تطبيقها ، اتساع مجال التطبيق ، الصدق المنطقى لمناطق رفض الفرض ، الكفاءة الإحصائية ، وعدم التأثير بإهمال تحقيق الفرضيات (طبيعة المجتمع الأصل ، أساليب المعاينات) .

(و) الاختبارات اللابارامترية لا تتطلب إلا المستويات الدنيا للقياس (الاسمى ، الرتبى) ، فى حين أن الاختبارات اللابارامترية تتطلب مستويات عليا للقياس (الفترى ، النسبى) .

ويُؤخذ على الاختبارات الإحصائية اللابارامترية بأنها أقل كفاءة ودقة من نظيرتها البارامترية ، كما أن نتائجها يمكن تعميمها بحذر ، لذلك تسمى الاختبارات اللابارامترية أحياناً بإحصاء الفرضيات الضعيفة *Week Assumptions Statistics* ، لهذا تصلح الاختبارات البارامترية فى حالات معينة وتنوب عنها بدائلها اللابارامترية فى حالات أخرى .

وتتلخص الأسباب المحتملة لندرة استخدام الاختبارات اللابارامترية فى مجال البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية كما ذكرها " هارول " *(Harwell,1990)* فيما يأتى :

(أ) تضمين برامج الحاسب الآلى المعروفة مثل : MINITAB ، SPSS بعدد صغير جداً من البدائل اللابارامترية .

(ب) استمرار الاعتقاد لدى كثير من الباحثين التربويين أن الاختبارات اللابارامترية أقل قوة وأقل قبولاً مقارنة بنظيراتها البارامترية .

(جـ) عدم وعى الباحثين فى المجالات التربوية والنفسية الاجتماعية بالبدائل اللابارامترية المتاحة للاستخدام فى التصميمات التجريبية المعقدة ، وكيفية إنجاز تحليل البيانات باستخدام البرامج المتوفرة ، فالعديد منهم يعتقدون بشكل واضح أن البدائل مرتبطة بالبيانات المستقاة من تصميمات تجريبية بسيطة نسبياً .

ويستخدم الباحث الإحصاء الاستدلالى لغرضين أحدهما يتعلق بتقدير قيم بارامترات *Parameters Estimation* المجتمع الأصلى ، والثانى يتعلق باختبار صحة الفروض الإحصائية *Hypothesis Testing* المتعلقة بهذه القيم ، وسوف نركز فى هذا الكتاب على الاستخدامين السابقين ، نظراً لأن الاختبارات ، أو الأساليب الإحصائية البارامترية واللابارامترية مبعثرة فى كتب الإحصاء ، مما يجهد الباحث فى مجال العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فى دراستها دراسة متكاملة ، وهذا هو ما استهدفت التغلب عليه فى هذا الكتاب ، حيث جمعت فيه بين نوعى الأساليب الإحصائية (البارامترية واللابارامترية) ، التى يحتاجها الباحث فى اختبار صحة فروض بحثه .

وقد صنف " هارول " *(Harwell,1988)* المحكات المستخدمة فى المفاضلة بين الاختبارات البارامترية والاختبارات اللابارامترية إلى :

(أ) المحك الإحصائى : *Statistical Criteria*

يُعد المحك الإحصائى أساساً للمفاضلة بين الاختبارات البارامترية والاختبارات اللابارامترية ويعتمد على القوة الإحصائية للاختبار *Power of the test* أى قدرة الاختبار على اكتشاف العلاقات ، أو الفروق الحقيقية ، أو قدرة الاختبار على ضبط تقديرات الخطأ من النوع الأول (رفض الفرض الصفرى على الرغم من أنه صحيح) ، فالاختبار الذى يتوفر فيه ذلك يُعد اختباراً مناسباً للاستخدام .

(ب) المحك التطبيقى : ***Substantive Criteria***

يركـــز المحك التطبيقى (محك غير إحصائى) ، على عملية قياس المتغيرات فى المفاضلة بين الاختبارات البارامترية والاختبارات اللابارامترية .

فالاختيار الخاطئ لاختبار إحصائى سواء كان بارامترياً ، أو لابارامترياً ربما قــد يــؤدى إلى استخدام اختبار ذى تقدير مرتفع للخطأ من النوع الأول ، أو ذى قوة منخفضـــة ، وبالتالى يترتب عليه دلالات زائفة وتعميمات غير مقبولة تبتعد كثيراً عما يُعــرف بصـــدق الاستنتاجات الإحصائية ، وهذا يتطلب منا الدقة واليقظة عند اختيار الاختـــبار الإحصـــائى المناسب ، وبصفة خاصة فى مجال البحوث والدراسات النفسية والتربوية والاجتماعية .

كما أن الاختبار كلما كان قوياً فإنه يُمكّن الباحث من رفض الفرض الصفرى عندما يكون غير صحيح ، وفى حالة العكس فإن الاختبار الضعيف يكلف الباحث جهداً كبـــيراً للبحـــث عن فروق أو اختلافات قد تكون موجودة بالفعل ، ونظراً لضعف قوة الاختـــبار فـــإن الباحث لا يتمكن من رفض الفرض الصفرى والإعلان عن دلالة هذه الفروق ، ويكون فى ذلك إهدار لإمكانات البحث .

الفصل الثانى

الفــــــروض

الفصل الثانى

الفـــــــروض

١ـ مفهوم الفرض :

يضـــع الباحث عقب الانتهاء من عرض البحوث والدراسات السابقة المرتبطة بمشكلة بحثه الفروض *Hypotheses* الخاصة بحل مشكلة بحثه ، فالفرض عبارة عن تخميـــن ، أو استنتاج ذكى يتوصل إليه الباحث ويتمسك به بشكل مؤقت ، فهو أشبه بـــرأى الباحـــث المبدئى فى حل المشكلة ، فالفروض هى التفسير المبدئى للمشكلة ، نظـــراً لأنها تحدد النتائج المتوقعة من المتغيرات المتضمنة فى مشكلة البحث ، وهذه الـــتوقعات قد تؤيدها نظريات ، أو بحوث سابقة ، أو خبرة الباحث العلمية ، فالباحث بعد أن يحدد مشكلته يصوغها بعدد من الأسئلة ويحاول وضع فروض مبدئية للإجابة عن هذه الأسئلة .

فالفـــروض المبدئـــية هـــى توقعات ، أو احتمالات ، أو تخمينات ذكية حول الحلـــول الممكنة ، أو الإجابات المتوقعة لحل مشكلة البحث ، فالفرض قد يكون علاقة محتملة بين متغيرين أو أكثر من متغيرات الدراسة .

ولـــيس مـــن الضـــرورى أن يشتمل كل بحث على فروض ، فهناك بحوث لا يحـــتاج فـــيها الباحـــث إلى فروض ، وفى هذه الحالة يستبدل بالفرض مجموعة من الأســـئلة كمـــا هو الحال فى البحوث والدراسات المسحية ، والبحوث والدراسات غير التجريبية (البحوث الكمية) ، بينما يتم استخدام الفروض فى البحوث التجريبية التى لابـــد للباحـــث فـــيها مـــن التنبؤ بما سوف يحدث فى التجربة ، وعلى الرغم من أن الفـــروض تفـــيد فى عدة أغراض فى البحث (سيأتى توضيح ذلك) ، إلا أنها ليست ضـــرورية فـــى جمـــيع البحوث ، فهى ليست إلا أدوات للبحث ، وليست أغراضاً فى حد ذاتها .

ويخـــتلف الســـؤال عـــن الفرض فى أن السؤال يتميز بأنه محايد ، ولا يلزم الباحـــث بالتنـــبؤ بنتيجة معينة ، أى أن السؤال استفسار محايد عن طبيعة المشكلة ، بيـــنما الفـــرض هو التزام من الباحث بتحديد النتائج التى يتوقعها قبل جمع البيانات ، ويمكـــن اختـــباره بشكل مباشر ، بينما يتم اختبار السؤال بشكل غير مباشر . وسواء

كتب الباحث أسئلة ، أو فروضاً فلابد أن يحتوى أياً منهما على مصطلحات محددة موضوعية توضح العلاقات بين المتغيرات بشكل مختصر .

٢ـ صياغة الفروض :

الفروض هى حلول مؤقتة ، أو تفسيرات مؤقتة يضعها الباحث لحل مشكلة البحث ، فالفرض جملة علمية تعبر عن إجابة محتملة لأسئلة البحث ، وتصاغ الفروض بطريقتين هما :

أ – الطريقة الاستقرائية : يقوم الباحث فيها بصياغة الفرض كتعميم من العلاقات التى لاحظها ، أى أن الباحث يلاحظ السلوك ، ويحاول تحديد اتجاهاته ، أو العلاقات المحتملة ، ثم يفترض تفسيراً لهذا السلوك المُلاحظ ، كما يقوم الباحث بمراجعة البحوث والدراسات السابقة المرتبطة بموضوع بحثه ، وتحديد النتائج التى توصلت إليها للاستفادة منها فى صياغة الفروض .

ب– الطريقة الاستنباطية : يقوم الباحث فى هذه الطريقة بصياغة فروض مستقاه من نظريات ، أى يقوم الباحث بصياغة فروض مستنبطة من نظرية معينة فى مجال بحثه ، ويحب أن يراعى الباحث أن الفرض نتيجة منطقية من نتائج النظرية التى يستند عليها بحثه حتى يتمكن من الوصول إلى نتائج صادقة حول صلاحية النظرية ، وإذا لم يكن الفرض نتيجة طبيعية من نتائج النظرية ، فلا يستطيع الباحث من خلاله التوصل إلى مثل هذه النتائج الصادقة .

وتمثل الفروض علاقة بين متغيرين : متغير مستقل ومتغير تابع ، أو فروق متوقعة بين المجموعات فى المتغيرات التابعة مثل : " توجد علاقة بين عدد ساعات الدراسة وبين التحصيل الدراسى لدى طلاب المدارس " ، إن هذا الفرض يصور علاقة بين متغيرين هما : عدد ساعات الدراسة (متغير مستقل) ، والتحصيل الدراسى (متغير تابع) .

وهذه العلاقة إما أن تكون طردية بمعنى أن كل زيادة فى عدد ساعات الدراسة تكون مصحوبة بزيادة فى مستوى التحصيل ، أو تكون علاقة عكسية بمعنى

أن الــزيادة فى متغير ما تكون مصحوبة بنقص فى المتغير الآخر ، أو لا يكون هناك ارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

ومـن الأخطـاء الشائعة فى البحوث العلمية أن الباحث يقوم بتغيير فروض بحثه ، أو دراسته بعد معرفة النتائج بالتحليل الإحصائى .

٣ـ أنواع الفروض :

يمكـن أن تصـاغ الفروض بطريقتين : توضح الطريقة الأولى وجود علاقة بيـن المتغيرين ، أو وجود فروق بين المجموعات فتسمى فروضاً مباشرة (فروض بحثـية) *Directional* ، أو تصـاغ بشـكل ينفى وجود العلاقة ، أو الفروق فتسمى فروضاً صفرية *Null Hypotheses* .

أ - *فروض مباشرة* :

هى عبارة عن جمل تقريرية ، أو إجرائية مثبتة (جمل خبرية) تتنـبأ بنتائج البحث ، وتسمى بالفروض العلمية ، أو فروض البحث ، وهى مستقاة من النظريات والبحوث السابقة ، وتنقسم إلى :

(١) فروض موجهة :

هـى الفـروض الـتى تحـدد اتجـاه الفرق ، أو طبيعة العلاقة المـتوقعة ، فهـى تشـير إلـى فـروق مـتوقعة ، أو علاقـة متوقعة بيـن متغـيرات البحـث مـثل : " توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين اتجاهـات الطلـبة واتجاهـات الطالـبات نحو التعليم المختلط ، لصالح الطلبة " .

إن مـثل هذا الفرض يؤيد وجود الفروق ويكون متحيزاً ، ولعل الباحـث مـن خـلال خـبرته الواسعة ، واطلاعه وتفاعله مع الطلاب والطالبات صار أكثر ميلاً للتفكير بوجود مثل هذه الفروق ، ولذلك وضع فرضـاً موجهاً يؤيد وجود الفرق . ويستخدم الباحث اختبار دلالة الطرف الواحـد (الذيـل الواحـد) *One-Tailed test* ، فى الكشف عن الدلالة الإحصائية للفروق الناتجة .

ويمكـن صياغة الفرض السابق على النحو الآتى : " توجد علاقة موجـبة بين اتجاهات الطلبة واتجاهات الطالبات نحو التعليم المختلط " ،

فهــذا فــرض موجــه لأنـــه يــتوقع علاقة موجبة بين اتجاهات الطلبة واتجاهـــات الطالـــبات نحـــو التعليم المختلط ، وصياغة الفرض الموجه تخـــتلف عن صياغة الفرض الصفرى فى أمرين هما : وجود علاقة ، أو فـــروق ، وتحديد اتجاه العلاقة أو الفروق ، ويعتمد توجيه الفرض على نـــتائج البحوث والدراسات السابقة ، أو خبرة الباحث العلمية ، أو وجود أدلة لدى الباحث تدعم صياغة هذه الفروض .

(٢) فروض غير موجهة :

هـــى الفروض التى لا يُذكر فيها اتجاه الفرق ، أو نوع العلاقة ، ويذكـــر فقط أن هناك فرقاً ، أو أن هناك علاقة ، وهى فروض محايدة ، مـــثل : " يوجد اختلاف بين متوسطى درجات ذكاء الذكور ودرجات ذكاء الإناث " ، أو " توجد فروق بين اتجاهات الطلبة واتجاهات الطالبات نحو التعلـــيم المخـــتلط " ، أو " توجـــد علاقة بين اتجاهات الطلبة واتجاهات الطالبات نحو التعليم المختلط " .

ب- *فروض صفرية* :

الفرض الصفرى ينفى ما يتوقعه ، أو يتنبأ به الباحث ، أى يُشير إلى عـــدم وجود علاقة بين المتغيرات ، أو عدم وجود فروق بين المجموعات ، مثل : " لا توجد فروق دالة إحصائياً بين اتجاهات الطلبة واتجاهات الطالبات نحـــو التعليم المختلط " ، أو " لا توجد علاقة بين اتجاهات الطلبة واتجاهات الطالبات نحو التعليم المختلط " .

إن الباحـــث هنا ينفى وجود الفروق (افتراض عدم وجود فروق) ، فالفـــرض الأول يـــنفى وجـــود الفـــروق ، فليس لدى الباحث ما يدفعه إلى الاعـــتراف بوجـــود هذه الفروق ، والفرض الثانى ينفى وجود العلاقة ، إنه ينفـــيها من البداية لأنه غير قادر على التحدث عنها منذ بداية بحثه ، ولكنه يعطى نفسه الحق فى متابعة البحث . ويستخدم الباحث اختبار دلالة الطرفين *Two-Tailed test* فـــى الكشـــف عن الدلالة الإحصائية لنتائج الفروض غير الموجهة والفروض الصفرية .

ويعتقد بعض الباحثين أن الفرض الصفرى عكس الفرض البحثى (الفرض المباشر) ، لكن هذا غير صحيح ، فالفرض الصفرى يعبر عن قضية إذا أمكن رفض صحته فإن ذلك يؤدى إلى الإبقاء على فرض بحثى معين .

ويلجأ بعض الباحثين إلى استخدام الفروض الصفرية فى بحوثهم ، أو دراساتهم ، نظراً لأن الفرض الصفرى أكثر سهولة وأكثر تحديداً ، وبالتالى يمكن قياسه بموضوعية والتحقق من صحته ، وأيضاً بسبب تعارض نتائج البحوث والدراسات السابقة المرتبطة بموضوعات بحوثهم ، أو عدم وجود دراسات سابقة مرتبطة بهذه الموضوعات ، كما أنه من المستحيل من الناحية المنطقية البرهنة على صحة شئ ما ، بينما من الممكن البرهنة على عدم صحته ، أو صدقه ، ولكى يمكن البرهنة على صحة الفرض لابد من اختباره فى جميع المواقف والحالات ، وهذا مستحيل من الناحية العملية ، أى أن التحقق من خطأ قضية يصوغها الفرد يكون أيسر من التحقق من صحة هذه القضية . كما أن استخدام الفرض الصفرى يُمكّن الباحثين من مقارنة نتائجهم بالصدفة المتوقعة عند القيام بالاختبار الإحصائى، فالفرض الصفرى يُسلِّم بأن الفروق الطفيفة التى تظهر فى السلوك فروق غير حقيقية ، وقد ترجع إلى الصدفة ، أو إلى أخطاء القياس . وفى مثل هذه الحالات نقبل الفرض الصفرى ونرفض الفرض البديل *Alternative Hypothesis* . أما إذا أشارت النتائج إلى وجود فروق جوهرية (دالة إحصائياً) ، فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل الذى ينص على وجود فروق .

ومن عيوب الفرض الصفرى أنه يمكن رفضه إذا كان حجم العينة كبيراً جداً ، وهذا يجعل الباحث فى حيرة ، هل الدلالة الإحصائية راجعة لكبر حجم العينة أم أنها راجعة لتأثير المعالجة ، أو المتغيرات المستقلة ؟ وبالتالى فإنه من الأفضل للباحث هنا إذا ما أراد مستوى دقة عالٍ لنتائج التحليل الإحصائى أن يلتزم بالفرض الإحصائى الموجه ، نظراً لأنه يمكن البرهنة رياضياً وإمبريقياً على أن مستوى قوة الاختبار الإحصائى يزداد إذا كان

الفــرض الــبديل موجهــاً لمســتوى دلالة وحجم تأثير معين *Effect Size* للمعالجة أو متغيرات البحث .

ويصــاحب الفــرض الصــفرى دائمــاً فرضاً بديلاً ، والفرض البديل نوعان : فرض بديل غير محدد الاتجاه *Non Directional* (عكس الفرض الصــفرى تمامــاً) ، وفــرض بديــل محدد الاتجاه *Directional* ، وفيهما يفــترض الباحــث أن الفروق المتوقعة ، أو العلاقة بين المتغيرات موضوع البحث لا تساوى صفراً ، وأنها لا تعود للصدفة .

ويرتــبط الفــرض الصفرى بطرق التحليل الإحصائى حول خصائص المجــتمع التى تهدف المشكلة إلى دراستها ، والتى تمت ملاحظتها فى العينة الــتى تــم اختــيارها من هذا المجتمع ، ويجب أن نعلم أن الفرض البديل لا يخضــع للاختبار إحصائياً ، فالذى يخضع للمعالجة الإحصائية والاختبار هو الفــرض الصفرى ، والذى يُقبل إذا ما تم رفض الفرض الصفرى ، ويُرفض إذا ما تم قبول الفرض الصفرى .

وعــندما نعــبر عــن الفــروض الصــفرية والفروض المباشرة ، أو البحثــية بصــيغ رمزية عددية ، فإنها تسمى عادة بالفروض الإحصائية *Statistical Hypotheses* .

ومــن أنواع الفروض الصفرية والتقريرية (المباشرة أو العلمية) يمكن صياغة الأنواع الفرعية الآتية :

أ -فــروض فارقــة : وهــى خاصة بالكشف عن الفروق بين متوسطات درجات المجموعات موضع المقارنة مثل :

(١) لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطى درجات ذكاء البنين ودرجات ذكاء البنات (فرض صفرى) .

(٢) توجــد فــروق دالة إحصائياً بين متوسطى درجات ذكاء البنين ودرجات ذكاء البنات ، لصالح البنين (فرض موجه) .

وهــنا نلفــت انتباه الباحث إلى أن صياغة الفروض الفارقة فى حالة اســتخدام الاختبارات الإحصائية اللابارمترية تكون الفروق بين رتب الدرجات

وليســت بين متوسطات الدرجات مثل : لا توجد فروق دالة إحصائياً بين رتب درجات ذكاء البنين ورتب درجات ذكاء البنات .

ب-فــروض إرتباطــية (علاقية) : وهى خاصة بإيجاد العلاقات بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة موضوع الدراسة مثل :

(١) لا توجــد علاقــة دالــة إحصائياً بين الذكاء (متغير مستقل) ، ووجهة الضــبط (متغــير تــابع) ، لــدى تلامــيذ المرحلة الإعدادية (فرض صفرى) .

(٢) توجد علاقة دالة إحصائياً بين الذكاء ووجهة الضبط لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية (فرض غير موجه) .

(٣) توجــد علاقة موجبة دالة إحصائياً بين الذكاء ووجهة الضبط لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية (فرض موجه) .

جــ- فروض تفاعلية : وهى خاصة بالكشف عن أثر تفاعل المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة موضوع الدراسة مثل :

(١) لا يوجــد تفــاعل دال إحصــائياً بيــن نــوع الطــلاب (ذكور ، إناث) وتخصصهم الأكاديمى (علمى ، أدبى) يؤثر فى تحصيلهم الدراسى .

(٢) يوجد تفاعل دال إحصائياً بين نوع الطلاب (ذكور ، إناث) وتخصصهم الأكاديمى (علمى ، أدبى) يؤثر فى تحصيلهم الدراسى .

د - فــروض تنبؤية : وهى خاصة بالتنبؤ بدرجات المتغيرات المستقلة من خلال معــرفة درجات المتغيرات التابعة ، أو التنبؤ بدرجات المتغيرات التابعة من خلال معرفة درجات المتغيرات المستقلة مثل :

(١) يمكن التنبؤ بدرجات التلاميذ فى الهندسة (متغير مستقل) ، من خلال درجاتهم فى الجبر (متغير تابع) .

(٢) يمكــن التنــبؤ بدرجــات التلامــيذ فى الجبر (متغير تابع) ، من خلال درجاتهم فى الهندسة (متغير مستقل) .

ويمكــن أن تــندرج الفروض التنبؤية ضمن الفروض الارتباطية ، نظــراً لأنهــا تعطى علاقات انحدارية بين المتغيرات المستقلة والتابعة ،

إلا أن طـريقة اختبارها إحصائياً قد تختلف عن طريقة اختبار الفروض الارتباطية (انظر الفصل السابع) .

هـــ- فــروض كلينيكية : وهى خاصة بالكشف عن الأسباب المؤدية إلى حدوث ظاهــرة نفســية معينة ، أو التنبؤ بسلوك الفرد فى المستقبل ، وتقييم حالة المــريض بعــد العلاج ، وتحديد وتوجيه التدخل العلاجى عن طريق تطبيق الاختــبارات الإسقاطية ، أو المقابلات مع أفراد عينة البحث ، وبالتالى فهى فــروض غــير إحصائية يتم صياغتها غالباً فى صورة تقريرية ، أو صيغة خبرية (فروض بحثية) .

ولكــى يستطيع الباحث أن يختبر الفرض المباشر ، أو الفرض الصفرى لابد أن يقــرر فــى الــبداية هــل يختــبره كيفــياً أم كمياً ، ففى حالة البحوث التاريخية يكون اختبار الفرض كيفياً وذلك بالكشف عن أدلة وبراهين تنطوى على حقائق تثبت قبول الفرض ، أو عدم قبوله (رفضه) ، وفى حالة البحوث التجريبية ، أو الوصفية فــإن اختبار الفرض يصبح كمياً ، وفى حالة الاختبار الكمى للفرض لابد من استخدام بعض المعالجات الإحصائية .

٤ـ الفروض وعلاقتها بالحقائق والنظريات والقوانين :

إن الخطــوة الأولــى للاتجــاه نحــو الحقيقة هى التخمينات ، أو الاقتراحات العشــوائية ، ولكن الفروض ليست تخمينات عشوائية بل تخمينات منطقية ، أو ذكية فهــى خطــوة أخــرى نحــو الحقيقة ، فإذا ما تم إثباتها وصلت إلى مرتبة الحقيقة ، فالفروض تتحول إلى حقائق بمجرد وجود أدلة كافية على صحتها .

وتتشــابه الفــروض مــع النظريات فى كونهما تصورات ، أو تخيلات ذهنية لتفسير علاقة ما ، ولكن مجال النظرية أكثر سعة من الفروض ، فالنظرية تشمل عدة فروض ، وبالتالى تتطلب جهوداً أكبر لإثباتها ، وتصبح النظرية بعد إثباتها أكثر قدرة مــن الفــرض على تفسير أكبر قدر من الظواهر ، كما أن النظريات أعم فى محتواها مــن الفروض ، فقد تعطينا النظرية الواحدة أساساً لمجموعة من الفروض لاختبارها فــى عدد من البحوث المنفصلة ، فالعبارات التى نستنبطها من النظرية تصبح فروضاً للبحــث . وعــندما تقــبل الفروض المستقاة من النظريات فإن هذا يؤدى بدوره إلى تدعيم النظريات .

والقـــانون يمـــثل علاقـــة ثابتة بين متغيرين ، أو أكثر تحت ظروف معينة ، فالقانون أكثر ثقة من النظرية والفروض ، فالفروض أقل ثقة من القوانين ، فالمعنى الحـــرفى للفرض *Hypo* معناه أقل من *Thesis* أطروحة أو مقولة ، فالفرض أقل ثقة من الحقيقة وأقل ثقة من القانون .

٥ـ بناء الفروض :

يســـتخدم الإنســـان العـــادى الفروض فى حل بعض المشكلات اليومية التى تواجهـــه ، فحيـــن يفقـــد شيئاً فإنه يبحث عنه ، ويفترض وجوده فى أكثر من مكان ويقـــول قـــد يكـــون هـــذا الشـــئ موجـــوداً فى مكان كذا أو مكان كذا ... ، إنه فى مثل هذه الحالة يقوم ببناء فروض تساعده فى البحث عن الشئ المفقود ، والفروض كمـــا عرفـــنا هـــى تخميـــنات ولكنها ليست تخمينات عشوائية ، أو محاولة وخطأ ، إنمـــا تخميـــنات ذكـــية محســـوبة لا تعـــتمد على المصادفة ، فلا يستطيع كل إنسان أن يضـــع فروضـــاً ســـليمة ، فلابـــد مـــن ذكـــاء دقيق ومعرفة واسعة حتى يتمكن الباحـــث مـــن وضـــع الفـــروض ، وتعـــتمد عملية بناء الفروض على تمتع الباحث بالمزايا التالية :

أ – المعرفة الواسعة :

إن بـــناء الفـــروض عملية عقلية تتطلب جهداً عقلياً واضحاً ، فالباحث يفكـــر فى مشكلة ويبدأ بدراسة واسعة فى موضوع المشكلة وفى موضوعات متصـــلة بهـــا أيضاً ، كما يطلع على الدراسات السابقة التى قام بها باحثون آخـــرون ، إن مـــثل هذه القراءات تعطى الباحث ميزة مهمة تمكنه من بناء فروض معقولة .

ومـــن الطبيعى أن المعرفة وحدها لا تكفى لبناء الفروض فلابد من تمتع الباحث بعقلية متفتحة مرنة جريئة قادرة على تقليب الأمور والنظر إليها من زوايـــا مـــتعددة ، فالباحـــث من خلال تخصصه فى موضوع ما ، ومن خلال ثقافـــته واطلاعـــه الواسع ، ومن خلال خبرته العملية يكون قادراً على بناء فروضه لتفسير مشكلة بحثه .

ب- التخـــيّـــــل :

إن المعرفة الواسعة والخبرة والاطلاع لا تكفِ فى مساعدة الباحث على بـــناء فروضـــه ، فلابـــد أن يمتلك قدرة واسعة على التخيل ، وهذا يعنى أن تكـــون عقلـــية الباحـــث متحررة لا مغلقة ، قادرة على تصور الأمور وبناء علاقـــات غير موجودة ، أو التفكير فى قضايا غير مطروحة واستخدامها فى تفسير قضايا أخرى .

إن التخـــيل يعـــنى أن يحـــرر الباحث نفسه من أنماط التفكير التقليدية ويتجاوز حدود الواقع دون حذر أو خشية ، إنه عملية أشبه بالإلهام ، ولذلك لا بـــد للباحـــث أن يخصص وقتاً طويلاً فى بناء فروضه يفكر فيها دائماً فى أوقات العمل وفى أوقات الاسترخاء دون وجود عوائق .

فالباحـــث لا يتمكـــن مـــن وضـــع فروضه من خلال تعامله مع الواقع فلابد من أن يتجاوز هذا الواقع ويتخيل وجود علاقات ما يخضعها للتجريب ، ومع ذلك تبقى المعرفة الواسعة والتخيل مصادر مهمة لبناء الفروض ولكنها مصادر غير كافية ، ولا بد من استكمالها بمصدر ثالث هو الجهد والتعب .

جـــ- الجهد والتعب :

لابد للباحث المجد أن يخصص وقتاً طويلاً فى الدراسة ، ويفكر باستمرار فـــى بحثه ، يفكر فيه دائماً فى أوقات عمله ، وفى أوقات استرخائه ، ودائماً ما يطرح مشكلته للنقاش مع زملائه فى العمل ، ومع زملائه الباحثين ، ومع المتخصصـــين فـــى موضـــوع بحـــثه ، إنـــه يلاحظ دائماً ويجمع المعلومات ويســـجلها ، ويقـــوم بدراســـات وملاحظـــات علمية وقد يستخدم الاختبارات والقياس فى عملية بناء الفروض .

٦ـ اختبار الفروض :

إن بناء الفرض لا يعنى أن الباحث قد توصل إلى حقيقة ما فى حل مشكلته ، فالفرض هو مجرد تخمين ذكى ، لا يصل إلى مرتبة الحقيقة إلا إذا تم إثباته واكتشاف الأدلة الكافية التى تؤيده ، أى جمع بيانات إمبريقية لتحقيقه ، وعدم اكتشاف أى دليل يعارضـــه ، ولذلـــك لا بـــد أن يخطط الباحث فى خطوته التالية لإثبات الفروض التى

وضـــعها عــن طريق اتخاذ سلسلة من الإجراءات العملية ، فبعض الفروض البسيطة يمكـــن اختـــبارها عـــن طـــريق الرؤية المباشرة ، فإذا سمعنا صوتا خارج النافذة ، فإنـــه مـــن الســـهل علينا أن نفتح النافذة ونختبر ما يجرى فى الخارج ، ولكن هناك فروضـــاً لا يســـهل إثباتها بالرؤية المباشرة ولا بد من المرور بسلسلة من الخطوات لإثباتها :

أ – استنباط المترتبات :

هـــناك مجموعـــة مـــن القضايا المترتبة على فرض ما ، فإذا ادعى شـــخص مـــا بأنـــه كاتب فإننا نستطيع أن نتحقق من هذا الادعاء . لأننا إذا فرضنا أنه كاتب فلابد من وجود المترتبات التالية :

١ – عضو مسجل فى رابطة الكتاب .

٢ – قام بنشر عدداً من الموضوعات باسمه .

٣ – يقتنى مكتبة مهمة فى بيته .

٤ – يواظب عل حضور النشاطات الأدبية المهمة .

يترتـــب إذن علـــى إدعـــاء الشـــخص أنـــه كاتب عدد من المترتبات وهـــذه المترتـــبات يمكن قياسها ، فنحن لا نمتلك وسيلة لفحص إدعاء الكاتب مباشـــرة ، ولذلـــك لجأنا إلى استنباط ما يترتب على هذا الادعاء أو الفرض ، فـــإذا استطاع الباحث أن يستنبط ما يترتب على فروضه فإنه يكون قادراً على إثباتها بسهولة ، لأن هذه المترتبات سهلة القياس :

١ – نذهـــب إلـــى رابطـــة الكتاب ونفحص سجلاتها للتأكد من وجود اسم هذا الكاتب ، وبهذا نفحص المترتب الأول .

٢ – نبحـــث فـــى المجلات لنعرف ما نشره هذا الكاتب من موضوعات باسمه ، وبهذا نفحص المترتب الثانى .

٣ – ســـنزوره فـــى بيـــته للـــتأكد مـــن وجود مكتبة ، وبهذا نفحص المترتب الثالث .

٤ – نلاحـــظ مـــدى حضوره للنشاطات الأدبية الهامة ، وبهذا نفحص المترتب الرابع .

إن وســيلة الباحث فى إثبات فروضه هى أن يدرس ما يترتب على هذه الفــروض مــن قضايا ، فإذا تمكن من إثباتها سيكون قادراً على الحكم على فروضه .

ب- اختبار إجراءات التحقق من صحة الفروض :

عرفــنا سابقاً أن الباحث يستطيع التحقق من صحة فروضه عن طريق الاختــبار المباشــر إذا كانــت فروضه بسيطة ، كما أنه يلجأ إلى استنباط ما يترتــب على هذه الفروض ويفحصها أيضاً ، ولكن هناك فروضاً أكثر تعقيداً تحــتاج فى إثباتها إلى استخدام أدوات واختبارات ومقاييس ، ولذلك لابد أن يعد الباحث الأدوات والاختبارات والمقاييس المناسبة لاختبار فروضه .

٧- متى يمكن قبول الفرض ؟

إن فحــص الفــروض واختــبارها يهدف إلى إمكان قبول هذه الفروض ، أو رفضها ، فالفروض تعد مقبولة إذا استطاع الباحث أن يجد دليلاً واقعياً ملموساً يتفق مــع جمــيع المترتبات على هذه الفروض ، فالفروض لا تثبت على أنها حقائق ولكن وجود الأدلة يشير إلى أن لهذه الفروض درجة عالية من الاحتمال ، وذلك لعدم وجود يقيــن مطلق ، وتزداد درجة الاحتمال إذا تمكن الباحث من إيجاد عدد من الأدلة التي تؤيد الفروض .

والتوصــل إلى هذه الأدلة يعنى أن الباحث استطاع أن يقدم الأدلة التى تمكنه من قبول الفرض ، وبذلك يقدم الباحث حلاً لمشكلة البحث .

٨- متى يتخلى الباحث عن فرضه ؟

إن عــدم قــدرة الباحث على إيجاد الأدلة التى تؤيد صحة الفرض لا يعنى أن الفرض غير صحيح ، وأنه يجب أن يلغيه ويبحث عن فرض آخر غيره ، فالباحث قد لا يعــثر على الأدلة المؤيدة ليس لعدم وجود هذه الأدلة المؤيدة ، ولكن لأن إمكانات الباحــث لــم تســاعده فى إيجاد هذه الأدلة ، وفى مثل هذه الحالة يبقى الفرض قائماً ويبقى إمكان البحث عنه متوفراً .

أمــا إذا استطاع الباحث أن يجد أدلة تعارض هذا الفرض وتثبت عدم صحته فإنــه مضــطر لأن يعلن عن عدم صحة هذا الفرض ، وبالتالى يجب أن يتخلى عنه ،

ولا يســتطيع الباحث أن يتمسك بفروض خاطئة حتى لو كانت هذه الفروض مغرية ، فكل الفــروض الــتى يضعها الباحثون يمكن أن يحدث عليها بعض التعديل فى أثناء البحــث ، وقــبل أن يصل الباحث إلى إثبات فرض ما فإنه قد يمر بعشرات الفروض الخاطئة التى يتخلى عنها .

وعمومــاً يكــون الفرض الصفرى إما صحيحاً أو خاطئاً ، وقبول الفرض لا يعــنى بالضرورة أنه صحيح ، فمن المحتمل عدم توفر البيانات الكافية للرفض ، كما أن رفض الفرض لا يعنى بالضرورة أنه خاطئ .

وعــندما يكون الفرض الصفرى صحيحاً وتثبت نتائج التحليل الإحصائى بأنه خاطــئ ، فإننا بذلك نقع فى خطأ النوع الأول *Type I Error* ، وهو يساوى مستوى الدلالة (α) ، وعندما يكون الفرض الصفرى خاطئاً بناءً على نتائج التحليل الإحصائى وقــررنا رفضــه ، فإننا نقع فى خطأ النوع الثانى *Type II Error* ويرمز له بالرمز (β) الذى يعتمد جزئياً على مستوى الدلالة وحجم العينة ، ويمكن توضيح خطأ النوع الأول وخطأ النوع الثانى كما فى الجدول الآتى :

	الفرض الصفرى صحيح	الفرض الصفرى خاطئ
رفض الفرض الصفرى	خطأ النوع الأول (α)	لا يوجد خطأ
قبول الفرض الصفرى	لا يوجد خطأ	خطأ النوع الثانى (β)

٩ـ أنواع القرارات الإحصائية :

يتضــح من الجدول السابق أنواع القرارات الإحصائية التى يمكن أن يتوصل إليها الباحث وهى :

أ – أن يكــون معلّم المجتمع الأصلى مساوياً لإحصاءة العينة ، وهذا يدل على أن العينة مشتقة من هذا الأصل (الفرض الصفرى صحيح) ، وعلى الرغم من ذلك فإن الباحث يرفض هذا الفرض الصفرى (خطأ النوع الأول α) .

ب– أن يكون معلّم الأصل ليس مساوياً لإحصاءة العينة ، وهذا يدل على أن العينة مشــتقة من أصل مختلف (الفرض الصفرى خاطئ) ، وعلى الرغم من ذلك فإن الباحث يقبل هذا الفرض الصفرى (خطأ النوع الثانى β) .

جـ - أن يكون معلم الأصل ليس مساوياً لإحصاءة العينة (الفرض الصفرى خاطئ) ، ويرفض الباحث هذا الفرض الصفرى ، واحتمال رفض الفرض الصفرى الخاطئ هو قرار صحيح ويسمى ذلك بقوة الاختبار الإحصائى $(1 - \beta)$.

د - أن يكون معلم الأصل مساوياً لإحصاءة العينة (الفرض الصفرى صحيح) ، ويقبل الباحث هذا الفرض الصفرى بالفعل ، واحتمال قبول الفرض الصفرى هو قرار صحيح $(1 - \alpha)$.

ويوجد فى الواقع عند إجراء أى اختبار إحصائى دائماً النوعان المحتملان من المخاطرة بالخطأ : الخطأ من النوع الأول وفيه يرفض الباحث الفرض الصفرى بينما هو صحيح ، أو الخطأ من النوع الثانى وفيه يقبل الباحث الفرض الصفرى بينما هو خاطئ .

وتعتمد قوة الاختبار الإحصائى على مستوى الدلالة (α) وخطأ النوع الثانى (β) وحجم العينة ، وبالتالى فإن قوة الاختبار الإحصائى = ١ - β ، وهى احتمال قرار رفض الفرض الصفرى عندما يكون الفرض البديل صحيحاً ، وتزداد قوة الاختبار الإحصائى عن طريق زيادة مستوى الدلالة وتباين الدرجات وحجم العينة ، وتزداد قوة الاختبار الإحصائى أيضاً كلما انخفضت قيمة (β) ، وتتراوح قوة الاختبار الإحصائى فيما بين صفر كحد أدنى ، وواحد كحد أقصى ، وتكون قوة الاختبار الإحصائى مقبولة حينما تكون فيما بين ٠,٤٠ ، ٠,٦٠ .

١٠ـ خصائص الفروض الجيدة :

إن الفروض تخمينات ذكية وجريئة تعتمد على معرفة الباحث وإلمامه بالموضوع وسعة اطلاعه وقدرته على التخيل ، وليست تخمينات ارتجالية لا ترتبط بالمعرفة الإنسانية ، ولذلك يفترض أن يراعى الباحث فى أثناء صياغته للفروض الأمور التالية :

أ - معقولية الفروض :

يفترض أن تكون الفروض منسجمة مع الحقائق العلمية المعروفة وليست خيالية ، أو متناقضة على الأقل ، أى وجود أساس منطقى يدعم

الفــرض ويكــون مستمداً من نظرية ، أو بحوث ودراسات سابقة ، أو خبرة الباحث العلمية ، ولا يجوز أن يضع الباحث فرضاً يؤدى إلى تناقض ، أو إلى اســتحالة ، ومــن هــنا يحتاج الباحث إلى سعة اطلاع ومعرفة دقيقة أثناء صياغة فروضه .

ب- قابلية الفروض للاختبار :

تخضــع الفــروض للفحــص ، والفــروض الــتى لا تخضــع للفحص لا يمكــن اختبارها لسبب بسيط وهو أن الباحث لا يتمكن من قياسها ، ولذلك يجب أن يصاغ الفرض بشكل محدد قابل للقياس ، وقابل للاختبار التجريبى ، بحيــث يســتطيع الباحث تصميم تجربة أو اتخاذ إجراءات للتحقق من صحة فروضه ، فالفرض الجيد فرض محدد يمكن فحصه تجريبياً .

جـ- قدرة الفروض على تفسير الظاهرة موضوع البحث :

إن الفــروض الجزئــية هى فروض غير اقتصادية وغالباً ما تفشل فى تفسير الموقف أو مجال الدراسة ، وتزداد قيمة الفروض بمقدار قدرتها على تقديم تفسير شامل للموقف أو تقديم تعميم شامل لحل الموقف .

د - اتساق الفروض كلياً أو جزئياً مع النظريات القائمة :

إن المعــرفة الإنســانية سلســلة متصــلة من الحلقات ، ويبنى الفرض العلمــى علــى النظريات والحقائق التى سبقته ، ولذلك يأتى منسجماً معها ، أو مكمــلاً لهــا ، ولكن هذه الميزة ليست ميزة نهائية ثابتة حيث يشك بعض الباحثيــن فى صحة نظريات قائمة ، ويضعون فروضاً مخالفة لها ويحققون هــذه الفــروض بما يؤدى إلى إلغاء النظرية القائمة أو تعديلها ، وقد تكون الفــروض جريــئة تماماً فى بنائها ويتمكن الباحث من إثباتها وتحقيق تقدم علمى كبير .

ويجــب أن يراعى الباحث أثناء صياغته للفروض ألا تتعارض مع نتائج فــروض الــبحوث والدراســات السابقة والتى تحقق محتواها ، وألا تناقض الــنظريات والقوانين المعروفة فى المجال الذى يبحث فيه الباحث ، ومن هنا

يجب على الباحث المبتدئ أن يراجع البحوث والدراسات السابقة المرتبطة بموضوع بحثه حتى يتمكن من صياغة فروض بحثه فى ضوء نتائج هذه البحوث والدراسات .

هـ- أن تحدد الفروض العلاقات بين المتغيرات :

يجب أن يحدد الفرض العلاقات المحددة بين المتغيرات ، ويجب أن تكون العلاقة المحددة فى الفرض علاقة بين متغيرين فقط ، لذا يكون لدى الباحث أكثر من فرض إذا كانت مشكلة بحثه تتضمن أكثر من متغيرين ، ويجب أن تظهر الفروض متغيرات البحث المستقلة والتابعة .

و - بساطة الفروض :

إذا استطاع الباحث إيجاد أكثر من فرض لتفسير موقف ما فإنه يجب أن يأخذ الفرض السهل الأكثر بساطة ، فالفروض المعقدة التى تفسر الموقف استناداً إلى عدد من المفاهيم المعقدة ، ليست فروضاً اقتصادية ، فالفرض السهل هو الذى يفسر الظواهر المختلفة بأقل التعقيدات الممكنة ، أى يجب أن يكون الفرض مختصراً وواضحاً قدر الإمكان ، فيجب على الباحث عدم ذكر المجتمع فى الفرض (لأنه سبق تحديده فى مشكلة البحث) واستخدام أقل عدد ممكن من الكلمات ، وأن يتضمن الفرض فكرة واحدة ، نظراً لأن صياغة الفرض بطريقة بسيطة يجعل اختباره سهلاً ، ويُفضل تقسيم الفرض الواسع العام (الرئيسى) إلى عدد من الفروض الفرعية التى تساعد على التحقق من صحة الفرض العام ، وإذا كان لدينا فرضان لهما نفس القوة التفسيرية يُفضل استخدام الفرض الأسهل ، لأنه يعطينا التفسير الضرورى بأقل عدد من المسلمات والمتغيرات التى تتطلب تعريفاً .

ويمكن تلخيص معايير صياغة الفروض الجيدة فيما يأتى :

(١) صياغة الفرض فى اختصار ووضوح .

(٢) أن يحدد الفرض علاقة بين المتغيرات .

(٣) أن يكون للفرض قوة تفسيرية .

(٤) أن يكون الفرض قابلاً للاختبار .

(٥) أن يصـــاغ الفرض على أساس منطقى مستمداً من نظرية معينة ، أو بحوث ودراسات سابقة ، أو خبرة الباحث العلمية .

(٦) أن يصور الفرض ما يتوقعه الباحث بأنه حل مؤقت للمشكلة .

١١ـ أهمية استخدام الفروض :

تعتمد أهمية استخدام الفروض فى البحث على هدف البحث ، فإذا كان البحث يهدف إلى الوصول إلى حقائق ومعارف فلا قيمة للفروض ، أما إذا كان البحث يهدف إلـــى تفسير الحقائق والكشف عن الأسباب والعوامل وتحليل الظاهرة المدروسة فلابد مـــن وجـــود فروض ، ويميز بعض المهتمين فى شئون البحث العلمى بين الدراسات حســـب اســـتخدامها للفـــروض ، فالدراســـة ذات المستوى المتعمق هى التى تحوى فروضـــاً ، ولذلـــك يـــتوقعون مـــن طالـــب الدكتوراه أن يبنى فروضاً فى بحثه ، أما الدراسات المسحية البسيطة فلا داعى لاستخدام الفروض فيها ، ومهما كان الأمر فإن وجود الفروض فى الدراسة يحقق الفوائد التالية :

أ - توجـــه جهـــود الباحـــث فى جمع المعلومات والبيانات المتصلة بالفروض ، وبذلـــك توفـــر الكثـــير مـــن الجهـــود الـــتى يـــبذلها الباحثون فى الحصول علـــى معلومـــات ســـرعان مـــا يكتشفون عدم حاجتهم إليها ، كما أنها توفر الوقت .

ب- تحـــدد الإجـــراءات وأســـاليب البحـــث المناسبة لاختبار الحلول المقترحة ، أى أنها توجه البحث .

جـ- تقـــدم الفـــروض تفسيـــراً للعلاقـــات بيـــن المتغيرات ، فالفروض تحـــدد العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، وبذلك تمدنا بإطار لعرض نتائج البحث فى صورة جيدة وذات معنى .

د - تـــزود الباحثيـــن بفـــروض أخـــرى وتكشف عن الحاجة إلى بحوث أخرى جديدة .

الفصل الثالث

اختبار الفروض الفارقة
بالإحصاء البارامترى

الفصل الثالث

اختبار الفروض الفارقة بالإحصاء البارامترى

أولاً : النسبة الحرجة : *Critical Ratio*

تُستخدم النسبة الحرجة فى اختبار دلالة الفرق بين متوسطى درجات مجموعتين من الأفراد بشرط ألا يقل عدد أفراد كل مجموعة منها عن ٣٠ فرداً ويستخدم كثير من الباحثين النسبة الحرجة فى حساب صدق تمييز الاختبار ومفرداته عن طريق أخذ الدرجات المتطرفة (أعلى وأدنى ٢٧ %) من الدرجات الكلية بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً ، ويستخدم البعض الآخر من الباحثين اختبار " ت " فى إيجاد صدق تمييز الاختبار ومفرداته ، وهذا خطأ شاع كثيراً فى البحوث والدراسات النفسية والتربوية والاجتماعية ، نظراً لأن الفروق الدالة على صدق تمييز الاختبار ومفرداته باستخدام اختبار " ت " فروق ذات دلالة إحصائية ، وليست فروقاً ذات دلالة نفسية .

١ - *النسبة الحرجة لمتوسطين مرتبطين :*

يتم حساب النسبة الحرجة لمتوسطين مرتبطين من المعادلة الآتية :

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين}}$$

∵ الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين $(ع_{م_1 - م_2})$

$$= \sqrt{ع^2_{م_1} + ع^2_{م_2} - (2 \times ر \times ع_{م_1} \times ع_{م_2})}$$

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{ع^2_{م_1} + ع^2_{م_2} - (2 \times ر \times ع_{م_1} \times ع_{م_2})}}$$

حيث أن :

$ع_{م_1} = \frac{ع_1}{\sqrt{ن_1}}$ (الخطأ المعيارى للمتوسط الأول)

$ع_{م_2} = \frac{ع_2}{\sqrt{ن_2}}$ (الخطأ المعيارى للمتوسط الثانى)

ر = معامل ارتباط درجات المجموعة الأولى بدرجات المجموعة الثانية

فإذا كانت قيمة النسبة الحرجة < ± ١,٩٦ دلّ ذلك على عدم وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات المجموعتين ، وهنا يتم قبول الفرض الصفرى ، ورفض الفرض البديل .

وإذا كانت النسبة الحرجة ≥ ± ١,٩٦ (دلالة الطرفين) ، فهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ بين متوسطى درجات المجموعتين ، أما إذا كانت النسبة الحرجة ≥ ± ٢,٥٨ (دلالة الطرفين) ، فهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات المجموعتين عند مستوى ٠,٠١ ، ومن هنا يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

٢- *النسبة الحرجة لمتوسطين غير مرتبطين أو مستقلين :*

عندما لا توجد علاقة ارتباطية بين درجات المجموعتين (معامل الارتباط = صفر) فإن القيمة ٢ × ر × $ع_{م١}$ × $ع_{م٢}$ = صفر ، وبالتالى فإن الخطأ المعيارى لفرق المتوسطين $ع_{م١-م٢} = \sqrt{ع^٢_{م١} + ع^٢_{م٢}}$ ، وتصبح النسبة الحرجة مساوية :

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{ع^٢_{م١} + ع^٢_{م٢}}}$$

ثانياً : اختبار " ت " : *T- test*

يستخدم اختبار " ت " فى اختبار دلالة الفرق بين متوسطى درجات مجموعتين من الأفراد ، ويمكن استخدامه فى حالة توافر الشروط الآتية :

١- حجم عينتى البحث : يجب أن يكون حجم كل عينة ٣٠ فرداً أو أكثر .

٢- الفرق بين حجم عينتى البحث : ألا يكون الفرق بين حجم عينتى البحث فرقاً كبيراً ، مثل أن تكون إحدى العينتين عددها ٥٠ فرداً والثانية عددها ٢٠٠ فرد .

٣- مدى تجانس العينتين : أن تكون عينتا البحث متجانستين ، بمعنى أنهما مشتقتان من مجتمع أصل واحد ، ويمكن معرفة التجانس بواسطة حساب النسبة الفائية (ف) *F. Ratio* باستخدام اختبار " هارتلى " *Hartley* :

$$ف = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{ع^٢_١}{ع^٢_٢}$$

ويقـوم الباحـث بمعـرفة دلالـة النسـبة الفائية (ف) بالكشف فى الجداول الإحصـائية الخاصـة بالـتجانس بعد حساب درجات حرية البسط أو التباين الكبـير ($ع^{٢}_{١}$) ، ودرجات حرية المقام أو التباين الصغير ($ع^{٢}_{٢}$) ، واستخراج قـيمة فَ الجدولـية ، ثـم يقارن الباحث بين قيمة " ف " المحسوبة وقيمة " فَ " الجدولـية علـى الـنحو الآتـى : فإذا كانت " ف " ≤ " فَ " عند أى مستوى من مستويات الدلالة (٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١) دلَّ ذلك على أن العينتيـن غـير متجانسـتين ، إما إذا كانت " ف " > " فَ " دلَّ ذلك على أن " ف " المحسـوبة غـير دالـة إحصائياً ، وهذا يدل على تجانس العينتين . وبصفة عامة إذا كانت النسبة الفائية (ف) ≥ واحد صحيح فتكون هذه النسبة غـير دالـة إحصائياً ، وقد تكون " ف " > ١ فى حالة تحليل التباين العاملى عـندما يكـون تباين المتغيرات المستقلة أقل من تباين الخطأ (انظر الفصل السابع) .

أمـا فـى حالـة تسـاوى العينتيـن ($ن_{١}$ = $ن_{٢}$) ، وحجم كل منهما يـزيد عـن ٣٠ فـرداً ، فالباحـث لا يكون بحاجة إلى اختبار شرط تجانس التباين .

٤- الاعتدالـية : أن يكـون توزيع عينتى البحث توزيعاً اعتدالياً ، ويمكن معرفة ذلك عن طريق حساب معامل الالتواء .

$$\boxed{\text{معامل الالتواء} = \frac{\text{المتوسط} - \text{المنوال}}{\text{الانحراف المعيارى}}} \qquad (١)$$

ويمكـن صـياغة المعادلة السابقة بدلالة المتوسط والوسيط على النحو الآتى :

$$\because \text{المنوال} = ٣\ \text{الوسيط} - ٢\ \text{المتوسط}$$

بالـتعويض عـن قـيمة المـنوال فى المعادلة (١) يمكن الحصول على المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{معامل الالتواء} = \frac{٣\ (\text{المتوسط} - \text{الوسيط})}{\text{الانحراف المعيارى}}}$$

فإذا كانت قيمة معامل الالتواء تساوى صفراً ، أو تقترب من الصفر ، فيمكن القول أن منحنى التوزيع اعتدالى ، أو يقترب من التوزيع الاعتدالى .

ويمكن الحكم على شكل التوزيع بأنه إعتدالى إذا كان معامل تفرطحه = ٠,٢٦٣ ، نظراً لأن معامل تفرطح المنحنى الاعتدالى = ٠,٢٦٣ ، ويتم حسابه عملياً من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل التفرطح} = \frac{\text{نصف المدى الربيعى *}}{\text{المئين التسعين} - \text{المئين العاشر}}$$

فإذا زاد مقدار التفرطح المحسوب عن ٠,٢٦٣ يكون التوزيع مسطحاً أو مقعراً *Platykurtic* ، أما إذا قلة قيمته عن ٠,٢٦٣ ، يكون التوزيع مدبباً *Leptokurtic* .

١- *عندما تكون عينتا البحث غير مرتبطتين (مستقلتين) ، وغير متساويتين فى الحجم ($ن_1 \neq ن_2$) :*

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2} \left[\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}\right]}}$$

درجات الحرية = $ن_1 + ن_2 - 2$

حيث أن :

$ن_1$ = عدد أفراد المجموعة الأولى $ن_2$ = عدد أفراد المجموعة الثانية

$م_1$ = متوسط درجات المجموعة الأولى $م_2$ = متوسط درجات المجموعة الثانية

$ع_1^2$ = تباين درجات المجموعة الأولى $ع_2^2$ = تباين درجات المجموعة الثانية

ولمعرفة دلالة الفرق بين المتوسطين يقوم الباحث بحساب درجات الحرية ($ن_1 + ن_2 - 2$) ، ثم يستخدم الجداول الإحصائية الخاصة بدلالة اختبار " ت " ،

(*) نصف المدى الربيعى = $\frac{\text{الربيع الثالث} - \text{الربيع الأول}}{2}$

ويمكـــن معـــرفة تَ الجدولية المقابلة لدرجات الحرية ($ن_١ + ن_٢ - ٢$) ، فإذا كانت الفـــروض المراد اختبارها فروضاً صفرية ، أو فروضاً محايدة يستخدم الباحث دلالة الطرفيـــن (الذيلين) ، ومستويات الدلالة : ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ ، أما إذا كانت الفـــروض موجهة يستخدم الباحث دلالة الطرف الواحد (الذيل الواحد) ، ومستويات الدلالة : ٠,٠٢٥ ، ٠,٠٠٥ ، ٠,٠٠٠٥ باعتبار أن هذه المستويات شبه متفق عليها بيـــن العلمـــاء فـــى مجال البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية لرفض ، أو قبول الفرض .

فإذا كانت " ت " المحسوبة > " تَ " الجدولية ، دلَّ ذلك على عدم وجود فرق جوهـــرى بيـــن المتوسطين ، وقد يرجع الفرق البسيط بين المتوسطين إلى الصدفة ، أو إلى أخطاء القياس . وهنا يتم قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل .

أمـــا إذا كانـــت " ت " المحسوبة ≤ " تَ " الجدولية دلَّ ذلك على وجود فرق جوهرى بين المتوسطين ، وهنا يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

مثال (١) :

احسب قيمة " ت " لمتوسطين مستقلين ($ن_١ \neq ن_٢$) من البيانات الآتيـــة :

المجموعة الأولى	المجموعة الثانية
$ن_١ = ١٠١$	$ن_٢ = ٨١$
$م_١ = ٥٥,٠٢$	$م_٢ = ٥٣,٢٠$
$ع_١ = ١٦,٣٣$	$ع_٢ = ١٤,٦٧$

خطوات الحل :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢} \left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢} \right]}}$$

$$ت = \frac{٥٥,٠٢ - ٥٣,٢٠}{\sqrt{\frac{١٠١ \times ٢٦٦,٧ + ٨١ \times ٢١٥,٢١}{١٠١ + ٨١ - ٢} \left[\frac{١}{١٠١} + \frac{١}{٨١} \right]}}$$

$$ت = \frac{1,82}{\sqrt{\frac{26936,7 + 17432,01}{180} \times 0,0222}}$$

$$ت = \frac{1,82}{\sqrt{5,472}} = \frac{1,82}{2,34} = 0,78$$

وبالكشف عن قيمة " تَ " الجدولية لدرجات حرية ١٨٠ عند مستوى ٠,٠٥ نجد أن قيمة " ت " المحسوبة = ٠,٧٨ ، وبالتالى فهى غير دالة إحصائياً .

٢- عـندما تكون عينتا البحث غير مرتبطتين (مستقلتين) ، ومتساويتين فى الحجم ($ن_1 = ن_2$) :

$$\therefore ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2} \left[\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}\right]}}$$

وبالـتعويض فـى المعادلة السابقة عن قيمة $ن_1 = ن_2 = ن$ يمكن الحصول على المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ن\,(ع_1^2 + ع_2^2)}{2\,(ن - 1)} \left[\frac{2}{ن}\right]}}$$

$$\boxed{\therefore ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2}{ن - 1}}}}$$

درجات الحرية = ٢ ن − ٢

مثال (٢) :

اختـبر دلالة الفرق بين متوسطى درجات مجموعتين من التلاميذ فى مقياس الانتباه الأكاديمى من البيانات الآتية .

المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
$ن_٢ = ٣٣$ $م_٢ = ١٥,٨١$ $ع_٢ = ٢,٦٢$	$ن_١ = ٣٣$ $م_١ = ٢٣,٦٣$ $ع_١ = ٣,٦٢$

خطوات الحل :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢ + ع_٢^٢}{ن - ١}}}$$

$$ت = \frac{٢٣,٦٣ - ١٥,٨١}{\sqrt{\frac{(٣,٦٢)^٢ + (٢,٦٢)^٢}{٣٣ - ١}}} = ٩,٩$$

تَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية ٦٤ عند مستوى ٠,٠١ تساوى ٢,٦٥٥

∴ ت > تَ عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالى يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات المجموعتين ، لصالح المجموعة الأولى (الدلالة توجه إلى المتوسط الأكبر فى حالة المقارنة بين مجموعتين) .

مثال (٣) :

وضع باحث فرضاً نصه " يوجد فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات التلاميذ ذوى نقص الانتباه المصحوب بالنشاط الزائد *ADHD* ، ودرجات التلاميذ العاديين فى العدوانية ، لصالح التلاميذ ذوى *ADHD* " . اختبر نتائج صحة هذا الفرض من البيانات الآتية :

العاديون	*ADHD*
$ن_٢ = ٧٢$ $م_٢ = ٩٥,٧٠$ $ع_٢ = ٦,٩$	$ن_١ = ٧٢$ $م_١ = ١٤٠,٢٠$ $ع_١ = ٩,٥$

خطوات الحل :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢ + ع_٢^٢}{ن - ١}}}$$

$$ت = \frac{١٤٠,٢٠ - ٩٥,٧٠}{\sqrt{\frac{(٩,٥)^٢ + (٦,٩)^٢}{٧٢ - ١}}} = ٣١,٩٤$$

درجات الحرية = ٢ ن - ٢ = ١٤٤ - ٢ = ١٤٢

نستخدم دلالة الطرف الواحد ، نظراً لأن الفرض المراد اختباره فرض موجه .

" تَ " الجدولية عند مستوى ٠,٠٠٥ = ٢,٦١٥ ، وبالتالى فإن " ت " > " تَ " عند مستوى ٠,٠٠٥ ، أى يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٠٥ بين متوسطى درجات التلاميذ ذوى *ADHD* ، ودرجات التلاميذ العاديين فى العدوانية ، لصالح التلاميذ ذوى *ADHD* ، بمعنى أن التلاميذ ذوى *ADHD* أكثر عدوانية من التلاميذ العاديين بفرق دال إحصائياً .

٣- *حساب الفرق بين متوسطين مرتبطين أو لعينة واحدة :*

عندما تكون عينة البحث مجموعة واحدة ، تعرضت لقياس قبلى وقياس بعدى (قبل وبعد التدريب) ، فإنه يمكن حساب الفرق بين متوسطى درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى لنفس العينة من القانون الآتى :

$$ت = \frac{م_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح^٢_ف}{ن(ن - ١)}}}$$

درجات الحرية = ن - ١

حيث أن :

$م_ف$ = متوسط الفروق بين درجات القياسين القبلى والبعدى ، ويمكن حسابه أيضاً عن طريق حساب الفرق بين متوسطى درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى .

$ح_ف$ = انحراف الفروق (ف) عن متوسطها ($م_ف$) = ف - $م_ف$

مجـ $ح^٢_ف$ = مجموع مربعات الفروق عن متوسطها

= مجـ $(ف - م_ف)^٢$

ن = عدد أفراد المجموعة ، ودرجات الحرية فى هذه الحالة = ن - ١

ويمكن كتابة المعادلة السابقة بالصورة الآتية :

$$\because \quad ع^{2}_{ف} = \frac{مجـ ح^{2}_{ف}}{ن}$$

$$\therefore \quad ت = \frac{م_{ف}}{\sqrt{\frac{ع^{2}_{ف}}{(ن - 1)}}}$$

ويكـــتفى معظم الباحثين فى هذه الحالة بمعرفة الدلالة الإحصائية للفروق الـــناتجة ، وأن تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع يكون أقوى إذا كانت الفـــروق دالـــة عند مستوى ٠,٠٠١ عنه فى حالة مستويى الدلالة ٠,٠١ ، ٠,٠٥ ، علمـــاً بـــأن الدلالة الإحصائية تتأثر بعدد من العوامل منها : مقدار الفـــرق بين العينين ، وحجم العينتين ، ومقدار التشتت (الانحراف المعيارى عن المتوسط) فى كل مجموعة على حدة ، لذا يُفضل حساب معامل الارتباط بيـــن درجـــات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى بواسطة معامل ارتباط بيرســـون ، ثـــم نـــربع قـــيمة معامل الارتباط الناتج ($ر^{2}$) ، ونحسب نسبة الارتـــباط *Correlation Ratio* وذلك لتوضيح قوة العلاقة بين نتائج القياس القبلى والقياس البعدى .

ويســـتخدم بعـــض الباحثيـــن المعادلـــة السابقة فى معرفة ثبات الاختبار بطريقة إعادة التطبيق ، أى تطبيق الاختبار نفسه مرتين بفاصل زمنى معين علـــى نفـــس العينة من الأشخاص ، فإذا كانت الفروق بين درجات التطبيق الأول ودرجـــات إعـــادة التطبـــيق بعد فاصل زمنى معين غير دالة إحصائياً دلَّ ذلـــك علـــى أن الاختـــبار ثابـــت ، بمعنى أنه يعطى نتائج متماثلة فى كلا التطبيقين .

مثال (٤) :

اختـــبر دلالـــة الفـــرق بين متوسطى درجات القياس القبلى ودرجات القياس الـــبعدى لعيـــنة عددها ٣٣ تلميذاً فى مقياس حب الاستطلاع قبل وبعد تطبيق برنامج تنمية حب الاستطلاع من البيانات الآتية :

القياس القبلى	القياس البعدى
$م_1 = ٣٢,٧١$ $ع_1 = ٣,٥١$	$م_2 = ٤١,٣٠$ $ع_2 = ٣,٠٢$
$ح^2_ف = ١٤٧,٥$	

خطوات الحل :

$$ت = \frac{م_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح^2_ف}{ن(ن-١)}}}$$

$$ت = \frac{٤١,٣٠ - ٣٢,٧١}{\sqrt{\frac{(١٤٧,٥)}{٣٣(٣٣-١)}}} = ٢٢,٩٨$$

درجات الحرية = ن – ١ = ٣٣ – ١ = ٣٢

بالكشف فى الجداول الإحصائية عن قيمة تَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية ٣٢ عند مستوى ٠,٠١ نجد أن تَ = ٢,٧٤ ، وبالتالى فإن ت > تَ عند مستوى ٠,٠١ ، أى يوجد فرق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى ، لصالح القياس البعدى (المتوسط الأكبر) ، ومن هنا يقرر الباحث بأن برنامجه فعالاً فى تنمية حب الاستطلاع لدى التلاميذ .

مثال (٥) :

اختبر دلالة الفرق بين متوسطى درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى لعدد عشرة تلاميذ فى اختبار الحساب من البيانات الآتية :

القياس القبلى	٧	٣	٧	٥	٨	٤	٥	٢	٣	٦
القياس البعدى	١٠	٥	٦	٧	١٠	٦	٧	٨	٦	٥

خطوات الحل :

القياس القبلى (س)	القياس البعدى (ص)	الفروق (ف)	ح ف	$ح^2$ ف
٧	١٠	٣	١	١
٣	٥	٢	صفر	صفر
٧	٦	-١	-٣	٩
٥	٧	٢	صفر	صفر
٨	١٠	٢	صفر	صفر
٤	٦	٢	صفر	صفر
٥	٧	٢	صفر	صفر
٢	٨	٦	٤	١٦
٣	٦	٣	١	١
٦	٥	-١	-٣	٩
مجـ س = ٥٠ م س = ٥	مجـ ص = ٧٠ م ص = ٧	مجـ ف = ٢٠ م ف = ٢	صفر	مجـ $ح^2$ ف = ٣٦

$$ت = \frac{م\ ف}{\sqrt{\dfrac{مجـ\ ح^2\ ف}{ن\ (ن - ١)}}}$$

$$ت = \frac{٢}{\sqrt{\dfrac{٣٦}{١٠\ (١٠ - ١)}}} = ٣,١٦$$

درجات الحرية = ن - ١ = ١٠ - ١ = ٩

" تَ " الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدرجات حرية ٩ تساوى ٢,٢٦ ، ٣,٢٥ على الترتيب ، أى أن " ت " > " تَ " عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى فإن الفرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥

٤- حساب الفرق بين متوسطى عينتين غير متجانستين ($ع_1^2 \neq ع_2^2$) ، وغير متساويتين فى الحجم ($ن_1 \neq ن_2$) :

عندما يكون حجم العينة الأولى لا يساوى حجم العينة الثانية ($ن_1 \neq ن_2$) ، وعندما تكون النسبة الفائية ($\frac{ع_1^2}{ع_2^2}$) دالة إحصائياً ، فإنه يمكن استخدام اختبار " ت " على النحو الآتى :

(١) نحسب قيمة " ت " بالطريقة العادية باستخدام المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

(٢) نحدد مستوى الدلالة (٠,٠٥ ، ٠,٠١) .

(٣) نحسب درجات حرية العينة الأولى ($ن_١$ – ١) ، ودرجات حرية العينة الثانية ($ن_٢$ – ١) .

(٤) نحسب قيمة $ت_١$ للعينة الأولى المقابلة لدرجات حرية (ن –١) عند مستوى الدلالة المحدد مسبقاً ، ثم نحسب $ت_٢$ للعينة الثانية المقابلة لدرجات حرية ($ن_٢$ – ١)عند نفس مستوى الدلالة .

(٥) نحسب قيمة الفروق (تَ) باستخدام كل من $ت_١$ ، $ت_٢$ من المعادلة الآتية :

$$\boxed{تَ = \frac{ت_١ \left(\frac{ع_١^٢}{ن_١}\right) + ت_٢ \left(\frac{ع_٢^٢}{ن_٢}\right)}{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

(٦) نقارن بين قيمتى " ت " ، " تَ " ، فإذا كانت " ت " $\leq$ " تَ " عند مستوى الدلالة المحدد دلّ ذلك على وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات المجموعتين ، أما إذا كانت " ت " > " تَ " دلَّ ذلك على عدم وجود فرق جوهرى (دال) بين متوسطى درجات المجموعتين .

مثال (٦) :

اختبر دلالة الفرق بين متوسطى درجات تحصيل مجموعتين من التلاميذ من البيانات الآتية :

مجموعة (١)	مجموعة (٢)
$ن_١$ = ١٠	$ن_٢$ = ٢٠
$م_١$ = ٢٠,٦	$م_٢$ = ١٦
$ع_١$ = ٢٨,٤٢	$ع_٢$ = ٦,٧٢

خطوات الحل :

(١) نحسب النسبة الفائية ($\frac{ع_١^٢}{ع_٢^٢}$) = $\frac{٢٨,٤٢}{٦,٧٢}$ = ٤,٢٣

(٢) درجات حرية التباين الكبير (٢٨,٤٢) = $ن_١$ − ١ = ٩ ، ودرجات حرية التباين الصغير (٦,٧٢) = $ن_٢$ − ١ = ١٩

(٣) نكشف في جداول النسبة الفائية (ف) عند درجات حرية التباين الكبير (البسط = ٩) ، ودرجات حرية التباين الصغير (المقام = ١٩) ، نجد أن قيمة النسبة الفائية الجدولية (فَ) = ٣,٥٢ عند مستوى ٠,٠١ ، وهذا يدل على أن العينتين غير متجانستين ، بالإضافة إلى أنهما غير متساويتين ($ن_١ \neq ن_٢$) ، وهذا يقودنا إلى استخدام الحالة الرابعة والأخيرة من حالات اختبار " ت " على النحو الآتى :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

$$ت = \frac{٢٠,٦ - ١٦}{\sqrt{\frac{٢٨,٤٢}{١٠} + \frac{٦,٧٢}{٢٠}}} = ٢,٥٨$$

فإذا حددنا مستوى الدلالة ٠,٠٥ ، فإن $ت_١$ للمجموعة الأولى المقابلة لدرجات حرية ٩ عند مستوى ٠,٠٥ = ٢,٢٦٢ ، $ت_٢$ للمجموعة الثانية المقابلة لدرجات حرية ١٩ عند مستوى ٠,٠٥ = ٢,٠٩٣ .

$$تَ = \frac{ت_١ \left(\frac{ع_١^٢}{ن_١}\right) + ت_٢ \left(\frac{ع_٢^٢}{ن_٢}\right)}{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}$$

$$تَ = \frac{٢,٢٦٢ \times \frac{٢٨,٤٢}{١٠} + ٢,٠٩٣ \times \frac{٦,٧٢}{٢٠}}{\frac{٢٨,٤٢}{١٠} + \frac{٦,٧٢}{١٠}} = ٢,٢٤$$

نلاحظ أن " ت " > " تَ " عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ بين متوسطى درجات تحصيل مجموعتى التلاميذ ، لصالح تلاميذ المجموعة الأولى .

وعندما تكون $ن_١ = ن_٢$ ، فإن $ت_١ = ت_٢$ ، نظراً لأن درجات حرية العينة الأولى ($ن_١ - ١$) = درجات حرية العينة الثانية ($ن_٢ - ١$) ، كما أنه لو قمنا بالتعويض فى المعادلة :

$$تَ = \frac{ت_١ \left(\frac{ع_١^٢}{ن_١}\right) + ت_٢ \left(\frac{ع_٢^٢}{ن_٢}\right)}{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}$$

عن قيمة $ت_١ = ت_٢$ ؛ $ن_١ = ن_٢ = ن$ نستنتج أن :

$$تَ = \frac{ت_١ \left(\frac{ع_١^٢}{ن}\right) + ت_١ \left(\frac{ع_٢^٢}{ن}\right)}{\frac{ع_١^٢}{ن} + \frac{ع_٢^٢}{ن}}$$

$$تَ = \frac{\frac{ت_١}{ن} \left(ع_١^٢ + ع_٢^٢ \right)}{\frac{١}{ن} \left(ع_١^٢ + ع_٢^٢ \right)}$$

$$\boxed{\therefore\ تَ = ت_١ = ت_٢}$$

• **حجم التأثير فى حالة استخدام اختبار "ت" :**

يكتفى بعض الباحثين بإيجاد دلالة الفروق بين المجموعات ، فالدلالة الإحصائية للفرق بين مجموعتين ، أو أكثر ليست كافية لبيان أهمية ذلك الفرق ، وإنما هناك أمور أخرى يجب أن تؤخذ فى الاعتبار مثل حجم ذلك الفرق ، وما يمكن أن يترتب على معرفة ذلك الفرق من قرارات ، أى أن القيمة العملية يجب أن تؤخذ بعين الاعتبار بالإضافة إلى الدلالة الإحصائية ، لذا يُفضل أن يحسب الباحث حجم التأثير *Effect Size* (حجم الفرق) ، عندما تكون " ت " دالة إحصائياً ، لأن مقاييس

حجم التأثير لا تتأثر بحجم العينات ، نظراً لأنها تتناول حجم الفرق ، أو قوة الارتباط *Strength of Association* دون أن تكون دالة لحجم العينة ، أى أن الدلالة الإحصائية قد تكون مضللة أحياناً ، وبالتالى فلابد من حساب حجم التأثير عند تقويم نتائج أية تجربة ، فأحجام التأثير توضح لنا مقدار تأثير المتغيرات المستقلة فى المتغيرات التابعة ، بينما الدلالة الإحصائية لا توضح ذلك ، فحجم التأثير هو الوجه المكمل للدلالة الإحصائية ، لذا يجب على الباحثين الإجابة عن الأسئلة الآتية :

- هل التأثير الملاحظ حقيقى أم يرجع إلى الصدفة ؟
- إذا كان التأثير حقيقى فما حجمه ؟
- هل حجم التأثير كبير بدرجة كافية بحيث يصبح مفيداً ؟

ويمكن حساب حجم التأثير ، أو قوة الارتباط فى حالة استخدام الباحث لاختبار " ت " سواء للعينات المستقلة ، أو المرتبطة من خلال حساب :

١ – *مربع معامل إيتا* : *Eat Squared* (η^2)

يُسمى مربع معامل إيتا (η^2) أحياناً بنسبة الارتباط ، أو قوة العلاقة بين المتغيرين (المستقل ، التابع) ، وينتمى إلى الإحصاء الوصفى (إحصاء العينات) ، ويحدد (η^2) حجم تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع تحديداً كمياً ، نظراً لأن (η^2) يدل على نسبة من التباين الكلى للمتغير التابع (التباين المفسر) فى العينات موضوع البحث التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل ، بمعنى أن (η^2) يحدد نسبة التباين فى المتغير التابع التى يمكن تفسيرها ، والتى تعزى إلى تأثير المتغير المستقل ، ويمكن حساب (η^2) من المعادلة الآتية :

$$\eta^2 = \frac{\text{ت}^2}{\text{ت}^2 + \text{درجات الحرية}}$$

وتدل إيتا (η) على الارتباط الثنائى بين المجموعات والمتغير التابع ، وهنا تذكر الباحث أنه عند تفسير القيمة الناتجة تناقش كنسبة مئوية بضرب الناتج × ١٠٠ حتى نحصل على نسبة التباين المفسر ، وأن درجات الحرية فى حالة العينات المستقلة = ن١ + ن٢ – ٢ ، ودرجات الحرية فى حالة العينات المترابطة = ن – ١

ويمكن حساب حجم التأثير (d) بدلالة (η^2) من المعادلة الآتية :

$$d = \frac{2\sqrt{\eta^2}}{\sqrt{1-\eta^2}}$$

٢- مربع أوميجا (ω^2) :

ينـــتمى مربع أوميجا (ω^2) إلى الإحصاء الاستدلالى (إحصاء الأصول) على عكس مربع إيتا (η^2) ، ويحسب (ω^2) من المعادلة الآتية :

$$\omega^2 = \frac{\text{ت}^2 - 1}{\text{ت}^2 + \text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 1}$$

ويفسر (ω^2) مثل (η^2) بعد ضرب الناتج × ١٠٠ لتحويله إلى نسبة مئوية ، ويمكــن استخدام محكات كوهن $(Cohen,1977)$ الآتية للحكم على قوة تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع :

أ - التأثـــير الـــذى يفســر حوالى ١ % من التباين الكلى يدل على تأثير ضئيل أو تأثير منخفض .

ب- التأثير الذى يفسر حوالى ٦ % من التباين الكلى يعد تأثيراً متوسطاً .

جـ- التأثير الذى يفسر حوالى ١٥ % من التباين الكلى يعد تأثيراً كبيراً .

٣- معادلات كوهن Cohen لحساب حجم التأثير :

توصـــل " كوهن " (فى : صلاح أحمد مراد ، ٢٠٠٠ ، ص ٢٤٦) إلى معادلات لحســاب حجم التأثير باستخدام قيمة " ت " المحسوبة إذا كانت دالة إحصائياً ، تختلف فـــى طـــريقة حسابها عن مربع معامل إيتا (η^2) ، ومربع معامل أوميجا (ω^2) ، نظراً لأن (η^2) ، (ω^2) يـــدلان علـــى نسبة التباين الكلى للمتغير التابع التى تعزى إلى تأثير المتغـــير المستقل ، أو قوة الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، بينما حجم التأثـــير المحسوب من معادلات " كوهن " يدل على نسبة الفرق بين متوسطى درجات المجموعتين فى وحدات معيارية ، والمعادلات هى :

أ - حجم التأثير لعينتين مستقلتين ($\text{ن}_1 \neq \text{ن}_2$) :

يمكن حساب حجم التأثير لعينتين مستقلتين من المعادلة الآتية :

$$\text{حجم التأثير (ح)} = \text{ت} \sqrt{\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2}}$$

حيث أن : ت = ت المحسوبة والدالة ن_1 ، ن_2 هما حجم العينتين

فـإذا كـان حجـم التأثير (ح) = ٠,٢ فهذا يدل على تأثير ضعيف للمتغير المستقل فى المتغير التابع ، أما إذا كان (ح) = ٠,٥ فهذا يدل على تأثير متوسط للمتغير المستقل فى المتغير التابع ، أما إذا كان (ح) = ٠,٨ ، أو أكثر فهذا يدل على تأثير مرتفع للمتغير المستقل فى المتغير التابع .

ب- حجم *التأثير لعينتين غير مستقلتين (عينة واحدة) :*

يـتم حسـاب حجم التأثير فى حالة العينات المرتبطة أو غير المستقلة من المعادلة الآتية :

$$\text{حجم التأثير (ح)} = \text{ت} \sqrt{\frac{٢ (١ - ر)}{ن}}$$

حيث أن :

ن = حجم العينة ر = معامل الارتباط بين درجات القياسين .

وقـد وضـح " كيس " *(Kiess,1989)* العلاقة بين حجم التأثير ومربع معامل إيتا (η^2) فى المعادلة الآتية :

$$\text{حجم التأثير (ح)} = \frac{٢ \sqrt{\text{مربع معامل إيتا}}}{\sqrt{١ - \text{مربع معامل إيتا}}}$$

$$\text{حجم التأثير (ح)} = \frac{٢ \sqrt{\eta^2}}{\sqrt{١ - \eta^2}}$$

وقـد أعـد " كـيس " جدولاً يوضح العلاقة بين حجم التأثير (ح) ، ومربع معامل إيتا (η^2) بيَّن فيه ما يأتى :

أ – حجـم التأثـير (٠,٢) يقابل مربع معامل إيتا (٠,٠١) ، والذى يدل على أن نسـبة التبايـن المفسـر فـى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل تساوى (١ %) ، أى تأثير منخفض .

ب- حجـم التأثير (٠,٥١) تقريباً يقابل مربع معامل إيتا (٠,٠٦) ، والذى يدل علـى أن نسـبة التبايـن المفسـر فى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل تساوى (٦ %) ، أى تأثير متوسط .

جـ- حجم التأثير (٠,٨٤) يقابل مربع معامل إيتا (٠,١٥) ، والذى يدل على أن نسبة التباين المفسر فى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل تساوى (١٥ %) ، أى تأثير مرتفع .

د - حجم التأثير (واحد) يقابل مربع معامل إيتا (٠,٢٠) ، والذى يدل على أن نسبة التباين المفسر فى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل تساوى (٢٠ %) ، أى تأثير مرتفع أيضاً .

تمارين :

١- اختبر دلالة " ت " للفرق بين متوسطى درجات عينتين مختلفتين فى الحجم والتجانس ، ثم احسب حجم التأثير باستخدام (η^2) ، (ω^2) من البيانات الآتية :

العينة الأولى	العينة الثانية
ن١ = ١٥	ن٢ = ٢٤
م١ = ٨٠	م٢ = ٩٤
ع١ = ٥	ع٢ = ٨

٢- النتائج الآتية لعينتين مستقلتين :

العينة الأولى	العينة الثانية
ن١ = ٥٠	ن٢ = ٣٦
م١ = ١٢٤	م٢ = ١٢٠
ع١ = ١٠,٥	ع٢ = ١٢

اختبر دلالة الفرق بين المتوسطين عند مستوى ٠,٠١ .

٣- طبق باحث مقياساً لحب الاستطلاع قبل وبعد التدريب على عشرة تلاميذ فحصل على البيانات الآتية :

قبل	٢٠	٢٥	٢٦	٢٣	٢٧	٣٠	٢٤	٢١	٢٨	٣٠
بعد	٣٥	٣٨	٣٤	٣٤	٣٨	٣٧	٣٥	٣٣	٣٤	٣٥

اثبت أن التدريب فعال فى تنمية حب الاستطلاع لدى التلاميذ مع حساب حجم التأثير .

ثالثاً : تحليل التباين - أحادى الاتجاه :

One Way – Analysis of Variance (ANOVA):

يُستخدم تحليل التباين أحادى الاتجاه فى الكشف عن الفروق بين درجات مجموعتين أو أكثر من الأفراد فى خصائص الشخصية فى حالة وجود متغيرين أحدهما متغير مستقل (تصنيفى) ، يتضمن عدة مستويات هى المجموعات ، والثانى متغير تابع ، لذا سُمى بتحليل التباين الأحادى لأنه يتضمن متغيراً مستقلاً واحداً ، ومتغيراً تابعاً واحداً .

ويرجع الفضل إلى العالم " فيشر " ***Fisher*** الذى ابتكر تحليل التباين ، وقام " بيرت " ***Burt*** بتطبيقه فى مجالات العلوم النفسية والتربوية ، ويعد تحليل التباين من أهم الطرق المستخدمة فى البحث العلمى فى مجال التربية وعلم النفس ، فهو يصلح لتحليل نتائج عدد من التجارب المتوازنة كل منها تحدث فى ظروف موحدة وعلى مجموعة متجانسة أكثر تجانساً فى الواقع من المجتمع الأصلى ، ويعطى تقديراً لعوامل الخطأ المنتظم الخاص بالفروق الناتجة من اختلاف المجتمعات الأصلية التى أُشتقت منها العينات ، ويعطى أيضاً تقديراً لا بأس به لنوع آخر من الأخطاء التى تُحدث فروقاً منتظمة ذات تأثير ثابت فى أداء مجموعات التجربة المشتركة فى كل طريقة ، ويساعد على تحليل الفروق فى أداء الأفراد والجماعات إلى اكثر من عنصر ، ويساعد على قياس الدلالة الإحصائية فى الأداء . كما أنه يصلح لمعرفة الفروق القائمة بين البنين والبنات فى الذكاء والقدرات العقلية الطائفية ، وفى السمات المزاجية ، وفى النواحى التحصيلية المختلفة ، ويصلح أيضاً فى قياس مدى تجانس عينات المختبرين ، والمفردات التى تتألف منها الاختبارات النفسية .

ويرجع شيوع استخدام تحليل التباين فى البحوث العلمية إلى معرفة وقدرة الباحثين على استخدامه وتفسير نتائجه ، وتوافر بعض الحزم الإحصائية التى تُسهل استخدامه ، كما أنه لا يتقيد بعدد المجموعات الذى يمكن مقارنته ، وعند استخدامه فى المقارنة بين أكثر من مجموعتين فإنه يمكن التحكم والسيطرة على تقديرات خطأ النوع الأول .

ويُقصد بتحليل التباين تقسيم تباين المتغير التابع إلى قسمين فى حالة وجود متغير مستقل واحد ، أو إلى عدة أقسام فى حالة أكثر من متغير مستقل ، ويرجع أحد هذه الأقسام إلى المتغير المستقل ، أو المتغيرات المستقلة ويُطلق عليه بالأثر

الرئيســى فــى تباين المتغير التابع وهو تباين منتظم معلوم مصدره ، ويرجع القسم الــثانى – فى حالة وجود متغير مستقل واحد – إلى تباين غير منتظم مصدره درجات الأفــراد يُطلــق علــيه تباين الخطأ *Error Variance* ، أو التباين داخل المجوعات *Within Groups* ، بينما يُطلق على التباين الرئيسى مسمى التباين بين المجموعات *Between Groups* وعــندما لا يؤثــر المتغير المستقل فى المتغير التابع فإن التباين بيــن المجموعات يرجع إلى أخطاء المعاينة *Sampling Error* ، ومن ثم فإن النسبة الفائــية (ف) تســاوى واحــد تقريباً . أما إذا كان المتغير المستقل يؤثر فى المتغير الــتابع فــإن التباين بين المجموعات يزداد أكثر مما هو متوقع عن أخطاء المعاينة ، وبالــتالى فــإن تبايــن بيــن المجموعات يكون أكبر من التباين داخل المجموعات ، أو تبايــن الخطــأ ، وتزداد قيمة النسبة الفائية (ف) عن الواحد ، أى أن قيمة النسبة الفائية ترتبط ارتباطاً طردياً بزيادة تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع .

١ـ تحليل التباين بين مجموعتين :

الباحث الذى يستخدم هذا النوع من تحليل التباين عليه تكوين الجدول الآتى :

مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات (التباين)	ف
داخل المجموعات	$ن_١ + ن_٢ - ٢$	$ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢$	$\frac{ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢}$	$\frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$
بين المجموعات	$٢ - ١$	$ن_١ ح_{١م}^٢ + ن_٢ ح_{٢م}^٢$	$\frac{ن_١ ح_{١م}^٢ + ن_٢ ح_{٢م}^٢}{٢ - ١}$	
المجموع	$ن_١ + ن_٢ - ١$	$ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢ + ن_١ ح_{١م}^٢ + ن_٢ ح_{٢م}^٢$		

(أ) نحسب درجات حرية مجموع المربعات الداخلية :

درجات الحرية الداخلية = عدد أفراد المجموعات – عدد المجموعات

$$= ن_١ + ن_٢ - ٢$$

(ب) نحسب درجات حرية مجموع المربعات بين المجموعات :

درجات الحرية البينية = عدد المجموعات – عدد القيود = ٢ – ١

عدد القيود = ١ ، نظراً لأن متوسطى المجموعتين ينتسبان إلى متوسط عام واحد *Grand Mean* (المتوسط الوزنى) .

ونحسب من الخطوتين (أ) ، (ب) درجات حرية المجموع الكلى للمربعات =
عدد أفراد المجموعات – ١ = ن١ + ن٢ – ١

(جـ) نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات :

مجموع المربعات الداخلية = عدد أفراد العينة الأولى (ن١) × تباينها (ع١^٢) + عدد أفراد العينة الثانية (ن٢) × تباينها (ع٢^٢)

$$\text{مجموع المربعات الداخلية} = ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢$$

ويطلق أحياناً على مجموع المربعات داخل المجموعات مسمى مجموع مربعات الخطأ .

(د) نحسب المتوسط العام أو المتوسط الوزنى لمتوسطات المجموعات :

$$\text{المتوسط الوزنى للمجموعتين } (\bar{م}) = \frac{ن_١ م_١ + ن_٢ م_٢}{ن_١ + ن_٢}$$

(هـ) نحسب مجموع المربعات بين المجموعات :

$$\text{مجموع المربعات البينية} = ن_١ ح_{م_١}^٢ + ن_٢ ح_{م_٢}^٢$$

حيث أن : $ح_{م_١} = (م_١ - \bar{م})$ ، $ح_{م_٢} = (م_٢ - \bar{م})$ ، أى أن مجموع المربعات بين المجموعات = المجموع الوزنى لمربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط العام للمجموعات ($\bar{م}$) .

(و) نحسب المجموع الكلى للمربعات :

المجموع الكلى للمربعات = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

(ز) نحسب متوسط المربعات (التباين) داخل المجموعات :

$$\text{التباين الداخلى (تباين الخطأ)} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{درجات الحرية المناظرة}}$$

$$\text{التباين الداخلى} = \frac{ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢}$$

(ح) نحسب متوسط المربعات (التباين) بين المجموعات :

$$\text{التباين البينى} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{درجات الحرية المناظرة}}$$

$$\text{التباين البينى} = \frac{\text{ن}_{١}\ \text{ح}^{٢}\text{م}_{١} + \text{ن}_{٢}\ \text{ح}^{٢}\text{م}_{٢}}{١}$$

(ط) نحســب قـيمة النســبة الفائية (ف) من خارج قسمة التباين الكبير على التباين الصغير :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$$

(ى) نحسب دلالة الفروق من الجداول الإحصائية على النحو الآتى :

نكشــف فى جداول النسبة الفائية المتضمنة فى الجداول الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدرجات حرية التباين الكبير (البسط) ، ودرجات حــرية التباين الصغير (المقام) ، ونحدد قيمة فَ الجدولية ، فإذا كانت " ف " (المحســوبة) > " فَ " الجدولــية عند مستوى ٠,٠٥ ، فهذا يدل على عدم وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطات درجات المجموعات ، وبالتالى يمكن قــبول الفــرض الصــفرى الــذى ينص على عدم وجود فروق بين درجات المجموعات ، ورفض الفرض البديل الذى ينص على وجود فروق بين درجات المجموعات .

أمــا إذا كانــت " ف " (المحسوبة) ≤ " فَ " الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ أو ٠,٠١ ، فهــذا يدل على وجود فروق دالة إحصائياً بين متوسطات درجــات المجموعــات ، بمعــنى أن الفــروق جوهرية ولا ترجع للصدفة ، أو إلى أخطاء القياس ، وهنا يمكن تأكيد ، أو قبول الفروض البديلة ، والتى تــنص علــى وجود فروق بين متوسطات درجات المجموعات ، وبالتالى يتم رفض الفروض الصفرية .

مثال (٧) :

اختبر دلالة الفرق بين متوسطى درجات تحصيل البنين ودرجات تحصيل البنات فى اختبار تحصيلى من البيانات الآتية :

البنون	البنات
ن١ = ٥ م١ = ٢٠ ع١ = ١,٧٨٨	ن٢ = ٥ م٢ = ١٧ ع٢ = ٢,١٠

خطوات الحل :

(١) درجات الحرية الداخلية = ن١ + ن٢ − ٢ = ١٠ − ٢ = ٨

(٢) درجات الحرية البينية = عدد المجموعات − ١ = ٢ − ١ = ١

(٣) مجموع المربعات الداخلية = ن١ ع١^٢ + ن٢ ع٢^٢ =

= ٥ (١,٧٨٨)^٢ + ٥ (٢,١٠)^٢ = ٣٨

(٤) المتوسط الوزنى (مَ) = $\frac{\text{م}_1 + \text{م}_2}{2}$ = $\frac{20 + 17}{2}$ = ١٨,٥

(٥) نحسب حم١ = (م١ − مَ) = ٢٠ − ١٨,٥ = ١,٥

نحسب حم٢ = (م٢ − مَ) = ١٧ − ١٨,٥ = −١,٥

مجموع المربعات البينية = ن١ حم١^٢ + ن٢ حم٢^٢

= ٥ (١,٥)^٢ + ٥ (−١,٥)^٢ = ٢٢,٥

(٦) نحسب التباين داخل وبين المجموعتين :

التباين الداخلى = $\frac{\text{مجموع المربعات الداخلية}}{\text{درجات الحرية المناظرة}}$ = $\frac{38}{8}$ = ٤,٧٥

التباين البينى = $\frac{\text{مجموع المربعات البينية}}{\text{درجات الحرية المناظرة}}$ = $\frac{22.5}{1}$ = ٢٢,٥

(٧) نحسب النسبة الفائية (ف) :

ف = $\frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$ = $\frac{22.5}{4.75}$ = ٤,٧٣٧

(٨) نقوم بتكوين الجدول الآتى :

مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات	التباين	ف	الدلالة
داخل المجموعات	٨	٣٨	٤,٧٥	٤,٧٤	غير دالة
بين المجموعات	١	٢٢,٥	٢٢,٥		
المجموع	٩	٦٠,٥			

(٩) نكشف فى الجداول الإحصائية عن قيمة فَ الجدولية عند درجات حرية التباين الكبير (١) ، ودرجات حرية التباين الصغير (٨) عند مستوى ٠,٠٥ نجد أن فَ = ٥,٣٢ ، وبالتالى لا يوجد فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات تحصيل البنين ودرجات تحصيل البنات فى اختبار الحساب ، أى يمكن قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل .

٢ـ تحليل التباين بين ثلاث مجموعات :

(أ) درجات الحرية الداخلية = $ن_١ + ن_٢ + ن_٣ - ٣$

(ب) درجات الحرية البينية = عدد المجموعات - ١ = ٣ - ١ = ٢

(جـ) مجموع المربعات الداخلية : $ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢ + ن_٣ ع_٣^٢$

(د) مجموع المربعات البينية : $ن_١ ح_{م١}^٢ + ن_٢ ح_{م٢}^٢ + ن_٣ ح_{م٣}^٢$

حيث أن $ح_{م٣} = (م_٣ - مَ)$

(هـ) نحسب التباين الداخلى :

$$\text{التباين الداخلى} = \frac{ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢ + + ن_٣ ع_٣^٢}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣ - ٣}$$

(و) نحسب التباين البينى :

$$\text{التباين البينى} = \frac{ن_١ ح_١^٢ + ن_٢ ح_٢^٢ + + ن_٣ ح_٣^٢}{٢}$$

(ز) نحسب النسبة الفائية (ف) :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$$

ونتبع نفس الخطوات السابقة فى الكشف عن " فَ " الجدولية ومقارنة قيمة " ف " المحسوبة بقيمة " فَ " الجدولية .

• **المقارنات المتعددة بين المتوسطات** :

إن تحليل التباين يوضح فقط ما إذا كانت توجد أو لا توجد فروق بين المعالجات ، أو المجموعات ، ويجب علينا فى حالة وجود فروق جوهرية بين المعالجات ، أو المجموعات أن نوضح أى المعالجات أو المجموعات التى تسببت فى وجود هذه الفروق (أى المجموعات تختلف عن الأخرى) ؛ وذلك بمعرفة اتجاه دلالة الفروق بين المتوسطات فى حالة أكثر من معالجتين ، أو مجموعتين ، فيجب أن يستخدم الباحث اختبارات المتابعة *Follow-Up Tests* (المقارنات المتعددة بين المتوسطات) والتى منها :

أ - اختبار توكى : *Tukey HSD Test*

قدم " توكى " هذه الطريقة عام ١٩٥٣ والتى تعتمد على تحديد خطأ التجربة كلها (لجميع المقارنات الممكنة لأزواج المتوسطات) * ، بالقيمة (α) وذلك لتقليل خطأ المقارنة الواحدة كلما زاد عدد المقارنات ، وأطلق " توكى " عليها مسمى *HSD* اختصاراً لـ *Honestly Significant Difference* (أدق فرق معنوى) ، ويكون الفرق بين المتوسطين دالاً إذا كانت قيمته أكبر من قيمة *HSD* التى يمكن حسابها من المعادلة الآتية :

$$HSD = q \sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ (التباين داخل المجموعات)}}{\text{ن}}}$$

حيث أن :

q = قيمة q الجدولية التى نستخرجها من جدول مدى إحصاءة " ت " *Studentized Range Statistic* – المرفق بالجداول الإحصائية فى هذا الكتاب – المقابلة لدرجات حرية = (عدد المتوسطات ، درجات حرية تباين الخطأ) ، عند نفس مستوى دلالة النسبة الفائية (ف) الناتجة عن تحليل التباين المستخدم فى الدراسة ، ن = عدد الأفراد فى المجموعة الواحدة

---

* عدد المقارنات الممكنة بين أزواج المتوسطات = $\frac{\text{ك} (\text{ك} - ١)}{٢}$ ، حيث ك = عدد المجموعات

ويستخدم اختبار " توكى " فى حالة إعتدالية التوزيع فى كل المعالجات ، أو المجموعات ، وفى حالة تجانس التباين ، وأيضاً فى حالة تساوى (ن) فى كل المعالجات ، أو المجموعات ، ويتم اختبار الفرض الصفرى ($م_١ = م_٢ = ... م_ك$) بالمقارنة الثنائية بين أكبر وأصغر متوسطين ، وبالتالى يُعد اختبار " توكى " بديلاً لاختبار تحليل التباين (اختبار ف) ، فهو يجيب كما يجيب اختبار (ف) عن الفرض الصفرى العام ، كما يُعد اختبار " توكى " أحد اختبارات المقارنات البعدية ، ويمكن التعبير عنه فى صورة نسبة على النحو الآتى :

$$q = \frac{م_ك - م_د}{\sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ}}{ن}}}$$

حيث أن :

q = مدى إحصاءة (ت) المحسوبة .

$م_ك$ = أكبر متوسط محسوب للمعالجات ، أو المجموعات المختلفة .

$م_د$ = أصغر متوسط محسوب للمعالجات ، أو المجموعات المختلفة .

ونستخدم المعادلة السابقة بعد ترتيب متوسطات المجموعات ترتيباً تصاعدياً ، ثم نحسب الفرق بين كل متوسط وغيره من المتوسطات الأخرى ، ونقسم الناتج على المقدار $\sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ}}{ن}}$ وبذلك نحصل على قيمة q المحسوبة ، ثم نقارن هذه القيمة (q المحسوبة) بقيمة q الجدولية المقابلة لدرجات حرية (٢ ، درجات حرية تباين الخطأ) عند نفس مستوى دلالة النسبة الفائية (ف) الناتجة عن تحليل التباين ، فإذا كانت قيمة q المحسوبة > قيمة q الجدولية دلّ ذلك على وجود فرق جوهرى بين المتوسطين اللذين نقارن بينهما ، أو بين المتوسطات موضوع المقارنة .

ب- طريقة (مدى) شيفيه : *Scheffé Method*

قدم " شيفيه " هذه الطريقة عام ١٩٥٣ ، وهى طريقة أكثر تحفظاً من طريقة " توكى " للمقارنات الثنائية ، لكنها أكثر حساسية للمقارنات المركبة ، ويُفضل استخدامها للمقارنات غير الثنائية ، وللعينات غير المتساوية ، وللمقارنات بين أى عدد من المتوسطات بعد استخدام تحليل التباين ، لذا تُعد هذه الطريقة إحدى طرق المقارنات البعدية .

وتحـدد طـريقة " شيفيه " مساحة أكبر من المساحة التى تحددها طريقة " توكـى " لقـبول الفـرض الصفرى ، أى أن القيمة الحرجة التى تحددها طريقة " شـيفيه " أكـبر مـن القيمة الحرجة التى تحددها طريقة " توكى " لقبول الفرض الصفرى ، وهذا السبب الذى جعل طريقة " شيفيه " أكثر تحفظاً ، بالإضافة إلى أن خطـأ الـنوع الأول للمقارنـة الواحدة فى طريقة " شيفيه " يقل كثيراً عن طريقة " توكى " مما يزيد من قوة طريقة " شيفيه " عن الطرق الأخرى .

ويستخدم الباحث طريقة " توكى " أو طريقة " شيفيه " فى حالة ما إذا كان حجـم المجموعـة أكبر من ١٥ فرداً ، وفى حالة عدم وجود فروق دالة باستخدام طريقة " شيفيه " ، فيجب على الباحث أن يستخدم طريقة " توكى " .

ويحسب الفرق بين أى متوسطين من المعادلة الآتية :

$$ف = \frac{(م_١ - م_٢)^٢ (ن_١ \times ن_٢)}{د . ح (ن_١ + ن_٢)}$$

ويمكـن أن تـأخذ المعادلة السابقة بعد قسمة كل من البسط والمقام على ($ن_١ \times ن_٢$) الصورة الآتية :

$$ف = \frac{(م_١ - م_٢)^٢}{د . ح (\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢})}$$

حيث أن :

$م_١$ ، $م_٢$ = متوسطى المجموعتين المطلوب المقارنة بينهما

د . ح = تباين الخطأ (التباين داخل المجموعات)

ونحسب دلالة الفرق بين كل متوسطين على حده على النحو الآتى :

(١) نستخرج من جدول النسبة الفائية قيمة " فَ " الجدولية المقابلة لدرجات حرية التبايـن الصـغير (المقام) ، ودرجات حرية التباين الكبير (البسط) ، عند نفس مستوى دلالة الفروق الناتجة عن تحليل التباين ، ثم نضرب هذه القيمة (فَ) × درجات حرية بين المجموعات (عدد المجموعات – ١) ، وبالتالى نحصل على قيمة (فً) الجدولية الجديدة .

(٢) نقارن " ف " المحسوبة بالقيمة الجدولية الجديدة (فَ) ، فإذا كانت " ف " ≥ " فَ " دلَّ ذلك على وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطى المجموعتين ، لصالح المجموعة ذات المتوسط الأكبر .

ويمكن حساب مدى " شيفيه " *(R.S)* أيضاً فى حالة عدم تساوى المجموعات من المعادلة الآتية :

$$R.S = \pm \sqrt{\text{ف} \,(\text{ك} - 1) \times \text{الخطأ المعيارى}} \quad (١)$$

$$\because \text{الخطأ المعيارى لكل مقارنة} = \sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2}} \quad (٢)$$

بالتعويض من المعادلة (٢) فى المعادلة (١) عن قيمة الخطأ المعيارى نحصل على المعادلة الآتية :

$$R.S = \pm \sqrt{\text{ف} \,(\text{ك} - 1) \times \frac{\text{تباين الخطأ}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2}} \quad (٣)$$

حيث أن :

R. S = مدى شيفيه

ف = فَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية بين المجموعات ، أو درجات حرية البسط (ك –١) ، ودرجات حرية داخل المجموعات ، أو درجات حرية المقام ($\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - \text{ك}$) ، عند نفس مستوى دلالة (ف) الناتجة عن تحليل التباين المستخدم .

ك = عدد المجموعات ، ن_1 ، ن_2 = عدد الأفراد فى كل مجموعة .

وعندما تتساوى أعداد الأفراد فى جميع المجموعات ($\text{ن}_1 = \text{ن}_2 = \ldots = \text{ن}$) فإن المعادلة (٣) تأخذ الصورة الآتية :

$$R.S = \pm \sqrt{\text{ف} \,(\text{ك} - 1) \times \frac{2 \times \text{تباين الخطأ}}{\text{ن}}} \quad (٤)$$

ويصبح الخطأ المعيارى لكل المقارنات مساوياً $\sqrt{\frac{2 \times \text{تباين الخطأ}}{\text{ن}}}$

فإذا كان الفرق بين المتوسطين المطلوب المقارنة بينهما ≥ مدى شيفيه *(R.S)* دلَّ ذلك على أن هذا الفرق دال إحصائياً لصالح المتوسط الأكبر .

جـ اختبار أدنى فرق دال : *Least Significant Difference Test (LSD)*

يُعـد اختـبار أدنى فرق دال *(LSD)* الذى اقترحه " فيشر " *Fisher* عام ١٩٤٨ أول الطـرق الإحصائية لاختبار الفروق بين المقارنات الثنائية بعد إجراء تحليل التباين وحساب النسبة الفائية (ف) الدالة إحصائياً ، ويحسب أدنى فرق دال من المعادلات الآتية :

(١) عندما تكون العينات أو المجموعات متساوية :

$$LSD = \text{ت} \times \text{ع} \sqrt{\frac{2}{\text{ن}}}$$

حيث أن :

ت = تَ الجدولـية المقابلة لدرجات حرية داخل المجموعات (درجات حرية تباين الخطـأ) عـند نفـس مستوى دلالة النسبة الفائية (ف) الناتجة من تحليل التباين .

$$\because \text{ع} = \sqrt{\text{تباين الخطأ}} \qquad \therefore \text{ع}^2 = \text{تباين الخطأ}$$

$$\therefore LSD = \text{ت} \times \sqrt{\frac{2 \times \text{تباين الخطأ}}{\text{ن}}}$$

(٢) عندما تكون العينات أو المجموعات غير متساوية :

$$LSD = \text{ت} \times \sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2}}$$

ويكـون الفـرق بين المتوسطين دالاً إحصائياً إذا كانت قيمة هذا الفرق أكبر من قيمة *LSD* .

٣ـ تحليل التباين من الدرجات الخام مباشرة:

مثال (٨) :

أراد باحـث أن يختـبر فعالية أربع طرق من طرق التدريس (لعب الدور ، الـنمذجة ، الإلقـاء ، التعلم التعاونى) على أربع مجموعات من تلاميذ الصف الثانى بالمـرحلة الإعدادية ، وذلك لمعرفة تأثير هذه الطرق على تحصيل هؤلاء التلاميذ فى مادة الرياضيات ، وبعد انتهاء التجربة حصل الباحث على البيانات الآتية :

مجموعة (١) لعب الدور	مجموعة (٢) النمذجة	مجموعة (٣) الإلقـــاء	مجموعة (٤) التعاونية
٨	١٧	٤	٢٠
٩	١٦	٤	١٥
٧	١٤	٢	١٧
١٠	٩	٢	١٧
١٢	٨	٩	١٦
٩	٨	١	١٦
٤	٧	٥	١٥
١٠	١٢	٦	٢١
١١	١١	٤	١٤
٨	١٠	٨	٢٢

خطوات الحل :

أ – نكون جدولاً ونسجل فيه مجموع درجات كل مجموعة ومجموع مربعات هذه الدرجات على النحو الآتى :

مجموعة (١) لعب الدور		مجموعة (٢) النمذجة		مجموعة (٣) الإلقـــاء		مجموعة (٤) التعاونية	
$س_{١}$	$س^{٢}_{١}$	$س_{٢}$	$س^{٢}_{٢}$	$س_{٣}$	$س^{٢}_{٣}$	$س_{٤}$	$س^{٢}_{٤}$
٨	٦٤	١٧	٢٨٩	٤	١٦	٢٠	٤٠٠
٩	٨١	١٦	٢٥٦	٤	١٦	١٥	٢٢٥
٧	٤٩	١٤	١٩٦	٢	٨	١٧	٢٨٩
١٠	١٠٠	٩	٨١	٢	٨	١٧	٢٨٩
١٢	١٤٤	٨	٦٤	٩	٨١	١٦	٢٥٦
٩	٨١	٨	٦٤	١	١	١٦	٢٥٦
٤	١٦	٧	٤٩	٥	٢٥	١٥	٢٢٥
١٠	١٠٠	١٢	١٤٤	٦	٣٦	٢١	٤٤١
١١	١٢١	١١	١٢١	٤	١٦	١٤	١٩٦
٨	٦٤	١٠	١٠٠	٨	٦٤	٢٢	٤٨٤
مجـ $س_{١}$ = ٨٨	مجـ $س^{٢}_{١}$ = ٨٢٠	مجـ $س_{٢}$ = ١١٢	مجـ $س^{٢}_{٢}$ = ١٣٦٤	مجـ $س_{٣}$ = ٤٥	مجـ $س^{٢}_{٣}$ = ٢٦٣	مجـ $س_{٤}$ = ١٧٣	مجـ $س^{٢}_{٤}$ = ٣٠٦١

ب– مجموع المربعات داخل المجموعات :

نحسب مجموع المربعات داخل كل مجموعة من المعادلات الآتية :

مجموع المربعات داخل المجموعة الأولى = مجـ $س^{٢}_{١}$ – $\frac{(\text{مجـ } س_{١})^{٢}}{ن}$

$$= ٨٢٠ - \frac{(٨٨)^{٢}}{١٠}$$

$$= ٨٢٠ - ٧٧٤{,}٤ = ٤٥{,}٦$$

مجموع المربعات داخل المجموعة الثانية = مجـ س$^{2}_{2}$ − $\frac{(\text{مجـ س}_2)^2}{\text{ن}}$

$= ١٣٦٤ - \frac{(١١٢)^2}{١٠}$

$= ١٣٦٤ - ١٢٥٤,٤ = ١٠٩,٦$

مجموع المربعات داخل المجموعة الثالثة = مجـ س$^{2}_{3}$ − $\frac{(\text{مجـ س}_3)^2}{\text{ن}}$

$= ٢٦٣ - \frac{(٤٥)^2}{١٠}$

$= ٢٦٣ - ٢٠٢,٥ = ٦٠,٥$

مجموع المربعات داخل المجموعة الرابعة = مجـ س$^{2}_{4}$ − $\frac{(\text{مجـ س}_4)^2}{\text{ن}}$

$= ٣٠٦١ - \frac{(١٧٣)^2}{١٠}$

$= ٣٠٦١ - ٢٩٩٢,٩ = ٦٨,١$

∴ مجموع المربعات داخل المجموعات الأربع =

$= ٤٥,٦ + ١٠٩,٦ + ٦٠,٥ + ٦٨,١ = ٢٨٣,٨$

ويمكن حساب مجموع المربعات داخل المجموعات مباشرة من المعادلة الآتية :

مجموع المربعات داخل المجموعات =

مجموع مربعات درجات المجموعات − $\frac{\text{مربع مجموع درجات كل مجموعة}}{\text{عدد أفراد المجموعات}}$

= مجـ س$^{2}_{1}$ + مجـ س$^{2}_{2}$ + مجـ س$^{2}_{3}$ + مجـ س$^{2}_{4}$

− [$\frac{(\text{مجـ س}_1)^2}{\text{ن}_1}$ + $\frac{(\text{مجـ س}_2)^2}{\text{ن}_2}$ + $\frac{(\text{مجـ س}_3)^2}{\text{ن}_3}$ + $\frac{(\text{مجـ س}_4)^2}{\text{ن}_4}$]

$= ٨٢٠ + ١٣٦٤ + ٢٦٣ + ٣٠٦١ - [\frac{(٨٨)^2}{١٠} + \frac{(١١٢)^2}{١٠} + \frac{(٤٥)^2}{١٠} + \frac{(١٧٣)^2}{١٠}]$

$= ٥٥٠٨ - ٥٢٢٤,٢ = ٢٨٣,٨$

∴ مجمـــوع المـــربعات داخـــل المجموعات = ٢٨٣,٨ وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها من الخطوة (ب) .

جـ – مجموع المربعات بين المجموعات :

نحسب المتوسط العام لدرجات المجموعات الأربع (مَ) من المعادلة الآتية :

$$\bar{م} = \frac{\text{المجموع الكلى للدرجات}}{\text{عدد أفراد المجموعات}} = \frac{٤١٨}{٤٠} = ١٠,٤٥$$

نحسب متوسط درجات كل مجموعة على النحو الآتى :

متوسط درجات المجموعة الأولى $(م_١) = \frac{مجـ س_١}{ن_١} = \frac{٨٨}{١٠} = ٨,٨$

متوسط درجات المجموعة الثانية $(م_٢) = \frac{مجـ س_٢}{ن_٢} = \frac{١١٢}{١٠} = ١١,٢$

متوسط درجات المجموعة الثالثة $(م_٣) = \frac{مجـ س_٣}{ن_٣} = \frac{٤٥}{١٠} = ٤,٥$

متوسط درجات المجموعة الرابعة $(م_٤) = \frac{مجـ س_٤}{ن_٤} = \frac{١٧٣}{١٠} = ١٧,٣$

∴ مجموع المربعات بين المجموعات =

$$ن_١ (م_١ - \bar{م})^٢ + ن_٢ (م_٢ - \bar{م})^٢ + ن_٣ (م_٣ - \bar{م})^٢ + ن_٤ (م_٤ - \bar{م})^٢$$

$$= ١٠(٨,٨ - ١٠,٤٥)^٢ + ١٠(١١,٢ - ١٠,٤٥)^٢ +$$

$$١٠\ (٤,٥ - ١٠,٤٥)^٢ + ١٠(١٧,٣ - ١٠,٤٥)^٢ = ٨٥٦,١$$

ويمكن حساب مجموع المربعات بين المجموعات مباشرة من المعادلة الآتية :

$$مجـ \text{المربعات بين المجموعات} = مجـ \left[\frac{(مجـ س_١)^٢}{ن_١} + \frac{(مجـ س_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(مجـ س_٣)^٢}{ن_٣} + \frac{(مجـ س_٤)^٢}{ن_٤} \right] - \frac{\text{مربع المجموع الكلى للدرجات}}{\text{عدد الأفراد الكلى}}$$

$$= \left[\frac{(٨٨)^٢}{١٠} + \frac{(١١٢)^٢}{١٠} + \frac{(٤٥)^٢}{١٠} + \frac{(١٧٣)^٢}{١٠} \right] - \frac{(٤١٨)^٢}{٤٠}$$

$$= ٥٢٢٤,٢ - ٤٣٦٨,١ = ٨٥٦,١$$

∴ مجموع المربعات بين المجموعات = ٨٥٦,١ وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها من الخطوة (جـ) .

د – المجموع الكلى للمربعات :

نحسب المجموع الكلى للمربعات من المعادلة الآتية :

المجموع الكلى للمربعات = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ٢٨٣,٨ + ٨٥٦,١ = ١١٣٩,٩$$

ويمكن حساب المجموع الكلى للمربعات مباشرة من المعادلة الآتية :

المجموع الكلى للمربعات = مجـــ س$^{٢}_{١}$ + مجـــ س$^{٢}_{٢}$ + مجـــ س$^{٢}_{٣}$ + مجـــ س$^{٢}_{٤}$ − $\frac{\text{مربع المجموع الكلى للدرجات}}{\text{عدد الأفراد الكلى}}$

$$= ٨٢٠ + ١٣٦٤ + ٢٦٣ + ٣٠٦١ - \frac{(٤١٨)^{٢}}{٤٠}$$

$$= ٥٥٠٨ - ٤٣٦٨,١ = ١١٣٩,٩$$

∴ المجمـــوع الكلى للمربعات = ١١٣٩,٩ وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها من الخطوة (د) .

ويمكـــن حســـاب مجمـــوع المربعات داخل المجموعات عن طريق طرح مجموع المربعات بين المجموعات من المجموع الكلى للمربعات ، أى أن :

مجموع المربعات داخل المجموعات = المجموع الكلى للمربعات − مجموع المربعات بين المجموعات

كمـــا أن مجموع المربعـــات بين المجموعات = المجموع الكلى للمربعات − مجموع المربعات داخل المجموعات

هـــ− درجات الحرية :

درجات حرية التباين داخل المجموعات = عدد الأفراد الكلى − عدد المجموعات (ك)

$$= ٤٠ - ٤ = ٣٦$$

درجات حرية التباين بين المجموعات = عدد المجموعات − ١ = ٤ − ١ = ٣

درجات حرية المجموع الكلى للمربعات =

درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات =

عدد الأفراد الكلى فى المجموعات − ١

و − متوسط المربعات (التباين) :

متوسط المربعات (التباين) داخل المجموعات = $\frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{درجات الحرية الداخلية}}$

$$= \frac{٢٨٣,٨}{٣٦} = ٧,٨٨$$

ويُطلق على متوسط المربعات أو التباين داخل المجموعات تباين الخطأ

متوسط المربعات بين المجموعات = $\frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{درجات الحرية البينية}}$

= $\frac{٨٥٦,١}{٣}$ = ٢٨٥,٣٧

ز – النسبة الفائية (ف) :

ف = $\frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$ = $\frac{٢٨٥,٣}{٧,٨٨}$ = ٣٦,٢١

ثـم نكشـف فـى جداول النسبة الفائية عند درجات حرية البسط (التباين الكبيـر) = ٣ ، ودرجات حرية المقام (التباين الصغير) = ٣٦ ومستويات الدلالة ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ ، نجـد أن قـيمة النسـبة الفائية (فَ) الجدولية = ٦,٨٣ ، أى أن قـيمة " ف " المحسوبة (٣٦,٢١) > قيمة " فَ " الجدولية عند مسـتوى ٠,٠١ ، أى توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطات درجات تحصيل تلامـيذ المجموعات الأربع فى طرق التدريس المستخدمة ، ومن هنا يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

ح – لا يكـتفى الباحـث بمعـرفة دلالة الفروق ، بل يجب عليه حساب حجم التأثير عن طريق حساب مربع معامل *إيتا* (η^2) :

η^2 = $\frac{\text{مجـ المربعات بين المجموعات}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}$ = $\frac{٨٥٦,١}{١١٣٩,٩}$ = ٠,٧٥

∴ التباين المفسر = ٧٥ % وهذا يدل على حجم تأثير كبير .

ط– يقوم الباحث بتفريغ البيانات السابقة فى جدول على النحو الآتى :

مصدر التباين	درجات الحرية	مجـ. المربعات	م. المربعات	ف	الدلالة	η^2
بيـن المجموعـات	٣	٨٥٦,١	٢٨٥,٣٧	٣٦,٢١	٠,٠١	٠,٧٥ تأثير كبير
داخل المجموعات(الخطأ)	٣٦	٢٨٣,٨	٧,٨٨			
المجمـوع الكلـى	٣٩	١١٣٩,٩	—			

والباحـث هنا لا يكتفى بمعرفة دلالة الفروق بين متوسطات درجات تحصيل تلاميذ المجموعـات وحجـم تأثـيرها ، بل يجب عليه أيضاً معرفة أية طريقة من طرق التدريس الأربع تسببت فى وجود هذه الفروق ، وذلك باستخدام اختبارات المتابعة والتى منها طريقة توكى *(HSD)* .

$$HSD = q \times \sqrt{\frac{\text{تباين الخطأ}}{\text{ن}}}$$

قيمة q الجدولية المقابلة لدرجات حرية تباين الخطأ (٣٦) ، وعدد المتوسطات (٤) عند مستوى ٠,٠١ = ٤,٧٥ .

$$\therefore \; HSD = ٤,٧٥ \times \sqrt{\frac{٧,٨٨}{١٠}}$$

$$= ٤,٧٥ \times ٠,٨٩ = ٤,٢٣$$

ى - يُكوِّن الباحث مصفوفة الفروق بين متوسطات درجات تحصيل المجموعات الأربع على النحو الآتى :

المتوسطات	الفروق بين المتوسطات			HSD
	م٢	م٣	م٤	
م١ = ٨,٨٠	٢,٤٠	٤,٣٠*	٨,٥٠*	٤,٢٣
م٢ = ١١,٢٠		٦,٧٠*	٦,١٠*	
م٣ = ٤,٥٠			١٢,٨*	
م٤ = ١٧,٣٠				

ثم يقارن الباحث الفروق بين المتوسطات بقيمة HSD (٤,٢٣) عند مستوى ٠,٠١ ، فيكون الفرق بين المتوسطين دالاً إذا كانت قيمته ≥ قيمة HSD ، وبالتالى نجد أنه :

(١) لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الأولى (لعب الدور) ، ودرجات تحصيل المجموعة الثانية (النمذجة) .

(٢) توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الأولى (لعب الدور) ، ودرجات تحصيل المجموعة الثالثة (الإلقاء) ، لصالح المجموعة الأولى .

(٣) توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الأولى (لعب الدور) ، ودرجات تحصيل المجموعة الرابعة (التعلم التعاونى) ، لصالح المجموعة الرابعة .

(٤) توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الثانية (النمذجة) ودرجات تحصيل المجموعة الثالثة (الإلقاء) ، لصالح المجموعة الثانية .

(٥) توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الثانية (النمذجة) ، ودرجات تحصيل المجموعة الرابعة (التعلم التعاونى) ، لصالح المجموعة الرابعة .

(٦) توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصيل المجموعة الثالثة (الإلقاء) ، ودرجات تحصيل المجموعة الرابعة (التعلم التعاونى) ، لصالح المجموعة الرابعة .

وبالتالى يمكن أن يقرر الباحث أن طرق التدريس التى تؤثر تأثيراً موجباً فى تحصيل التلاميذ لمادة الرياضيات على الترتيب هى : التعلم التعاونى ، التعلم بالنمذجة ، التعلم عن طريق لعب الدور ، وأقل الطرق تأثيراً هى طريقة الإلقاء .

مثال (٩) :

قام باحث بإعداد برنامج لتنمية التفكير الابتكارى لدى أطفال الروضة ، وقام بتطبيقه على عينة عشوائية مكونة من ٢١ طفلاً تم تقسيمهم بطريقة عشوائية إلى ثلاث مجموعات ، وبعد انتهاء البرنامج قام الباحث بتطبيق مقياس التفكير الابتكارى على مجموعات التلاميذ لمعرفة أياً من المجموعات حققت أكثر استفادة من البرنامج ، فحصل على البيانات الآتية :

المجموعة (١)	١٢	١٨	١٦	٨	٦	١٢	١٠
المجموعة (٢)	١٨	١٧	١٦	١٨	١٢	١٧	١٠
المجموعة (٣)	٦	٤	١٤	٤	٦	١٢	١٤

خطوات الحل :

(١) نكون جدولاً يتضمن البيانات الآتية :

المجموعة (١)		المجموعة (٢)		المجموعة (٣)	
$س_١$	$س_١^٢$	$س_٢$	$س_٢^٢$	$س_٣$	$س_٣^٢$
١٢	١٤٤	١٨	٣٢٤	٦	٣٦
١٨	٣٢٤	١٧	٢٨٩	٤	١٦
١٦	٢٥٦	١٦	٢٥٦	١٤	١٩٦
٨	٦٤	١٨	٣٢٤	٤	١٦
٦	٣٦	١٢	١٤٤	٦	٣٦
١٢	١٤٤	١٧	٢٨٩	١٢	١٤٤
١٠	١٠٠	١٠	١٠٠	١٤	١٩٦
مجـ $س_١$ ٨٢	مجـ $س_١^٢$ ١٠٦٨	مجـ $س_٢$ ١٠٨	مجـ $س_٢^٢$ ١٧٢٦	مجـ $س_٣$ ٦٠	مجـ $س_٣^٢$ ٦٤٠

(٢) مجموع المربعات داخل المجموعات =

$$١٠٦٨ + ١٧٢٦ + ٦٤٠ - \left[\frac{(٨٢)^٢}{٧} + \frac{(١٠٨)^٢}{٧} + \frac{(٦٠)^٢}{٧} \right]$$

= ٣٤٣٤ − ٣١٤١,١٤ = ٢٩٢,٨٦

(٣) مجموع المربعات بين المجموعات =

$$مجـ \left[\frac{(٨٢)^٢}{٧} + \frac{(١٠٨)^٢}{٧} + \frac{(٦٠)^٢}{٧} \right] - \frac{(٨٢ + ١٠٨ + ٦٠)^٢}{٢١}$$

= ٣١٤١,١٤ − ٢٩٧٦,١٩ = ١٦٤,٩٥

(٤) مجموع المربعات الكلى = ناتج (٢) + ناتج (٣)

= ٢٩٢,٨٦ + ١٦٤,٩٥ = ٤٥٧,٨١

(٥) درجات الحرية داخل المجموعات = ٢١ − ٣ = ١٨

درجات الحرية بيـــن المجموعات = ٣ − ١ = ٢

درجات الحرية للمجموع الكلى للمربعات = ٢١ − ١ = ٢٠

(٦) تباين الخطأ = $\frac{٢٩٢,٨٦}{١٨}$ **= ١٦,٢٧**

(٧) التباين بين المجموعات = $\frac{١٦٤,٩٥}{٢}$ **= ٨٢,٤٨**

(٨) ف = $\frac{٨٢,٤٨}{١٦,٢٧}$ **= ٥,٠٧**

(٩) مربع معامل إيتا (η^2) **=** $\frac{١٦٤,٩٥}{٤٥٧,٨١}$ **= ٠,٣٦**

(١٠) يفرغ الباحث النتائج السابقة فى الجدول الآتى :

مصدر التباين	درجات الحرية	مجـ المربعات	م المربعات	ف	الدلالة	η^2
بين المجموعات	٢	١٦٤,٩٥	٨٢,٤٨	٥,٠٧	٠,٠٥	٠,٣٦
داخل المجموعات	١٨	٢٩٢,٨٦	١٦,٢٧			تأثير
المجموع الكلى	٢٠	٤٥٧,٨١				مرتفع

نلاحـظ من الجدول السابق وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ بيـن متوسطات درجات المجموعات الثلاث فى التفكير الابتكارى مع وجود حجم تأثـير مـرتفع . ولمعـرفة اتجـاه دلالة الفروق بين متوسطات الدرجات يمكن استخدام مدى شيفيه على النحو الآتى :

$$RS = \pm \sqrt{\text{ف (ك} - ١) \times \text{تباين الخطأ} \times \frac{٢}{\text{ن}}}$$

$$RS = \pm \sqrt{٣,٥٥ \,(٣ - ١) \times ١٦,٢٧ \times \frac{٢}{٧}}$$

$RS = \pm$ ٥,٧٤ عند مستوى ٠,٠٥

المتوسطات	الفروق بين المتوسطات		R.S
	م٢	م٣	
م١ = ١١,٧١	٣,٧٢	٣,١٤	٥,٧٤
م٢ = ١٥,٤٣		*٦,٨٦	
م٣ = ٨,٥٧			

نلاحـظ من الجدول السابق أنه لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطى درجـات المجموعتين (١ ، ٢) ، ومتوسطى درجات المجموعتين (١ ، ٣) ، بيـنما توجـد فـروق دالـة إحصـائياً عـند مسـتوى ٠,٠٥ بيـن متوسطى درجـات المجموعـة (٢) ، ودرجـات المجموعة (٣) ، لصالح المجموعة (٢) ، أى أن المجموعـة (٢) أكـثر المجموعـات الثلاث استفادة من برنامج التفكير الابتكارى .

تمارين :

١- طبق باحث اختباراً فى التحصيل لقياس مستوى تحصيل ثلاث مجموعات من التلاميذ فحصل على البيانات الآتية :

الأولى	الثانية	الثالثة
١٢	١٨	٦
١٨	١٧	٤
١٦	١٦	١٤
٨	١٨	٤
٦	١٢	٦
١٢	١٧	١٢
١٠	١٠	١٤

اختبر دلالة الفروق بين درجات المجموعات الثلاث باستخدام تحليل التباين .

٢- اختبر دلالة الفروق بين درجات البنين والبنات فى القدرة على التذكر من البيانات الآتية باستخدام تحليل التباين .

درجات البنون	درجات البنات
٦	٧
٧	٦
١٥	٢
١٥	٨
١١	٧
١٢	٦

رابعاً : تحليل التباين المتعدد : *Multi Analysis of Variance (MANOVA)*

علمـــنا ممـــا سبق أن التباين البسيط يصلح فقط فى حالة متغير مستقل واحد ومتغـــير تابع واحد ، لذا أُطلق عليه تحليل التباين أحادى الاتجاه ، أما إذا كان الباحث بصـــدد إيجـــاد الفـــروق بيـــن مجموعات دراسته فى أكثر من متغير تابع ، فعليه أن يستخدم تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة .

ويعـــد تحليل التباين المتعدد *Multivariate ANOVA* امتداداً لتحليل التباين البســـيط *ANOVA* ويـــتوازى تمامـــاً معه ، والفرق الوحيد بينهما أن تحليل التباين المـــتعدد يـــتعامل مـــع عدة متغيرات تابعة فى آن واحد ، بينما تحليل التباين البسيط يتعامل مع متغير تابع واحد فى المرة الواحدة .

مثال (١٠) :

أجـــرى باحـــث دراســـة على ثلاث مجموعات من طلاب المرحلة الثانوية تم اختـــيارهم بطـــريقة عشوائية ، وطبق عليهم اختبارين للذاكرة ، أحدهما يقيس التذكر قصـــير الأمـــد ، والـــثانى يقـــيس التذكر طويل الأمد ، وأراد الباحث اختبار الفرض الصفرى بأن الأصول الكلية الثلاثة التى اُشتقت منها عينات (مجموعات) الدراسة لها متوسطات متساوية فى اختبارى الذاكرة من البيانات الآتية :

المجموعة الأولى التذكر		المجموعة الثانية التذكر		المجموعة الثالثة التذكر	
قصير (ق١)	طويل (ط١)	قصير (ق٢)	طويل (ط٢)	قصير (ق٣)	طويل (ط٣)
٤	٢	٣	٢	٦	٥
٧	٦	٤	٤	٨	٨
٥	٤	٢	٢	٧	٤
٢	١	١	١	٦	٥
٦	٣	٤	٣	٩	٧

خطوات الحل :

يتـــبع الباحـــث نفـــس الخطـــوات التى تم شرحها عند استخدام تحليل التباين البســـيط مـــن الدرجـــات الخام مباشرة لكل متغير تابع على حده ، بعد تكوين الجدول الآتى :

المجموعة الأولى				المجموعة الثانية				المجموعة الثالثة			
$ق_١$	$ق_١^٢$	$ط_١$	$ط_١^٢$	$ق_٢$	$ق_٢^٢$	$ط_٢$	$ط_٢^٢$	$ق_٣$	$ق_٣^٢$	$ط_٣$	$ط_٣^٢$
٤	١٦	٢	٤	٣	٩	٢	٤	٦	٣٦	٥	٢٥
٧	٤٩	٦	٣٦	٤	١٦	٤	١٦	٨	٦٤	٨	٦٤
٥	٢٥	٤	١٦	٢	٤	٢	٤	٧	٤٩	٤	١٦
٢	٤	١	١	١	١	١	١	٦	٣٦	٥	٢٥
٦	٣٦	٣	٩	٤	١٦	٣	٩	٩	٨١	٧	٤٩
مجـ $ق_١$	مجـ $ق_١^٢$	مجـ $ط_١$	مجـ $ط_١^٢$	مجـ $ق_٢$	مجـ $ق_٢^٢$	مجـ $ط_٢$	مجـ $ط_٢^٢$	مجـ $ق_٣$	مجـ $ق_٣^٢$	مجـ $ط_٣$	مجـ $ط_٣^٢$
٢٤	١٣٠	١٦	٦٦	١٤	٤٦	١٢	٣٤	٣٦	٢٦٦	٢٩	١٧٩

أ – بالنسبة للمتغير التابع الأول (التذكر قصير الأمد ق) :

(١) مجموع المربعات داخل المجموعات =

$$١٣٠ + ٤٦ + ٢٦٦ - \left[\frac{(٢٤)^٢}{٥} + \frac{(١٤)^٢}{٥} + \frac{(٣٦)^٢}{٥}\right]$$

$$= ٤٤٢ - ٤١٣,٦ = ٢٨,٤$$

(٢) مجموع المربعات بين المجموعات :

$$= \frac{(٢٤)^٢}{٥} + \frac{(١٤)^٢}{٥} + \frac{(٣٦)^٢}{٥} - \left(\frac{٢٤ + ١٤ + ٣٦}{١٥}\right)^٢$$

$$= ٤١٣,٦ - ٣٦٥,٠٧ = ٤٨,٥٣$$

ب– بالنسبة للمتغير التابع الثانى (التذكر طويل الأمد ط) :

(١) مجموع المربعات داخل المجموعات =

$$٦٦ + ٣٤ + ١٧٩ - \left[\frac{(١٦)^٢}{٥} + \frac{(١٢)^٢}{٥} + \frac{(٢٩)^٢}{٥}\right]$$

$$= ٢٧٩ - ٢٤٨,٢ = ٣٠,٨$$

(٢) مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{(١٦)^٢}{٥} + \frac{(١٢)^٢}{٥} + \frac{(٢٩)^٢}{٥} - \left(\frac{١٦ + ١٢ + ٢٩}{١٥}\right)^٢$$

$$= ٢٤٨,٢ - ٢١٦,٦ = ٣١,٦$$

جـ– بالنسبة لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين (ق × ط) :

(١) يقوم الباحث بإعداد الجدول الآتى :

المجموعة الأولى			المجموعة الثانية			المجموعة الثالثة		
ق$_{١}$	ط$_{١}$	ق$_{١}$ × ط$_{١}$	ق$_{٢}$	ط$_{٢}$	ق$_{٢}$ × ط$_{٢}$	ق$_{٣}$	ط$_{٣}$	ق$_{٣}$ × ط$_{٣}$
٤	٢	٨	٣	٢	٦	٦	٥	٣٠
٧	٦	٤٢	٤	٤	١٦	٨	٨	٦٤
٥	٤	٢٠	٢	٢	٤	٧	٤	٢٨
٢	١	٢	١	١	١	٦	٥	٣٠
٦	٣	١٨	٤	٣	١٢	٩	٧	٦٣
مجـ ق$_{١}$ ٢٤	مجـ ط$_{١}$ ١٦	مجـ ق$_{١}$ × ط$_{١}$ ٩٠	مجـ ق$_{٢}$ ١٤	مجـ ط$_{٢}$ ١٢	مجـ ق$_{٢}$ × ط$_{٢}$ ٣٩	مجـ ق$_{٣}$ ٣٦	مجـ ط$_{٣}$ ٢٩	مجـ ق$_{٣}$ × ط$_{٣}$ ٢١٥

مجـ ق (المجموع الكلى لدرجات المتغير الأول (ق) فى المجموعات الثلاث) =

مجـ ق$_{١}$ + مجـ ق$_{٢}$ + مجـ ق$_{٣}$ = ٧٤

مجـ ط (المجموع الكلى لدرجات المتغير الثانى (ط) فى المجموعات الثلاث) =

مجـ ط$_{١}$ + مجـ ط$_{٢}$ + مجـ ط$_{٣}$ = ٥٧

(٢) نحسب مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناظرة فى المجموعات الثلاث :

مجـ(ق×ط) = مجـ(ق$_{١}$×ط$_{١}$) + مجـ(ق$_{٢}$×ط$_{٢}$) + مجـ(ق$_{٣}$×ط$_{٣}$) =

= ٩٠ + ٣٩ + ٢١٥ = ٣٤٤

(٣) مجموع المربعات بين المجموعات :

$$= \left(\frac{\text{مجـ ق}_1 \times \text{مجـ ط}_1}{\text{ن}_1}\right) + \left(\frac{\text{مجـ ق}_2 \times \text{مجـ ط}_2}{\text{ن}_2}\right) + \left(\frac{\text{مجـ ق}_3 \times \text{مجـ ط}_3}{\text{ن}_3}\right) - \left(\frac{\text{مجـ ق} \times \text{مجـ ط}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + \text{ن}_3}\right)$$

$$= \left(\frac{٢٤ \times ١٦}{٥}\right) + \left(\frac{١٤ \times ١٢}{٥}\right) + \left(\frac{٣٦ \times ٢٩}{٥}\right) - \left(\frac{٧٤ \times ٥٧}{١٠}\right)$$

$$= \left(\frac{٣٨٤}{٥}\right) + \left(\frac{١٦٨}{٥}\right) + \left(\frac{١٠٤٤}{٥}\right) - \left(\frac{٤٢١٨}{١٥}\right)$$

$$= ٧٦,٨ + ٣٣,٦ + ٢٠٨,٨ - ٢٨١,٢ = ٣١٩,٢ - ٢٨١,٢ = ٣٨$$

(٤) المجموع الكلى للمربعات فى المجموعات الثلاث =

$$\text{مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناظرة} - \left(\frac{\text{مجـ ق} \times \text{مجـ ط}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + \text{ن}_3}\right)$$

$$= ٣٤٤ - ٢٨١,٢ = ٦٢,٨$$

(٥) مجموع المربعات داخل المجموعات =

المجموع الكلى للمربعات – مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ٦٢,٨ - ٣٨ = ٢٤,٨$$

د- نعد مصفوفة مربعات بين المجموعات (S_b) والتى تتكون من ثلاثة عناصر هى الخانات القطرية لكل من المتغير التابع الأول (تذكر قصير الأمد ق) ، والمتغير التابع الثانى (تذكر طويل الأمد ط) ، وكذلك حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين خارج الخانات القطرية على النحو الآتى :

$$S_b = \begin{bmatrix} ٣٨ & ٤٨,٥٣ \\ ٣١,٦ & ٣٨ \end{bmatrix}$$

هـ- نعد مصفوفة مربعات داخل المجموعات (S_w) والتى تتكون من عناصر مصفوفة بين المجموعات (S_b) ما عدا أنها لداخل المجموعات على النحو الآتى :

$$S_w = \begin{pmatrix} ٢٤,٨ & ٢٨,٤ \\ ٣٠,٨ & ٢٤,٨ \end{pmatrix}$$

و - نحسب قيمة المبادا (λ) والتى تنحصر فيما بين صفر ، ١ من المعادلة الآتية :

$$\lambda = \frac{[\ S_w\ ]}{[\ S_b + S_w\ ]}$$

$$S_b + S_w = \begin{pmatrix} ٣٨ & ٤٨,٥٣ \\ ٣١,٦ & ٣٨ \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} ٢٤,٨ & ٢٨,٤٠ \\ ٣٠,٨ & ٢٤,٨ \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} ٦٢,٨٠ & ٧٦,٩٣ \\ ٦٢,٤٠ & ٦٢,٨٠ \end{pmatrix}$$

$$= ٧٦,٩٣ \times ٦٢,٤٠ - ٦٢,٨٠ \times ٦٢,٨٠$$

$$= ٤٨٠٠,٤٣ - ٣٩٤٣,٨٤ = ٨٥٦,٥٩$$

$$S_w = \begin{pmatrix} ٢٤,٨ & ٢٨,٤ \\ ٣٠,٨ & ٢٤,٨ \end{pmatrix} = ٢٨,٤ \times ٣٠,٨ - ٢٤,٨ \times ٢٤,٨$$

$$= ٨٧٤,٧٢ - ٦١٥,٠٤ = ٢٥٩,٦٨$$

$$\therefore \quad \lambda = \frac{٢٥٩,٦٨}{٨٥٦,٥٩} = ٠,٣٠٣$$

ز – نحسب قيمة (ف) من المعادلة الآتية :

$$\boxed{ف = \frac{1-\sqrt[ك]{\lambda}}{\sqrt[ك]{\lambda}} \times \frac{(ن \times ك - ك - 1)}{ك - 1}}$$

حيث أن :

ن = عدد الأفراد في المجموعة الواحدة ، ك = عدد المجموعات

$$ف = \frac{1-\sqrt{0{,}303}}{\sqrt{0{,}303}} \times \frac{5 \times 3 - 3 - 1}{3 - 1}$$

$$= \frac{1 - 0{,}55}{0{,}55} \times \frac{11}{2}$$

$$= \frac{0{,}45}{0{,}55} \times 5{,}5 = 4{,}499 = 4{,}5$$

ح- نحسب درجات الحرية :

(1) درجات الحرية بين المجموعات :

= غ (ك –1) = 2 × 2 = 4 ، حيث أن غ = عدد المتغيرات التابعة

(2) درجات الحرية داخل المجموعات :

= غ (ن × ك – ك – 1) = 2 × 11 = 22

درجات الحرية = (4 ، 22) ، حيث أن درجات حرية البسط (التباين الكبير) = 4 ، ودرجات حرية المقام (التباين الصغير) = 22 ، وبالكشف عن قيمة " ف " الجدولية المقابلة لدرجات حرية (4 ، 22) عند مستوى 0,05 ، 0,01 نجدها تساوى على الترتيب 2,82 ، 4,31 ، وبالتالى فإن قيمة " ف " المحسوبة (4,5) > قيمة " ف " الجدولية عند مستوى 0,01 .

∴ توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطات درجات المجموعات الثلاث فى كل متغير من المتغيرين التابعين (التذكر قصير الأمد ، التذكر طويل الأمد) .

وتوجد طريقة أخرى لتحديد دلالة ألمبادا (λ) ابتكرها " بارتليت " *Partlet* عن طريق حساب كا (سيأتى شرح كا بالتفصيل فى الفصل الرابع) من المعادلة الآتية :

$$\boxed{\begin{array}{c} كا^2 = (ن - 1) - \frac{غ + ك}{2} \times (-\lambda) \\ \text{درجات الحرية} = غ\ (ك - 1) \end{array}}$$

حيث أن :

ن = عدد الأفراد فى المجموعات = ١٥ ، غ = عدد المتغيرات التابعة = ٢

ك = عدد المجموعات = ٣ ، $-\lambda$ = معكوس ألمبادا المحسوبة

$$\therefore \text{كا}^{٢} = (١٥ - ١) - \frac{٢ + ٣}{٢} \times (-٠,٣٠٣)$$

$$= ١٤ + \frac{٥}{٢} \times ٠,٣٠٣ = ١٤,٧٥٨$$

ثم نقوم بالكشف عن قيمة كا٢ الجدولية المقابلة لدرجات حرية [غ × (ك – ١) = ٢ × (٣–١) = ٤] نجدها تساوى ١٣,٣ عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالى فإن كا٢ المحسوبة (١٤,٧٥٨) > كا٢ الجدولية ، أى أنه توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين تلاميذ المجموعات الثلاث فى التذكر قصير الأمد والتذكر طويل الأمد ، وبناءً على ذلك يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

ط- يقوم الباحث بتفريغ البيانات التى حصل عليها فى جدول على النحو الآتى :

المتغيرات	مصدر التباين	د. ح	مجموع المربعات	متوسط المربعات	ف	الدلالة	د. ح	ف الكلية	الدلالة
تذكر قصير (ق)	بين المجموعات	٢	٤٨,٥٣	٢٤,٢٧	١٠,٢٤	٠,٠١	(٤ ، ٢٢)	٤,٥	٠,٠١
	داخل المجموعات	١٢	٢٨,٤٠	٢,٣٧					
تذكر طويل (ط)	بين المجموعات	٢	٣١,٦٠	١٥,٨٠	٦,١٥	٠,٠٥			
	داخل المجموعات	١٢	٣٠,٨٠	٢,٥٧					
حاصل الضرب ق × ط	بين المجموعات		٣٨,٠٠	λ = ٠,٣٠٣					
	داخل المجموعات		٢٤,٨٠						

وإذا استخدم الباحث كا٢ فى تحديد دلالة ألمبادا (λ) يصبح الجدول على النحو الآتى :

المتغيرات	مصدر التباين	د. ح	مجموع المربعات	متوسطات المربعات	ف	الدلالة	د. ح	كا²	الدلالة
تذكر قصير (ق)	بين المجموعات	٢	٤٨,٥٣	٢٤,٢٧	١٠,٢٤	٠,٠١	٤	١٤,٧٥٨	٠,٠١
	داخل المجموعات	١٢	٢٨,٤٠	٢,٣٧					
تذكر طويل (ط)	بين المجموعات	٢	٣١,٦٠						
	داخل المجموعات	١٢	٣٠,٨٠						
حاصل الضرب ث × ط	بين المجموعات		٣٨,٠٠	λ = ٠,٣٠٣					
	داخل المجموعات		٢٤,٨٠						

ى- يقوم الباحث بعد ذلك باستخدام اختبارات المتابعة لتحديد دلالة الفروق بين المتوسطات ، فإذا استخدم الباحث اختبار " توكى " *(HSD)* ، فعليه تكوين جدول الفروق بين المتوسطات وحساب قيمة *HSD* على النحو الآتى :

	المتوسطات	الفروق بين المتوسطات		q	HSD
		م٢	م٣		
تذكر قصير	م١ = ٤,٨ م٢ = ٢,٨ م٣ = ٧,٢	٢	٢,٤ ٤,٤*	٥,٠٤ = (٠,٠١ ، ١٢ ، ٣)	٣,٤٧
تذكر طويل	م١ = ٣,٢ م٢ = ٢,٤ م٣ = ٥,٨	٠,٨	٢,٦ ٣,٤*	٣,٧٧ = (٠,٠٥ ، ١٢ ، ٣)	٢,٧٠

نلاحظ من الجدول السابق أنه توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات المجموعة (٢) ودرجات المجموعة (٣) فى التذكر قصير الأمد ، لصالح المجموعة (٣) ، كما توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ بين متوسطى درجات المجموعة (٢) ودرجات المجموعة (٣) فى التذكر طول الأمد ، لصالح المجموعة (٣) .

- **العلاقة بين اختبار « ت » وتحليل التباين :**

بعـض الباحثيـن فى حالة استخدامهم لتحليل التباين بين مجموعتين ووجود فروق دالة فإنهم يستخدمون اختبار " ت " لتوجيه دلالة الفروق ، وهذا خطأ شاع فى البحوث والدراسات النفسية والتربوية ، نظراً لأن دلالة الفروق يجب توجيهها مباشرة إلى المتوسط الأكبر ، كما أنه يمكن حساب قيمة " ت " من (ف)* التى أسفر عنها تحليل التباين من المعادلة : ت = $\sqrt{ف}$ ، أو ف = ت^2 إذا كانت " ت " دالة (انظر الفصل الخامس) ، ويتشابه تحليل التباين مع اختبار " ت " فى توافر شروط التوزيع الاعتدالى ، تجانس التباين وعشوائية العينات واستقلالها .

- **حجم التأثير فى حالة استخدام تحليل التباين :**

يكتفى بعض الباحثين بمعرفة دلالة النسبة الفائية (ف) الناتجة عن إجراء تحليل التباين الأحادى لقبول ، أو رفض الفرض الصفرى ، فإذا كانت (ف) دالة إحصائياً فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل ، إلا أن مستويات الدلالة (٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١) مهما كانت كبيرة فإنها لا توضح حجم تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع ، لأن الفروق الناتجة ، تتأثر بحجم العينات ، فهى تزداد بازدياد حجم العينات والعكس صحيح ، ويلجأ البعض الآخر من الباحثين إلى حساب حجم تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع حتى يمكن معرفة نسبة التباين فى المتغير التابع التى يمكن تفسيرها نتيجة لتأثير المتغير المستقل ، ويستخدم هؤلاء الباحثون عدة طرق لحساب حجم تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع (التباين المفسر) منها مربع معامل إيتا (η^2) ومربع معامل أوميجا (ω^2) :

$$\text{حجم التأثير } (\eta^2) = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}$$

ويمكن حساب مربع معامل أوميجا (ω^2) بالنسبة لتحليل التباين كما يأتى :

$$(\omega^2) = \frac{\text{مجموع المربعات البينية} - (\text{عدد المجموعات} - 1) \times \text{التباين الداخلى}}{\text{المجموع الكلى للمربعات} + \text{التباين الداخلى}}$$

(*) $ت = ر\sqrt{\frac{ن - 2}{1 - ر^2}}$ ، $ف = \frac{ر^2 (ن - 2)}{1 - ر^2}$

ويمكن حساب (ω^2) من النسبة الفائية (ف) كما يلى :

$$(\omega^2) = \frac{\text{درجات الحرية البينية} \times (\text{ف} - 1)}{(\text{ف} \times \text{درجات الحرية البينية}) + (\text{درجات الحرية الداخلية} - 1)}$$

وتفسر قيمة كل من (η^2) ، (ω^2) كنسبة مئوية بعد ضرب الناتج × ١٠٠ فى ضـوء المحكات التى سبق ذكرها فى الفصل الثالث عند حساب حجم التأثير بواسطة اختبار " ت " .

تمارين :

١- إذا علمـت أن درجات مجموعتين من البنين والبنات فى اختبار القدرة على التذكر هى :

درجات البنين	٩	١٠	١٥	١٢	١٦
درجات البنات	٦	٥	٧	٨	٩

احسب الفروق ودلالتها وحجم تأثيرها باستخدام تحليل التباين الأحادى .

٢- اختبر صحة الفرض " لا يختلف تحصيل طلاب الفرقة الثالثة بكلية التربية فى مقـرر علم نفس التعلم باختلاف تخصصهم الأكاديمى (علمى ، أدبى) " من البيانات التالية باستخدام تحليل التباين الأحادى .

علمى	أدبى
ن١ = ٣٠٠	ن٢ = ٣٦٠
م١ = ٣٧,٥	م٢ = ٣٦,٥
ع١ = ٥	ع٢ = ٤,٨

خامساً : تحليل التغاير : *Analysis of Covariance (ANCOVA)*

يستخدم الباحثون تحليل التباين عندما تكون عينات ، أو مجموعات البحث متكافئة (يتم التكافؤ بين المجموعات عن طريق المزاوجة ، أو العشوائية) ، وبالتالى يتضح تأثير المتغير المستقل فى المتغير التابع دون أن تؤثر متغيرات أخرى فى المتغير التابع ، أى أن التأثير فى المتغير التابع يعزى إلى المتغير المستقل فقط ، أما إذا لم يتمكن الباحث لظروف خاصة التحقق من التكافؤ بين العينات ، أو المجموعات فإنه يمكن أن يستخدم تحليل التغاير ، وبالتالى فإن تحليل التغاير يُعد خطوة مكملة لتحليل التباين للتأكد من أن الفروق بين المتوسطات ترجع فقط إلى تأثير المتغير المستقل ، وليست لتأثيرات متغيرات أخرى لم نستطيع ضبط تأثيرها فى المتغير التابع ، ويُطلق على المتغيرات الأخرى المتغيرات المصاحبة ، أو المتغيرات الملازمة *Covariates* ، لذا يسمى تحيل التغاير أحياناً بتحليل التباين التلازمى الذى توصل إليه " فيشر *Fisher* " صاحب تحليل التباين البسيط .

فإذا استخدم باحث أسلوب تحليل التباين ودلت النتائج على وجود فروق جوهرية (دالة إحصائياً) بين متوسطات درجات مجموعات بحثه ، فهل تصبح هذه الفروق جوهرية بعد عزل تأثير المتغيرات المصاحبة فى المتغير التابع ؟ فإذا كانت الإجابة " نعم " فهذا يدل على أن المتغير المستقل يؤثر فى المتغير التابع ، أما إذا كانت الإجابة " لا " فهذا يدل على أن الفروق الجوهرية بين متوسطات درجات المجموعات ، تعزى إلى تأثير المتغيرات المصاحبة التى تم عزلها ، وليست راجعة إلى تأثير المتغير المستقل .

إن المتغير المصاحب الذى يجب أخذه فى الاعتبار ألا تقل قيمة معامل ارتباطه بالمتغير التابع عن ٠,٣٠ ، أى يجب ألا تقل نسبة تباينه المفسر فى المتغير التابع عن ٩ % ، وعندما نرغب فى عزل *Covariates* أثر متغيرين على متغير تابع لدراسة متغيرات أخرى ، وكان معامل الارتباط بين هذين المتغيرين قوياً (٠,٨ أو أكثر) ، فعندما يتم عزل أحدهما يتم أتوماتيكياً عزل المتغير الآخر ، نظراً لأن هذين المتغيرين كما لو كانا يقيسان شيئاً واحداً .

مثال (١١) :

أراد باحث دراسة أثر نوع التخصص الأكاديمى (علمى ، أدبى) كمتغير مستقل على قلق الاختبار كمتغير تابع ، وتأكد من الإطار النظرى لدراسته والبحوث والدراسات السابقة أن الخجل *Shyness* (متغير مصاحب) يؤثر فى متغير قلق الاختبار ، ولم يتمكن الباحث من تحقيق التكافؤ بين مجموعات دراسته فى المتغير المصاحب (الخجل) لظروف معينة ، لذا لجأ هذا الباحث إلى الضبط الإحصائى بين مجموعات دراسته فى متغير الخجل ، فقام بتطبيق مقياساً خاصاً بقلق الاختبار ومقياساً خاصاً بالخجل وحصل على البيانات الآتية :

قلق الاختبار (س)		الخجل (ص)	
علمى	أدبى	علمى	أدبى
١٠	٦	٢٠	١٥
٨	٧	١٣	١٦
١٢	٤	٢٥	١١
٩	٥	١٥	١٢
٧	٨	١٨	١١
٨	٦	١٩	١٤
١١	١٠	١٧	١٦
٩	٥	١٦	١١
١٠	٧	٢٠	١٤
١١	٤	٢٢	١٠

خطوات الحل :

(١) نقوم بإجراء تحليل التباين البسيط من الدرجات الخام مباشرة لمعرفة تأثير نوع التخصص (علمى ، أدبى) على قلق الاختبار ، أى لمعرفة دلالة الفروق بين متوسطى درجات الشعب العلمية ودرجات الشعب الأدبية فى قلق الاختبار نكون الجدول الآتى :

قلق الاختبار (س)			
علمى		أدبى	
س١	س١²	س٢	س٢²
١٠	١٠٠	٦	٣٦
٨	٦٤	٧	٤٩
١٢	١٤٤	٤	١٦
٩	٨١	٥	٢٥
٧	٤٩	٨	٦٤
٨	٦٤	٦	٣٦
١١	١٢١	١٠	١٠٠
٩٩	٨١	٥	٢٥
١٠	١٠٠	٧	٤٩
١١	١٢١	٤	١٦
مجـ س١ = ٩٥	مجـ س١² = ٩٢٥	مجـ س٢ = ٦٢	مجـ س٢² = ٤١٦

أ – مجموع المربعات داخل المجموعتين (علمى ، أدبى) :

$$= ٩٢٥ + ٤١٦ - \left[\frac{(٩٥)^2}{١٠} + \frac{(٦٢)^2}{١٠} \right]$$

$$= ١٣٤١ - \left[\frac{٩٠٢٥}{١٠} + \frac{٣٨٤٤}{١٠} \right]$$

$$= ١٣٤١ - ١٢٨٦,٩ = ٥٤,١$$

ب– مجموع المربعات بين المجموعتين (علمى ، أدبى) :

$$= ١٢٨٦,٩ - \frac{(١٥٧)^2}{٢٠}$$

$$= ١٢٨٦,٩ - ١٢٣٢,٤٥ = ٥٤,٤٥$$

جـ– نفرغ البيانات السابقة بالنسبة لقلق الاختبار فى الجدول الآتى :

المتغير	مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	التباين	ف	الدلالة
قلق الاختبار	بين المجموعات	١	٥٤,٤٥	٥٤,٤٥	١٨,٠٩	٠,٠١
	داخل المجموعات	١٨	٥٤,١٠	٣,٠١		
	المجموع الكلى	١٩	١٠٨,٥٥			

نلاحـــظ مـــن الجـــدول السابق أنه يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات قلق الاختبار لدى طلاب الشعب العلمية ودرجات طـــلاب الشـــعب الأدبية ، لصالح طلاب الشعب العلمية (م للشعب العلمية = ٩,٥ ، م للشعب الأدبية = ٦,٢) .

وهذا يدل على أن نوع التخصص (علمى ، أدبى) يؤثر فى درجات قلق الاختبار ، فإذا تم عزل تأثير المتغير المصاحب (الخجل) ، فهل يظل المتغير المستقل (نوع التخصص) مؤثراً فى المتغير التابع (قلق الاختبار) ؟

(٢) نقـــوم بإجـــراء تحلـــيل التبايـــن البســـيط لمعـــرفة تأثـــير المتغير المستقل (نـــوع التخصـــص) على المتغير المصاحب (الخجل) بعد تكوين الجدول الآتى :

الخجـل (ص)			
علمى		أدبى	
$ص_1$	$ص_1^2$	$ص_2$	$ص_2^2$
٢٠	٤٠٠	١٥	٢٢٥
١٣	١٦٩	١٦	٢٥٦
٢٥	٦٢٥	١١	١٢١
١٥	٢٢٥	١٢	١٤٤
١٨	٣٢٤	١١	١٢١
١٩	٣٦١	١٤	١٩٦
١٧	٢٨٩	١٦	٢٥٦
١٦	٢٥٦	١١	١٢١
٢٠	٤٠٠	١٤	١٩٦
٢٢	٤٨٤	١٠	١٠٠
مجـ $ص_1$ ١٨٥	مجـ $ص_1^2$ ٣٥٣٣	مجـ $ص_2$ ١٣٠	مجـ $ص_2^2$ ١٧٣٦

أ - مجمـــوع المـــربعات داخـــل المجموعتيـــن (علمى ، أدبى) فى المتغير المصاحب (الخجل) =

$$3533 + 1736 - \left[\frac{(185)^2}{10} + \frac{(130)^2}{10}\right]$$

$$= 5269 - \left[\frac{34225}{10} + \frac{16900}{10}\right]$$

$$= 5269 - 5112.5 = 156.5$$

ب- مجموع المربعات بين المجموعتين (علمى ، أدبى) فى المتغير المصاحب (الخجل) =

٥١١٢,٥ − $\frac{(١٨٥ + ١٣٠)^2}{٢٠}$ = ٥١١٢,٥ − $\frac{(٣١٥)^2}{٢٠}$

= ٥١١٢,٥ − ٤٩٦١,٢٥ = ١٥١,٢٥

جـ- نفرغ البيانات السابقة بالنسبة للمتغير المصاحب (الخجل) فى الجدول الآتى :

المتغير	مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	التباين	ف	الدلالة
الخجل	بين المجموعات	١	١٥١,٢٥	١٥١,٢٥	١٧,٤١	٠,٠١
	داخل المجموعات	١٨	١٥٦,٥٠	٨,٦٩		
	المجموع الكلى	١٩	٣٠٧,٧٥			

نلاحظ من الجدول السابق أن المتغير المستقل (نوع التخصص) يؤثر فى المتغير المصاحب (الخجل) ، أى يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات الخجل لدى طلاب الشعب العلمية وطلاب الشعب الأدبية ، لصالح طلاب الشعب العلمية (متوسط درجات الشعب العلمية = ١٨,٥ ، متوسط درجات الشعب الأدبية = ١٣) ، وبمعنى آخر فإن طلاب الشعب العلمية أكثر خجلاً من طلاب الشعب الأدبية .

(٣) نقوم بإجراء تحليل التباين لحاصل ضرب درجات قلق الاختبار (س) × درجات الخجل (ص) ، بعد تكوين الجدول الآتى :

علمى			أدبى		
القلق $س_1$	الخجل $ص_1$	القلق × الخجل ($س_1$ × $ص_1$)	القلق $س_2$	الخجل $ص_2$	القلق × الخجل ($س_2$ × $ص_2$)
١٠	٢٠	٢٠٠	٦	١٥	٩٠
٨	١٣	١٠٤	٧	١٦	١١٢
١٢	٢٥	٣٠٠	٤	١١	٤٤
٩	١٥	١٣٥	٥	١٢	٦٠
٧	١٨	١٢٦	٨	١١	٨٨
٨	١٩	١٥٢	٦	١٤	٨٤
١١	١٧	١٨٧	١٠	١٦	١٦٠
٩	١٦	١٤٤	٥	١١	٥٥
١٠	٢٠	٢٠٠	٧	١٤	٩٨
١١	٢٢	٢٤٢	٤	١٠	٤٠
مجـ $س_1$ = ٩٥	مجـ $ص_1$ = ١٨٥	مجـ($س_1$×$ص_1$) = ١٧٩٠	مجـ $س_2$ = ٦٢	مجـ $ص_2$ = ١٣٠	مجـ ($س_2$×$ص_2$) = ٨٣١

أ – مجموع المربعات لحاصل ضرب (س×ص) بين المجموعتين =

$$\left(\frac{\text{مجـ س}_1 \times \text{مجـ ص}_1}{\text{ن}_1} \right) + \left(\frac{\text{مجـ س}_2 \times \text{مجـ ص}_2}{\text{ن}_2} \right) - \left(\frac{\text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\text{ن}} \right)$$

حيث أن :

مجـ س = مجـ س$_1$ + مجـ س$_2$

مجـ ص = مجـ ص$_1$ + مجـ ص$_2$

ن = عدد أفراد المجموعات = ن$_1$ + ن$_2$

$$= \frac{٩٥ \times ١٨٥}{١٠} + \frac{٦٢ \times ١٣٠}{١٠} - \frac{١٥٧ \times ٣١٥}{٢٠}$$

= ١٧٥٧,٥٠ + ٨٠٦,٠٠ – ٢٤٧٢,٧٥ = ٩٠,٧٥

ب– مجموع المربعات الكلى لحاصل الضرب (س×ص) =

$$\text{مجـ}(\text{س}_1 \times \text{ص}_1) + \text{مجـ}(\text{س}_2 \times \text{ص}_2) - \frac{\text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2}$$

$$= ١٧٩٠ + ٨٣١ - \frac{١٥٧ \times ٣١٥}{٢٠}$$

= ٢٦٢١ – ٢٤٧٢,٧٥ = ١٤٨,٢٥

جـ– مجموع المربعات لحاصل الضرب (س×ص) داخل المجموعتين =

مجموع المربعات الكلى لحاصل الضرب (س × ص) –

مجموع المربعات لحاصل الضرب بين المجموعتين

= ١٤٨,٢٥ – ٩٠,٧٥ = ٥٧,٥٠

(٤) نقوم بتعديل مجموع المربعات فى تحليل التباين الخاص بالمتغير التابع الأساسى (قلق الاختبار) بعد عزل تأثير المتغير المصاحب (الخجل) على النحو الآتى :

أ – المجموع الكلى المعدل لمربعات المتغير الأساسى (قلق الاختبار) =

$$\text{المجموع الكلى لمربعات هذا المتغير} - \frac{[\text{مجموع المربعات الكلى لحاصل الضرب (س×ص)}]^2}{\text{المجموع الكلى لمربعات المتغير المصاحب (الخجل)}}$$

$$= ١٠٨,٥٥ - \frac{(١٤٨,٢٥)^2}{٣٠٧,٧٥} = ١٠٨,٥٥ - ٧١,٤١٥ = ٣٧,١٣٥$$

ب- مجموع المربعات المعدل داخل المجموعتين بالنسبة لقلق الاختبار =

مجموع مربعات هذا المتغير داخل المجموعات −

$$\frac{[\text{مجموع مربعات حاصل الضرب (س×ص) داخل المجموعات}]^{٢}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات بالمنسبة للخجل}}$$

$$= ٥٤,١٠ - \frac{(٥٧,٥٠)^{٢}}{١٥٦,٥} = ٥٤,١٠٠ - ٢١,١٢٦ = ٣٢,٩٧$$

جـ- مجموع المربعات المعدل بين المجموعتين بالنسبة لقلق الاختبار =

المجموع الكلى المعدل لمربعات هذا المتغير −

مجموع المربعات المعدل داخل المجموعتين بالنسبة لهذا المتغير

= ٣٧,١٣٥ − ٣٢,٩٧٠ = ٤,١٦٥

(٥) نكـــون جـــدولاً لتحليل التباين يوضح تأثير المتغير المستقل (نوع التخصص) على قلق الاختبار (المتغير التابع) بعد عزل تأثير المتغير المصاحب (الخجل) على قلق الاختبار كما يأتى :

مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	التباين	ف	الدلالة
بين المجموعات	١	٤,١٦٥	٤,١٦٥	٢,١٤٨	غير دالة
داخل المجموعات	١٧	٣٢,٩٧	١,٩٣٩		
المجموع الكلى	١٨	٣٧,١٣٥			

نلاحظ من الجدول السابق ما يأتى :

أ – درجـــات حـــرية داخـــل المجوعـــات تقل بمعدل درجة واحدة لكل متغير مصاحب .

ب- درجات حرية بين المجموعات تبقى كما هى .

جـــ- لا يوجـــد فرق دال إحصائياً بين متوسطى درجات قلق الاختبار لدى طلاب الشعب العلمية وطلاب الشعب الأدبية بعد عزل تأثير الخجل كمتغير مصـــاحب على قلق الاختبار ، أى أن نوع التخصص الأكاديمى (علمى ، أدبـــى) لا يؤثر فى درجات قلق الاختبار بعد عزل تأثير الخجل على قلق الاختبار .

د – عـــند اســـتخدام الحزمة الإحصائية فى العلوم الاجتماعية *(Spss)* سوف نحصل على الجدول الآتى :

			Unique Method				
			Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
ANXIETY	Covariates	SHYNESS	21.126	1	21.126	10.892	0.004
	Main Effects	ACADEMIC	4.161	1	4.161	2.145	0.161
	Model		75.576	2	37.788	19.482	0.000
	Residual		32.974	17	1.940		
	Total		108.550	19	5.713		

a- ANXIETY by ACADEMIC with SHYNESS.
b- All effects entered simultaneously.

ومـــا يهـــم الباحـــث فـــى هـــذا الجـــدول دلالـــة التأثـــيرات الرئيسية *Main Effects* (ف = ٢,١٤٥ ، غير دالة) بعد عزل تأثير المتغير المصاحب علـــى المتغير التابع الأساسى ، وهذا يتفق مع خطوات الحل التى سبق شرحها والنتائج التى تم التوصل إليها يدوياً بالآلة الحاسبة مع وجود فروق بسيطة فى القيم العددية نتيجة التقريب .

الفصل الرابع

اختبار الفروض الفارقة
بالإحصاء اللا بارامترى

الفصل الرابع

اختبار الفروض الفارقة بالإحصاء اللا بارامترى

أولاً : اختبار الفرق بين النسب :

١ - *اختبار الفرق بين نسبتين مستقلتين (غير مرتبطتين) :*

يستخدم الباحث اختبار الفرق بين نسبتين فى حالة وجود متغيرات تصنيفية (اسمية أو ترتيبية) ، فى بحثه ، نظراً لأنه من الصعب حساب قيمة المتوسط أو الانحراف المعيارى ، لذا فإن الباحث يستخدم اختبار الفرق بين النسب مع مراعاة أن تكون العينات كبيرة ، نظراً لأنه يعتمد فى حسابه على النسبة الحرجة للفرق بين النسبتين ، كما هو موضح فى المعادلة الآتية :

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{\text{الفرق بين النسبتين}}{\text{الخطأ المعيارى لفرق النسبتين}}$$

$$\text{الخطأ المعيارى للنسبة } ق_1 = \sqrt{\frac{ق_1 \left(١ - ق_1 \right)}{ن_1}}$$

$$\text{الخطأ المعيارى للنسبة } ق_2 = \sqrt{\frac{ق_2 \left(١ - ق_2 \right)}{ن_2}}$$

$$\text{الخطأ المعيارى لفرق النسبتين} = \sqrt{\frac{ق_1 \left(١ - ق_1 \right)}{ن_1} + \frac{ق_2 \left(١ - ق_2 \right)}{ن_2}}$$

$$\therefore \text{ ذ} = \frac{ق_1 - ق_2}{\sqrt{\frac{ق_1 \left(١ - ق_1 \right)}{ن_1} + \frac{ق_2 \left(١ - ق_2 \right)}{ن_2}}} \quad (١)$$

حيث أن :

$ق_1$ = نسبة الأفراد الناجحين أو الموافقين فى العينة الأولى ($ن_1$)

$ق_2$ = نسبة الأفراد الناجحين أو الموافقين فى العينة الثانية ($ن_2$)

وبعـد حساب قيمة (ذ) يقارن الباحث هذه القيمة بقيمتى التوزيع الاعتدالى للنسبة الحرجة لدلالة الطرفين (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ علـى الترتيب ، فإذا كانت قيمة (ذ) أقل من القيمة الحرجة للدلالة دل ذلك على عدم وجود فرق دال بين النسبتين ، والعكس صحيح .

ويمكن إيجاد النسبة الحرجة (ذ) أيضاً بطريقة ثانية من المعادلة الآتية :

$$\text{ذ} = \frac{\text{أ}_{١} - \text{أ}_{٢}}{\sqrt{\text{أ}' \, \text{ب}' \left(\frac{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}}{\text{ن}_{١} \times \text{ن}_{٢}} \right)}} \qquad (٢)$$

حيث أن :

أ ١ = نسبة الأفراد الموافقين أو الناجحين فى العينة الأولى ($\text{ن}_{١}$)

أ ٢ = نسبة الأفراد الموافقين أو الناجحين فى العينة الثانية ($\text{ن}_{٢}$)

أ َ = المتوسط الوزنى للنسبتين = $\frac{\text{ن}_{١} \, \text{أ}_{١} + \text{ن}_{٢} \, \text{أ}_{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}}$

ب َ = نسبة الفاشلين أو غير الموافقين فى العينتين ($\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}$) معاً = ١ − أ َ

أمـا إذا كانـت العينتان متساويتين ($\text{ن}_{١} = \text{ن}_{٢} = \text{ن}$) ، فإنه يمكن اختصار المعادلة (٢) السابقة إلى الصورة الآتية :

$$\text{ذ} = \frac{\text{أ}_{١} - \text{أ}_{٢}}{\sqrt{\frac{٢ \, \text{أ}' \, \text{ب}'}{\text{ن}}}}$$

حيث أن :

أ َ = المتوسط الوزنى أو المتوسط العام للنسبتين $\text{أ}_{١}$ ، $\text{أ}_{٢}$ = $\frac{\text{أ}_{١} + \text{أ}_{٢}}{٢}$

ب َ = متوسط باقى النسبتين فى الجهة الأخرى من التصنيف (١ − أ َ)

ن = عدد أفراد أى من المجموعتين (عدد الحالات)

ويمكن أن تأخذ المعادلة (٢) الصورة الآتية :

$$\text{ذ} = \frac{\text{أ}_{١} - \text{أ}_{٢}}{\sqrt{\text{أ}' \, \text{ب}' \left(\frac{١}{\text{ن}_{١}} + \frac{١}{\text{ن}_{٢}} \right)}} \qquad (٣)$$

مثال (١٢) :

وضع باحث فرضاً نصه : " لا يوجد فرق دال إحصائياً بين نسبتى صعوبات تعلم الرياضيات لدى الذكور والإناث من تلاميذ المرحلة الإعدادية " . اختبر صحة الفرض من البيانات الآتية :

البيان	الذكور	الإناث
ذوو صعوبات التعلم	٣٧	٣٠
العينة الكلية	١٥٩	١٥١

خطوات الحل باستخدام المعادلة (١) :

(١) نسبة ذوى صعوبات التعلم من الذكور (ق$_{١}$ أو أ$_{١}$) = $\frac{٣٧}{١٥٩}$ = ٠,٢٣

(٢) نسبة ذوى صعوبات التعلم من الإناث (ق$_{٢}$ أو أ$_{٢}$) = $\frac{٣٠}{١٥١}$ = ٠,٢٠

(٣) النسبة الحرجة :

$$ذ = \frac{ق_{١} - ق_{٢}}{\sqrt{\frac{ق_{١}\,(١ - ق_{١})}{ن_{١}} + \frac{ق_{٢}\,(١ - ق_{٢})}{ن_{٢}}}} \quad (١)$$

$$ذ = \frac{٠,٢٣ - ٠,٢٠}{\sqrt{\frac{٠,٢٣\,(١ - ٠,٢٣)}{١٥٩} + \frac{٠,٢٠\,(١ - ٠,٢٠)}{١٥١}}}$$

$$ذ = \frac{٠,٠٣}{\sqrt{\frac{٠,٢٣ \times ٠,٧٧}{١٥٩} + \frac{٠,٢٠ \times ٠,٨٠}{١٥١}}} = ٠,٦٤$$

(٤) نقارن قيمة النسبة الحرجة (٠,٦٤) بقيمتى التوزيع الاعتدالى للنسبة الحرجة لدلالة الطرفين (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ على الترتيب ، نجد أن قيمة النسبة الحرجة (٠,٦٤) غير دالة إحصائياً ، وبالتالى يمكن قبول الفرض الصفرى السابق ، ورفض الفرض البديل (نسبة ذوى صعوبات التعلم من الذكور لا تساوى نسبة ذوى صعوبات التعلم من الإناث) .

خطوات الحل باستخدام المعادلة (٢) :

(١) نسبة ذوى صعوبات التعلم من الذكور ($\text{أ}_{١}$) = ٠,٢٣

(٢) نسبة ذوى صعوبات التعلم من الإناث ($\text{أ}_{٢}$) = ٠,٢٠

(٣) المتوسط الوزنى (أَ) للنسبتين :

$$= \frac{\text{ن}_{١}\text{أ}_{١} + \text{ن}_{٢}\text{أ}_{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}} = \frac{(١٥٩ \times ٠,٢٣) + (١٥١ \times ٠,٢٠)}{١٥٩ + ١٥١} = ٠,٢٢$$

(٤) بَ = ١ – أَ = ١ – ٠,٢٢ = ٠,٧٨

(٥) النسبة الحرجة ذ :

$$\boxed{\text{ذ} = \frac{\text{أ}_{١} - \text{أ}_{٢}}{\sqrt{\text{أَ}\ \text{بَ}\ \left(\frac{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}}{\text{ن}_{١} \times \text{ن}_{٢}}\right)}}}$$

$$\text{ذ} = \frac{٠,٢٣ - ٠,٢٠}{\sqrt{٠,٢٢ \times ٠,٧٨ \left(\frac{٣١٠}{٢٤٠٠٩}\right)}}$$

$$\text{ذ} = \frac{٠,٠٣}{\sqrt{٠,٢٢ \times ٠,٧٨ \times ٠,٠١٣}} = ٠,٦٤$$

النسبة الحرجة = ٠,٦٤ وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً من المعادلة (١) .

مثال (١٣) :

طبق أحد الباحثين استفتاء على مجموعتين من الأفراد ($\text{ن}_{١}$ = ١٠٠ ، $\text{ن}_{٢}$ = ٥٠) وبلغ عدد الذين أجابوا بنعم عن سؤال فى الاستفتاء من العينة الأولى ٦٠ فرداً ، وبلغ عدد الذين أجابوا بنعم عن نفس السؤال من العينة الثانية ٣٥ فرداً ، فهل يوجد فرق دال إحصائياً بين النسبتين ؟

خطوات الحل باستخدام المعادلة (١) :

$$\text{ق}_{١} = \frac{٦٠}{١٠٠} = ٠,٦٠ \quad ؛ \quad \text{ق}_{٢} = = \frac{٣٥}{٥٠} = ٠,٧٠$$

النسبة الحرجة :

$$ذ = \frac{ق_1 - ق_2}{\sqrt{\frac{ق_1(1-ق_1)}{ن_1} + \frac{ق_2(1-ق_2)}{ن_2}}}$$

$$ذ = \frac{٠,٦٠ - ٠,٧٠}{\sqrt{\frac{٠,٦٠ \times ٠,٤٠}{١٠٠} + \frac{٠,٧٠ \times ٠,٣٠}{٥٠}}}$$

$$ذ = \frac{-٠,١٠}{\sqrt{٠,٠٠٢٤ + ٠,٠٠٤٢}} = -١,٢٠$$

بمقارنة قيمة (ذ) = (-١,٢٠) بالقيم الدالة للنسبة الحرجة لدلالة الطرفين (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ نستنتج أن قيمة (ذ) غير دالة إحصائياً ، وبالتالى نقبل الفرض الصفرى ($ق_1 = ق_2$) ، ونرفض الفرض البديل ($ق_1 \neq ق_2$) .

خطوات الحل باستخدام المعادلة (٢) :

$أ_1 = ٠,٦٠$ ؛ $أ_2 = ٠,٧٠$

$أ'$ للنسبتين =

$$\frac{ن_1 أ_1 + ن_2 أ_2}{ن_1 + ن_2} = \frac{١٠٠ \times ٠,٦٠ + ٥٠ \times ٠,٧٠}{١٠٠ + ٥٠} = ٠,٦٣$$

$ب' = ١ - أ' = ١ - ٠,٦٣ = ٠,٣٧$

$$ذ = \frac{أ_1 - أ_2}{\sqrt{أ' ب' \left(\frac{ن_1 + ن_2}{ن_1 \times ن_2}\right)}}$$

$$ذ = \frac{٠,٦٠ - ٠,٧٠}{\sqrt{٠,٦٣ \times ٠,٣٧ \left(\frac{١٥٠}{٥٠٠٠}\right)}}$$

$$ذ = \frac{-٠,١٠}{\sqrt{٠,٦٣ \times ٠,٣٧ \times ٠,٠٣}} = -١,٢٠$$

وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً .

مثال (١٤) :

طبق باحث استبياناً على مجموعتين من طلاب الجامعة (ذكور ، إناث) بلغ عدد كل منها ٤٠٠ ، وحسب نسبة الذين أجابوا بنعم من الذكور عن السؤال الخامس فى الاستبيان فكانت مساوية ٠,٦٨٥ ، وكانت نسبة الإناث مساوية ٠,٨٨٨ احسب الفرق بين النسبتين ؟

خطوات الحل :

$$أَ = \frac{أ_١ + أ_٢}{٢} = \frac{٠,٨٨٨ + ٠,٦٨٥}{٢} = ٠,٧٩$$

$$بَ = ١ - أَ = ١ - ٠,٧٩ = ٠,٢١$$

$$\boxed{النسبة\ الحرجة\ ذ = \frac{أ_١ - أ_٢}{\sqrt{\frac{٢\ أَ\ بَ}{ن}}}}$$

$$ذ = \frac{٠,٨٨٨ - ٠,٦٨٥}{\sqrt{\frac{٢ \times ٠,٧٩ \times ٠,٢١}{٤٠٠}}}$$

$$\therefore النسبة\ الحرجة\ (ذ) = \frac{٠,٢٠٣}{٠,٠٢٩} = ٧$$

وهى دالة عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالى فإن الباحث يرفض الفرض الصفرى ويقبل الفرض البديل .

٢- اختبار الفرق بين نسبتين مرتبطتين :

يمكن اختبار الفرق بين نسبتين عندما تكون العينة واحدة فإذا طبق باحث مقياساً لحب الاستطلاع قبل وبعد التدريب ، فقد يصلح برنامج حب الاستطلاع فى تنمية حب الاستطلاع لدى بعض الأفراد ويفشل مع البعض الآخر ، فإذا كانت البيانات

رقمية فإن الباحث يستخدم اختبار " ت " فى المقارنة بين درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى ، أما إذا كانت البيانات التى حصل عليها الباحث اسمية مثل الإجابة عن سؤالين من أسئلة أحد الاختبارات بالصواب ، أو الخطأ ، أو تأييد ، أو عدم تأييد أحد المرشحين فى الانتخابات قبل وبعد قيامه بالحملة الدعائية ، فإن العينة فى هذه الحالة هى نفسها التى أجابت عن أسئلة الاختبار ، أو هى نفسها التى قامت بتأييد أو عدم تأييد المرشح فى الانتخابات ، وتستخدم النسبة الحرجة فى اختبار الفرق بشرط أن تكون العينة > ٢٥ من المعادلة الآتية :

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{|\text{ب} - \text{جـ}|}{\sqrt{\text{ب} + \text{جـ}}}$$

مثال (١٥) :

يوضح الجدول الآتى عدد الذين أجابوا إجابة صحيحة ، أو الذين أجابوا إجابة خاطئة عن سؤالين من أسئلة أحد الاختبارات العقلية ، فكيف نحسب الفروق بين هذه التكرارات بعد تحويلها إلى نسب ؟

السؤال الأول / السؤال الثانى	صواب	خطأ	مجـ
صواب	٥٥ (أ)	٥ (ب)	أ + ب = ٦٠
خطأ	١٥ (جـ)	٢٥ (د)	جـ + د = ٤٠
مجـ	أ + جـ = ٧٠	ب + د = ٣٠	ن = ١٠٠

خطوات الحل :

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{|٥ - ١٥|}{\sqrt{٥ + ١٥}} = ٢,٢٤$$

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{|٥ - ١٥|}{\sqrt{٥ + ١٥}} = ٢,٢٤$$

إذن قيمة النسبة الحرجة (٢,٢٤) دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى فإن الباحث يرفض الفرض الصفرى ، نظراً لأن الفرق بين النسبتين دال إحصائياً ، أى يتم قبول الفرض البديل .

ويمكن حل المثال السابق بحساب النسبة الحرجة من المعادلة الآتية :

$$\boxed{ذ = \frac{ك_1 - ك_2}{\sqrt{\frac{أ + د}{ن}}}}$$

حيث أن :

ك١ = نسبة من نجحوا فى المتغير الأول (السؤال الأول)

$$= \frac{أ + جـ}{ن} = \frac{٧٠}{١٠٠} = ٠,٧٠$$

ك٢ = نسبة من نجحوا فى المتغير الثانى (السؤال الثانى)

$$= \frac{أ + ب}{ن} = \frac{٦٠}{١٠٠} = ٠,٦٠$$

أ = نسبة من نجح فى المتغير الأول (السؤال الأول) ، وفشل فى المتغير الثانى (أخطأ فى السؤال الثانى)

$$أ = \frac{جـ}{ن} = \frac{١٥}{١٠٠} = ٠,١٥$$

د = نسبة من فشل فى المتغير الأول (أخطأ فى السؤال الأول) ، ونجح فى المتغير الثانى (السؤال الثانى)

$$= \frac{ب}{ن} = \frac{٥}{١٠٠} = ٠,٠٥$$

$$\boxed{ذ = \frac{ك_1 - ك_2}{\sqrt{\frac{أ + د}{ن}}}}$$

$$ذ = \frac{٠,٧٠ - ٠,٦٠}{\sqrt{\frac{٠,١٥ + ٠,٠٥}{١٠٠}}} = \frac{٠,١٠}{\sqrt{\frac{٠,٢٠}{١٠٠}}} = ٢,٢٤$$

وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً .

مثال (١٦) :

إذا كان عدد المؤيدين لمرشح ما ٤٠ من بين مائة فرد ، وبعد قيام المرشح بالدعاية زاد العدد إلى ٥٥ فرداً ، فإذا كانت البيانات كما هى فى الجدول الآتى : فهل يوجد تحسن دال فى نسبة التأييد ؟

قبل / بعد	مؤيد	معارض
مؤيد	٢٢	١٨
معارض	٣٣	٢٧

خطوات الحل :

$$\text{النسبة الحرجة (ذ)} = \frac{|\text{ب} - \text{جـ}|}{\sqrt{\text{ب} + \text{جـ}}}$$

$$(\text{ذ}) = \frac{|١٨ - ٣٣|}{\sqrt{١٨ + ٣٣}} = \frac{١٥}{\sqrt{٧,١٤١}} = ٢,١٠$$

إذن قيمة النسبة الحرجة (٢,١٠) دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، وهذا يدل على وجود تحسن فى نسبة المؤيدين بعد قيام المرشح بالدعاية الانتخابية .

حل آخر باستخدام المعادلة :

$$\text{ذ} = \frac{\text{ك}_١ - \text{ك}_٢}{\sqrt{\frac{\text{أ} + \text{د}}{\text{ن}}}}$$

$$\text{ك}_١ = \frac{٢٢ + ٣٣}{١٠٠} = ٠,٥٥ \quad ؛ \quad \text{ك}_٢ = \frac{٢٢ + ١٨}{١٠٠} = ٠,٤٠$$

$$\text{أ} = \frac{٣٣}{١٠٠} = ٠,٣٣ \quad ؛ \quad \text{د} = \frac{١٨}{١٠٠} = ٠,١٨$$

$$\text{ذ} = \frac{٠,٥٥ - ٠,٤٠}{\sqrt{\frac{٠,٣٣ + ٠,١٨}{١٠٠}}} = \frac{٠,١٥}{\sqrt{\frac{٠,٥١}{١٠٠}}} = ٢,١٠$$

وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً .

ثانياً : **اختبار مربع كاى** (كا^{٢}) : *Chi – Square* (X^2)

يـــتم اســـتخدام (كـــا^{٢}) فـــى البيانات التى تقع فى تصنيفات متعددة ، والتى يـــبلغ عددها اثنين ، أو أكثر مثل الإجابة عن أسئلة الاستبيان (نعم – لا ؛ موافق – معـــترض – موافـــق بشدة ؛ وغيرها) ، والتى تتطلب الإجابة عنها اختيار بديل من عـــدة بدائـــل ، كـــنوع التخصص الذى يرغب الطالب فى الالتحاق به ، أى أن (كا^{٢}) تســـتخدم فى حالة البيانات الاسمية ، ويُطلق على اختبار (كا^{٢}) اختبار حسن المطابقة *Goodness of fit* ، نظـــراً لأنـــه يســـتخدم فـــى حالة الكشف عن دلالة الفروق بين الأعـــداد الملاحظة ، أو التكرارات الملاحظة من الأشياء ، أو الاستجابات الواقعة فى كـــل تصـــنيف والعدد المتوقع المعتمد على الفرض الصفرى ، أو التكرارات المتوقعة (التكرارات النظرية للمتغير موضوع الدراسة فى المجتمع الأصلى) ، والتى يجب أن تكـــون كبيرة (ألا تقل عن خمسة) ، فإذا كانت قيمة (كا^{٢}) = صفر فهذا يدل على أن عيـــنة البحث ممثلة للمجتمع فى تكراراتها ومتطابقة معه ، أما إذا كانت قيمة (كا^{٢}) > صـــفر ، فهـــذا يـــدل على وجود فروق بين تكرارات العينة الملاحظة وبين تكرارات التوزيع النظرى للمجتمع (التكرارات المتوقعة) ، ويكون الفرض الصفرى هنا حول المجـــتمع الأصـــلى الـــذى نســـحب منه العينة ، فهو يفترض عدم وجود فروق دالة إحصـــائياً بيـــن تكـــرارات العيـــنة الملاحظة والتكرارات المتوقعة ، فإذا ما تم رفض الفـــرض الصـــفرى (تطابق العينة مع المجتمع) ، فيتم قبول الفرض البديل للبحث ، والـــذى يكون عادة عكس الفرض الصفرى (عدم التطابق) ، أما عدم إمكانية رفض الفـــرض الصـــفرى فهـــذا يـــدل علـــى رفض الفرض البديل (عدم تطابق العينة مع مجتمعها) ، ويتم حساب كا^{٢} من المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{كا}^{٢} = \frac{\text{مجـ} \left(\text{ك} - \text{كَ}\right)^{٢}}{\text{كَ}}}$$

حيث أن : ك = التكرار الملاحظ (التجريبى)

كَ = التكرار النظرى أو التكرار المتوقع (حسب الفرض المختبر)

مثال (١٧) :

احسب قيمة (كا^{٢}) من بيانات الجدول الآتى :

فئات (ف)	أبيض	أحمر	أزرق	أسود
تكرار (ك)	٧	٣	٣	٧

خطوات الحل :

(١) نحسب التكرار النظرى أو التكرار المتوقع (كَ) =

$$\frac{\text{مجموع التكرارات (مجـ ك)}}{\text{عدد الفئات}} = \frac{٧ + ٣ + ٧ + ٣}{٤} = ٥$$

(٢) نقوم بعمل الجدول الآتى :

ف	ك	كَ	ك – كَ	(ك – كَ)^٢	$\frac{(\text{ك} - \text{كَ})^2}{\text{كَ}}$
أبيض	٧	٥	٢+	٤	٠,٨
أحمر	٣	٥	٢–	٤	٠,٨
أزرق	٣	٥	٢–	٤	٠,٨
أسود	٧	٥	٢+	٤	٠,٨
مجـ	٢٠				٣,٢٠

(٣) نحسب الفروق بين التكرار التجريبى والتكرار النظرى (ك – كَ) .

(٤) نقوم بتربيع الفروق (ك – كَ)^٢ للتخلص من الإشارات السالبة .

(٥) نقسم ناتج مربعات الفروق (ك – كَ)^٢ على التكرارات النظرية المقابلة

$$= \frac{(\text{ك} - \text{كَ})^2}{\text{كَ}}$$

(٦) نجمع نواتج خارج قسمة $\frac{(\text{ك} - \text{كَ})^2}{\text{كَ}}$ لنحصل على قيمة (كا^٢)

∴ قيمة (كا^٢) = ٣,٢٠

(٧) نكشف عن قيمة (كا^٢) المحسوبة فى جدول دلالة (كا^٢) لمعرفة القيمة الجدولية (كا^٢ الجدولية) ، المقابلة لدرجات حرية (عدد الفئات – ١) = ٣ عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ فنجد أن قيمة (كا^٢) الجدولية مساوية ٧,٨٢ عند مستوى ٠,٠٥ .

(٨) إذا كانت (كا^٢) المحسوبة > (كا^٢) الجدولية ، فهذا يدل على أن الفرق بين التكرار النظرى والتكرار التجريبى (ك – كَ) غير دال إحصائياً ، وبالتالى يمكن قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل ، أما إذا كانت قيمة (كا^٢) المحسوبة ≤ (كا^٢) الجدولية عند أى مستوى من مستويات الدلالة (٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١) ، فهذا يدل على أن الفرق بين التكرار النظرى والتكرار التجريبى دال إحصائياً ، وبالتالى يمكن قبول الفرض البديل ورفض الفرض الصفرى .

ويمكن حساب (كا^{2}) من الجدول المزدوج (٢×٢) ، كما هو موضح فى المثال الآتى :

مثال (١٨) :

إذا قسَّمنا عدداً من أطفال الصف السادس الابتدائى مثلاً حسب اختبار للذكاء إلى مجموعتين : إحداهما مرتفعة ، والأخرى منخفضة ، ثم لاحظنا فى نهاية العام الدراسى نجاح ورسوب أطفال المجموعتين ، فكانت النتيجة ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	المجموع
ناجح	٤٠ (أ)	١٠ (ب)	٥٠
راسب	٢٠ (جـ)	٣٠ (د)	٥٠
مجـ	٦٠	٤٠	١٠٠

المطلوب : **مقارنة هذه النتيجة بما كان يتوقع لها لو أن الذكاء لا يؤثر فى التحصيل (فرض صفرى) .**

خطوات الحل :

(١) نعد جدولاً آخراً يحتوى على تكرارات فرضية مؤسسة على افتراض الفرض الصفرى (لا يؤثر الذكاء فى التحصيل) ، وفى هذه الحالة يكون عدد الناجحين مساوياً لعدد الراسبين فى كل من فئتى الذكاء ، أى يصبح الجدول التكرارى النظرى على أساس الفرض الصفرى كما يأتى :

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	المجموع
ناجح	٣٠	٢٠	٥٠
راسب	٣٠	٢٠	٥٠
مجـ	٦٠	٤٠	١٠٠

ويمكن الحصول على التكرارات النظرية المقابلة لكل تكرار تجريبى عن طريق ضرب مجموع عمود التكرار الأول × مجموع تكرار صفه وقسمة الناتج على المجموع الكلى للتكرارات على النحو الآتى .

(أ) التكرار النظرى (كَ) المقابل للتكرار التجريبى (٤٠) =

$$\frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٣٠$$

(ب) التكرار النظرى (كَ) المقابل للتكرار التجريبى (١٠) =

$$\frac{٤٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٢٠$$

(جـ) التكرار النظرى (كَ) المقابل للتكرار التجريبى (٢٠) =

$$\frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٣٠$$

(د) التكرار النظرى (كَ) المقابل للتكرار التجريبى (٣٠) =

$$\frac{٤٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٢٠$$

وهذه نفس التكرارات التى حصلنا عليها سابقاً .

(٢) نعد من الجدولين السابقين جدولاً ثالثاً يشتمل على الفروق بين التكرارات التجريبية والتكرارات النظرية المعتمدة على الفرض الصفرى كما يأتى :

تحصيل / ذكاء	مرتفع	منخفض	المجموع
ناجح	١٠	-١٠	صفر
راسب	-١٠	١٠	صفر
مجـ	صفر	صفر	صفر

(٣) نعد جدولاً يشتمل على التكرار التجريبى (ك) ، والتكرار النظرى (كَ) ، لحساب ($كا^٢$) على النحو الآتى :

ك	كَ	ك – كَ	$(ك - كَ)^٢$	$\frac{(ك - كَ)^٢}{كَ}$
٤٠	٣٠	+١٠	١٠٠	٣,٣٣
٢٠	٣٠	-١٠	١٠٠	٣,٣٣
١٠	٢٠	-١٠	١٠٠	٥,٠٠
٣٠	٢٠	+١٠	١٠٠	٥,٠٠
مجـ =١٠٠	مجـ = ١٠٠			مجـ = ١٦,٦٦

$$\therefore كا^٢ = \frac{مجـ (ك - كَ)^٢}{كَ} = ١٦,٦٦$$

(٤) نحسب درجات الحرية * = (عدد الأعمدة − ١) (عدد الصفوف − ١)

= (٢ − ١) (٢ − ١) = ١

(٥) قيمة (كا^{٢}) الجدولية المقابلة لدرجات حرية واحد = ١٠,٨٣ عند مستوى ٠,٠٠١ ، وبالتالى فإن (كا^{٢}) المحسوبة (١٦,٦٦) > (كا^{٢}) الجدولية (١٠,٨٣) عند مستوى ٠,٠٠١ ، أى أن (كا^{٢}) المحسوبة دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٠١ ، وهذا يجعلنا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل (يؤثر الذكاء فى النجاح التحصيلى) .

ويمكن حساب (كا^{٢}) من التكرارات الملاحظة باستخدام المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن} \left(\text{أ د} - \text{ب جـ} \right)^{٢}}{\left(\text{أ} + \text{ب} \right) \left(\text{جـ} + \text{د} \right) \left(\text{أ} + \text{جـ} \right) \left(\text{ب} + \text{د} \right)}}$$

حيث أن :

أ ، ب ، جـ ، د = التكرارات الملاحظة .

ن = مجموع هذه التكرارات

ويمكن حل المثال السابق باستخدام هذه المعادلة على النحو الآتى :

$$\text{كا}^{٢} = \frac{١٠٠ \left(٤٠ \times ٣٠ - ١٠ \times ٢٠ \right)^{٢}}{٥٠ \times ٥٠ \times ٦٠ \times ٤٠}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{١٠٠ \left(١٠٠٠ \right)^{٢}}{٥٠ \times ٥٠ \times ٦٠ \times ٤٠}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{١٠٠٠٠٠٠٠}{٥ \times ٥ \times ٦٠ \times ٤٠} = ١٦,٦٦$$

وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً .

ويمكن حساب (كا^{٢}) للجدول التكرارى (ن × ن) بالطريقة العامة بشرط ألا تقل القيمة العددية للتكرار المتوقع لأية خلية من خلايا هذا الجدول عن خمسة ،

---

* درجات الحرية فى حالة اختبار كا^{٢} لحسن المطابقة = عدد الخلايا − ١؛ ودرجات الحرية فى حالة اختبار كا^{٢} لحسن المطابقة مع التوزيع الاعتدالى = عدد الخلايا − ٣ .

فعندما يقل التكرار المتوقع عن خمسة نضم بعض صفوف الجدول ، أو أعمدته إلى بعضها البعض حتى يصبح تكرارها المتوقع ≥ خمسة ، كما هو موضح فى المثال الآتى :

مثال (١٩) :

يوضح الجدول الآتى استجابات الذكور والإناث عن سؤال من أسئلة استبيان ، احسب (كا^2) .

الاستجابة / النوع	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدرى	أرفض تماماً	أرفض جداً	مجـ
ذكور	٥	٣٧	١٣	٢٨	٥	٨٨
إناث	٣	١٧	٨	٢٠	٥	٥٣
مجـ	٨	٥٤	٢١	٤٨	١٠	١٤١

خطوات الحل :

(١) نحسب التكرارات النظرية أو المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول على النحو الآتى :

(أ) التكرار النظرى (كَ) لخلية ذكور موافق جداً

$$= \frac{٨ \times ٨٨}{١٤١} = ٥$$

(ب) التكرار النظرى (كَ) لخلية ذكور موافق نوعاً ما

$$= \frac{٥٤ \times ٨٨}{١٤١} = ٣٣,٧$$

وهكذا لجميع خلايا الجدول ، حتى نحصل على التكرارات المتوقعة كما هو موضح فى الجدول الآتى :

الاستجابة / النوع	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدرى	أرفض تماماً	أرفض جداً	مجـ
ذكور	٥	٣٣,٧	١٣,١	٣٠	٦,٢	٨٨
إناث	٣	٢٠,٣	٧,٩	١٨	٣,٨	٥٣
مجـ	٨	٥٤	٢١	٤٨	١٠	١٤١

(٢) نلاحظ أن التكرار المتوقع للخليتين (إناث – موافق جداً ؛ إناث – أرفض جداً) أقل من خمسة ، لذا فعلينا أن نجمع خلايا عمود " موافق جداً " مع خلايا عمود " موافق نوعاً ما " لنحصل بذلك على عمود " موافق " ، ونجمع خلايا عمود " أرفض نوعاً ما " مع خلايا عمود " أرفض جداً " لنحصل بذلك على عمود " أرفض " حتى نُكون الجدول الآتى الذى يصلح لحساب قيمة (كا^{٢}) .

الاستجابة / النوع	موافق	لا أدرى	أرفض	مجـ
ذكور	٤٢	١٣	٣٣	٨٨
إناث	٢٠	٨	٢٥	٥٣
مجـ	٦٢	٢١	٥٨	١٤١

(٣) نحسب التكرارات المتوقعة للجدول السابق بعد ضم الأعمدة والصفوف ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

الاستجابة / النوع	موافق	لا أدرى	أرفض
ذكور	٣٨,٧	١٣,١١	٣٦,٢٠
إناث	٢٣,٣٠	٧,٨٩	٢١,٨

(٤) نحسب (كا^{٢}) على النحو الآتى :

ك	كَ	ك – كَ	(ك – كَ)^{٢}	(ك – كَ)^{٢} / كَ
٤٢	٣٨,٧	٣,٣٠	١٠,٨٩	٠,٢٨٠
٢٠	٢٣,٣٠	-٣,٣٠	١٠,٨٩	٠,٤٧٠
١٣	١٣,١١	-٠,١١	٠,٠١٢	٠,٠٠١
٨	٧,٨٩	٠,١١	٠,٠١٢	٠,٠٠٢
٣٣	٣٦,٢٠	-٣,٢٠	١٠,٢٤	٠,٢٨٠
٢٥	٢١,٨	٣,٢٠	١٠,٢٤	٠,٤٧٠

∴ كا^{٢} = مجـ (ك – كَ)^{٢} / كَ = ١,٥٠٣

(٥) نحسب درجات الحرية = (عدد الأعمدة – ١) (عدد الصفوف – ١)

= (٣ – ١) (٢ – ١) = ٢

قـيمة (كا^{2}) الجدولية المقابلة لدرجات حرية ٢ عند مستوى ٠,٠٥ تساوى ٥,٩٩ ، وبالـتالى فـإن قـيمة (كا^{2}) المحسوبة (١,٥٠٣) غير دالة إحصائياً ، أى نسـتطيع أن نقرر أنه لا توجد فروق دالة إحصائياً بين استجابات الذكور والإناث عن ذلك السؤال .

ويمكـن حساب (كا^{2}) فى حالة احتواء التكرارات المتوقعة على قيمة أقل من خمسـة عـن طـريق تعديل الفرق بين التكرار التجريبى والنظرى (ك – كَ) بطرح قـيمة مقدارهـا (٠,٥) مـن كـل فـرق بغض النظر عن الإشارة السالبة (الفرق المطلـق) ، وقد اقترح هذا التعديل " ييتس " *Yates* ، وأطلق عليه " تصحيح ييتس " *Yates Correction* (فى : محمود السيد أبو النيل ، ١٩٧٨ ، ص ١٩٢) ، كما هو موضح فى المثال الآتى :

مثال (٣) :

ك	كَ	ك – كَ	(ك – كَ) المعدل	(ك – كَ)^{2}	$\frac{(ك - كَ)^{2}}{كَ}$
٢	٤	–٢	٢,٢٥	١,٥٠	٠,٥٦
٧	٤	+٣	٦,٢٥	٢,٥٠	٠,٠٦
٣	٤	–١	٠,٢٥	٠,٥٠	٠,٠٦

$$\therefore \text{كا}^{2} = \frac{\text{مجـ}\ (\text{ك} - \text{كَ})^{2}}{\text{كَ}} = ١,٦٨$$

درجات الحرية = عدد الحالات – ١ = ٣ – ١ = ٢

∴ (كـا^{2}) المحسـوبة (١,٦٨) < كـا^{2} الجدولية (٥,٩٩) المقابلة لدرجات حرية ٢ عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى فإن الفرق غير دال إحصائياً .

تمارين :

١– أجـاب ١٢٠ تلمـيذاً عن سؤال فى استبيان وكان تكرار القبول ٩٠ وتكرار الرفض ٣٠ ، احسب باستخدام (كا^{2}) دلالة فرق هذا التكرار .

٢– احسب (كا^{2}) من بيانات الجدول الآتى :

٤٠	٧٠
٨٠	٩٠

ثالثاً : **اختبار كولموجروف – سميرنوف للعينة الواحدة** :

Kolmogorov – Smirnof one Sample Test:

يُستخدم اختبار كولموجروف – سميرنوف فى حالة البيانات الاسمية ، أو مقاييس التقدير *Rating Scales* لقياس حُسن المطابقة عن طريق التحقق من صحة الفرض الصفرى (لا توجد فروق بين التكرارات) ، بدلاً من اختبار (كا^2) الخاص بقياس دلالة البيانات التصنيفية ، ويقوم اختبار كولموجروف – سميرنوف على مقارنة التوزيع التكرارى المتجمع (التراكمى) – تحت شرط التوزيع النظرى – مع التوزيع التكرارى المتجمع المُلاحَظ ، ويمثل التوزيع النظرى ما هو متوقع تحت شرط الفرض الصفرى ، ويتم فى هذا الاختبار تحديد النقطة التى يحدث فيها أعلى تباعد *Divergence* (أكبر فرق مطلق) ، بين النسب المتجمعة الملاحظة (المشاهدة) والنسب المتجمعة المتوقعة ، ويستخدم هذا الاختبار الإحصائى فى اختبار نفس الفرض الذى يتم اختباره بواسطة (كا^2) فى حالة العينة الواحدة ، إلا أنه أكثر دقة وسهولة فى إجراء العمليات الحسابية من (كا^2) ، كما أنه يُفضل استخدامه عن (كا^2) عندما يكون حجم العينة $\geq$ ٣٠ فرداً ، ويتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$\text{أكبر فرق مطلق } (K.S) = \left(\frac{ك_1}{ن} - \frac{كَ_2}{ن} \right)$$

حيث أن :

$ك_1$: التكرار المتجمع التصاعدى المشاهد أو الملاحظ ،

$\frac{ك_1}{ن}$: التكرار المتجمع الملاحظ النسبى

$كَ_2$: التكرار المتجمع التصاعدى للتكرارات المتوقعة ($ك_2$)

$\frac{كَ_2}{ن}$: التكرار المتجمع التصاعدى النسبى للتكرارات المتوقعة

ن : عدد أفراد العينة = مجموع التكرارات (مجـ ك)

ويتم مقارنة قيمة *K.S* (أكبر فرق مطلق) ، المحسوبة بالقيمة النظرية الجدولية المقابلة لعدد أفراد العينة (ن) من جدول القيم النظرية الخاصة بهذا الاختبار (اختبار كولموجروف – سميرنوف للعينة الواحدة) ، فإذا كانت القيمة المحسوبة *K.S* $\leq$ القيمة النظرية الجدولية فهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً بين التكرار الملاحظ والتكرار المتوقع ، وبالتالى يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

مثال (٢١) :

قام باحث بدراسة لمعرفة رغبة الأطفال فى اختيار اللعبة ، وفى سبيل ذلك وخلال جزء من بحثه وضع اللعبة نفسها فى ألوان مختلفة ، وكانت اختيارات الأطفال ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

اللون	أبيض	أصفر	أحمر	أزرق	أخضر
التكرار (ك)	٣	٩	١٦	١	١

تحقق من صحة الفرض الصفرى " اختيار الطفل للعبة لا علاقة له باللون "

خطوات الحل :

(١) التكرارات المتوقعة $(ك_٢) = \frac{مجـ ك}{عدد البدائل} = \frac{٣٠}{٥} = ٦$

(٢) نحسب التكرار المتجمع التصاعدى $(ك_١)$ للتكرار الملاحظ (ك)

ك١ = ٣ – ١٢ – ٢٨ – ٢٩ – ٣٠

(٣) نحسب التكرار المتجمع الملاحظ النسبى ($\frac{ك_١}{ن}$) من التكرار المتجمع الملاحظ (ك١) :

$\frac{ك_١}{ن} = \frac{٣}{٣٠}$ ، $\frac{١٢}{٣٠}$ ، $\frac{٢٨}{٣٠}$ ، $\frac{٢٩}{٣٠}$ ، $\frac{٣٠}{٣٠}$

(٤) التكرارات المتوقعة $(ك_٢)$ = ٦ ، ٦ ، ٦ ، ٦ ، ٦

(٥) نحسب التكرار المتجمع المتوقع $(كَ_٢)$ للتكرارات المتوقعة $(ك_٢)$:

$كَ_٢$ = ٦ – ١٢ – ١٨ – ٢٤ – ٣٠

(٦) نحسب التكرار المتوقع النسبى ($\frac{كَ_٢}{ن}$) للتكرارات المتجمعة المتوقعة $(كَ_٢)$

$\frac{كَ_٢}{ن} = \frac{٦}{٣٠}$ ، $\frac{١٢}{٣٠}$ ، $\frac{١٨}{٣٠}$ ، $\frac{٢٤}{٣٠}$ ، $\frac{٣٠}{٣٠}$

(٧) نحسب الفرق المطلق $[\frac{ك_١}{ن} - \frac{كَ_٢}{ن}] =$ ناتج الخطوة (٣) – ناتج الخطوة (٦) :

$[\frac{ك_١}{ن} - \frac{كَ_٢}{ن}] = \frac{-٣}{٣٠}$ ، صفر ، $\frac{١٠}{٣٠}$ ، $\frac{٥}{٣٠}$ ، صفر

أكبر فرق = $\frac{-٣}{٣٠}$ + صفر + $\frac{١٠}{٣٠}$ + $\frac{٥}{٣٠}$ + صفر

أكبر فرق = $\frac{١٢}{٣٠}$ = ٠,٤

(٨) نكشف عن القيمة النظرية بجدول القيم النظرية المقابلة لعدد (ن) = ٣٠ ، نجد أن القيمة النظرية = ٠,٢٤ ، ٠,٢٧ عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ على

الترتيب ، أى أنه توجد اختلافات جوهرية فى اختيارات الأطفال للعب تختلف باخـتلاف اللـون ، بمعنى أن هناك علاقة بين اختيار الطفل للعبة ولونها ، وبذلـك يـتم رفض الفرض الصفرى السابق ، ويمكن تلخيص خطوات الحل السابقة فى الجدول الآتى :

اللون	ك	ك١	ك١ / ن	ك٢	كَ٢	كَ٢ / ن	ك١ / ن − كَ٢ / ن
أبيض	٣	٣	٣ / ٣٠	٦	٦	٦ / ٣٠	− ٣ / ٣٠
أصفر	٩	١٢	١٢ / ٣٠	٦	١٢	١٢ / ٣٠	صفر
أحمر	١٦	٢٨	٢٨ / ٣٠	٦	١٨	١٨ / ٣٠	١٠ / ٣٠
أزرق	١	٢٩	٢٩ / ٣٠	٦	٢٤	٢٤ / ٣٠	٥ / ٣٠
أخضر	١	٣٠	٣٠ / ٣٠	٦	٣٠	٣٠ / ٣٠	صفر
مجـ	٣٠						٠,٤

ويمكن حل المثال السابق باستخدام (كا^2) على النحو الآتى :

اللون	ك	كَ	ك − كَ	(ك − كَ)^2	(ك − كَ)^2 / كَ
أبيض	٣	٦	−٣	٩	٩ / ٦
أصفر	٩	٦	+٣	٩	٩ / ٦
أحمر	١٦	٦	+١٠	١٠٠	١٠٠ / ٦
أزرق	١	٦	−٥	٢٥	٢٥ / ٦
أخضر	١	٦	−٥	٢٥	٢٥ / ٦
مجـ	٣٠				٢٨

$$\therefore \text{كا}^{٢} = \frac{\text{مجـ}(\text{ك} - \text{كَ})^{٢}}{\text{كَ}} = ٢٨$$

درجات الحرية = عدد الحالات – ١ = ٥ – ١ = ٤

قيمة (كا^٢) الجدولية المقابلة لدرجات حرية (٤) = ١٨,٤٦ عند مستوى ٠,٠٠١ ، أى أن قيمة (كا^٢) المحسوبة (٢٨) > قيمة (كا^٢) الجدولية (١٨,٤٦) عند مستوى ٠,٠٠١ ، وهذا يدل على وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٠١ بين اختيارات الأطفال للعب ، تختلف باختلاف اللون ، وبالتالى يمكن رفض الفرض الصفرى .

ونلاحظ فى بعض الأحيان رفض الفرض الصفرى باستخدام اختبار (كا^٢) ، بينما اختبار كولموجروف – سميرنوف يقبله ، وهذا يدل على دقة اختبار كولموجروف – سميرنوف .

رابعاً : **اختبار كولموجروف – سميرنوف لعينتين مستقلتين** :

Kolmogorov – Smirnof Tow Sample Test:

يمكن استخدام اختبار كولموجروف – سميرنوف لاختبار دلالة الفرق بين مجموعتين مستقلتين (ذكور – إناث ؛ علمى – أدبى ؛ ريف – حضر ، وغيرها) فى متغير تابع نتائج قياسه فى صورة رتب ، وهو يعتمد فى ذلك على نفس فكرة الاختبار فى حالة مجموعة واحدة والتى سبق شرحها ، ويحسب من المعادلة الآتية :

$$\boxed{K = \left(\frac{\text{ك}_{١}}{\text{ن}_{١}} - \frac{\text{ك}_{٢}}{\text{ن}_{٢}}\right) \sqrt{\frac{\text{ن}_{١} \times \text{ن}_{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}}}}$$

ف (أكبر فرق مطلق بين التكرارين $\text{ك}_{١}$ ، $\text{ك}_{٢}$ المتجمعين النسبيين) $= \left[\frac{\text{ك}_{١}}{\text{ن}_{١}} - \frac{\text{ك}_{٢}}{\text{ن}_{٢}}\right]$

$$\boxed{K = \text{ف} \sqrt{\frac{\text{ن}_{١} \times \text{ن}_{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}}}}$$

حيث أن :

$ك_1$: التكرار المتجمع للعينة ($ن_1$)

$ك_2$: التكرار المتجمع للعينة ($ن_2$)

$\frac{ك_1}{ن_1}$: التكرار المتجمع النسبى للعينة ($ن_1$)

$\frac{ك_2}{ن_2}$: التكرار المتجمع النسبى للعينة ($ن_2$)

نقارن K المحسوبة بالقيم النظرية (K') الموضحة بالجدول الآتى :

دلالة الطرف الواحد	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠٠٥
دلالة الطرفين	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠٦	٠,٠٠٢	٠,٠٠١
قيمة K'	١,٢٢	١,٣٦	١,٥٢	١,٦٣	١,٧٣	١,٨٦	١,٩٥

فـإذا كانــت K المحســوبة $\leq$ K' النظرية (الجدولية) ، عند أى مستوى من مســتويات الدلالــة ، دلَّ ذلك على وجود فروق بين المجموعتين فى المتغير التابع ، وبالتالى يتم رفض الفرض الصفرى ، وقبول الفرض البديل .

مثال (٢٢) :

طــبق باحــث اختــباراً فــى مقرر القياس النفسى على طلاب الفرقة الثالثة (الشعب العلمية والشعب الأدبية) بكلية التربية بقنا وحصل على البيانات الآتية :

التقدير / التخصص	ضعيف جداً	ضعيف	مقبول	جيد	جيد جداً	ممتاز
علمــــــــى	٤	٤	٩	١١	١٦	٢٠
أدبــــــــى	١٢	١٩	١٥	٧	٦	٢

وأراد الباحث التحقق من صحة الفرض : " لا توجد فروق دالة إحصائياً بين تقديــرات طــلاب الشــعب العلمــية وتقديرات طلاب الشعب الأدبية فى مقرر القياس النفسى " .

خطوات الحل :

(١) نحسب التكرار المتجمع لطلاب الشعب العلمية ($ك_1$) :

$ك_1$ = ٤ – ٨ – ١٧ – ٢٨ – ٤٤ – ٦٤

(٢) نحسب التكرار المتجمع النسبى لطلاب الشعب العلمية $\left(\frac{ك_١}{ن_١}\right)$:

$$\frac{ك_١}{ن_١} = \frac{٤}{٦٤} ، \frac{٨}{٦٤} ، \frac{١٧}{٦٤} ، \frac{٢٨}{٦٤} ، \frac{٤٤}{٦٤} ، \frac{٦٤}{٦٤}$$

(٣) نحسب التكرار المتجمع لطلاب الشعب الأدبية $(ك_٢)$:

$$ك_٢ = ١٢ - ٣١ - ٤٦ - ٥٣ - ٥٩ - ٦١$$

(٤) نحسب التكرار المتجمع النسبى لطلاب الشعب الأدبية $\left(\frac{ك_٢}{ن_٢}\right)$:

$$\frac{ك_٢}{ن_٢} = \frac{١٢}{٦١} ، \frac{٣١}{٦١} ، \frac{٤٦}{٦١} ، \frac{٥٣}{٦١} ، \frac{٥٩}{٦١} ، \frac{٦١}{٦١}$$

(٥) نحسب الفرق المطلق $\left[\frac{ك_١}{ن_١} - \frac{ك_٢}{ن_٢}\right]$

$$ف = \left(\frac{٤}{٦٤} - \frac{١٢}{٦١}\right) + \left(\frac{٨}{٦٤} - \frac{٣١}{٦١}\right) + \left(\frac{١٧}{٦٤} - \frac{٤٦}{٦١}\right) +$$

$$\left(\frac{٢٨}{٦٤} - \frac{٥٣}{٦١}\right) + \left(\frac{٤٤}{٦٤} - \frac{٥٩}{٦١}\right) + \left(\frac{٦٤}{٦٤} - \frac{٦١}{٦١}\right)$$

$$ف = ٠,١٣ + ٠,٣٨ + ٠,٤٩ + ٠,٤٣ + ٠,٢٨ + \text{صفر}$$

∴ أكبر فرق مطلق (ف) = ٠,٤٩

(٦) نعوض فى المعادلة :

$$\boxed{K = ف \sqrt{\frac{ن_١ \times ن_٢}{ن_١ + ن_٢}}}$$

$$K = ٠,٤٩ \sqrt{\frac{٦٤ \times ٦١}{٦٤ + ٦١}} = ٠,٤٩ \sqrt{٣١,٢٣}$$

$$K = ٠,٤٩ \times ٥,٥٨ = ٢,٧٣$$

(٧) نستخرج قيمة K' النظرية من جدول القيم النظرية ، وطبقاً لدلالة الطرفين فإن القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٠١ تساوى ١,٩٥ ، وبالتالى فإن K المحسوبة > K' الجدولية عند مستوى ٠,٠٠١ ، أى توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٠١ بين تقديرات طلاب الشعب العلمية وتقديرات طلاب الشعب الأدبية فى مقرر القياس النفسى .

(٨) يمكن تلخيص الخطوات السابقة فى الجدول الآتى :

التقديرات	التخصص علمى	التخصص أدبى	ك١ علمى	ك١ / ن١	ك٢ أدبى	ك٢ / ن٢	ك١ / ن١ − ك٢ / ن٢
ضعيف جداً	٤	١٢	٤	٤ / ٦٤	١٢	١٢ / ٦١	٠,١٣
ضعيف	٤	١٩	٨	٨ / ٦٤	٣١	٣١ / ٦١	٠,٣٨
مقبول	٩	١٥	١٧	١٧ / ٦٤	٤٦	٤٦ / ٦١	ف = ٠,٤٩
جيد	١١	٧	٢٨	٢٨ / ٦٤	٥٣	٥٣ / ٦١	٠,٤٣
جيد جداً	١٦	٦	٤٤	٤٤ / ٦٤	٥٩	٥٩ / ٦١	٠,٢٨
ممتاز	٢٠	٢	٦٤	٦٤ / ٦٤	٦١	٦١ / ٦١	صفر

خامساً : اختبار مان – ويتنى (يو) : ***Mann –Whitney U Test***

يلجأ الباحث إلى استخدام اختبار مان – ويتنى لحساب الفروق بين عينتين ، أو مجموعتين مستقلتين عندما يتعذر عليه استخدام اختبار " ت " ، أى عندما لا تتحقق شروط استخدام اختبار " ت " (العينات العشوائية ، تجانس التباين ، إعتدالية التوزيع ، استقلالية العينات ، وغيرها) ، وأيضاً عندما تكون البيانات التى حصل عليها الباحث لمتغيرات بحثه فى صورة رتب ، أو درجات يمكن تحويلها إلى رتب ، ويعد اختبار مان – ويتنى من أقوى الاختبارات اللابارامترية للعينات الصغيرة وأقدمها ومن أقوى البدائل عندما يتعذر على الباحث استخدام اختبار " ت " .

وتوجد ثلاثة أنواع من المعالجة فى هذا الاختبار هى : عندما يكون عدد أفراد العينات > ٩ ، وعندما تكون العينات ذات حجم متوسط (٩ > ن > ٢٠) ، وعندما يزيد أفراد العينة عن ٢٠ (ن < ٢٠) .

١ – عندما يكون عدد أفراد كل مجموعة (ن١ ، ن٢) > ٩ :

نقوم بدمج درجات المجموعتين معاً ، ونرتبها ترتيباً طبيعياً ، ثم نحدد المجموعة ذات الحجم الأصغر ، ونحسب قيمة U لهذه المجموعة عن طريق حساب عدد المرات التى فيها درجة من المجموعة الثانية تسبق درجة من المجموعة الأولى وبعد تحديد ن١ ، ن٢ ، U نكشف فى الجداول المعدة لذلك ، فإذا كانت

U المحســوبة $\geq U$ الجدولــية عــند مستوى الدلالة المختار (α) ، فإنه يتم فى هذه الحالــة رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل بأنه توجد فروق دالة بين أفراد المجموعتيــن فــى المتغير التابع ، أما إذا كانت U المحسوبة $< U$ الجدولية فإنه يتم قــبول الفرض الصفرى "لا توجد فروق" ورفض الفرض البديل (نلاحظ أن الكشف عن دلالة U عكس الكشف عن دلالة اختبار "ت" ، ودلالة كا^2) .

مثال (٢٣) :

حصل باحث فى بحثه على البيانات الآتية :

المجموعة التجريبية (ت)	٧٨	٦٤	٧٥	٤٥	٨٢
المجموعة الضابطة (ض)	١١٠	٧٠	٥٣	٥١	—

المطلوب : حساب الفروق بين المجموعتين باستخدام اختبار مان – ويتنى .

خطوات الحل :

(١) نرتب درجات أفراد المجموعتين معاً ترتيباً طبيعياً .

(٢) نحـــدد المجموعة الصغرى وهى المجموعة الضابطة $ن_1$ فى مثالنا بافتراض أن المجموعـــة التجريبيـــة $(ن_2)$ هى الأكبر (نرمز عادة للمجموعة الكبرى بالرمز $ن_2$)

(٣) نضـــع الرمـــز (ت) لكـــل درجة من درجات المجموعة الأولى $(ن_1)$ ، ونضع الرمز (ض) لكل درجة من درجات المجموعة الثانية $(ن_2)$ ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

٤٥	٥١	٥٣	٦٤	٧٠	٧٥	٧٨	٨٢	١١٠
ت	ض	ض	ت	ض	ت	ت	ت	ض

(٤) نحســب قــيمة U للمجموعــة الصغرى $(ن_1)$ عن طريق فحص المجموعة الضــابطة (ض) ، أو المجموعــة الثانــية $(ن_2)$ ، وذلك بحساب عدد مرات درجــات المجموعــة التجريبــية (ت) الــتى تسبق كل درجة فى المجموعة الضابطة (ض) .

U = عد مرات ت التى تسبق كل ض = ١ + ١ + ٢ + ٥ = ٩

∴ U = ٩ ، ن١ = ٤ ، ن٢ الكبرى = ٥

∴ قيمة U الجدولية المقابلة لــ ن١ = ٤ ، ن٢ = ٥ عند مستوى ٠,٠٥ (أدنى مســتوى لدلالة الطرفين متفق عليه فى العلوم السلوكية) تساوى واحد ، أى أن U المحســوبة > U الجدولية ، وهنا يتم قبول الفرض الصفرى ، ورفض الفرض البديل .

٢- *عندما تكون ٩ ≥ ن ≥ ٢٠ :*

يتم استخدام اختبار مان – ويتنى فى هذه الحالة وفقاً للخطوات الآتية :

أ – نقوم بتسجيل درجات أفراد كل مجموعة فى جدول ، ثم تحويل هذه الدرجات إلى رتب (ر) ، بحيث يُكتب أمام كل درجة رتبتها فى العينتين معاً ، وليس مجــرد رتبــتها فــى مجموعــتها التى تنتمى إليها ، مع مراعاة أن الدرجة الصــغرى تــأخذ الرتــبة ١ ، فالأكــبر ٢ ، فالأكبر ٣ وهكذا ، وفى حالة الدرجات المتساوية فإنها تعطى متوسط الرتب المتتالية التى تحتلها (راجع طريقة حساب معامل ارتباط الرتب لسبيرمان فى الفصل السادس) .

ب- نجمــع رتـــب درجات كل مجموعة (ن١ ، ن٢) ونرمز له بالرمز مجـ ر١ للمجموعــة الأولــى ومجـ ر٢ للمجموعة الثانية (لمراجعة الحل نُذَكّر بأن

$$\text{مجـ ر}_1 + \text{مجـ ر}_2 = \frac{(\text{ن}_1 + \text{ن}_2)(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{2}$$) .

جـ- نحسب U_1 ، U_2 من المعادلات الآتية :

$$U_1 = \text{ن}_1\,\text{ن}_2 + \frac{\text{ن}_1(\text{ن}_1 + 1)}{2} - \text{مجـ ر}_1$$

$$U_2 = \text{ن}_1\,\text{ن}_2 + \frac{\text{ن}_2(\text{ن}_2 + 1)}{2} - \text{مجـ ر}_2$$

[للمراجعة : $U_1 + U_2$ = ن١ × ن٢]

د – نحدد U الصغرى سواء كانت U_1 أو U_2 ، ونكشف فى الجداول عن قيمة U الجدولــية المقابلة لعدد أفراد المجموعة الأولى ن١ ، وعدد أفراد المجموعة الثانــية ن٢ ، فإذا كانت U الصغرى المحسوبة ≥ U الجدولية يكون للفرق بيــن المجموعتيــن دلالــة إحصائية ، وهنا نرفض الفرض الصفرى ونقبل

الفـــرض البديل ، أما إذا كانت U الصغرى المحسوبة < U الجدولية ، فهذا يـــدل على أن الفرق بين المجموعتين غير دال إحصائياً ، وهنا نقبل الفرض الصفرى ونرفض الفرض البديل .

مثال (٢٤) :

قـــام باحـــث باختـــيار مجموعتيــن مــن الأطفـــال بطريقة عشوائية وكانت المجموعــتان متكافئتيــن ، أطلق على مجموعة منها مجموعة تجريبية وأطلق على الأخـــرى مسمى المجموعة الضابطة ، ثم تعرضت المجموعة التجريبية لبرنامج تنمية التفكير الابتكارى وبعد انتهاء البرنامج قام الباحث بقياس التفكير الابتكارى لدى أفراد المجموعتين (التجريبية والضابطة) وحصل على البيانات الآتية :

مجموعة تجريبية	١٧	١٧	١٤	١١	١١	٨	٦	٤	--	--
مجموعة ضابطة	١٢	١٢	١١	١٠	٦	٥	٥	٤	٢	٢

وأراد الباحـــث اختـــبار صحة الفرض " البرنامج ذو فعالية فى تنمية التفكير الابتكارى لدى الأطفال " .

خطوات الحل :

نطبق خطوات الحل السابقة حتى نحصل على الجدول الآتى :

المجموعة التجريبية		المجموعة الضابطة	
الدرجة	الرتبة (ر ١)	الدرجة	الرتبة (ر ٢)
١٧	١٧,٥	١٢	١٤,٥
١٧	١٧,٥	١٢	١٤,٥
١٤	١٦	١١	١٢
١١	١٢	١٠	١٠
١١	١٢	٦	٧,٥
٨	٩	٥	٥,٥
٦	٧,٥	٥	٥,٥
٤	٣,٥	٤	٣,٥
—	—	٢	١,٥
—	—	٢	١,٥
ن١ = ٨	مجـ ر١ = ٩٥	ن٢ = ١٠	مجـ ر٢ = ٧٦

نلاحظ من الجدول السابق أن مجـــ ر$_{١}$ + مجـــ ر$_{٢}$ = ٩٥ + ٧٦ = ١٧١

$$\text{مجـــ ر}_{١} + \text{مجـــ ر}_{٢} = \frac{(٨ + ١٠)(٨ + ١٠ + ١)}{٢} = \frac{١٨ \times ١٩}{٢} = ١٧١$$

$$\boxed{U_{١} = \text{ن}_{١}\,\text{ن}_{٢} + \frac{\text{ن}_{١}(\text{ن}_{١} + ١)}{٢} - \text{مجـــ ر}_{١}}$$

$$U_{١} = ٨ \times ١٠ + \frac{٨ \times ٩}{٢} - ٩٥$$

$$U_{١} = ٨٠ + ٣٦ - ٩٥ = ٢١$$

$$\boxed{U_{٢} = \text{ن}_{١}\,\text{ن}_{٢} + \frac{\text{ن}_{٢}(\text{ن}_{٢} + ١)}{٢} - \text{مجـــ ر}_{٢}}$$

$$U_{٢} = ٨ \times ١٠ + \frac{١٠ \times ١١}{٢} - ٧٦$$

$$U_{٢} = ٨٠ + ٥٥ - ٧٦ = ٥٩$$

[لمراجعة الحل نتذكر أن $U_{١} + U_{٢}$ = ن$_{١}$ × ن$_{٢}$ = ٢١ + ٥٩ = ٨ × ١٠ = ٨٠]

∴ $U_{١}$ = ٢١ هـى القـيمة الصغرى ، ن$_{١}$ = ٨ ، ن$_{٢}$ = ١٠ ، قيمة U الجدولية (عند ن$_{١}$ = ٨ ، ن$_{٢}$ = ١٠ ومستوى دلالة الطرفين ٠,٠٥) = ١٧ ، وبالتالى فـإن $U_{١}$ المحســوبة > U الجدولــية ، وهذا يدل على أنه لا توجد فروق ذات دلالــة إحصائية بين رتب درجات المجموعة التجريبية ورتب درجات المجموعة الضــابطة ، وبالتالى يتم رفض الفرض السابق : " البرنامج ذو فعالية فى تنمية التفكير الابتكارى لدى الأطفال " وقبول الفرض الصفرى " ليس للبرنامج فعالية فى تنمية التفكير الابتكارى لدى الأطفال " .

ويمكن حل مثال (٢٣) السابق بالطريقة الآتية :

المجموعة التجريبية		المجموعة الضابطة	
الدرجة	الرتبة (ر ١)	الدرجة	الرتبة (ر ٢)
١١٠	٩	٧٨	٧
٧٠	٥	٦٤	٤
٥٣	٣	٧٥	٦
٥١	٢	٤٥	١
		٨٢	٨
ن١ = ٤	مجـ ر١ = ١٩	ن٢ = ٥	مجـ ر٢ = ٢٦

$$U_1 = \text{ن}_1\,\text{ن}_2 + \frac{\text{ن}_1(\text{ن}_1 + ١)}{٢} - \text{مجـ ر}_1$$

$$U_1 = ٤ \times ٥ + \frac{٤ \times ٥}{٢} - ١٩$$

$$U_1 = ٢٠ + ١٠ - ١٩ = ١١$$

$$U_2 = \text{ن}_1 \times \text{ن}_2 - U_1 = ٢٠ - ١١ = ٩$$

$\therefore U_2$ (الصغرى) = ٩ ، ن١ = ٤ ، ن٢ = ٥

قيمة U الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ لدلالة الطرفين المقابلة لـــ (٤ ، ٥) تســاوى ١ ، ومــن هنا فإن $U_2 > U$ الجدولية ، وبالتالى يتم قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل .

٣- *عندما تكون ن > ٢٠ :*

يتــبع الباحــث فى هذه الحالة نفس خطوات الحالة الثانية (٩ $\leq$ ن $\leq$ ٢٠) التى سبق شرحها ثم يأخذ U الصغرى ويعوض بها فى المعادلة الآتية :

$$\text{الدرجة المعيارية ذ} = \frac{U\,(\text{الصغرى}) - \frac{\text{ن}_1 \times \text{ن}_2}{٢}}{\sqrt{\frac{\text{ن}_1\,\text{ن}_2\,(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + ١)}{١٢}}}$$

وتخضــع دلالة (ذ) للقيم المعيارية (± ١,٦٤٥ ، ± ٢,٣٣) عند مستويى ٠,٠٢٥ ، ٠,٠٠٥ لدلالـــة الطـــرف الواحـــد ؛ والقيم (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدلالة الطرفين .

نلاحظ من المعادلة السابقة ما يأتى :

$$\frac{\text{ن}_1 \times \text{ن}_2}{٢} = \text{المتوسط} \quad ; \quad \sqrt{\frac{\text{ن}_1\,\text{ن}_2\,(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + ١)}{١٢}} = \text{الانحراف المعيارى (ع)}$$

$$\therefore \text{الدرجة المعيارية (ذ)} = \frac{U - \text{المتوسط}}{\text{ع}}$$

ويكتفى معظم الباحثين بمعرفة الفروق ودلالتها عند استخدام اختبار " مان – ويتنى " ، إلا أن الباحث الماهر يقوم بحساب قوة العلاقة بين المتغير المستقل (التجريبى) ، والمتغير التابع عندما تكون الفروق دالة إحصائياً ، نظراً لأنها تشير إلى وجود علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، ويمكن حساب قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع عن طريق حساب معامل الارتباط الثنائى للرتب *Rank Biserial Correlation* الذى اقترحه *Glass* من المعادلة الآتية :

$$\text{ق}_U = \frac{\text{٢ (م}_{\text{ر١}} - \text{م}_{\text{ر٢}}\text{)}}{\text{ن}_١ + \text{ن}_٢}$$

حيث أن :

ق U = قوة العلاقة (معامل الارتباط الثنائى للرتب)

م ر١ = متوسط رتب المجموعة الأولى (ن١) = $\frac{\text{مجـ ر}_١}{\text{ن}_١}$

م ر٢ = متوسط رتب المجموعة الثانية (ن٢) = $\frac{\text{مجـ ر}_٢}{\text{ن}_٢}$

ويحكم الباحث على قيمة ق U (قوية ، متوسطة ، ضعيفة) طبقاً لمحكات الحكم على قيمة معاملات الارتباط الموضحة فى الفصل الخامس .

تمرين :

طبق باحث مقياساً فى مفهوم الذات لدى الأطفال على مجموعة تجريبية وأخرى ضابطة بعد التدريب تتكون كل منها من ٩ أطفال فحصل على البيانات الآتية :

المجموعة الضابطة	٢١	٨٢	٢٦	٨٨	٥٥	٢٤	٤٦	٥٥	٣٢
المجموعة التجريبية	١٨	٩٩	٣٣	٦٢	٨٢	٩	٤٢	٣٢	٢٦

- هل توجد فروق بين درجات المجموعتين فى مفهوم الذات باستخدام اختبار " مان – ويتنى " ؟

سادساً : **اختبار ويلكوكسون للفرق بين رتب قيم مرتبطة** :

Wilcoxon – Matched Paired Signed-Ranks Test:

يستخدم الباحثون اختبار " ويلكوكسون " عندما يتعذر عليهم استخدام اختبار " ت " لمتوسطين مرتبطين (عينة واحدة) ، أى عندما يتعذر عليهم تحقيق شروط استخدام اختبار " ت " لمتوسطين مرتبطين – كما وضحنا سابقاً – ويصلح اختبار ويلكوكسون فى حالة المقارنة بين درجات المجموعة التجريبية فى القياسين القبلى والبعدى ، كما يصلح فى حساب الفروق بين درجات مجموعة من الأفراد فى اختبار ما ، ودرجات نفس المجموعة من الأفراد فى اختبار آخر ، وبصفة عامة يصلح هذا الاختبار للمجموعات المتكافئة التى يناظر كل فرد فى إحدى المجموعات فرداً آخر فى المجموعات المتكافئة ، وأطلقت " رمزية الغريب " (١٩٨٩) على هذا الاختبار اختبار الأزواج المترتبة المتماثلة ، نظراً لأن هذا الاختبار يعتمد على ترتيب الفروق بين كل زوجين من الدرجات التى يحصل عليها الفرد فى الظاهرتين موضوع البحث .

ولا يستخدم هذا الاختبار فى التصنيفات الاسمية ، أى يشترط أن تكون الدرجات فى شكل أرقام عددية ، ويستخدم اختبار " ويلكوكسون " فى حالة العينات المكونة من ٦ أفراد إلى ٥٠ فرداً ، ويتم استخدامه على النحو الآتى :

١- عندما تكون ٦ ≤ ن ≤ ٢٥ :

لتوضيح طريقة استخدام اختبار " ويلكوكسون " نعرض المثال الآتى :

مثال (٢٥) :

طبق باحث اختباراً للقلق على (١٠) طلاب من الطلاب مرتفعى القلق (قياس قبلى) ، وبعد أن استخدم معهم أسلوباً للعلاج السلوكى لتخفيف القلق لديهم ، قام بتطبيق اختبار القلق عليهم مرة ثانية (قياس بعدى) ، فحصل الباحث على البيانات الآتية :

قياس قبلى	٢٨	٤٥	٢٧	٣٣	٢٦	٣١	٣٥	٢٨	٢٦	٣٤
قياس بعدى	٢٧	٤٥	٢٤	٢٣	٣٤	٢٣	٢٩	٣٠	٣١	٢٧

لمعرفة الفروق بين درجات القياسين القبلى والبعدى نتبع الخطوات الآتية :

قياس قبلى	قياس بعدى	الفروق	الرتب	رتب الفروق الموجبة	رتب الفروق السالبة
٢٨	٢٧	١	١	١	
٤٥	٤٥	صفر			
٢٧	٢٤	٣	٣	٣	
٣٣	٢٣	١٠	٩	٩	
٢٦	٣٤	٨-	٧,٥		٧,٥
٣١	٢٣	٨	٧,٥	٧,٥	
٣٥	٢٩	٦	٥	٥	
٢٨	٣٠	٢-	٢		٢
٢٦	٣١	٥-	٤		٤
٣٤	٢٧	٧	٦	٦	
				$T_{،}$ = ٣١,٥	$T_{،}$ = ١٣,٥

(١) نضع درجات القياس القبلى والقياس البعدى فى عمودين .

(٢) نحسب الفروق بين درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى (نطرح درجات القياس البعدى من درجات القياس القبلى) ، كما هو موضح فى العمود الثالث .

(٣) نضع رتباً للفروق (بغض النظر عن الإشارات السالبة وافتراض أن الفروق مطلقة) ، فنعطى الرتبة (١) لأصغر فرق ، ثم الرتبة (٢) للفرق الذى يليه ، ... وهكذا ، وإهمال الفروق الصفرية ، كما هو موضح فى العمود الرابع .

(٤) نسجل رتب الفروق الموجبة فى العمود الخامس ومجموعها ($T_{،}$) = ٣١,٥ .

(٥) نسجل رتب الفروق السالبة فى العمود السادس ومجموعها ($T_{،}$) = ١٣,٥ .

(٦) نحدد القيمة الصغرى ($T_{،}$ أو $T_{،}$) ، ففى مثالنا $T_{،}$ هى القيمة الصغرى ، ثم نحدد عدد الأزواج (ن) ، نظراً لأن الأزواج التى لها فروق صفرية يتم استبعادها من العدد (ن) ، ففى المثال السابق عدد الأزواج (ن) = ١٠ - ١ = ٩ .

(٧) نستخرج من جدول " ويلكوكسون " قيمة T النظرية (الجدولية) المقابلة لـ (ن) = ٩ عند مستوى ٠,٠٥ ، أو مستوى ٠,٠١ لدلالة الطرفين ،

نجد أن (T = ٥ ؛ ٢) على الترتيب ، فإذا كانت T_1 الصغرى المحسوبة $\geq$ T الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدلالة الطرفين ، فهذا يدل على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى ، ففى مثالنا T_1 الصغرى = ١٣,٥ ، فهذا يدل على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى ، وبالتالى يتم قبول الفرض الصفرى " لا توجد فروق دالة إحصائياً بين درجات القلق فى القياسين القبلى والبعدى " .

١- عندما تكون (ن > ٢٥) :

عندما تكون العينة > ٢٥ فقد يقترب التوزيع من التوزيع الاعتدالى ، لذا يتم حساب الدرجة المعيارية على النحو الآتى :

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{ن (ن + ١)}}{\text{٤}}$$

$$\text{الانحراف المعيارى (ع)} = \sqrt{\frac{\text{ن (ن + ١) (٢ ن + ١)}}{\text{٢٤}}}$$

$$\text{الدرجة المعيارية (ذ)} = \frac{\text{الانحراف عن المتوسط}}{\text{ع}}$$

$$\text{الانحراف عن المتوسط} = T\text{ (الصغرى)} - \frac{\text{ن (ن + ١)}}{\text{٤}}$$

$$\boxed{\therefore \quad \text{ذ} = \frac{T\text{ (الصغرى)} - \frac{\text{ن (ن + ١)}}{\text{٤}}}{\sqrt{\frac{\text{ن (ن + ١) (٢ ن + ١)}}{\text{٢٤}}}}}$$

لذا فإنه يجب على الباحث اتباع نفس الخطوات السابقة حتى يستطيع أن يحدد القيمة الصغرى من القيمتين T_1 أو T_2 ، ثم يعوض عنها فى المعادلة السابقة ، ويقارن قيمة (ذ) المحسوبة بالقيم المعيارية (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدلالة الطرفين ؛ والقيم (± ١,٦٤٥ ، ± ٢,٣٣) لدلالة الطرف الواحد (٠,٠٢٥ ، ٠,٠٠٥) .

ولما كانت الفروق الدالة إحصائياً تدل على وجود علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، لذا يجب على الباحث أن يحسب قوة هذه العلاقة بين المتغيرين ، فعندما يستخدم الباحث اختبار " ويلكوكسن " في معرفة الفروق وكانت الفروق دالة إحصائياً فإنه يستطيع أن يحسب قوة العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع باستخدام معامل الارتباط الثنائي لرتب الأزواج المرتبطة ***Matched-Pairs Rank Biserial Correlation*** الذي يتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$\text{قوة العلاقة } (ق_T) = \frac{4\,T_1}{ن\,(ن-1)} - 1$$

حيث أن :

T_1 = مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة

ن = عدد أزواج الدرجات

وقد تكون قيمة $ق_T$ سالبة ، فهذا يدل على أن مجموع الرتب ذات الإشارات السالبة > مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة ($T_2 > T_1$) .

تمرين :

طبق باحث مقياس السيطرة على مجموعة من الأفراد المتزوجين ، فحصل على البيانات الآتية :

الزوج	٢٥	٩	١٧	٨	١-	١٥	١٤	٨	٦
الزوجة	١٨	١٤	١٦	٣	١٣-	١٠	١١	٣-	صفر

المطلوب : حساب دلالة الفروق باستخدام اختبار ويلكوكسن .

سابعاً : اختبار الوسيط *The Median Test*

يُستخدم اختبار الوسيط فى المقارنة بين وسيطى مجموعتين مستقلتين لاختبار الفرض الصفرى ، عندما يتعذر على الباحث استخدام اختبار " ت " لعينتين مستقلتين ، وتقوم فكرته على حساب وسيط درجات المجموعتين معاً والذى يتم حسابه عن طريق ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ، فإذا كان عدد الدرجات ($ن_١ + ن_٢ = ن$) فردياً ، فتكون الدرجة التى تقع فى منتصف الدرجات المرتبة تصاعدياً أو تنازليا هى قيمة الوسيط ورتبتها = [(ن + ١) ÷ ٢] ، أما إذا كان عدد الدرجات ($ن_١ + ن_٢ = ن$) زوجياً ، فيكون متوسط الدرجتين اللتين تقعان فى المنتصف (رتبة كل منهما = ن ÷ ٢) هى قيمة الوسيط ، ثم يقوم الباحث بوضع إشارات موجبة (+) أمام كل درجة أكبر من الوسيط (أعلى من الوسيط) ، ووضع إشارات سالبة (-) أمام كل درجة تساوى أو أدنى من الوسيط (أقل من الوسيط) ، ثم يحسب الباحث عدد الإشارات الموجبة والسالبة لكل مجموعة من المجموعتين ، ثم يقوم بتكوين الجدول المزدوج على النحو الآتى :

المجموعة	+	-	المجموع
الأولى	أ	ب	أ + ب
الثانية	جـ	د	جـ + د
المجموع	أ + جـ	ب + د	ن

حيث أن :

أ + جـ = عدد الإشارات الموجبة للمجموعتين ($ن_١ + ن_٢$)

ب + د = عدد الإشارات السالبة للمجموعتين ($ن_١ + ن_٢$)

ن =مجموع أفراد المجموعتين ($ن_١ + ن_٢$)

أ + ب = مجموع الإشارات الموجبة والسالبة للمجموعة الأولى ($ن_١$)

جـ + د = مجموع الإشارات الموجبة والسالبة للمجموعة الثانية ($ن_٢$)

يقوم الباحث بحساب ($كا^٢$) من المعادلة الآتية :

$$كا^٢ = \frac{ن (أ د - ب جـ)^٢}{(أ + ب) (جـ + د) (أ + جـ) (ب + د)}$$

وفى حالة وجود تكرارات فى الجدول المزدوج أقل من خمسة نطبق المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتى :

$$(\text{كا}^{٢}) = \frac{\text{ن} \left(\text{أ د} - \text{ب جـ} - \frac{\text{ن}}{٢} \right)^{٢}}{(\text{أ} + \text{ب})\,(\text{جـ} + \text{د})\,(\text{أ} + \text{جـ})\,(\text{ب} + \text{د})}$$

ويتم حساب درجات الحرية = (عدد الأعمدة – ١) (عدد الصفوف – ١) ، أى أن درجات الحرية فى هذه الحالة تساوى واحد ، ويكشف فى جدول (كا^{٢}) عن القيمة النظرية (كا^{٢} الجدولية) المقابلة لدرجات حرية (١) ، فإذا كانت (كا^{٢}) المحسوبة $\leq$ (كا^{٢}) الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ فهذا يدل على وجود فروق دالة إحصائياً بين وسيطى درجات المجموعتين ، لصالح المجموعة ذات الوسيط الأكبر ، وبالتالى يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل . أما إذا كانت (كا^{٢}) المحسوبة > (كا^{٢}) الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ (أدنى مستوى للدلالة) ، فيتم فى هذه الحالة قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل .

مثال (٢٦) :

طبق باحث اختباراً فى التحصيل على مجموعتين من التلاميذ فحصل على الدرجات الآتية مرتبة من الأدنى إلى الأعلى .

المجموعة الأولى	١٠	١٠	١٠	١٢	١٥	١٧	١٧	١٩	٢٠	٢٢	٢٥	٢٦
المجموعة الثانية	٦	٧	٨	٨	١٢	١٦	١٩	١٩	٢٢	--	--	--

المطلوب : حساب الفروق بين وسيطى درجات المجموعتين .

خطوات الحل :

(١) نعيد ترتيب درجات مجموعتى التلاميذ تنازليا أو تصاعدياً ، وبالتالى نجد أن قيمة الوسيط = ١٦ (الدرجة التى تقع فى منتصف التوزيع ، وترتيبها فى التوزيع التصاعدى أو التنازلى = ١١) .

(٢) إشارات المجموعة الأولى هى : – ، – ، – ، – ، – ، – ، + ، + ، + ، + ، + ، + ، + .

(٣) إشارات المجموعة الثانية هى : – ، – ، – ، – ، – ، – ، + ، + ، + .

(٤) نعد الجدول المزدوج (٢ × ٢) على النحو الآتى :

المجموعة	+	−	المجموع
الأولى	٧	٥	١٢
الثانية	٣	٦	٩
المجموع	١٠	١١	٢١

نلاحظ من الجدول السابق وجود تكرار < من ٥ فى خانة الإشارات الموجبة للمجموعة الثانية ، ومن هنا نستخدم معادلة (كا^{٢}) المصححة على النحو الآتى :

$$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن} \left(|\text{أ د} - \text{ب جـ}| - \frac{\text{ن}}{٢} \right)^{٢}}{(\text{أ} + \text{ب})(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ} + \text{جـ})(\text{ب} + \text{د})}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{٢١ \left(|٧ \times ٦ - ٥ \times ٣| - \frac{٢١}{٢} \right)^{٢}}{١٢ \times ٩ \times ١٠ \times ١١}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{٢١ \, (١٦,٥)^{٢}}{١١٨٨٠} = ٠,٤٨$$

(كا^{٢}) الجدولية المقابلة لدرجات حرية (١) = ٣,٨٤ عند مستوى ٠,٠٥ .

∴ (كا^{٢}) المحسوبة (٠,٤٨) غير دالة إحصائياً ، وبالتالى يتم قبول الفرض الصفرى (تطابق توزيعى الأصل للمجموعتين) ، ورفض الفرض البديل .

ثامناً : اختبار الإشارة : Sign Test

يســتخدم اختــبار الإشارة كبديل لابارامترى فى حالة عدم تمكن الباحث من اســتخدام اختبار " ت " لمتوسطين مرتبطين ، أى أن اختبار الإشارة يستخدم فى حالة عينتين مرتبطتين ، ويتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$ذ = \frac{ق - ١}{\sqrt{ن}}$$

حيث أن :

ق = الفرق بين عدد الإشارات الموجبة والسالبة .

ن = عدد أفراد العينة مستبعداً منها عدد الحالات التى تحصل على فروق صفرية

مثال (٢٧) :

احسب دلالة الفروق بين درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى لعدد عشرة تلاميذ فى اختبار الحساب من البيانات الآتية :

القياس القبلى	٧	٣	٧	٥	٨	٤	٥	٢	٣	٦
القياس البعدى	١٠	٥	٦	٧	١٠	٦	٧	٨	٦	٥

خطوات الحل :

(١) نسجل درجات القياس القبلى ودرجات القياس البعدى فى عمودين .

(٢) نحسب الفروق بين درجات القياسين القبلى والبعدى (نطرح درجات القياس الــبعدى مــن درجات القياس القبلى) ، ونسجل فقط إشارة الفرق موجبة أو سالبة – ولا يهمنا قيمة الفرق – فى عمود ثالث .

(٣) نحســب عــدد الإشــارات الموجبة وعدد الإشارات السالبة ، ونحسب الفرق بينهم لنحصل على قيمة (ق) .

(٤) نستبعد عدد الحالات ذات الفروق الصفرية (إن وجدت) من العدد (ن) .

(٥) نحســب قيمة (ذ) ، ونستخدم قيم النسبة الحرجة (± ١,٩٦ ، ± ٢,٥٨) عــند مســتويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ لدلالــة الطرفين ، أو القيم (± ١,٦٤٥ ، ± ٢,٣٣) عــند مســتويى ٠,٠٢٥ ، ٠,٠٠٥ لدلالة الطرف الواحد للحكم على دلالة قيمة (ذ) المحسوبة ، كما هو فى الجدول الآتى :

القياس القبلى	القياس البعدى	إشارات الفروق
٧	١٠	−
٣	٥	−
٧	٦	+
٥	٧	−
٨	١٠	−
٤	٦	−
٥	٧	−
٢	٨	−
٣	٦	−
٦	٥	+

عدد الإشارات الموجبة = ٢ ، عدد الإشارات السالبة = ٨

∴ ق = ٨ − ٢ = ٦

$$ذ = \frac{٦ - ١}{\sqrt{١٠}} = \frac{٥}{\sqrt{١٠}} = ١,٥٨$$

∴ قيمة ذ (١,٥٨) < القيمة الجدولية لدلالة الطرفين والطرف الواحد عند مستويى ٠,٠٥ ؛ ٠,٠٢٥ ، بالتالى يتم قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل .

مثال (٢٨) :

حصـــل عشـــرة تلامـــيذ فـــى اختبارى الجبر والهندسة على الدرجات الآتية :

الجبر	١٩	١٩	٢٦	١٥	١٨	٣٠	١٧	٣٠	٢٦	٢٨
الهندسة	١٤	١٩	٣٠	٧	١٣	٢٠	١٧	٢٩	١٨	٢١

المطلوب : اختبار دلالة الفروق بين الدرجات .

خطوات الحل :

الجبر	الهندسة	إشارات الفروق
١٩	١٤	+
١٩	١٩	صفر
٢٦	٣٠	–
١٥	٧	+
١٨	١٣	+
٣٠	٢٠	+
١٧	١٧	صفر
٣٠	٢٩	+
٢٦	١٨	+
٢٨	٢١	+

عدد الإشارات الموجبة = ٧ ؛ عدد الإشارات السالبة = ١

عدد الفروق الصفرية = ٢

ق = ٧ – ١ = ٦

ن = عدد أفراد العينة – عدد الفروق الصفرية

ن = ١٠ – ٢ = ٨

$$ذ = \frac{٦ - ١}{\sqrt{٨}} = \frac{٥}{\sqrt{٨}} = ١,٧٧$$

∴ قيمة (ذ) دالة عند مستوى ٠,٠٥ لدلالة الطرف الواحد ، فإذا كان هذا المستوى من الدلالة مقبولاً لدى الباحث فإنه يرفض الفرض الصفرى ويقبل الفرض البديل .

تاسعاً : **اختبار كروسكال – واليز** : ***The Kruskal – Wallis Test:***

يستخدم الباحث اختبار كروسكال – واليز عندما يتعذر عليه استخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه البارامترى ، أى عندما لا تتحقق شروط استخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه (الاعتدالية ، تجانس تباين العينات مع المجتمعات المسحوبة منها ، واستقلالية العينات ، وغيرها) ، ويستخدم اختبار كروسكال – واليز فى المقارنة بين عدة عينات مستقلة بحيث تكون البيانات رتبية ، أو يمكن تحويلها إلى رتب ، ويُعد هذا الاختبار توسيعاً لاختبار ويلكوكسن إلى أى عدد من المجموعات المستقلة (أكثر من مجموعتين) ، ويعتمد على الفرض الصفرى " أى العينات المستقلة (ك) مشتقة من نفس الأصل الإحصائى " ، بمعنى أن العينات تنتمى إلى مجتمعات متشابهة ، ويعتمد هذا الاختبار على رتب الأفراد فى المجموعات ، أى يتم دمج درجات المجموعات (ك) معاً باعتبارها مجموعة واحدة ، ثم وضع رتبة لكل درجة ، بحيث أصغر درجة تأخذ الرتبة (١) ، ثم الدرجة التى تليها تأخذ الرتبة (٢) وهكذا ، فإذا كان الفرض الصفرى صحيحاً يكون متوسط الرتب (متوسط رتب المجموعات المدمجة باعتبارها مجموعة واحدة) ، مساوياً لمتوسطات رتب المجموعات الأخرى ، ثم نحسب مجموع رتب كل مجموعة : مجموع رتب المجموعة الأولى ($ن_١$) = $مجـ ر_١$ ، مجموع رتب المجموعة الثانية ($ن_٢$) = $مجـ ر_٢$ ، مجموع رتب المجموعة الثالثة ($ن_٣$) = $مجـ ر_٣$ ، وهكذا . ثم نحسب القيم الآتية :

$$م_١ = \frac{(مجـ ر_١)^٢}{ن_١}$$

$$م_٢ = \frac{(مجـ ر_٢)^٢}{ن_٢}$$

$$م_٣ = \frac{(مجـ ر_٣)^٢}{ن_٣} \quad .... \text{وهكذا}$$

ثم نعوض فى المعادلة الآتية :

$$\text{هـ} = \frac{\text{١٢} \times \text{مجـ م}}{\text{ن}\,(\text{ن} + \text{١})} - \text{٣}\,(\text{ن} + \text{١})$$

حيث أن :

$$\text{مجـ م} = \text{م}_{١} + \text{م}_{٢} + \text{م}_{٣} + \dots + \text{م}_{ى}$$

$$= \frac{(\text{مجـ ر}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{(\text{مجـ ر}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢}} + \frac{(\text{مجـ ر}_{٣})^{٢}}{\text{ن}_{٣}} + \dots\dots + \frac{(\text{مجـ ر}_{ى})^{٢}}{\text{ن}_{ى}}$$

$$\text{ن} = \text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢} + \text{ن}_{٣} + \dots\dots + \text{ن}_{ى}$$

ثـم نقـارن قيمة هـ المحسوبة بقيمة كا^{٢} الجدولية المقابلة لدرجات حرية = عدد المجموعات – ١

وعندما توجد رتب مكررة فإنه يمكن التعويض فى المعادلة الآتية :

$$\text{هـ} = \frac{\dfrac{\text{١٢} \times \text{مجـ م}}{\text{ن}\,(\text{ن} + \text{١})} - \text{٣}\,(\text{ن} + \text{١})}{\text{١} - \dfrac{\text{مجـ ت}}{(\text{ن}^{٣} - \text{ن})}}$$

حيث أن :

$$\left[\,\text{١} - \frac{\text{مجـ ت}}{(\text{ن}^{٣} - \text{ن})}\,\right] = \text{معامل التصحيح}$$

$$\text{مجـ ت} = [\,(\text{ت}_{١}^{٣} - \text{ت}_{١}) + (\text{ت}_{٢}^{٣} - \text{ت}_{٢}) + (\text{ت}_{٣}^{٣} - \text{ت}_{٣}) + \dots\dots\,]$$

$\text{ت}_{١}$ = عدد التكرارات المتشابهة فى المجموعة الأولى ($\text{ن}_{١}$)

$\text{ت}_{٢}$ = عدد التكرارات المتشابهة فى المجموعة الثانية ($\text{ن}_{٢}$)

$\text{ت}_{٣}$ = عدد التكرارات المتشابهة فى المجموعة الثالثة ($\text{ن}_{٣}$)

مثال (٢٩) :

طـبق باحـث اختباراً فى التحصيل على ثلاث مجموعات من التلاميذ فحصل على الدرجات الآتية :

مجموعة (١)	٣	٧	١١	١٦	٢٢	٢٩	٣١	٣٦	--
مجموعة (٢)	٣	٤	٧	١٨	١٩	٣٢	--	--	--
مجموعة (٣)	٢٢	٣٨	٤٦	٤٧	٤٧	٥٠	٥٣	٥٤	٥٦

المطلوب : حساب الفروق بين درجات المجموعات الثلاث .

خطوات الحـــل :

المجموعة (١)	$ر_1$	المجموعة (٢)	$ر_2$	المجموعة (٣)	$ر_3$
٣	١,٥	٣	١,٥	٢٢	١٠,٥
٧	٤,٥	٤	٣	٣٨	١٦
١١	٦	٧	٤,٥	٤٦	١٧
١٦	٧	١٨	٨	٤٧	١٨,٥
٢٢	١٠,٥	١٩	٩	٤٧	١٨,٥
٢٩	١٢	٣٢	١٤	٥٠	٢٠
٣١	١٣	—	—	٥٣	٢١
٣٦	١٥	—	—	٥٤	٢٢
—	—	—	—	٥٦	٢٣
$ن_1$ = ٨	مجـ $ر_1$ = ٦٩,٥	$ن_2$ = ٦	مجـ $ر_2$ = ٤٠	$ن_3$ = ٩	مجـ $ر_3$ = ١٦٦,٥

(١) $ن_1$ = ٨ ، $ن_2$ = ٦

$ن_3$ = ٩ ؛ ن (الكلية) = ٢٣

(٢) نحسب كل من :

$$م_1 = \frac{(\text{مجـ } ر_1)^2}{ن_1} = \frac{(٦٩,٥)^2}{٨} = ٦٠٣,٧٨$$

$$م_2 = \frac{(\text{مجـ } ر_2)^2}{ن_2} = \frac{(٤٠)^2}{٦} = ٢٦٦,٦٧$$

$$م_3 = \frac{(\text{مجـ } ر_3)^2}{ن_3} = \frac{(١٦٦,٥)^2}{٩} = ٣٠٨٠,٢٥$$

(٣) نحسب مجـ م = مجـ ($م_1 + م_2 + م_3$) = ٣٩٥٠,٧٠

(٤) نحسب عدد مجموعات القيم المتساوية (مجـ ت) = ($ت_1^3 - ت_1$)

= $٢^٣$ − ٢ = ٨ − ٢ = ٦

(٥) نحسب :

$$هـ = \frac{\frac{١٢ \times ٣٩٥٠,٧}{٢٣ \times ٢٤} - ٣ \times ٢٤}{١ - \frac{٦}{(٢٣)^٢ - ٢٣}}$$

$$هـ = \frac{٨٥,٨٨ - ٧٢}{١ - \frac{٦}{١٢١٤٤}} = ١٣,٨٨$$

وبالكشف عن دلالة هـ (١٣,٨٨) فى جدول قيم $كا^٢$ المقابلة لدرجات حرية (٢) نجد أنها دالة عند مستوى ٠,٠١ ($كا^٢$ الجدولية = ١١,٣٤) ، وهذا يؤدى إلى رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

عاشراً : اختبار فريدمان لتحليل التباين فى اتجاهين بواسطة الرتب :

Fridman two – way ANOVA by Ranks Test:

ابتكر " فريدمان " أسلوباً إحصائياً لاختبار دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين ، أو بين مجموعات متشابهة من الأفراد (*Matched Groups* المتجانسين فى بعض المتغيرات مثل : العمر ، الذكاء ، المستوى الاجتماعى والاقتصادى ، ... وغيرها) ، ويستخدم أيضاً فى التجارب التى يتم فيها إعادة القياس عدداً من المرات على نفس المجموعة ، ويعتمد اختبار " فريدمان " على افتراض أن مجموعات القيم المرتبطة تأتى من مجتمعات متشابهة (الفرض الصفرى) ، باستخدام البيانات الرتبية بدلاً من بيانات النسبة أو المسافة ، وفى هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب الأفراد أنفسهم فى عدد من الشروط التجريبية المختلفة .

مثال (٣٠) :

فيما يلى درجات ثمانية تلاميذ فى التذكر ، والمطلوب حساب دلالة الفروق بين الدرجات .

التلاميذ (ن)	القيـــــــاس			
	الأول	الثانى	الثالث	الرابع
١	٧	٧	٤	٣
٢	٨	٨	٥	٦
٣	٩	٧	٤	٣
٤	٨	٦	٣	٣
٥	١٠	٥	٢	١
٦	١٠	٦	٣	٢
٧	٩	٥	٤	٢
٨	١١	٦	٣	٢

خطوات الحل :

(١) نُعـد جـدولاً يتم فيه ترتيب درجات كل صف على حده ، بحيث أصغر درجة تـأخذ الرتـبة (١) ، والدرجـة التى تليها تأخذ الرتبة (٢) ، وهكذا كما هو موضح فى الجدول الآتى :

ن	رتب القيـــــاس			
	الأول	الثانى	الثالث	الرابع
١	٣,٥	٣,٥	٢	١
٢	٣,٥	٣,٥	١	٢
٣	٤	٣	٢	١
٤	٤	٣	١,٥	١,٥
٥	٤	٣	٢	١
٦	٤	٣	٢	١
٧	٤	٣	٢	١
٨	٤	٣	٢	١
مجـ	$ر ع_١ = ٣١$	$ر ع_٢ = ٢٥$	$ر ع_٣ = ١٤,٥$	$ر ع_٤ = ٩,٥$

(٢) نجمـــع رتب كل عمود (ر $ع_١$ = ٣١,٥ ، ر $ع_٢$ = ٢٥ ، ر $ع_٣$ = ١٤,٥ ، ر $ع_٤$ = ٩,٥) .

(٣) نحسب متوسط مجاميع الرتب ($م_ع$) من المعادلة الآتية :

$$م_ع = \frac{\text{مجموع رتب الأعمدة}}{\text{عـدد الأعمـدة}}$$

$$م_ع = \frac{٣١ + ٢٥ + ١٤,٥ + ٩,٥}{٤} = ٢٠$$

(٤) نحســـب مجموع مربعات انحراف مجموع رتب كل عمود عن متوسط الرتب ($م_ع$) وليكن س :

$$س = مجـــ [(مجـــ ر ع_١ - م_ع)^٢ + (مجـــ ر ع_٢ - م_ع)^٢ + (مجـــ ر ع_٣ - م_ع)^٢ + (مجـــ ر ع_٤ - م_ع)^٢]$$

$$= (٣١ - ٢٠)^٢ + (٢٥ - ٢٠)^٢ + (١٤,٥ - ٢٠)^٢ + (٩,٥ - ٢٠)^٢$$

$$= ٢٨٦,٥$$

(٥) نختـــبر الفـــرض الصـــفرى على أساس أن مجاميع رتب الأعمدة (القياسات المختلفة) متساوية ، أى أن قيمة (س) = صفر ، من المعادلة الآتية :

$$كا^٢ = \frac{١٢ \times س}{ن \times ع (ع + ١)}$$

درجات الحرية = ع − ١

حيث أن :

ن = عدد التلاميذ أو عدد الصفوف

ع = عدد الأعمدة أو عدد البدائل أو عدد الاختيارات

$$كا^٢ = \frac{١٢ \times ٢٨٦,٥}{٨ \times ٤ \times ٥} = \frac{٣٤٣٨}{١٦٠} = ٢١,٤٩$$

(٦) نقـــارن قـــيمة (كـــا^٢) المحســـوبة (٢١,٤٩) بقيمة (كا^٢) الجدولية المقابلة لدرجـــات حرية (٤ − ١ = ٣) عند مستويات ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ ،

فـإذا كانت (كا^2) المحسوبة $\geq$ (كا^2) الجدولية عند أى مستوى من مستويات الدلالـة السـابقة نـرفض الفـرض الصـفرى ، ونقبل الفرض البديل بأن المجموعـات الأربع لا تنتمى إلى مجتمعات متشابهة بسبب وجود فروق دالة إحصائياً بينها .

∵ (كـا^2) الجدولـية المقابلـة لدرجـات حـرية (٣) = ١٦,٢٧ عـند مستوى ٠,٠٠١ .

∴ (كا^2) المحسوبة > (كا^2) الجدولية ، وبالتالى يتم رفض الفرض الصفرى .

ويمكن تبسيط المعادلة السابقة على النحو الآتى :

$$كا^2 = \frac{١٢}{ن \times ع (ع + ١)} \times مجـ ر^2_ع - ٣ن (ع + ١)$$

حيث أن :

مجـ ر$^2_ع$ = مربع مجموع رتب كل عمود .

ويمكن تطبيق هذه المعادلة على مثالنا السابق على النحو الآتى :

$$كا^2 = \frac{١٢}{٨ \times ٤ \times ٥} \times [(٣١)^2 + (٢٥)^2 + (١٤,٥)^2 + (٩,٥)^2] - ٣ \times ٨ \times ٥$$

$$كا^2 = \frac{١٢}{١٦٠} \times [(٩٦١ + ٦٢٥ + ٢١٠,٢٥ + ٩٠,٢٥) - ١٢٠$$

$$كا^2 = ١٤١,٥ - ١٢٠ = ٢١,٥$$

وهى نفس القيمة التى حصلنا عليها سابقاً .

مثال (٣١) :

أجـرى باحـث تجـربة تضـمنت أربعة أنواع من طرائق التدريس (التعلم الـتعاونى ، النمذجة ، الإلقاء ، لعب الدور) على ثلاث مجموعات من التلاميذ ، وكل مجموعة تتكون من أربعة تلاميذ متجانسين ، وتعرضت كل مجموعة للأنواع الأربعة من طرائق التدريس السابقة وحصل الباحث على البيانات الآتية :

الطريقة / المجموعات	التعاونى (١)	النمذجة (٢)	الإلقاء (٣)	لعب الدور (٤)
الأولى	٨	٨	٣	٦
الثانية	٩	٧	٢	٨
الثالثة	٩	٨	٤	٧

المطلوب : المقارنة بين درجات مجموعات التلاميذ فى طرائق التدريس الأربعة

خطوات الحل :

(١) نكون جدول الرتب على النحو الآتى :

الطريقة / المجموعات	التعاونى (١)	النمذجة (٢)	الإلقاء (٣)	لعب الدور (٤)
الأولى	٣,٥	٣,٥	١	٢
الثانية	٤	٢	١	٣
الثالثة	٤	٣	١	٢
المجموع	١١,٥	٨,٥	٣	٧

(٢) متوسط مجاميع رتب الأعمدة (م ع) = $\frac{\text{١١,٥ + ٨,٥ + ٣ + ٧}}{\text{٤}}$

$= \frac{\text{٣٠}}{\text{٤}} = \text{٧,٥}$

(٣) نحسب س :

س = $(\text{١١,٥}-\text{٧,٥})^{٢} + (\text{٨,٥}-\text{٧,٥})^{٢} + (\text{٣}-\text{٧,٥})^{٢} + (\text{٧}-\text{٧,٥})^{٢}$

$= (\text{٤})^{٢} + (\text{١})^{٢} + (-\text{٤,٥})^{٢} + (-\text{٠,٥})^{٢}$

= ١٦ + ١ + ٢٠,٢٥ + ٠,٢٥ = ٣٧,٥

(٤) نحسب كا^{٢} :

كا^{٢} = $\frac{\text{١٢ × س}}{\text{ن × ع (ع + ١)}} = \frac{\text{١٢ × ٣٧,٥}}{\text{٣ × ٤ × ٥}}$

كا^{٢} = $\frac{\text{٤٥٠}}{\text{٦٠}}$ = ٧,٥

ويمكن تطبيق المعادلة :

$$كا^{٢} = \frac{١٢}{ن \times ع\,(ع + ١)} \times مجـ ر^{٢}_{ع} - ٣ن\,(ع + ١)$$

$$كا^{٢} = \frac{١٢}{٣ \times ٤ \times ٥} \times [(١١,٥)^{٢} + (٨,٥)^{٢} + (٣)^{٢} + (٧)^{٢}] - (٣ \times ٣ \times ٥)$$

$$كا^{٢} = \frac{١٢}{٦٠} \times (٢٦٢,٥) - ٤٥ = ٥٢,٥ - ٤٥ = ٧,٥$$

(٥) درجات الحرية = عدد المجموعات (الصفوف) – ١ = ٢

($كا^{٢}$) الجدولية المقابلة لدرجات حرية (٢) عند مستوى ٠,٠٥ = ٥,٩٩ .

∴ ($كا^{٢}$) المحسوبة > ($كا^{٢}$) الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى يمكن القول أنه توجد فروق دالة إحصائياً بين رتب درجات مجموعات التلاميذ الثلاث فى طرائق التدريس الأربعة ، أى نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل .

(٦) لمعرفة اتجاه دلالة الفروق نستخدم المقارنة المتعددة المتوسطات بين كل مجموعتين على حده فى حالة البيانات الرتبية ومنها اختبار الإشارة الذى سبق عرضه .

تمرين :

استخدم اختبار فريدمان لتحليل الفروق بين مجموعات القيم الآتية :

التلاميذ	المجموعات			
	(١)	(٢)	(٣)	(٤)
١	٥	٩	٤	١
٢	٦	٨	٧	٢
٣	٩	١٠	٨	٧
٤	٥	١٠	٤	٢
٥	٨	٦	٤	١
٦	١٠	٨	٧	٥
٧	١٤	١٢	١٣	١٠

الحادى عشر : اختبار كوكران *Cochran Q Test*

اقــترح " كوكران " *Cochran* عام ١٩٥٠ اختباراً يصلح للاستخدام فى حالة حصــول الباحــث على بيانات اسمية من معالجات متعددة ، أو قياسات متكررة على مجموعــات مرتــبطة (غــير مســتقلة) ، أو مجموعــة واحدة من الأفراد ، بحيث تــأخذ التصــنيفات الدرجــة (١ ، صفر) مثل : (ناجح ، راسب) ، يأخذ " ناجح " الدرجة (١) ، ويأخذ " راسب " الدرجة (صفر) ، وهكذا . وأطلق عليه مسمى " اختبار كيو " *Q Test* ، ويتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$\text{كيو} = \frac{\text{ك}(\text{ك}-1) \times \text{مجـ}\left[(\text{مجـ س}_1 - \bar{\text{م}})^2 + (\text{مجـ س}_2 - \bar{\text{م}})^2 + \dots + (\text{مجـ س}_{\text{ك}} - \bar{\text{م}})^2\right]}{\text{ك}\,(\text{مجـ س}) - \text{مجـ س}^2}$$

درجات الحرية = ك −١

حيث أن :

ك = عدد المعالجات

مجـ س_1 = مجموع درجات المعالجة الأولى

مجـ س_2 = مجموع درجات المعالجة الثانية

$\text{مجـ س}_{\text{ك}}$ = مجموع درجات المعالجة الأخيرة (ك)

مجـ س = مجموع درجات المعالجات (ك)

$= \text{مجـ س}_1 + \text{مجـ س}_2 + \dots + \text{مجـ س}_{\text{ك}}$

مجـ س^2 = مجموع مربعات درجات المعالجات

ويــتم اختــبار دلالــة (كيو) من جدول (كا^2) بدرجات حرية = ك − ١ ، فإذا كانــت قــيمة (كــيو) المحسوبة ≤ قيمة (كا^2) الجدولية عند مستوى دلالة معين (α) فهــذا يــدل على وجود فروق دالة بين المعالجات المختلفة ، وبالتالى يرفض الباحث الفرض الصفرى ، ويقبل الفرض البديل .

مثال (٣٢) :

طــبق باحــث ثلاثــة بــرامج مختلفة لحب الاستطلاع على ثلاث مجموعات مــن التلامــيذ كــل مجموعة مكونة من ١١ تلميذاً (المجموعات الثلاث متماثلة) ، وبعــد انــتهاء الــتجربة طــبق الباحث مقياساً لحب الاستطلاع فحصل على البيانات الآتية :

المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة
١	صفر	١
١	١	١
صفر	صفر	١
صفر	صفر	١
١	صفر	١
١	١	١
١	١	١
صفر	صفر	١
صفر	صفر	صفر
١	صفر	١
١	١	صفر

وأراد الباحث أن يختبر الفرض الصفرى : " لا يختلف حب الاستطلاع لدى التلاميذ باختلاف نوع البرنامج المستخدم " .

خطوات الحل :

(١) نعيد تكوين الجدول السابق على النحو الآتى :

المجموعة الأولى (س١)	المجموعة الثانية (س٢)	المجموعة الثالثة (س٣)	المجموع (س)	مربع المجموع (س٢)
١	صفر	١	٢	٤
١	١	١	٣	٩
صفر	صفر	١	١	١
صفر	صفر	١	١	١
١	صفر	١	٢	٤
١	١	١	٣	٩
١	١	١	٣	٩
صفر	صفر	١	١	١
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
١	صفر	١	٢	٤
١	١	صفر	٢	٤
مجـ س١ = ٧	مجـ س٢ = ٤	مجـ س٣ = ٩	مجـ س = ٢٠	مجـ س٢ = ٤٦

(٢) نحسب متوسط درجات المعالجات (مَ) :

$$م = \frac{٧ + ٤ + ٩}{٣} = \frac{٢٠}{٣} = ٦,٦٧$$

(٣) نحسب قيمة (كيو) من البيانات السابقة على النحو الآتى :

$$كيو = \frac{٣ \ (٣ - ١) \times مجـ \ [\ (٧-٦,٦٧)^٢ + (٤-٦,٦٧)^٢ + (٩-٦,٦٧)^٢}{٣ \times ٢٠ - ٤٦}$$

$$كيو = \frac{٦ \times مجـ \ [\ (٠,٣٣)^٢ + (-٢,٦٧)^٢ + (٢,٣٣)^٢}{٦٠ - ٤٦}$$

$$كيو = \frac{٦ \times ١٢,٦٦٧}{١٤} = \frac{٧٦,٠٠٢}{١٤} = ٥,٤٢٩$$

(٤) درجات الحرية = ك – ١ = ٣ – ١ = ٢

(٥) نحسب قيمة ($كا^٢$) الجدولية المقابلة لدرجات حرية (٢) ، عند مستوى ٠,٠٥ نجدها مساوية ٥,٩٩ ، وعند مستوى ٠,٠١ = ٩,٢١ .

∴ قيمة كيو المحسوبة (٥,٤٢٩) < قيمة ($كا^٢$) الجدولية (٥,٩٩) عند أدنى مستوى للدلالة (٠,٠٥) ، وبالتالى يقرر الباحث أن حب الاستطلاع لدى التلاميذ لا يختلف باختلاف نوع البرنامج المستخدم ، أى أن الباحث يقبل الفرض الصفرى ويرفض الفرض البديل .

الفصل الخامس

اختبار الفروض الإرتباطية بالإحصاء البارامترى

الفصل الخامس

اختبار الفروض الإرتباطية بالإحصاء البارامترى

مقدمة :

تشير معاملات الارتباط إلى مقدار التغير الاقترانى بين ظاهرتين ، ويتم استخدام معاملات الارتباط البارامترية (معامل ارتباط بيرسون ، معامل الارتباط الثنائى ، معامل الارتباط الثنائى الأصيل ، معامل الارتباط الجزئى ، معامل الارتباط المتعدد ، .... ، وغيرها) ، فى اختبار صحة الفروض الارتباطية (العلاقية) ، سواء كانت فروضاً صفرية ، أو فروضاً مباشرة تقريرية (فروض موجهة أو فروض غير موجهة) فى حالة تحقيق التوزيع الإعتدالى لدرجات العينات ، وتجانس التباين ، وخطية العلاقة (متغيرات متصلة) ، وغيرها من الشروط .

وقيمة معامل الارتباط تشير إلى درجة العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة ، وليس إلى تفسير هذه العلاقة ، بمعنى أن الباحث يجد صعوبة فى تفسير الفروض الارتباطية ، لأنه لا ينبغى استنتاج وجود علاقة عليّة بين المتغيرين المرتبطين ، فوجود معامل ارتباط مرتفع بين متغيرين (س ، ص) ، لا يعنى أن المتغير (س) سبب فى وجود المتغير (ص) ، أو العكس نظراً لأن هذين المتغيرين ارتبطا ببعضهما لأنهما معاً نتيجة لمتغير ثالث ، ومثال لذلك إذا كانت لدينا عينة من الأطفال تقع أعمارهم فى مدى معين ، فقد ترتبط قياسات ذكائهم مع قياسات السلوك الحركى لديهم ، ليس لأن السلوك الحركى يرتبط عادة بالذكاء ، ولكن لأن كلاً من المتغيرين يرتبطان بالعمر ، فالخطأ الشائع الذى يقع فيه بعض الباحثين هو تفسير معاملات الارتباط على أنها علاقات سببية (علاقة العلة بالمعلول) ، فالفروض الارتباطية التى تتناول العلاقات بين المتغيرات لا تحدد علاقة العلة بالمعلول ، أى لا يمكن استنتاج علاقة سببية بين متغيرين عن طريق وجود ارتباط دال إحصائياً أو وجود فروق دالة إحصائياً بين المجموعات ، وتوجد بعض الأساليب الإحصائية التى تفسر العلاقات السببية منها تحليل المسار وتحليل التغاير.

وتتراوح قيمة معامل الارتباط فيما بين +١ ، -١ ، فالعلاقة الموجبة تعنى وجود تغير اقترانى إيجابى بين المتغير المستقل والمتغير التابع (علاقة طردية) ، بينما العلاقة السالبة تدل على وجود تغير اقترانى سلبى بين المتغير المستقل والمتغير

التابع (علاقة عكسية) ، وإذا كانت قيمة معامل الارتباط تساوى صفراً ، أو تقترب من الصفر ، أو كانت صغيرة جداً بحيث تكون غير دالة إحصائياً ، فهذا يدل على عدم وجود علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، ونحب أن نؤكد على أن قيمة معامل الارتباط غير الدالة إحصائياً تُعامل فى تفسير النتائج على أنها لا توجد علاقة بين الظاهرتين موضوع الدراسة .

ويعتمد التحليل العاملى ومعاملات الانحدار على معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة ، كما تفيد معاملات الارتباط فى حساب ثبات وصدق أدوات القياس فى العلوم السلوكية والاجتماعية ، وتحديد قوة الارتباط بين ظاهرتين ، أو متغيرين .

أولاً : معامل ارتباط بيرسون :

Pearson's Product-Moment Correlation

يُستخدم معامل ارتباط بيرسون فى حساب قيمة العلاقة بين متغيرين متصلين ، وتتوزع قيمهما توزيعاً إعتدالياً بشرط ألا يقل عدد الأفراد عن ٣٠ فرداً ، ويمكن حسابه بالطرق الآتية :

١- *حساب الارتباط بطريقة الدرجات المعيارية :*

يلجأ كثير من الباحثين إلى حساب معامل الارتباط من الدرجات الخام لسهولته (سيأتى توضيح ذلك) ، والبعض الآخر يحول الدرجات الخام إلى درجات معيارية حيث أن :

$$\text{الدرجة المعيارية (ذ)} = \frac{\text{الدرجة الخام} - \text{متوسط الدرجات}}{\text{الانحراف المعيارى للدرجات}}$$

$$ذ = \frac{س - م}{ع}$$

$$\text{معامل الارتباط (ر)} = \frac{\text{مجموع حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتقابلة}}{\text{عدد الأفراد}}$$

$$\boxed{ر = \frac{\text{مجـ} (\text{ذ س} \times \text{ذ ص})}{ن}}$$

$$\boxed{\text{درجات الحرية} = ن - ٢}$$

حيث أن :

ذ $_{\text{س}}$ = درجة معيارية من درجات الاختبار الأول (س)

ذ $_{\text{ص}}$ = الدرجة المعيارية من درجات الاختبار الثانى (ص)

المقابلة للدرجة المعيارية ذ س على الاختبار الأول

مثال (٣٣) :

طبق باحث اختبارين فى التحصيل (اختبار فى الجبر "س" ، اختبار فى الهندسة "ص") ، على خمسة تلاميذ من تلاميذ المرحلة الاعدادية ، كانت درجاتهم على النحو الآتى :

س	٢	٣	٥	٧	٨
ص	٥	٧	٦	١٠	١٢

المطلوب :

حساب قيمة العلاقة بين درجات التلاميذ فى الاختبارين بواسطة طريقة الدرجات المعيارية وتوضيح دلالتها الإحصائية .

خطوات الحل :

نحسب الدرجات المعيارية المقابلة للدرجات الخام فى الاختبار (س) على النحو الآتى :

(١) متوسط درجات التلاميذ فى الاختبار س (م $_{\text{س}}$) = $\dfrac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الدرجات}}$

$$\text{م}_{\text{س}} = \frac{٢٥}{٥} = ٥$$

(٢) نحسب (ح $_{\text{س}}$) انحراف درجات الاختبار (س) عن متوسطها (م $_{\text{س}}$)

ح $_{\text{س}}$ = س − م $_{\text{س}}$ = −٣ ، −٢ ، صفر ، +٢ ، +٣

(٣) نحسب الانحراف المعيارى (ع) لدرجات الاختبار (س)

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح س}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{٢٦}{٥}} = ٢,٢٨$$

(٤) نحسب الدرجات المعيارية للدرجات (س) من القانون الآتى :

$$\text{ذ}_{\text{س}} = \frac{\text{س} - \text{م}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{س}}}$$

= −١,٣٢ ، −٠,٨٨ ، صفر ، + ٠,٨٨ ، +١,٣٢

(٥) نحسب متوسط درجات الاختبار (ص) :

$$م_{ص} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الدرجات}} = \frac{٤٠}{٥} = ٨$$

(٦) نحسب انحراف الدرجات (ص) عن متوسطها ($ح_{ص}$) :

$$ح_{ص} = ص - م_{ص} = -٣ ، -١ ، -٢ ، +٢ ، +٤$$

(٧) نحسب $ع_{ص}$ = $\sqrt{\frac{\text{مجـ } ح^{٢} ص}{ن}} = \sqrt{\frac{٣٥}{٥}} = ٢,٦١$

(٨) نحسب $ذ_{ص} = \frac{ص - م_{ص}}{ع_{ص}}$

= -١,١٥ ، -٣٨ ، -٠,٧٧ ، ٠,٧٧ ، ١,٥٣

(٩) نضـــرب الدرجات المعيارية ($ذ_{س}$) × الدرجات المعيارية ($ذ_{ص}$) المناظرة لهـــا حتى نحصل على مجـ ($ذ_{س}$ × $ذ_{ص}$) ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

س	ص	$ح_{س}$	$ذ_{س}$	$ح_{ص}$	$ذ_{ص}$	$ذ_{س}×ذ_{ص}$
٢	٥	-٣	-١,٣٢	-٣	-١,١٥	١,٥١٨٠
٣	٧	-٢	-٠,٨٨	-١	-٠,٣٨	٠,٣٣٤٤
٥	٦	صفر	صفر	-٢	-٠,٧٧	صفر
٧	١٠	+٢	+٠,٨٨	+٢	+٠,٧٧	٠,٦٧٧٦
٨	١٢	+٣	+١,٣٢	+٤	+١,٥٣	٢,٠١٩٦

مجـ ($ذ_{س}×ذ_{ص}$) = ٤,٥٤٩٦

$$\therefore \quad ر \quad = \frac{٤,٥٤٩٦}{٥} = ٠,٩١$$

ولمعرفة الدلالة الإحصائية لقيمة معامل الارتباط الناتج (٠,٩١) نحسب درجات الحرية لمعامل الارتباط :

درجات الحرية = ن – ٢ = ٥ – ٢ = ٣

بالكشـــف فـــى الجداول الإحصائية عن قيمتى معامل الارتباط الجدولية المقابلـــة لدرجـــات حـــرية ٣ عـــند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ نجدهما تساويان ٠,٨٧٨ ، ٠,٩٥٦ على الترتيب .

∴ قيمة معامل الارتباط (٠,٩١) أقل من القيمة الجدولية (٠,٩٥٦) عند مستوى (٠,٠١) ، وأكبر من القيمة الجدولية (٠,٨٧٨) عند مستوى (٠,٠٥) ، وبالتالى يمكن القول أن قيمة معامل الارتباط المحسوبة دالة عند مستوى (٠,٠٥) ، أى يمكن رفض الفرض الصفرى " لا توجد علاقة دالة إحصائياً بين درجات التلاميذ فى اختبارى الجبر (س) ، والهندسة (ص) " ، وقبول الفرض البديل " توجد علاقة دالة إحصائياً بين درجات التلاميذ فى اختبارى الجبر (س) ، والهندسة (ص) " .

٢- حساب الارتباط بطريقة الانحرافات المعيارية :

$$ر = \frac{\text{مجـ}(ذ_{س} \times ذ_{ص})}{ن} \qquad (١)$$

$$ذ_{س} = \frac{س - م_{س}}{ع_{س}} = \frac{ح_{س}}{ع_{س}} \qquad (٢)$$

بالمثل : $ذ_{ص} = \frac{ص - م_{ص}}{ع_{ص}} = \frac{ح_{ص}}{ع_{ص}} \qquad (٣)$

بالتعويض من المعادلة (٢) ، (٣) فى المعادلة (١) نحصل على المعادلة الآتية :

$$\boxed{ر = \frac{\text{مجـ}(ح_{س} \times ح_{ص})}{ن \times ع_{س} \times ع_{ص}}}$$

درجات الحرية = ن - ٢

مثال (٣٤) :

احسب قيمة معامل الارتباط من المثال (٣٣) بواسطة طريقة الانحرافات المعيارية .

خطوات الحل :

س	ص	$ح_{س}$	$ح_{ص}$	$ح_{س} \times ح_{ص}$
٢	٥	-٣	-٣	٩
٣	٧	-٢	-١	٢
٥	٦	صفر	-٢	صفر
٧	١٠	+٢	+٢	٤
٨	١٢	+٣	+٤	١٢

$$ر = \frac{\text{مجـ}(ح_{س} \times ح_{ص})}{ن\, ع_{س} \times ع_{ص}} = \frac{٢٧}{٥ \times ٢,٢٨ \times ٢,٦١} = ٠,٩١ \text{ تقريباً}$$

٣- حساب الارتباط بطريقة الانحرافات :

تعتمد هذه الطريقة على الانحرافات ومربعاتها دون اعتمادها على الانحراف المعيارى .

$$\text{ر} = \frac{\text{مجـ}\,(\text{ح}_{\text{س}} \times \text{ح}_{\text{ص}})}{\text{ن} \times \text{ع}_{\text{س}} \times \text{ع}_{\text{ص}}} \qquad (١)$$

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{س}}}{\text{ن}}} \qquad (٢)$$

$$\text{ع}_{\text{ص}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{ص}}}{\text{ن}}} \qquad (٣)$$

بالتعويض من المعادلة (٢) ، (٣) فى المعادلة (١) عن قيمة كل من $\text{ع}_{\text{س}}$ ، $\text{ع}_{\text{ص}}$ نحصل على المعادلة الآتية :

$$\text{ر} = \frac{\text{مجـ}\,(\text{ح}_{\text{س}} \times \text{ح}_{\text{ص}})}{\text{ن} \times \sqrt{\frac{\text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{س}}}{\text{ن}}} \times \sqrt{\frac{\text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{ص}}}{\text{ن}}}}$$

$$\therefore \quad \text{ر} = \frac{\text{مجـ}\,(\text{ح}_{\text{س}} \times \text{ح}_{\text{ص}})}{\sqrt{\text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{س}} \times \text{مجـ}\,\text{ح}^{٢}_{\text{ص}}}}$$

درجات الحرية = ن - ٢

مثال (٣٥) :

احسب قيمة معامل الارتباط من المثال (٣٣) بطريقة الانحرافات .

خطوات الحل :

س	ص	حس	حص	حس × حص	$\text{ح}^{٢}_{\text{س}}$	$\text{ح}^{٢}_{\text{ص}}$
٢	٥	-٣	-٣	٩	٩	٩
٣	٧	-٢	-١	٢	٤	١
٥	٦	صفر	-٢	صفر	صفر	٤
٧	١٠	+٢	+٢	٤	٤	٤
٨	١٢	+٣	+٤	١٢	٩	١٦
مجـ				٢٧	٢٦	٣٤

$$\text{ر} = \frac{٢٧}{\sqrt{٢٦ \times ٣٤}} = ٠,٩١ \text{ تقريباً}$$

٤- حساب ارتباط الدرجات الخام بالطريقة العامة :

تعتمد هذه الطريقة على الدرجات الخام ومربعات هذه الدرجات ، وتتميز هـذه الطريقة بدقتها وسرعة حسابها ، ويتم حساب معامل الارتباط من المعادلة الآتية :

$$ر = \frac{ن\ مجـ_{س ص} - مجـ_{س} \times مجـ_{ص}}{\sqrt{[ن\ مجـ س^{2} - (مجـ س)^{2}]\ [ن\ مجـ ص^{2} - (مجـ ص)^{2}]}}$$

حيث أن :

مجـ س ص = مجموع حاصل ضرب درجات المتغير المستقل س × درجات المتغير التابع ص المناظرة .

مجـ س = مجموع درجات المتغير المستقل (س)

مجـ ص = مجموع درجات المتغير التابـع (ص)

مجـ $س^{2}$ = مجموع مربعات درجات المتغير المستقل (س)

مجـ $ص^{2}$ = مجموع مربعات درجات المتغير التابـع (ص)

$(مجـ س)^{2}$ = مربع مجموع درجات المتغير المستقل (س)

$(مجـ ص)^{2}$ = مربع مجموع درجات المتغير التابـع (ص)

ن = عدد الأفراد الذين طبق عليهم البحث .

مثال (٣٦) :

احسب قيمة معامل الارتباط من المثال (٣٣) بالطريقة العامة .

خطوات الحل :

س	ص	س × ص	$س^{2}$	$ص^{2}$
٢	٥	١٠	٤	٢٥
٣	٧	٢١	٩	٤٩
٥	٦	٣٠	٢٥	٣٦
٧	١٠	٧٠	٤٩	١٠٠
٨	١٢	٩٦	٦٤	١٤٤
مجـ س = ٢٥	مجـ ص = ٤٠	مجـ س ص = ٢٢٧	مجـ $س^{2}$ = ١٥١	مجـ $ص^{2}$ = ٣٥٤

$$ر = \frac{٥ \times ٢٢٧ - ٢٥ \times ٤٠}{\sqrt{[٥ \times ١٥١ - (٢٥)^{2}]\ [٥ \times ٣٥٤ - (٤٠)^{2}]}}$$

$$ر = \frac{١١٣٥ - ١٠٠٠}{\sqrt{[٧٥٥ - ٦٢٥]\ [١٧٧٠ - ١٦٠٠]}} = ٠,٩١ \text{ تقريبا}$$

ثانياً : **معامل الارتباط الثنائى** : ***Biserial Correlation***

يُستخدم معامل الارتباط الثنائى فى إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما متغير منفصل (ذكور ، إناث ؛ علمى ، أدبى ؛ راسب ، ناجح ؛ فقراء ، أغنياء ... ، وغيرها) ، والثانى متغير متصل *Continous* (درجات محتملة لا تنقطع) ، أى أن معامل الارتباط الثنائى يُستخدم فى حساب العلاقة بين متغيرين أحدهما اسمى (متغير منفصل) ، والثانى كمى (متغير متصل) ، وأن كلاً منهما موزع توزيعاً إعتدالياً فى مجتمع الأصل .

يضع كثير من الباحثين فروضاً فارقة مثل : " يختلف التحصيل الدراسى لدى التلاميذ باختلاف نوع التلاميذ (ذكور ، إناث) " أو " لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطى درجات التلاميذ الذكور ودرجات التلميذات فى التحصيل الدراسى " .

ويقوم هؤلاء الباحثون باختبار مثل هذه الفروض باستخدام الأساليب الإحصائية البارامترية ، أو اللابارامترية المستخدمة فى الكشف عن الفروق بين متوسطات درجات المجموعات ، والبعض الآخر من الباحثين وهم الأكثر صواباً يصيغون الفرضين السابقين فى صورة علاقة إرتباطية بين متوسطى درجات المجموعتين ، مثل : " توجد علاقة بين نوع التلاميذ (ذكور ، إناث) ودرجات تحصيلهم الدراسى " أو " لا توجد علاقة بين نوع التلاميذ (ذكور ، إناث) ودرجات تحصيلهم الدراسى " . ويقوم هؤلاء الباحثون باختبار هذه الفروض باستخدام معامل الارتباط الثنائى سواء كانت فروضاً فارقة (كما فى الحالة الأولى) ، أو فروضاً علاقية (كما فى الحالة الثانية) ، نظراً لأن أحد المتغيرين ، أو المتغير المستقل (متغير اسمى) ، والمتغير الثانى (التابع) متغير كمى (متصل) ، باستخدام المعادلة الآتية :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى } (ر_ث) = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \sqrt{\frac{ن_١ \times ن_٢}{ن\,(ن - ١)}}$$

درجات الحرية = ن − ٢

حيث أن :

$م_١$ = متوسط درجات تحصيل التلاميذ الذكور (بافتراض أنه المتوسط الأكبر)

$م_٢$ = متوسط درجات تحصيل التلميذات

ع = الانحراف المعيارى لدرجات التلاميذ الذكور والإناث معاً فى المتغير التابع أو المتصل (التحصيل الدراسى)

$ن_١$ = عدد التلاميذ الذكور $ن_٢$ = عدد التلميذات

ن = العدد الكلى للتلاميذ ($ن_١ + ن_٢$)

مثال (٣٧) :

طـبق باحث اختباراً فى التحصيل على مجموعة من طلاب الجامعة (طلبة ، طالبات) مكونة من ١٥ طالباً وطالبة ، وحصل على البيانات الآتية :

نوع الطلاب	درجات التحصيل	نوع الطلاب	درجات التحصيل
طالب	٥٩	طالب	٦٤
طالبة	٦٧	طالب	٦٦
طالب	٦٣	طالب	٦٣
طالب	٦٥	طالبة	٦١
طالبة	٥٥	طالب	٦٢
طالب	٧٢	طالبة	٦٣
طالبة	٦٢	طالبة	٦٠
طالبة	٦٠		

وأراد هــذا الباحــث دراســة العلاقــة بين نوع الطلاب ودرجات تحصيلهم الدراسى .

خطوات الحل :

(١) نحسب عدد الطلاب الذكور ($ن_١$) = ٨

(٢) نحسب عدد الطالبات ($ن_٢$) = ٧

(٣) نحسب متوسط درجات الطلاب الذكور ($م_١$) = ٦٤,٢٥

(٤) نحسب متوسط درجات الطالبات ($م_٢$) = ٦١,١٤

(٥) نحسب الانحراف المعيارى لدرجات الطلاب فى التحصيل = ٣,٩١

(٦) نطبق معادلة الارتباط الثنائى :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى (رث)} = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \sqrt{\frac{ن_١ \times ن_٢}{ن\,(ن - ١)}}$$

$$\text{رث} = \frac{٦٤,٢٥ - ٦١,١٤}{٣,٩١} \sqrt{\frac{٨ \times ٧}{١٥ \times ١٤}}$$

$$\therefore \quad \text{رث} = ٠,٤١$$

نكشف فى جداول دلالة معامل الارتباط عند درجات حرية (ن – ٢ = ١٣) نجـد أن القيمة الجدولية مساوية ٠,٥١٤ عند مستوى ٠,٠٥ ، إذن لا توجد علاقة دالة إحصائياً بين نوع الطلاب (طلبة ، طالبات) ، ودرجات تحصيلهم الدراسى ، أى أنه يتم قبول الفرض الصفرى .

ويمكن حساب معامل الارتباط الثنائى أيضاً من المعادلات الآتية :

$$\boxed{\text{ر}_{\text{ث}} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}}{\text{ع}} \sqrt{\frac{\text{ن}_1 \times \text{ن}}{\text{ن}_2 \left(\text{ن} - 1\right)}}}$$

حيث أن :

م_1 = متوسط درجات تحصيل الذكور

م = متوسـط درجـات الجنسـين معـاً (طلـبة + طالـبات) ، علـى المتغير التابع

$$\text{ر}_{\text{ث}} = \frac{\text{٦٤,٢٥} - \text{٦٢,٨٠}}{\text{٣,٩١}} \sqrt{\frac{\text{٨} \times \text{١٥}}{\text{٧} \times \text{١٤}}} = \text{٠,٤١}$$

ويمكن حساب معامل الارتباط الثنائى ($\text{ر}_{\text{ث}}$) من المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{ر}_{\text{ث}} = \frac{\text{م} - \text{م}_2}{\text{ع}} \sqrt{\frac{\text{ن}_2 \times \text{ن}}{\text{ن}_1 \left(\text{ن} - 1\right)}}}$$

حيث أن :

م_2 = متوسط درجات تحصيل الطالبات .

$$\text{معامل الارتباط الثنائى (ر}_{\text{ث}}\text{)} = \frac{\text{٦٢,٨٠} - \text{٦١,١٤}}{\text{٣,٩١}} \sqrt{\frac{\text{٧} \times \text{١٥}}{\text{٨} \times \text{١٤}}}$$

$$\therefore \quad \text{ر}_{\text{ث}} = \text{٠,٤١}$$

نلاحـــظ مـــن المعادلات السابقة أن معامل الارتباط الثنائى يُستخدم فى حالة وجود فروق بين المتوسطين (م_1 ، م_2) ، بينما عندما يكون متوسط تحصيل الطلبة مثلاً يساوى متوسط تحصيل الطالبات ($\text{م}_1 = \text{م}_2$) ، فى المتغير التابع المتصل ، فإن قيمة معامل الارتباط الثنائى ($\text{ر}_{\text{ث}}$) تساوى صفراً .

ثالثاً : معامل الارتباط الثنائى الأصيل :

Point-Biserial Correlation

يُستخدم معامل الارتباط الثنائى الأصيل أو الخاص فى نفس الأغراض التى يُستخدم فيها معامل الارتباط الثنائى ، وبصفة خاصة إذا أردنا حساب ارتباط درجات كل سؤال من أسئلة الاختبار (ثنائى الإجابة) ، بالدرجة الكلية للاختبار ، كما يُستخدم معامل الارتباط الثنائى الأصيل فى حساب صدق أدوات القياس السلوكية فى حالة حساب صدق تمييز الأداة باستخدام المقارنة الطرفية (أعلى وأدنى ٢٧ % من الدرجات الكلية للاختبار) ، نظراً لأن طريقة المقارنة الطرفية (صدق التمييز) تعطى مؤشراً لصدق الأداة ، وليست القيمة العددية لمعامل الصدق ، ويمكن حساب معامل الارتباط الثنائى الأصيل من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى الأصيل (ر}_{\text{ث}}\text{)} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\text{ع}} \sqrt{\text{أ} \times \text{ب}}$$

درجات الحرية = ن – ٢

مثال (٣٨) :

احسب العلاقة بين نوع الطلاب ودرجات تحصيلهم الدراسى من المثال (٣٧) الذى تم عرضه فى حالة الارتباط الثنائى .

خطوات الحل :

م_1 = متوسط تحصيل الطلاب الذكور = ٦٤,٢٥

م_2 = متوسط تحصيل الطالبات = ٦١,٤٠

ع = الانحراف المعيارى لدرجات الجنسين معاً = ٣,٩١

$$\text{أ = نسبة الطلبة : العدد الكلى للطلاب} = \frac{\text{ن}_1}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2} = \frac{٨}{١٥} = ٠,٥٣$$

$$\text{ب = نسبة الطالبات : العدد الكلى للطلاب} = \frac{\text{ن}_2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2} = \frac{٧}{١٥} = ٠,٤٧$$

أى أن ب = ١ – أ

$$\text{معامل الارتباط الثنائى الأصيل(ر}_{\text{ث}}\text{)} = \frac{٦٤,٢٥ - ٦١,١٤}{٣,٩١} \sqrt{٠,٥٣ \times ٠,٤٧}$$

∴ ر ث = ٠,٤٠

مثال (٣٩) :

احســب معامل الارتباط الثنائى الأصيل بين درجات الاختبار ودرجات سؤاله الأول إذا علمت أن :

$م_1$ (متوسط درجات الإجابات الصحيحة عن السؤال) = ٢٧

$م_2$ (متوسط درجات الإجابات الخاطئة عن نفس السؤال) = ٢٤,٤٤

ع (الانحراف المعيارى لدرجات الاختبار الكلية) = ٢,٣٣

أ (نسـبة الطــلاب الذين أجابوا إجابة صحيحة عن السؤال : العدد الكلى للطلاب) = ٠,٣٦

ب : (نسـبة الطــلاب الذين أجابوا إجابة خاطئة عن السؤال : العدد الكلى للطلاب) = ٠,٦٤

خطوات الحل :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى الأصيل (ر}_{\text{ث}}\text{)} = \frac{م_1 - م_2}{ع} \sqrt{أ \times ب}$$

$$\text{معامل الارتباط الثنائى الأصيل (ر}_{\text{ث}}\text{)} = \frac{٢٧ - ٢٤,٤٤}{٢,٣٣} \sqrt{٠,٣٦ \times ٠,٦٤}$$

معامل الارتباط الثنائى الأصيل ($ر_{ث}$) = ٠,٥٣ تقريباً

ونكشــف فى جدول دلالة معامل الارتباط عند درجات حرية (ن – ٢) ، أى عــند درجــات حــرية (١٠٠ – ٢) = ٩٨ ، نجــد أن قيمة معامل الارتباط الثنائى الأصيل دالة عند مستوى ٠,٠١ .

إذن يمكــن القــول أنه توجد علاقة موجبة دالة إحصائياً بين درجات الطلاب على السؤال الأول ودرجاتهم الكلية فى الاختبار .

مثال (٤٠) :

طـبق باحــث اختــباراً فى الذكاء على عينة حجمها ٢٠٠ طالب وطالبة من طــلاب الجامعة ، وقام بترتيب درجات الطلاب الكلية فى الاختبار ترتيباً تنازلياً ، وأخذ نســبة أعلــى وأدنى ٢٧ % من الدرجات . أحسب معامل صدق الاختبار من البيانات الآتية :

أعلى ٢٧ %	أدنى ٢٧ %
$ن_١$ = ٥٤ $م_١$ = ١١٥	$ن_٢$ = ٥٤ $م_٢$ = ٩٨
الانحراف المعيارى (ع) لدرجات الطلاب الكلية فى الاختبار = ٨	

خطوات الحل :

يُحسـب معـامل صـدق الاختـبار عن طريق حساب معامل الارتباط الثنائى الأصـيل بيـن متوسطى درجات ذكاء أعلى ٢٧ % من الطلاب ، ودرجات ذكاء أدنى ٢٧ % من الطلاب على النحو الآتى :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى الأصيل } (ر_{ث}) = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \sqrt{أ \times ب}$$

$$ر_{ث} = \frac{١١٥ - ٩٨}{٨} \sqrt{٠,٢٧ \times ٠,٢٧} = ٠,٥٧ \text{ تقريباً}$$

∴ معامل صدق الاختبار = ٠,٥٧

ولمعرفة الدلالة الإحصائية لمعامل الصدق ، نكشف فى جدول دلالة معاملات الارتباط عند درجات حرية (ن – ٢ = ١٩٨) ، نجد أن قيمة معامل الصدق (٠,٥٧) دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ .

رابعاً : معامل الارتباط الجزئى : *Partial Correlation*

يلجأ الباحث إلى استخدام معامل الارتباط الجزئى إذا كانت الظاهرة التى يقوم بدراستها تتضمن متغيرين مستقلين ومتغيراً تابعاً حتى يضمن عزل تأثير أحد المتغيرين المستقلين دون تأثيره فى قيمة الارتباط بين المتغير المستقل الثانى والمتغير التابع ، أو يستخدمه الباحث فى حالة ضبط بعض المتغيرات التى يمكن أن تؤثر فى المتغير التابع ، أى أن معامل الارتباط الجزئى يركز على عزل المتغيرات للتعرف على الآثار المتبقية .

فإذا أراد باحث دراسة " الذكاء الاجتماعى والاتجاهات نحو السياحة وعلاقتهما بمستوى الطموح لدى طلاب المعاهد والكليات السياحية " وقام بصياغة عدة فروض منها :

١- توجد علاقة دالة إحصائياً بين الذكاء الاجتماعى ومستوى الطموح لدى طلاب عينة الدراسة بعد عزل تأثير الاتجاهات نحو السياحة فى مستوى الطموح .

٢- توجد علاقة دالة إحصائياً بين الاتجاهات نحو السياحة ومستوى الطموح لدى طلاب عينة الدراسة بعد عزل تأثير الذكاء الاجتماعى فى مستوى الطموح .

فاختبار صحة الفرضين السابقين يتطلب استخدام معامل الارتباط الجزئى ، فإذا رمزنا للذكاء الاجتماعى بالرمز (أ) ، والاتجاهات نحو السياحة بالرمز (ب) ، ومستوى الطموح كمتغير تابع بالرمز (جـ) ، فعلينا أن نحسب معاملات الارتباط البسيطة بطريقة بيرسون بين المتغيرات الثلاثة على النحو الآتى : $ر_{أب}$ ، $ر_{أجـ}$ ، $ر_{بجـ}$ ، ويمكن اختبار صحة الفرض (١) باستخدام المعادلة الآتية :

$$ر_{أجـ.ب} = \frac{ر_{أجـ} - ر_{أب} \times ر_{بجـ}}{\sqrt{[١ - (ر_{أب})^{٢}][١ - (ر_{بجـ})^{٢}]}}$$

ويدل الرمز $ر_{أجـ.ب}$ على قيمة معامل الارتباط بين الذكاء الاجتماعى ومستوى الطموح بعد عزل تأثير الاتجاهات نحو السياحة فى مستوى الطموح .

ولاختبار صحة الفرض (٢) نستخدم المعادلة الآتية :

$$\text{ر ب جـ . أ} = \frac{\text{ر ب جـ} - \text{ر أ ب} \times \text{ر أ جـ}}{\sqrt{[١ - (\text{ر أ ب})^٢][١ - (\text{ر أ جـ})^٢]}}$$

مثال (٤١) :

إذا كان معامل ارتباط الذكاء الاجتماعى (أ) بالاتجاهات نحو السياحة (ب) ، ومستوى الطموح (جـ) = ٠,٧٦ ، ٠,٢٨ على الترتيب ، ومعامل ارتباط الاتجاهات نحـو السـياحة بمستوى الطموح = ٠,١٨ . أحسب معاملات الارتباط الجزئية بعد عزل تأثير كل متغير من هذه المتغيرات من الارتباطات الأخرى .

خطوات الحل :

ر أ ب = ٠,٧٦ ر أ جـ = ٠,٢٨ ر ب جـ = ٠,١٨

$$\text{ر أ ب . جـ} = \frac{٠,٧٦ - ٠,٢٨ \times ٠,١٨}{\sqrt{[١ - (٠,٢٨)^٢][١ - (٠,١٨)^٢]}} = ٠,٧٥$$

$$\text{ر أ جـ . ب} = \frac{٠,٢٨ - ٠,٧٦ \times ٠,١٨}{\sqrt{[١ - (٠,٧٦)^٢][١ - (٠,١٨)^٢]}} = ٠,٢٢$$

$$\text{ر ب جـ . أ} = \frac{٠,١٨ - ٠,٧٦ \times ٠,٢٨}{\sqrt{[١ - (٠,٧٦)^٢][١ - (٠,٢٨)^٢]}} = ٠,٠٥$$

يتضـح من النتائج السابقة أن معاملات الارتباط الجزئية تدل على أن ارتباط الاتجاهـات نحـو السـياحة (ب) بمسـتوى الطموح (جـ) يعتمد على ارتباط الذكاء الاجتماعى (أ) بمستوى الطموح (جـ) ، وارتباط الذكاء الاجتماعى بالاتجاهات نحو السـياحة ، أى أن الذكـاء الاجتماعى هو القدر المشترك بين متغيرى الاتجاهات نحو السياحة ومستوى الطموح .

أمـا إذا كـان لدينا أربعة متغيرات (١ ، ٢ ، ٣ ، ٤) ونريد استبعاد تأثير متغيريـن (٣ ، ٤) مـثلاً مـن العلاقة بين المتغيرين (١ ، ٢) فيمكن استخدام المعادلة الآتية :

$$\text{ر } ١٢ . ٣٤ = \frac{\text{ر } ١٢ . ٣ - \text{ر } ١٤ . ٣ \times \text{ر } ٢٤ . ٣}{\sqrt{[١ - (\text{ر } ١٤ . ٣)^٢][١ - (\text{ر } ٢٤ . ٣)^٢]}}$$

وتوجد طرق أخرى لاستبعاد أثر متغير مستقل غير مرغوب فيه منها طريقة تحليل التغاير .

ويؤخذ على معاملات الارتباط صعوبة تفسيرها ، واعتماد دلالتها الإحصائية على حجم العينة ، نظراً لأن درجات حرية معاملات الارتباط = حجم العينة – ٢ ، لذا فقد تكون قيمة معامل الارتباط صغيرة جداً إلا أنها دالة إحصائياً ، ومن هنا يلجأ الباحثون إلى إيجاد حجم التأثير فى حالة اختبار الفروض العلاقية بحساب مربع معامل الارتباط ، أو معامل التحديد (ر٢) *Coefficient of Determination* لمعرفة نسبة التباين فى المتغير التابع (١٠٠×ر٢) ، التى يمكن تفسيرها من خلال ارتباط الظاهرتين (نسبة التباين المشترك بين الظاهرتين) ، والتى ترجع إلى تاثير المتغير المستقل فى المتغير التابع .

ونذكر فى هذا المجال علاقة الارتباط بالاغتراب *Alienation* ، نظراً لأن العلاقة بين الارتباط والاغتراب علاقة وثيقة ، فالاغتراب يهدف إلى معرفة مدى استقلال الظواهر العددية وابتعادها ، أو انفصالها ، فهو بذلك يقيس عكس ما يقيسه الارتباط ، أى أنه يدل على مدى اختفاء التغير الاقترانى بين الظواهر .

وقد ذكر " كيللى " *Kelley* (فى : فؤاد البهى ، ١٩٨٦ ، ص ٤٠٦) معادلة تدل على علاقة الاغتراب بالارتباط هى :

$$\text{الاغتراب (غ)} = \sqrt{\text{١} - \text{مربع معامل الارتباط}} = \sqrt{\text{١} - \text{ر}^{\text{٢}}}$$

فإذا كان معامل الارتباط بين ظاهرتين مساوياً ٠,٨ فإن معامل اغترابهما = $\sqrt{\text{١} - \text{٠,٦٤}} = \sqrt{\text{٠,٣٦}}$ = ٠,٦ ، وبالتالى فإن معامل ارتباط هاتين الظاهرتين (٠,٨) أكبر من معامل استقلالهما ، أى أننا نستطيع أن نقول أن مدى ارتباط هاتين الظاهرتين أكثر من مدى استقلالهما ، وبالتالى نستطيع أن نقرر وجود علاقة بين الظاهرتين .

لذا فإن معامل الارتباط الذى يساوى أو يزيد عن ٠,٧ يدل على وجود علاقة بين الظاهرتين ، ويؤدى إلى التنبؤ الانحدارى الصحيح ، نظراً لأن الانحدار يعتمد فى جوهره على معاملات الارتباط ، أما إذا كانت قيمة معامل الارتباط تقل عن ٠,٧ ، فهذا يدل على وجود علاقة ضعيفة بين الظاهرتين ، وينأى بالانحدار عن التنبؤ الصحيح .

ونعـتمد علـى الاغتراب فى حساب النسبة المئوية للثقة فى الارتباط والتى يطلـق علـيها الباحـثون مسـمى التباين المفسر . فإذا كان معامل ارتباط ظاهرتين (ر) = ٠,٤ ، فإن الاغتراب (غ) = $\sqrt{١ - ٠,١٦}$ = ٠,٩٢ تقريباً .

لـذا فإن نسبة التباين المشترك بين الظاهرتين (التباين المفسر) الناتج عن ارتباطهما = ١٦ % ، ونسبة استقلالهما = ٨٤ % ، وبالتالى نستطيع أن نقرر بأنه لا توجد علاقة بين الظاهرتين موضوع الدراسة .

وقـد اقترح " جيلفورد " *Guilford* تفسيراً لمعاملات الارتباط الدالة إحصائياً المحكات الآتية :

أ – إذا كانـت قيمة معامل الارتباط ≥ ٠,٢ ، فهذا يدل على علاقة ضعيفة وغير مهمة .

ب- إذا كانت قيمة معامل الارتباط محصورة فيما بين ٠,٢ ، ٠,٣٩ ، فهذا يدل على أن هذه القيمة ضعيفة والعلاقة ضعيفة .

جـ- إذا كانت قيمـة معامل الارتباط محصورة فيما بين ٠,٤ ، ٠,٦٩ ، فهذا يدل على وجود علاقة متوسطة ومهمة .

د – إذا كانـت قيمة معامل الارتباط محصورة فيما بين ٠,٧ ، ٠,٨٩ فهذا يدل على أن هذه القيمة مرتفعة وعلاقة قوية ومهمة .

هـ- إذا كانـت قيمة معامل الارتباط أكبر من ٠,٩ ، فهذا يدل على أن القيمة مرتفعة جداً وعلاقة شبه تامة .

ويقـترح المؤلـف المحكـات الآتـية للحكم على قوة العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة فى حالة معاملات الارتباط الدالة إحصائياً :

أ – إذا كانـت نسبة التباين المفسر (١٠٠ × $ر^{٢}$) أكبر من ٦٠ % ، فهذا يدل على وجود علاقة قوية بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

ب- إذا كانت نسبة التباين المفسر تساوى أو أكبر من ٥٠ % وأقل من ٦٠ % ، فهذا يدل على وجود علاقة متوسطة بين المتغيرين .

جـ- إذا كانـت نسـبة التباين المفسر أقل من ٥٠ % ، فهذا يدل على وجود علاقة ضعيفة بين المتغيرين .

وبمـــا أن الارتـــباط الجـــزئى يهدف إلى عزل أثر أحد المتغيرات من ارتباط المتغيريـــن الآخريـــن ، إذن توجـــد علاقة بين الارتباط الجزئى والاغتراب تتضح من معادلة الارتباط الجزئى الآتية :

$$\text{ر}_{\text{أب جـ}} = \frac{\text{ر}_{\text{أب}} - \text{ر}_{\text{أجـ}} \times \text{ر}_{\text{ب جـ}}}{\sqrt{[\,1 - (\text{ر}_{\text{أجـ}})^{2}\,]\,[\,1 - (\text{ر}_{\text{ب جـ}})^{2}\,]}} \qquad (1)$$

ويحسب اغتراب الارتباط $\text{ر}_{\text{أجـ}}$ ، $\text{ر}_{\text{ب جـ}}$ من المعادلتين :

$$\text{غ}_{\text{أجـ}} = \sqrt{1 - (\text{ر}_{\text{أجـ}})^{2}} \qquad (2)$$

$$\text{غ}_{\text{ب جـ}} = \sqrt{1 - (\text{ر}_{\text{ب جـ}})^{2}} \qquad (3)$$

وبالـــتعويض من المعادلتين (٢، ٣) عن قيمة $\text{ع}^{2}_{\text{أجـ}}$ ، $\text{ع}^{2}_{\text{ب جـ}}$ فى المعادلة (١) نحصل على المعادلة الآتية :

$$\text{معامل الارتباط الجزئى } (\text{ر}_{\text{أب جـ}}) = \boxed{\frac{\text{ر}_{\text{أب}} - \text{ر}_{\text{أجـ}} \times \text{ر}_{\text{ب جـ}}}{\text{غ}_{\text{أجـ}} \times \text{غ}_{\text{ب جـ}}}}$$

تمارين :

١- إذا علمت أن : $\text{ر}_{\text{أب}}$ = ٠,٧٢ ، $\text{ر}_{\text{أجـ}}$ = ٠,٦٠ ، $\text{ر}_{\text{ب جـ}}$ = ٠,٥٤ فلحسب معاملات الارتباط الجزئية : $\text{ر}_{\text{أب.جـ}}$ ، $\text{ر}_{\text{أجـ.ب}}$ ، $\text{ر}_{\text{ب جـ.أ}}$.

٢- احسب اغتراب معاملات الارتباط الآتية : $\text{ر}_{\text{أب}}$ = ٠,٦٢ ، $\text{ر}_{\text{أجـ}}$ = ٠,٥٠ ، $\text{ر}_{\text{ب جـ}}$ = ٠,٤٥

خامساً : معامل الارتباط المتعدد : *Multiple Correlation*

يستخدم معامل ارتباط المتعدد فى إيجاد العلاقة بين متغير ما وبين متغيرين أو أكثر فى حالة ضمهما معاً ، ويلجأ الباحث إلى استخدامه فى حالة ما إذا كانت المشكلة التى يقوم بدراستها تتضمن متغيراً مستقلاً واحداً ومتغيرين تابعين أو أكثر فى حالة ضمهما معاً حتى يصل إلى معامل عددى واحد يوضح العلاقة بين المتغير المستقل والمتغيرات التابعة موضوع الدراسة ، أو فى حالة متغيرين مستقلين أو أكثر عند ضمهما معاً ومتغير تابع واحد . فمعامل الارتباط المتعدد يوضح مدى اعتماد ظاهرة ما على عدد من الظواهر ، لذا فهو ذو فائدة كبرى فى البحوث التجريبية بصفة عامة ، والبحوث النفسية والتربوية والاجتماعية على وجه الخصوص ، نظراً لأن مشاكل الارتباط فيها ما هى إلا مشاكل من الارتباط المتعدد .

ويعتمد معامل الارتباط المتعدد كخطوة أولية على معاملات الارتباط البسيطة بين المتغير المستقل وكل متغير من المتغيرات التابعة ، والتى ينتج عنها المصفوفة الارتباطية *Correlation Matrix* ، بشرط ألا يقل حجم العينة عن ٥٠ فرداً ، وعندما تقترب قيمة معامل الارتباط المتعدد من الواحد (تنحصر قيمة معامل الارتباط المتعدد بين صفر ، ١) فيجب إعادة تصحيحها .

١- *معامل الارتباط المتعدد بين متغير مستقل ومتغيرين تابعين :*

إذا أراد باحث مثلاً دراسة " الذكاء وعلاقته بالتحصيل الدراسى والاتجاه نحو المدرسة " ، فالذكاء يمثل المتغير المستقل (١) ، ويمثل التحصيل والاتجاه نحو المدرسة المتغيرين التابعين (٢ ، ٣) على الترتيب ، فيصبح المطلوب حساب الارتباط بين الذكاء من ناحية وهذين المتغيرين (٢ ، ٣) معاً ، أى التحصيل الدراسى والاتجاه نحو المدرسة . والخطوة الأولى يبدأ الباحث بحساب معامل الارتباط البسيط (ارتباط بيرسون) ، بين كل متغير وآخر من متغيرات الدراسة حتى يحصل على ثلاثة ارتباطات ، وبافتراض أن هذه الارتباطات كانت على النحو الآتى :

(١) الذكاء بالتحصيل الدراسى ($ر_{٢١}$) = ٠,٦٥

(٢) الذكاء بالاتجاه نحو المدرسة ($ر_{٣١}$) = ٠,٥٥

(٣) التحصيل الدراسى بالاتجاه نحو المدرسة ($ر_{٣٢}$) = ٠,٧٠

فيتم حساب معامل الارتباط المتعدد من الارتباطات السابقة بالتعويض فى المعادلة الآتية :

$$\text{معامل الارتباط المتعدد } (\text{ر}_{١.٣٢}) = \sqrt{\frac{(\text{ر}_{٢١})^{٢} + (\text{ر}_{٣١})^{٢} - ٢\ \text{ر}_{٢١} \times \text{ر}_{٣١} \times \text{ر}_{٣٢}}{١ - (\text{ر}_{٣٢})^{٢}}}$$

$$\therefore\ \text{ر}^{٢}_{١.٣٢} = \frac{(\text{ر}_{٢١})^{٢} + (\text{ر}_{٣١})^{٢} - ٢\ \text{ر}_{٢١} \times \text{ر}_{٣١} \times \text{ر}_{٣٢}}{١ - (\text{ر}_{٣٢})^{٢}}$$

$$\text{ر}_{١.٣٢} = \sqrt{\frac{(٠,٦٥)^{٢} + (٠,٥٥)^{٢} - ٢(٠,٦٥ \times ٠,٥٥ \times ٠,٧٠)}{١ - (٠,٧٠)^{٢}}}$$

$$\text{ر}_{١.٣٢} = \sqrt{\frac{٠,٤٢ + ٠,٣٠ - ٠,٥٠}{١ - ٠,٤٩}}$$

$$\text{ر}_{١.٣٢} = \sqrt{\frac{٠,٧٢ - ٠,٥٠}{٠,٥١}} = \sqrt{٠,٤٣١}$$

∴ معامل الارتباط المتعدد($\text{ر}_{١.٣٢}$) = ٠,٦٥٧ ؛ $\text{ر}^{٢}_{١.٣٢}$ = ٠,٤٣٢

نلاحظ أن الارتباط بين الذكاء و الثنائى (التحصيل والاتجاه) = ٠,٦٥٧ .

فإذا كانت عينة الدراسة مكونة من ٢٠٠ تلميذ مثلاً ، فإن درجات الحرية = ن − ٢ = ٢٠٠ − ٢ = ١٩٨ ، وبالكشف عن قيمة معامل الارتباط الجدولية المقابلة لدرجات حرية ١٩٨ نجد أن معامل الارتباط المتعدد (٠,٦٥٧) دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ ، ويمكن استخدام معادلة التصحيح للحصول على مربع معامل الارتباط المتعدد المعدل *Adjusted R^2* من المعادلة الآتية :

$$\text{ر}^{٢}\ \text{المعدل} = ١ - \left(\frac{\text{ن} - ١}{\text{ن} - \text{ك} - ١}\right)(١ - \text{ر}^{٢})$$

حيث أن :

ن = حجم العينة   ك = عدد المتغيرات المستقلة

$\text{ر}^{٢}$ = مربع معامل الارتباط المتعدد

٢- معامل الارتباط المتعدد بين متغير مستقل وأكثر من متغيرين تابعين :

إذا أراد باحث أن يدرس مشكلة " الكفاية الإنتاجية وعلاقتها ببعض المتغيرات لدى العمال " على النحو الآتى :

(١) الكفاية الإنتاجية (متغير مستقل)
(٢) الذكاء (متغير تابع)
(٣) القدرات الخاصة بالعمل (متغير تابع)
(٤) العلاقة بالرؤساء (متغير تابع)
(٥) العلاقة بالزملاء (متغير تابع)
(٦) الاتجاه نحو العمل (متغير تابع)
(٧) المكانة الاجتماعية (متغير تابع)

يقوم الباحث فى هذه الحالة بحساب معاملات الارتباط المتعددة الآتية :

(أ) معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية (١) ، والذكاء والقدرات (٢، ٣) معاً ، وبافتراض أن معامل الارتباط المتعدد (ر ١. ٣٢) كان مساوياً (٠,٣١) .

(ب) معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية (١) ، والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء (٤ ، ٥) معاً . وبافتراض أن معامل الارتباط المتعدد (ر ١. ٥٤) كان مساوياً (٠,٥٥) .

(جـ) معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية (١) ، والاتجاه نحو العمل والمكانة الاجتماعية (٦، ٧) معاً ، وبافتراض أن معامل الارتباط المتعدد (ر ١. ٧٦) كان مساوياً (٠,٤٢) .

(د) يقوم الباحث بتحويل معاملات الارتباط المتعددة السابقة إلى مقابلاتها اللوغاريتمية من الجداول الإحصائية على النحو الآتى :

معاملات الارتباط المتعددة	المقابلات اللوغاريتمية
ر ١. ٣٢ = ٠,٣١	ز = ٠,٣٢
ر ١. ٥٤ = ٠,٥٥	ز = ٠,٦٢
ر ١. ٧٦ = ٠,٤٢	ز = ٠,٤٥

(هـ) يقوم الباحث بحساب متوسط المقابلات اللوغاريتمية .

$$\text{المتوسط} = \frac{٠,٥٤ + ٠,٦٢ + ٠,٣٢}{٣} = ٠,٤٦$$

(و) يكشف الباحث فى الجداول الإحصائية عن قيمة معامل الارتباط المقابلة للقيمة اللوغاريتمية (٠,٤٦) ، والتى تساوى (٠,٤٣) ، وبالتالى يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والمتغيرات الستة معاً مساوياً (٠,٤٣) ، ثم يقوم الباحث بالكشف عن دلالته الإحصائية كما وضحنا سابقاً .

٢ـ معامل الارتباط المتعدد بين متغيرين مستقلين أو أكثر ومتغير تابع واحد

يمكن حساب معامل الارتباط المتعدد لعدة متغيرات مستقلة مجتمعة معاً ومتغير تابع واحد ، نظراً لأن معامل الارتباط المتعدد فى هذه الحالة يوضح العلاقة الخطية بين متغير تابع ودالة خطية لمجموعة متغيرات مستقلة .

فإذا أراد باحث دراسة علاقة التنشئة الاجتماعية بكافة متغيراتها بتحصيل الطلاب ، فهنا يجد الباحث أمامه كثير من المتغيرات التى تتكون منها التنشئة الاجتماعية (الأسرة ، جماعة الأقران ، وسائل الإعلام ، الأقارب ، وغيرها) ، وبالتالى تنشأ لديه الحاجة إلى أسلوب إحصائى يعالج أكثر من متغيرين اثنين لإيجاد الارتباطات بين المتغيرات حتى يمكن التوصل إلى قيمة رقمية واحدة توضح علاقة التنشئة الاجتماعية بكافة متغيراتها بالتحصيل لدى الطلاب .

ويصلح معامل الارتباط المتعدد فى إيجاد العلاقة بين أى عدد من المتغيرات المستقلة ومتغير تابع واحد ، ونبدأ بأبسط نموذج وهو معامل الارتباط المتعدد بين ثلاثة متغيرات أحدهما متغير تابع والآخران متغيران مستقلان .

مثال (٤٢) :

أراد أحد الباحثين إيجاد علاقة الميل الهندسى والقدرة الاستدلالية لدى افراد عينة دراسته بتحصيلهم فى مادة الرياضيات بعد أن حسب علاقة كل من الميل الهندسى والقدرة الاستدلالية بالتحصيل ، فكانت ٠,٦٨ ، ٠,٣٢ على الترتيب ، وكانت علاقة الميل الهندسى بالقدرة الاستدلالية = ٠,٧٥ .

$$\text{معامل الارتباط المتعدد } ر_{٣.(٢١)} = \sqrt{\frac{ر^{٢}_{٣١} + ر^{٢}_{٣٢} - ٢\ ر_{٣١} \times ر_{٣٢} \times ر_{٢١}}{١ - ر^{٢}_{٢١}}}$$

حيث أن :

$ر_{٣.(٢١)}$ = معـــامل الارتـــباط المتعدد بين المتغيرين المستقلين [الميل الهندسى (١) ، القدرة الاستدلالية (٢)] ، والمتغير التابع [التحصيل (٣)]

$ر_{٣١}$ معـــامل ارتـــباط المتغير المستقل الأول (الميل الهندسى) بالمتغير التابع (التحصيل)

$ر_{٣٢}$ معامل ارتباط المتغير المستقل الثانى (القدرة الاستدلالية) بالمتغير التابع (التحصيل)

$ر_{٢١}$ معـــامل الارتـــباط بيـــن المتغيرين المستقلين (الميل الهندسى ، القدرة الاستدلالية)

$$\therefore\ ر_{٣.(٢١)} = \sqrt{\frac{(٠,٦٨)^{٢} + (٠,٣٢)^{٢} - ٢\ (\ ٠,٦٨ \times ٠,٣٢ \times ٠,٧٥\ )}{١ - (٠,٧٥)^{٢}}} = ٠,٧٤$$

$\therefore$ $ر^{٢}_{٣.(٢١)}$ = ٠,٥٥ ، ويمكن الحصول على $ر^{٢}$ المعدل من المعادلة الآتية :

$$\boxed{ر^{٢}_{٣.(٢١)}\ \text{المعدل} = ١ - \left(\frac{ن - ١}{ن - ك - ١}\right)\left(١ - ر^{٢}_{٣.(٢١)}\right)}$$

وإذا كـــان لدينا أكثر من ثلاثة متغيرات ، وليكن مثلاً خمسة متغيرات ، فإننا نتـــبع نفس الخطوات التى تم ذكرها عند إيجاد معامل الارتباط المتعدد فى حالة وجود أكثر من متغيرين تابعين على النحو الآتى :

(أ) إذا كانـــت المتغـــيرات المستقلة هى : القدرة الاستدلالية (١) ، الذكاء (٢) ، الميل الهندسى (٣) ، والمستوى الاقتصادى (٤) ، والمتغير التابع التحصيل (٥) ، نحســـب معامل الارتباط المتعدد بين كل من القدرة الاستدلالية والذكاء والتحصـــيل = $ر_{٥.٢١}$ ، ومعامل الارتباط المتعدد بين كل من الميل الهندسى والمســـتوى الاقتصـــادى والتحصيل = $ر_{٥.٤٣}$ ، كما هو موضح فى الشكل الآتى :

(ب) نقـوم بـتحويل معـاملات الارتـباطات المتعددة (ر ٢١.٠ ، ر ٤٣.٠) إلى مقابلاتها اللوغاريتمية من الجدول الخاص بذلك .

(جـ) نحسب متوسط المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباطات المتعددة = $\frac{\text{مجـ المقابلات اللوغاريتمية}}{\text{عـددهـا}}$

(د) نستخرج من الجدول معامل الارتباط المقابل لمتوسط المقابلات اللوغاريتمية فـيكون هـو معـامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات المستقلة معاً والمتغير التابع (ر ٤٣٢١.٠) .

مثال (٤٣) :

نفـترض أن معـامل الارتـباط المـتعدد بيـن كـل من القدرة الاستدلالية والذكـاء = ٠,٥٣ ، ومعـامل الارتباط المتعدد بين كل من الميل الهندسى والمستوى الاقتصـادى = ٠,٣٩ ، فمـا قـيمة معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات المستقلة مجـتمعة (القـدرة الاسـتدلالية ، الذكاء ، الميل الهندسى ، والمستوى الاقتصادى) والتحصيل الدراسى ؟

خطوات الحل :

∵ ر ٢١.٠ (علاقة القدرة الاستدلالية والذكاء بالتحصيل) = ٠,٥٣

ر ٤٣.٠ (علاقة الميل الهندسى والمستوى الاقتصادى بالتحصيل) = ٠,٣٩

∴ المقـابلات اللوغاريتمية (ز) لمعاملى الارتباط المتعدد ٠,٥٣ ، ٠,٣٩ = ٠,٥٩ ، ٠,٤١ على الترتيب .

متوسط (ز) = $\frac{٠,٥٩ + ٠,٤١}{٢}$ = $\frac{١,٠٠}{٢}$ = ٠,٥٠

معامل الارتباط المتعدد (ر ٤٣٢١.٠) المقابل لـ ٠,٥٠ = ٠,٤٦

∴ معـامل الارتـباط المـتعدد بيـن المتغـيرات المسـتقلة معاً والتحصيل الدراسى = ٠,٤٦

ونختبر دلالة معامل الارتباط المتعدد باستخدام اختبار " ف " من المعادلة الآتية :

$$\text{ف} = \frac{\text{ر}^{٢} (\text{ن} - \text{ك} - ١)}{\text{ك} (١ - \text{ر}^{٢})}$$

درجات الحرية = (ك ، ن – ك – ١)

حيث أن :

ك = عدد المتغيرات المستقلة (درجات حرية البسط)

ن – ك – ١ = عدد الأفراد – عدد المتغيرات المستقلة – ١ (درجات حرية المقام)

فإذا كانت ف المحسوبة ≤ فَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية البسط (ك) ، ودرجات حرية المقام (ن – ك – ١) عند مستوى (α) فهذا يدل على أن معامل الارتباط المتعدد دال إحصائياً عند هذا المستوى .

- **العلاقة بين اختبار "ت" ومعاملات الارتباط :**

يمكن اختبار دلالة معامل الارتباط البسيط بين متغيرين من معادلة كندال الآتية :

$$\text{ت} = \text{ر} \times \sqrt{\frac{\text{ن} - ٢}{١ - \text{ر}^{٢}}}$$

درجات الحرية = ن – ٢

حيث أن : ر = قيمة معامل الارتباط ، ن = حجم العينة ≤ ١٠

نكشف في جدول الدلالة الإحصائية لاختبار " ت " عند درجات حرية = ن – ٢ لمعرفة تَ الجدولية عند مستويات الدلالة الشائعة الاستخدام (٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١) لدلالة الطرفين ، ثم نقارن بين القيمة المحسوبة (ت) والقيمة الجدولية (تَ) ، كما وضحنا سابقاً . ومن الأخطاء الشائعة فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أن يضع الباحث فرضاً فارقاً وفرضاً ارتباطياً لنفس البيانات مثل : توجد علاقة بين الذكاء والتحصيل لدى طلاب الجامعة ، نلاحظ أن هذا الفرض هو نفسه الفرض " توجد فروق بين متوسطى درجات تحصيل الطلاب مرتفعى ومنخفضى الذكاء " .

مثال (٤٤) :

حسب باحث علاقة الذكاء بالتحصيل الدراسى لدى عينة عددها ٤٢ تلميذاً من تلاميذ المرحلة الإعدادية فكان مساوياً ٠,٦ وأراد أن يختبر دلالة معامل الارتباط .

$$\text{ت} = ٠,٦ \times \sqrt{\frac{٤٠}{١ - ٠,٣٦}} = ٠,٦ \times \sqrt{\frac{٤٠}{٠,٦٤}} = ٤,٧٤٣$$

تَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية ٤٠ عند مستوى ٠,٠١ = ٢,٤٢

∴ معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١

ويمكن اختبار دلالة معامل الارتباط الجزئى فى حالة ثلاثة متغيرات باستخدام اختبار " ت " من المعادلات الآتية :

$$ت = \frac{ر_{١٢.٣}}{\sqrt{\frac{١ - (ر_{١٢.٣})^٢}{ن - ٣}}}$$

درجات الحرية = ن - ٣

وفى هذه الحالة يمكن اختبار دلالة الارتباط بين المتغيرين (١ ، ٢) مثلاً بعد حذف أثر المتغير الثالث (٣) ، ويمكن اختبار دلالة الارتباط بين المتغيرين (١ ، ٣) بعد حذف أثر المتغير الثانى (٢) من المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{ر_{١٣.٢}}{\sqrt{\frac{١ - (ر_{١٣.٢})^٢}{ن - ٣}}}$$

درجات الحرية = ن - ٣

ودلالة الارتباط بين المتغيرين (٢ ، ٣) بعد عزل تأثير المتغير الأول (١) يتم اختبارها من المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{ر_{٢٣.١}}{\sqrt{\frac{١ - (ر_{٢٣.١})^٢}{ن - ٣}}}$$

درجات الحرية = ن - ٣

- **العلاقة بين تحليل التباين ومعاملات الارتباط :**

يمكن اختبار دلالة معامل الارتباط البسيط بين متغيرين بواسطة اختبار " ف " أو تحليل التباين من المعادلة الآتية :

$$ف = \frac{ر^٢ (ن - ٢)}{١ - ر^٢}$$

درجات الحرية = (١ ، ن - ٢)

وتتبع الدلالة اختبار هارتلى (النسبة الفائية ف) عند درجات حرية البسط = ١ ، ودرجات حرية المقام = ن – ٢

ويمكن اختبار دلالة معامل الارتباط المتعدد بواسطة اختبار " ف * من المعادلة الآتية :

$$ف^{*} = \frac{ر^{٢} (ن - ك - ١)}{ك (١ - ر^{٢})}$$

درجات الحرية = (ك ، ن – ك – ١)

حيث أن :

ك = عدد المتغيرات المستقلة ، ن = حجم العينة

$ر^{٢}$ = مربع معامل الارتباط المتعدد

---

* سبق توضيح هذه المعادلة .

الفصل السادس

اختبار الفروض الارتباطية بالإحصاء اللابارامترى

الفصل السادس
اختبار الفروض الارتباطية بالإحصاء اللابارامترى

أولاً : معامل ارتباط فروق الرتب لسبيرمان :

Spearman's Rank Differences correlation:

يستخدم معامل ارتباط سبيرمان فى حالة ما إذا كان المتغيران ينقسم كل منهما إلى فئات منفصلة ، أو إذا كان المتغيران فى صورة رتب ، أو إذا كان المتغيران متصلين ونفضل استخدام الرتب بدلاً من الدرجات الخام ، ويعد معامل ارتباط سبيرمان حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون الذى يستخدم مع المتغيرات التى يكون قياسها من مستوى المسافة أو النسبة ، كما وضحنا سابقاً ، إلا أن طريقة حساب كل من المعاملين تختلف تماماً .

ويفضل استخدام معامل سبيرمان فى حالة العينات التى يكون حجمها (١٠) أفراد فأقل ، ومن الممكن استخدامه بوجه خاص حينما لا يتجاوز حجم العينة عن (٣٠) فرداً ، ويعتمد فى حسابه على فروق رتب الأفراد على كلا المتغيرين (المستقل ، التابع) ؛ ولا يعتمد على الدرجات الخام ، ويعد معامل ارتباط الرتب لسبيرمان من أقدم طرق الارتباط اللابارامترية وأفضلها ، ويمكن حسابه من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل ارتباط الرتب} = ١ - \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{\text{ن}(\text{ن}^{٢} - ١)}$$

درجات الحرية = ن

حيث أن :

مجـ ف^{٢} = مجموع مربعات فروق الرتب   ن = عدد الأفراد

مثال (٤٥) :

اختبر صحة الفرض : " توجد علاقة دالة إحصائياً بين درجات التلاميذ فى اختبارى الجبر والهندسة " من البيانات الآتية بطريقة معامل ارتباط الرتب .

اختبار الجبر (س)	٧٥	٧٥	٧٦	٧٧	٧٨	٧٧	٨٠	٧٧
اختبار الهندسة (ص)	٧٢	٥٥	٦٠	٥٨	٥٤	٥٥	٥٤	٥٢

خطوات الحـــل :

يُفضــل لإيجاد رتب كل من (س) ، (ص) عمل الجدولين الآتيين حتى نضمن صحة الترتيب :

١- إيجاد رتب (س) :

نرتب درجات التلاميذ فى الجبر ترتيباً تنازلياً ونرتب درجات التلاميذ فى الهندسة ترتيباً تنازلياً أيضاً ، فإذا رتبت درجات الظاهرة الأولى (درجات س) تصـــاعدياً ، فيجـــب ترتيـــب درجـــات الظاهرة الثانية (درجات ص) تصاعدياً أيضاً .

الترتيب التنازلى	٨٠	٧٨	٧٧	٧٧	٧٧	٧٦	٧٥	٧٥
مسلســل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
الرتـــب	١	٢	٤	٤	٤	٦	٧,٥	٧,٥

نلاحظ من الجدول السابق ما يأتى :

(أ) الســـطر الأفقـــى الأول : يـــتم فيه ترتيب مفردات الظاهرة (س) ترتيباً تنازلياً ، أو تصاعدياً .

(ب) السطر الأفقى الثانى : يتم فيه إعطاء أرقام مسلسلة للظاهرة (س) .

(جـــ) السطر الثالث خـــاص للرتب : والرتبة تمثل المسلسل ، ولكن إذا كانت الظاهـــرة مكررة فتعطى كل ظاهرة متوسط المسلسل ، فمثلاً الدرجة ٧٧ مكـــررة ثـــلاث مـــرات ومسلســـلها ٣ ، ٤ ، ٥ فتأخذ كل منها متوسط التسلسل ($\frac{٣ + ٤ + ٥}{٣}$) = ٤ ، وهكذا .

٢- إيجاد رتب (ص) :

الترتيب التنازلى	٧٢	٦٠	٥٨	٥٥	٥٥	٥٤	٥٤	٥٢
مسلســل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
الرتـــب	١	٢	٣	٤,٥	٤,٥	٦,٥	٦,٥	٨

٣- نكون الجدول الآتى :

س	ص	رتب س	رتب ص	ف	ف^{٢}
٧٥	٧٢	٧,٥	١	٦,٥	٤٢,٢٥
٧٥	٥٥	٧,٥	٤,٥	٣	٩,٠٠
٧٦	٦٠	٦	٢	٤	١٦,٠٠
٧٧	٥٨	٤	٣	١	١,٠٠
٧٨	٥٤	٢	٦,٥	٤,٥-	٢٠,٢٥
٧٧	٥٥	٤	٤,٥	٠,٥-	٠,٢٥
٨٠	٥٤	١	٦,٥	٥,٥-	٣٠,٢٥
٧٧	٥٢	٤	٨	٤-	١٦,٠٠

مجـ ف^{٢} = ١٣٥

$$\therefore \text{ر} = ١ - \frac{٦ \times ١٣٥}{٨ \times (٦٤ - ١)}$$

$$= ١ - \frac{٦ \times ١٣٥}{٨ \times ٦٣} = ٠,٦٠٧$$

درجات الحرية = ن = ٨

بالكشف فى الجداول الإحصائية الخاصة بمعامل ارتباط سبيرمان عند درجات حرية تساوى ٨ نجد أن قيمة ر المحسوبة غير دالة ، نظراً لأن قيمة ر المحسوبة أقل من القيمة الجدولية (٠,٧٣٨) عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى يمكن رفض الفرض السابق وقبول الفرض البديل ، حيث لا توجد فروق دالة إحصائياً بين درجات التلاميذ فى اختبارى الجبر والهندسة .

مثال (٤٦) :

فيما يلى تقديرات عشرة طلاب بالفرقة الأولى بكلية التربية فى مادة الرياضيات (س) ، ومادة الكيمياء (ص) ، احسب قيمة العلاقة بين تقديرات الطلاب فى المادتين .

الرياضيات	ضعيف	ممتاز	ضعيف	ضعيف جداً	مقبول	مقبول	جيد جداً	جيد	جيد	مقبول
الكيمياء	جيد	جيد جداً	ضعيف جداً	مقبول	مقبول	جيد جداً	مقبول	ممتاز	مقبول	ضعيف

خطوات الحل :

١- إيجاد رتب (س) :

الترتيب التنازلي	ممتاز	جيد جدا	جيد	جيد	مقبول	مقبول	مقبول	ضعيف	ضعيف	ضعيف جداً
مسلسل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
الرتب	١	٢	٣,٥	٣,٥	٦	٦	٦	٨,٥	٨,٥	١٠

٢- إيجاد رتب (ص) :

الترتيب التنازلي	ممتاز	جيد جداً	جيد جداً	جيد	مقبول	مقبول	مقبول	مقبول	ضعيف	ضعيف جداً
مسلسل	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
الرتب	١	٢,٥	٢,٥	٤	٦,٥	٦,٥	٦,٥	٦,٥	٩	١٠

٣- نكون بعد ذلك الجدول الآتى :

الرياضيات (س)	الكيمياء (ص)	رتب (س)	رتب (ص)	ف	ف²
ضعيف	جيد	٨,٥	٤	٤,٥+	٢٠,٢٥
ممتاز	جيد جدا	١	٢,٥	١,٥-	٢,٢٥
ضعيف	ضعيف جدا	٨,٥	١٠	١,٥-	٢,٢٥
ضعيف جداً	مقبول	١٠	٦,٥	٣,٥+	١٢,٢٥
مقبول	مقبول	٦	٦,٥	٠,٥-	٠,٢٥
مقبول	جيد جداً	٦	٢,٥	٣,٥+	١٢,٢٥
جيد جداً	مقبول	٢	٦,٥	٤,٥-	٢٠,٢٥
جيد	ممتاز	٣,٥	١	٢,٥+	٦,٢٥
جيد	مقبول	٣,٥	٦,٥	٣,٠-	٩,٠٠
مقبول	ضعيف	٦	٩	٣,٠-	٩,٠٠

مجـ ف² = ٩٤

$$\therefore \text{ر} = ١ - \frac{٦ \text{ مجـ ف}^{٢}}{\text{ن} (\text{ن}^{٢} - ١)}$$

$$= ١ - \frac{٦ \times ٩٤}{١٠ \times ٩٩} = ١ - ٠,٥٧ = ٠,٤٣$$

نلاحظ مما سبق أن :

(١) معامل ارتباط الرتب لسبير مان يصلح لإيجاد الارتباط لبيانات رقمية كمثال (٤٥) ، أو لبيانات وصفية كمثال (٤٦) .

(٢) مجموع الفروق عن متوسطها (مجـ ف) = صفر دائماً

(٣) مجموع رتب المتغير الأول (مجـ س) = مجموع رتب المتغير الثانى (مجـ ص) .

(٤) تتراوح قيمة معامل ارتباط الرتب فيما بين +١ ، -١ ، ونحصل على الارتباط التام الموجب (+١) ، إذا كانت جميع الرتب فى المتغيرين متساوية (ترتيب الحالات واحد تماماً فى المتغيرين) ، أما الارتباط التام السالب (-١) ، نحصل عليه إذا كان ترتيب الأفراد فى المتغير الأول عكس ترتيبهم فى المتغير الثانى ، بمعنى أن الفرد الذى حصل على الرتبة الأولى فى المتغير (س) كانت رتبته الأخيرة فى المتغير الثانى (ص) ، وهكذا .

(٥) لتفسير معنى الارتباط نربع معامل ارتباط الرتب ($ر^٢$) ، نظراً لأن $ر^٢$ تفسر نسبة التباين فى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغير المستقل (التباين المشترك بين المتغيرين) .

ويمكن استخدام معادلة كندال لاختبار دلالة معامل ارتباط سبيرمان عندما يكون حجم العينة $\geq$ ١٠ :

$$ت = ر \times \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر^٢}}$$

ثم نحدد قيمة تَ الجدولية عند درجات حرية ن - ٢ ، ونقارن بين ت المحسوبة مع تَ الجدولية ، كما سبق توضيح ذلك .

تمارين :

١- احسب معامل ارتباط الرتب بين س ، ص من البيانات الآتية :

س	٤	٥	٥	٦	٩	١٠	٩	١١	٩	١٢
ص	٢	٤	٥	٩	٧	٤	٨	١٠	١٠	١١

٢- فيما يلى تقديرات عشرة طلبة بكلية العلوم فى مادتى الرياضيات (س) ، والكيمياء (ص) . احسب قيمة العلاقة بين تقديرات الطلبة فى المادتين .

س	جيد جدا	مقبول	جيد	ضعيف جدا	مقبول	ممتاز	ضعيف	ضعيف	جيد جدا	مقبول
ص	جيد	ضعيف	جيد	مقبول	ممتاز	جيد جداً	ضعيف جداً	ضعيف جداً	جيد	جيد

ثانياً : معامل ارتباط فاى ($\varnothing$) : *Phi Coefficient*

يستخدم معامل ارتباط فاى *($\varnothing$)* فى حساب العلاقة بين متغيرين منفصلين (اسميين) ، أى يستخدم فى الحالات التى يُقسم فيها كل من المتغيرين إلى نوعين مختلفين مثل الصفات ومعكوساتها (ذكور – إناث ؛ علمى – أدبى ؛ صواب – خطأ ؛ نعم – لا ؛ راسب – ناجح ؛ ضعيف – متفوق ؛ وغيرها) ، لذا فهو يصلح لتحليل مفردات أسئلة الاختبارات النفسية ، ويصلح فى حساب العلاقة بين الآباء والأبناء ، والعلاقة بين المعلمين وتلاميذهم ، وغيرها . ويمكن أن يستخدم فى حساب العلاقة بين المتغيرات المتصلة ، أو المستمرة بعد تحويلها إلى متغيرات ثنائية كما هو الحال فى حالة تحليل التباين الثنائى (سيأتى الحديث عنه) .

مثال (٤٧) :

إذا كانت لدينا إجابة ثنائية (نعم – لا) عن سؤالين مختلفين (س ، ص) ، احسب العلاقة بين الإجابات عن هذين السؤالين من البيانات الآتية :

ص \ س	نعم	لا	المجموع
نعم	٥ (أ)	٩ (ب)	١٤
لا	١٣ (جـ)	٤ (د)	١٧
المجموع	١٨	١٣	٣١

خطوات الحل :

نحسب معامل ارتباط فاى *($\varnothing$)* من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل ارتباط فاى } (\varnothing) = \frac{\text{أ د} - \text{ب جـ}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{ب})(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ} + \text{جـ})(\text{ب} + \text{د})}}$$

$$\text{معامل ارتباط فاى } (\varnothing) = \frac{٥ \times ٤ - ٩ \times ١٣}{\sqrt{١٤ \times ١٧ \times ١٨ \times ١٣}} = -٠,٤١$$

حل آخر :

نحول التكرارات إلى نسب من المجموع الكلى (٣١) على النحو الآتى :

ص \ س	نعم	لا	مجـ النسب
نعم	٠,١٦ (أ)	٠,٢٩ (ب)	٠,٤٥(هـ)
لا	٠,٤٢(جـ)	٠,١٣ (د)	٠,٥٥ (ى)
مجـ النسب	٠,٥٨(هَـ)	٠,٤٢(ىَ)	١,٠٠

نحسب معامل ارتباط فاى $(\varnothing)$ من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل ارتباط فاى } (\varnothing) = \frac{\text{أ د} - \text{ب جـ}}{\sqrt{\text{هـ} \times \text{ى} \times \text{هَـ} \times \text{ىَ}}}$$

$$= \frac{٠,١٦ \times ٠,١٣ - ٠,٢٩ \times ٠,٤٢}{\sqrt{٠,٤٥ \times ٠,٥٥ \times ٠,٥٨ \times ٠,٤٢}}$$

معامل ارتباط فاى $(\varnothing)$ = - ٠,٤١

وهى نفس النتيجة التى حصلنا عليها سابقاً .

ويتم حساب الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط فاى $(\varnothing)$ بطريقتين هما :

١ـ استخدام كا^٢ :

يـتم حسـاب الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط فاى $(\varnothing)$ من علاقته بـ (كا^٢) من المعادلة الآتية :

$$\varnothing = \sqrt{\frac{\text{كا}^٢}{\text{ن}}}$$

كا^٢ = ن × $(\varnothing)^٢$ = ٣١ × ٠,١٧ = ٥,٢٧

درجات حرية كا^٢ = (عدد الصفوف - ١) (عدد الأعمدة - ١)

درجات حرية كا^٢ = ١ × ١ = ١

نكشـف عـن قـيمة كـا^٢ الجدولية المقابلة لدرجات حرية (١) فى الجداول الإحصائية الخاصة بـ كا^٢ عند مستويات ٠,٠٥ ، ٠,٠١ ، ٠,٠٠١ نجدها مساوية ٣,٨٤ ، ٦,٦٤ ، ١٠,٨٣ على الترتيب .

∴ قيمة كا^{٢} (٥,٢٧) > كا^{٢} الجدولية (٣,٨٤) عند مستوى ٠,٠٥

∴ معامل ارتباط (Ø) دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ ، وبالتالى يمكن القول أنه توجد علاقة سالبة دالة إحصائياً بين استجابات الأفراد عن السؤال (س) واستجاباتهم عن السؤال (ص) .

٢ـ حساب دلالة (Ø) من الدرجة المعيارية (ذ) :

$$\boxed{ذ = Ø \sqrt{ن}}$$

∴ ذ = ٠,٤١ $\sqrt{٣١}$ = − ٢,٢٨

نقارن قيمة (ذ) المحسوبة بالقيم اللازمة للدلالة الإحصائية للنسبة الحرجة عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ (±١,٩٦ ، ±٢,٥٨) لدلالة الطرفين .

∴ قيمة (ذ) المحسوبة (−٢,٢٨) دالة عند مستوى ٠,٠٥

تمرين :

احسب معامل ارتباط (Ø) و كا^{٢} من البيانات الآتية :

س \ ص	منخفض	مرتفع
منخفض	٤٩	٧٣
مرتفع	٣٧	٩١

ثالثاً : معامل الارتباط الرباعى :

Tetrachoric Correlation Coefficient

لا يختلف معامل الارتباط الرباعى فى فكرته العامة عن معامل (Φ) ، وتتمثل الاختلافات المحدودة بينهما فى الآتى :

١- أن يكون المتغيران فى معامل الارتباط الرباعى متغيرين متصلين أصلاً ، قسم كل منهما إلى فئتين فقط عند نقطة معينة على متصل الدرجات ، بحيث تصبح درجة الفرد على أى متغير منهما إما " منخفضة أو مرتفعة " ، " أقل من المتوسط أو أعلى من المتوسط " ، وهكذا وفقاً لمحك نقطة التقسيم ، وبذلك تتحول درجات أفراد العينة إلى تكرارات لهذا التقسيم الثنائى للمتغير .

٢- أن يؤدى هذا التصنيف الثنائى للدرجات إلى تكرارات متقاربة فى فئتى الجدول ، بحيث لا تبعد تكرارات الفئة بعداً كبيراً عن ٥٠ % من التكرارات الخاصة بالمتغير ، ولا يصلح معامل الارتباط الرباعى فى حالة ما إذا زادت التكرارات فى إحدى خلايا الجدول عن ٩٠ % من تكرارات المتغير ، أو نقصت فى خلية أخرى عن ١٠ % .

٣- أن يكون توزيع الدرجات الأصلية لكل من المتغيرين توزيعاً اعتدالياً ، أو قريباً جداً من التوزيع الاعتدالى ، بحيث يصوغ الباحث افتراض أن البيانات التى يعالجها مسحوبة من مجموعة أصلية ذات توزيع اعتدالى نموذجى ، لذا كلما كانت العينة كبيرة ، كلما كان التوزيع اعتدالياً ، ويجب ألا تقل العينة عن ٢٠٠ فرد .

فإذا طبق باحث اختباراً لقياس الذكاء الوجدانى على عينة حجمها ٢٠٠ فرد ، وقام بتقسيم الأفراد طبقاً لدرجاتهم التى تقع أعلى وأدنى من متوسط الدرجات إلى مجموعتين مرتفعى الذكاء الوجدانى ، ومنخفضى الذكاء الوجدانى ، ثم طبق الباحث على نفس العينة من الأفراد مقياساً لقياس سمة الانبساط ، وتم تقسيم الأفراد عن طريق متوسط الدرجات على الاختبار إلى منبسطين ومنطويين ، وقام بتدوين تكرارات أفراد العينة فى هذين المتغيرين ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

الذكاء / الانبساط	مرتفعون	منخفضون	مجـ	النسبة
منبسطون	٤٠ (أ)	٦٠ (ب)	١٠٠	٥٠ %
منطويون	٣٥ (جـ)	٦٥ (د)	١٠٠	٥٠ %
مجـ	٧٥	١٢٥	٢٠٠	
النسبة	٣٨ %	٦٢ %		

نســتخدم عادة معادلة من الدرجة الثانية ذات مجهولين لحساب قيمة معامل الارتباط الرباعى (رب) هى :

$$\frac{\text{أ د} - \text{ب جـ}}{\text{ن}^{٢} \times \text{ص صَ}} = \text{ر} + \frac{\text{س سَ}}{٢}\,\text{ر}^{٢} \qquad (١)$$

حيث أن :

ص = ارتفاع المنحنى الاعتدالى عند نقطة التقسيم ٥٠ % ، ٥٠ %

صَ = ارتفاع المنحنى الاعتدالى عند نقطة التقسيم ٣٨ % ، ٦٢ %

س ، سَ = الدرجتين المعياريتين عند نقطتى التقسيم (ص ، صَ)

ر = معامل الارتباط الربـاعــى

وهــذه المعادلــة يمكــن حلها بواسطة التحليل – فى بعض الأحيان – إلا أن الطريقة العامة لحلها هى :

$$\text{س} = \frac{-\text{ب} \pm \sqrt{\text{ب}^{٢} - ٤\,\text{أ جـ}}}{٢\,\text{أ}}$$

والمعادلــة (١) معادلــة طويلة تتطلب كمية عمل كبيرة ، فقد قام " ديفيدوف وجوهيــن " *(Devidoff&Goheen,1953)* بوضــع جدول مبسط لتحديد قيمة معامل الارتباط الرباعى من بيانات الجدول السابق هى :

$$\text{رب} = \frac{\text{أ} \times \text{د}}{\text{ب} \times \text{جـ}} = \frac{٤٠ \times ٦٥}{٦٠ \times ٣٥} = ١,٢٤$$

ويلاحظ أن هذه القيمة تقريبية ، وإن كانت الفروق بينها وبين القيمة الناتجة عن التعويض فى معادلة الدرجة الثانية (المعادلة ١) ، فروقاً ضئيلة لا تقارن بحجم الوفر فى الوقت والجهد واحتمال التعرض للأخطاء .

ويمكن حساب معامل الارتباط الرباعى عن طريق حساب معامل ارتباط (Ø) وبالكشف فى الجداول الإحصائية الخاصة بقيمة معامل الارتباط الرباعى المقابلة لمعامل ارتباط (Ø) ، نحصل على قيمة تقريبية لمعامل الارتباط الرباعى .

فيمكن حساب معامل ارتباط (Ø) من مثالنا السابق على النحو الآتى :

$$\text{Ø} = \frac{٤٠ \times ٦٥ - ٦٠ \times ٣٥}{\sqrt{١٠٠ \times ١٠٠ \times ١٢٥ \times ٧٥}} = ٠,٠٥$$

قيمة معامل الارتباط الرباعى (ر ب) المقابلة لمعامل ارتباط (Ø) المساوى (٠,٠٥) تساوى ٠,٠٨ ، وهى قيمة تقريبية .

رابعاً : معامل الاقتران الرباعي : *Coefficient of Assoeiation*

اقـــترح " يـــول *Yule* " معاملاً للاقتران الرباعي يمكن استخدامه في الحالات الـتي يصـعب فـيها استخدام الارتباط الرباعي ، وهو قد لا يرقى إلى دقة معاملات الارتباط الأخرى ، إلا أنه يقترب من معامل ارتباط بيرسون إذا تم ضربه × ٠,٧٥ .

وتعـتمد طـريقة حسـاب الاقـتران الرباعي على خارج قسمة فرق الخلايا المتشابهة على حاصل جمعهما من المعادلة الآتية :

$$\text{الاقتران الرباعي } (ر_ق) = \frac{\text{أ د} - \text{ب جـ}}{\text{أ د} + \text{ب جـ}}$$

$$ر_ق = \frac{(٤٠ \times ٦٥) - (٦٠ \times ٣٥)}{(٤٠ \times ٦٥) + (٦٠ \times ٣٥)} = \frac{٥٠٠}{٤٧٠٠}$$

$$= \frac{٥}{٤٧} = ٠,١١$$

وتمـيل القـيم العددية لمعامل الاقتران الرباعي (رق) إلى أن تكون أكبر من القـيم العدديـة لمعـاملات الارتـباط الأخرى ، لذا فإنه من الأفضل أن يقترب معامل الاقتران الرباعي من معامل ارتباط بيرسون بضربه في ٠,٧٥ أي أن :

$$ر = ٠,٧٥ \times ر_ق = ٠,٧٥ \times ٠,١١ = ٠,٠٨$$

نلاحظ أن القيمة الناتجة (٠,٠٨) تساوى تقريباً قيمة معامل الارتباط الرباعي التي حصلنا عليها من نفس البيانات .

تمرين :

احسـب معـامل الارتـباط الـرباعي ومعامل الاقتران الرباعي من البيانات الآتية :

س \ ص	ضعيف	متفوق
ضعيف	٠,٢٧	٠,٢٠
متفوق	٠,٣٠	٠,٢٣

خامساً : معامل ارتباط التوافق :

Contingency Coefficient of Correlation:

يستخدم معامل ارتباط التوافق فى حساب العلاقة بين المتغيرات ثنائية التقسيم غير القابلة للقياس العددى بعد رصدها فى صورة جداول تكرارية مزدوجة عدد خلايا أعمدتها أو صفوفها أكبر أو تساوى اثنين ($\geq$ ٢) مثل : الحالة الاجتماعية (متزوج ، أعزب ، مطلق) ؛ لون البشرة (أبيض ، قمحى ، أسود) ؛ الجنسية (مصرى ، سعودى ، سورى) ، وغيرها من المتغيرات التى لا نستطيع قياسها قياساً كمياً ، أى أن معامل ارتباط التوافق يستخدم فى حساب العلاقة بين المتغيرات التى يتم وصفها وصفاً كيفياً ، ويحسب من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل ارتباط التوافق (ق)} = \sqrt{١ - \frac{١}{جـ}}$$

حيث أن :

$$جـ = مجـ \left[\frac{\text{مربع تكرار كل خلية}}{\text{مجـ التكرارات لعمود تلك الخلية} \times \text{مجـ التكرارات لصف نفس الخلية}} \right]$$

مثال (٤٨) :

إذا أردنا حساب العلاقة بين لون العيون لدى الآباء ولونها لدى أبنائهم من بيانات الجدول الآتى :

الأبناء / الآباء	زرقاء	خضراء	بُنية	مجـ
زرقاء	٢	٤	٤	١٠
خضراء	٣	١	٦	١٠
بنية	٥	٢	٣	١٠
مجـ	١٠	٧	١٣	٣٠

خطوات الحل :

حساب حـ :

(١) بالنسبة للتكرار (٢) = $\frac{٤}{١٠ \times ١٠}$ = ٠,٠٤

(٢) بالنسبة للتكرار (٣) = $\frac{٩}{١٠ \times ١٠}$ = ٠,٠٩

(٣) بالنسبة للتكرار (٥) = $\frac{٢٥}{١٠ \times ١٠}$ = ٠,٢٥

(٤) بالنسبة للتكرار (٤) = $\frac{١٦}{٧ \times ١٠}$ = ٠,٢٣

(٥) بالنسبة للتكرار (١) = $\frac{١}{٧ \times ١٠}$ = ٠,٠١

(٦) بالنسبة للتكرار (٢) = $\frac{٤}{١٣ \times ١٠}$ = ٠,٠٦

(٧) بالنسبة للتكرار (٤) = $\frac{١٦}{١٣ \times ١٠}$ = ٠,١٢

(٨) بالنسبة للتكرار (٦) = $\frac{٣٦}{١٣ \times ١٠}$ = ٠,٢٨

(٩) بالنسبة للتكرار (٣) = $\frac{٩}{١٣ \times ١٠}$ = ٠,٠٧

∴ حـ = ٠,٠٤ + ٠,٠٩ + ٠,٢٥ + ٠,٢٣ + ٠,٠١ + ٠,٠٦

+ ٠,١٢ + ٠,٢٨ + ٠,٠٧ = ١,١٥

معامل ارتباط التوافق (ق) = $\sqrt{١ - \frac{١}{حـ}}$

= $\sqrt{١ - \frac{١}{١,١٥}}$ = ٠,٣٦

نحسب الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق عن طريق حساب كا٢ ، ونقارن القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية لـ كا٢ المقابلة لدرجات حرية = (عدد الأعمدة – ١) (عدد الصفوف – ١)

$$\boxed{\text{كا}^2 \text{ (المحسوبة) } = \frac{\text{ن} \times \text{ق}^2}{1 - \text{ق}^2}}$$

حيث أن :

ن = عدد أفراد العينة ق٢ = مربع معامل التوافق المحسوب

$$\therefore \quad \text{كا}^{٢} = \frac{٣٠ \times (٠,٣٦)^{٢}}{١-(٠,٣٦)^{٢}} = ٤,٤٨$$

قيمة كا٢ المقابلة لدرجات حرية ٤ عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ = ٩,٤٩ ، ١٣,٢٨ على الترتيب .

∴ قيمة كا٢ المحسوبة (٤,٤٨) غير دالة إحصائياً .

∴ معامل ارتباط التوافق (٠,٣٦) غير دال إحصائياً ، وبالتالى يمكن القول بأنه لا توجد علاقة دالة بين الخصائص الوراثية للون العيون عند الآباء ولونها لدى أبنائهم .

ويمكن حساب معامل ارتباط التوافق بمعرفة (كا٢) من المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{ق} = \sqrt{\frac{\text{كا}^{٢}}{\text{كا}^{٢} + \text{ن}}}}$$

ونستطيع الحكم على قوة معامل التوافق من ناتج المعادلة الآتية :

$$\boxed{\text{قوة معامل التوافق} = \sqrt{\frac{\text{ق}^{٢}}{١ - \text{ق}}}}$$

وتخضع قوة معامل التوافق لمحكات الحكم على قيمة نسبة الارتباط (η^2 ، ω^2) التى تم ذكرها فى الفصل الثالث .

تمرين :

احسب معامل ارتباط التوافق من البيانات الآتية :

ص / س	راسب	ناجح
راسب	٠,٢٧	٠,٢٠
ناجح	٠,٣٠	٠,٢٣

سادساً : معامل ارتباط كندال :

Kendal's Correlation Coefficient

يُستخدم معامل ارتباط كندال فى حساب العلاقة بين متغيرين فى القياس الرتبى ، أى أنه يستخدم فى نفس الأغراض التى يستخدم فيها معامل ارتباط " سبير مان " ، إلا أن معامل كندال أفضل كثيراً من معامل سبيرمان فى قياس ارتباط الرتب ، وقيمته أقل من قيمتى معامل بيرسون ومعامل سبيرمان ، ويتم حسابه من المعادلة الآتية :

$$ر = \frac{مجـ د}{\frac{1}{2} ن (ن - 1)}$$

حيث أن :

مجـ د = مجموع الفروق فى عدد الرتب   ن = عدد أزواج القيم (العينة)

مثال (٤٩) :

إذا علمت أن رتب ١٢ طالباً فى كل من الطموح والإبداع ، كما هى موضحة بالجدول الآتى :

الفرد	أ	ب	ث	د	ت	ج	ر	ح	س	ل	ك	و
رتبة الطموح	٣	٤	٢	١	٨	١١	١٠	٦	٧	١٢	٥	٩
رتبة الإبداع	٢	٦	٥	١	١٠	٩	٨	٣	٤	١٢	٧	١١

احسب معامل ارتباط كندال من البيانات السابقة

خطوات الحل :

(١) نرتب المتغير الأول (الطموح) ترتيباً طبيعياً ، ثم نرتب رتب المتغير الثانى (الإبداع) طبقاً لذلك .

الفرد	د	ث	أ	ب	ك	ح	س	ت	و	ر	ج	د
رتبة الطموح	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
رتبة الإبداع	١	٥	٢	٦	٧	٣	٤	١٠	١١	٨	٩	١٢

(٢) نوجد الفرق بين عدد الرتب التى تقع على يسار ، أو أسفل الترتيب الأول ، وعدد الرتب التى تقع على يمين ، أو أعلى الترتيب الأول بالنسبة لتوزيع

المتغــير الذى لم يرتب ترتيباً طبيعياً (الإبداع) ، ثم ننتقل إلى الترتيب الثانى ونوجد الفرق بين عدد الرتب على يمينه وعدد الرتب على يساره على النحو الآتى :

- بالنسبة للرتبة ١ : د = ١١ – صفر = ١١
- بالنسبة للرتبة ٥ : د = ٧ – صفر = ٧
- بالنسبة للرتبة ٢ : د = ٩ – ١ = ٨
- بالنسبة للرتبة ٦ : د = ٦ – صفر = ٦
- بالنسبة للرتبة ٧ : د = ٥ – صفر = ٥
- بالنسبة للرتبة ٣ : د = ٦ – ٣ = ٣
- بالنسبة للرتبة ٤ : د = ٥ – ٣ = ٢
- بالنسبة للرتبة ١٠ : د = ٢ – صفر = ٢
- بالنسبة للرتبة ١١ : د = ١ – صفر = ١
- بالنسبة للرتبة ٨ : د = ٢ – ٢ = صفر
- بالنسبة للرتبة ٩ : د = ١ – ٢ = -١
- بالنسبة للرتبة ١٢ : د = صفر

.. مجـ د = ٤٤ ، ن = ١٢

$$ر = \frac{\text{مجـ د}}{\frac{1}{2}\text{ن}(\text{ن} - ١)} = \frac{٤٤}{\frac{1}{2} \times ١٢ \times ١١} = ٠,٦٧$$

ويمكن حساب دلالة معامل كندال من قيمة ذ على النحو الآتى :

$$\boxed{ذ = \frac{ر}{\sqrt{\frac{٢(٢\text{ن} + ٥)}{٩\text{ن}(\text{ن} - ١)}}}}$$

$$ذ = \frac{٠,٦٧}{\sqrt{\frac{٢(٢٤ + ٥)}{٩ \times ١٢ \times ١١}}} = \frac{٠,٦٧}{\sqrt{\frac{٥٨}{١١٨٨}}} = ١٣,٧٢$$

نقــارن قيمة (ذ) المحسوبة (١٣,٧٢) بقيمة (ذ) الجدولية (±١,٩٦ ، ±٢,٥٨) عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ على الترتيب .

نجــد قيمة (ذ) دالة عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالى فإن معامل ارتباط كندال (٠,٦٧) دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ .

سابعاً : معامل إتفاق كندال :

Kendall Coefficient of Concordance

يقوم بعض الباحثين بإعداد بعض أدوات القياس السلوكية مثل : الاختبار ، الاستبيان ، وبطاقة الملاحظة ، وغيرها من أدوات القياس ، ثم يقومون بعرض هذه الأدوات على مجموعة من الخبراء المتخصصين فى المجال الذى أُعدت فيه أداة القياس لأخذ آرائهم والإفادة منها فى إعداد الأداة موضوع البحث ، وهذا ما يطلق عليه صدق المحكّمين ، إلا أن بعض الباحثين يقومون بكتابة عبارات براقة فى بحوثهم مثل : " تم أخذ العبارات التى اتفق عليها ٩٠ % من المحكمين " دون إجراء تحليل إحصائى جيد يؤكد صحة العبارة السابقة ، لذا يجب على الباحثين تحديد درجة اتفاق المحكّمين على عبارات الأداة السلوكية تحديداً إحصائياً ، وهنا يفضل حساب معامل اتفاق كندال بين المحكمين من المعادلة الآتية :

$$\text{معامل اتفاق كندال } (ر_ك) = \frac{١٢ \times \text{مجـ ف}^٢}{م^٢ \times ن \,(ن^٢ - ١)}$$

حيث أن :

مجـ ف^٢ = مجموع مربعات الفروق عن المتوسط الخاص بالصفوف

م = عدد المحكّمين

ن = حجم العينة ، أو عدد بنود أداة القياس

مثال (٥٠) :

نفترض أن باحثاً قام بإعداد اختبار لقياس سمة المثابرة لدى طلاب الجامعة مثلاً ويتكون هذا الاختبار من عشرة بنود ، أو عشرة أبعاد ، ثم قام الباحث بعرض هذا الاختبار على مجموعة من المحكمين عددهم خمسة وطلب منهم ترتيب هذه البنود العشرة ، أو الأبعاد العشرة من حيث جودة ، أو صحة قياس كل منها لسمة المثابرة ، وحصل الباحث على تقديرات هؤلاء المحكّمين ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

البنود أو الأبعاد	تقديرات المحكمين					مجموع رتب كل بند أو بعد	ف	ف^٢
	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)			
١	٢	١	٢	٣	٤	١٢	١٥,٥	٢٤٠,٢٥
٢	١	٣	١	٢	٢	٩	١٨,٥	٣٤٢,٢٥
٣	٣	٤	٤	١	٣	١٥	١٢,٥	١٥٦,٢٥
٤	٥	٥	٥	٥	١	٢١	٦,٥	٤٢,٢٥
٥	٤	٢	٦	٧	٦	٢٥	٢,٥	٦,٢٥
٦	٧	٨	٣	٤	٧	٢٩	١,٥	٢,٢٥
٧	٦	٦	٨	٦	٥	٣١	٣,٥	١٢,٢٥
٨	٨	٧	٧	٨	٩	٣٩	١١,٥	١٣٢,٢٥
٩	٩	١٠	١٠	٩	٨	٤٦	١٨,٥	٣٤٢,٢٥
١٠	١٠	٨	٩	١٠	١١	٤٨	٢٠,٥	٤٢٠,٢٥

المطلوب : **كيف يحدد الباحث درجة اتفاق المحكمين على هذه البنود أو الأبعاد ؟**

خطوات الحل :

١- يضـــع الباحث فى العمود الأول أرقام البنود ، أو الأبعاد العشرة ، والتى تمثل العينة الخاصة بالدراسة (ن) .

٢- بمـــا أن لكل بند أو بعد خمس رتب وضعها خمسة محكمين مختلفين ، يقوم الباحث بإعداد خمسة أعمدة يضع فى كل عمود الرتب الخاصة بكل محكم من المحكمين الخمسة .

٣- يقــوم الباحـــث بــإعداد عمـــود سادس يجمع فيه الرتب الخاصة بكل بند ، أو بعـــد ، فـــنلاحظ أن مجمـــوع رتـــب البـــند ، أو الـــبعد الأول للمحكمين الخمســـة = ١٢ ، ومجمـــوع رتـــب البـــند ، أو الـــبعد الـــثانى للمحكمين الخمسة = ٩ ، وهكذا لكل البنود ، أو الأبعاد .

٤- يقوم الباحث بجمع هذه الرتب حتى يحصل على المجموع الكلى لهذه الرتب ، والــذى يســـاوى فـــى مثالنا ٢٧٥ رتبة ، ولكى يتأكد الباحث من صحة هذا المجمـــوع (مجمـــوع الرتـــب) ، يمكن مطابقة المجموع الذى حصل عليه (٢٧٥) بناتج المعادلة الآتية :

$$\text{مجموع الرتب (مجـ ر)} = \frac{\text{م} \times \text{ن} (\text{ن} + 1)}{2}$$

$$\text{مجـ ر} = \frac{5 \times 10 (10 + 1)}{2}$$

$$= \frac{5 \times 110}{2} = 275$$

∴ مجموع الرتب (مجـ ر) = ٢٧٥

٥- يقوم الباحث بحساب متوسط الرتب ، أى متوسط رتب الصفوف ، والذى يساوى المجموع الكلى للرتب (٢٧٥) مقسوماً على مجموع الصفوف أو مجموع البنود ، أو مجموع الأبعاد (ن = ١٠) ، وبالتالى يكون متوسط الرتب فى مثالنا هذا = ٢٧٥ ÷ ١٠ = ٢٧,٥ .

٦- يقوم الباحث بإعداد عمود سابع يسجل فيه الفرق (ف) بين مجموع رتب كل صف ومتوسط الرتب (٢٧,٥) . فالفرق بين مجموع رتب الصف الأول ومتوسط الرتب = ٢٧,٥ – ١٢ = ١٥,٥ ، والفرق بين مجموع رتب الصف الثانى ومتوسط الرتب = ٢٧,٥ – ٩ = ١٨,٥ ، وهكذا لكل الصفوف .

٧- يقوم الباحث بإعداد عمود ثامن يسجل فيه مربعات قيم الفروق (ف) حتى يحصل على (ف^2) ، ومنه يحصل الباحث على مجموع مربعات الفروق (مجـ ف^2) .

٨- يقوم الباحث بالتعويض فى المعادلة الآتية :

$$\text{ر ى} = \frac{12 \times \text{مجـ ف}^2}{\text{م}^2 \times \text{ن} (\text{ن}^2 - 1)}$$

$$\text{ر ى} = \frac{12 \times 1696{,}5}{25 \times 10 \times 99} = 0{,}82$$

ويشير معامل ارتباط كندال (٠,٨٢) إلى وجود ارتباط ، أو اتفاق مرتفع بين تقديرات المحكمين الخمسة لهذه البنود أو الأبعاد .

وتتراوح قيم معامل اتفاق كندال فيما بين صفر ، +١ ، وتدل القيمة صفر على وجود اختلاف تام بين المحكمين ، وتدل القيمة +١ على اتفاق تام بين تقديرات المحكمين .

٩- يقوم الباحث بعد حساب معامل اتفاق كندال بتقدير الدلالة الإحصائية لهذا المعامل باستخدام المعادلة الآتية :

$$\boxed{ف = \frac{ر_ى (م - ١)}{١ - ر_ى}}$$

$$ف = \frac{٠,٨٢ \times (٥ - ١)}{١ - ٠,٨٢} = \frac{٠,٨٢ \times ٤}{٠,١٨}$$

$$ف = ١٨,٢٢$$

١٠- يقارن الباحث قيمة ف المحسوبة (١٨,٢٢) بقيمة فَ الجدولية من جدول قيم ف النظرية عند درجات حرية البسط = عدد المحكمين - ١ ، ودرجات حرية المقام = عدد البنود أو الأبعاد - ١ ، أى أن درجات حرية البسط فى مثالنا = ٥ - ١ = ٤ ، ودرجات حرية المقام = ١٠ - ١ = ٩

وقيمة فَ الجدولية المقابلة لدرجات حرية (٤ ، ٩) عند مستويى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ تساوى ٣,٦٣ ، ٦,٤٢٢ ، على الترتيب ، أى أن ف المحسوبة (١٨,٢٢) > فَ الجدولية (٦,٤٢٢) عند مستوى ٠,٠١ ، أى يوجد اتفاق جوهرى دال عند مستوى ٠,٠١ بين آراء (رتب) المحكمين للبنود ، أو الأبعاد التى يتكون منها مقياس المثابرة .

١١- يمكن أن يلخص الباحث الخطوات السابقة فى الجدول الآتى :

المتغيرات	العدد	ر ى كندال	ف	د. ح	الدلالة
المحكمون البنود	٥ ١٠	٠,٨٢	١٨,٢٢	٤ ٩	٠,٠١

الفصل السابع

اختبار الفروض التنبؤية والتفاعلية

الفصل السابع

اختبار الفروض التنبؤية والتفاعلية

أولاً : اختبار الفروض التنبؤية :

١ـ تحليل الانحدار البسيط : *Simple Regression*

يقصد بالانحدار توضيح للعلاقة بين التغير فى ظاهرة ما إذا علم مقدار التغير فــى الظاهــرة المقابلـــة لها ، أى أن الانحدار تقدير للعلاقة بين متغيرين فى صورة جــبرية ، ويهــدف إلى الإفادة من معاملات الارتباط فى التنبؤ ، فإذا توافر لدى أحد المصــانع بــيانات عن كمية إنتاج كل عامل والأجر الذى يتقاضاه فيمكن التعرف على العلاقــة بيــن إنتاج العامل وأجره عن طريق معادلة رياضية نعرف منها كمية إنتاج العــامل بدلالــة أجــره ، كمــا أنه إذا علمنا درجة أى طالب فى اختبار الحساب فإننا نســتطيع أن نتنــبأ بدرجته فى اختبار الجبر ، وإذا علمنا درجة طالب آخر فى اختبار الجبر فإننا نستطيع أن نتنبأ بدرجته فى اختبار الحساب .

ولهــذا التنــبؤ أهميــته النفسية فى الإفادة من اختبارات الاستعدادات العقلية المخــتلفة التى تهدف إلى التنبؤ بمستويات الأفراد فى نواحى الأنشطة الجديدة التى لم يمارســونها مــن قــبل ، أى أنــه مفــيد فــى الــتقويم القبلى أو التقويم التسكينى *Placement Evaluation* لوضع الأفراد فى الأماكن المناسبة لهم ، ولوضع الطلاب فى التخصصات الأكاديمية المناسبة لهم .

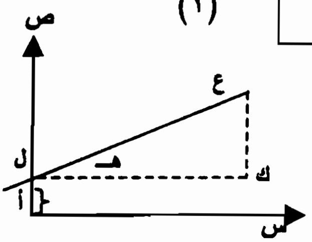
وقــد سُمى هذا المفهوم الإحصائى بالانحدار لأنه ينحدر فى تقديره للدرجات المخــتلفة نحــو المتوســط ، ولــذا تُسمى معادلات الانحدار أحياناً بمعادلات خطوط المتوســطات . وبالــتالى يمكــن التنــبؤ بدرجــات الأفراد فى الاختبار الثانى (ص) مــن درجــاتهم فــى الاختبار الأول (س) ، ويُسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص علــى س (ص /س) ، ونســتطيع أيضــاً أن نتنــبأ بدرجــات الاختبار الأول (س) من درجات الاختبار الثانى (ص) ، ويُسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار س على ص (س / ص) .

وتعــتمد طريقة حساب معادلات الانحدار على معاملات الارتباط ، الانحرافات المعــيارية ، والمتوسطات ، فإذا كانت العلاقة (قيمة معامل الارتباط) بين ظاهرتين قويــة ، فــإن استعمال قيمة إحدى الظاهرتين فى إيجاد قيمة الظاهرة الأخرى يكون صــحيحاً ، أى يؤدى إلى التنبؤ الانحدارى الصحيح ، أما إذا كانت العلاقة ضعيفة فإن

اســتعمال قيمة إحدى الظاهرتين فى إيجاد قيمة الظاهرة الأخرى يكون غير صحيح ، بمعــىٰ أنــه إذا كانت نسبة التباين المشترك أو المفسر ($ر^{٢}$) بين ظاهرتين أكبر من نســبة اغترابهما (غ) فقد يكون التنبؤ الانحدارى صحيحاً ، والعكس صحيح . بذلك نلاحــظ أن تحلــيل الانحــدار يجمــع بين الإحصاء الاستدلالى البارامترى والإحصاء الوصــفى ، ويخضع لشروط استخدام الإحصاء البارامترى (خطية العلاقة ، التوزيع الاعــتدالى ، العيــنات العشوائية ، تجانس التباين ، استقلالية العينات ، وغيرها) .

فمعامل الارتباط ومعامل الانحدار لهما صلة وثيقة بمعادلة الخط المستقيم وهى :

معادلة الخط المستقيم (ص) = أ + ب س	(١)



حيث أن :

ب = درجة ميل خط الانحدار على س

أ = الجزء المقطوع من المحور ص

ظا هـ (ميل ص / س) = ب = $\frac{\text{ع ك}}{\text{ك ل}}$

ولكــى نحصــل على معادلة الخط المستقيم (أ + ب س) فيجب أن نحسب المجهولين أ ، ب على النحو الآتى :

مجـــ ص = ن أ + ب مجـــ س

مجـــ ص – ب مجـــ س = ن أ

بقسمة طرفى المعادلة على ن نحصل على المعادلة الآتية :

أ = م ص – ب م س	(٢)

حيث أن :

م ص = متوسط درجات المتغير التابع المراد التنبؤ به (ص)

م س = متوسط درجات المتغير المستقل (س)

ب = معامل الانحدار

أ = قيمة الأوزان المقدرة للمتغيرات المستقلة الأخرى التى تؤثر فى المتغير التابع (مقدار ثابت) .

بضرب المعادلة (١) فى س والجمع نحصل على المعادلة الآتية :

$$مجـ س ص = أ مجـ س + ب مجـ س^٢$$

$$مجـ س ص - أ مجـ س = ب مجـ س^٢$$

$$\because أ = م_{ص} - ب م_{س}$$

$$\therefore مجـ س ص - (م_{ص} - ب م_{س}) مجـ س = ب مجـ س^٢$$

$$مجـ س ص - م_{ص} مجـ س + ب م_{س} مجـ س = ب مجـ س^٢$$

$$مجـ س ص - \frac{مجـ ص}{ن} مجـ س + ب \frac{مجـ س}{ن} مجـ س = ب مجـ س^٢$$

بضرب المعادلة فى ن :

$$ن مجـ س ص - مجـ ص مجـ س + ب (مجـ س)^٢ = ن ب مجـ س^٢$$

$$ن مجـ س ص - مجـ ص مجـ س = ب [ن مجـ س^٢ - (مجـ س)^٢]$$

$$\boxed{\therefore ب_{ص/س} = \frac{ن مجـ س ص - مجـ س \times مجـ ص}{ن مجـ س^٢ - (مجـ س)^٢}} \quad (٣)$$

من المعادلة (٢ ، ٣) يمكن حساب قيمة المجهولين أ ، ب ، وبالتالى يمكن إيجاد معادلة انحدار ص / س ، وأيضاً يمكن حساب معادلة انحدار س/ ص على النحو الآتى :

$$\boxed{\begin{aligned} بَ_{س/ص} &= \frac{ن مجـ س ص - مجـ س \times مجـ ص}{ن مجـ ص^٢ - (مجـ ص)^٢} \\ أَ &= م_{س} - ب \times م_{ص} \end{aligned}} \quad (٤)$$

للمراجعة :

$$ب_{ص/س} \times بَ_{س/ص} = \frac{(ن مجـ س ص - مجـ س \times مجـ ص)^٢}{[ن مجـ س^٢ - (مجـ س)^٢] [ن مجـ ص^٢ - (مجـ ص)^٢]}$$

$$\boxed{\therefore ب_{ص/س} \times بَ_{س/ص} = ر^٢ \text{ (مربع معامل الارتباط)}}$$

$$\boxed{\because ب_{ص/س} = \frac{مجـ (س - م_{س}) (ص - م_{س})}{ن ع^٢_{س}}} \quad (٥)$$

$$\therefore \quad \text{ر} = \frac{\text{مجـ}\,(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})\,(\text{ص} - \text{م}_{\text{س}})}{\text{ن}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}} \qquad (٦)$$

$$\therefore \quad \text{مجـ}\,(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})\,(\text{ص} - \text{م}_{\text{س}}) = \text{ر} \times \text{ن}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}} \qquad (٧)$$

بالتعويض فى المعادلة (٥) عن قيمة مجـ $(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})\ (\text{ص} - \text{م}_{\text{س}})$ من المعادلة (٧) نستنتج أن :

$$\text{ب}_{\text{ص/س}} = \frac{\text{ر} \times \text{ن}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ن}\ \text{ع}^2_{\text{س}}}$$

$$\therefore \quad \text{ب}_{\text{ص/س}} = \text{ر} \times \frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}}}$$

وبالمثل فإن :

$$\text{بَ}_{\text{س/ص}} = \text{ر} \times \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{ص}}}$$

حيث أن :

ر = قيمة معامل الارتباط بين الظاهرتين (س ، ص)

$\text{ع}_{\text{ص}}$ = الانحراف المعيارى لدرجات الظاهرة (ص)

$\text{ع}_{\text{س}}$ = الانحراف المعيارى لدرجات الظاهرة (س)

وبالتعويض فى معادلة الانحدار [ص = ب س + أ] عن قيمة كل من ب ، أ نحصل على الدرجة المراد التنبؤ بها $(\hat{\text{ص}})$ بمعلومية الدرجة المستقلة (س) على النحو الآتى :

$$\hat{\text{ص}} = \text{ر}\ \frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}}} \times \text{س} + (\text{م}_{\text{ص}} - \text{ر}\ \frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}}} \times \text{م}_{\text{س}})$$

$$\therefore \quad \hat{\text{ص}} = \text{م}_{\text{ص}} + \text{ر}\ \frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}}}\ (\text{س} - \text{م}_{\text{س}})$$

وبالمثل تكون معادلة انحدار س/ص هـى :

$$\hat{\text{س}} = \text{م}_{\text{س}} + \text{ر}\ \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{ص}}}\ (\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}})$$

الخطأ المعيارى للقيمة المتوقعة $\hat{ص}$ يحسب من المعادلة الآتية :

$$\text{الخطأ المعيارى لـ } \hat{ص} = ع_{ص} \sqrt{1 - ر^2}$$

$$= ع_{ص} \times غ \text{ (الاغتراب)}$$

وبالمثل فإن الخطأ المعيارى لـ $\hat{س}$ = $ع_{س} \times غ$

ويمكن اختبار دلالة معامل الانحدار بين متغيرين من المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{ب \times ع_{س} \sqrt{ن - 1}}{\text{الخطأ المعيارى للانحدار}}$$

$$\therefore ت = \frac{ب \times ع_{س} \sqrt{ن - 1}}{\sqrt{\frac{ن\, ع^2_{ص} (1 - ر^2)}{ن - 2}}}$$

درجات الحرية = ن − ٢

حيث أن :

ب = معامل الانحدار البسيط (ص/س)

ن = حجم العينة

$ع_{س}$ = الانحراف المعيارى لدرجات المتغير المستقل (س)

$ع_{ص}$ = الانحراف المعيارى لدرجات المتغير التابع (ص)

ر = معامل الارتباط بين المتغيرين (س ، ص)

وعندما تكون ت المحسوبة $\leq$ تَ الجدولية عند مستوى (α) المقابل لدرجات حرية (ن −٢) نستطيع رفض الفرض الصفرى (معامل الانحدار = صفر) وقبول الفرض البديل (معامل الانحدار ≠ صفر) .

مثال (٥١) :

طبق باحث مقياسين أحدهما يقيس الذكاء الاجتماعى (س) والثانى يقيس مستوى الطموح (ص) على عينة عددها ١٠ طلاب من طلاب معهد السياحة والفنادق بقنا ، فحصل على البيانات الآتية :

س	١٤	١٣	١٢	٩	١٨	١٤	٩	١٥	١٠	٩
ص	٢٠	١٢	١٩	١٤	١٧	١٨	١٠	٢٥	١٥	١٦

المطلوب : إيجاد معادلة انحدار ص على س ، ومعادلة انحدار س على ص .

خطوات الحل :

(١) نعــد جــدولاً مكونـــاً مـــن خمســـة أعمدة يكتب فى العمود الأول قيم س ، ويكتـــب فى العمود الثانى قيم ص ، ويكتب فى العمود الثالث حاصل ضرب س × ص ، ويكتـــب فى العمود الرابع قيم س٢ ، ويكتب فى العمود الخامس قيم ص٢ ، على النحو الآتى :

س	ص	س × ص	س٢	ص٢
١٤	٢٠	٢٨٠	١٩٦	٤٠٠
١٣	١٢	١٥٦	١٦٩	١٤٤
١٢	١٩	٢٢٨	١٤٤	٣٦١
٩	١٤	١٢٦	٨١	١٩٦
١٨	١٧	٣٠٦	٣٢٤	٢٨٩
١٤	١٨	٢٥٢	١٩٦	٣٢٤
٩	١٠	٩٠	٨١	١٠٠
١٥	٢٥	٣٧٥	٢٢٥	٦٢٥
١٠	١٥	١٥٠	١٠٠	٢٢٥
٩	١٦	١٤٤	٨١	٢٥٦
مجـ س = ١٢٣ م س = ١٢,٣	مجـ ص = ١٦٦ م ص = ١٦,٦	مجـ س ص ٢١٠٧	مجـ س٢ ١٥٩٧	مجـ ص٢ ٢٩٢٠

(٢) نحسب قيمة ب من المعادلة الآتية :

ب = (ن مجـ س ص − مجـ س × مجـ ص) / (ن مجـ س٢ − (مجـ س)٢)

ب = (١٠ × ٢١٠٧ − ١٢٣ × ١٦٦) / (١٠ × ١٥٩٧ − (١٢٣)٢) = (٢١٠٧٠ − ٢٠٤١٨) / (١٥٩٧٠ − ١٥١٢٩) = ٠,٧٧٥

(٣) نحسب قيمة أ من المعادلة الآتية :

أ = م ص − ب × م س

أ = ١٦,٦ − ٠,٧٧٥ × ١٢,٣ = ٧,٠٦٨

(٤) نكتب معادلة انحدار ص على س فى الصورة الآتية :

ص = ٧,٠٦٨ + ٠,٧٧٥ س

(٥) نكتب معادلة انحدار س على ص فى الصورة الآتية :

$$\text{س} = \text{أَ} + \text{بَ ص}$$

$$\text{بَ}_{\text{س/ص}} = \frac{١٠ \times ٢١٠٧ - ١٢٣ \times ١٦٦}{١٠ \times ٢٩٢٠ - (١٦٦)^٢} = \frac{٢١٠٧٠ - ٢٠٤١٨}{٢٩٢٠٠ - ٢٧٥٥٦} = ٠,٣٩٧$$

$$\text{أَ} = \text{م}_{\text{س}} - \text{ب} \times \text{م}_{\text{ص}}$$

$$= ١٢,٣ - ٠,٣٩٧ \times ١٦,٦ = ٥,٧١٠$$

∴ معادلة انحدار س / ص هــى :

$$\boxed{\text{س} = ٥,٧١٠ + ٠,٣٩٧ \ \text{ص}}$$

(٦) نختبر دلالة معامل الانحدار من المعادلة الآتية :

$$\text{ت} = \frac{\text{ب} \times \text{ع}_{\text{س}} \sqrt{\text{ن} - ١}}{\sqrt{\frac{\text{ن ع}^٢_{\text{ص}} (١ - \text{ر}^٢)}{\text{ن} - ٢}}}$$

درجات الحرية = ن − ٢

$$\text{ع}^٢_{\text{س}} = \frac{\text{مجـ س}^٢}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}}\right)^٢ = ١٥٩,٧ - ١٥١,٢٩ = ٨,٤١$$

$$∴ \text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{٨,٤١} = ٢,٩$$

$$\text{ع}^٢_{\text{ص}} = \frac{\text{مجـ ص}^٢}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ص}}{\text{ن}}\right)^٢ = ٢٩٢ - ٢٧٥,٥٦ = ١٦,٤٤$$

$$\text{ع}_{\text{ص}} = \sqrt{١٦,٤٤} = ٤,٠٥ \ ، \ \text{ر} = \sqrt{\text{ب بَ}} = \sqrt{٠,٧٧٥ \times ٠,٣٩٧} = ٠,٥٥٥$$

$$∴ \text{ت} = \frac{٠,٧٧٥ \times ٢,٩ \sqrt{٩}}{\sqrt{\frac{١٠ \times ١٦,٤٤ \times (١ - ٠,٣٠٨)}{٨}}} = \frac{٠,٧٧٥ \times ٢,٩ \times ٣}{\sqrt{\frac{١١٣,٧٦٥}{٨}}} = ٠,٤٧$$

(٧) يقوم الباحث بتفريغ النتائج السابقة فى جدول على النحو الآتى :

ر	الدلالة	ر٢	معامل الانحدار	د . ح	ت	الدلالة	الثابت
٠,٥٥٥	غير دال	٠,٣٠٨	٠,٧٧٥	٨	٠,٤٧	غير دالة	٧,٠٦٨

نلاحـظ من النتائج أن معامل الارتباط (ر) بين الظاهرتين (س ، ص) غير دال إحصـائياً ، ومعـامل الانحدار (ب) غير دال إحصائياً ، وبالتالى لا نستطيع التنبؤ بدرجات الظاهرة (ص) من خلال درجات الظاهرة (س) .

تمـارين :

١- أوجد معادلة انحدار س على ص من البيانات الآتية :

س	١١	٦	١٥	١٤	٨	٩	٤	١٤	٩	١٠
ص	١٩	١٥	٢٢	١٢	١٧	٢٠	١٢	٢٥	١٠	١٨

٢- يوضـح الجـدول الآتـى بيان أسعار سلعة معينة بالجنيهات (س) والكميات المباعة منها بالطن (ص) لمدة ثمانية أسابيع .

س	٨	١٠	٦	١٢	٥	١١	١٥	١٣
ص	١٢	١٩	١٢	١٠	٦	١٤	٤	١١

المطلـوب : معـرفة انحدار ص على س وتقدير أفضل قيمة لـ ص عندما تكون قيمة (س) = ١٤ .

٣- أوجـد معادلـة انحدار س/ص للظاهرتين الآتيتين وما هى قيمة (س) عندما تكون قيمة (ص) = ٢٩ ؟

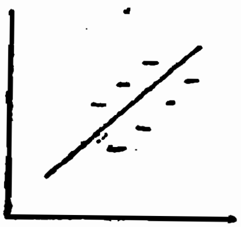
س	٢٠	١٢	١٦	١٤	١٠	٨	٧	١١	١٥	١٧
ص	٢٨	٢٤	٣٠	٢٧	٣٢	٢٥	٢٢	٣١	٣٢	٣٢

٢ـ تحليل الانحدار المتعدد : *Multiple Regression*

يُعد تحليل الانحدار المتعدد من الأساليب الإحصائية المتقدمة التى تضمن دقة الاسـتدلال والتى تعتمد على مهارات خاصة من أجل تحسين نتائج البحث عن طريق الاستخدام الأمثل للبيانات فى إيجاد علاقات سببية بين الظواهر موضوع البحث ، وتم إعـداد بـرامج إحصـائية جاهزة تشتمل على تحليل الانحدار المتعدد ملحقة بأجهزة الحاسـوب الآلـى (الكمبيوتر) ، وهذه البرامج الإحصائية جاهزة للعمل بمجرد تزويد الـبرامج بالبـيانات الكمـية للمتغيرات المستقلة والتابعة ، أى بالمتغيرات العلية أو السببية *Causal Variables* المؤثرة على الظاهرة المراد دراستها (المتغير التابع) ، ومـن هذه البرامج برامج الحزمة الإحصائية فى العلوم الاجتماعية *(Spss)* ، وبرامج تحلـيل المسـار للمتغيرات الكامنة باستخدام نموذج أقل المربعات الجزئية *Estimating Latent Variables Path Models by Partial Least Squares (PLSPATH-VersionA)*

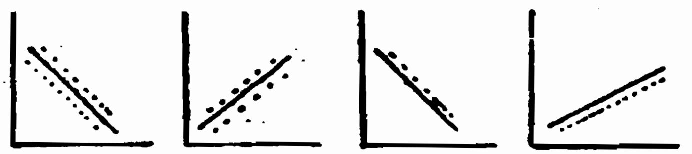
ويُقصـد بـالانحدار المتعدد التوصل إلى معادلة خطية تربط بين متغير تابع وعـدة متغـيرات مسـتقلة (المنبـئات) ، ويكون الهدف من ذلك هو إمكانية التنبؤ بالمتغـير التابع باستخدام بيانات المتغيرات المستقلة ، أى تعتمد فكرته على العلاقات الدلالـية التى تستخدم ما يعرف بشكل التشتت أو الانتشار *Scatter Diagram* . فإذا كانـت هناك علاقة تربط بين ظاهرتين مثلاً فإن النقط تنتشر بشكل منتظم حسب نوع العلاقـة (طـردية ، عكسـية) ، والخط الذى تنتشر حوله النقط بانتظام يُسمى بخط الانتشار ، وقد يكون مستقيماً أو منحنياً ، ويكون الارتباط بين ظاهرتين قوياً إذا كان تشـتت الـنقط حـول هـذا الخط صغيراً ، بينما يكون الارتباط ضعيفاً إذا كان تشتت الـنقط حـول هـذا الخط كبيراً ، وعلى هذا فإن خط الانتشار يوضح نوع العلاقة بين المتغـيرات المسـتقلة والتابعة ويصفها فى صورة علاقة دلالية ، كما هو موضح فى الشكل الآتى :

انتشار منحنى



انتشار مستقيم

شكل الانتشار يحدد نوع الارتباط وقوته أو ضعفه :



طردى تام — عكسى تام — طردى قوى — عكسى قوى

طردى ضعيف — عكسى ضعيف

وقـد تكون العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة خطية تماماً – فى بعض الأحـيان – نتيجة لبعد بعض النقاط عن سير الخط ، فيوجد نموذج إحصائى لمحاولة

رسم أفضل خط يمثل هذه العلاقة يُسمى طريقة أو تحليل المسار باستخدام نموذج أقل المـــربعات الجزئـــية ، وهى طريقة لتحديد أفضل موضع لخط الانحدار لمجموعة من المتغـــيرات ، وهذا الخط هو الذى يكون مجموعة مربعات انحرافات النقط عنه أصغر ما يمكن .

أ – افتراضات تحليل الانحدار المتعدد :

(١) العشوائية فى اختيار العينة واستقلالية أفراد العينة .

(٢) الـــتوزيع الاعـــتدالى لدرجـــات المتغـــير التابع فى المجتمع الأصل عند كـــل مســـتوى مـــن المستويات المحتملة للمتغيرات المستقلة (المنبئات) مجتمعة .

(٣) تجـــانس تبايـــنات المتغير التابع فى المجتمع الأصل عند كل مستوى من المستويات المحتملة للمتغيرات المستقلة مجتمعة *(Homosecedasticity)*.

(٤) العلاقة الخطية بين المتغير التابع وأى متغير مستقل فى المجتمع الأصل عـــند تثبيـــت المتغـــيرات المســـتقلة الأخرى ، ويمكن التحقق من هذا الافـــتراض عـــن طريق فحص شكل التشتت أو الانتشار للنقط حول خط الانحـــدار ، بمعـــنى أن تكون النقط قريبة من خط الانتشار كما وضحنا سابقاً .

ب– خطوات تحليل الانحدار المتعدد :

تمـــر عملـــية تحلـــيل الانحدار المتعدد بعدة خطوات تُعد كل خطوة منها شرطاً أساسياً لنجاح الخطوة التالية ، والخطوات هى :

(١) اختيار المتغيرات التابعة والمستقلة :

توجد متغيرات فى تحليل الظاهرة المراد دراستها قد تكون أسباباً أو علـــلاً فقـــط ، أى أنهـــا تؤثر فى هذه الظاهرة ولا تتأثر بها ، وهذه المتغـــيرات تُسمى بالمتغيرات المستقلة *Independent Variables* التى يـــتم اختيارها بناءً على افتراضات قد تكون مبنية على نظرية ، أو على مشـــاهدات ميدانية ، أو على نتائج البحوث والدراسات السابقة ، وعند الاســـتقرار على هذه المتغيرات المستقلة تُسمى بالمنبئات *Predictors* ،

ومـــن ناحية أخرى فإن المتغيرات التى يكون وجودها معتمداً على وجود المتغيرات المستقلة تُسمى بالمتغيرات التابعة *Dependent Variables* .

فالمتغــيرات سواء أكانت مستقلة أم تابعة توصف بأنها متغيرات ظاهــرة *Manifest Variables* حين يتم قياسها قياساً مباشراً بواسطة أدوات القــياس (الاختــبار ، الملاحظة ، الاستفتاء ، المقابلة) ، بينما توصــف المتغيرات التى لا يمكن قياسها قياساً مباشراً ويمكن استنباطها من متغيرات أخرى بالمتغيرات الكامنة *Laten Variables* .

(٢) تحديد العلاقات السببية بين المتغيرات المختارة :

يــتم فى هذه الخطوة اختبار المتغيرات فى علاقات علية أو سببية *Causal Relationships* ، بمعنى أن يتم التساؤل حول : هل ترتبط هذه المتغيرات ببعضها بشكل أو بآخر ؟ أى كلما تشكل متغير مستقل أو أخذ قيمة معينة فإن المتغير التابع سوف يتشكل أيضاً ، وتبعاً لذلك يأخذ قيمة محــددة ؟ وهــل العلاقــة بين المتغيرين هى علاقة سبب بنتيجة ؟ وهل تظهــر النتــيجة عــندما يظهر السبب ؟ وهل يسبق السبب النتيجة فى الظهور ؟

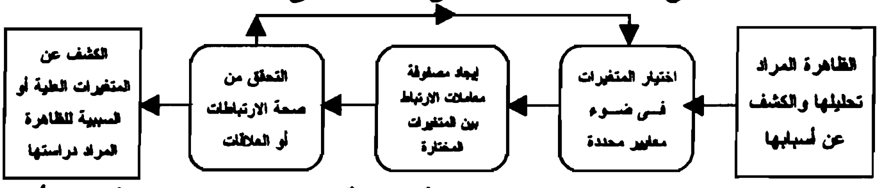
فمعرفة الترتيب أو السياق الزمنى لعلاقة السبب بالنتيجة يُعد من الأمــور المهمــة فى بناء مصفوفة العلاقات ، ومن ثم فى تحديد العلاقة الســببية بين المتغيرات المختارة . كما أنه غالباً ما يكون للمتغير التابع أكــثر مــن سبب ، أى أكثر من متغير مستقل ، كما أنه من الممكن أن يكــون المتغير الواحد سبباً ونتيجة فى آن واحد ، أى قد يكون سبباً فى إحــدى العلاقــات ، وقد يكون نتيجة فى علاقات أخرى فى نماذج تحليل الانحدار المتعدد .

(٣) التحقق من صحة العلاقات بين المتغيرات :

يــتم فى هذه الخطوة البحث والتأمل حول : هل السبب هو سبب حقــيقى للنتــيجة ؟ أم أن مــا بين السبب والنتيجة علاقة زائفة أو غير سببية *Spurious Relationship* ، وهل هذا السبب متزامن مع أسباب

أخـرى فـى تأثـيره على النتيجة ؟ أم أنه تسبب فى وجود سبب آخر ، وهذا الأخير هو السبب الرئيس فى حدوث الظاهرة المراد دراستها ؟

ويمكن توضيح الخطوات السابقة فى الشكل الآتى :



ويســتخدم تحلـيل الانحـدار فى حالة ما يكون حجم العينة (ن) ألا يقل عن ٣٠ فرداً .

جـ- المفاهيم الإحصائية اللازمة لتحليل الانحدار المتعدد :

تقـوم فكـرة تحليل الانحدار المتعدد على نفس فكرة تحليل الانحدار البسيط على النحو الآتى :

$$ص = أ + ب\,س$$

$$أ = م_{ص} - ب\,م_{س}$$

$$ب = ر \times \frac{ع_{ص}}{ع_{س}}$$

أما فى حالة وجود متغيرين مستقلين $س_{١}$ ، $س_{٢}$ ، ومتغير تابع ص فإن معادلة الانحدار تأخذ الصورة الآتية :

$$\boxed{ص = أ + ب_{١}\,س_{١} + ب_{٢}\,س_{٢}}$$

حيث أن : $ب_{١}$ ، $ب_{٢}$ هما معاملى الانحدار الجزئى

ومعـامل الانحدار الجزئى هو العلاقة بين متغيرين (مستقل وتابع) عندما يكون المتغير الثالث ثابتاً .

ويمكن حساب قيم معاملى الانحدار والمقدار الثابت باستخدام بيانات المتغيرات المستقلة والمتغير التابع ، فإذا رمزنا لمعامل الارتباط بين المتغير المسـتقل الأول ($س_{١}$) والمتغـير الـتابع (ص) بالرمـز ($ر_{١ص}$) ، ومعامل الارتـباط بيـن المتغـير المستقل الثانى ($س_{٢}$) والمتغير التابع (ص) بالرمز ($ر_{٢ص}$) ، ومعـامل الارتـباط بيـن المتغيرين المستقلين ($س_{١}$ ، $س_{٢}$) بالرمز ($ر_{٢١}$) ، والمتوسـطات الحسابية للمتغير التابع (ص) والمتغيرين المستقلين ($س_{١}$ ، $س_{٢}$) بالـرموز $م_{ص}$ ، $م_{س١}$ ، $م_{س٢}$ على الترتيب ، والانحراف المعيارى

لدرجات كل من المتغيرين المستقلين (س١ ، س٢) والمتغير التابع (ص) بالرموز عس١ ، عس٢ ، عص فإن :

$$ب_1 \ (B_1 \text{ غير المعيارى}) = \left(\frac{ر_{1ص} - ر_{2ص} \times ر_{21}}{1 - ر_{21}^2}\right)\left(\frac{ع_ص}{ع_{س1}}\right)$$
$$ب_2 \ (B_2 \text{ غير المعيارى}) = \left(\frac{ر_{2ص} - ر_{1ص} \times ر_{21}}{1 - ر_{21}^2}\right)\left(\frac{ع_ص}{ع_{س2}}\right)$$ $$أ = م_ص - ب_1 م_{س1} - ب_2 م_{س2}$$

ويمكن حساب مربع معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرين المستقلين (س١ ، س٢) والمتغير التابع (ص) من المعادلة الآتية :

$$ر^2_{(21)ص} = \frac{ر^2_{1ص} + ر^2_{2ص} - 2\ ر_{1ص} \times ر_{2ص} \times ر_{21}}{1 - ر^2_{21}}$$

ويدل مربع معامل الارتباط المتعدد [$ر^2_{(21)ص}$] على نسبة التباين فى المتغير التابع (ص) التى يمكن تفسيرها باستخدام بيانات المتغيرين المستقلين (س١ ، س٢) ، أى أن مربع معامل الارتباط المتعدد يدل على نسبة التباين فى المتغير التابع التى ترجع إلى تأثير المتغيرات المستقلة معاً .

ويمكن تقسيم تباين المتغير التابع إلى جزئين أحدهما يمكن التنبؤ به (الانحدار) والثانى لا يمكن التنبؤ به (الباقى) ، وبالتالى فإن :

مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع =

مجموع مربعات الانحدار + مجموع مربعات الباقى

$$\therefore ر^2 = \frac{\text{مجموع مربعات الانحدار}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

حيث تدل ($ر^2$) على نسبة التباين المتنبأ به فى المتغير التابع من التباين الكلى له ، وبالتالى فإن نسبة التباين غير المفسر (غير المتنبأ به) = $1 - ر^2$ ، ونستخدم اختبار (ف) فى اختبار دلالة معامل الارتباط المتعدد من المعادلة الآتية :

$$ف = \frac{ر^2 (ن - ك - 1)}{ك (1 - ر^2)}$$

درجات الحرية (ك ؛ ن – ك – ١)

حيث أن :

ك = درجات حرية البسط = عدد المتغيرات المستقلة

ن = عدد الأفراد ؛ (ن – ك – ١) = درجات حرية المقام

ونستخدم اختبار " ت " في اختبار دلالة معاملات الانحدار الجزئية (غير المعيارية) من المعادلة الآتية :

$$ت = \frac{\text{معامل الانحدار}}{\text{الخطأ المعيارى لمعامل الانحدار}}$$

درجات الحرية ن – ك – ١

نحسب الخطأ المعيارى (فى حالة متغيرين مستقلين) لمعاملات الانحدار الجزئية لكل متغير مستقل من المعادلتين :

الخطأ المعيارى لمعامل انحدار المتغير المستقل ($س_١$)

$$= \sqrt{\frac{ع_{ص}^{٢}\,(١ - ر^{٢})}{ع_{س_١}^{٢}\,(١ - ر_{٢١}^{٢})\,(ن - ك)}}$$

الخطأ المعيارى لمعامل انحدار المتغير المستقل ($س_٢$)

$$= \sqrt{\frac{ع_{ص}^{٢}\,(١ - ر^{٢})}{ع_{س_٢}^{٢}\,(١ - ر_{٢١}^{٢})\,(ن - ك)}}$$

حيث أن :

$ع_{ص}$ = الانحراف المعيارى لدرجات المتغير التابع (ص)

$ع_{س_١}$ = الانحراف المعيارى لدرجات المتغير المستقل ($س_١$)

$ع_{س_٢}$ = الانحراف المعيارى لدرجات المتغير المستقل ($س_٢$)

$ر^{٢}$ = مربع معامل الارتباط المتعدد ($ر^{٢}_{(٢١)ص}$)

ن = حجم العينة

ك = عدد المتغيرات المستقلة .

وإذا أردنا كتابة معادلة الانحدار فى صورة أوزان معيارية (β بيتا) لمعاملات الانحدار فى حالة متغيرين مستقلين ($س_١$، $س_٢$) ومتغير تابع (ص) نتبع ما يأتى :

$$\beta_1 = ب_١ \times \frac{ع_{س_١}}{ع_{ص}} \quad ، \quad \beta_2 = ب_٢ \times \frac{ع_{س_٢}}{ع_{ص}}$$

∴ معادلة الانحدار (ص) = β_1 × س١ + β_2 × س٢ + أ

مربع معامل الارتباط المتعدد (ر٢) = β_1 × ر ١ص + β_2 × ر٢ص

حيث أن :

ر١ص = معامل ارتباط المتغير المستقل الأول (س١) بالمتغير التابع (ص)

ر٢ص = معامل ارتباط المتغير المستقل الثانى (س٢) بالمتغير التابع (ص)

وتختبر دلالة معاملى الانحدار بواسطة اختبار " ت " من المعادلتين :

" ت " لمعامل الانحدار ب١ = $\frac{\text{ب١}}{\text{الخطأ المعيارى له}}$

" ت " لمعامل الانحدار ب٢ = $\frac{\text{ب٢}}{\text{الخطأ المعيارى له}}$

درجات الحرية = ن – ك – ١

مثال (٥٢) :

أراد باحث أن يتنبأ بالتحصيل الأكاديمى لدى ٣٠ تلميذاً من تلاميذ المرحلة الإعدادية من خلال متغيرين مستقلين هما : فعالية الذات ومستوى الطموح بعد أن حصل على البيانات الآتية :

متوسط درجات التحصيل (المتغير التابع ص) = م ص = ٣٣,٦٩

الانحراف المعيارى لدرجات المتغير التابع(عص)= ٨,٠٩

معامل ارتباط المتغير التابع (ص) بكل من المتغيرين المستقلين (فعالية الذات ، مستوى الطموح) = ٠,٦٤٧ ، ٠,٥٨٠ على الترتيب .

معامل ارتباط المتغيرين المستقلين (س١ ، س٢)= ٠,٥٢٦ .

متوسط درجات المتغير المستقل (فعالية الذات) = مس١ = ١٨,٨٧

الانحراف المعيارى لدرجات المتغير المستقل (فعالية الذات) = عس١ = ٥,٠٢

متوسط درجات المتغير المستقل الثانى (مستوى الطموح) مس٢ = ٢٣,٩٣

الانحراف المعيارى لدرجات المتغير المستقل الثانى (عس٢) = ٧,٨٥

خطوات الحل :

(١) معادلة الانحدار :

التحصيل الأكاديمى (ص) = أ + ب١ (فعالية الذات) + ب٢ (مستوى الطموح)

= أ + ب١ س١ + ب٢ س٢

(٢) نحسب قيمة كل من $\text{ب}_{١}$ ، $\text{ب}_{٢}$ من المعادلتين الآتيتين :

$$\text{ب}_{١} = \left(\frac{\text{ر}_{\text{ص}١} - \text{ر}_{\text{ص}٢} \times \text{ر}_{٢١}}{١ - \text{ر}^{٢}_{٢١}}\right)\left(\frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}١}}\right)$$

$$= \left(\frac{٠,٦٤٧ - ٠,٥٨٠ \times ٠,٥٢٦}{١ - (٠,٥٢٦)^{٢}}\right)\left(\frac{٨,٠٩}{٥,٠٢}\right)$$

$$= \left(\frac{٠,٦٤٧ - ٠,٣٠٥}{١ - ٠,٢٧٧}\right)\left(\frac{٨,٠٩}{٥,٠٢}\right)$$

$$= \frac{٠,٣٤٢}{٠,٧٢٣} \times \frac{٨,٠٩}{٥,٠٢} = ٠,٧٦٢$$

$$\boxed{\therefore \text{ب}_{١} = ٠,٧٦٢}$$

$$\text{ب}_{٢} = \left(\frac{\text{ر}_{\text{ص}٢} - \text{ر}_{\text{ص}١} \times \text{ر}_{٢١}}{١ - \text{ر}^{٢}_{٢١}}\right)\left(\frac{\text{ع}_{\text{ص}}}{\text{ع}_{\text{س}٢}}\right)$$

$$= \left(\frac{٠,٥٨٠ - ٠,٦٤٧ \times ٠,٥٢٦}{١ - (٠,٥٢٦)^{٢}}\right)\left(\frac{٨,٠٩}{٧,٨٥}\right)$$

$$= \left(\frac{٠,٥٨٠ - ٠,٣٤٠}{١ - ٠,٢٧٧}\right)\left(\frac{٨,٠٩}{٧,٨٥}\right)$$

$$= \frac{٠,٢٤}{٠,٧٢٣} \times \frac{٨,٠٩}{٧,٨٥} = ٠,٣٤٢$$

$$\boxed{\therefore \text{ب}_{٢} = ٠,٣٤٢}$$

(٣) نحسب قيمة الثابت أ من المعادلة الآتية :

$$\text{أ} = \text{م}_{\text{ص}} - \text{ب}_{١}\,\text{م}_{\text{س}١} - \text{ب}_{٢}\,\text{م}_{\text{س}٢}$$

$$= ٣٣,٦٩ - ٠,٧٦٢ \times ١٨,٨٧ - ٠,٣٤٢ \times ٢٣,٩٣$$

$$= ٣٣,٦٩ - ١٤,٣٧٩ - ٨,١٨٤ = ١١,١٢٧$$

$$\boxed{\therefore \text{أ} = ١١,١٢٧}$$

(٤) نحسب مربع معامل الارتباط المتعدد ($\text{ر}^{٢}$) من المعادلة الآتية :

$$\text{ر}^{٢} = \frac{\text{ر}^{٢}_{\text{ص}١} + \text{ر}^{٢}_{\text{ص}٢} - ٢\,\text{ر}_{\text{ص}١} \times \text{ر}_{\text{ص}٢} \times \text{ر}_{٢١}}{١ - \text{ر}^{٢}_{٢١}}$$

$$= \frac{(٠,٦٤٧)^{٢} + (٠,٥٨٠)^{٢} - ٢\,(٠,٦٤٧ \times ٠,٥٨٠ \times ٠,٥٢٦)}{١ - (٠,٥٢٦)^{٢}}$$

$$= \frac{٠,٤١٩ + ٠,٣٣٦ - ٠,٣٩٤}{١ - ٠,٢٧٧} = ٠,٤٩٩$$

$$\boxed{\therefore \text{ر}^{٢} = ٠,٤٩٩ \quad ؛ \quad \text{ر} = ٠,٧٠٦}$$

(٥) نختبر الدلالة الإحصائية لمعاملى الانحدار الجزئيين ($ب_١$ ، $ب_٢$) ومعامل الارتباط المتعدد (ر) من المعادلات الآتية :

$ت_١$ لمعامل الانحدار الجزئى ($ب_١$) = $\frac{ب_١}{\text{الخطأ المعيارى له}}$

الخطأ المعيارى لمعامل الانحدار ($ب_١$) = $\sqrt{\frac{ع^٢_{ص}\,(١ - ر^٢)}{ع^٢_{س١}\,(١ - ر^٢_{٢١})\,(ن - ك)}}$

$$= \sqrt{\frac{(٨,٠٩)^٢ \times (١ - ٠,٤٩٩)}{(٥,٠٢)^٢\,[١ - (٠,٥٢٦)^٢]\,(٣٠ - ٢)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٦٥,٤٤٨ \times ٠,٥٠١}{٢٥,٢ \times ٠,٧٢٣ \times ٢٨}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣٢,٧٨٩}{٥١٠,١٤٩}} = ٠,٢٥٤$$

درجات الحرية = ٢٧

∴ $ت_١ = \frac{٠,٧٦٢}{٠,٢٥٤} = ٣$ دالة عند مستوى ٠,٠١

$ت_٢$ لمعامل الانحدار الجزئى ($ب_٢$) = $\frac{ب_٢}{\text{الخطأ المعيارى له}}$

الخطأ المعيارى لمعامل الانحدار ($ب_٢$) = $\sqrt{\frac{ع^٢_{ص}\,(١ - ر^٢)}{ع^٢_{س٢}\,(١ - ر^٢_{٢١})\,(ن - ك)}}$

$$= \sqrt{\frac{(٨,٠٩)^٢ \times (١ - ٠,٤٩٩)}{(٧,٨٥)^٢\,[١ - (٠,٥٢٦)^٢]\,(٣٠ - ٢)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٦٥,٤٤٨ \times ٠,٥٠١}{٦١,٦٢٢ \times ٠,٧٢٣ \times ٢٨}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣٢,٧٨٩}{١٢٤٧,٤٨٦}} = ٠,١٦٢$$

∴ $ت_٢ = \frac{٠,٣٤٢}{٠,١٦٢} = ٢,١١$ دالة عند مستوى ٠,٠٥

نختبر دلالة معامل الارتباط المتعدد بواسطة اختبار " ف " من المعادلة الآتية :

$$ف = \frac{ر^{٢} (ن - ك - ١)}{ك (١ - ر^{٢})} \text{ ، (درجات الحرية = ٢ ، ٢٧)}$$

$$= \frac{٢٧ \times ٠,٤٩٩}{٢ (١ - ٠,٤٩٩)} = \frac{١٣,٤٧٣}{١,٠٠٢} = ١٣,٤٤$$

∴ ف = ١٣,٤٤ دالة عند مستوى ٠,٠١

(٦) يقوم الباحث بتفريغ النتائج التى حصل عليها على النحو الآتى :

أ – جدول يوضح معامل الارتباط المتعدد ودلالته الإحصائية بين المتغيرات المستقلة (فعالية الذات ، مستوى الطموح) ، والمتغير التابع (التحصيل الأكاديمى) على النحو الآتى :

ر	$ر^{٢}$	$ر^{٢}$ المعدل •	ف	الدلالة
٠,٧٠٦	٠,٤٩٩	٠,٤٦٢	١٣,٤٤	٠,٠١

ب- جدول يوضح قيمة الثابت ومعاملات الانحدار ودلالتها الإحصائية للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع :

المتغيرات المستقلة	معامل الانحدار B غير المعيارى	الخطأ المعيارى	بيتا (β) المعيارية	ت	الدلالة
الثابت	١١,١٢٧				
فعالية الذات	٠,٧٦٢	٠,٢٥٤	٠,٤٧٣	٣	٠,٠١
الطموح	٠,٣٤٢	٠,١٦٢	٠,٣٣٢	٢,١١	٠,٠٥

معادلة الانحدار المفترضة هى :

التحصيل الأكاديمى = ١١,١٢٧ + ٠,٧٦٢ (فعالية الذات)
+ ٠,٣٤٢ (مستوى الطموح)

وبعض الباحثين يستخدمون β المعيارية لإيجاد معادلات الانحدار المفترضة ، وهذا خطأ شاع فى البحوث والدراسات النفسية والتربوية والاجتماعية ، ويجب أن يستخدم الباحثون معاملات الانحدار غير المعيارية ($ب_{١}$ ، $ب_{٢}$) ، أو (B غير المعيارى) التى سبق حسابها .

• $ر^{٢}$ المعدل = ١ - $\left(\frac{ن - ١}{ن - ك - ١}\right)$ (١ - $ر^{٢}$)

وإذا كـــان الباحـــث بصدد إيجاد معادلات الانحدار من الدرجات الخام مباشرة لكل من المتغيرات المستقلة (فى حالة وجود متغيرين مستقلين $س_١$ ، $س_٢$ مــثلاً) ، والمتغــير الــتابع فإنه يحتاج إلى تكوين جدول تحليل التباين *ANOVA* للمتغير التابع على النحو الآتى :

مصدر التباين	مجـ المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
الانحدار	$ب_١$ مجـ $س_١$ ص + $ب_٢$ مجـ $س_٢$ ص	٢	$\frac{\text{مجموع مربعات الانحدار}}{\text{درجات الحرية}}$	$\frac{\text{متوسط مربعات الانحدار}}{\text{متوسط مربعات البواقى}}$
البواقى	المجموع الكلى للمربعات − مجموع مربعات الانحدار	ن − ك − ١ = ٢٧	$\frac{\text{مجموع مربعات البواقى}}{\text{درجات الحرية}}$	
المجموع الكلى	مجـ $ص^٢$ − $\frac{(\text{مجـ ص})^٢}{ن}$	٢٩		

تمرين :

إذا كانت درجات التحصيل (المتغير التابع ص) وكل من المتغيرين المستقلين : تقديـــر الـــذات ($س_١$) ، الاتجـــاه نحو المدرسة ($س_٢$) لعدد ٣٠ تلميذاً ، كما هى فى الجدول الآتى :

م	ص	$س_١$	$س_٢$	م	ص	$س_١$	$س_٢$
١	٢٨	٢١	٢٠	١٦	٤١	٢٤	٣٣
٢	٣٤	٢٠	٣١	١٧	٤٢	٢٦	٣٦
٣	٤٥	٢٣	٣٩	١٨	٤٩	٢٢	٣٧
٤	٢٥	٢١	٢١	١٩	١١	١٩	١٦
٥	٢٠	١٥	٢٦	٢٠	٤٣	١٧	١٤
٦	٣٥	١٨	٢٠	٢١	٣٤	١٣	١٥
٧	٣٩	٢٦	٢٥	٢٢	٣٠	١٦	٢٥
٨	٤٨	٢١	٢٩	٢٣	٢١	٨	١٦
٩	٤٠	٢٢	٢٧	٢٤	٢٥	١٨	١٩
١٠	٤١	١٩	٢٣	٢٥	٢٧	١٦	١٧
١١	١٩	١٠	٩	٢٦	٤١	٢١	١٩
١٢	٢٢	٩	١٤	٢٧	٣٤	٢٧	١٧
١٣	٢٩	١٣	٣٠	٢٨	٣٨	٢٣	٢٠
١٤	٣٣	١٤	٢٢	٢٩	٤٤	٢٥	٢٦
١٥	٣٧	١٩	٢٤	٣٠	٤٣	٢٠	٣٨

المطلوب :

حســـاب معادلـــة الانحدار المتعدد ومعامل الارتباط المتعدد بين التحصيل وكل من تقدير الذات والاتجاه نحو المدرسة .

ثانياً : اختبار الفروض التفاعلية :

• **تحليل التباين العاملى : *Factorial Analysis of Variance***

تناولـنا فى الفصل الثالث طريقة تحليل التباين أحادى الاتجاه (تحليل التباين البسيط) ، والتى تعتمد على متغيرين فقط أحدهما متغير مستقل والثانى متغير تابع ، أما تحليل التباين العاملى *Factorial ANOVA* يستخدم فى حالة وجود متغيرين مستقلين ، أو أكثر (متغيران مستقلان كحد أدنى وأربعة متغيرات مستقلة كحد أقصى) ، يؤثران متآنيين معاً وفى وقت واحد على المتغير التابع ، ويكون لكل من هذه المتغيرات المستقلة مستوياتها التى تسمى المعالجات ، أو المجموعات ، أى أن المتغيرات المستقلة يمكن تصنيفها طبقاً لدرجة قطع معينة يحددها الباحث ، فمثلاً إذا كان أحد المتغيرات المستقلة هو قلق الاختبار فيمكن تصنيفه طبقاً لدرجة القطع إلى : قلق مرتفع ، قلق متوسط ، وقلق منخفض ، وبالتالى أصبح لهذا المتغير ثلاثة مستويات تصنيفية ، وهكذا بالنسبة للمتغيرات المستقلة الأخرى .

وأبسط نماذج تحليل التباين العاملى عندما يتم معالجة متغيرين مستقلين ويكون لكل منهما مستويان فقط ، ويسمى بتحليل التباين العاملى (٢×٢) ، حيث يدل العدد (٢) الأول على مستويين للمتغير المستقل الأول ، ويدل العدد (٢) الثانى على مستويين للمتغير المستقل الثانى ، وقد يتطلب البحث ، أو الدراسة أكثر من مستويين للمتغيرين المستقلين أو لأحدهما ، وبالتالى يكون تحليل التباين العاملى من نوع (٢×٣) ، أو (٣×٣) وهكذا . وقد يزداد التصميم العاملى تعقيداً حين يتضمن أكثر من متغيرين مستقلين ولكل منهما مستويان للمعالجة ويسمى التصميم فى هذه الحالة (٢×٢×٢) ، أما إذا كان لأحد المتغيرات المستقلة أو بعضها أكثر من مستويين فيكون التصميم العاملى من نوع (٢×٣×٤) أو (٤×٢×٢) أو (٣×٣×٣) .

ويتميز تحليل التباين العاملى *F.ANOVA* عن تحليل التباين أحادى الاتجاه *ANOVA* بما يأتى :

١- نعالج فى تجربة واحدة عدة متغيرات مستقلة يكون التحكم التجريبى فيها أفضل ، وبصفة خاصة حين يتطلب الأمر تثبيت بعض المتغيرات الدخيلة ، فحينئذ تكون ظروف الضبط أكثر دقة منها فى حالة إجراء عدة تجارب منفصلة كل منها يعالج متغيراً مستقلاً واحداً .

٢- النـــتائج التى يتوصل الباحثون إليها عبر متغيرات مستقلة متعددة تكون أكثر قـيمة فــى التفســير العلمى ، وفى إدراك معنى السببية المتعددة من النتائج الــتى يحصــلون عليها من متغير مستقل واحد ، فالتفسير طبقاً لمتغير واحد لا يكفــى ، وخاصـــة بالنســبة للظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية التى تتسم بالتعقيد الشديد والتداخل الشديد بين العوامل المسببة لها .

٣- يــتعامل تحلــيل التباين العاملى فى المرة الواحدة مع مجموعات مختلفة من الأفــراد – وبصــفة خاصــة فى حالة المجموعات المستقلة – فى مستويات مختلفة (معالجات) من عدة متغيرات مستقلة متعددة ، وهذا يؤدى إلى تعميم نتائج البحث عبر أنماط مختلفة من الأفراد أو المعالجات .

٤- تحلــيل التبايــن العــاملى يفــيد فى دراسة أثر كل متغير – على حده – من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع مستقلاً عن آثار المتغيرات الأخرى ، ويُطلق عليها التأثيرات الرئيسية *Main Effects* ، كما يفيد أيضاً فى دراسة أثــر الــتفاعلات بين المتغيرات المستقلة على المتغير التابع ، أى أن تحليل التبايــن العــاملى يتضــمن تحليل التباين البسيط ودراسة أثر التفاعلات بين المتغــيرات المستقلة فى المتغير التابع على مجموعات مختلفة من الأفراد ، وهذا الأثر لا يمكن التنبؤ به من معرفة التأثيرات الرئيسية لكل من المتغيرات المســتقلة على حدة ، وبذلك يتفوق تحليل التباين العاملى عن تحليل التباين الأحادى .

ويستخدم تحليل التباين العاملى فى اختبار ثلاثة فروض هــى :

١- فــرض خــاص بالفروق بين متوسطات درجات الصفوف أو السطور ، وهذا الفــرض يوضــح التأثــير الرئيسى للمتغير المستقل الأول مثلاً على المتغير التابع .

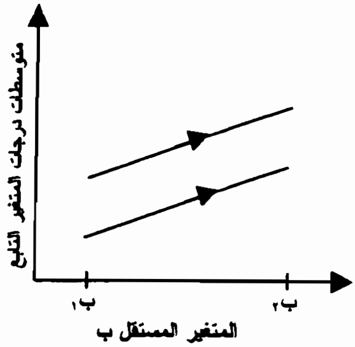
٢- فرض خاص بالفروق بين متوسطات درجات الأعمدة ، وهذا الفرض يوضح التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الثانى على المتغير التابع .

٣- فــرض خــاص بالــتفاعل ، وهو يوضح مدى تأثير أو عدم تأثير المتغيرات المستقلة متآنية على المتغير التابع .

ومن الأخطاء الشائعة فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية تفسير بعض الباحثين لنتائج الفرضين الفارقين (الفروق بين الصفوف ، الفروق بين الأعمدة) كل منهما مستقلاً عن نتائج الفرض الخاص بالتفاعل بين المتغيرات المستقلة وتأثيرها فى المتغير التابع ، فإذا كان الأمر كذلك فلماذا لم يستخدم هؤلاء الباحثون تحليل التباين أحادى الاتجاه ؟ إن تفسير نتائج تحليل التباين العاملى يعتمد بصورة أساسية على نتائج الفرض الخاص بتفاعل المتغيرات المستقلة ، ويُقال أن هناك تفاعل بين متغيرين أو أكثر حين يؤثر كل منهما فى الآخر وينتج عن ذلك اعتماد أحدهما على الآخر ، أى يحدث التفاعل حين يعتمد أحد المتغيرات المستقلة على مستويات المتغير المستقل الآخر فى التأثير على المتغير التابع ، وهذا التأثير لا يمكن التنبؤ به من معرفة التأثير الرئيسى لكل من المتغيرات المستقلة على حده (نتائج الفرضين الفارقين) ، فوجود تفاعل دال إحصائياً بين المتغيرات المستقلة يدل على أن التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة كل منها على حدة لا تعطينا تفسيراً كافياً للنتائج .

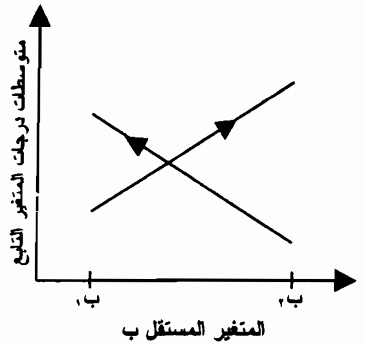
ويمكن تفسير النتائج فى حالة وجود تفاعلات دالة إحصائياً باستخدام اختبارات المقارنات المتعددة بين المتوسطات والتى تم ذكرها فى الفصل الثالث ، وذلك لمعرفة الموضع الصحيح للفروق الدالة بين المجموعات ، ويكون عدد المقارنات الثنائية = $\frac{ك (ك - ١)}{٢}$ ، حيث أن ك = عدد المجموعات .

ويمكن تفسير نتائج فرض التفاعلات أيضاً عن طريق الرسم البيانى بوضع مستويات أحد المتغيرات المستقلة الأقرب فى طبيعته إلى الكم ، أو الأقرب فى طبيعته إلى أن يمثل متصلاً له طرفان (متغير اسمى أو تصنيفى) على المحور الأفقى (المحور السينى) ، ومتوسطات درجات المتغير التابع على المحور الرأسى (المحور الصادى) ، فإذا كان الرسم فى صورة خطين متوازيين (لا يلتقيان مهما امتدا) ، فهذا يدل على عدم وجود تفاعل ، أو عدم وجود تأثيرات متبادلة مشتركة بين المتغيرات المستقلة تؤثر فى المتغير التابع ، بمعنى أن كلاً من المتغيرات المستقلة تؤثر بصورة مستقلة فى المتغير التابع ، أما إذا كان الرسم البيانى فى صورة خطين غير متوازين أو متقاطعين فهذا يدل على وجود تفاعلات دالة إحصائياً بين المتغيرات المستقلة تؤثر فى المتغير التابع ، كما هو موضح فى الرسم الآتى :



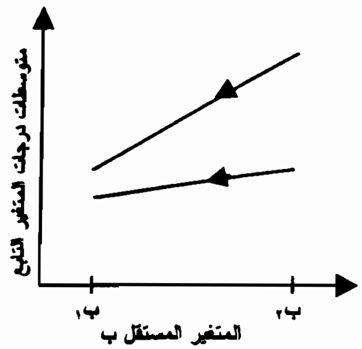
شكل (١)

وجود تأثيرات رئيسية ولا يوجد تفاعل دال



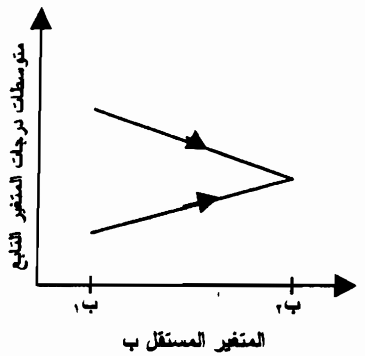
شكل (٢)

وجود تأثيرات رئيسية وتفاعل غير ترتيبى دال



شكل (٣)

وجود تأثيرات رئيسية وتفاعل غير ترتيبى دال



شكل (٤)

وجود تأثيرات رئيسية وتفاعل غير ترتيبى دال

فالتفاعل الترتيبى *Ordinal* هو التفاعل الذى يظل فيه ترتيب متوسطات درجات مستويات أحد المتغيرين المستقلين كما هو لكل مستوى من مستويات المتغير المستقل الثانى ، فإذا كان لدينا متغيرين مستقلين أ ، ب ولكل منهما مستويين ، فإن وضع أ$_1$ ، أ$_2$ فى حالة ب$_1$ يظل كما هو فى حالة ب$_2$ ، ونفس الشئ وضع ب$_1$ ، ب$_2$ يظل كما هو فى حالة أ$_1$ ، أ$_2$.

أما التفاعل غير الترتيبى *Disordinal* فهو الذى يتغير فيه ترتيب متوسطات درجات مستويات أحد المتغيرين لكل مستوى من مستويات المتغير المستقل الثانى ، أى أنه فى حالة التفاعل غير الترتيبى تتقاطع الخطوط البيانية للمتوسطات ، أما فى التفاعل الترتيبى فلا يحدث تقاطع ، وفى حالة عدم وجود تفاعل يكون الخطان متوازين ، وتنوع الحالات المختلفة للتفاعل يرجع إلى اختلاف طبيعة التصميم التجريبى وطريقة جمع البيانات ، وأسلوب تحليل التباين المناسب لهذه البيانات .

تعتمد التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة على متوسطات درجات الصفوف والأعمدة ، بينما تعتمد التأثيرات التفاعلية *Interaction Effects* على المتوسطات فى كل خلية من خلايا التصميم العاملى ، والتفاعل يجعل هناك علاقة عند أحد مستويات متغير مستقل وعلاقة أخرى عند مستوى آخر من مستويات هذا المتغير .

وقد لا يكون للمتغيرات المستقلة منفردة تأثيرات رئيسية على المتغير التابع ، بمعنى أنه لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطات درجات الصفوف ، وأيضاً لا توجد فروق دالة إحصائياً بين متوسطات درجات الأعمدة ، إلا أنه يوجد تفاعل مشترك بين هذه المتغيرات المستقلة يؤثر فى المغير التابع ، كما هو موضح فى شكل (١) السابق .

ويتقيد استخدام تحليل التباين العاملى بنفس شروط استخدام الاختبارات الإحصائية البارامترية التى تم ذكرها فى الفصل الأول ، أما إذا كان حجم العينة فى خلايا التصميم العاملى كبيراً (٣٠٠ مثلاً) ، أو صغيراً وينأى توزيع درجاتها عن الاعتدالية ، أو لا تحقق شروط استخدام الاختبارات الإحصائية البارامترية ففى هذه الحالة يجب على الباحثين استخدام البدائل اللابارامترية لتحليل التباين العاملى* *Non-Parametric Alternatives to the Factorial ANOVA* التى تقوم فكرتها على ما يعرف بتحويل البيانات *Data Transformation* ، وتعنى إجراء نفس التغيير على كل البيانات الأولية بحيث تغير بعض خصائص البيانات ، بينما تستبقى الخصائص الأخرى .

١- تحليل التباين العاملى (٢×٢) للمتوسطات الموزونة :

يستخدم هذا النوع من التصميم العاملى إذا كانت أعداد الأفراد فى خلايا التصميم متساوية ومتناسبة ، ويمكن للباحث تحقيق ذلك عن طريق المزاوجة فى

---

* حصل (محسوب عبد القادر الضوى ، ٢٠٠٤) على درجة الدكتوراه فى " قوة وحجم تأثير بعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين العاملى فى مجال الدراسات النفسية " ، وقد شاركت فى الإشراف على هذه الرسالة مع أستاذى أ. د/ محمود عبد الحليم منسى رئيس قسم علم النفس التربوى بكلية التربية – جامعة الإسكندرية .

انتقاء الأفراد ، ويُطلق على هذا النوع من التصميم العاملى طريقة المتوسطات الموزونة *Weighted Means Analysis* .

عرفنا فى الفصل الثالث أن تباين المتغير التابع عند استخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه ينقسم إلى قسمين هما : التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات ، بينما فى التصميم العاملى (٢×٢) ينقسم التباين فى المتغير التابع إلى أربعة أقسام :

أ – التباين بين المجموعات ، وينقسم إلى :

(١) تباين يرجع إلى المتغير المستقل الأول (أ) .

(٢) تباين يرجع إلى المتغير المستقل الثانى (ب) .

(٣) تباين يرجع إلى تفاعل المتغيرين المستقلين (أ × ب) .

ب– التباين داخل المجموعات (تباين الخطأ) .

ويمكن توضيح ذلك من خلال شرح المثال الآتى :

مثال (٥٣) :

أراد باحث أن يدرس أثر تفاعل قلق الامتحان ووجهة الضبط (داخلى–خارجى) على تحصيل ٣٠ طالباً من طلاب الجامعة فى إحدى المقررات الدراسية ، وقد حصل الباحث فى نهاية الفصل الدراسى على الدرجات التحصيلية لهؤلاء الطلاب ، وبعد تطبيق أدواته والفرز والتصنيف والمزاوجة كوّن الباحث الجدول الآتى :

القلق (أ) / الضبط (ب)	مرتفع ($أ_١$)	منخفض ($أ_٢$)
داخلى ($ب_١$)	١١ ٩ ١٢ ٨ ١٣	١٧ ٢٠ ١٤ ١٦ ١٧
خارجى ($ب_٢$)	١٢ ١٠ ١٤ ٨ ١١	١٢ ٩ ١٥ ١١ ١٣

خطوات الحل :

١- نعيد صياغة الجدول الذى حصل عليه الباحث على النحو الآتى :

القلق (أ) / الضبط (ب)	مرتفع (أ_{1})	منخفض (أ_{2})	مجاميع الصفوف
داخلى (ب١)	$\text{ن}_{1} = ٥$ $\text{مجـ س}_{1} = ٥٣$ $\text{م}_{\text{س}_{1}} = ١٠,٦$ $\text{مجـ س}^{2}_{1} = ٥٧٩$	$\text{ن}_{3} = ٥$ $\text{مجـ س}_{3} = ٨٤$ $\text{م}_{\text{س}_{3}} = ١٦.٨$ $\text{مجـ س}^{2}_{3} = ١٤٣٠$	$\text{ن}_{1} + \text{ن}_{3} = ١٠$ $\text{مجـ ب}_{1} = \text{مجـ س}_{1} + \text{مجـ س}_{3}$ $= ١٣٧$ $\text{م}_{\text{ب}_{1}} = ١٣,٧$
خارجى (ب٢)	$\text{ن}_{2} = ٥$ $\text{مجـ س}_{2} = ٥٥$ $\text{م}_{\text{س}_{2}} = ١١$ $\text{مجـ س}^{2}_{2} = ٦٢٥$	$\text{ن}_{4} = ٥$ $\text{مجـ س}_{4} = ٦٠$ $\text{م}_{\text{س}_{4}} = ١١$ $\text{مجـ س}^{2}_{4} = ٧٤٠$	$\text{ن}_{2} + \text{ن}_{4} = ١٠$ $\text{مجـ ب}_{2} = \text{مجـ س}_{2} + \text{مجـ س}_{4}$ $= ١١٥$ $\text{م}_{\text{ب}_{2}} = ١١,٥$
المجاميع للأعمدة	$\text{مجـ أ}_{1} = \text{مجـ س}_{1} + \text{مجـ س}_{2}$ $= ١٠٨$ $\text{مجـ أ}^{2}_{1} = \text{مجـ س}^{2}_{1} + \text{مجـ س}^{2}_{2}$ $= ١٢٠٤$ $\text{م}_{\text{أ}_{1}} = ١٠,٨$	$\text{مجـ أ}_{2} = \text{مجـ س}_{3} + \text{مجـ س}_{4}$ $= ١٤٤$ $\text{مجـ أ}^{2}_{2} = \text{مجـ س}^{2}_{3} + \text{مجـ س}^{2}_{4}$ $= ٢١٧٠$ $\text{م}_{\text{أ}_{2}} = ١٤,٤$	$\text{ن} = ٢٠$ $\text{مجـ س}_{\text{ن}} = ٢٥٢$ $\text{مجـ س}^{2}_{\text{ن}} = ٣٣٧٤$

٢- نحسب مجموع المربعات :

أ - المجموع الكلى للمربعات =

$$\text{مجموع مربعات الدرجات} - \frac{(\text{المجموع الكلى للدرجات})^{2}}{\text{عدد الأفراد الكلى فى الخلايا}}$$

$$= \text{مجـ س}^{2}_{\text{ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{2}}{\text{ن}} = ٣٣٧٤ - \frac{(٢٥٢)^{2}}{٢٠}$$

$$= ٣٣٧٤ - ٣١٧٥,٢ = ١٩٨,٨$$

ويمكن حساب المجموع الكلى للمربعات من المعادلة الآتية :

$$\text{المجموع الكلى للمربعات} = \text{مجـ أ}^{2}_{1} + \text{مجـ أ}^{2}_{2} - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= ١٢٠٤ + ٢١٧٠ - \frac{(٢٥٢)^{2}}{٢٠}$$

$$= ٣٣٧٤ - ٣١٧٥,٢ = ١٩٨,٨$$

ب- مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\text{مجـ} \left[\frac{(\text{مجـ س}_{1})^{2}}{\text{ن}_{1}} + \frac{(\text{مجـ س}_{2})^{2}}{\text{ن}_{2}} + \frac{(\text{مجـ س}_{3})^{2}}{\text{ن}_{3}} + \frac{(\text{مجـ س}_{4})^{2}}{\text{ن}_{4}} \right] - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= \text{مجـ} \left[\frac{(٥٣)^{2}}{٥} + \frac{(٥٥)^{2}}{٥} + \frac{(٨٤)^{2}}{٥} + \frac{(٦٠)^{2}}{٥} \right] - \frac{(٢٥٢)^{2}}{٢٠}$$

= مجـ (٥٦١,٨ + ٦٠٥ + ١٤١١,٢ + ٧٢٠) – ٣١٧٥,٢

= ٣٢٩٨ – ٣١٧٥,٢ = ١٢٢,٨

جـ- مجموع المربعات داخل المجموعات (مجموع مربعات الخطأ) =

المجموع الكلى للمربعات – مجموع المربعات بين المجموعات

= ١٩٨,٨ – ١٢٢,٨ = ٧٦

د - مجموع مربعات المتغير المستقل (أ) =

$$\frac{\text{مجـ (مجموع درجات كل عمود)}^{٢}}{\text{ن لكل عمود}} - \frac{\text{(مجموع الدرجات الكلية)}^{٢}}{\text{عدد الأفراد الكلى}}$$

$$= \text{مجـ} \left[\frac{(\text{مجـ أ}^{٢}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}} + \frac{(\text{مجـ أ}^{٢}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٣} + \text{ن}_{٤}} \right] - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \text{مجـ} \left[\frac{(١٠٨)^{٢}}{١٠} + \frac{(١٤٤)^{٢}}{١٠} \right] - \frac{(٢٥٢)^{٢}}{٢٠}$$

= ١١٦٦,٤ + ٢٠٧٣,٦ – ٣١٧٥,٢

= ٣٢٤٠ – ٣١٧٥,٢ = ٦٤,٨

هـ- مجموع مربعات المتغير المستقل (ب) =

$$\frac{\text{مجـ (مجموع درجات كل صف)}^{٢}}{\text{ن لكل صف}} - \frac{\text{(مجموع الدرجات الكلية)}^{٢}}{\text{عدد الأفراد الكلى}}$$

$$= \text{مجـ} \left[\frac{(\text{مجـ ب}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٣}} + \frac{(\text{مجـ ب}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢} + \text{ن}_{٤}} \right] - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \text{مجـ} \left[\frac{(١٣٧)^{٢}}{١٠} + \frac{(١١٥)^{٢}}{١٠} \right] - \frac{(٢٥٢)^{٢}}{٢٠}$$

= ١٨٧٦,٩ + ١٣٢٢,٥ – ٣١٧٥,٢

= ٣١٩٩,٤ – ٣١٧٥,٢ = ٢٤,٢

و - مجموع مربعات التفاعل (أ × ب) =

مجموع مربعات بين المجموعات –

(مجموع مربعات المتغير الأول + مجموع مربعات المتغير الثانى)

= ١٢٢,٨ – (٦٤,٨ + ٢٤,٢)

= ١٢٢,٨ – ٨٩ = ٣٣,٨

٣- نحسب درجات الحرية (د. ح) :

د . ح للمتغير الأول (أ) = عدد مستوياته – ١ = ٢ – ١ = ١

د . ح للمتغير الثانى (ب) = عدد مستوياته – ١ = ٢ – ١ = ١

د . ح للتفاعل (أ × ب) = (عدد الأعمدة –١) (عدد الصفوف – ١)

= (٢ – ١) (٢ – ١) = ١

= د. ح للمتغير الأول × د. ح للمتغير الثانى = ١ × ١ = ١

د . ح للخطأ = عدد الأفراد الكلى فى الخلايا – عدد المجموعات

= ٢٠ – ٤ = ١٦

د . ح لمجموع المربعات الكلى = ن –١ = ٢٠ – ١ = ١٩

٤- نحسب متوسط مجموع المربعات (التباين) :

تباين المتغير الأول (أ) = $\frac{\text{مجموع مربعاته}}{\text{درجات حريته}}$ = $\frac{٦٤,٨}{١}$ = ٦٤,٨

تباين المتغير الثانى (ب) = $\frac{\text{مجموع مربعاته}}{\text{درجات حريته}}$ = $\frac{٢٤,٢}{١}$ = ٢٤,٢

تباين التفاعل (أ × ب) = $\frac{\text{مجموع مربعاته}}{\text{درجات حريته}}$ = $\frac{٣٣,٨}{١}$ = ٣٣,٨

تباين الخطـــــــــــــأ = $\frac{\text{مجموع مربعاته}}{\text{درجات حريته}}$ = $\frac{٧٦}{١٦}$ = ٤,٧٥

٥- نحسب النسب الفائية (ف) :

بعـد تحديـد تباين المتغيرات المستقلة وتباين التفاعل (الخطوة ٤) نحسب النســب الفائيـة (ف) لاســتخدامها فــى اختبار الدلالة الإحصائية لتأثيرات المتغـيرات المســتقلة وتفاعلاتها على المتغير التابع ، ونظراً لأن التصميم الذى نحن بصدده يتضمن ثلاثة تأثيرات فيمكن حساب ثلاث نسب فائية على النحو الآتى :

" ف " للمتغير الأول (أ) = $\frac{\text{تباين هذا المتغير}}{\text{تباين الخطأ}}$ = $\frac{٦٤,٨}{٤,٧٥}$ = ١٣,٦٤

" ف " للمتغير الثانى (ب) = $\frac{٢٤,٢}{٤,٧٥}$ = ٥,٠٩

" ف " للتفاعل (أ × ب) = $\frac{٣٣,٨}{٤,٧٥}$ = ٧,٠٣

٦- يقوم الباحث بتفريغ البيانات التى حصل عليها فى جدول على النحو الآتى :

مصدر التباين	مجـــ المربعات	د. ح	التباين	ف	الدلالة
المتغير الأول (أ)	٦٤,٨	١	٦٤,٨	١٣,٦٤	٠,٠١
المتغير الثانى (ب)	٢٤,٢	١	٢٤,٢	٥,٠٩	٠,٠٥
التفاعل (أ × ب)	٣٣,٨	١	٣٣,٨	٧,٠٣	٠,٠٥
الخطـــــــــأ	٧٦,٠	١٦	٤,٧٥		
المجمـــــوع	١٩٨,٨	١٩			

٧- يقـــوم الباحـــث بالكشف فى جداول (ف) لمعرفة الدلالة الإحصائية لكل نسبة فائـــية ، فـــنجد أن النســـب الفائية الثلاث دالة عند مستويى ٠,٠١ ، ٠,٠٥ وبالتالى يتم رفض الفروض الصفرية للأسباب الآتية :

أ - وجـــود فـــرق دال إحصـــائياً عـــند مستوى ٠,٠١ بين متوسطى درجات تحصـــيل الطلاب مرتفعى القلق ودرجات الطلاب منخفضى القلق (الفرق بيـــن متوســـطى الأعمـــدة) ، لصالح الطلاب منخفضى القلق (متوسط درجات تحصيل الطلاب مرتفعى القلق = ١٠,٨ ، متوسط درجات تحصيل الطـــلاب منخفضـــى القلـــق = ١٤,٤) ، بغض النظر عن وجهة الضبط (داخلـــى - خارجى) لدى هؤلاء الطلاب . أى أن المتغير المستقل الأول (القلـــق) يؤثر تأثيراً رئيسياً فى تحصيل الطلاب بصرف النظر عن المتغير المستقل الثانى (وجهة الضبط) .

ب- وجـــود فـــرق دال إحصـــائياً عـــند مستوى ٠,٠٥ بين متوسطى درجات تحصـــيل الطـــلاب ذوى الضـــبط الداخلـــى ودرجات الطلاب ذوى الضبط الخارجى ، لصالح الطلاب ذوى الضبط الداخلى (متوسط تحصيل الطلاب ذوى الضـــبط الداخلـــى = ١٣,٧ ، متوسط تحصيل الطلاب ذوى الضبط الخـــارجى = ١١,٥) ، بصـــرف الـــنظر عن مستوى القلق لدى هؤلاء الطـــلاب ، أى أن المتغـــير المســـتقل الثانى (وجهة الضبط) يؤثر تأثيراً رئيسياً فى تحصيل الطلاب .

جـ- يوجد تفاعل دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ بين المتغيرين المستقلين : قلق الامتحان (أ) ووجهة الضبط (ب) يؤثر على تحصيل الطلاب ، ولتفسير نتائج هذا الفرض يستخدم الباحث الرسومات البيانية واختبارات المقارنة بين المتوسطات لمعرفة الفروق الثنائية الدالة بين المجموعات الأربع ، نظراً لأن التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة لا تعطينا تفسيراً كافياً للنتائج .

٢ـ تحليل التباين العاملى (٢×٢) للمتوسطات غير الموزونة :

يُستخدم تحليل التباين العاملى (٢×٢) للمتوسطات غير الموزونة عندما تكون أعداد الأفراد فى الخلايا الأربع غير متساوية وغير متناسبة ويُطلق عليه التصميم غير المتعامد *Non Orthogonal* وفيه تنشأ صعوبة تفسير الآثار الرئيسية *Main Effects* ، لذا يتم استخدام طريقة المتوسطات غير الموزونة *Unweighted Means Analysis* ، وهذه الطريقة تتيح التخلص من مشكلة التعامدية ، وتتلخص هذه الطريقة فى شكل بسيط فى الاعتماد على متوسطات درجات الخلايا فى التحليل ثم تعديلها باستخدام المتوسط التوافقى *Harmonic Mean* لأعداد الأفراد فى الخلايا .

ويعتمد تحليل التباين العاملى (٢×٢ ، ٢×٣ ، ٢×٤ ، ٣×٢ ، ٣×٣ ، ...) ، للمتوسطات غير الموزونة على تساوى عدد الأفراد فى خلايا التصميم ($ن_١ = ن_٢ = ... = ن_ك = ١$) مع تعديل مجموع مربعات المتغيرات المستقلة والتفاعل بالضرب فى المتوسط التوافقى (ن) .

$$ن' = \frac{\text{عدد الصفوف} \times \text{عدد الأعمدة}}{\text{مجموع مقلوبات عدد أفراد كل خلية}}$$

$$= \frac{٢ \times ٢}{\text{مجـ} \left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢} + \frac{١}{ن_٣} + \frac{١}{ن_٤} \right]} \quad \text{(فى حالة التصميم ٢×٢)}$$

ويُعد هذا النوع من التصميم العاملى أفضل من التصميم العاملى للمتوسطات الموزونة ، نظراً لأنه يتضمن جميع أفراد عينة الدراسة التى تم التطبيق عليها ، ويمنع تحيز الباحث عند انتقاء بعض الأفراد واستبعاد البعض الآخر (المزاوجة) ، فنلاحظ من المثال (٥٣) أن عينة الدراسة = ٣٠ طالباً ، وبعد المزاوجة أصبحت العينة فى خلايا التصميم = ٢٠ طالباً ، وبالتالى استبعد الباحث ١٠ طلاب .

ويتبع الباحث فى إجراء تحليل التباين العاملى (٢×٢) مثلاً للمتوسطات غير الموزونة الخطوات الآتية :

أ – إعداد جدول المتوسطات للدرجات ومنه نحصل على المجاميع الهامشية للصفوف والأعمدة ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

المتغير (أ) / المتغير (ب)	أ١	أ٢	المجاميع
ب١	ن١ م١ مجـ س١ مجـ س١٢	ن٢ م٢ مجـ س٢ مجـ س٢٢	مجـ م ب١ = م١ + م٢
ب٢	ن٣ م٣ مجـ س٣ مجـ س٣٢	ن٤ م٤ مجـ س٤ مجـ س٤٢	مجـ م ب٢ = م٣ + م٤
المجاميع	مجـ م أ١ = م١ + م٣	مجـ م أ٢ = م٢ + م٤	المجموع الكلى = م١ + م٢ + م٣ + م٤

ب– يحسب المتوسط التوافقى (ن/) لأعداد أفراد الخلايا كالآتى :

$$ن' = \frac{\text{عدد الصفوف} \times \text{عدد الأعمدة}}{\text{مجموع مقلوبات عدد أفراد كل خلية}}$$

$$ن' = \frac{٢ \times ٢}{\text{مجـ}\left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢} + \frac{١}{ن_٣} + \frac{١}{ن_٤}\right]}$$

جـ– تُحسب الكميات الآتية :

$$(١) \quad \frac{(\text{المجموع الكلى لجدول المتوسطات})^٢}{\text{عدد الصفوف} \times \text{عدد الأعمدة}} = \frac{(م_١ + م_٢ + م_٣ + م_٤)^٢}{٢ \times ٢}$$

$$(٢) \quad \frac{(\text{مجموع متوسطات الصف الأول})^٢}{\text{عدد الأعمدة}} + \frac{(\text{مجموع متوسطات الصف الثانى})^٢}{\text{عدد الأعمدة}}$$

$$= \frac{(\text{مجـ}\ م_{ب١})^٢}{٢} + \frac{(\text{مجـ}\ م_{ب٢})^٢}{٢}$$

$$(٣) \quad \frac{(\text{مجموع متوسطات العمود الأول})^٢}{\text{عدد الصفوف}} + \frac{(\text{مجموع متوسطات العمود الثانى})^٢}{\text{عدد الصفوف}}$$

$$= \frac{(\text{مجـ}\ م_{أ١})^٢}{٢} + \frac{(\text{مجـ}\ م_{أ٢})^٢}{٢}$$

(٤) مجـ [(متوسط الخلية الأولى)^{٢} + (متوسط الخلية الثانية)^{٢}

+ (متوسط الخلية الثالثة)^{٢} + (متوسط الخلية الرابعة)^{٢}]

= مجـ [$م^{٢}_{١}$ + $م^{٢}_{٢}$ + $م^{٢}_{٣}$ + $م^{٢}_{٤}$]

(٥) المجموع الكلى للمربعات = مجـ $س^{٢}_{ن}$ − $\frac{(\text{مجـ س}_{ن})^{٢}}{\text{العينة الكلية (ن)}}$

د – يُحسب مجموع المربعات بين المجموعات على النحو الآتى :

(د–١) مجموع مربعات الصفوف (المتغير المستقل ب) =

ناتج الخطوة (٢) – ناتج الخطوة (١)

(د–٢) مجموع مربعات الأعمدة (المتغير المستقل أ) =

ناتج الخطوة (٣) – ناتج الخطوة (١)

(د–٣) مجموع مربعات التفاعل (أ ×ب) =

[ناتج (٤) + ناتج (١)] – [ناتج (٢) + ناتج (٣)]

هـ– مجموع مربعات الخطأ * =

ناتج (٥) – نواتج (د) بعد تعديل كل منها بالمتوسط التوافقى

و – يتم تفريغ الكميات السابقة فى جدول كالآتى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	د. ح	التباين	ف
المتغير المستقل (أ)	ن/ [(٣) – (١)]	ع – ١	مجموع المربعات / درجات الحرية المناظرة	التباين / تباين الخطأ
المتغير المستقل (ب)	ن/ [(٢) – (١)]	ص – ١		
التفاعل (أ × ب)	ن/ [(٤) + (١) – (٢) – (٣)]	(ص – ١) × (ع – ١)		
الخطأ	ناتج (هـ)	ن – عدد الخلايا		
المجموع الكلى	ناتج (٥)	ن – ١		

حيث أن : ص = عدد الصفوف ، ع = عدد الأعمدة

ن = عدد الأفراد الكلى ، ن/ = المتوسط التوافقى

---

* مجموع مربعات الخطأ = $ن_{١} ع^{٢}_{١}$ + $ن_{٢} ع^{٢}_{٢}$ + ... $ن_{د} ع^{٢}_{د}$

$ع_{١}$ ، $ع_{٢}$ ، ...... الانحرافات المعيارية لدرجات خلايا التصميم

مثال (٥٤) :

أراد باحث دراسة فاعلية طريقتين من طرق التدريس (الإلقاء ، النمذجة) على تحصيل عينة من طلاب الجامعة (ذكور ، إناث) بلغ قوامها ٢٧ طالباً وطالبة فحصل على البيانات الآتية :

طريقة التدريس (أ) / النوع (ب)	الإلقاء (أ$_{١}$)	النمذجة (أ$_{٢}$)
ذكور (ب$_{١}$)	٧ ٣ ٦ ٦ ٤ ٢	٨ ٢٤ ٢١ ١٢ ١٧ ٢٢ ١٦ ١٩ –
إناث (ب$_{٢}$)	٢٣ ١٨ ١٤ ٢٢ ٩ ٢٦	١١ ٣١ ١٣ ١٥ ٢٦ – ٢٦ ١٤ –

خطوات الحل :

أ – نعد جدول المتوسطات ونحصل منه على المجاميع الهامشية للصفوف والأعمدة كما يأتي :

طريقة التدريس (أ) / النوع (ب)	الإلقاء (أ$_{١}$)	النمذجة (أ$_{٢}$)	المجاميع
ذكور (ب$_{١}$)	ن$_{١}$ = ٦ م$_{١}$ = ٤,٦٧ مجـ س$_{١}$ = ٢٨ مجـ س$^{٢}_{١}$ = ١٥٠	ن$_{٣}$ = ٨ م$_{٣}$ = ١٧,٣٨ مجـ س$_{٣}$ = ١٣٩ مجـ س$^{٢}_{٣}$ = ٢٦١٥	مجـ م$_{ب١}$ = ٢٢,٠٥
إناث (ب$_{٢}$)	ن$_{٢}$ = ٦ م$_{٢}$ = ١٨,٦٧ مجـ س$_{٢}$ = ١١٢ مجـ س$^{٢}_{٢}$ = ٢٢٩٠	ن$_{٤}$ = ٧ م$_{٤}$ = ١٩,٤٣ مجـ س$_{٤}$ = ١٣٦ مجـ س$^{٢}_{٤}$ = ٣٠٢٤	مجـ م$_{ب٢}$ = ٣٨,١٠
المجاميع	مجـ م$_{أ١}$ = ٢٣,٣٤	مجـ م$_{أ٢}$ = ٣٦,٨١	٦٠,١٥

ب- المتوسط التوافقي (ن/) = $\dfrac{٢ \times ٢}{[\frac{١}{٦} + \frac{١}{٦} + \frac{١}{٨} + \frac{١}{٧}]}$ = ٦,٦٥

جـ- نحسب الكميات الآتية :

(١) $\frac{(\text{المجموع الكلى لجدول المتوسطات})^{٢}}{\text{عدد الصفوف} \times \text{عدد الأعمدة}} = \frac{(٦٠,١٥)^{٢}}{٤} = \frac{٣٦١٨,٠٢٣}{٤} = ٩٠٤,٥١$

(٢) $\frac{(\text{مجـ م}_{\text{ب١}})^{٢}}{٢} + \frac{(\text{مجـ م}_{\text{ب٢}})^{٢}}{٢} = \frac{(٢٢,٠٥)^{٢}}{٢} + \frac{(٣٨,١)^{٢}}{٢}$

$= ٢٤٣,١٠ + ٧٢٥,٨١ = ٩٦٨,٩١$

(٣) $\frac{(\text{مجـ م}_{\text{أ١}})^{٢}}{٢} + \frac{(\text{مجـ م}_{\text{أ٢}})^{٢}}{٢} = \frac{(٢٣,٣٤)^{٢}}{٢} + \frac{(٣٦,٨١)^{٢}}{٢}$

$= ٢٧٢,٣٨ + ٦٧٧,٤٩ = ٩٤٩,٨٧$

(٤) مجـ $(\text{م}_{١}^{٢} + \text{م}_{٢}^{٢} + \text{م}_{٣}^{٢} + \text{م}_{٤}^{٢}) =$

مجـ $[(٤,٦٧)^{٢} + (١٨,٦٧)^{٢} + (١٧,٣٨)^{٢} + (١٩,٤٣)^{٢}] = ١٠٤٩,٩٧$

(٥) مجـ $\text{س}_{\text{ن}}^{٢} - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{ن}})^{٢}}{\text{ن}} =$

مجـ $(١٥٠ + ٢٢٩٠ + ٢٦١٥ + ٢٦١٥ + ٣٠٢٤)$

$- \frac{(٢٨ + ١١٢ + ١٣٩ + ١٣٦)^{٢}}{٢٧} = ٨٠٧٩ - \frac{(٤١٥)^{٢}}{٢٧} =$

$٨٠٧٩ - ٦٣٧٨,٧٠ = ١٧٠٠,٣٠$

د – نحســـب مجمـــوع المربعات بين المجموعات من الكميات السابقة على النحو الآتى :

(د-١) مجموع مربعات طريقة التدريس (الأعمدة) = ن/ [ناتج (٣) – ناتج (١)]

$= ٦,٦٥\ (٩٤٩,٨٧ - ٩٠٤,٥١) = ٦,٦٥ \times ٤٥,٤٦ = ٣٠١,٦٤$

(د-٢) مجموع مربعات النوع (الصفوف) = ن/ [ناتج (٢) – ناتج (١)]

$= ٦,٦٥\ (٩٦٨,٩١ - ٩٠٤,٥١) = ٦,٦٥ \times ٦٤,٤ = ٤٢٨,٢٦$

(د-٣) مجموع مربعات التفاعل (أ × ب) =

ن/ [ناتج (٤) + ناتج (١) – ناتج (٢) – ناتج (٣)]

$= ٦,٦٥\ (١٠٤٩,٩٧ + ٩٠٤,٥١ - ٩٦٨,٩١ - ٩٤٩,٨٧)$

$= ٦,٦٥\ (١٩٥٤,٤٨ - ١٩١٨,٧٨) = ٦,٦٥ \times ٣٥,٧ = ٢٣٧,٤١$

هـــ- مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلى – مجموع المربعات بين المجموعات = ناتج الخطوة (٥) – نواتج الخطوة (د)

= ١٧٠٠,٣٠ – (٣٠١,٦٤ + ٤٢٨,٢٦ + ٢٣٧,٤١)

= ١٧٠٠,٣٠ – ٩٦٧,٣١ = ٧٣٢,٩٩

و – نحسب درجات الحرية (د. ح) :

(و–١) د. ح للأعمدة = عدد الأعمدة – ١ = ٢ – ١

(و–٢) د. ح للصفوف = عدد الصفوف – ١ = ٢ – ١

(و–٣) د. ح للتفاعل (أ ×ب) = (عدد الصفوف –١) (عدد الأعمدة – ١) = ١

(و–٤) د. ح للخطأ = العينة الكلية – عدد المجموعات = ٢٧ – ٤ = ٢٣

(و–٥) د. ح للمجموع الكلى = العينة الكلية – ١ = ٢٧ – ١ = ٢٦

ز – نحسب التباين :

(ز–١) تباين الأعمدة = ٣٠١,٦٤ ÷ ١ = ٣٠١,٦٤

(ز–٢) تباين الصفوف = ٤٢٨,٢٦ ÷ ١ = ٤٢٨,٢٦

(ز–٣) تباين التفاعل (أ × ب) = ٢٣٧,٤١ ÷ ١ = ٢٣٧,٤١

(ز–٤) تباين الخطأ = ٧٣٢,٩٩ ÷ ٢٣ = ٣١,٨٧

ح – نفرغ البيانات السابقة فى جدول كالآتى :

مصدر التباين	مجـ المربعات	د . ح	التباين	ف	الدلالة
طريقة التدريس (أ)	٣٠١,٦٤	١	٣٠١,٦٤	٩,٤٦	٠,٠١
النـــــوع (ب)	٤٢٨,٢٦	١	٤٢٨,٢٦	١٣,٤٤	٠,٠١
التفاعل (أ × ب)	٢٣٧,٤١	١	٢٣٧,٤١	٧,٤٥	٠,٠٥
الخطـــأ	٧٣٢,٩٩	٢٣	٣١,٨٧		
المجموع الكلى	١٧٠٠,٣٠	٢٦			

ط – نستخدم بعد ذلك اختبارات المقارنة المتعددة بين المتوسطات لمعرفة الفروق الثنائية بين المجموعات ، ثم نقوم بإعداد الرسم البيانى لتوضيح التفاعل وتفسيره .

٣ـ تحليل التباين العاملى (٣×٣) :

إذا كان هناك متغيران مستقلان وكل منهما ينقسم إلى ثلاثة مستويات تصنيفية فيكون التصميم فى هذه الحالة من نوع (٣×٣) ، كما هو موضح فى المثال الآتى :

مثال (٥٥) :

أراد أحد الباحثين دراسة أثر تفاعل كل من الطموح الأكاديمى وقلق الامتحان علــى تحصــيل بعــض طــلاب المدارس الثانوية الفنية ، وقام بتقسيم عينة دراسته بالنسبة للمتغير المستقل الأول (الطموح) إلى : منخفض ، متوسط ، ومرتفع .

وقــام أيضاً بتقسيم هذه العينة بالنسبة للمتغير المستقل الثانى (القلق) إلى : مرتفع ، متوسط ، ومنخفض ، فحصل على البيانات الآتية :

الطموح (أ) / القلق (ب)	منخفض ($أ_{١}$)		متوسط ($أ_{٢}$)		مرتفع ($أ_{٣}$)	
مرتفــع ($ب_{١}$)	٧٥	٨٤	٦٠	٤٢	٢٢	٣٥
	٨٠	٨٥	٤٠	٥٧	٤٠	١٨
	٧٩	٧٩	٥٥	٥٩	٣٠	٣٢
	٩٢	٩٠	٥٠	٤٦	٣٧	٢٥
متوسط ($ب_{٢}$)	١٢	١٨	١٩	١٥	١١	٧
	١٠	١٥	١٧	١٢	١٤	٢٠
	١٩	١٧	١٠	١٣	١٤	١٧
	١٨	٢٠	٩	١٣	٩	١٦
منخفض ($ب_{٣}$)	٢٧	٣٨	٦٠	٧١	٨٧	٨٤
	٣٢	٢٩	٧٠	٧٩	٩٠	٨١
	٤٠	٢٧	٧٣	٦٤	٧٩	٧٤
	٣٥	٢٥	٦٨	٦٢	٨٥	٩١

خطوات الحل :

١- يقوم الباحث بتجهيز بيانات الجدول السابق على النحو الآتى :

الطموح (أ) / القلق (ب)	ممنخفض ($أ_{١}$)	متوسط ($أ_{٢}$)	مرتفع ($أ_{٣}$)	مجاميع الصفوف
مرتفع ($ب_{١}$)	$ن_{١}$ = ٨ مجـ $س_{١}$ = ٦٦٤ مجـ $س_{١}^{٢}$ = ٥٥٣٥٢ م $س_{١}$ = ٨٣	$ن_{٤}$ = ٨ مجـ $س_{٤}$ = ٤٠٩ مجـ $س_{٤}^{٢}$ = ٢١٣٣٥ م $س_{٤}$ = ٥١,١٣	$ن_{٧}$ = ٨ مجـ $س_{٧}$ = ٢٣٩ مجـ $س_{٧}^{٢}$ = ٧٥٥١ م $س_{٧}$ = ٢٩,٨٨	ن = ٢٤ مجـ $ب_{١}$ = ١٣١٢ مجـ $ب_{١}^{٢}$ = ٨٤٢٣٨
متوسط ($ب_{٢}$)	$ن_{٢}$ = ٨ مجـ $س_{٢}$ = ١٢٩ مجـ $س_{٢}^{٢}$ = ٢١٦٧ م $س_{٢}$ = ١٦,١٣	$ن_{٥}$ = ٨ مجـ $س_{٥}$ = ١٠٨ مجـ $س_{٥}^{٢}$ = ١٥٣٨ م $س_{٥}$ = ١٣,٥	$ن_{٨}$ = ٨ مجـ $س_{٨}$ = ١٠٨ مجـ $س_{٨}^{٢}$ = ١٥٨٨ م $س_{٨}$ = ١٣,٥	ن = ٢٤ مجـ $ب_{٢}$ = ٣٤٥ مجـ $ب_{٢}^{٢}$ = ٥٢٩٣
منخفض ($ب_{٣}$)	$ن_{٣}$ = ٨ مجـ $س_{٣}$ = ٢٥٣ مجـ $س_{٣}^{٢}$ = ٨٢١٧ م $س_{٣}$ = ٣١,٦٣	$ن_{٦}$ = ٨ مجـ $س_{٦}$ = ٥٤٧ مجـ $س_{٦}^{٢}$ = ٣٧٦٧٥ م $س_{٦}$ = ٦٨,٣٨	$ن_{٩}$ = ٨ مجـ $س_{٩}$ = ٦٧١ مجـ $س_{٩}^{٢}$ = ٥٦٥٠٩ م $س_{٩}$ = ٨٣,٨٨	ن = ٢٤ مجـ $ب_{٣}$ = ١٤٧١ مجـ $ب_{٣}^{٢}$ = ١٠٢٤٠١
مجاميع الأعمدة	ن = ٢٤ مجـ $أ_{١}$ = ١٠٤٦ مجـ $أ_{١}^{٢}$ = ٦٥٧٣٦	ن = ٢٤ مجـ $أ_{٢}$ = ١٠٦٤ مجـ $أ_{٢}^{٢}$ = ٦٠٥٤٨	ن = ٢٤ مجـ $أ_{٣}$ = ١٠١٨ مجـ $أ_{٣}^{٢}$ = ٦٥٦٤٨	ن الكلية = ٧٢ مجـ الدرجات = ٣١٢٨ مجـ مربعات الدرجات = ١٩١٩٣٢

حيث أن :

أ - مجـ ب$_{١}$ (مجموع درجات الصف الأول) =

مجـ س$_{١}$ + مجـ س$_{٤}$ + مجـ س$_{٧}$ = ١٣١٢

ب- مجـ ب$^{٢}_{١}$ (مجموع مربعات درجات الصف الأول) =

مجـ س$^{٢}_{١}$ + مجـ س$^{٢}_{٤}$ + مجـ س$^{٢}_{٧}$ = ٨٤٢٣٨

جـ- مجـ ب$_{٢}$ (مجموع درجات الصف الثانى) =

مجـ س$_{٢}$ + مجـ س$_{٥}$ + مجـ س$_{٨}$ = ٣٤٥

د - مجـ ب$^{٢}_{٢}$ (مجموع مربعات درجات الصف الثانى) =

مجـ س$^{٢}_{٢}$ + مجـ س$^{٢}_{٥}$ + مجـ س$^{٢}_{٨}$ = ٥٢٩٣

هـ- مجـ ب$_{٣}$ (مجموع درجات الصف الثالث) =

مجـ س$_{٣}$ + مجـ س$_{٦}$ + مجـ س$_{٩}$ = ١٤٧١

و - مجـ ب$^{٢}_{٣}$ (مجموع مربعات درجات الصف الثالث) =

مجـ س$^{٢}_{٣}$ + مجـ س$^{٢}_{٦}$ + مجـ س$^{٢}_{٩}$ = ١٠٢٤٠١

ز - مجـ أ$_{١}$ (مجموع درجات العمود الأول) =

مجـ س$_{١}$ + مجـ س$_{٢}$ + مجـ س$_{٣}$ = ١٠٤٦

ح - مجـ أ$^{٢}_{٢}$ (مجموع مربعات درجات العمود الأول) =

مجـ س$^{٢}_{١}$ + مجـ س$^{٢}_{٢}$ + مجـ س$^{٢}_{٣}$ = ٦٥٧٣٦

ط - مجـ أ$_{٢}$ (مجموع درجات العمود الثانى) =

مجـ س$_{٤}$ + مجـ س$_{٥}$ + مجـ س$_{٦}$ = ١٠٦٤

ى - مجـ أ$^{٢}_{٢}$ (مجموع مربعات درجات العمود الثانى) =

مجـ س$^{٢}_{٤}$ + مجـ س$^{٢}_{٥}$ + مجـ س$^{٢}_{٦}$ = ٦٠٥٤٨

ك - مجـ أ$_{٣}$ (مجموع درجات العمود الثالث)

مجـ س$_{٧}$ + مجـ س$_{٨}$ + مجـ س$_{٩}$ = ١٠١٨

ل - مجـ أ$^{٢}_{٣}$ (مجموع مربعات درجات العمود الثالث)

مجـ س$^{٢}_{٧}$ + مجـ س$^{٢}_{٨}$ + مجـ س$^{٢}_{٩}$ = ٦٥٦٤٨

م – مجموع الدرجات الكلية (مجـ $س_ن$) =

مجموع درجات الصفوف = مجموع درجات الأعمدة

مجـ $ب_١$ + مجـ $ب_٢$ + مجـ $ب_٣$ = مجـ $أ_١$ + مجـ $أ_٢$ + مجـ $أ_٣$

= ٣١٢٨

ن – مجموع مربعات الدرجات الكلية =

مجموع مربعات درجات الصفوف = مجموع مربعات درجات الأعمدة

= مجـ $ب^٢_١$ + مجـ $ب^٢_٢$ + مجـ $ب^٢_٣$

= مجـ $أ^٢_١$ + مجـ $أ^٢_٢$ + مجـ $أ^٢_٣$ = ١٩١٩٣٢

٢– حساب مجموع المربعات :

أ – مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات الدرجات – $\frac{(\text{مجموع الدرجات})^٢}{\text{العينة الكلية}}$

= ١٩١٩٣٢ – $\frac{(٣١٢٨)^٢}{٧٢}$

= ١٩١٩٣٢ – ١٣٥٨٩٤,٢٢ = ٥٦٠٣٧,٧٧٨

ب– مجموع المربعات بين المجموعات =

= مجـ [$\frac{(\text{مجـ }س_١)^٢}{ن_١}$ + $\frac{(\text{مجـ }س_٢)^٢}{ن_٢}$ + ... + $\frac{(\text{مجـ }س_ن)^٢}{ن_ن}$] – $\frac{(\text{مجـ }س_ن)^٢}{ن}$

= مجـ [$\frac{(٦٦٤)^٢}{٨}$ + $\frac{(١٢٩)^٢}{٨}$ + $\frac{(٢٥٣)^٢}{٨}$ + $\frac{(٤٠٩)^٢}{٨}$ + $\frac{(١٠٨)^٢}{٨}$

+ $\frac{(٥٤٧)^٢}{٨}$ + $\frac{(٢٣٩)^٢}{٨}$ + $\frac{(١٠٨)^٢}{٨}$ + $\frac{(٦٧١)^٢}{٨}$] – $\frac{(٣١٢٨)^٢}{٧٢}$

= مجـ [٥٥١١٢ + ٢٠٨٠,١٢٥ + ٨٠٠١,٢٥ + ٢٠٩١٠,١٢٥ +

١٤٥٨ + ٣٧٤٠١,١٢٥ + ٧١٤٠,١٢٥ + ١٤٥٨ + ٥٦٢٨٠,١٢٥] –

١٣٥٨٩٤,٢٢

= ١٨٩٨٤٠,٧٥ – ١٣٥٨٩٤,٢٢ = ٥٣٩٤٦,٥٣

جـ– مجموع المربعات داخل المجموعات =

مجموع المربعات الكلية – مجموع المربعات بين المجموعات

= ٥٦٠٣٧,٧٧٨ – ٥٣٩٤٦,٥٣٠ = ٢٠٩١,٢٥

د – مجموع مربعات المتغير المستقل الطموح (مجـ م م$_{أ}$) =

$$\text{مجـ}\left[\frac{(\text{مجـ أ}_{١})^{٢}}{\text{ن أ}_{١}} + \frac{(\text{مجـ أ}_{٢})^{٢}}{\text{ن أ}_{٢}} + \frac{(\text{مجـ أ}_{٣})^{٢}}{\text{ن أ}_{٣}}\right] - \frac{(\text{مجـ أ}_{ن})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \text{مجـ}\left[\frac{(\text{١٠٤٦})^{٢}}{\text{٢٤}} + \frac{(\text{١٠٦٤})^{٢}}{\text{٢٤}} + \frac{(\text{١٠١٨})^{٢}}{\text{٢٤}}\right] - \frac{(\text{٣١٢٨})^{٢}}{\text{٧٢}}$$

= مجـ [٤٥٥٨٨,١٦٦+٤٧١٧٠,٦٦٦+٤٣١٨٠,١٦٦] – ١٣٥٨٩٤,٢٢

= ١٣٥٩٣٨,٩٩ – ١٣٥٨٩٤,٢٢ = ٤٤,٧٨

هـ – مجموع مربعات المتغير المستقل القلق (مجـ م م$_{ب}$) =

$$= \text{مجـ}\left[\frac{(\text{مجـ ب}_{١})^{٢}}{\text{ن ب}_{١}} + \frac{(\text{مجـ ب}_{٢})^{٢}}{\text{ن ب}_{٢}} + \frac{(\text{مجـ ب}_{٣})^{٢}}{\text{ن ب}_{٣}}\right] - \frac{(\text{مجـ ب}_{ن})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \text{مجـ}\left[\frac{(\text{١٣١٢})^{٢}}{\text{٢٤}} + \frac{(\text{٣٤٥})^{٢}}{\text{٢٤}} + \frac{(\text{١٤٧١})^{٢}}{\text{٢٤}}\right] - \frac{(\text{٣١٢٨})^{٢}}{\text{٧٢}}$$

= مجـ [٧١٧٢٢,٦٦٦+٤٩٥٩,٣٧٥+٩٠١٦٠,٠٤١] – ١٣٥٨٩٤,٢٢

= ١٦٦٨٤٢,٠٨ – ١٣٥٨٩٤,٢٢ = ٣٠٩٤٧,٨٦٣

و – مجموع مربعات تفاعل المتغيرين المستقلين (أ × ب) =

مجـ المربعات بين المجموعات – (مجـ مربعات المتغير أ +

مجـ مربعات المتغير ب)

= ٥٣٩٤٦,٥٣ – (٤٤,٧٨ + ٣٠٩٤٧,٨٦٣) =

٥٣٩٤٦,٥٣ – ٣٠٩٩٢,٦٤٣ = ٢٢٩٥٣,٨٨٧

ويمكن حساب مجموع مربعات تفاعل المتغيرين (أ × ب) من المعادلة الآتية :

$$\text{مجـ مربعات التفاعل} = \text{مجـ}\left[\frac{(\text{مجـ س}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢}} + \ldots\ldots + \frac{(\text{مجـ س}_{٩})^{٢}}{\text{ن}_{٩}}\right]$$

$$- \left[\frac{(\text{مجـ س}_{ن})^{٢}}{\text{ن}} + \text{مجـ م م}_{أ} + \text{مجـ م م}_{ب}\right]$$

$$= \text{مجـ}\left[\frac{(\text{٦٦٤})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{١٢٩})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{٢٥٣})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{٤٠٩})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{١٠٨})^{٢}}{\text{٨}}\right.$$

$$\left. + \frac{(\text{٥٤٧})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{٢٣٩})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{١٠٨})^{٢}}{\text{٨}} + \frac{(\text{٦٧١})^{٢}}{\text{٨}}\right]$$

– (١٣٥٨٩٤,٢٢ + ٤٤,٧٨ + ٣٠٩٤٧,٨٦٣)

= ١٨٩٨٤٠,٧٥ – ١٦٦٨٨٦,٨٦ = ٢٢٩٥٣,٨٩

٣- حساب درجات الحرية :

أ - درجات حرية (د. ح) المتغير المستقل (أ) = ٣ - ١ = ٢

ب - د. ح للمتغير المستقل (ب) = ٣ - ١ = ٢

جـ- د. ح للتفاعل (أ × ب) = ٢ × ٢ = ٤

د - د. ح للخطأ (داخل المجموعات) = ٧٢ - ٩ = ٦٣

هـ- د. ح للمجموع الكلى للمربعات = ٧٢ - ١ = ٧١

٤- حساب التباين (متوسط المربعات) :

أ - تباين المتغير المستقل (أ) = ٤٤,٧٨ ÷ ٢ = ٢٢,٣٩

ب - تباين المتغير المستقل (ب) = ٣٠٩٤٧,٨٦٣ ÷ ٢ = ١٥٤٧٣,٩٣١

جـ- تباين تفاعل المتغيرين (أ × ب) = ٢٢٩٥٣,٨٨٧ ÷ ٤ =٥٧٣٨,٤٧٢

د - تباين الخطأ = ٢٠٩١,٢٥ ÷ ٦٣ = ٣٣,١٩٤

٥- حساب النسب الفائية (ف) :

تُحسب النسب الفائية (ف) من خارج قسمة كل تباين على تباين الخطأ ، كما هو موضح فى الجدول الآتى :

مصدر التباين	مجـ المربعات	د . ح	التباين	ف	الدلالة
المتغير المستقل (أ)	٤٤,٧٨	٢	٢٢,٣٩٠	٠,٧٦٥ *	غير دالة
المتغير المستقل (ب)	٣٠٩٤٧,٨٦٣	٢	١٥٤٧٣,٩٣١	٤٦٦,١٦٧	٠,٠١
التفاعل (أ × ب)	٢٢٩٥٣,٨٨٧	٤	٥٧٣٨,٤٧٢	١٧٢,٨٧٧	٠,٠١
الخطـــأ	٢٠٩١,٢٥	٦٣	٣٣,١٩٤		
المجموع الكلى	٥٦٠٣٧,٧٧٨	٧١			

٦- يقوم الباحث بتفسير نتائجه فى ضوء استخدام اختبارات المتابعة لإجراء المقارنات الثنائية بين متوسطات درجات خلايا التصميم وفى ضوء الرسم البيانى للتفاعل .

(*) إذا كانت " ف " > ١ فتكون دائماً غير دالة .

- **حجم التأثير فى حالة استخدام تحليل التباين العاملى :**

يتم حساب حجم تأثير المتغيرات المستقلة والتفاعل بينها من المعادلات الآتية :

١- حجم تأثير المتغير المستقل الأول (η^2) = $\frac{\text{مجموع مربعات هذا المتغير}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}$

فإذا أردنا حساب حجم التأثير من المثال (٥٣) يكون حجم تأثير المتغير المستقل الأول (قلق الامتحان) = $\frac{٦٤,٨}{١٩٨,٨}$ = ٠,٣٣

بذلك نلاحظ أن ٣٣ % من التباين فى المتغير التابع (التحصيل) ترجع إلى المتغير المستقل الأول (قلق الامتحان) ، أى أن التأثير كبير .

٢- حجم تأثير المتغير المستقل الثانى (η^2) = $\frac{\text{مجموع مربعات هذا المتغير}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}$

= $\frac{٢٤,٢}{١٩٨,٨}$ = ٠,١٢

نلاحظ أن ١٢ % من التباين فى المتغير التابع تعزى إلى المتغير المستقل الثانى (وجهة الضبط) ، أى أن التأثير متوسط .

٢- حجم تأثير التفاعل (η^2) = $\frac{\text{مجموع مربعات التفاعل}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}$

= $\frac{٣٣,٨}{١٩٨,٨}$ = ٠,١٧

نلاحظ أن ١٧ % من التباين فى المتغير التابع تعزى إلى تأثير تفاعل المتغيرين المستقلين معاً ، أى يوجد تأثير كبير ، ويمكن جمع حجوم التأثير السابقة لمعرفة التأثير الكلى فى الدراسة .

المراجع

المراجع

١- السيد أبو شعيشع (١٩٩٧) : الإحصاء للعلوم السلوكية ، القاهرة : مكتبة النهضة المصرية .

٢- السيد محمد خيرى (١٩٥٧) : الإحصاء فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، ط ٢ ، القاهرة : دار الفكر العربى .

٣- السيد محمد خيرى (١٩٩٧) : الإحصاء النفسى ، القاهرة : دار الفكر العربى .

٤- جابر عبد الحميد جابر ، أحمد خيرى كاظم (١٩٧٨) : مناهج البحث فى التربية وعلم النفس ، القاهرة : النهضة العربية .

٥- حامد عبد العزيز العبد (١٩٨٦) : الإحصاء النفسى والتربوى ، المنيا : دار حراء .

٦- ذوقان عبيدات وآخرون (١٩٩٢) : البحث العلمى (مفهومه - أدواته وأساليبه) ، ط ٤ ، الأردن ، عمان : دار الفكر للنشر والتوزيع .

٧- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٤) : مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربوية ، القاهرة : دار النشر للجامعات .

٨- رجاء وحيد دويدرى (٢٠٠٠) : البحث العلمى ، أساسياته النظرية وممارسته العملية ، سوريا : دمشق ، دار الفكر .

٩- رشدى فام منصور (١٩٩٧) : " حجم التأثير : الوجه المكمل للدلالة الإحصائية " ، المجلة المصرية للدراسات النفسية ، تصدرها الجمعية المصرية للدراسات النفسية بالقاهرة ، العدد (١٦) ، المجلد السابع ، ص ص ٥٧ - ٧٥ .

١٠- رمزية الغريب (١٩٧٠) : التقويم والقياس النفسى والتربوى ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١١- رمزية الغريب (١٩٨٩) : القياس اللابارامترى فى العلوم السلوكية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١٢- زكريا الشربينى (١٩٩٠) : الإحصاء اللابارامترى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١٣- زكريا الشربينى (١٩٩٥) : الإحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١٤- زكريا الشربينى (٢٠٠١) : الإحصاء اللابارامترى مع استخدام *SPSS* فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١٥- سعد عبد الرحمن (١٩٩٨) : القياس النفسى (النظرية والتطبيق) ، ط ٣ ، القاهرة : دار الفكر العربى .

١٦- صفوت فرج (١٩٨٥) : الإحصاء فى علم النفس ، القاهرة : النهضة العربية .

١٧- صلاح أحمد مراد (١٩٨١) : " المقارنات المتعددة المتوسطات " ، مجلة كلية التربية ، جامعة المنصورة ، العدد (٤) ، ص ص ٥٧ – ٨٨ .

١٨- صلاح أحمد مراد (٢٠٠٠) : الأساليب الإحصائية فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

١٩- صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٥) : الأساليب الإحصائية الاستدلالية (البارامترية واللابارامترية) ، القاهرة : دار الفكر العربى .

٢٠- صلاح جلال ، عصام الطويل وعبد الحليم عشماوى (١٩٨٨) : الإحصاء الحيوى ومقدمة فى تصميم التجارب ، الجزء الأول ، القاهرة : مركز التنمية البشرية والمعلومات .

٢١- صلاح جلال ، عصام الطويل وعبد الحليم عشماوى (١٩٨٨) ، الإحصاء الحيوى ومقدمة فى تصميم التجارب ، الجزء الثانى ، القاهرة : مركز التنمية البشرية والمعلومات .

٢٢- عبد الجبار توفيق (١٩٨٥) : التحليل الإحصائى فى البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية ، الكويت : مؤسسة الكويت للتقدم العلمى .

٢٣- عبد العاطى أحمد الصياد (١٩٨٣) : " فرض البحث وعلاقته بالفرض الإحصائى فى البحث الامبيريقى " مجلة التربية ، كلية التربية ، جامعة الأزهر ، ص ص ٥٣ – ٦٧ .

٢٤- عبد العاطى أحمد الصياد (١٩٨٩) : " جداول تحديد حجم العينة فى البحث السلوكى " ، مجلة دراسات تربوية ، تصدرها رابطة التربية الحديثة بالقاهرة ، العدد الأول ، ص ص ٩٥ – ١٤٩ .

٢٥- عبد المنعم أحمد الدردير (١٩٩٢) : الإحصاء والاختبارات النفسية ، قنا : مكتبة الإسراء .
٢٦- عمر بن عبد الرحمن المفدى (١٩٩١) : " وجهة نظر حول بعض الأخطاء المنهجية والإحصائية الشائعة فى البحوث النفسية والتربوية " ، مجلة كلية التربية ، جامعة عين شمس ، العدد (١٥) ، ص ص ١٣١ - ١٤٦ .
٢٧- فؤاد أبو حطب ، آمال صادق (١٩٩١) : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
٢٨- فؤاد البهى السيد (١٩٨٦) : علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى ، ط ٥ ، القاهرة : دار المعارف .
٢٩- فان دالين (٢٠٠٣) : مناهج البحث فى التربية وعلم النفس ، ترجمة : محمد نبيل نوفل وسليمان الخضرى الشيخ وطلعت منصور غبريال ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
٣٠- فتحى عبد العزيز أبو راضى (١٩٨٩) : مبادئ الإحصاء الاجتماعى ، الجزء الثانى ، الإسكندرية : دار المعرفة الجامعية .
٣١- فتحى عبد العزيز أبو راضى (١٩٩٧) : مقدمة الطرق الإحصائية فى العلوم الاجتماعية ، ط٣ ، القاهرة : دار المعرفة الجديدة .
٣٢- مجدى عبد الكريم حبيب (٢٠٠١) : الإحصاء اللابارامترى الحديث فى العلوم السلوكية ، القاهرة : النهضة المصرية .
٣٣- محسوب عبد القادر الضوى (٢٠٠٤) : " قوة وحجم تأثير بعض البدائل اللابارامترية لاختبار تحليل التباين العاملى فى مجال الدراسات النفسية " ، رسالة دكتوراه ، كلية التربية بقنا ، جامعة جنوب الوادى .
٣٤- محمد الأصمعى محروس (٢٠٠١) : " استخدام نماذج التحليل متعدد الانحدار فى تطوير منهجية البحث التربوى " ، مجلد مؤتمر رؤى مستقبلية للبحث التربوى ، المركز القومى للبحوث التربوية والتنمية ، كلية التربية ، جامعة عين شمس ، ص ص ٨٧ - ١٣٦ .

٣٥- محمــود الســيد أبــو النيل (١٩٧٨) : الإحصاء النفسى والاجتماعى ومعايير اختبار الشخصية الاسقاطى الجمعى ، القاهرة : دار النهضة العربية .
٣٦- محمــود عــبد الحليم منسى (١٩٩٤) : القياس والإحصاء النفسى والتربوى ، ط٣ ، القاهرة : دار المعارف .
٣٧- مصــرى عــبد الحمــيد حــنورة (١٩٩٨) : " أهمية المعالجات الإحصائية فى الــبحوث الــتربوية " ، المجلــة التربوية ، العدد (٥) ، تصدر عن مجلس النشر العلمى ، جامعة الكويت .
٣٨- مصطفى حسين باهى (١٩٩٩) : الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية ، القاهرة : مركز الكتاب للنشر .
٣٩- ملتون سميث (١٩٨٥) : الدليل إلى الإحصاء فى التربية وعلم النفس ، ط ٢ ، ترجمة : إبراهيم بسيونى عميرة ، القاهرة : دار المعارف .

40- Aron, A. & et al. (1994): Statistical for psychology, New Jersey: Prentice- Hall, Inc.
41- Bradley, J. (1968): Distribution-free statistical tests, New Jersey: Englewood Cliffs, Prentice-Hall.
42- Bryman, A. & Cramer, D. (1997): Quantitative data analysis with SPSS for windows, A Guide for Social Scientists, New York: Routledge.
43- Chow, S. (1988): Significance test or effect size, Psychological Bulletin, 103, 1, 105-110.
44- Cohen & Nagel (1937): An Introduction to Logic and Scientific Method.
(فى : فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، مرجع ٢٧)
45- Cohen, J. (1977): Statistical power analysis for the behavioral sciences.
(فى : فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، مرجع ٢٧)
46- Coolican, H. (1990): Research methods and statistics in psychology, London: Hodder&Stoughton.
47- Ferguson, A. (1976): Statistical analysis in psychology and education, (4th ed.), New York: McGraw-Hill, Inc.
48- Freund, R. & Wilson, W. (1997): Statistical methods (2nd ed.)
(فى: صلاح أحمد مراد ، ٢٠٠٠ ، مرجع ١٨ ، ص ص ٢٠٥ – ٢٠٩)
49- Games, P. (1971): Multiple comparisons of means, American Educational Research Journal, 8, 531-564.

50- Glass, G. & Stanley, J. (1970): Statistical methods in education and psychology, New Jersey: Englewood Cliffs, Prentice Hall.
51- Guilford, J. & Fruchter, B. (1978): Fundamental statistics in psychology and education.

(فى : فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١ ، مرجع ٢٧)

52- Harwell M. (1988): "Choosing between parametric and non-parametric tests".

(فى : محسوب عبد القادر الضوى ، ٢٠٠٤ ، مرجع ٣٣)

53- Harwell, M. (1990): "A general approach to hypothesis testing for Non-parametric tests".

(فى : محسوب عبد القادر الضوى ٢٠٠٤ ، مرجع ٣٣ ، ص ٩)

54- Hopkins, H. & et al. (1987): Basic statictics for the behavioral sciences, Boston: Allyn & Bacon.
55- Howell, D. (1987): Statistical Methods for psychology, (2nd ed.), Boston: Duxbury Press.
56- Keith, T. (1993): "Laten variable structural equation models: LISREL in special education", Remedial& Special Edu., 14, 6, PP. 36-46.
57- Kendall, M. (1970): Rank correlation methods (4th ed.), London: Charles Griffin & Co.
58- Kenny, D. (1987): Statistics for the social and behavioral sciences, Boston: Little Brown & Company.
59- Kiess, H. & Bloomquist, D. (1975): Psychological research methods, Boston: Allyn & Bacon.
60- Kiess, H. (1989): Statistical concepts for the behavioral sciences, Boston: Allyn & Bacon.
61- Malim, T. & Birch, A. (1998): Introductory psychology, London: Macmillan Press
62- Schieber, N. (1983): PLSPATH-version A: Program manual estimating latent variable path models by partial least squares, Un. Of Hamburg: Dep. Of Edu.
63- Shavelson, R. (1988): Statistical reasoning for the behavioral sciences (3rd ed.), Boston: Allyn and Bacon.
64- Siegel, S. (1956): Non parametric statistical, New York: McGraw Hill.
65- Winer, B. J. & et al. (1991): Statistical principles in experimental design (3rd ed.), New York: McGraw Hill.
66- Yule, G. V. & Kandall, M. G. (1946): An introduction to theory of statistics.

(فى : فؤاد البهى السيد ، ١٩٨٦ ، مرجع ٢٨)

♦. مع تمنياتي بمطالعة ممتعة : محمد عموش

الجداول الإحصائية

جدول (١)

الدلالة الإحصائية لاختبار (ت)

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة ٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
	اختبار ذو النهايتين ٠,٢٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠١
١	٣,٠٧٨	٦,٣١٤	١٢,٧٠٦	٣١,٨٢١	٦٣,٦٥٧	٦٣٦,٦١٩
٢	١,٨٨٦	٢,٩٢٠	٤,٣٠٣	٦,٩٦٥	٩,٩٢٥	٣١,٥٩٨
٣	١,٦٣٨	٢,٣٥٣	٣,١٨٢	٤,٥٤١	٥,٨٤١	١٢,٩٤١
٤	١,٥٣٣	٢,١٣٢	٢,٧٧٦	٣,٧٤٧	٤,٦٠٤	٨,٦١٠
٥	١,٤٧٦	٠,٠١٥	٢,٥٧١	٣,٣٦٥	٤,٠٣٢	٦,٨٥٩
٦	١,٤٤٠	٠,٩٤٣	٢,٤٤٧	٠,١٤٣	٣,٧٠٧	٥,٩٥٩
٧	١,٤١٥	١,٨٩٥	٢,٣٦٥	٢,٩٩٨	٣,٤٩٩	٥,٤٠٥
٨	١,٣٩٧	١,٨٦٠	٢,٣٠٦	٢,٨٩٦	٣,٣٥٥	٥,٠٤١
٩	١,٣٨٣	١,٨٣٣	٢,٢٦٢	٢,٨٢١	٣,٢٥٠	٤,٧٨١
١٠	١,٣٧٢	١,٨١٢	٢,٢٢٠	٢,٧٦٤	٣,١٦٩	٤,٥٨٧
١١	١,٣٦٣	١,٧٩٦	٢,٢٠١	٢,٧١٨	٣,١٠٦	٤,٤٣٧
١٢	٠,٣٥٦	١,٧٨٢	٢,١٧٩	٢,٦٨١	٣,٠٥٥	٤,٣١٨
١٣	١,٣٥٠	١,٧٧١	٢,١٦٠	٢,٦٥٠	٣,٠١٢	٤,٢٢١
١٤	١,٣٤٥	١,٧٦١	٢,١٤٥	٢,٦٢٤	٢,٩٧٧	٤,١٤٠
١٥	١,٣٤١	١,٧٥٣	٢,١٣١	٢,٦٠٢	٢,٩٤٧	٤,٠٧٣
١٦	١,٣٣٧	١,٧٦٤	٢,١٢٠	٢,٥٨٣	٢,٩٢١	٤,٠١٥
١٧	١,٣٣٣	١,٧٤٠	٢,١١٠	٢,٥٦٧	٢,٨٩٨	٣,٩٦٥
١٨	١,٣٣٠	١,٧٣٤	٢,١٠١	٠,٥٥٢	٢,٨٧٨	٣,٩٢٢
١٩	١,٣٢٨	١,٧٢٩	٢,٠٩٣	٢,٥٣٩	٢,٨٦١	٣,٨٨٣
٢٠	١,٣٢٥	١,٧٢٥	٢,٠٨٦	٢,٥٢٨	٢,٨٤٥	٣,٨٥٠
٢١	١,٣٢٣	١,٧٢١	٢,٠٨٠	٢,٥١٨	٢,٨٣١	٣,٨١٩
٢٢	١,٣٢١	١,٧١٧	٢,٠٧٤	٢,٥٠٨	٢,٨١٩	٣,٧٩٢
٢٣	١,٣١٩	١,٧١٤	٢,٠٦٩	٢,٥٠٠	٢,٨٠٧	٣,٧٦٧
٢٤	١,٣١٨	١,٧١١	٠,٠٦٤	٢,٤٩٢	٢,٧٩٧	٣,٧٤٥
٢٥	١,٣١٦	١,٧٠٨	٢,٠٦٠	٢,٤٨٥	٢,٧٨٧	٣,٧٢٥
٢٦	١,٣١٥	١,٧٠٦	٢,٠٥٦	٢,٤٧٩	٢,٧٧٩	٣,٧٠٧
٢٧	١,٣١٤	١,٧٠٣	١,٠٥٢	٢,٤٧٣	٢,٧٧١	٣,٩٦٠
٢٨	١,٣١٣	١,٧٠١	٢,٠٤٨	٢,٤٦٧	٢,٧٦٣	٣,٦٧٤
٢٩	١,٣١١	١,٦٩٩	٢,٠٤٥	٢,٤٦٢	٢,٧٥٦	٣,٦٥٩
٣٠	١,٣١٠	١,٦٩٧	٢,٠٤٢	٢,٤٥٧	٢,٧٥٠	٣,٦٤٦
٤٠	١,٣٠٣	٠,٦٨٤	٢,٠٢١	٢,٤٢٣	٢,٧٠٤	٣,٥٥١
٦٠	١,٢٩٦	١,٦٧١	٢,٠٠٠	٢,٣٩٠	٢,٦٦٠	٣,٤٦٠
١٧٠	١,٢٨١	١,٦٥٨	١,٩٨٠	٢,٣٥٩	٢,٦١٧	٢,٣٧٣
∞	١,٢٨٢	١,٦٤٥	١,٩٦٠	٢,١٢٦	٢,٥٧٦	٣,٣٧٣

جدول (٢)

الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط الرتب (سبيرمان)

ن	إختبار ذو النهاية الواحدة ٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥
	إختبار ذو النهايتين ٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٥	٠,٩٠٠	٠,٩٧٠	١,٠٠	١,٠٠
٦	٠,٨٢٩	٠,٨٨٦	٠,٩٤٣	١,٠٠
٧	٠,٧١٤	٠,٧٨٦	٠,٨٩٣	١,٠٠
٨	٠,٦٤٣	٠,٧٣٨	٠,٨٣٣	٠,٨٨١
٩	٠,٦٠٠	٠,٦٨٣	٠,٧٨٣	٠,٨٣٣
١٠	٠,٥٦٤	٠,٦٤٨	٠,٧٤٥	٠,٨١٨
١١	٠,٥٢٣	٠,٦٢٣	٠,٧٣٦	٠,٧٩٤
١٢	٠,٤٩٧	٠,٥٩١	٠,٧٠٣	٠,٧٨٠
١٣	٠,٤٧٥	٠,٥٦٦	٠,٦٧٣	٠,٧٤٥
١٤	٠,٤٥٧	٠,٥٤٥	٠,٦٤٦	٠,٧١٦
١٥	٠,٤٤١	٠,٥٢٥	٠,٦٢٣	٠,٦٨٩
١٦	٠,٤٢٥	٠,٥٠٧	٠,٦٠١	٠,٦٦٦
١٧	٠,٤١٢	٠,٤٩٠	٠,٥٨٢	٠,٦٥٤
١٨	٠,٣٩٩	٠,٤٧٦	٠,٥٦٤	٠,٦٢٥
١٩	٠,٣٨٨	٠,٤٦٢	٠,٥٤٩	٠,٦٠٨
٢٠	٠,٣٧٧	٠,٤٥٠	٠,٥٣٤	٠,٥٩١
٢١	٠,٣٦٨	٠,٤٣٨	٠,٥٢١	٠,٥٧٦
٢٢	٠,٣٥٩	٠,٤٢٨	٠,٥٠٨	٠,٥٦٢
٢٣	٠,٣٥١	٠,٤١٨	٠,٤٩٦	٠,٥٤٩
٢٤	٠,٣٤٣	٠,٤٠٩	٠,٤٨٥	٠,٥٣٧
٢٥	٠,٣٣٦	٠,٤٠٠	٠,٤٧٥	٠,٥٢٦
٢٦	٠,٣٢٩	٠,٣٩٢	٠,٤٦٥	٠,٥١٥
٢٧	٠,٣٢٣	٠,٣٨٥	٠,٤٥٦	٠,٥٠٥
٢٨	٠,٣١٧	٠,٣٧٧	٠,٤٤٨	٠,٤٩٦
٢٩	٠,٣١١	٠,٣٧٠	٠,٤٤٠	٠,٤٨٧
٣٠	٠,٣٠٥	٠,٣٦٤	٠,٤٣٢	٠,٤٧٨

جدول (٣)

قيم مربع كاى (كا^{٢})

د . ح	٠,٠٥	,٠١	٠,٠٠١
١	٣,٨٤	٦,٦٤	١٠,٨٣
٢	٥,٩٩	٩,٢١	١٣,٨٢
٣	٧,٨٢	١١,٣٤	٣٦,٢٧
٤	٩,٤٩	١٣,٢٨	١٨,٤٦
٥	١١,٠٧	١٥,٠٩	٢٠,٥٢
٦	١٢,٥٩	١٦,٨١	٢٢,٤٦
٧	١٤,٠٧	١٨,٤٨	٢٤,٣٢
٨	١٥,٥١	٢٠,٠٩	٢٦,١٢
٩	١٥,٩٢	٢١,٦٧	٢٧,٨٨
١٠	١٨,٣١	٢٣,٢١	٢٩,٥٩
١١	١٩,٦٨	٢٤,٧٢	٣١,٢٦
١٢	٢١,٠٣	٢٦,٢٢	٣٢,٩١
١٣	٢٢,٣٦	٢٧,٦٩	٣٤,٥٣
١٤	٢٣,٦٨	٢٩,١٤	٣٦,١٢
١٥	٢٥,٠٠	٣٠,٥٨	٣٧,٧٠
١٦	٢٦,٣٠	٣٢,٠٠	٣٩,٢٩
١٧	٢٧,٥٩	٣٣,٤١	٤٠,٧٥
١٨	٢٨,٨٧	٣٤,٨٠	٤٢,٣١
١٩	٣٠,١٤	٣٦,١٩	٤٣,٨٢
٢٠	٣١,٤١	٣٧,٥٧	٤٥,٣٢
٢١	٣٢,٦٧	٣٨,٩٣	٤٦,٨٠
٢٢	٣٣,٩٢	٤٠,٢٩	٤٨,٢٧
٢٣	٣٥,١٤	٤١,٦٤	٤٩,٧٣
٢٤	٣٦,٤٢	٤٢,٩٨	٥١,١٨
٢٥	٤٧,٦٥	٤٤,٣١	٥٢,٦٢
٢٦	٣٨,٨٨	٤٥,٦٤	٥٤,٠٥
٢٧	٤٠,١١	٤٦,٩٦	٥٥,٤٨
٢٨	٤١,٣٤	٤٨,٢٨	٥٦,٨٩
٢٩	٤٢,٥٦	٤٩,٥٩	٥٨,٣٠
٣٠	٤٣,٧٧	٥٠,٨٩	٥٩,٧٠

جدول (٤)

الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (ف) عند مستوى ٠,٠٥

د . ح	د١ = درجـات الحـرية البسـط																		
د٢ = درجـات الحـرية المقـام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠	∞
١	١٦١	٢٠٠	٢١٦	٢٢٥	٢٣٠	٢٣٤	٢٣٧	٢٣٩	٢٤١	٢٤٢	٢٤٤	٢٤٦	٢٤٨	٢٤٩	٢٥٠	٢٥١	٢٥٢	٢٥٣	٢٥٤
٢	١٨,٥	١٩,٠٠	١٩,٢	١٩,٢٠	١٩,٣٠	١٩,٣	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٤	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥	١٩,٥
٣	١٠,١	٩,٥٥	٩,٢٨	٩,١٢	٩,٠١	٨,٩٤	٨,٨٩	٨,٨٥	٨,٨١	٨,٧٩	٨,٧٤	٨,٧٠	٨,٦٦	٨,٦٤	٨,٦٢	٨,٥٩	٨,٥٧	٨,٥٥	٨,٥٣
٤	٧,٧١	٦,٩٤	٦,٥٩	٦,٣٩	٦,٢٦	٦,١٦	٦,٠٩	٦,٠٤	٦,٠٠	٥,٩٦	٥,٩١	٥,٨٦	٥,٨٠	٥,٧٧	٥,٧٥	٥,٧٢	٥,٦٩	٥,٦٦	٥,٦٣
٥	٦,٦١	٥,٧٩	٥,٤١	٥,١٩	٥,٠٥	٤,٩٥	٤,٨٨	٤,٨٢	٤,٧٧	٤,٧٤	٤,٦٨	٤,٦٢	٤,٥٦	٤,٥٣	٤,٥٠	٤,٤٦	٤,٤٣	٤,٤٠	٤,٣٧
٦	٥,٩٩	٥,١٤	٤,٧٦	٤,٥٣	٤,٣٩	٤,٢٨	٤,٢١	٤,١٥	٤,١٠	٤,٠٦	٤,٠٠	٣,٩٤	٣,٨٧	٣,٨٤	٣,٨١	٣,٧٧	٣,٧٤	٣,٧٠	٣,٦٧
٧	٥,٥٩	٤,٧٤	٤,٣٥	٤,١٢	٣,٩٧	٣,٨٧	٣,٧٩	٣,٧٣	٣,٦٨	٣,٦٤	٣,٥٧	٣,٥١	٣,٤٤	٣,٤١	٣,٣٨	٣,٣٤	٣,٣٠	٣,٢٧	٣,٢٣
٨	٥,٣٢	٤,٤٦	٤,٠٧	٣,٨٤	٣,٦٩	٣,٥٨	٣,٥٠	٣,٤٤	٣,٣٩	٣,٣٥	٣,٢٨	٣,٢٢	٣,١٥	٣,١٢	٣,٠٨	٣,٠٤	٣,٠١	٢,٩٧	٢,٩٣
٩	٥,١٢	٤,٢٦	٣,٨٦	٣,٦٣	٣,٤٨	٣,٣٧	٣,٢٩	٣,٢٣	٣,١٨	٣,١٤	٣,٠٧	٣,٠١	٢,٩٤	٢,٩٠	٢,٨٦	٢,٨٣	٢,٧٩	٢,٧٥	٢,٧١
١٠	٤,٩٦	٤,١٠	٣,٧١	٣,٤٨	٣,٣٣	٣,٢٢	٣,١٤	٣,٠٧	٣,٠٢	٢,٩٨	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٧٧	٢,٧٤	٢,٧٠	٢,٦٦	٢,٦٢	٢,٥٨	٢,٥٤
١١	٤,٨٤	٣,٩٨	٣,٥٩	٣,٣٦	٣,٢٠	٣,٠٩	٣,٠١	٢,٩٥	٢,٩٠	٢,٨٥	٢,٧٩	٢,٧٢	٢,٦٥	٢,٦١	٢,٥٧	٢,٥٣	٢,٤٩	٢,٤٥	٢,٤٠
١٢	٤,٧٥	٣,٨٩	٣,٤٩	٣,٢٦	٣,١١	٣,٠٠	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٨٠	٢,٧٥	٢,٦٩	٢,٦٢	٢,٥٤	٢,٥١	٢,٤٧	٢,٤٣	٢,٣٨	٢,٣٤	٢,٣٠
١٣	٤,٦٧	٣,٨١	٣,٤١	٣,١٨	٣,٠٢	٢,٩٢	٢,٨٣	٢,٧٧	٢,٧١	٢,٦٧	٢,٦٠	٢,٥٣	٢,٤٦	٢,٤٢	٢,٣٨	٢,٣٤	٢,٣٠	٢,٢٥	٢,٢١
١٤	٤,٦٠	٣,٧٤	٣,٣٤	٣,١١	٢,٩٦	٢,٨٥	٢,٧٦	٢,٧٠	٢,٦٥	٢,٦٠	٢,٥٣	٢,٤٦	٢,٣٩	٢,٣٥	٢,٣١	٢,٢٧	٢,٢٢	٢,١٨	٢,١٣
١٥	٤,٥٤	٣,٦٨	٣,٢٩	٣,٠٦	٢,٩٠	٢,٧٩	٢,٧١	٢,٦٤	٢,٥٩	٢,٥٤	٢,٤٨	٢,٤٠	٢,٣٣	٢,٢٩	٢,٢٥	٢,٢٠	٢,١٦	٢,١١	٢,٠٧

تابع جدول (٤)

الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (ف) عند مستوى ٠,٠٥

د . ح	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠	∞
	$د_1$ = درجات الحرية للبسط																		
$د_2$ = درجات الحرية للمقام																			
١٦	٤,٤٩	٣,٦٣	٣,٢٤	٣,٠١	٢,٨٥	٢,٧٤	٢,٦٦	٢,٥٩	٢,٥٤	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٥	٢,٢٨	٢,٢٤	٢,١٩	٢,١٥	٢,١١	٢,٠٦	٢,٠١
١٧	٤,٤٥	٣,٥٩	٣,٢٠	٢,٩٦	٢,٨١	٢,٧٠	٢,٦١	٢,٥٥	٢,٤٩	٢,٤٥	٢,٣٨	٢,٣١	٢,٢٣	٢,١٩	٢,١٥	٢,١٠	٢,٠٦	٢,٠١	١,٩٧
١٨	٤,٤١	٣,٥٥	٣,١٦	٢,٩٣	٢,٧٧	٢,٦٦	٢,٥٨	٢,٥١	٢,٤٦	٢,٤١	٢,٣٤	٢,٢٧	٢,١٩	٢,١٥	٢,١١	٢,٠٦	٢,٠٢	١,٩٧	١,٩٢
١٩	٤,٣٨	٣,٥٢	٣,١٣	٢,٩٠	٢,٧٤	٢,٦٣	٢,٥٤	٢,٤٨	٢,٤٢	٢,٣٨	٢,٣١	٢,٢٣	٢,١٦	٢,١١	٢,٠٧	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٣	١,٨٨
٢٠	٤,٣٥	٣,٤٩	٣,١٠	٢,٨٧	٢,٧١	٢,٦٠	٢,٥١	٢,٤٥	٢,٣٩	٢,٣٥	٢,٢٨	٢,٢٠	٢,١٢	٢,٠٨	٢,٠٤	١,٩٩	١,٩٥	١,٩٠	١,٨٤
٢١	٤,٣٢	٣,٤٧	٣,٠٧	٢,٨٤	٢,٦٨	٢,٥٧	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٧	٢,٣٢	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١٠	٢,٠٥	٢,٠١	١,٩٦	١,٩٢	١,٨٧	١,٨١
٢٢	٤,٣٠	٣,٤٤	٣,٠٥	٢,٨٢	٢,٦٦	٢,٥٥	٢,٤٦	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٣٠	٢,٢٣	٢,١٥	٢,٠٧	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٤	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٨
٢٣	٤,٢٨	٣,٤٢	٣,٠٣	٢,٨٠	٢,٦٤	٢,٥٣	٢,٤٤	٢,٣٧	٢,٣٢	٢,٢٧	٢,٢٠	٢,١٣	٢,٠٥	٢,٠١	١,٩٦	١,٩١	١,٨٦	١,٨١	١,٧٦
٢٤	٤,٢٦	٣,٤٠	٣,٠١	٢,٧٨	٢,٦٢	٢,٥١	٢,٤٢	٢,٣٦	٢,٣٠	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١١	٢,٠٣	١,٩٨	١,٩٤	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٣
٢٥	٤,٢٤	٣,٣٩	٢,٩٩	٢,٧٦	٢,٦٠	٢,٤٩	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٢٨	٢,٢٤	٢,١٦	٢,٠٩	٢,٠١	١,٩٦	١,٩٢	١,٨٧	١,٨٢	١,٧٧	١,٧١
٣٠	٤,١٧	٣,٣٢	٢,٩٢	٢,٦٩	٢,٥٣	٢,٤٢	٢,٣٣	٢,٢٧	٢,٢١	٢,١٦	٢,٠٩	٢,٠١	١,٩٣	١,٨٩	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٤	١,٦٨	١,٦٢
٤٠	٤,٠٨	٣,٢٣	٢,٨٤	٢,٦١	٢,٤٥	٢,٣٤	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١٢	٢,٠٨	٢,٠٠	١,٩٢	١,٨٤	١,٧٩	١,٧٤	١,٦٩	١,٦٤	١,٥٨	١,٥١
٦٠	٤,٠٠	٣,١٥	٢,٧٦	٢,٥٣	٢,٣٧	٢,٢٥	٢,١٧	٢,١٠	٢,٠٤	١,٩٩	١,٩٢	١,٨٤	١,٧٥	١,٧٠	١,٦٥	١,٥٩	١,٥٣	١,٤٧	١,٣٩
١٢٠	٣,٩٢	٣,٠٧	٢,٦٨	٢,٤٥	٢,٢٩	٢,١٨	٢,٠٩	٢,٠٢	١,٩٦	١,٩١	١,٨٣	١,٧٥	١,٦٦	١,٦١	١,٥٥	١,٥٠	١,٤٣	١,٣٥	١,٢٥
∞	٣,٨٤	٣,٠٠	٢,٦٠	٢,٣٧	٢,٢١	٢,١٠	٢,٠١	١,٩٤	١,٨٨	١,٨٣	١,٧٥	١,٦٧	١,٥٧	١,٥٢	١,٤٦	١,٣٩	١,٣٢	١,٢٢	١,٠٠

تابع جدول (٤)

الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (ف) عند مستوى ٠,٠١

د . ح	د١ = درجات الحرية للبسط											
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
١	٤٠٥٢	٤٩٩٩,٥	٥٤٠٣	٥٦٢٥	٥٧٦٤	٥٨٥٩	٥٩٢٨	٥٩٨١	٦٠٥٦	٦١٠٦	٦٢٣٥	٦٣٦٦
٢	٩٨,٥٠	٩٩,٠٠	٩٩,١٧	٩٩,٢٥	٩٩,٣٠	٩٩,٣٣	٩٩,٣٦	٩٩,٣٧	٩٩,٤٠	٩٩,٤٢	٩٩,٤٦	٩٩,٥٠
٣	٣٤,١٢	٣٠,٨٢	٢٩,٤٦	٢٨,٧١	٢٨,٢٤	٢٧,٩١	٢٧,٦٧	٢٧,٤٩	٢٧,٢٣	٢٧,٠٥	٢٦,٦٠	٢٦,١٣
٤	٢١,٢٠	١٨,٠٠	١٦,٦٩	١٥,٩٨	١٥,٥٢	١٥,٢١	١٤,٩٨	١٤,٨٠	١٤,٥٥	١٤,٣٧	١٣,٩٣	١٣,٤٦
٥	١٦,٢٦	١٣,٢٧	١٢,٠٦	١١,٣٩	١٠,٩٧	١٠,٦٧	١٠,٤٦	١٠,٢٩	١٠,٠٥	٩,٨٨٨	٩,٤٦٦	٩,٠٢٠
٦	١٣,٧٥	١٠,٩٢	٩,٧٨٠	٩,١٤٨	٨,٧٤٦	٨,٤٦٦	٨,٢٦٠	٨,١٠٢	٧,٨٧٤	٧,٧١٨	٧,٣١٣	٦,٨٨٠
٧	١٢,٢٥	٩,٥٤٧	٨,٤٥١	٧,٨٤٧	٧,٤٦٠	٧,١٩١	٦,٩٩٣	٦,٨٤٠	٦,٦٢٠	٦,٤٦٩	٦,٠٧٤	٥,٦٥٠
٨	١١,٢٦	٨,٦٤٩	٧,٥٩١	٧,٠٠٦	٦,٦٣٢	٦,٣٧١	٦,١٧٨	٦,٠٢٩	٥,٨١٤	٥,٦٦٧	٥,٢٧٩	٤,٨٥٩
٩	١٠,٥٦	٨,٠٢٢	٦,٩٩٢	٦,٤٢٢	٦,٠٥٧	٥,٨٠٢	٥,٦١٣	٥,٤٦٧	٥,٢٥٧	٥,١١١	٤,٧٢٦	٤,٣١١
١٠	١٠,٠٤	٧,٥٥٩	٦,٥٥٢	٥,٩٩٤	٥,٦٣٦	٥,٣٨٦	٥,٢٠٠	٥,٠٥٧	٤,٨٤٩	٤,٧٠٦	٤,٣٢٧	٣,٩٠٩
١١	٩,٦٤٦	٧,٢٠٦	٦,٢١٧	٥,٦٦٨	٥,٣١٦	٥,٠٦٩	٤,٨٨٦	٤,٧٤٤	٤,٥٣٩	٤,٣٩٧	٤,٠٢١	٣,٦٠٢
١٢	٩,٣٣٠	٦,٩٢٧	٥,٩٥٣	٥,٤١٢	٥,٠٦٤	٤,٨٢١	٤,٦٤٠	٤,٤٩٩	٤,٢٩٦	٤,١٥٥	٣,٧٨٠	٣,٣٦١
١٣	٩,٠٧٤	٦,٧٠١	٥,٧٣٩	٥,٢٠٥	٤,٨٦٢	٤,٦٢٠	٤,٤٤١	٤,٣٠٢	٤,١٠٠	٣,٩٦٠	٣,٥٨٧	٣,١٦٥
١٤	٨,٨٦٢	٦,٥١٥	٥,٥٦٤	٥,٠٣٥	٤,٦٩٥	٤,٤٥٦	٤,٢٧٨	٤,١٤٠	٣,٩٣٩	٣,٨٠٠	٣,٤٢٧	٣,٠٠٤

تابع جدول (٤)

الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (ف) عند مستوى ٠،٠١

د ٠ ح												
	د١ = درجـات الحـرية للبسـط											
د٢ = درجـات الحـرية للمقـام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
١	٤٠٥٢	٤٩٩٩،٥	٥٤٠٣	٥٦٢٥	٥٧٦٤	٥٨٥٩	٥٩٢٨	٥٩٨١	٦٠٥٦	٦١٠٦	٦٢٣٥	٦٣٦٦
٢	٩٨،٥٠	٩٩،٠٠	٩٩،١٧	٩٩،٢٥	٩٩،٣٠	٩٩،٣٣	٩٩،٣٦	٩٩،٣٧	٩٩،٤٠	٩٩،٤٢	٩٩،٤٦	٩٩،٥٠
٣	٣٤،١٢	٣٠،٨٢	٢٩،٤٦	٢٨،٧١	٢٨،٢٤	٢٧،٩١	٢٧،٦٧	٢٧،٤٩	٢٧،٢٣	٢٧،٠٥	٢٦،٦٠	٢٦،١٢
٤	٢١،٢٠	١٨،٠٠	١٦،٦٩	١٥،٩٨	١٥،٥٢	١٥،٢١	١٤،٩٨	١٤،٨٠	١٤،٥٥	١٤،٣٧	١٣،٩٣	١٣،٤٦
٥	١٦،٢٦	١٣،٢٧	١٢،٠٦	١١،٣٩	١٠،٩٧	١٠،٦٧	١٠،٤٦	١٠،٢٩	١٠،٠٥	٩،٨٨٨	٩،٤٦٦	٩،٠٢٠
٦	١٣،٧٥	١٠،٩٢	٩،٧٨٠	٩،١٤٨	٨،٧٤٦	٨،٤٦٦	٨،٢٦٠	٨،١٠٢	٧،٨٧٤	٧،٧١٨	٧،٣١٣	٦،٨٨٠
٧	١٢،٢٥	٩،٥٤٧	٨،٤٥١	٧،٨٤٧	٧،٤٦٠	٧،١٩١	٦،٩٩٣	٦،٨٤٠	٦،٦٢٠	٦،٤٦٩	٦،٠٧٤	٥،٦٥٠
٨	١١،٢٦	٨،٦٤٩	٧،٥٩١	٧،٠٠٦	٦،٦٣٢	٦،٣٧١	٦،١٧٨	٦،٠٢٩	٥،٨١٤	٥،٦٦٧	٥،٢٧٩	٤،٨٥٩
٩	١٠،٥٦	٨،٠٢٢	٦،٩٩٢	٦،٤٢٢	٦،٠٥٧	٥،٨٠٢	٥،٦١٣	٥،٤٦٧	٥،٢٥٧	٥،١١١	٤،٧٢٦	٤،٣١١
١٠	١٠،٠٤	٧،٥٥٩	٦،٥٥٢	٥،٩٩٤	٥،٦٣٦	٥،٣٨٦	٥،٢٠٠	٥،٠٥٧	٤،٨٤٩	٤،٧٠٦	٤،٣٢٧	٣،٩٠٩
١١	٩،٦٤٦	٧،٢٠٦	٦،٢١٧	٥،٦٦٨	٥،٣١٦	٥،٠٦٩	٤،٨٨٦	٤،٧٤٤	٤،٥٣٩	٤،٣٩٧	٤،٠٢١	٣،٦٠٣
١٢	٩،٣٣٠	٦،٩٢٧	٥،٩٥٣	٥،٤١٢	٥،٠٦٤	٤،٨٢١	٤،٦٤٠	٤،٤٩٩	٤،٢٩٦	٤،١٥٥	٣،٧٨٠	٣،٣٦١
١٣	٩،٠٧٤	٦،٧٠١	٥،٧٣٩	٥،٢٠٥	٤،٨٦٢	٤،٦٢٠	٤،٤٤١	٤،٣٠٢	٤،١٠٠	٣،٩٦٠	٣،٥٨٧	٣،١٦٥
١٤	٨،٨٦٢	٦،٥١٥	٥،٥٦٤	٥،٠٣٥	٤،٦٩٥	٤،٤٥٦	٤،٢٧٨	٤،١٤٠	٣،٩٣٩	٣،٨٠٠	٣،٤٢٧	٣،٠٠٤

تابع جدول (٤)

الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية (ف) عند مستوى ٠,٠١

د . ح	د١ = درجات الحرية للبسط											
د٢ = درجات الحرية للمقام	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	١٠	١٢	٢٤	∞
٣٠	٧,٥٦٢	٥,٣٩٠	٤,٥١٠	٤,٠١٨	٣,٦٩٩	٣,٤٧٣	٣,٣٠٤	٣,١٧٣	٢,٩٧٩	٢,٨٤٣	٢,٤٦٩	٢,٠٠٦
٣٢	٧,٤٩٩	٥,٣٣٦	٤,٤٥٩	٣,٩٦٩	٣,٦٥٢	٣,٤٢٧	٣,٢٥٨	٣,١٢٧	٢,٩٣٤	٢,٧٩٨	٢,٤٢٣	١,٩٥٦
٣٤	٧,٤٤٤	٥,٢٨٩	٤,٤١٦	٣,٩٢٧	٣,٦١١	٣,٣٨٦	٣,٢١٨	٣,٠٨٧	٢,٨٩٤	٢,٧٥٨	٢,٣٨٣	١,٩١١
٣٦	٧,٣٩٦	٥,٢٤٨	٤,٣٧٧	٣,٨٩٠	٣,٥٧٤	٣,٣٥١	٣,١٨٣	٣,٠٥٢	٢,٨٥٩	٢,٧٢٣	٢,٣٤٧	١,٨٧٢
٣٨	٧,٣٥٣	٥,٢١١	٤,٣٤٣	٣,٨٥٨	٣,٥٤٢	٣,٣١٩	٣,١٥٣	٣,٠٢١	٢,٨٢٨	٢,٦٩٢	٢,٣١٩	١,٨٣٧
٤٠	٧,٣١٤	٥,١٧٩	٤,٣١٣	٣,٨٢٨	٣,٥١٤	٣,٢٩١	٣,١٢٤	٢,٩٩٣	٢,٨٠١	٢,٦٦٥	٢,٢٨٨	١,٨٠٥
٦٠	٧,٠٧٧	٤,٩٧٧	٤,١٢٦	٣,٦٤٩	٣,٣٣٩	٣,١١٩	٢,٩٥٣	٢,٨٢٣	٢,٦٣٢	٢,٤٩٦	٢,١١٥	١,٦٠١
١٢٠	٦,٨٥١	٤,٧٨٧	٣,٩٤٩	٣,٤٨٠	٣,١٧٤	٢,٩٥٦	٢,٧٩٢	٢,٦٦٣	٢,٤٧٢	٢,٣٣٦	١,٩٥٠	١,٣٨١
∞	٦,٦٣٥	٤,٦٠٥	٣,٧٨٢	٣,٣١٩	٣,٠١٧	٢,٨٠٢	٢,٦٣٩	٢,٥١١	٢,٣٢١	٢,١٨٥	١,٧٩١	١,٠٠٠

جدول (٥)

الدلالة الإحصائية لاختبار كولموجروف – سيمرنوف لعينة واحدة

ن	مستوى الدلالة		ن	مستوى الدلالة	
	٠,٠٥	٠,١		٠,٠٥	٠,١
١	٠,٩٧٥	,٩٩	١٦	٠,٣٣	٠,٣٧
٢	٠,٨٤	,٩٠	١٧	٠,٣٢	٠,٣٦
٣	٠,٧١	,٧٨	١٨	٠,٣١	٠,٣٥
٤	٠,٦٢	,٦٩	١٩	٠,٣٠	٠,٣٤
٥	٠,٥٦	,٦٣	٢٠	٠,٢٩	٠,٣٣
٦	٠,٥٢	,٥٨	٢١	٠,٢٩	٠,٣٢
٧	٠,٤٨	,٥٤	٢٢	٠,٢٨	٠,٣١
٨	٠,٤٥	,٥١	٢٣	٠,٢٧	٠,٣١
٩	٠,٤٣	,٤٨	٢٤	٠,٢٧	٠,٣٠
١٠	٠,٤١	,٤٦	٢٥	٠,٢٦	٠,٣٠
١١	٠,٣٩	,٤٤	٢٦	٠,٢٦	٠,٢٩
١٢	٠,٣٨	,٤٢	٢٧	٠,٢٥	٠,٢٨
١٣	٠,٣٦	,٤٠	٢٨	٠,٢٥	٠,٢٨
١٤	٠,٣٥	,٣٩	٢٩	٠,٢٤	٠,٢٧
١٥	٠,٣٤	,٣٨	٣٠	٠,٢٤	٠,٢٧

جدول (٦)

الدلالة الإحصائية لاختبار مان – ويتنى

عند مستوى دلالة ٠,٠٥ لاختبار ذيل واحد ، ٠,١٠ ذيلين

ن٢	عينة أكبر											
ن١	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١											صفر	صفر
٢	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٣	٤	٤	٤
٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠	١١
٤	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨
٥	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢	٢٣	٢٥
٦	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٥	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢
٧	١٥	١٧	١٩	٢١	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٣	٣٥	٣٧	٣٩
٨	١٨	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٩	٤١	٤٤	٤٧
٩	٢١	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥١	٥٤
١٠	٢٤	٢٧	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٨	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
١١	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
١٢	٣٠	٣٤	٣٨	٤٢	٤٧	٥١	٥٥	٦٠	٦٤	٦٨	٧٢	٧٧
١٣	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٦	٦١	٦٥	٧٠	٧٥	٨٠	٨٤
١٤	٣٦	٤١	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٧	٩٢
١٥	٣٩	٤٤	٥٠	٥٥	٦١	٦٦	٧٢	٧٧	٨٣	٨٨	٩٤	١٠٠
١٦	٤٢	٤٨	٥٤	٦٠	٦٥	٧١	٧٧	٨٣	٨٩	٩٥	١٠١	١٠٧
١٧	٤٥	٥١	٥٧	٦٤	٧٠	٧٧	٨٣	٨٩	٩٦	١٠٢	١٠٩	١١٥
١٨	٤٨	٥٥	٦١	٦٨	٧٥	٨٢	٨٨	٩٥	١٠٢	١٠٩	١١٦	١٢٣
١٩	٥١	٥٨	٦٥	٧٢	٨٠	٨٧	٤٩	١٠١	١٠٩	١١٦	١٢٣	١٣٠
٢٠	٥٤	٦٢	٦٩	٧٧	٨٤	٩٢	١٠٠	١٠٧	١١٥	١٢٣	١٣٠	١٣٨

جدول (٧)

الدلالة الإحصائية لاختبار الإشارة

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة					
	٠٫١٠	٠٫٠٥	٠٫٠٢٥	٠٫٠١	٠٫٠٠٥	٠٫٠٠٠٥
	اختبار ذو النهايتين					
	٠٫٢٠	٠٫١٠	٠٫٠٥	٠٫٠٢	٠٫٠١	٠٫٠٠١
٤	٠					
٥	٠	٠				
٦	٠	٠	٠			
٧	١	٠	٠	٠		
٨	١	١	٠	٠	٠	
٩	٢	١	١	٠	٠	
١٠	٢	١	١	٠	٠	
١١	٢	٢	١	١	٠	٠
١٢	٣	٢	٢	١	١	٠
١٣	٣	٣	١	٢	١	٠
١٤	٣	٣	٢	٢	١	٠
١٥	٤	٣	٣	٢	٢	١
١٦	٤	٤	٣	٢	٢	١
١٧	٥	٤	٤	٣	٢	١
١٨	٥	٥	٤	٣	٣	١
١٩	٦	٥	٤	٤	٣	٢
٢٠	٦	٥	٥	٤	٣	٢
٢١	٧	٦	٥	٤	٤	٢
٢٢	٧	٦	٥	٥	٤	٣
٢٣	٧	٧	٦	٥	٤	٣
٢٤	٨	٧	٦	٥	٥	٣
٢٥	٨	٧	٧	٦	٥	٤
٢٦	٩	٨	٧	٦	٦	٤
٢٧	٩	٨	٧	٧	٦	٥
٢٨	١٠	٩	٨	٧	٦	٥
٢٩	١٠	٩	٨	٧	٧	٥
٣٠	١٠	١٠	٩	٨	٧	٥
٣١	١١	١٠	٩	٨	٧	٦
٣٢	١١	١٠	٩	٨	٨	٦
٣٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٦
٣٤	١٢	١١	١٠	٩	٩	٧
٣٥	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٧
٣٦	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٧
٣٧	١٤	١٣	١٢	١٠	١٠	٨
٣٨	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٨
٣٩	١٥	١٣	١٢	١١	١١	٨
٤٠	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	٩
٤١	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	٩
٤٢	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١٠
٣٤	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١٠
٤٤	١٧	١٦	١٥	١٣	١٣	١٠
٤٥	١٧	١٦	١٥	١٤	١٣	١١
٤٦	١٨	١٦	١٥	١٤	١٣	١١
٤٧	١٨	١٧	١٦	١٥	١٤	١١
٤٨	١٩	١٧	١٦	١٥	١٤	١٢
٤٩	١٩	١٨	١٧	١٥	١٥	١٢
٥٠	١٩	١٨	١٧	١٦	١٥	١٣

جدول (٨)

الدلالة الإحصائية لاختبار ويلكوكسون

لعينتين مترابطتين

ن	اختبار ذو النهاية الواحدة				
	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠١
	اختبار ذو النهايتين				
	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠٢
٦	٢	صفر			
٧	٣	٢	صفر		
٨	٥	٢	١	صفر	
٩	٨	٥	٣	٢	
١٠	١٠	٨	٥	٣	صفر
١١	١٣	١٠	٧	٥	١
١٢	١٧	١٣	٩	٧	٢
١٣	٢١	١٧	١٢	١٠	٤
١٤	٢٥	٢١	١٥	١٣	٦
١٥	٣٠	٢٥	١٩	١٦	٨
١٦	٣٥	٢٩	٢٣	٢٠	١١
١٧	٤١	٣٤	٢٧	٢٣	١٤
١٨	٤٧	٤٠	٣٢	٢٨	١٨
١٩	٥٣	٤٦	٣٧	٣٢	٢١
٢٠	٦٠	٥٢	٤٣	٣٨	٢٦
٢١	٦٧	٥٨	٤٩	٤٣	٣٠
٢٢	٧٥	٦٥	٥٥	٤٩	٣٥
٢٣	٨٣	٧٣	٦٢	٥٥	٤٠
٢٤	٩١	٨١	٦٩	٦١	٤٥
٢٥	١٠٠	٨٩	٧٦	٦٨	٥١

جدول (٩)

الدلالة الإحصائية لاختبار كروسكال واليز لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختيارات) = ٣

ن	٠,٠٥	٠,٠١
٢ : ٢ : ٢		
٣ : ٢ : ١		
٣ : ٢ : ٢	٤,٧١٤	
٣ : ٣ : ١	٥,١٤٧	
٣ : ٣ : ٢	٥,٣٦١	
٣ : ٣ : ٣	٥,٦٠٠	٧,٢٠٠
٤ : ٢ : ١		
٤ : ٢ : ٢	٥,٣٣٣	
٤ : ٣ : ١	٥,٢٠٨	
٤ : ٣ : ٢	٥,٤٤٤	٦,٤٤٤
٤ : ٣ : ٣	٥,٧٩١	٦,٧٤٥
٤ : ٤ : ١	٤,٩٦٧	٦,٦٦٧
٤ : ٤ : ٢	٥,٤٥٥	٧,٠٣٦
٤ : ٤ : ٣	٥,٥٩٨	٧,١٤٤
٤ : ٤ : ٤	٥,٦٩٢	٧,٦٥٤
٥ : ٢ : ١	٥,٠٠٠	
٥ : ٢ : ٢	٥,١٦٠	٦,٥٣٣
٥ : ٣ : ١	٤,٩٦٠	
٥ : ٣ : ٢	٥,٢٥١	٦,٩٠٩
٥ : ٣ : ٣	٥,٦٤٨	٧,٠٧٩
٥ : ٤ : ١	٤,٩٨٥	٦,٩٥٥
٥ : ٤ : ٢	٥,٢٧٣	٧,٢٠٥
٥ : ٤ : ٣	٥,٦٥٦	٧,٤٤٥
٥ : ٤ : ٤	٥,٦٥٧	٧,٧٦٠
٥ : ٥ : ١	٥,١٢٧	٧,٣٠٩
٥ : ٥ : ٢	٥,٣٣٨	٧,٣٣٨
٥ : ٥ : ٣	٥,٧٠٥	٧,٥٧٨
٥ : ٥ : ٤	٥,٦٦٦	٧,٨٢٣
٥ : ٥ : ٥	٥,٧٨٠	٨,٠٠٠

ن	٠,٠٥	٠,٠١
٦ : ١ : ١		
٦ : ٢ : ١	٤,٨٢٢	
٦ : ٢ : ٢	٥,٣٤٥	٦,٦٥٥
٦ : ٣ : ١	٤,٨٥٥	٦,٨٧٣
٦ : ٣ : ٢	٥,٣٤٨	٦,٩٧٠
٦ : ٣ : ٣	٥,٦١٥	٧,٤١٠
٦ : ٤ : ١	٤,٩٤٧	٧,١٠٦
٦ : ٤ : ٢	٥,٣٤٠	٧,٣٤٠
٦ : ٤ : ٣	٥,٦١٠	٧,٥٠٠
٦ : ٤ : ٤	٥,٦٨١	٧,٧٩٥
٦ : ٥ : ١	٤,٩٩٠	٧,١٨٢
٦ : ٥ : ٢	٥,٣٣٨	٧,٣٧٦
٦ : ٥ : ٣	٥,٦٠٢	٧,٥٩٠
٦ : ٥ : ٤	٥,٦٦١	٩,٩٣٦
٦ : ٥ : ٥	٥,٧٢٩	٨,٠٢٨
٦ : ٦ : ١	٤,٤٩٤٥	٧,١٢١
٦ : ٦ : ٢	٥,٤١٠	٧,٤٦٧
٦ : ٦ : ٣	٥,٦٢٥	٧,٧٢٥
٦ : ٦ : ٤	٥,٧٢٤	٨,٠٠٠
٦ : ٦ : ٥	٥,٧٦٥	٨,١٢٤
٦ : ٦ : ٦	٥,٨٠٩	٨,٢٢٢
٧ : ٧ : ٧	٥,٨١٩	٨,٣٧٨
٨ : ٨ : ٨	٥,٨٠٥	٨,٤٦٥

تابع جدول (٩)

الدلالة الإحصائية لاختبار كروسكال واليز

لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختبارات) = ٤					
ن	٠,٠٥	٠,٠١	ن	٠,٠٥	٠,٠١
٢ : ٢ : ١ : ١			٤ : ٣ : ١ : ١	٦,١٧٨	٧,٠٦٧
٢ : ٢ : ٢ : ١	٥,٦٧٩		٤ : ٣ : ٢ : ١	٦,٣٠٩	٧,٤٥٥
٢ : ٢ : ٢ : ٢	٦,١٦٧	٦,٦٦٧	٤ : ٣ : ٢ : ٢	٦,٦٢١	٧,٨٧١
٣ : ١ : ١ : ١			٤ : ٣ : ٣ : ١	٦,٥٤٥	٧,٧٥٨
٣ : ٢ : ١ : ١			٤ : ٣ : ٣ : ٢	٦,٧٩٥	٨,٣٣٣
٣ : ٢ : ٢ : ١	٥,٨٣٣		٤ : ٣ : ٣ : ٣	٦,٩٨٤	٨,٦٥٩
٣ : ٢ : ٢ : ٢	٦,٣٣٣	٧,١٣٣	٤ : ٤ : ١ : ١	٥,٩٤٥	٧,٩٠٩
٣ : ٣ : ١ : ١	٦,٣٣٣		٤ : ٤ : ٢ : ١	٦,٢٨٦	٧,٩٠٩
٣ : ٣ : ٢ : ١	٦,٢٤٤	٧,٢٠٠	٤ : ٤ : ٢ : ٢	٦,٧٣١	٨,٣٤٦
٣ : ٣ : ٢ : ٢	٦,٥٢٧	٧,٦٣٦	٤ : ٤ : ٣ : ١	٦,٦٣٥	٨,٣٣١
٣ : ٣ : ٣ : ١	٦,٦٠٠	٧,٤٠٠	٤ : ٤ : ٣ : ٢	٦,٨٧٤	٨,٦٢١
٣ : ٣ : ٣ : ٢	٦,٦٢٧	٨,٠١٥	٤ : ٤ : ٣ : ٣	٧,٠٣٨	٨,٨٧٦
٣ : ٣ : ٣ : ٣	٧,٠٠٠	٨,٥٣٨	٤ : ٤ : ٤ : ١	٦,٧٧٥	٨,٥٨٨
٤ : ١ : ١ : ١			٤ : ٤ : ٤ : ٢	٦,٩٥٧	٨,٨٧١
٤ : ٢ : ١ : ١	٥,٨٣٣		٤ : ٤ : ٤ : ٣	٧,١٤٢	٩,٠٧٥
٤ : ٢ : ٢ : ١	٦,١٣٣	٧,٠٠٠	٤ : ٤ : ٤ : ٤	٧,٢٣٥	٩,٢٨٧
٤ : ٢ : ٢ : ٢	٦,٥٤٥	٧,٣٩١			

تابع جدول (٩)

الدلالة الإحصائية لاختبار كروسكال واليز

لتحليل التباين من الدرجة الأولى للرتب

عدد العينات (الاختيارات) = ٥					
ن	٠,٠٠٥	٠,٠٠١	ن	٠,٠٠٥	٠,٠٠١
٢ : ٢ : ١ : ١ : ١			٣ : ٣ : ٢ : ٢ : ١	٧,٢٠٠	٨,٠٧٣
			٣ : ٢ : ٢ : ٢ : ١	٧,٥٩١	٨,٥٧٦
			٣ : ٣ : ٢ : ٢ : ٢	٧,٩١٠	٩,١١٥
٢ : ٢ : ٢ : ١ : ١	٦,٧٥٠				
٢ : ٢ : ٢ : ٢ : ١	٧,١٣٣	٧,٥٣٣	٣ : ٣ : ٣ : ١ : ١	٧,٥٧٦	٨,٤٢٤
	٧,٤١٨	٨,٢٩١			
٢ : ٢ : ٢ : ٢ : ٢					
			٣ : ٣ : ٣ : ٢ : ١	٧,٧٦٩	٩,٠٥١
٣ : ١ : ١ : ١ : ١			٣ : ٣ : ٣ : ٢ : ٢	٨,٠٤٤	٩,٥٠٥
	٦,٥٨٣				
٣ : ٢ : ١ : ١ : ١			٣ : ٣ : ٣ : ٣ : ١	٨,٠٠٠	٩,٤٥١
	٦,٨٠٠	٧,٦٠٠	٣ : ٣ : ٣ : ٣ : ٢	٨,٢٠٠	٩,٨٧٦
			٢ : ٢ : ٢ : ٣ : ٣	٨,٣٣٣	١٠,٢٠٠
٣ : ٢ : ٢ : ١ : ١					
	٧,٣٠٩	٨,١٢٧			
	٧,٦٨٢	٨,٦٨٢			
٣ : ٢ : ٢ : ٢ : ١					
٣ : ٢ : ٢ : ٢ : ٢	٧,٧١١				
٣ : ٢ : ١ : ١ : ١					

جدول (١٠)

القيم النظرية فى اختبار تحليل التباين من الدرجة الثانية لفريدمان

م : عدد الاختبارات = ٢					
ن	مستوى الدلالة		ن	مستوى الدلالة	
	٠,٠٥	٠,٠١		٠,٠٥	٠,٠١
٢			٣٦	٦,٠٧٧	٩,٣٠٨
٣	٦,٠٠٠	٨,٠٠٠	٢٧	٦,٠٠٠	٩,٤٠٧
٤	٦,٥٠٠	٨,٤٠٠	٢٨	٦,٥٠٠	٩,٢١٤
٥	٦,٤٠٠		٢٩	٦,٢٧٦	٩.١٧٢
٦	٧,٠٠٠	٩,٠٠٠	٣٠	٦,٢٠٠	٩,٢٦٧
٧	٧,١٤٣	٨,٨٥٧	٣١	٦,٠٠٠	٩,٢٩٠
٨	٦,٢٥٠	٩,٠٠٠	٣٢	٦,٠٦٣	٩,٢٥٠
٩	٦,٢٢٢	٩,٥٥٦	٣٣	٦,٠٦١	٩,١٥٢
١٠	٦,٠٠٠	٩,٦٠٠	٣٤	٦,٠٥٩	٩,١٧٦
١١	٦,٥٤٥	٩,٤٥٥	٣٥	٦,١٧١	٩,٣١٤
١٢	٦,٥٠٠	٩,٥٠٠	٣٦	٦,١٦٧	٩,٢٨٩
١٣	٦,٦١٥	٩,٣٨٥	٣٧	٦,٠٥٤	٩,٢٤٣
١٤	٦,١٤٣	٩,١٤٣	٣٨	٦,١٥٨	٩,٠٥٣
١٥	٦,٤٠٠	٨,٩٣٣	٣٩	٦,٠٠٠	٩,٢٨٢
١٦	٦,٥٠٠	٩,٣٧٥	٤٠	٦,٠٥٠	٩,١٥٠
١٧	٦,١١٨	٩,٢٩٤	٤١	٦,١٩٥	٩,٣٦٦
١٨	٦,٣٣٣	٩,٠٠٠	٤٢	٦,١٤٣	٩,١٩٠
١٩	٦,٤٢١	٩,٥٧٩	٤٣	٦,١٨٦	٩,٢٥٦
٢٠	٦,٣٠٠	٩,٣٠٠	٤٤	٦,٣١٨	٩,١٣٦
٢١	٦,٠٩٥	٩,٣٣٨	٤٥	٦,١٧٨	٩,٢٤٤
٢٢	٦,٠٩١	٩,٠٩١	٤٦	٦,٠٤٣	٩,٤٣٥
٢٣	٦,٣٤٨	٩,٣٩١	٤٧	٦,١٦٨	٩,٣١٩
٢٤	٦,٢٥٤	٩,٢٥٠	٤٨	٦,١٦٧	٩,١٢٥
٢٥	٦,٠٨٠	٨,٩٦٠	٤٩	٦,٠٤١	٩,١٨٤
			٥٠	٦,٠٤٠	٩,١٦٠

تابع جدول (١٠)

القيم النظرية فى اختبار تحليل التباين من الدرجة الثانية لفريدمان

م : عدد الاختيارات = ٤

ن	مستوى الدلالة ٠,٠٥	مستوى الدلالة ٠,٠١
٢	٦,٠٠٠	
٣	٧,٤٠٠	٩,٠٠٠
٤	٧,٥٠٠	٩,٦٠٠
٥	٧,٥٥٠	٩,٩٦٠
٦	٧,٦٠٠	١٠,٢٠٠
٧	٧,٨٠٠	١٠,٥٤٠
٨	٧,٦٥٠	١٠,٥٠٠
٩	٧,٦٦٧	١٠,٧٣٠
١٠	٧,٦٨٠	١٠,٦٨٠
١١	٧,٦٩١	١٠,٧٥٠
١٢	٧,٧٠٠	١٠,٨٠٠
١٣	٧,٨٠٠	١٠,٨٥٠
١٤	٧,٨١٤	١٠,٨٩٠
١٥	٧,٨٢٠	١٠,٩٢٠
١٦	٧,٨٢٥	١٠,٩٥٠
١٧	٧,٨٣٠	١١,٠٥٠
١٨	٧,٧٣٣	١٠,٩٣٠
١٩	٧,٨٣٣	١١,٠٢٠
٢٠	٧,٨٧٣	١١,١٠٠
٢١	٧,٨٨٣	١١,٠٦٠
٢٢	٧,٩٠٠	١١,٠٧٠

م : عدد الاختيارات = ٥

ن	مستوى الدلالة ٠,٠٥	مستوى الدلالة ٠,٠١
٢	٧,٦٠٠	٨,٠٠٠
٣	٨,٥٣٣	١٠,٢٣٠
٤	٨,٨٠٠	١١٠,٢٠٠
٥	٨,٩٦٠	١١,٦٨٠
٦	٩,٠٦٧	١١,٨٧٠
٧	٩,١٤٣	١٢,١١٠
٨	٩,٢٠٠	١٢,٢٠٠

م : عدد الاختيارات = ٦

ن	٠,٠٥	٠,٠١
٢	٩,٣٥٧	٩,٩٢٩
٣	٩,٨٥٧	١١,٧٦٠
٤	١٠,٣٩٠	١٢,٨٢٠

جدول (١١)

قيم معامل الارتباط الرباعى المناظرة لقيم معامل فاى (φ)

φ	ر د	φ	ر د	φ	ر د	φ	ر د
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,١٠٥	٠,١٦٤	٠,٢١٠	٠,٣٢٤	٠,٣١٥	٠,٤٧٥
٠,٠٠٥	٠,٠٠٨	٠,١١٠	٠,١٧٢	٠,٢١٥	٠,٣٣١	٠,٣٢٠	٠,٤٨٢
٠,٠١٠	٠,٠١٦	٠,١١٥	٠,١٨٠	٠,٢٢٠	٠,٣٣٩	٠,٣٢٥	٠,٤٨٩
٠,٠١٥	٠,٠٢٤	٠,١٢٠	٠,١٨٧	٠,٢٢٥	٠,٣٤٦	٠,٣٣٠	٠,٤٩٦
٠,٠٢٠	٠,٠٣١	٠,١٢٥	٠,١٩٥	٠,٢٣٠	٠,٣٥٤	٠,٣٣٥	٠,٥٠٢
٠,٠٢٥	٠,٠٣٩	٠,١٣٠	٠,٢٠٣	٠,٢٣٥	٠,٣٦١	٠,٣٤٠	٠,٥٠٩
٠,٠٣٠	٠,٠٤٧	٠,١٣٥	٠,٢١١	٠,٢٤٠	٠,٣٦٨	٠,٣٤٥	٠,٥١٦
٠,٠٣٥	٠,٠٥٥	٠,١٤٠	٠,٢١٨	٠,٢٤٥	٠,٣٧٥	٠,٣٥٠	٠,٥٢٣
٠,٠٤٠	٠,٠٦٣	٠,١٤٥	٠,٢٢٦	٠,٢٥٠	٠,٣٨٣	٠,٣٥٥	٠,٥٢٩
٠,٠٤٥	٠,٠٧١	٠,١٥٠	٠,٢٣٤	٠,٢٥٥	٠,٣٩٠	٠,٣٦٠	٠,٥٣٦
٠,٠٥٠	٠,٠٧٩	٠,١٥٥	٠,٢٤١	٠,٢٦٠	٠,٣٩٧	٠,٣٦٥	٠,٥٤٢
٠,٠٥٥	٠,٠٨٦	٠,١٦٠	٠,٢٤٩	٠,٢٦٥	٠,٤٠٤	٠,٣٧٠	٠,٥٤٩
٠,٠٦٠	٠,٠٩٤	٠,١٦٥	٠,٢٥٦	٠,٢٧٠	٠,٤١٢	٠,٣٧٥	٠,٥٥٦
٠,٠٦٥	٠,١٠٢	٠,١٧٠	٠,٢٦٤	٠,٢٧٥	٠,٤١٩	٠,٣٨٠	٠,٥٦٢
٠,٠٧٠	٠,١١٠	٠,١٧٥	٠,٢٧١	٠,٢٨٠	٠,٤٢٦	٠,٣٨٥	٠,٥٦٩
٠,٠٧٥	٠,١١٨	٠,١٨٠	٠,٢٧٩	٠,٢٨٥	٠,٤٣٣	٠,٣٩٠	٠,٥٧٥
٠,٠٨٠	٠,١٢٥	٠,١٨٥	٠,٢٨٧	٠,٢٩٠	٠,٤٤٠	٠,٣٩٥	٠,٥٨١
٠,٠٨٥	٠,١٣٣	٠,١٩٠	٠,٢٩٤	٠,٢٩٥	٠,٤٤٧	٠,٤٠٠	٠,٥٨٨
٠,٠٩٠	٠,١٤١	٠,١٩٥	٠,٣٠٢	٠,٣٠٠	٠,٤٥٤	٠,٤٠٥	٠,٥٩٤
٠,٠٩٥	٠,١٤٩	٠,٢٠٠	٠,٣٠٩	٠,٣٠٥	٠,٤٦١	٠,٤١٠	٠,٦٠٠
٠,١٠٠	٠,١٥٦	٠,٢٠٥	٠,٣١٧	٠,٣١٠	٠,٤٦٨	٠,٤١٥	٠,٦٠٧

تابع جدول (١١)

قيم معامل الارتباط الرباعى المناظرة لقيم معامل فاى (ϕ)

ϕ	رت	ϕ	رت	ϕ	رت	ϕ	رت
٠,٤٢٠	٠,٦١٣	٠,٥٧٠	٠,٧٨٠	٠,٧٢٠	٠,٩٠٥	٠,٨٧٠	٠,٩٧٩
٠,٤٢٥	٠,٦١٩	٠,٥٧٥	٠,٧٨٥	٠,٧٢٥	٠,٩٠٨	٠,٨٧٥	٠,٩٨١
٠,٤٣٠	٠,٦٢٥	٠,٥٨٠	٠,٧٩٠	٠,٧٣٠	٠,٩١١	٠,٨٨٠	٠,٩٨٢
٠,٤٣٥	٠,٦٣١	٠,٥٨٥	٠,٧٩٥	٠,٧٣٥	٠,٩١٥	٠,٨٨٥	٠,٩٨٢
٠,٤٤٠	٠,٦٣٧	٠,٥٩٠	٠,٨٠٠	٠,٧٤٠	٠,٩١٨	٠,٨٩٠	٠,٩٨٥
٠,٤٤٥	٠,٦٤٣	٠,٥٩٥	٠,٨٠٤	٠,٧٤٥	٠,٩٢١	٠,٨٩٥	٠,٩٨٦
٠,٤٥٠	٠,٦٤٩	٠,٦٠٠	٠,٨٠٩	٠,٧٥٠	٠,٩٢٤	٠,٩٠٠	٠,٩٨٨
٠,٤٥٥	٠,٦٥٥	٠,٦٠٥	٠,٨١٤	٠,٧٥٥	٠,٩٢٧	٠,٩٠٥	٠,٩٨٩
٠,٤٦٠	٠,٦٦١	٠,٦١٠	٠,٨١٨	٠,٧٦٠	٠,٩٣٠	٠,٩١٠	٠,٩٩٠
٠,٤٦٥	٠,٦٦٧	٠,٦١٥	٠,٨٢٣	٠,٧٦٥	٠,٩٣٣	٠,٩١٥	٠,٩٩١
٠,٤٧٠	٠,٦٧٣	٠,٦٢٠	٠,٨٢٧	٠,٧٧٠	٠,٩٣٥	٠,٩٢٠	٠,٩٩٢
٠,٤٧٥	٠,٦٧٩	٠,٦٢٥	٠,٨٣٢	٠,٧٧٥	٠,٩٣٨	٠,٩٢٥	٠,٩٩٣
٠,٤٨٠	٠,٦٨٥	٠,٦٣٠	٠,٨٣٦	٠,٧٨٠	٠,٩٤١	٠,٩٣٠	٠,٩٩٤
٠,٤٨٥	٠,٦٩٠	٠,٦٣٥	٠,٨٤٠	٠,٧٨٥	٠,٩٤٤	٠,٩٣٥	٠,٩٩٥
٠,٤٩٠	٠,٦٩٦	٠,٦٤٠	٠,٨٤٤	٠,٧٩٠	٠,٩٤٦	٠,٩٤٠	٠,٩٩٦
٠,٤٩٥	٠,٧٠٢	٠,٦٤٥	٠,٨٤٩	٠,٧٩٥	٠,٩٤٩	٠,٩٤٥	٠,٩٩٦
٠,٥٠٠	٠,٧٠٧	٠,٦٥٠	٠,٨٥٣	٠,٨٠٠	٠,٩٥١	٠,٩٥٠	٠,٩٩٧
٠,٥٠٥	٠,٧١٣	٠,٦٥٥	٠,٨٥٧	٠,٨٠٥	٠,٩٥٣	٠,٩٥٥	٠,٩٩٨
٠,٥١٠	٠,٧١٨	٠,٦٦٠	٠,٨٦١	٠,٨١٠	٠,٩٥٦	٠,٩٦٠	٠,٩٩٨
٠,٥١٥	٠,٧٢٤	٠,٦٦٥	٠,٨٦٥	٠,٨١٥	٠,٩٥٨	٠,٩٦٥	٠,٩٩٩
٠,٥٢٠	٠,٧٢٩	٠,٦٧٠	٠,٨٦٩	٠,٨٢٠	٠,٩٦٠	٠,٩٧٠	٠,٩٩٩
٠,٥٢٥	٠,٧٣٤	٠,٦٧٥	٠,٨٧٣	٠,٨٢٥	٠,٩٦٣	٠,٩٧٥	٠,٩٩٩
٠,٥٣٠	٠,٧٤٠	٠,٦٨٠	٠,٨٧٦	٠,٨٣٠	٠,٩٦٥	٠,٩٨٠	٠,٩٩٩
٠,٥٣٥	٠,٧٤٥	٠,٦٨٥	٠,٨٨٠	٠,٨٣٥	٠,٩٦٧	٠,٩٨٥	١,٠٠٠
٠,٥٤٠	٠,٧٥٠	٠,٦٩٠	٠,٨٨٤	٠,٨٤٠	٠,٩٦٩	٠,٩٩٠	١,٠٠٠
٠,٥٤٥	٠,٧٥٥	٠,٦٩٥	٠,٨٨٧	٠,٨٤٥	٠,٩٧١	٠,٩٩٥	١,٠٠٠
٠,٥٥٠	٠,٧٦٠	٠,٧٠٠	٠,٨٩١	٠,٨٥٠	٠,٩٧٢		
٠,٥٥٥	٠,٧٦٦	٠,٧٠٥	٠,٨٦٩	٠,٨٥٥	٠,٩٧٤		
٠,٥٦٠	٠,٧٧١	٠,٧١٠	٠,٨٩٨	٠,٨٦٠	٠,٩٧٦		
٠,٥٦٥	٠,٧٧٦	٠,٧١٥	٠,٩٠٢	٠,٨٦٥	٠,٩٧٨		

جدول (١٢)

تحويلات فيشر لمعاملات الارتباط

معامل الارتباط (ر)	تحويل فيشر (ز)	(ر)	(ز)	(ر)	(ز)	(ر)	(ز)
صفر	صفر	,١٣٠	,١٣١	,٢٦٠	,٢٦٦	,٣٩٠	,٤١٢
٠,٠٠٥	٠,٠٠٥	,١٣٥	,١٣٦	,٢٦٥	,٢٧١	,٣٩٥	,٤١٨
,٠١٠	,٠١٠	,١٤٠	,١٤١	,٢٧٠	,٢٧٧	,٤٠٠	,٤٢٤
,٠١٥	,٠١٥	,١٤٥	,١٤٦	,٢٧٥	,٢٨٢	,٤٠٥	,٤٣٠
,٠٢٠	,٠٢٠	,١٥٠	,١٥١	,٢٨٠	,٢٨٨	,٤١٠	,٤٣٦
,٠٢٥	,٠٢٥	,١٥٥	,١٥٦	,٢٨٥	,٢٩٣	,٤١٥	,٤٤٢
,٠٣٠	,٠٣٠	,١٦٠	,١٦١	,٢٩٠	,٢٩٩	,٤٢٠	,٤٤٨
,٠٣٥	,٠٣٥	,١٦٥	,١٦٧	,٢٩٥	,٣٠٤	,٤٢٥	,٤٥٤
,٠٤٠	,٠٤٠	,١٧٠	,١٧٢	,٣٠٠	,٣١٠	,٤٣٠	,٤٦٠
,٠٤٥	,٠٤٥	,١٧٥	,١٧٧	,٣٠٥	,٣١٥	,٤٣٥	,٤٦٦
,٠٥٠	,٠٥٠	,١٨٠	,١٨٢	,٣١٠	,٣٢١	,٤٤٠	,٤٧٢
,٠٥٥	,٠٥٥	,١٨٥	,١٨٧	,٣١٥	,٣٢٦	,٤٤٥	,٤٧٨
,٠٦٠	,٠٦٠	,١٩٠	,١٩٢	,٣٢٠	,٣٣٢	,٤٥٠	,٤٨٥
,٠٦٥	,٠٦٥	,١٩٥	,١٩٨	,٣٢٥	,٣٣٧	,٤٥٥	,٤٩١
,٠٧٠	,٠٧٠	,٢٠٠	,٢٠٣	,٣٣٠	,٣٤٣	,٤٦٠	,٤٩٧
,٠٧٥	,٠٧٥	,٢٠٥	,٢٠٨	,٣٣٥	,٣٤٨	,٤٦٥	,٥٠٤
,٠٨٠	,٠٨٠	,٢١٠	,٢١٣	,٣٤٠	,٣٥٤	,٤٧٠	,٥١٠
,٠٨٥	,٠٨٥	,٢١٥	,٢١٨	,٣٤٥	,٣٦٠	,٤٧٥	,٥١٧
,٠٩٠	,٠٩٠	,٢٢٠	,٢٢٤	,٣٥٠	,٣٦٥	,٤٨٠	,٥٢٣
,٠٩٥	,٠٩٥	,٢٢٥	,٢٢٩	,٣٥٥	,٣٧١	,٤٨٥	,٥٣٠
,١٠٠	,١٠٠	,٢٣٠	,٢٣٤	,٣٦٠	,٣٧٧	,٤٩٠	,٥٣٦
,١٠٥	,١٠٥	,٢٣٥	,٢٣٩	,٣٦٥	,٣٨٣	,٤٩٥	,٥٤٢
,١١٠	,١١٠	,٢٤٠	,٢٤٥	,٣٧٠	,٣٨٨	,٥٠٠	,٥٤٩
,١١٥	,١١٦	,٢٤٥	,٢٥٠	,٣٧٥	,٣٩٤	,٥٠٥	,٥٥٦
,١٢٠	,١٢١	,٢٥٠	,٢٥٥	,٣٨٠	,٤٠٠	,٥١٠	,٥٦٢
,١٢٥	,١٢٦	,٢٥٥	,٢٦١	,٣٨٥	,٤٠٦	,٥١٥	,٥٧٠

تابع جدول (١٢)

تحويلات فيشر لمعاملات الارتباط

معامل الارتباط (ر)	تحويل فيشر (ز)	(ر)	(ز)	(ر)	(ز)	(ر)	(ز)
,٥٢٠	,٥٧٦	,٦٥٠	,٧٧٥	,٧٨٠	١,٠٤٥	,٩١٠	١,٥٢٨
,٥٢٥	,٥٨٣	,٦٥٥	,٧٨٤	,٧٨٥	١,٠٥٨	,٩١٥	١,٥٥٧
,٥٣٠	,٥٩٠	,٦٦٠	,٧٩٣	,٧٩٠	١,٠٧١	,٩٢٠	١,٥٨٩
,٥٣٥	,٥٩٧	,٦٦٥	,٨٠٢	,٧٩٥	١,٠٨٥	,٩٢٥	١,٦٢٣
,٥٤٠	,٦٠٤	,٦٧٠	,٨١١	,٨٠٠	١,٠٩٩	,٩٣٠	١,٦٥٨
,٥٤٥	,٦١١	,٦٧٥	,٨٢٠	,٨٠٥	١,١١٣	,٩٣٥	١,٦٩٧
,٥٥٠	,٦١٨	,٦٨٠	,٨٢٩	,٨١٠	١,١٢٧	,٩٤٠	١,٧٣٨
,٥٥٥	,٦٢٦	,٦٨٥	,٨٣٨	,٨١٥	١,١٤٢	,٩٤٥	١,٧٨٣
,٥٦٠	,٦٣٣	,٦٩٠	,٨٤٨	,٨٢٠	١,١٥٧	,٩٥٠	١,٨٣٢
,٥٦٥	,٦٤٠	,٦٩٥	,٨٥٨	,٨٢٥	١,١٧٢	,٩٥٥	١,٨٨٦
,٥٧٠	,٦٤٨	,٧٠٠	,٨٦٧	,٨٣٠	١,١٨٨	,٩٦	١,٩٤٦
,٥٧٥	,٦٥٥	,٧٠٥	,٨٧٧	,٨٣٥	١,٢٠٤	,٩٦٥	٢,٠١٤
,٥٨٠	,٦٦٢	,٧١٠	,٨٨٧	,٨٤٠	١,٢٢١	,٩٧٠	٢,٠٩٢
,٥٨٥	,٦٧٠	,٧١٥	,٨٩٧	,٨٤٥	١,٢٣٨	,٩٧٥	٢,١٨٥
,٥٩٠	,٦٧٨	,٧٢٠	,٩٠٨	,٨٥٠	١,٢٥٦	,٩٨٠	٢,٢٩٨
,٥٩٥	,٦٨٥	,٧٢٥	,٩١٨	,٨٥٥	١,٢٧٤	,٩٨٥	٢,٤٤٣
,٦٠٠	,٦٩٣	,٧٣٠	,٩٢٩	,٨٦٠	١,٢٩٣	,٩٩٠	٢,٦٤٧
,٦٠٥	,٧٠١	,٧٣٥	,٩٤٠	,٨٦٥	١,٣١٣	,٩٩٥	٢,٩٩٤
,٦١٠	,٧٠٩	,٧٤٠	,٩٥٠	,٨٧٠	١,٣٣٣		
,٦١٥	,٧١٧	,٧٤٥	,٩٦٢	,٨٧٥	١,٣٥٤		
,٦٢٠	,٧٢٥	,٧٥٠	,٩٧٣	,٨٨٠	١,٣٧٦		
,٦٢٥	,٧٣٣	,٧٥٥	,٩٨٤	,٨٨٥	١,٣٩٨		
,٦٣٠	,٧٤١	,٧٦٠	,٩٩٦	,٨٩٠	١,٤٢٢		
,٦٣٥	,٧٥٠	,٧٦٥	١,٠٠٨	,٨٩٥	١,٤٤٧		
,٦٤٠	,٧٥٨	,٧٧٠	١,٠٢٠	,٩٠٠	١,٤٧٢		
,٦٤٥	,٧٦٧	,٧٧٥	١,٠٣٣	,٩٠٥	١,٤٩٩		

جدول (١٣)

الدلالة الإحصائية لمعاملات الارتباط

درجات الحرية ن – ٢	٩٥ % ثقة ٥ % شك	٩٩ % ثقة ١ % شك
١	٠,٩٩٧	١,٠٠٠
٢	٠,٩٥٠	٠,٩٩٠
٣	٠,٨٧٨	٠,٩٥١
٤	٠,٨١١	٠,٩١٧
٥	٠,٧٥٤	٠,٨٧٤
٦	٠,٧٠٧	٠,٨٣٤
٧	٠,٦٦٦	٠,٧٩٨
٨	٠,٦٣٢	٠,٧٦٥
٩	٠,٦٠٢	٠,٧٣٥
١٠	٠,٥٧٦	٠,٧٠٨
١١	٠,٥٥٣	٠,٦٨٤
١٢	٠,٥٣٢	٠,٦٦١
١٣	٠,٥١٤	٠,٦٤١
١٤	٠,٤٩٧	٠,٦٢٣
١٥	٠,٤٨٢	٠,٦٠٦
١٦	٠,٤٦٨	٠,٥٩٠
١٧	٠,٤٥٦	٠,٥٧٥
١٨	٠,٤٤٤	٠,٥٦١
١٩	٠,٤٣٣	٠,٥٤٩
٢٠	٠,٤٢٣	٠,٥٣٧
٢١	٠,٤١٣	٠,٥٢٦
٢٢	٠,٤٠٤	٠,٥١٥
٢٣	٠,٣٩٦	٠,٥٠٥

درجات الحرية ن – ٢	٩٥ % ثقة ٥ % شك	٩٩ % ثقة ١ % شك
٢٤	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦
٢٥	٠,٣٨١	٠,٤٨٧
٢٦	٠,٣٧٤	٠,٤٧٨
٢٧	٠,٣٦٧	٠,٤٧٠
٢٨	٠,٣٦١	٠,٤٦٣
٢٩	٠,٣٥٥	٠,٤٥٦
٣٠	٠,٣٤٩	٠,٤٤٩
٣٤	٠,٣٢٥	٠,٤١٨
٤٠	٠,٣٠٤	٠,٣٩٣
٤٥	٠,٢٨٨	٠,٣٧٢
٥٠	٠,٢٧٣	٠,٣٥٤
٦٠	٠,٢٥٠	٠,٣٢٥
٧٠	٠,٢٣٣	٠,٣٠٢
٨٠	٠,٢١٧	٠,٢٨٣
٩٠	٠,٢٠٥	٠,٢٦٧
١٠٠	٠,١٩٥	٠,٢٥٤
١٢٥	٠,١٧٤	٠,٢٢٨
١٥٠	٠,١٥٩	٠,٢٠٨
٢٠٠	٠,١٣٨	٠,١٨١
٣٠٠	٠,١١٣	٠,١٤٨
٤٠٠	٠,٠٩٨	٠,١٢٨
٥٠٠	٠,٠٨٨	٠,١١٥
١٠٠٠	٠,٠٦٢	٠,٠٨١

جدول (١٤)

تقدير معامل الارتباط الرباعى (رب) من خارج قسمة أ د / ب جـ

ر ب	أ د / ب جـ	ر ب	أ د / ب جـ
صفر	٣٫٠٠ - ٠٠	٫٢٦	١٫٩٨ - ١٫٩٤
٫٠١	١٫٠٣ - ١٫٠١	٫٢٧	٢٫٠٤ - ١٫٩٩
٫٠٢	١٫٠٦ - ١٫٠٤	٫٢٨	٢٫١٠ - ٢٫٠٥
٫٠٣	١٫٠٨ - ١٫٠٧	٫٢٩	٢٫١٥ - ٢٫١١
٫٠٤	١٫١١ - ١٫٠٩	٫٣٠	٢٫٢٢ - ٢٫١٦
٫٠٥	١٫١٤ - ١٫١٢	٫٣١	٢٫٢٨ - ٢٫٢٣
٫٠٦	١٫١٧ - ١٫١٥	٫٣٢	٢٫٣٤ - ٢٫٢٩
٫٠٧	١٫٢٠ - ١٫١٨	٫٣٣	٢٫٤١ - ٢٫٣٥
٫٠٨	١٫٢٣ - ١٫٢١	٫٣٤	٢٫٤٨ - ٥٫٤٢
٫٠٩	١٫٢٧ - ١٫٢٤	٫٣٥	٢٫٥٥ - ٢٫٤٩
٫١٠	١٫٣٠ - ١٫٢٨	٫٣٦	٢٫٦٣ - ٢٫٥٦
٫١١	١٫٣٣ - ١٫٣٠	٫٣٧	٢٫٧١ - ٢٫٦٤
٫١٢	١٫٣٧ - ١٫٣٤	٫٣٨	٢٫٧٩ - ٢٫٧٢
٫١٣	١٫٤٠ - ١٫٣٨	٫٣٩	٢٫٨٧ - ٢٫٨٠
٫١٤	١٫٤٤ - ١٫٤١	٫٤٠	٢٫٩٦ - ٢٫٨٨
٫١٥	١٫٤٨ - ١٫٤٥	٫٤١	٣٫٠٥ - ٢٫٩٧
٫١٦	١٫٥٢ - ١٫٤٩	٫٤٢	٣٫١٤ - ٣٫٠٦
٫١٧	١٫٥٦ - ١٫٥٣	٫٤٣	٣٫٢٤ - ٣٫١٥
٫١٨	١٫٦٠ - ١٫٥٧	٫٤٤	٣٫٢٤ - ٣٫٢٥
٫١٩	١٫٦٤ - ١٫٦١	٫٤٥	٣٫٤٥ - ٣٫٣٥
٫٢٠	١٫٦٩ - ١٫٦٥	٫٤٦	٣٫٥٦ - ٣٫٤٦
٫٢١	١٫٧٣ - ١٫٧٠	٫٤٧	٣٫٦٨ - ٣٫٥١
٫٢٢	١٫٧٨ - ١٫٧٤	٫٤٨	٣٫٨٠ - ٣٫٦٩
٫٢٣	١٫٨٣ - ١٫٧٩	٫٤٩	٣٫٩٢ - ٣٫٨١
٫٢٤	١٫٨٨ - ١٫٨٤	٫٥٠	٤٫٠٦ - ٣٫٩٣
٫٢٥	١٫٩٣ - ١٫٨٩		

تابع جدول (١٤)

تقدير معامل الارتباط الرباعى (رب) من خارج قسمة أ د / ب جـ

ر ب	أ د / ب جـ	د ب	أ د ب جـ
٠,٥١	٤,٧ – ٤,٢	٠,٧٦	١١,٥٢ – ١٢,١٦
٠,٥٢	٤,٢١ – ٤,٣٤	٠,٧٧	١٢,١٧ – ١٢,٨٩
٠,٥٣	٤,٣٥ – ٤,٤٩	٠,٧٨	١٢,٩٠ – ١٣,٧٠
٠,٥٤	٤,٥٠ – ٤,٦٦	٠,٧٩	١٣,٧١ – ١٤,٥٨
٠,٥٥	٤,٦٧ – ٤,٨٢	٠,٨٠	١٤,٥٩ – ١٥,٥٧
٠,٥٦	٤,٨٣ – ٤,٩٩	٠,٨١	١٥,٥٨ – ١٦,٦٥
٠,٥٧	٥,٠٠ – ٥,١٨	٠,٨٢	١٦,٦٦ – ١٧,٨٨
٠,٥٨	٩,١٩ – ٥,٣٨	٠,٨٣	١٧,٨٩ – ١٩,٢٨
٠,٥٩	٥,٣٩ – ٥,٥٩	٠,٨٤	١٩,٢٩ – ٢٠,٨٥
٠,٦٠	٥,٦٠ – ٥,٨٠	٠,٨٥	٢٠,٨٦ – ٢٢,٦٨
٠,٦١	٥,٨٤ – ٦,٠٣	٠,٨٦	٢٢,٦٩ – ٢٤,٧٦
٠,٦٢	٦,٠٤ – ٦,٢٨	٠,٨٧	٢٤,٧٧ – ٢٧,٢٢
٠,٦٣	٦,٢٩ – ٦,٥٤	٠,٨٨	٢٧,٢٣ – ٣٠,٠٩
٠,٦٤	٦,٥٥ – ١,٨١	٠,٨٩	٣٠,١٠ – ٣٣,٦٠
٠,٦٥	٦,٨٢ – ٧,٤٠	٠,٩٠	٣٣,٦١ – ٣٧,٧٩
٠,٦٦	٧,٤١ – ٧,٤٢	٠,٩١	٢٧,٨٠ – ٤٣,٠٦
٠,٦٧	٧,٤٣ – ٧,٧٥	٠,٩٢	٤٣,٠٧ – ٤٩,٨٢
٠,٦٨	٧,٧٦ – ٨,١١	٠,٩٣	٤٩,٨٤ – ٥٨,٧٩
٠,٦٩	٨,١٢ – ٨,٤٩	٠,٩٤	٥٨,٨٠ – ٧٠,٩٥
٠,٧٠	٨,٥٠ – ٨,٩٠	٠,٩٥	٧٠,٩٦ – ٨٩,٠١
٠,٧١	٨,٩١ – ٩,٣٥	٠,٩٦	٨٩,٠٢ – ١١٧,٥٤
٠,٧٢	٩,٣٦ – ٩,٨٢	٠,٩٧	١١٧,٥٥ – ١٦٩,٦٧
٠,٧٣	٩,٨٣ – ١٠,٣٣	٠,٩٨	١٦٦,٦٨ – ٢٩٣,١٢
٠,٧٤	١٠,٣٤ – ١٠,٩٠	٠,٩٩	٢٩٣,١٣ – ٩٢٣,٩٧
٠,٧٥	١٠,٩١ – ١١,٥٤	٠,١٠٠	٩٢,٣٩٨

جدول (١٥)

اختبار المتابعة *Studentized Range Statistic (q)*

	α/r	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	٠,٠٥	١٨,٠	٢٧,٠	٣٢,٨	٣٧,١	٤٠,٤	٤٣,٤	٤٥,٤	١٧,٤	٤٩,١
	٠,٠١	٩٠,٠	١٣٥	١٦٤	١٨٦	٢٠٢	٢١٠	٢٢٧	٢٣٧	٢٤٦
٢	٠,٠٥	٩,٠٩	٨,٣٠	٩,٨٠	١٠,٩	١١,٧	١٢,٤	١٣,٠	١٣,٥	١٤,٠
	٠,٠١	١٤,٠	١٩,٠	٢٢,٣	٢٤,٧	٢٦,٦	٢٨,٢	٢٩,٥	٣٠,٧	٣١,٧
٣	٠,٠٥	٤,٥٠	٥,٩١	٦,٨٢	٦,٥٠	٨,٠٤	٨,٤٨	٨,٨٥	٩,١٨	٩,٤٦
	٠,٠١	٨,٢٨	١٠,٦	١٢,٢	٤٣,٣	١٤,٢	١٥,٠	١٥,٦	١٦,٢	١٦,٧
٤	٠,٠٥	٣,٩٣	٥,٠٤	٥,٧٦	٦,٢٩	٦,٧١	٧,٠٥	٧,٣٥	٧,٦٠	٧,٨٣
	٠,٠١	٦,٥١	٨,١٢	٩,١٧	٩,٩٦	١٠,٦	١١,١	١١,٥	١١,٩	١٢,٣
٥	٠,٠٥	٣,٦٤	٤,٦٠	٥,٢٢	٥,٦٧	٦,٠٣	٦,٣٣	٦,٥٨	٦,٨٠	٦,٩٩
	٠,٠١	٥,٧٠	٦,٩٧	٧,٨٠	٨,٤٢	٨,٩١	٩,٣٢	٩,٦٧	٩,٩٧	١٠,٢
٦	٠,٠٥	٣,٤٦	٤,٣٤	٤,٩٠	٥,٣١	٥,٦٣	٥,٨٩	٦,١٢	٦,٣٢	٦,٤٩
	٠,٠١	٥,٢٤	٦,٣٣	٧,٠٣	٧,٥٦	٧,٩٧	٨,٣٢	٨,٦١	٨,٨٧	٩,١٠
٧	٠,٠٥	٣,٣٤	٤,١٠	٤,٦٩	٥,٠٦	٥,٣٦	٥,٦١	٥,٨٢	٦,٠٠	٦,١٦
	٠,٠١	٤,٩٥	٥,٩٢	٦,٥٤	٧,٠١	٧,٣٧	٦,٦٨	٩,٧٤	٨,١٧	٨,٣٧
٨	٠,٠٥	٣,٢٦	٤,٦٤	٤,٥٣	٤,٨٩	٥,١٧	٥,٤٠	٥,٦٠	٥,٧٧	٥,٩٢
	٠,٠١	٤,٧٤	٥,٦٣	٦,٢٠	٦,٦٣	٦,٩٦	٧,٢٤	٧,٤٧	٧,٦٨	٧,٨٧
٩	٠,٠٥	٣,٢٠	٣,٩٥	٤,٤٢	٤,٧٦	٥,٠٢	٥,٢٤	٥,٤٣	٥,٦٠	٥,٧٤
	٠,٠١	٤,٦٠	٥,٤٣	٥,٩٦	٦,٣٥	٦,٦٦	٦,٩١	٧,١٣	٧,٣٢	٧,٤٩
١٠	٠,٠٥	٣,١٥	٣,٨٨	٤,٣٣	٤,٦٥	٤,٩١	٥,١٢	٥,٣٠	٥,٤٦	٥,٦٠
	٠,٠١	٤,٤٨	٥,٢٧	٥,٧٧	٦,١٤	٦,٤٣	٦,٦٧	٧,٨٧	٧,٠٥	٧,٢١
١١	٠,٠٥	٣,١١	٣,٨٢	٤,٢٦	٤,٥٧	٤,٨٢	٥,٠٣	٥,٢٠	٥,٣٣	٥,٤٩
	٠,٠١	٤,٣٩	٥,١٤	٥,٦٢	٥,٩٧	٦,٢٥	٦,٤٨	٦,٦٧	٤,٨٤	٦,٩٩

تابع جدول (١٥)

اختبار المتابعة *Studentized Range Statistic (q)*

	α/r	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١٢	٠,٠٥	٣,٠٨	٣,٧٧	٤,٢٠	٤,٥١	٤,٧٥	٤,٩٥	٥,١٢	٥,٢٧	٥,٤٠
	٠,٠١	٤,٣٢	٥,٠٤	٥,٥٠	٥,٨٤	٦,١٠	٦,٣٢	٦,٥١	٢,٦٧	٦,٨١
١٣	٠,٠٥	٣,٠٦	٣,٧٣	٤,١٥	٤,٤٥	٤,٦٩	٤,٨٨	٥,٠٥	٥,١٩	٥,٣٢
	٠,٠١	٤,٢٦	٤,٩٦	٥,٤٠	٥,٧٣	٥,٩٨	٦,١٩	٦,٣٧	٦,٥٣	٦,٦٧
١٤	٠,٠٥	٣,٠٣	٣,٧٠	٤,١١	٤,٤١	٤,٦٤	٤,٨٣	٤,٩٩	٥,١٣	٥,٢٥
	٠,٠١	٤,٢١	٤,٨٩	٥,٣٢	٥,٦٣	٥,٨٨	٣,٠٨	٦,٢٦	٦,٤١	٦,٥٤
١٦	٠,٠٥	٣,٠٠	٣,٦٥	٤,٠٥	٤,٣٣	٤,٥٦	٤,٧٤	٤,٩٠	٥,٠٣	٥,١٥
	٠,٠١	٤,١٣	٤,٧٨	٥,١٩	٥,٤٩	٥,٧٢	٥,٩٢	٦,٠٨	٦,٢٢	٦,٣٥
١٨	٠,٠٥	٢,٩٧	٣,٦١	٤,٠٠	٤,٢٨	٤,٤٩	٤,٦٧	٤,٨٢	٦,٩٦	٥,٠٧
	٠,٠١	٤,٠٧	٤,٧٠	٥,٠٩	٥,٣٨	٥,٦٠	٥,٧٩	٥,٩٤	٦,٠٨	٦,٢٠
٢٠	٠,٠٥	٢,٩٥	٣,٥٨	٣,٩٦	٤,٢٣	٤,٤٥	٤,٦٢	٤,٧٧	٤,٩٠	٥,٠١
	٠,٠١	٤,٠٢	٤,٦٤	٥,٠٢	٥,٢٩	٥,٥١	٥,٦٩	٥,٨٤	٥,٩٧	٦,٠٩
٢٤	٠,٠٥	٢,٩٢	٣,٥٣	٣,٩٠	٤,١٧	٤,٣٧	٤,٤٥	٤,٦٨	٤,٨١	٤,٩٢
	٠,٠١	٣,٩٦	٤,٥٤	٤,٩١	٥,١٧	٥,٣٧	٥,٥٤	٥,٦٩	٥,٨١	٥,٩٢
٣٠	٠,٠٥	٢,٨٩	٣,٤٩	٣,٨١	٤,١٠	٤,٣٠	٤,٤٦	٤,٦٠	٤,٧٢	٤,٨٣
	٠,٠١	٣,٨٩	٤,٤٥	٤,٨٠	٥,٠٥	٥,٢٤	٥,٤٠	٥,٥٤	٥,٥٦	٥,٧٦
٤٠	٠,٠٥	٢,٨٦	٣,٤٤	٣,٧٩	٤,٠٤	٤,٢٣	٤,٣٩	٤,٥٢	٤,٦٣	٤,٧٤
	٠,٠١	٣,٨٢	٤,٣٧	٤,٧٠	٤,٩٣	٥,١١	٥,٢٧	٥,٣٩	٥,٥٠	٥,٦٠
٨٠	٠,٠٥	٢,٨٣	٣,٤٠	٣,٧٤	٣,٩٨	٤,١٦	٤,٣١	٤,٤٤	٤,٥٥	٤,٦٥
	٠,٠١	٣,٧٦	٤,٢٨	٤,٦٠	٤,٨٢	٤,٩٩	٥,١٣	٥,٢٥	٥,٣٦	٥,٤٥
١٢٠	٠,٠٥	٢,٨٠	٣,٣٦	٣,٦٩	٣,٩٢	٤,٤٠	٤,٢٤	٤,٣٦	٤,٤٨	٤,٥٦
	٠,٠١	٣,٧٠	٤,٢٠	٤,٥٠	٤,٧١	٤,٨٧	٥,٠١	٥,١٢	٥,٢١	٥,٣٠
α	٠,٠٥	٢,٧٧	٣,٣١	٣,٦٣	٣,٨٦	٤,٠٣	٤,١٧	٤,٢٩	٤,٣٩	٤,٤٧
	٠,٠١	٣,٦٤	٤,١٢	٤,٤٠	٤,٦٠	٤,٧٦	٤,٨٨	٤,٩٩	٥,٠٨	٥,١٦

بحوث ومؤلفات أخرى للمؤلف

♦. مع تمنياتي بمطالعة ممتعة : محمد عمروش

بحوث ومؤلفات أخرى للمؤلف

أولاً : البحوث :

البحث الأول : وجهة الضبط لدى معلمى وتلاميذ المرحلة الابتدائية وعلاقتها بالتحصيل الدراسى لدى التلاميذ .

الناشر : مجلة العلوم التربوية ، كلية التربية بقنا ، جامعة أسيوط ، مجلد (٢) ، عدد (٢) ، ١٩٩١ ، ص ص ٣٠٥ – ٣٤١ .

البحث الثانى : الذكاء الاجتماعى والاتجاهات نحو السياحة وعلاقتهما بمستوى الطموح لدى طلاب معهد السياحة والفنادق بقنا .

الناشر : مجلة العلوم التربوية ، كلية التربية بقنا ، جامعة أسيوط ، مجلد (٣) ، عدد (١) ، ١٩٩٢ ، ص ص ٢٣٠ – ٢٨٦ .

البحث الثالث : بعض العوامل النفسية وعلاقتها بسلوك الإخلال بالنظام المدرسى لدى تلاميذ المرحلة الإعدادية .

الناشر : مجلة كلية التربية ، جامعة أسيوط ، مجلد (٢) ، عدد (٨) ، ١٩٩٢ ، ص ص ٨٨٣ – ٩٠٢ .

البحث الرابع : بعض العوامل النفسية الكامنة وراء نجاح القائد التربوى " دراسة ميدانية بمحافظة قنا " .

الناشر : مجلة العلوم التربوية ، كلية التربية بقنا ، جامعة أسيوط ، مجلد (٤) ، عدد (١) ، ١٩٩٣ ، ص ص ٢٥٣ – ٢٩٩ .

البحث الخامس : المهارات الاجتماعية لدى التلاميذ ذوى الصعوبات الإدراكية بالمرحلة الابتدائية .

الناشر : مجلة كلية التربية بأسوان ، جامعة أسيوط ، عدد (٩) ، ١٩٩٣ ، ص ص ١٣٨ – ١٥٥ .

البحث السادس : التفكير الناقد ومفهوم الذات وعلاقتهما بالدوجماتية لدى طلاب الجامعة .

الناشر : مجلة كلية التربية ، جامعة أسيوط ، مجلد (١) ، عدد (١) ، ١٩٩٤ ، ص ص ٤١٧ – ٤٥٥ .

البحـــث الســـابع : الاتجاهـــات النفسية التربوية لدى طلاب كلية التربية النوعية بقنا وعلاقتها بمستوى أدائهم فى الأعمال التطبيقية التخصصية .

الناشر : مجلة العلوم التربوية ، كلية التربية بقنا ، جامعة أسيوط ، عدد (٦) ، ١٩٩٤ ، ص ص ٢١١ – ٢٥٦ .

البحث الثامن : الكفاءة الذاتية لدى معلمى الرياضيات وعلاقتها باتجاهاتهم نحو مهنة الـــتدريس وبعـــض المتغيرات النفسية لدى تلاميذهم " دراسة تقويمية فى بيئة المملكة العربية السعودية .

الناشـــر : مجلـــة كلـــية التربية ، جامعة أسيوط ، عدد (١٣) ، جزء (٢) ، ١٩٩٧ ، ص ص ٢٢١ – ٢٤١ .

البحـــث التاســـع : دراسة تحليلية لبعض المعالم الكلينيكية للشخصية النرجسية لدى طلاب كلية التربية بقنـــا .

الناشـــر : مجلـــد مؤتمـــر الجمعية السورية للعلوم النفسية ، الجزء الأول ، ١٩٩٧ ، ص ص ٣٢٣ – ٣٦٢ .

البحـــث العاشـــر : فعالـــية التعزيز الموجب فى علاج صعوبات تعلم الحساب وبعض الأعراض النفسية المصاحبة لها لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية " دراسة تجريبية فى البيئة السعودية " .

الناشر : مجلة كلية التربية ، جامعة عين شمس ، العدد (٢٢) ، الجزء (٢) ، ١٩٩٨ ، ص ص ٢٣٣ – ٣١١ .

البحـــث الحـــادى عشر : بعض العوامل النفسية لدى الشباب الجامعى المنتمى وغير المنتمى – دراسة مقارنة .

الناشـــر : المجلـــة المصـــرية للدراسات النفسية تصدرها الجمعية المصرية للدراســـات النفســـية بالقاهرة ، العدد (١٨) ، المجلد (٨) ، ١٩٩٨ ، ص ص ٥١ – ٩٤ .

البحـــث الـــثانى عشر : بعض العوامل النفسية المميزة للتلاميذ ذوى اضطراب عجز الانتباه المصحوب بالنشاط الحركى الزائد مقارنة بالتلاميذ الأسوياء .

الناشـــر : مجلة دراسات تربوية واجتماعية ، كلية التربية ، جامعة حلوان ، العدد (٤) ، المجلد (٥) ، ١٩٩٩ ، ص ص ٥١ – ١٠١ .

البحث الثالث عشر : اتجاهات طلاب كلية التربية بقنا نحو امتحانات التحصيل المقالية والموضوعية وعلاقتها ببعض المتغيرات النفسية والديموجرافية .

الناشـــر : مجلة دراسات تربوية واجتماعية ، كلية التربية ، جامعة حلوان ، العدد (٤) ، المجلد (٥) ، ١٩٩٩ ، ص ص ٣٣٣ – ٣٧٤ .

البحث الرابع عشر : الشعور بالوحدة النفسية لدى الأطفال المعوقين وعلاقتها ببعض المتغيرات النفسية .

الناشر : مجلة كلية التربية ، جامعة عين شمس ، العدد (٢٣) ، الجزء (٣) ، ١٩٩٩ ، ص ص ٩ – ٥٨ .

البحـــث الخـــامس عشـــر : تدريج اختبار الذكاء العالى باستخدام نموذج راش أحادى المعلم " دراسة سيكومترية " .

الناشـــر : مجلة العلوم التربوية ، كلية التربية بقنا ، جامعة جنوب الوادى ، العدد (١١) ، ٢٠٠٠ ، ص ص ١ – ٦٤ .

البحـــث الســـادس عشـــر : الاتجاهات الحديثة فى دراسة الإبداع (٢٠٠٠) ، اللجنة العلمية الدائمة لترقية الأساتذة بالقاهرة .

البحـــث السابع عشر : الذكاء الوجدانى لدى طلاب الجامعة وعلاقته ببعض المتغيرات المعرفية والمزاجية .

الناشـــر : مجلة دراسات تربوية واجتماعية ، كلية التربية ، جامعة حلوان ، العدد (٤) ، المجلد (٨) ، ٢٠٠٢ ، ص ص ٢٢٩ – ٣٢٢ .

البحـــث الثامن عشر : أساليب التفكير لـــ " ستيرنبرج " *Sterinberg* لدى طلاب كلية التربـــية بقـــنا وعلاقـــتها بأســـاليب التعلم لـــ " بيجز " *Biggis* وبعض خصائص الشخصية .

الناشر : مجلة كلية التربية ، جامعة عين شمس ، العدد (٢٧) ، جزء (٢) ، ٢٠٠٣ ، ص ص ٩ – ٨٦ .

البحـــث التاسع عشر : أساليب التفكير لدى المعلمين وتلاميذهم وأثرها على التحصيل الدراسى لدى هؤلاء التلاميذ .

الناشـــر : مجلـــة دراسات عربية فى علم النفس ، العدد (٤) ، المجلد (٢) ، ٢٠٠٣ ، ص ص ٢٥ – ١٢٠ .

البحـــث العشـــرون : الاتجاهـــات الحديـــثة فى دراسة الجوانب الاجتماعية فى التعلم المدرسى (٢٠٠٣) ، اللجنة العلمية الدائمة لترقية الأساتذة بالقاهرة .

ثانياً : المؤلفات :

١- دراسات معاصرة فى علم النفس المعرفى ، الجزء الأول والثانى ، القاهرة : مكتبة عالم الكتب ، ٢٠٠٤ .

٢- دراسات معاصرة فى علم النفس التربوى ، الجزء الأول والثانى ، القاهرة : مكتبة عالم الكتب ، ٢٠٠٤ .

٣- الجوانب الاجتماعية فى التعلم المدرسى ، القاهرة : مكتبة عالم الكتب ، ٢٠٠٥ .

٤- علم النفس المعرفى - قراءات وتطبيقات معاصرة ، القاهرة : مكتبة عالم الكتب ، ٢٠٠٥ .